

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

NATHIÉLE HELLWIG LIERMANN¹; JÚLIA GALLEGUO ZIERO UHR²; DANIEL DE ABREU PEREIRA UHR³

¹Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Pelotas (UFPel) – nathiele.hellwig.liermann@gmail.com

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

³Professor 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. Para tal, utilizamos dados municipais contemplando 497 municípios, entre os anos de 2000 a 2015. Os métodos de identificação consistem em estimadores de dados em painel.

O estudo da elasticidade preço da demanda é importante porque serve de insumo tanto para políticas públicas de preços, quanto para políticas empresariais para previsão de custos. 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.

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:

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

onde $\ln C_{mt}$ é o logaritmo 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. Ou seja, aplicaremos os estimadores de dados em painel considerando dados empilhados (*conhecidos como Pooled Ordinary Least Squares - POLS*), o estimador de efeitos aleatórios (Random Effects - RE), o modelo de primeira diferença (*First Difference - FD*) e o modelo de efeitos fixos (*Fixed Effects - 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 essas características 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 esta pode ser fonte de endogeneidade. Se alguma das variáveis explicativas de um modelo econométrico é endógena, então os coeficientes estimados serão viesados 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 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:

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

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção apresentamos os resultados preliminares da pesquisa em 3 Tabelas. A Tabela 2 apresenta os resultados das regressões para os diferentes estimadores de dados em painel. A Tabela 3 apresenta as elasticidades para os estimadores de efeito fixo considerando instrumentos internos. Já a Tabela 4 apresenta a regressão utilizando o estimador de efeitos fixos em dois estágios.

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***	-0.233***	-0.184***	-0.798***	-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				
N	3.883	3.883	3.883	3.883	3.387	3.387	3.883	3.883

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. Ou seja, consideramos tanto a variável de preços defasada, quanto a variação anual como instrumentos. As estimações (1) e (2) apresentam os resultados para as regressões com a defasagem dos preços como instrumento. As regressões (3) e (4) apresentam as regressões com 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***	0.20***	-0.904***	-4.11***	-0.706***	-0.16***	-0.70***	-0.145***
	(0.015)	(0.043)	(0.092)	(0.748)	(0.004)	(0.008)	(0.003)	(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
N	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387	3.387

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

Por fim, o último modelo empírico considera uma estrutura em dois estágios. No primeiro estágio 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 2 do método). E No segundo estágio fazemos a

regressão descrita pela equação (1) 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, a demanda por energia elétrica residencial 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
N	400

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

O resultado mais confiável mostra que o efeito do aumento de preços da energia elétrica residencial em 1% afeta negativamente a demanda em 0,46%, ou seja, a demanda por energia elétrica residencial é inelástica ao preço.

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.