



ISSN: 1696-8352 - BRASIL – JUNIO 2017

ELASTICIDADE PREÇO E RENDA DA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA NOS ESTADOS DO NORDESTE BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM ATRAVÉS DE PAINEL DINÂMICO

Fabiano da Costa Dantas¹
Paula Valéria Ferreira de Almeida Rodrigues²
Clara Ferreira da Silva³
Thiago Rocha Fernandes⁴

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

Fabiano da Costa Dantas, Paula Valéria Ferreira de Almeida Rodrigues, Clara Ferreira da Silva y Thiago Rocha Fernandes (2017): "Elasticidade preço e renda da demanda por energia elétrica nos estados do nordeste brasileiro: uma abordagem através de painel dinâmico", Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana, Brasil, (junio 2017). En línea:

<http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/br/17/elasticidade-demanda-brasil.html>

Resumo: Este trabalho tem como objetivo estimar as elasticidades preço e renda da demanda residencial, industrial e comercial de energia elétrica dos estados nordestinos, durante o período de 2003 a 2011. A hipótese levantada é que o avanço tecnológico, o crescimento econômico e a melhoria da qualidade de vida no país implicaram em mudanças nas elasticidades preço e renda da demanda por energia elétrica. Para tal, utilizou-se a metodologia de dados em painel, estimado pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), em uma versão conhecida como *System-GMM*. Os resultados mostraram que a elasticidade-renda da classe de consumo residencial foi a que apresentou os maiores valores entre os estados analisados, se comparado com as outras classes estudadas. Constatou-se ainda que o Estado do Ceará foi a que registrou os maiores impactos na elasticidade-preço, entre os outros estados analisados, o que não diverge das análises ocorridas por outros estudos, entretanto com outras metodologias.

Palavras-Chave: Elasticidade; Energia Elétrica; Dados em Painel

JEL: C33, D12, L94.

Resumen: Este estudio tiene como objetivo estimar las elasticidades precio e ingreso de la demanda de electricidad residencial, industrial y comercial de los estados del noreste, durante el período de 2003 a 2011. La hipótesis es que el avance tecnológico, el crecimiento económico y la mejora la calidad de vida en el país dio lugar a cambios en elasticidades precio e ingreso de la demanda de

¹ Prof. M.Sc. do Centro Multidisciplinar de Caraúbas – CMC; Universidade Federal Rural do Semiárido (UFERSA); E-mail: fabianodantas@ufersa.edu.br

² Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional da Universidade Estadual da Paraíba (UEPB); E-mail: paulavaleria_rn@hotmail.com

³ Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN); E-mail: clara_rinha@hotmail.com

⁴ Bacharel em Engenharia de Produção pela Universidade Federal Rural do Semiárido (UFERSA); E-mail: thiago_678@hotmail.com

electricidad. Para ello, se utilizó la metodología de los datos de panel, que se estima por el Método Generalizado de Momentos (MGM), en una versión conocida como sistema-MGM. Los resultados mostraron que la elasticidad ingreso de la clase de los consumidores residenciales fue el que tuvo los valores más altos entre los estados analizados, en comparación con otros grupos de edad. Se tomó nota de que el Estado de Ceará fue el que registró el mayor impacto en la elasticidad precio entre otros estados analizados, que no difiere del análisis producido por otros estudios, sin embargo con otras metodologías.

Palabras clave: Elasticidad. Energía eléctrica. Los datos panel.

Abstract: This study aims to estimate the price and income elasticity's of residential, industrial and commercial electricity demand of the northeastern states, during the period 2003 to 2011. The hypothesis is that technological advancement, economic growth and improved quality of life in the country resulted in changes in price and income elasticity's of demand for electricity. For this, we used the methodology panel data, estimated by the Generalized Method of Moments (GMM), in a version known as System-GMM. The results showed that the income elasticity of residential consumer class was the one with the highest values among the states analyzed, compared to other age classes. It was noted that the State of Ceará was the one that registered the greatest impact on the price elasticity among other states analyzed, which does not differ from the analysis occurred by other studies, however with other methodologies.

Keywords: Elasticity. Electric Power. Panel data.

