

# CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA EM BAIXA TENSÃO E SUAS ELASTICIDADES PREÇO E RENDA: UMA ANÁLISE ESPACIAL COMPARADA

Wendell Cassemiro da Silva<sup>1</sup>. E-mail: [wendellcassemiro@hotmail.com](mailto:wendellcassemiro@hotmail.com)  
Augusta Pelinski Raiher<sup>2</sup>. E-mail: [apelinski@gmail.com](mailto:apelinski@gmail.com)

**Resumo:** O objetivo deste estudo foi avaliar, de forma comparativa, as elasticidades preço e renda do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os municípios dos Estados do Ceará e do Paraná, no período entre 2005 e 2016. Para isso, foram estimados modelos espaciais com dados de painel. Os resultados demonstraram a existência de dependência espacial nos dados, razão pela qual seu não tratamento pode resultar em estimativas viesadas. Foi verificado também que, de forma divergente da maioria da literatura, a demanda por energia elétrica em baixa tensão no Estado do Ceará foi elástica em relação ao preço. Quanto à renda, seu comportamento foi inelástico. Para o Estado do Paraná, comprovou-se que a demanda por energia elétrica em baixa tensão é inelástica tanto para preço quanto para renda. Os resultados da pesquisa apontaram para a necessidade de diferenciação de políticas tarifárias necessárias ao fomento do consumo de tal bem em ambos os Estados, uma vez que a necessidade das áreas não é similar.

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

**Abstract:** The objective of this study was to evaluate, in a comparative way, the price and income elasticities of electric energy consumption in low voltage between the municipalities of the states of Ceará and Paraná, in the period between 2005 and 2016. For this, spatial models with panel data were estimated. The results have shown the existence of spatial dependence in the data, which is the reason why its non-treatment can result in biased estimates. It was also verified that, in a different way from most literature, the demand for low voltage electrical energy in the State of Ceará was elastic relative to the price. As for income, its behavior was inelastic. For the state of Paraná, it was verified that the demand for low voltage electrical energy is inelastic both regarding price and income. The results of the survey pointed to the need for differentiation of tariff policies necessary to promote the consumption of such good in both states, since the need of the areas is not similar.

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

**ÁREA:** Economia Regional e Urbana.

**Classificação JEL:** C23, D12 e R10.

---

<sup>1</sup> Mestrando em Economia na Universidade Estadual de Ponta Grossa – UEPG.

<sup>2</sup> Doutora de Economia. Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa – UEPG.

## Introdução

A relação do homem com a eletricidade foi tomando formas cada vez mais íntimas à medida que as comodidades e as necessidades contemporâneas foram evoluindo. Nesse sentido, é necessário entender que, atualmente, o consumo de energia elétrica é essencial para o bem-estar dos indivíduos.

Dada a homogeneidade existente na energia elétrica enquanto bem de consumo - especialmente pela impossibilidade de distingui-la em termos de qualidade -, a forma de diferenciá-la finda-se na qualidade de sua entrega<sup>3</sup>. Com efeito, o que é oferecido ao consumidor é o serviço de entrega da energia elétrica, o qual, em algumas oportunidades, requer a existência de uma única empresa prestadora do serviços com vistas a se ter maior eficiência, formando naturalmente um monopólio (EL HAGE et al (2011). Consequentemente, a questão do preço praticado também evoluiu para um sistema de controle estatal. É preciso entender que, por tratar-se de um bem essencial (ZUBA, 2017) e cuja posição do ofertante é demasiadamente vantajosa, os governos devem intervir com o intuito de garantir preços artificialmente mais baixos que aqueles que o monopolista provavelmente praticaria se estivesse livre para impor.

A forma mais comum, embora menos específica, de classificar o serviço de entrega de energia elétrica se dá via observação do nível de tensão no qual a mesma é repassada ao consumidor. Conforme Lucinda e Neto (2014), essa forma possui dois grupos distintos: consumidores conectados em alta<sup>4</sup> e baixa tensão. A necessidade de fazer essa diferenciação, de acordo com El Hage et al (2011), está relacionada com a estrutura física indispensável à prestação do serviço. Entende-se, por exemplo, que consumidores de alto consumo, como indústrias, requerem conexões em níveis mais elevados de tensão. Logo, comércios e residências, por consumirem energia elétrica em quantidades comparativamente menores, são atendidas por estruturas menos robustas. É necessário frisar que, embora incomum, existem consumidores residenciais conectados em redes de alta tensão. De forma semelhante, existem consumidores industriais de baixo consumo conectados em redes de baixa tensão.

O entendimento dessa questão está intimamente ligado com a construção dos preços praticados pelas empresas de energia elétrica no Brasil. Como estruturas diferentes possuem custos díspares, a definição de que tipo de conexão está sendo utilizada tende a impactar diretamente os preços praticados. Essa formação de preços que toma por base o nível de tensão, conforme Roselli e Tomaselli (2008), é denominada estrutura vertical.

Todavia, a demanda por energia elétrica não está associada exclusivamente ao nível de tensão. Na maioria dos trabalhos realizados sobre o consumo de energia elétrica, a abordagem tradicional foca no exame de classes de consumo (residencial, comercial e industrial, essencialmente) ou em termos agregados (consumo total). Em geral, consideram-se os impactos do preço e da renda sobre esta demanda.

A suposição é de que, quanto maior a renda, mais elevado é o uso de equipamentos eletroeletrônicos, e maior tende a ser o consumo de energia elétrica (ANDRADE e LOBÃO, 1997). Ainda, quanto ao preço, essa relação tende a ser inversa. Consequentemente, o estágio

---

<sup>3</sup> Normalmente, os critérios avaliativos quanto à qualidade do serviço de distribuição de energia elétrica são a frequência e a duração de interrupções no serviço.

<sup>4</sup> O grupo de alta tensão, na prática, pode ainda ser subdividido em duas classes: média (< 230 kV) e alta (≥ 230kV) tensão.

de desenvolvimento econômico das regiões potencialmente afeta a dinâmica da demanda por energia elétrica.

Neste sentido, a hipótese desse artigo finda-se na existência de diferentes elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda por energia elétrica quando se tem espaços regionais com diferentes graus de desenvolvimento econômico. Portanto, analisou-se a sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão decorrente das alterações no preço e na renda municipal, considerando dois Estados com graus de desenvolvimento díspares: o Ceará e o Paraná.

Essa comparação é uma das diferenciações desse estudo, que considera importante a heterogeneidade espacial referente à formação da renda na determinação da demanda por energia elétrica, elemento que ainda não foi investigado na literatura nacional considerando esse tipo de agregação. Ademais, outro ponto que diferencia esse trabalho refere-se à utilização de dados em unidades espaciais menores (municípios). Com efeito, os trabalhos, em geral, utilizam dados estaduais para analisar essa sensibilidade, desconsiderando as particularidades locais que a informação mais específica pode trazer.

Para isso, esse trabalho está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A próxima apresenta as evidências empíricas sobre a demanda por energia elétrica. A terceira seção relata a metodologia aplicada. Em seguida, tem-se os resultados, com análise comparativa entre o Ceará e o Paraná. Por fim, são realizadas considerações finais à pesquisa.

## **2. Demanda por energia elétrica: evidências empíricas**

Conforme Garcez e Ghirardi (2003), o trabalho de Houthakker (1951) foi o marco inicial dos estudos sobre a demanda por energia elétrica. Nele, o pesquisador estimou a demanda total por energia elétrica para as províncias da Grã-Bretanha no período entre os anos de 1938 e 1948, utilizando uma análise específica de tarifas em duas partes. Foram utilizadas a renda média, o preço marginal da energia associada a esse tipo de tarifação, além do preço marginal do gás na composição das tarifas de energia elétrica e dos estoques médios de equipamentos domésticos por consumidor. Em trabalhos que vieram na sequência, boa parte focou no estudo de várias classes de consumo (como em Mount, Chapman e Tyrrell, 1973). Em outros, como em Burney (1995), o objetivo foi a análise do consumo agregado.

