

DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA PARA O RIO GRANDE DO SUL: UMA ABORDAGEM DE DADOS EM PAINEL

NATHIÉLE HELLWIG LIERMANN¹; Júlia Gallego Ziero Uhr²; Daniel De Abreu Pereira Uhr³

¹*Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Pelotas (UFPel) – nathieleliermann@gmail.com*

² *Professora do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM) da Universidade Federal de Pelotas (UFPel) – zierouhr@gmail.com*

³ *Professor do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM) da Universidade Federal de Pelotas (UFPel) – daniel.uhr@gmail.com*

1. INTRODUÇÃO

O objetivo desse estudo é identificar a elasticidade preço da demanda de energia residencial para o Rio Grande do Sul. Utilizamos dados municipais contemplando 497 municípios, entre os anos de 2007 a 2015. Para a identificação empregamos diferentes estratégias baseadas na estrutura de dados em painel: (i) dados empilhados, (ii) efeitos aleatórios, (iii) efeitos fixos, (iv) efeitos fixos e variáveis instrumentais internas, (v) efeitos fixos com variável instrumental externa.

Este trabalho inova a literatura porque é o primeiro trabalho que estima a elasticidade preço da demanda por energia elétrica para o Rio Grande do Sul considerando as técnicas aplicadas e os dados utilizados. Os resultados são muito importantes para diversos setores da sociedade. Em resumo, a literatura nacional identifica a elasticidade preço da demanda por energia elétrica residencial conforme a Tabela 1.

Tabela 1 – Estudos empíricos para o Brasil e cálculo das elasticidades

Autor	Período	Nível	Método	Curto Prazo		Longo Prazo	
				Preço (-)	Renda	Preço (-)	Renda
UHR et al (2017)	1998-2013	Estado	FE	0.26-0.64	0.11-0.32	-	-
UHR et al. (2017)	2004-2014	Estado	GMM	0.13-0.18	0.08-0.12	0.62-1.47	0.32-1.09
VILLAREAL; MOREIRA (2016)	1985-2013	País	OLS	-	-	0.230	0.188
VIANA; SILVA (2014)	1975-2006	País	VAR/VEC	-	-	0.707	1.79
IRFFI et al. (2009)	1970-2003	RN	DOLS	0.2078	0.013	0.687	0.684
SIQUEIRA et al. (2006)	1970-2003	RN	VEC	0.298	0.181	0.412	1.40
MATTOS; LIMA (2005)	1979-2002	MG	VAR/VEC	-	-	0.258	0.532
SCHMITD; LIMA (2004)	1969-1999	País	VAR/VEC	-	-	0.085	0.539
ANDRADE; LOBÃO (1997)	1963-1995	País	VAR/VEC	0.06	0.212	0.051	0.2132
MODIANO (1984)	1963-1981	País	OLS	0.118	0.332	0.403	1.13

2. METODOLOGIA

O objetivo desta pesquisa é identificar a elasticidade preço da demanda por energia elétrica residencial no Rio Grande do Sul, a relação linear da demanda por energia elétrica residencial pode ser descrita pela seguinte equação:

$$\ln C_{mt} = a + \beta_1 \ln P_{mt} + \lambda_m + \lambda_t + \mu_{mt} \quad (01)$$

onde $\ln C_{mt}$ é o logarítmico natural da quantidade de KWh consumidos no município m no período t. Já $\ln P_{mt}$ é o logaritmo natural do preço do KWh para o município

m, no período t. O coeficiente α representa a constante, o coeficiente λ_m representa o efeito fixo municipal, e o coeficiente λ_t representa os efeitos fixos temporais. Por fim, o termo de choque estocástico é representado por μ_{mt} .