1. Introdução

A estabilidade econômica alcançada após a implantação do Plano Real em 1994 levou a economia brasileira a retomar o crescimento econômico, através do controle da inflação, do aumento da renda da população, e também pelo aumento na oferta por energia elétrica. As taxas de expansão da oferta no setor elétrico até a primeira metade da década de 90 apresentaram elevados índices, fundamentados principalmente nas disponibilidades de autofinanciamento por meio de tarifas reais, pelos recursos oriundos do Governo Federal e o financiamento pelo capital externo (GOMES, 2010). Ademais, com o fim do monopólio estatal do setor elétrico brasileiro em 1995, foi implantado um novo modelo institucional, com base na livre competição nos mercados de geração, transmissão, distribuição e comercialização de energia elétrica pelo setor privado.

Através dessas mudanças foi criada uma nova política tarifária do setor elétrico brasileiro contextualizado pela Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), órgão da União criado para regular e fiscalizar os novos agentes atuantes, além de realizar licitações, novas concessões e fixar os critérios de reajustes tarifários do setor elétrico. Com a nova política tarifária ocorreu mudanças na tributação, no padrão tecnológico, nível de renda da população, nas tarifas de energia elétrica e um aumento na influência na densidade de demanda e equilíbrio econômico-financeiro das empresas de distribuição (GOMES, 2010).

Mesmo com as mudanças nos fatores referentes à oferta de energia elétrica no Brasil, em 2001 ocorreu uma crise no setor de energia elétrica, marcado pelas condições hídricas desfavoráveis verificadas nas regiões Sudeste e Nordeste. Neste caso, o Governo Federal foi obrigado a criar a Câmara de Gestão da Crise de

Energia Elétrica (GCE), com a finalidade de “propor e implementar medidas de natureza emergencial para compatibilizar a demanda e a oferta de energia elétrica, de forma a evitar interrupções imprevistas do suprimento de energia elétrica” (CAMARGO, 2005). Implantando o programa de racionamento de energia elétrica, primeiramente nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste e posteriormente na Região Norte, o governo brasileiro tentou prevenir o corte de energia elétrica a população.

Nesse mesmo ano, as tarifas médias influenciadas pelo programa de racionamento reduziram o consumo de energia elétrica. O que acabaram por influenciar nas taxas de crescimento de energia elétrica. Diante desses aspectos, esse trabalho tem como objetivo estimar as elasticidades preço e renda da demanda residencial, industrial e comercial de energia elétrica nos estados da Região Nordeste do Brasil, durante o período de 2003 a 2011, utilizando como método de estimação a ferramenta de dados em painel. Para atingir tal finalidade formalizou-se o seguinte questionamento: em que medida alterações nas tarifas de energia elétrica e na renda dos consumidores pode influenciar no consumo por energia elétrica?

Entre os trabalhos que tratam sobre o setor elétrico no âmbito nacional destacam-se Modiano (1984) que estimou a elasticidade renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil no período de 1963 a 1981 utilizando o método dos mínimos quadrados com correção para correlação serial pelo método de Corchrane-Orcutt. Andrade e Lobão (1997) que através da aplicação de um Vetor Auto Regressivo (VAR) sob a representação de um modelo de Correção de Erro (VEC) estimou a demanda residencial de energia elétrica no Brasil no período de 1963/95. Schmidt e Lima (2004) estimaram a elasticidade renda e preço da demanda por energia elétrica no Brasil, nas três classes: residencial, industrial e comercial no período de 2001 a 2005, além de estimar a previsão de consumo para os próximos cinco anos posteriores ao período de estudo. Mattos (2004) que analisou a demanda por energia elétrica nos três segmentos no Estado de Minas Gerais no período de 1970 a 2002. Siqueira e Hollanda (2005) calcularam a demanda setorial por energia elétrica no pós-acionamento de 2001 para o Nordeste brasileiro. Gomes (2010) estimou as elasticidades preço e renda da demanda por energia elétrica residencial no Brasil no período de 1999 a 2006 por meio de painel.

No âmbito internacional destacam-se os trabalhos de Berndt (1978) que fez uma análise sobre os estudos de Houthakker (1951). Reiss e White (2002) estimularam a elasticidade preço da demanda residencial por eletricidade no Estado da Califórnia nos Estados Unidos. Filippini e Pachuari (2002) estimularam as elasticidades por demanda por eletricidade nas residências da Índia. Holtedahl e Joutz (2004) calcularam a demanda residencial por eletricidade em Taiwan. Bernstein e Griffin (2005) estimularam as diferenças regionais na elasticidade preço da demanda por energia nos Estados Unidos. Labanderia, Labeaga e Rodriguez (2006) estimaram a demanda por energia residencial para a Espanha. Fan e Hyndman (2010) calcularam a elasticidade preço da demanda por eletricidade no Sul da Austrália. Casarin e Delfino (2010) estimularam a demanda residencial por eletricidade em Buenos Aires e Chaudhry (2010) calculou a elasticidade preço e renda da demanda por energia elétrica no Paquistão.