Numa pesquisa recente sobre o consumo de energia elétrica americano, Ros (2017), com uso de dados em painel e informações de 72 empresas de distribuição de eletricidade entre 1972 e 2009, verificou que as elasticidades-preço da demanda por energia elétrica variam entre (-0,4) e (-0,61) para a classe residencial, entre (-0,33) e (-0,77) para a classe comercial e, em aproximadamente (-0,6) para a classe industrial. Quanto às elasticidades-renda, o autor verificou que variam entre 0,34 e 0,41 para a classe residencial, entre 0,43 e 0,79 para a classe comercial e entre 1,3 e 4,6 para a classe industrial.

Portanto, tem-se uma diferença em termos de sensibilidade quanto à variação de renda, especialmente no que se refere ao consumo industrial, evidenciando um processo cumulativo positivo induzido pelo crescimento do próprio dinamismo econômico local.

Num contexto de econometria espacial, Gomez, Filippini e Heimsch (2013), utilizaram dados em painel para as províncias (Estados) espanholas no período de 2001 a 2010. Esta pesquisa focou exclusivamente na classe residencial. Em seus resultados, os autores identificaram a presença de efeitos espaciais no consumo de energia elétrica residencial espanhol. Ainda, verificaram que a elasticidade-preço foi equivalente à (-0,044), a elasticidade-renda foi de 0,270 e o parâmetro espacial relativo à autocorrelação espacial do

consumo de energia elétrica residencial na Espanha correspondeu à 0,153. Neste sentido, a sensibilidade quanto à alteração no preço da tarifa de energia elétrica foi próxima de zero, se apresentando como um bem essencial para o povo espanhol.

No Brasil, um dos primeiros trabalhos de destaque relacionados ao tema foi realizado por Modiano (1984). Em sua pesquisa, o autor analisou a sensibilidade da demanda por energia elétrica de curto e longo prazo para o Brasil quanto à renda e ao preço. Para isso, utilizou uma estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) aplicada a um conjunto de dados em séries temporais. Com resultados, observou que a demanda é elástica à renda no longo prazo em todas as classes de consumo e inelástica no curto prazo. Por sua vez, verificou comportamento inelástico à tarifa em qualquer dos cenários. Foram identificados também que o nível de sensibilidade da demanda à renda é maior que aquela associada ao preço em qualquer dos horizontes temporais.

Usando uma abordagem de Modelos de Vetores Autorregressivos com Vetor de Correção de Erros (VAR-VCE), Schmidt e Lima (2004) analisaram a demanda nacional brasileira para as classes residencial, comercial e industrial, com dados de 1969 a 1999. Nesse caso, as elasticidades-preço de longo prazo da demanda por energia elétrica para as classes residencial, comercial e industrial foram de (-0,085), (-0,174) e (-0,129). Quanto às elasticidades-renda, corresponderam a 0,539; 0,636 e 1,916, respectivamente.

No que tange às análises regionais, Garcez e Ghirardi (2003) utilizaram diversas técnicas aplicadas a um conjunto de dados em séries temporais, no período de 1994 a 2002, para o Estado da Bahia. Como resultados, verificaram que a elasticidade-preço de curto-prazo estava compreendida entre (-0,03) e (-0,07), enquanto a elasticidade-renda localizava-se entre 0,127 e 0,394. Todavia, cabe destacar que nos períodos finais analisados, o país vivia a questão de crise de oferta de energia elétrica.

Em outros trabalhos regionais, Mattos e Lima (2005), Mattos et al (2005) e Mattos et al (2006), realizaram análises para o Estado de Minas Gerais com uso de um modelo VAR-VCE, aplicado ao conjunto de dados alinhados em séries temporais entre 1970 e 2002. Como respostas, encontraram que a sensibilidade da demanda por energia elétrica ao preço para as classes residencial, comercial e industrial foram (-0,258), (-0,772) e (-0,250), respectivamente. Por sua vez, a sensibilidade à renda corresponderam, na mesma sequência, a 0,532; 0,778 e 0,540. De comum, foi constatado nos três trabalhos que, para o Estado de Minas Gerais, o consumo de energia elétrica é mais sensível à renda que ao preço.

No tocante a outros trabalhos com agregação menor que a referente ao país, destaca-se o realizado por Cabral (2017), no qual o autor utilizou a técnica econométrica-espacial para inferir a aplicação dessa metodologia às cinco macrorregiões brasileiras. Foram utilizados dados em painel no período entre 2003 a 2013. O pesquisador conclui que existe dependência espacial no consumo de energia elétrica residencial entre as cinco regiões brasileiras. Ainda, foram observadas elasticidades preço e renda de (-0,152) e 0,055, com efeitos de transbordamento espacial 0,058 e (-0,024), respectivamente.

Em uma perspectiva nacional e mais alinhada ao período de pesquisa do presente estudo, Oliveira, Tavares e Tavares (2018), com o uso de técnica VAR-VCE aplicada a um conjunto de dados em séries temporais, observaram que a elasticidade-preço de longo prazo no Brasil foi de (-0,127) e a elasticidade-renda de longo prazo foi de 0,476.

Isto posto, é forçoso entender que o estudo da demanda por energia elétrica evoluiu ao longo do tempo, tanto em modelos, quanto em metodologias de estimação. Pode-se inferir como resultado comum nos trabalhos nacionais certa inelasticidade tanto para a renda como para o preço, sendo menor para esse último. Ademais, as inferências iniciais corroboram com

a inexistência de estudos focando em unidades espaciais menores, não investigando as particularidades locais.

### 3. Elementos metodológicos

Este estudo analisou a sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão decorrente das alterações no preço e na renda municipal, considerando dois Estados com graus de desenvolvimento díspares: o Ceará e o Paraná. Por isso, nessa seção são apresentados os fatores determinantes dessa escolha espacial, com análises iniciais referentes à demanda por energia elétrica e ao desenvolvimento socioeconômico existente em cada um desses Estados. Além disso, infere-se sobre o modelo econométrico estimado, estruturando a estratégia empírica utilizada e, por fim, realizam-se comentários sobre dos dados.

#### 3.1 Espaços selecionados

A análise comparada de espaços diferentes em termos de desenvolvimento está alinhada com a proposta de verificar se há consequências analíticas diferentes quanto ao consumo de energia elétrica em baixa tensão para regiões com nível de desenvolvimento diferentes. Para isso, foram escolhidos os Estados do Ceará e do Paraná. A opção por estes ambientes se deu por duas razões: a existência de diferenças quanto ao nível de desenvolvimento socioeconômico e a existência de dados detalhados por município.

Como medida de desenvolvimento socioeconômico, utilizou-se o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal. Como corolário, o Estado do Ceará possuía classificação de condição regular de desenvolvimento humano no início do período, com um índice equivalente a 0,49; enquanto o Paraná estava com um valor correspondente à 0,66, considerado moderado. Em 2016, o Ceará elevou seu índice para 0,67 e o Paraná subiu para 0,73. Portanto, são dois espaços que apresentam características de desenvolvimento díspares, e que, possivelmente, tem sensibilidades diferentes quanto à demanda por energia elétrica em baixa tensão dada às oscilações no preço e na renda. Importante destacar que o Paraná teve acréscimo do seu desenvolvimento, entretanto, a magnitude foi bem inferior à do Ceará, por já estar num grau maior de desenvolvimento no período inicial.