Para atingir nosso objetivo vamos explorar diversos estimadores que consideram a estrutura de dados em painel. Aplicaremos os estimadores de dados em painel considerando dados empilhados (*conhecidos como Pooled Ordinary Least Squares - POLS*), o estimador de efeitos aleatórios (RE), o modelo de primeira diferença (FD) e o modelo de efeitos fixos (FE). Esses estimadores possuem hipóteses distintas quanto ao efeito fixo individual. O modelo POLS é o modelo mais ingênuo porque desconsidera por hipótese a existência das características fixas dos municípios para estimação. O modelo de RE pressupõe que existem características aleatórias dos municípios, entretanto elas apenas afetam a variância dos termos de erro, desse modo o estimador constrói uma matriz de variância e covariância, pondera as variáveis e procura identificar o estimador (esse processo é conhecido como Feasible GLS). Cabe destacar que a consideração dos efeitos fixos individuais é importante porque estes podem ser fonte de endogeneidade. Se alguma das variáveis explicativas de um modelo econômico é endógena, então os coeficientes estimados serão enviesados e inconsistentes. A literatura apresenta o teste de Hausman, o qual verifica se os efeitos fixos individuais afetam de forma sistemática a variável dos preços. Em caso positivo, os modelos FD e FE controlam esta fonte de endogeneidade. O efeito fixo não é a única fonte de endogeneidade para a variável de preços. Sendo assim, se existir outras fontes de endogeneidade, uma solução é a utilização de variáveis instrumentais, isto é, variáveis que sejam correlacionados com a variável endógena, e que não sejam correlacionadas com o termo de erro. Isso possibilita uma variação exógena nos preços e implica na identificação correta das elasticidades. Desse modo, podemos utilizar alguns instrumentos internos como os preços defasados, ou a variação anual dos preços, e até mesmo o produto destas como instrumentos.

Por fim, ocorreu um fato importante entre o ano de 2008 e 2009. A CEEE apresentou uma mudança na política de reajuste de preços, de modo que os preços aumentaram em aproximadamente em 1%, enquanto a AESSUL, que seguia uma tendência de ajustes igual a da CEEE para os anos anteriores apresentou um aumento de aproximadamente 5% para o ano de 2009. Logo, podemos utilizar esse choque da mudança de preços da CEEE em comparação com a AESSUL como instrumento para identificação da elasticidade preço da demanda por energia elétrica residencial. Ou seja, podemos explorar as tendências paralelas dos preços da energia elétrica entre as empresas distribuidoras, e utilizar a mudança inesperada da política tarifária para determinada região como instrumento para os preços da energia elétrica. Assim, a equação dos preços é afetada da seguinte forma:

$$\ln P_{mt} = \beta_1 \text{Alteração}_m + \beta_2 \text{Período}_t + \beta_3 \text{Alteração}_m \cdot \text{Período}_t + \mu_{mt} \quad (02)$$

Assim, consideramos a equação (02) como o primeiro estágio para a identificação da elasticidade preço da demanda a medida em que gera uma variação exógena sobre os preços, possibilitando a identificação do coeficiente sem influências sistemáticas de uma eventual variável não observável.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O teste de Breush-Pagan (1978) examina se a variância dos componentes individuais são zero. Analisando os valores encontrados temos que tanto na regressão (3) quanto na (4) rejeita-se a hipótese nula de variância constante. Logo o estimador RE é preferível ao estimador POLS.

TABELA 2 - Elasticidade preço da demanda por energia elétrica residencial

	POLS (1)	POLS (2)	RE (3)	RE (4)	FD (5)	FD (6)	FE (7)	FE (8)
Elasticidade	-1.38*** 3.67***	-	-0.798***	-0.138***	-	-	-	-0.105***
	(0.11)	(0.23)	(0.005)	(0.018)	(0.004)	(0.013)	(0.006)	(0.017)
EF. Municipal	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
EF. Temporal	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Hausman							14.63	1523.62
Breush-Pagan			6356.82	6272.35				
<i>N</i>	3.883	3.883	3.883	3.883	3.387	3.387	3.883	3.883

Fonte: Elaborado pelos autores. **Notas:** Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Já pelo teste de Hausman (1978), rejeitamos a hipótese de que os efeitos individuais são não correlacionados com qualquer regressor no modelo. Logo, o mais indicado é o controle dos efeitos fixos individuais. Como o painel é curto, isto é, a dimensão temporal é menor que a dimensão dos indivíduos consideramos o estimador FE em detrimento do estimador FD.