Após essa introdução este trabalho está dividido em 6 sessões. Na segunda sessão está exposta a revisão literária, arrazoando os estudos realizados sobre as elasticidades preço e renda. Na sessão 3, são apresentados o consumo de energia

elétrica, nos Estados analisados e nas três classes estudadas, essa sessão está subdividido com a exposição histórica da tarifa de energia elétrica. Na sessão posterior, está exposta a metodologia, com os dados, modelos e método de estimação das variáveis. Na sessão 5 estão expostos os resultados obtidos das estimações. Na sessão 6, as considerações finais e por fim as referências.

2. Revisão da Literatura

Um dos primeiros estudos feitos no Brasil sobre a elasticidade preço e renda da demanda por energia elétrica foi o de Modiano (1984). O autor utilizou dois modelos de estimação; um de ajustamento instantâneo e outro de ajustamento parcial de consumo da demanda no período de 1963 a 1981. Concluiu-se que nas três classes analisadas: residencial, comercial e industrial, as elasticidades-preço de curto prazo foram, respectivamente $-0,118$, $-0,062$ e $-0,451$; as elasticidades-preço de longo prazo encontradas foram $-0,403$, $-0,183$ e $-0,222$; já as elasticidades-renda de curto prazo foram $0,332$, $0,362$ e $0,502$ e as elasticidades-renda de longo prazo foram $1,13$, $1,068$ e $1,360$; esses resultados apontaram uma possível discrepância entre as tarifas relativas observadas no período e aquelas que resultariam de uma estratégia de expansão da receita setorial.

Andrade e Lobão (1997) atualizam em parte o trabalho de Modiano (1984), mas usaram um modelo econométrico para estimar a elasticidade-preço e renda da demanda residencial de energia elétrica em função também do preço dos equipamentos dos eletrodomésticos, durante o período de 1963 a 1995. Os pesquisadores concluíram que as elasticidades-preço de curto e longo prazos foram respectivamente $-0,06$ e $-0,051$; e as elasticidades-renda de curto e longo prazos foram $0,212$ e $0,213$. Esses resultados demonstram o impacto que os aumentos reais nas tarifas de eletricidade teriam sobre o consumo residencial deste serviço, afetando significativamente o ritmo de crescimento da quantidade demandada. Os autores ainda observaram outras variáveis que afetam a quantidade de consumo de energia elétrica nas residências, entre os quais, o estoque de eletrodomésticos.

Schmidt e Lima (2004) utilizando um modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR) associado a um Modelo de Correção de Erro Vetorial (MCEV), estimaram a elasticidade preço e renda da demanda por energia elétrica no Brasil, nas classes residencial, industrial e comercial, durante o período de 1969 a 1999, chegando à conclusão que, no caso residencial, o valor encontrado foi $0,539$, enquanto que, nos casos comercial e industrial, os valores foram, respectivamente $0,636$ e $1,916$. Segundo os autores, os resultados alcançados estão de acordo com os outros resultados empíricos de que a elasticidade-renda deve ser igual ou superior à unidade e que a elasticidade-preço deve ter uma magnitude inferior a um, em módulo.

Utilizando os mesmos preceitos metodológicos para estimar a demanda por energia elétrica para o Estado de Minas Gerais nas três classes analisadas no período de 1970 a 2002. Mattos (2004) encontrou elasticidades-preço da demanda diferentes das estimadas por estudos anteriores. O estudo alcançou como resultado parâmetros estatisticamente significativos, além de seus sinais serem coerentes com a teoria econômica. Ao contrário dos estudos expostos, Gomes (2010), utilizou como parâmetro metodológico para determinar as elasticidades-preço e renda da demanda por energia elétrica residencial no Brasil no período de 1999 a 2006, um

modelo de dados em painel, sugerindo um método de efeitos fixos, os valores encontrados foram $-0,111$, para a elasticidade-preço e $0,091$ para a elasticidade-renda, que segundo a autora os valores ficaram próximos à literatura nacional e de acordo com a teoria econômica.