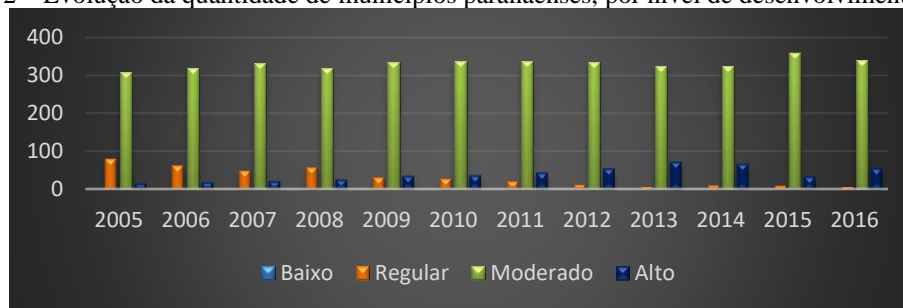
Assim, tem-se certa estabilidade no desenvolvimento do Paraná *versus* um acréscimo intenso nas condições de bem-estar do Ceará, ressaltando que este último ainda apresenta um índice relativamente menor que o primeiro. Representações dos quantitativos de municípios por nível de desenvolvimento podem ser vistas nos gráficos 1 e 2.

Gráfico 1: Evolução da quantidade de municípios cearenses, por nível de desenvolvimento – 2005 a 2016.



Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), com dados trabalhados pela pesquisa.

Gráfico 2 – Evolução da quantidade de municípios paranaenses, por nível de desenvolvimento - 2005 a 2016.



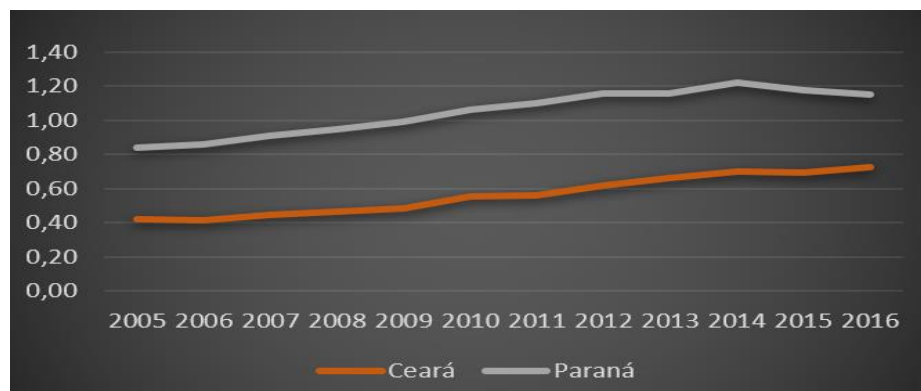
Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), com dados trabalhados pela pesquisa.

Um aspecto importante do ranking de desenvolvimento municipal em 2016 é que não existem estados das regiões mais desenvolvidas (Sul/Sudeste/Centro-Oeste) abaixo do Estado do Ceará, o que fortalece a utilização desta unidade espacial como um bom representante do processo de evolução do nível de desenvolvimento. Afora isso, um fator que corrobora com as semelhanças atuais entre os Estados analisados está na atual representatividade do nível de desenvolvimento moderado, sendo em ambos o mais representativo (88,30% no Estado do Ceará e 85,21% no Estado do Paraná, com concreta estabilidade para este último, e um processo de melhoramento do bem-estar ao longo do tempo para o primeiro).

Considerando essas características e, dada a disponibilidade de informações para esses dois estados a nível municipal – informações que são necessárias para auferir os objetivos propostos –, esses dois espaços foram o foco desse estudo.

Quanto à composição per capita do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os espaços analisados, consideraram-se todas as classes de consumo, cuja representação gráfica pode ser observada no gráfico 3. Verifica-se que no período de 2005 a 2016, o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita entre as duas unidades espaciais analisadas apresentou comportamento crescente similar, embora com proporções diferentes. No caso do Ceará, a variação entre o período inicial e final foi de 71,73%, com retrações pequenas apenas nos anos de 2006 (-1,75%) e 2015 (-0,87%). Por sua vez, o Estado do Paraná apresentou aumento total de 36,90% no período analisado, tendo apresentado reduções de consumo nos anos de 2015 (-3,28%) e 2016 (-2,54%).

Gráfico 3 - Consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita (MWh/indivíduo) – Ceará x Paraná – 2005 a 2016.

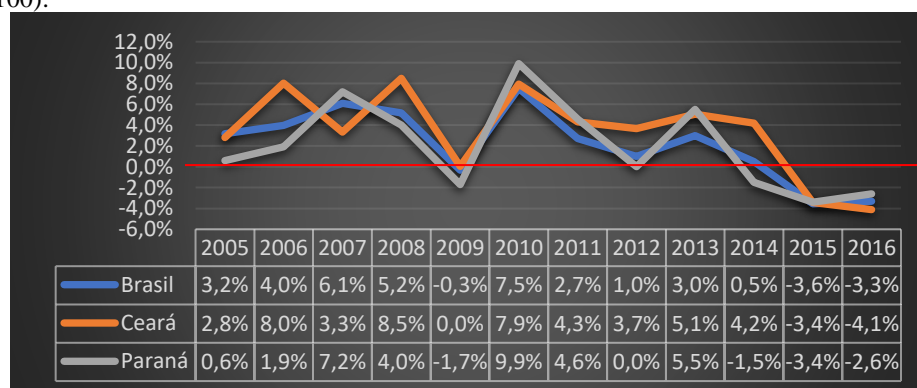


Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), com dados trabalhados pela pesquisa.

Como forma de delimitar o período analisado, é forçoso lembrar que o Brasil enfrentou duas crises dentro do horizonte 2005-2016. A primeira, iniciada em 2008, com efeitos no crescimento do país em 2009, sendo uma crise de origem externa. Enquanto a segunda, de origem interna, se estabeleceu no país durante os anos de 2014 a 2016. Todavia, como bem representado pelas variações comparativas de consumo de energia elétrica em baixa tensão, os efeitos das crises tenderam a ser sentidos de forma diferente em cada um dos Estados analisados, justificando o período de análise desse estudo.

O gráfico 4 apresenta uma percepção desses impactos, incluindo uma comparação entre os espaços analisados e o Brasil. Percebe-se que, embora exista um comportamento similar das variações reais do Produto Interno Bruto (PIB), a preços de 2010, no período entre 2005 e 2016, existem diferenças quanto à dimensão dos choques, os quais serão investigados por este estudo.

Gráfico 4 - Variação real (%) do Produto Interno Bruto (PIB) – Brasil x Ceará x Paraná – 2005 a 2016 (2010=100).



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

Nota: Nova metodologia, referência 2010.

### 3.2 O modelo empírico e a metodologia de estimação

A demanda por energia elétrica é determinada, conforme Oliveira, Tavares e Tavares (2018), por meio das relações expressas pela teoria do consumidor. Logo, dada sua restrição orçamentária, os consumidores escolhem a cesta de consumo que maximiza a sua utilidade. Uma das formas mais usuais de descrever essa utilidade é por meio da utilização de uma função Cobb-Douglas. Neste trabalho, propõe-se o seguinte modelo:

$$C_t = K \cdot P_t^\alpha \cdot Y_t^\beta \cdot \varepsilon^\mu \quad (1)$$

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

Em que,  $C_t$  representa o consumo per capita de energia elétrica em baixa tensão;  $P_t$  representa o preço da energia elétrica associada ao consumo em baixa tensão e  $Y_t$  representa a renda per capita. Cabe salientar também que, como o módulo dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  são menores que um (1), este modelo resulta em retornos decrescentes de escala para o ofertante do bem em questão. Para o modelo proposto, considera-se também que a oferta é infinitamente elástica e, portanto, o consumidor é atendido em toda sua necessidade de consumo. Logo, o modelo em questão pode ser entendido como uma previsão de longo prazo

para a demanda por energia elétrica em baixa tensão, uma vez que somente nesse horizonte de tempo a oferta pode se ajustar totalmente à demanda.