A Tabela 3 apresenta as regressões considerando o modelo FE e controlamos a possível endogeneidade reversa através de instrumentos internos, consideramos tanto a variável de preços defasada, quanto a variação anual como instrumentos. As estimativas (1) e (2) apresentam os resultados para as regressões com a defasagem dos preços como instrumento. As regressões (3) e (4) apresentam a variação dos preços como instrumento. As regressões (5) e (6) apresentam as regressões com ambas as variáveis instrumentais. Já as regressões (7) e (8) consideram ambos instrumentos e seu produto.

TABELA 3 - Elasticidade preço da demanda por energia elétrica residencial

	FE-IV (1)	FE-IV (2)	FE-IV (3)	FE-IV (4)	FE-IV (5)	FE-IV (6)	FE-IV (7)	FE-IV (8)
Elasticidade	-0.972*** (0.015)	0.20*** (0.043)	-0.904*** (0.092)	-4.11*** (0.748)	-0.706*** (0.004)	-0.16*** (0.008)	-0.70*** (0.003)	-0.145*** (0.008)
EF. Municipal	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
EF. Temporal	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
p. F-test	<0.001	<0.001	0.0001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
<i>N</i>	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387

Fonte: elaborado pelos autores. **Notas:** Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O último modelo empírico considera uma estrutura em dois estágios. No primeiro utilizamos o choque da mudança de preços da CEEE em comparação com a AESSUL para gerar uma mudança inesperada nos preços entre os consumidores (equação 02). E no segundo fazemos a regressão descrita pela equação (01) da seção de método. Os resultados mostram que o efeito do aumento de preços da energia elétrica residencial em 1% afeta negativamente a demanda em 0,46%, ou seja, ela é inelástica ao preço.

TABELA 4 - Elasticidade preço da demanda por energia elétrica residencial

FE-2SLS	
<i>Elasticidade</i>	- 0,46*** (0,141)
EF. Municipal	Sim
EF. Temporal	Sim
p. F test	<0,001
<i>N</i>	400

Fonte: elaborado pelos autores. **Notas:** Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

4. CONCLUSÕES

Os resultados considerando as estratégias de dados empilhados, efeitos aleatórios e efeitos fixos apresentaram elasticidades entre -0,105 e -3,4. O segundo conjunto de estratégias que manteve o uso dos efeitos fixos, e adicionou os instrumentos internos de diversas formas, variaram entre -0,145 e 0,9. A estratégia que considera os efeitos fixos e utiliza como instrumento externo a variação exógena sobre as regiões nos preços mostra que o aumento de preços da energia elétrica residencial em 1% afeta negativamente a demanda em 0,46%.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, T.; LOBÃO, W. Elasticidade-renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil. **IPEA Working Papers**, No. 489, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, pp. 25. 1997.
- IRFFI, G.; CASTELAR, I.; SIQUEIRA, M. L.; LINHARES, F. C. Previsão da demanda por energia elétrica para classes de consumo na região Nordeste, usando OLS dinâmico e mudança de regime. **Economia Aplicada**, 13(1), 69-98, 2009.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E. Demanda Residencial de Energia Elétrica em Minas Gerais: 1970 a 2002. **Nova Economia**, 15, 3, 31-52, 2005.
- MODIANO, E. M. Elasticidade renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da PUC. (Texto para Discussão, n. 68), 1984.
- SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista brasileira de economia**, 58(1), 68-98, 2004.
- SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JÚNIOR, H. D. H.; CASTELAR, I. A demanda por energia elétrica no nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico** 36, 1, 137-178, 2006.
- UHR, D. A. P.; UHR, J.G.Z., CHAGAS, A.L.S. Demand for residential energy in Brazil revisited: a dynamic panel data approach. **The empirical Economics Letters**, 16(8), 2017.
- UHR, D. A. P.; CHAGAS, A.L.S. Estimation of price and income elasticities for the Brazilian household electricity demand. University of São Paulo (FEA-USP), 2017.
- VILLAREAL, M. J. C.; MOREIRA, J. M. L. Household consumption of electricity in Brazil between 1985 and 2013. **Energy Policy**, 96, 251-259, 2016.
- VIANA, G. I. M. N.; A. L. M. SILVA. Um modelo para projeções para demanda por energia elétrica, 2009-2017 para o setor residencial no Brasil. **REVISTA BRASILEIRA DE ENERGIA**, 20, 107-126, 2014.