Filippini e Pachauri (2002) estudaram a elasticidade preço e renda da demanda por eletricidade no setor residencial das áreas urbanas da Índia nos anos de 1993 a 1994, durante as seguintes estações: verão, inverno e monções. Utilizando um duplo modelo econométrico logarítmico linear, encontraram como resultados que a elasticidade preço e renda são inelásticas nas três temporadas estudadas.

Reiss e White (2002) estimaram a elasticidade preço e renda da demanda residencial por energia elétrica no estado americano da Califórnia de 1993 a 1997. Através de um modelo GMM e OLS, resultando nos valores $-0,39$ e $-0,28$, para as elasticidades preço e $-0,00$ e $-0,00$ para as elasticidades renda. Os resultados encontrados pelos autores sugeriram uma distribuição incrivelmente distorcida da elasticidade-preço da demanda residencial.

Holtedahl e Joutz (2004) realizaram um estudo sobre a demanda residencial por energia elétrica em Taiwan de 1955 a 1996. A pesquisa utilizou um Vetor Auto Regressivo (VAR) associado a um Modelo de Correção de Erros (MCE). Concluíram que no longo prazo, a elasticidade-renda é unitária e a elasticidade-preço é inelástica e no curto prazo as elasticidades renda e preço são menores que no longo prazo.

Bernstein e Griffin (2005) analisaram a demanda por energia elétrica no uso do setor residencial de 1977 a 2004 e comercial de 1977 a 1999 e o de gás natural no setor residencial, no âmbito nacional, regional e estadual dos Estados Unidos. Utilizando um modelo de dados em painel de efeito fixo, os resultados indicam diferenças regionais e estaduais na elasticidade preço da demanda por energia elétrica, porém tende haver alguma consistência no uso residencial de eletricidade entre os estados dentro de uma região e visíveis diferenças entre as regiões no uso de eletricidade residencial, comercial e de gás natural.

Labanderia, Labeaga e Rodriguez (2006) estimaram a demanda residencial por energia na Espanha em períodos intercalados de 1973 a 1974, de 1980 a 1981 e entre 1985 a 1995. Utilizando um modelo de extensão quadrática de Deaton e Muellbauer (1980) associado a um modelo de demanda quase ideal, proposto por Banks *et al.* (1997), obtiveram como resultado que a elasticidade preço são pouco elástica na Espanha e a elasticidade renda é inelástica.

Casarin e Delfino (2010) examinam a demanda residencial de energia elétrica na Grande Buenos Aires entre 1997 a 2006 utilizando um VAR associado a um VECM. O estudo obteve como resultado para a elasticidade-preço no curto prazo que as estimativas variam de $-0,13$ a $-0,63$, enquanto que no longo prazo as estimativas variam de $0,16$ a $-1,06$, os resultados para a elasticidade-renda no curto prazo variaram entre $0,01$ a $0,67$, enquanto que no longo prazo as estimativas variaram entre $0,27$ a $-1,56$, esses parâmetros sugerem que mudanças nas políticas de preços podem ser um instrumento eficaz para alcançar a conservação de energia elétrica em longo prazo.