A fim de proporcionar análises mais objetivas quanto aos impactos das variações das variáveis preço e renda no consumo de energia elétrica em baixa tensão, procede-se com uma transformação monotônica da equação (1). Para isso, foi tomado o logaritmo de todo o modelo. Dessa forma, os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  podem ser entendidos diretamente como as elasticidades preço e renda da demanda por energia elétrica em baixa tensão.

$$\text{Log } C_t = \text{Log } K + \alpha \cdot \text{Log } P_t + \beta \cdot \text{Log } Y_t + \mu_t \quad (2)$$

No tocante à metodologia de estimação a ser aplicada ao modelo (2), foram consideradas as técnicas da econometria espacial. Um modelo geral desse tipo de estimação pode ser vista nas equações de (3.1) a (3.3), nas quais os parâmetros espaciais  $\rho$ ,  $\tau$ ,  $\lambda$  e  $\gamma$  representam dependências espaciais entre unidades espaciais vizinhas dos tipos  $(y_i - y_j)$ ,  $(x_i - x_j)$ ,  $(\xi_i - \xi_j)$ ,  $(\varepsilon_i - \varepsilon_j)$ , respectivamente. Desse modelo geral, pode-se estimar: Modelo de Defasagem Espacial (SAR) cuja dependência espacial está na variável dependente; Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM), com a defasagem espacial concentrada no termo de erro; Modelo de Durbin Espacial (SDM), com a defasagem espacial na dependente e nas explicativas, e; Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM), concentrando a defasagem espacial no erro e nas variáveis explicativas.

$$y = \beta_0 + \rho W y + \beta X + W X \tau + \xi \quad (3.1)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon \quad (3.2)$$

ou

$$\xi = \gamma W \varepsilon + \varepsilon \quad (3.3)$$

A metodologia a ser empregada considera ainda a utilização de dados em painel. A diferença essencial nos resultados estimados por esta metodologia e as que utilizam dados em *cross-section* ou séries temporais é que o painel de dados aumenta a eficiência do estimador, reduz a influência de omissão de variáveis relevantes e invariantes no tempo, dilui o efeito de anos atípicos e controla a heterogeneidade não observada por meio de modelos fixos ou aleatório (ALMEIDA, 2012; WOOLDRIDGE, 2014). Entretanto, como a metodologia de acomodação da heterogeneidade não observada aplicada ao presente caso pressupõe que exista, em certo grau, correlação desta heterogeneidade com as variáveis explicativas utilizadas, empregou-se o modelo de efeito fixo.

Quanto ao estimador a ser utilizado, a literatura (ALMEIDA, 2012; ANSELIN, 1988; ELHORST, 2010) converge, quando se imagina a totalidade de especificações a serem utilizadas, para um estimador por Máxima Verossimilhança (MV). Para a escolha do melhor modelo utilizou-se os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC), com resultados apresentados junto às estimativas. Quanto à métrica analítica desses critérios de qualidade de ajustamento, quanto menor seu resultado, melhor o modelo. Ademais, após a estimação espacial, investigou-se a autocorrelação espacial dos resíduos, não apresentando mais um padrão espacial.



### 3.3. Banco de dados

Visando estimar (2), basicamente três variáveis são necessárias: consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita em cada município, preço médio associado ao consumo de energia elétrica em baixa tensão por município e renda per capita municipal. A variável renda foi obtida a partir de informações constantes nas bases de bases do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foram levantadas informações do PIB e da população de cada município e estabelecido o nível de renda per capita com dados dos anos de 2005 a 2016<sup>5</sup>. Para as demais variáveis, é necessário tecer comentários específicos sobre como foram alcançadas e os ajustes que foram necessários.

#### *- Consumo de energia elétrica em baixa tensão*

Nos trabalhos mais tradicionais, o consumo de energia elétrica é verificado por classe de consumo a nível estadual, regional ou para o país. Contudo, esse nível de agregação em unidades espacialmente maiores não permite a aferição adequada da dependência espacial, uma vez que ao realizar estimativas para indivíduos com base em dados agregados tem-se um problema conhecido como falácia ecológica (ROBINSON; 1950). Desta forma, não é possível realizar o estudo com dados por classe de consumo, devido à sua não desagregação em nível mais adequado (municipal).

Para resolver esse entrave, esta pesquisa optou por avaliar os dados disponíveis em institutos estaduais de pesquisa econômica. Assim, foram levantadas informações de consumo de energia elétrica nas bases do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e do Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (Ipardes). Entretanto, essas informações, embora possam ser abertas por classe de consumo a nível municipal, englobam dados relacionados a todos os níveis de tensão, o que torna difícil a tarefa de elaborar um nível tarifário (preço) adequado para cada município, por classe de consumo, sem recair em falácia ecológica.

Assim, a fim de estabelecer dados adequados de consumo e preço (tarifa) municipal para a baixa tensão, optou-se por segregar dos dados por classe de consumo constantes nas bases do Ipece e do Ipardes a parcela que seria atribuída ao consumo em baixa tensão. Para isso, foi verificada a proporção de energia elétrica consumida em alta e baixa tensão em cada classe de consumo por concessionária de cada Estado<sup>6</sup>, via informações do Sistema de Acompanhamento de Dados de Mercado para Regulação Econômica (SAMP), gerido pela ANEEL. Após separar a parcela de consumo de cada classe em baixa tensão<sup>7</sup>, todos os consumos de energia elétrica neste nível, atribuídos a todas as classes de consumo, foram somadas. Ainda, é necessário esclarecer que a escolha pela baixa tensão está associada ao fato de que a este tipo de estrutura estão conectados os consumidores mais sensíveis a flutuações e a efeitos dinâmico-espaciais decorrentes de condições de desenvolvimento diferentes ao longo do período analisado. Para ilustrar o trabalho realizado, a tabela 1 traz a ideia da agregação das informações em baixa tensão por município e sua formulação métrica.

---

<sup>5</sup> Salienta-se que a renda de todos os períodos está estabelecida a valores de 2010.

<sup>6</sup> No Ceará existe apenas a concessionária ENEL CE que, antes de ter essa denominação em função de aquisição por outro grupo econômico, chamava-se COELCE. Todavia, para o Estado do Paraná, existem, no período analisado, cinco empresas: COPEL, CERAL-DIS, CFLO, COCEL e FORCEL.

<sup>7</sup> No caso da classe residencial, foi realizada a proporcionalização da participação de cada subclasse (B1 e B1-Baixa Renda) no ano civil, uma vez que se considerou consumo em alta tensão apenas na classe B1.

Tabela 1 – Construção do consumo de energia elétrica em baixa tensão por município

| Consumo da Classe no município i (MWh) (1) | Consumo por Nível de Tensão no município i (MWh) (2) | Consumo de Baixa Tensão no município i |
|--|--|--|
| Residencial                                | Alta Tensão (a)                                      | $C_i = \sum_b C_i$                     |
|  | 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: Elaborado pelos autores.

Notas: (1) Dados verificados nos institutos estaduais (Ipece/Ipardes); (2) Valor extraído a partir da proporção verificada na área de concessão de cada empresa.

Por fim, após agregar o valor do consumo de energia elétrica em baixa tensão para cada ano e em cada município, este foi dividido pela população estimada de cada ano, obtida do banco de dados do IBGE. Assim, a medida dependente do modelo foi construída de forma per capita. Logo, cada informação representa a real medida de consumo do referido bem, desconsiderando eventuais efeitos de variações populacionais.

#### - Preço

No tocante ao preço, a fim de fugir da utilização agregada de dados, o que levaria novamente ao problema de falácia ecológica, a tarifa considerada foi construída a partir das informações constantes no SAMP para cada área de concessão, como a média ponderada das tarifas associadas a cada classe de consumo por município.

Como exemplo, imagine que um município possui 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, é necessário observar, como descrito por Schmidt e Lima (2004) e Oliveira, Tavares e Tavares (2018), que existe simultaneidade na relação entre preço e consumo. Por essa razão, se as tarifas construídas conforme descrito acima fossem utilizadas como regressores, os resultados seriam viesados.

Para resolver esta questão, seguindo a ideia proposta por Schutze (2015), os valores definidos seguindo a metodologia acima foram reestimados, considerando os valores das Tarifas de Energia (TE) como instrumentos dos valores observados. Para isso, foram consultadas todas as Resoluções Homologatórias de tarifas aprovadas pela ANEEL no período<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> A partir de 2012, com a criação do sistema de bandeiras tarifárias, foi utilizada a TE relativa à bandeira verde.

Cabe observar, como conclui a pesquisadora, que, uma vez que a TE é estabelecida considerando custo exógenos ao dinâmica de mercado, como custos associados à compra de energia elétrica, utilizá-la como instrumento da tarifa torna a mesma um componente exógeno do modelo, o que exclui o problema de simultaneidade.

#### 4. Determinantes do consumo de energia elétrica em baixa tensão para os Estados do Ceará e do Paraná

A análise inicial quanto ao objetivo da pesquisa passa por identificar as questões associadas ao comportamento das variáveis analisadas entre 2005 e 2016. Nesse sentido, pode-se inferir, a partir da Tabela 2, que, em ambos os espaços analisados, a média de consumo *per capita* se elevou, com uma diferença expressiva ainda para o Paraná. Esse fato pode estar associado às alterações no nível de renda ou no preço desse bem, conforme será investigado na sequência.

No tocante à variabilidade do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os períodos inicial e final, é possível identificar também que o mesmo se comportou de maneira não homogênea, dada a ampliação do coeficiente de variação dentro 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 2 – Estatística descritiva – 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, organizado pelos autores.

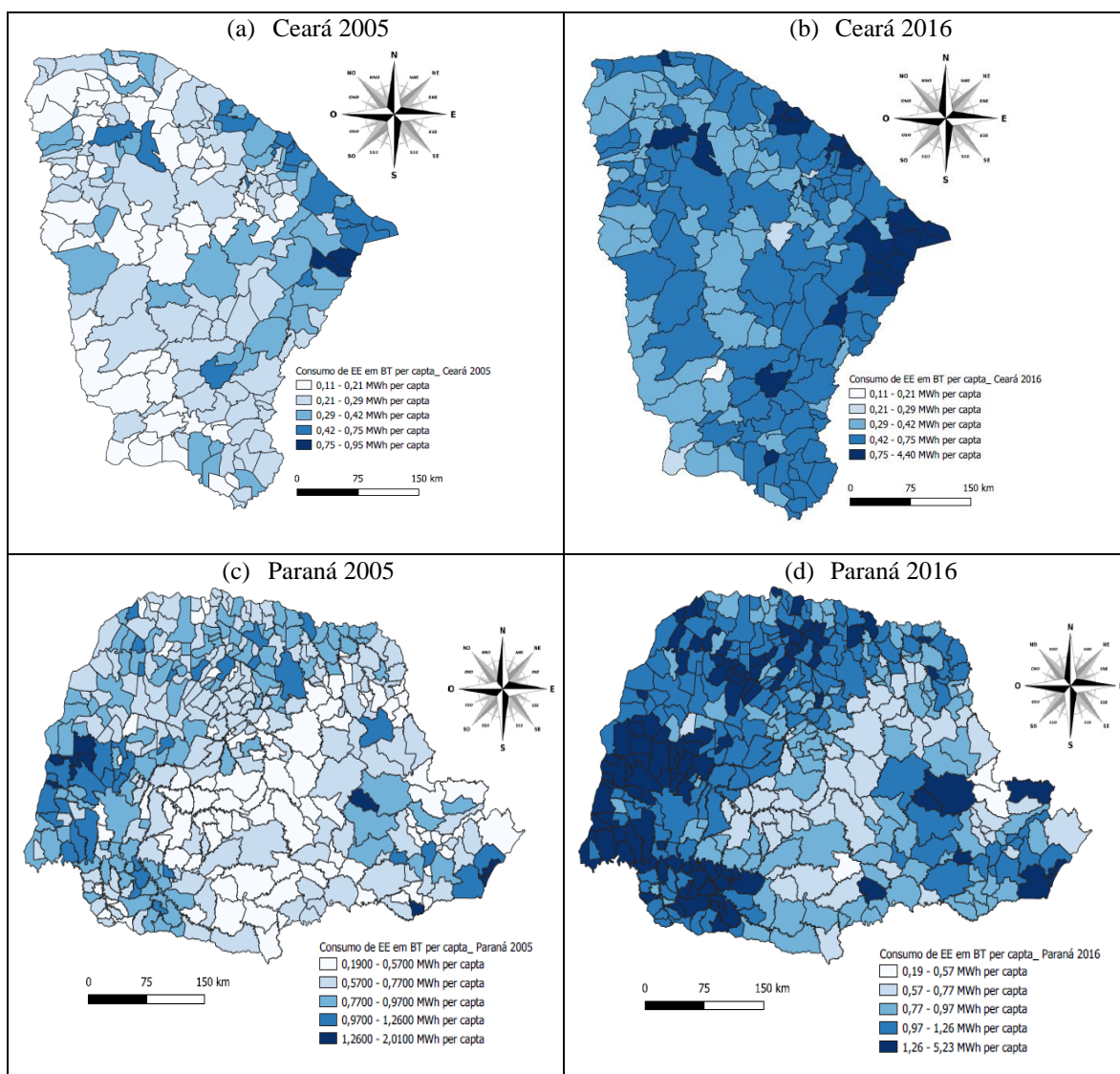
Uma forma de avaliar como ocorreu o processo de variação do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os Estados analisados se dá via mapa de distribuição. Nele (Figura 1), ratifica-se o comportamento heterogêneo quanto à ampliação do consumo ao longo dos Estados analisados.

No caso do Estado do Ceará, percebe-se maiores ganhos 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 convergência da ampliação de consumo ocorreu especialmente no norte pioneiro e na porção oeste do Estado. Verifica-se também, em ambos os casos, que as capitais possuem forte influência na ampliação do consumo de energia elétrica em seu envoltório e que as regiões centrais são as que menos expandiram seu consumo. Este fato chama atenção para a necessidade de políticas regionais de fortalecimento da dinâmica econômica do interior de cada uma dessas unidades, em especial por serem extensas territorialmente.

Outra informação importante visualizada na Figura 1 refere-se à proximidade existente entre os municípios com maior e os com menor consumo de energia elétrica per capita. Ou seja, visualiza-se um padrão de distribuição dessa demanda, a qual é ratificada

pela estatística *I de Moran*<sup>9</sup> (Tabela 3), de modo que municípios com elevada demanda tenderam a estar rodeados por municípios com similar característica, assim como municípios com baixo consumo per capita, na média, apresentaram vizinhos com pequena demanda. Este resultado indica um processo de concentração do consumo de energia elétrica em baixa tensão em alguns espaços tanto no Paraná como também no Ceará, ratificando a existência de uma heterogeneidade espacial

Figura 1: 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.

<sup>9</sup> 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, conseqüentemente, 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.

Todavia, ao analisar o valor da estatística *I de Moran* ao longo do tempo, tem-se um comportamento divergente sobre a concentração espacial dessa demanda entre os Estados analisados. No caso do Ceará, o coeficiente obtido se apresentou positivo e estatisticamente significativo em ambos os anos, entretanto, reduziu seu valor no decorrer do tempo. Isso indica a existência de um padrão de distribuição concentrador da demanda por energia elétrica, a qual vem sendo amenizada com o passar do tempo. Cenário contrário é verificado para o Paraná, com uma intensificação do padrão de concentração espacial do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita entre os seus municípios.