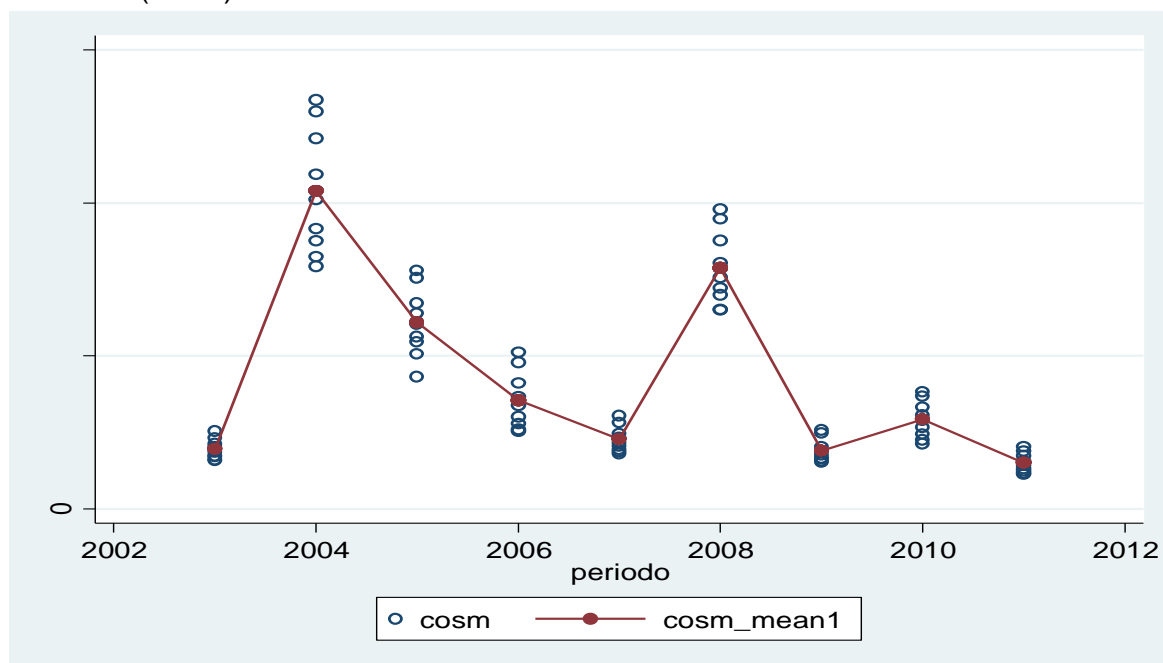
Chaudhry (2010) calculou a relação de longo prazo entre a renda *per capita* e o crescimento previsto do consumo de eletricidade *per capita* e o impacto da elasticidade-preço na demanda e os insumos de energia elétrica sobre a demanda

de produção de eletricidade e de produção industrial no Paquistão de 1998 a 2008. Utilizando como metodologia a análise de dados em painel. Os resultados apontaram que a elasticidade preço da demanda por eletricidade nas empresas do setor de manufatura foi de cerca de $-0,6$, no do setor têxtil a elasticidade-preço foi de $-0,8$ e no setor de alimentos $-0,7$. O que, de acordo com o autor, significa que preços mais elevados da eletricidade irão reduzir a demanda por eletricidade no setor industrial.

3. O Consumo de Energia Elétrica nos Estados da Região Nordeste

Os estados da Região Nordeste apresentaram durante o período de 2003 a 2011, variações significativas no consumo de energia elétrica residencial. O consumo total de cada estado em cada ano e o consumo médio residencial pode ser observado na Figura 01, a seguir:

Figura 01 – Consumo Residencial de Energia Elétrica dos Estados da Região Nordeste (MWh)



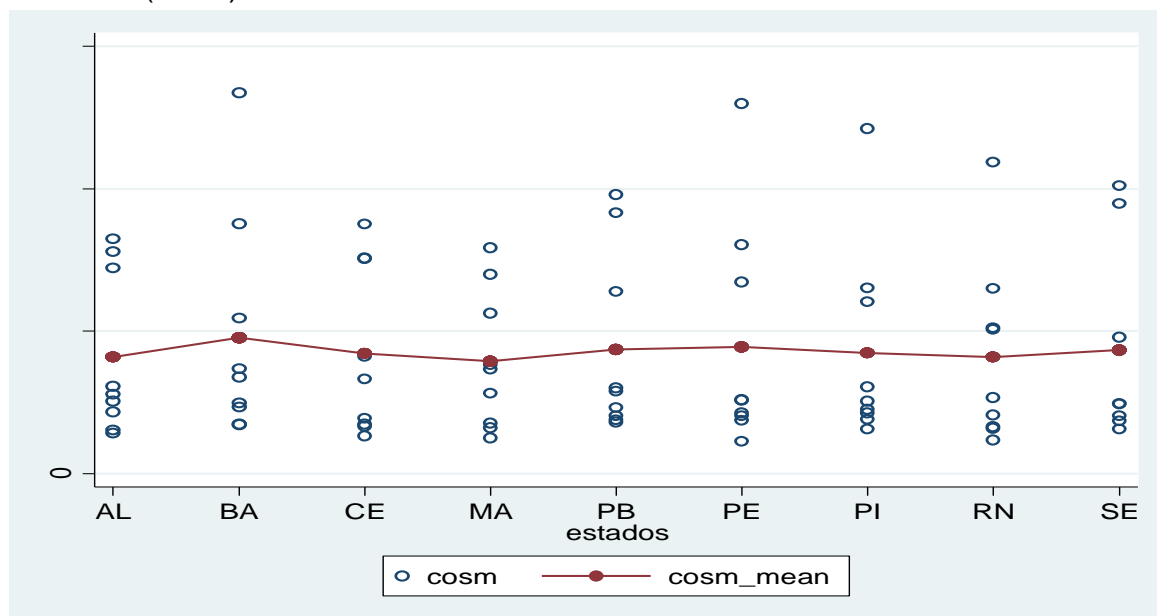
Fonte: Empresa de Pesquisa Energética, 2013.