Tabela 3 - I de Moran – Consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita – Paraná e Ceará - 2005 e 2016.

| Variável | 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%.

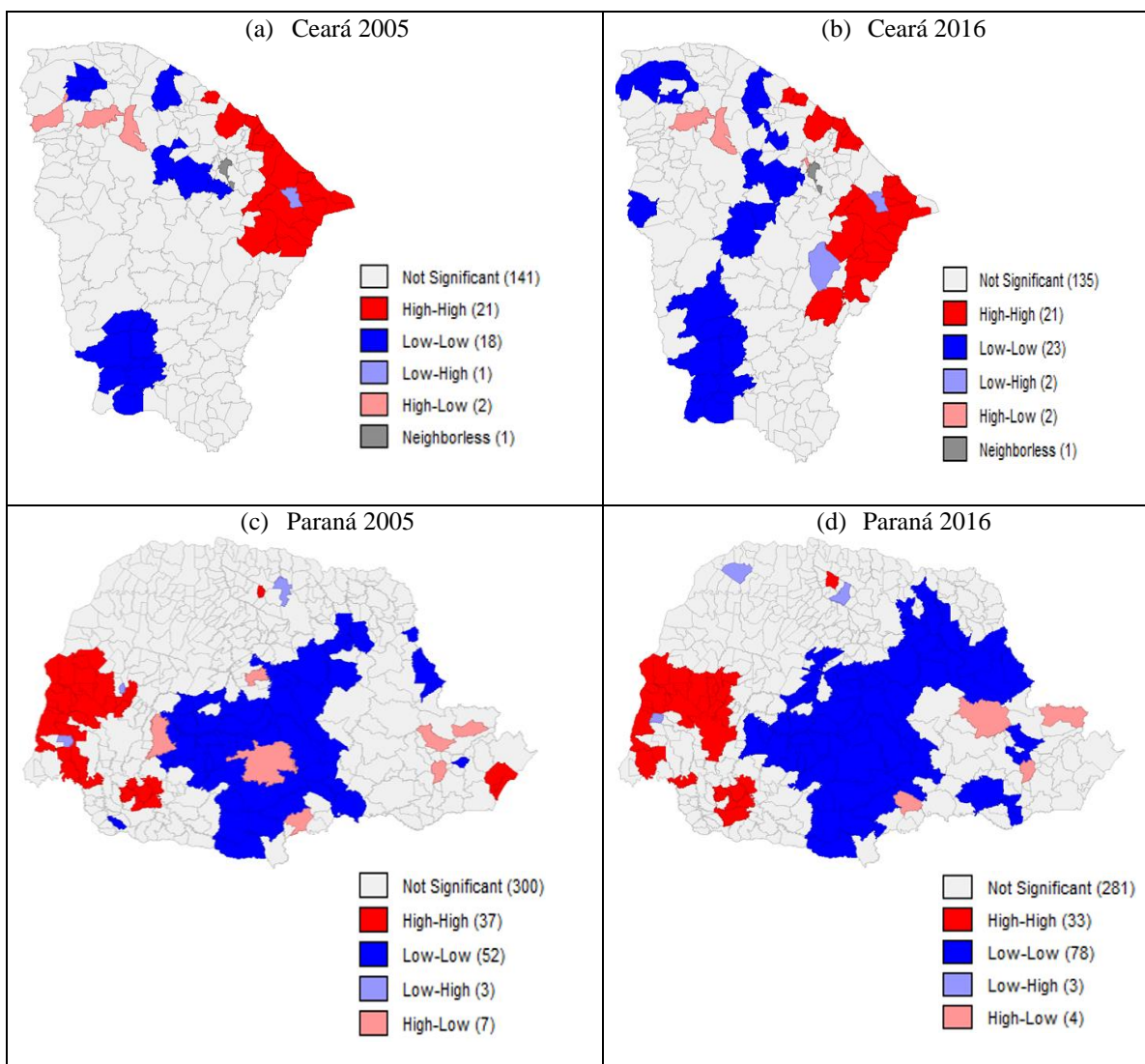
Visualmente essas inferências podem ser comprovadas por meio do mapa de clusters LISA (Figura 2). Ratifica-se que o padrão de associação, no caso do Estado do Ceará, deslocou-se em seu cluster alto-alto de regiões mais concentradas em torno da capital (Fortaleza) para regiões mais à sudeste, enquanto o cluster baixo-baixo deslocou-se do sudoeste do Estado para a região central. No caso do Paraná, houve uma intensificação dos aglomerados de consumo de energia elétrica baixo-baixo, formando um corredor desde o sul do estado até o norte pioneiro, intensificação esta que foi superior à observada para o Ceará.

A grande questão refere-se aos fatores que induziram a essas transformações acerca do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita. Como respostas, tem-se os resultados nas Tabelas 4 e 6. Inicialmente, cabe destacar que, da mesma forma que encontrado em outros trabalhos na literatura, a exemplo de Gomez, Filippini e Heimsch (2013) e Cabral (2017), o padrão de interrelação explicativo que melhor controla a dependência espacial no caso da demanda por energia elétrica em baixa tensão para o Estado do Ceará é obtido a partir do Modelo de Durbin Espacial (SDM), enquanto que, para o Paraná, o Modelo de Defasagem Espacial (SAR) se apresentou como o mais adequado<sup>10</sup>.

Observando os resultados para o Estado do Ceará, todos os parâmetros se apresentaram estatisticamente significativos a 5%. Diferentemente do que é descrito na maioria dos trabalhos verificados na literatura, a demanda de longo prazo por energia elétrica em baixa tensão é sensível (elástica) ao preço nessa localidade. Esse fato pode estar associado aos níveis de desenvolvimento mais baixos dessa unidade da federação, a qual, mesmo com seu processo de ampliação recente, foi incapaz de acompanhar as flutuações da tarifa. Portanto, pequenas alterações no preço da energia elétrica tendem a diminuir, na média, mais que proporcionalmente o seu consumo (e vice-versa).

<sup>10</sup> Aqui, cabe esclarecer que a análise dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC) para o Estado do Paraná indicaram modelos distintos. Enquanto aquele indicou que a melhor forma de controlar a dependência espacial seria com uso de Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM), o critério bayesiano definiu que o Modelo de Defasagem Espacial (SAR) seria melhor. Logo, para definir qual modelo seria melhor para o caso do Paraná foi analisado 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 (SDEM).

Figura 2: 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.

Na Tabela 5 é possível identificar os efeitos direto, indireto e total<sup>11</sup> do aumento da tarifa e da renda per capita no Estado do Ceará sobre a demanda de energia elétrica em baixa tensão. Como corolário, o aumento da tarifa diminui diretamente o consumo de energia elétrica do município e afeta, indiretamente, a demanda por energia elétrica da vizinhança. Considerando o efeito total, um aumento de 1% no preço diminui o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita num montante equivalente à 1,80%. Portanto, se pequenas quedas forem observadas no preço desse bem, elevações expressivas no seu consumo poderão ser verificadas.

<sup>11</sup> A variação da tarifa de energia elétrica e da renda pode afetar diretamente o consumo por energia elétrica em um município, e, indiretamente, pode afetar o consumo da vizinhança. Esse entendimento pode ser contemplado pela lógica de derivas parciais desses efeitos ( $\partial y_j / \partial y_i$ ). Nesse sentido, a análise sobre os efeitos do preço e da renda sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão para essas localidades foi realizada por meio dos seus impactos totais.

No tocante à sensibilidade quanto a renda, embora menos sensível (inelástica), existe resposta diferente de padrão nulo. Assim, a demanda por energia elétrica tende a aumentar com a intensificação da renda, entretanto, esse impacto se apresenta menos que proporcional.