Elaboração: Autores.

O consumo médio residencial de energia elétrica dos estados da Região Nordeste apresentou variações significativas ao longo de 2003 a 2011. O seu pico médio de consumo foi atingido no ano de 2004, enquanto que seu menor valor médio de consumo de energia residencial foi em 2011. Pode-se observar na figura 01, que entre 2004 e 2007, ocorreu uma redução anual no consumo residencial de energia elétrica dos estados nordestinos. E que ao longo, da análise deste trabalho, as reduções de consumo de energia elétrica representaram pontos mais frequentes que os aumentos do consumo. Esse fato pode ser explicado em decorrência ao estímulo de economia de energia adotado pela população, após a crise energética de 2001 e 2002. Enquanto que os picos de consumo devem-se ao aumento da renda média familiar e do número de beneficiários do Programa Luz para Todos, que ultrapassou os 37% de novas ligações de consumidores residenciais, durante o período de 2005 a 2008.

Quando observado separadamente, o consumo total e médio de cada estado nordestino durante o período de 2003 a 2011, o comportamento é muito parecido entre eles. De acordo com a Figura 02, o estado nordestino que apresentou o maior consumo residencial médio de energia elétrica foi a Bahia, seguido por Pernambuco e Sergipe.

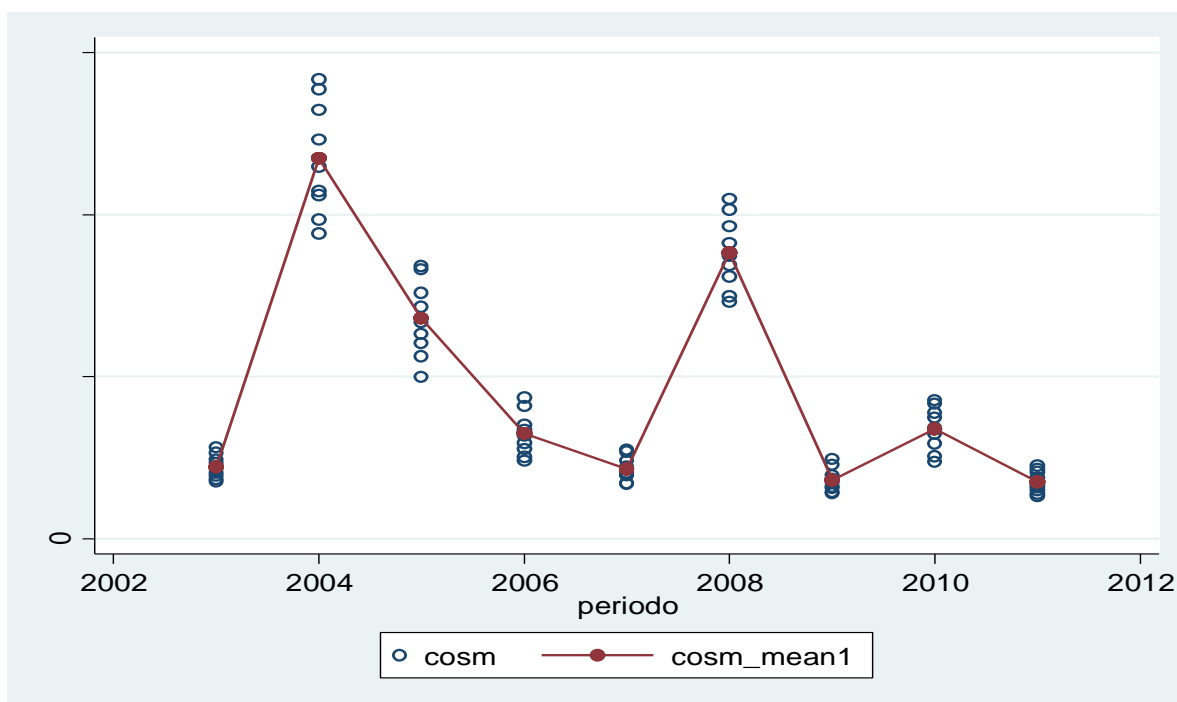
Figura 02 – Consumo Residencial de Energia Elétrica de Cada Estado da Região Nordeste (MWh)



Fonte: Empresa de Pesquisa Energética, 2013.
Elaboração: Autores.

Observado o consumo total e médio de energia elétrica do comércio dos estados nordestinos durante o período de 2003 a 2011, a classe de consumo comercial demonstrou um comportamento muito parecido com a classe de consumo residencial. Como apresenta a Figura 03, a seguir:

Figura 03 – Consumo Comercial de Energia Elétrica dos Estados da Região Nordeste (MWh)



Fonte: Empresa de Pesquisa Energética, 2013.

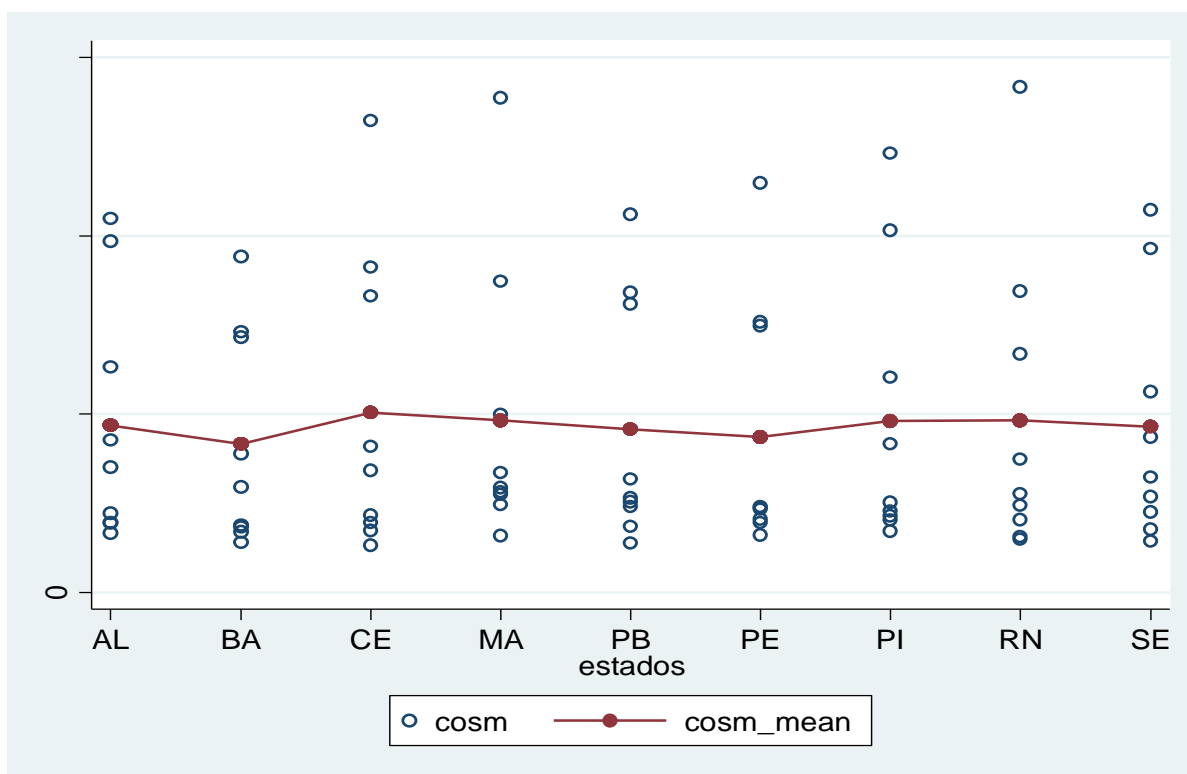
Elaboração: Autores.

O consumo de energia elétrica da classe comercial apresentou, durante o período de análise, dois picos de consumo. Primeiramente em 2004 e posteriormente em 2008, essas elevações no consumo de energia elétrica são oriundas do comportamento da classe de consumo de energia elétrica residencial, na qual, nesse mesmo período, apresentou as mesmas elevações. A decorrência desse comportamento se dá devido ao incremento das vendas do comércio obtidas pelo aumento do consumo das famílias, somados aos incentivos estaduais na construção de parques aquáticos, complexos hoteleiros e polos de ecoturismo e a redução da cobrança do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), dos eletrodomésticos da linha branca, aplicados pelo Governo Federal em 2009, favorecendo a demanda por essa fonte de energia.