Tabela 4 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

| <b>Demanda por EE em BT per capita (Ln C)</b> | <b>SAR (1)</b>      | <b>SEM (2)</b>      | <b>SDM (3)</b>       | <b>SDEM (4)</b>      |
|---|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| Preço (Ln P) – $\alpha$                       | 0,0413<br>(0,0229)  | 0,1077*<br>(0,0261) | -1,4414*<br>(0,1425) | -1,3395*<br>(0,1358) |
| Renda (LN Y) – $\beta$                        | 0,3984*<br>(0,0220) | 0,4793*<br>(0,0223) | 0,2599*<br>(0,0315)  | 0,2835*<br>(0,0302)  |
| W(Ln C) - $\rho$                              | 0,2490*<br>(0,0274) | -                   | 0,1998*<br>(0,0299)  | -                    |
| W(Ln P) - $\tau_p$                            | -                   | -                   | 1,4583*<br>(0,1439)  | 1,3661*<br>(0,1379)  |
| W(Ln Y) - $\tau_y$                            | -                   | -                   | 0,1953*<br>(0,0367)  | 0,2796*<br>(0,0345)  |
| W $\xi$ – $\lambda$                           | -                   | 0,1806*<br>(0,0305) | -                    | 0,1857*<br>(0,0304)  |
| Número de observações                         | 184                 | 184                 | 184                  | 184                  |
| AIC   | 9.456,18            | 9.505,72            | <b>9.315,34**</b>    | 9.324,26             |
| BIC   | 10.527,75           | 10.577,32           | <b>10.398,31**</b>   | 10.407,23            |

Fonte: Resultado 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 5%, e; (\*\*) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC).

Em termos de efeitos, o aumento da renda local eleva diretamente a demanda por energia elétrica em baixa tensão no município, afetando, também, indiretamente, o consumo do envoltório. Teoricamente, quando um município acresce a sua renda, existe um transbordamento para a vizinhança, decorrente, por exemplo, do movimento pendular, que faz com que a renda da vizinhança se eleve concomitantemente e intensifique a sua demanda por energia elétrica. Essa seria uma das explicações para esse efeito indireto que foi observado. Ao considerar o efeito total, tem-se que um aumento de 1% na renda per capita dos municípios do Ceará ocasiona, na média, uma elevação de 0,32% na demanda por energia elétrica em baixa tensão.

Tabela 5 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

| <b>Demanda por EE em BT per capita (Ln C)</b> | <b>Efeito Direto (a)</b> | <b>Efeito Indireto (a)</b> | <b>Efeito Total (a)</b> |
|---|--------------------------|----------------------------|-------------------------|
| Preço (Ln P)                                  | -1,4534*<br>(0,1528)     | -0,348*<br>(0,0764)        | -1,8014*<br>(0,2084)    |
| Renda (LN Y)                                  | 0,2621*<br>(0,0319)      | 0,0628*<br>(0,0135)        | 0,3249*<br>(0,0412)     |
| W(Ln P)                                       | 1,4704*<br>(0,1543)      | 0,3521*<br>(0,0767)        | 1,8224*<br>(0,2096)     |
| W(Ln Y)                                       | 0,1969*<br>(0,0397)      | 0,0471*<br>(0,0137)        | 0,2441*<br>(0,0511)     |

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do comando *spml* no software RStúdio. Nos parênteses estão descritos os Erros-padrão robustos. \* Resultado significativo a 5%.

No caso do Paraná, de forma alinhada à literatura, especialmente a que utiliza dados mais agregados, como Mattos e Lima (2005), Mattos et al (2005), Mattos et al (2006) e Cabral (2017), obteve-se significância estatística para todos os parâmetros, com resultado inelástico tanto para o preço quanto para a renda (Tabela 6).

Tabela 6 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

| <b>Demanda por EE em BT per capita (Ln C)</b> | <b>SAR (a)</b>       | <b>SEM (a)</b>      | <b>SDM (a)</b>      | <b>SDEM (a)</b>     |
|---|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Preço (Ln P) – $\alpha$                       | -0,0350*<br>(0,0056) | 0,0130<br>(0,0077)  | -0,0086<br>(0,0207) | -0,0134<br>(0,0199) |
| Renda (Ln Y) – $\beta$                        | 0,2957*<br>(0,0080)  | 0,3793*<br>(0,0079) | 0,3082*<br>(0,0101) | 0,3289*<br>(0,0095) |
| W(Ln C) – $\rho$                              | 0,3615*<br>(0,0160)  | -                   | 0,3784*<br>(0,0188) | -                   |
| W(Ln P) - $\tau_p$                            | -                    | -                   | -0,0238<br>(0,0218) | -0,0302<br>(0,0222) |
| W(Ln Y) - $\tau_y$                            | -                    | -                   | -0,0227<br>(0,0135) | 0,1215*<br>(0,0124) |
| W $\xi$ – $\lambda$                           | -                    | 0,3965*<br>(0,0188) | -                   | 0,3868*<br>(0,0190) |
| Número de observações                         | 399                  | 399                 | 399                 | 399                 |
| AIC   | 18.240,04            | 18.330,4            | 18.239,19           | <b>18.237,48**</b>  |
| BIC   | <b>20.849,01**</b>   | 20.939,37           | 20.861,11           | 20.859,4            |

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do comando *spml* no software RStudio. Nos parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (\*) Resultado significativo a 5%; e (\*\*) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) ou Bayesiano (BIC).

Esse resultado pode estar associado ao processo de maturação do desenvolvimento desse Estado, que experimenta níveis mais elevados de bem-estar com certa estabilidade ao longo de todo período analisado (Gráfico 2). Acredita-se que o efeito inercial do desenvolvimento tenha levado a uma sensibilidade menor a flutuações do preço da energia elétrica (próximos a zero).

Em termos de magnitude, tanto os efeitos diretos (dentro do mesmo município) quanto indiretos (nos municípios vizinhos) do preço sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão foram inelásticos, sendo (-0,04) e (-0,02), respectivamente (Tabela 7). Dessa forma, o efeito total do preço sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão para o Estado do Paraná foi de (-0,06), sugerindo que um aumento de 1% na tarifa média de energia elétrica em baixa tensão ocasiona uma retração de apenas 0,06% no consumo. Neste sentido tem-se uma diferença expressiva na sensibilidade da demanda por energia elétrica frente às oscilações do preço dos municípios do Paraná *versus* os do Ceará, demonstrando que a política tarifária nacional não necessariamente afeta igualmente o bem-estar de todos os municípios.

Para a renda, existe maior sensibilidade do consumo de longo prazo por energia elétrica em baixa tensão às suas oscilações do que às observadas para o preço, embora se apresente ainda inelástica. De maneira específica, os efeitos diretos da renda sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão foram de 0,30, enquanto os efeitos indiretos foram 0,16.



Dessa forma, um aumento de 1% na renda per capita nos municípios paranaenses ocasiona o aumento de 0,46% na demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita (efeito total).

Tabela 7 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SAR sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

| <b>Demanda por EE em BT per capita (Ln C)</b> | <b>Efeito Direto (a)</b> | <b>Efeito Indireto (a)</b> | <b>Efeito Total (a)</b> |
|---|--------------------------|----------------------------|-------------------------|
| Preço (Ln P)                                  | -0,0358*<br>(0,0056)     | -0,0187*<br>(0,0033)       | -0,0545*<br>(0,0087)    |
| Renda (LN Y)                                  | 0,3040*<br>(0,0084)      | 0,1592*<br>(0,0124)        | 0,4632*<br>(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 5%.

Portanto, políticas públicas voltadas à universalização de acesso à energia elétrica para o Paraná deveriam focar em programas de desenvolvimento de renda ao invés de controle tarifário, uma vez que seus impactos seriam superiores.

Por fim, comparando os resultados obtidos para o Ceará e para o Paraná com os auferidos por Oliveira, Tavares e Tavares (2018) – os quais analisaram a demanda por energia elétrica do Brasil em período semelhante ao desta pesquisa-, tem-se resultados de elasticidades preço e renda de longo prazo mais alinhados com os verificados para o Paraná, o que sinaliza uma preponderância dos efeitos das economias mais desenvolvidas nas estimativas agregadas. Portanto, análises específicas regionais se apresentam importantes para se implementar políticas mais eficientes em termos de melhorias do bem-estar populacional.

Isto posto, esses resultados sinalizam a necessidade de atenção por parte do poder público às movimentações na tarifa de energia elétrica, dada a alta sensibilidade do consumo de energia elétrica em baixa tensão nos municípios do Estado com menores níveis de desenvolvimento (Ceará) frente às mesmas consequências para a região mais desenvolvida (Paraná). Ao mesmo tempo, políticas específicas voltadas à dinamização da renda em todos os Estados mostraram-se importantes. O foco, neste caso, deve recair especialmente sobre as famílias hipossuficientes, a fim de permitir acesso a este bem essencial, melhorando assim o bem-estar dos indivíduos de ambos os espaços.

## **Considerações Finais**

A ideia central desse artigo foi investigar o impacto da dinâmica do preço e da renda sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão, analisando comparativamente os estados do Ceará e Paraná.

Inicialmente, se verificou um avanço em termos de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita, indicando uma melhora do bem-estar de ambos os Estados, ainda que exista uma persistência quanto a superioridade (praticamente o dobro) do consumo paranaense frente ao do Ceará. Em termos de distribuição, se verificou um padrão de concentração espacial, indicando que algumas áreas tendem a ter certa homogeneidade em termos de demanda por energia elétrica em baixa tensão, com um consumo mais intenso.

Na análise econométrica, buscou-se identificar exatamente os fatores que podem estar determinando essa diferença de demanda, identificando diferenças substanciais quanto à elasticidade-preço da demanda por este bem para os Estados analisados. Existe uma alta

sensibilidade do consumo de energia elétrica por parte da população cearense frente à tarifa, de modo que pequenos acréscimos no preço diminuem expressivamente a sua demanda. Ao mesmo tempo, no Paraná, a sensibilidade é bem próxima de zero, mostrando certa rigidez da demanda quanto às alterações no valor da tarifa. Neste sentido, políticas nacionais de preço da energia elétrica tendem a provocar resultados díspares em termos de alteração do consumo de energia elétrica, não sendo a melhor maneira para se promover o acesso mais equitativo desse bem. Assim, políticas regionais são necessárias, levando em conta a sensibilidade local.

No tocante à elasticidade-renda, os resultados apresentados em ambos os estados estão alinhados à literatura (valores inelásticos), sendo divergentes apenas quanto ao seu nível de sensibilidade (um pouco superior para o Paraná). Aqui, cabe lembrar, como pode ser avaliado na análise do comportamento dinâmico do nível de desenvolvimento do Estado do Ceará (Gráfico1), que políticas voltadas à melhoria das condições de desenvolvimento de renda foram essenciais para o aumento da demanda por energia elétrica ao longo do tempo.

A fim de maximizar o efeito dos recursos, políticas de controle de preços para o Paraná demonstraram ser menos eficazes que políticas de desenvolvimento de renda, resultado contrário ao observado para os municípios cearenses. Nas regiões menos desenvolvidas, como o Ceará, é necessário prover políticas públicas de distribuição de renda e controle tarifário para os indivíduos mais vulneráveis de modo a facilitar o acesso à energia elétrica pela população mais carente.

Como resultado da aplicação de eventuais políticas públicas nesse sentido, é forçoso entender que a existência de dependência espacial ocasiona também um efeito espacial de transbordamento de tais políticas. Assim, a fim de otimizar seus resultados, é necessário que os formuladores de tais políticas possam fazer uso de comparações regionais, como a realizada por esta pesquisa, para adequar da melhor maneira possível a distribuição dos recursos a fim de que seus objetivos sejam alcançados.

## **Referências**

ALMEIDA, Eduardo. **Econometria Espacial aplicada**. Editora Alínea. Campinas – São Paulo. 2012.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.

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.

BARRETO, F. A. F. D.; MENEZES, A. S. B. (Organizadores). **Desenvolvimento econômico do Ceará: evidências recentes e reflexões**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE. Fortaleza - CE, 2014.

BARRIENTOS, A.. **Transferências de Renda para o Desenvolvimento Humano a Longo Prazo**. *International Policy Centre for Inclusive Growth*. One Paper n° 224, nov-2013.

CABRAL, J. A. **Demanda de eletricidade regional no brasil: uma análise espaço-temporal**. Tese de Doutorado. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2017.

DE VITA, G.; ENDRESEN, K.; HUNT, L. C. **An Empirical Analysis of Energy Demand in Namibia**. Energy Policy 34, 3447–3463, 2005.

EL HAGE, F. S.; FERRAZ, Lucas P. C.; DELGADO, M. A. P. **A estrutura tarifária de energia elétrica: teoria e aplicação**. Rio de Janeiro: Synergia: ABRADÉE, 2011.

ELHORST, J. P. **Spatial panel data models**. In: FISHER, M. M.; GETIS, A. (Ed). Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications. Berlin: Springer, 2010.

FISHER, F. M., KAYSEN, C., 1962. **A Study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United States**, Amsterdam: North-Holland Pub. Co.

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.

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.

HOUTHAKKER, H. S. **Some calculations of electricity consumption in Great Britain**. Journal of the Royal Statistical Society, v. 114, n. 3, p. 359-371, 1951.

IPARDES. Análise Conjuntural. Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social – IparDES. Curitiba, v.41, n.1-2, janeiro/fevereiro 2019. Acessado em 20 de junho de 2020 no endereço: [http://www.ipardes.gov.br/biblioteca/docs/bol\\_jan\\_fev\\_2019.pdf](http://www.ipardes.gov.br/biblioteca/docs/bol_jan_fev_2019.pdf)

KUZNETS, S. **Economic Growth and Income Inequality**. American Economic Review, v. 65, p. 1-28, 1955.

LUCINDA, C. R.; NETO, F. A. **Non-linear Demand and Price: An Empirical Analysis of the Brazilian Industrial Electricity Consumption**. Brazilian Review of Econometrics, v. 34, n. 2, p. 99-123, 2014.

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/Brazilian Review of Economics and Agribusiness, 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.

MODIANO, E. **Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil.** Texto para discussão, 1984.

MOUNT, T. D., CHAPMAN, L. D., and TYRRELL, T. J. **Electricity Demand in the United States: An Econometric Analysis.** Oak Ridge National Laboratory (ORNL-NSF-49), Oak Ridge, Tenn., June 1973.

OHTSUKA, Y.; OGA, T.; KAKAMU, K. **Forecasting electricity demand in Japan: A Bayesian spatial autoregressive ARMA approach.** *Computational Statistics and Data Analysis*, 54:2721-35, 2010.

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.

ROBINSOM, W. S. **Ecological correlations and the behavior of individuals.** *American Sociological Review*, v. 15, p. 351-357, 1950.

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.

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.** Tese de Doutorado. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RJ), Rio de Janeiro, 2015.

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.

SOUZA, Z. F. **A importância da reação da demanda na formação dos preços de curto prazo em mercados de energia elétrica.** 2010. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

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.** São Paulo: Cengage Learning, 2014.

ZUBA, M. E. **A energia elétrica como instrumento de desenvolvimento humano e o desafio ao plano nacional de energia brasileiro.** 2017. Dissertação de Mestrado. Universidade Tecnológica Federal do Paraná.