Contudo, assim como ocorreu no consumo de energia elétrica da classe residencial, sucederam-se quedas no consumo comercial de energia elétrica, com o racionamento de energia aplicada ao país, aliados a fatores climáticos da seca, que impediram resultados positivos mais significativos.

O consumo médio comercial por energia elétrica de cada estado nordestino, durante o período da pesquisa, apresentou um comportamento muito parecido entre os estados analisados, Como pode ser observado na Figura 04, a seguir:

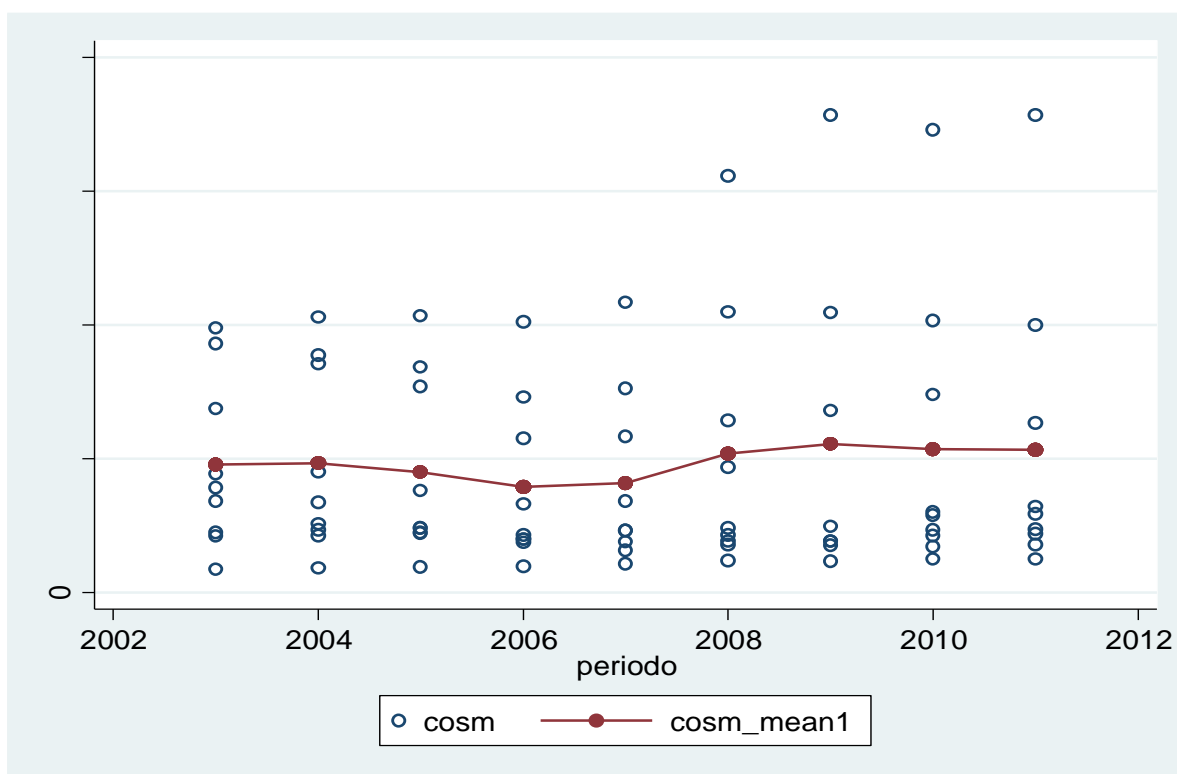
Figura 04 – Consumo Comercial de Energia Elétrica de Cada Estado da Região Nordeste (MWh)



Fonte: Empresa de Pesquisa Energética, 2013.
Elaboração: Autores.

De acordo com a Figura 04, o estado que apresentou o maior consumo médio comercial foi o Ceará, com 1.358.398,44 MWh, ou seja, o consumo comercial do estado cearense foi o que apresentou as maiores consumos durante o período pesquisado. Seguido pelos estados do Piauí e do Rio Grande do Norte, com valores médios próximos a 1.000.000,00 MWh, cada.

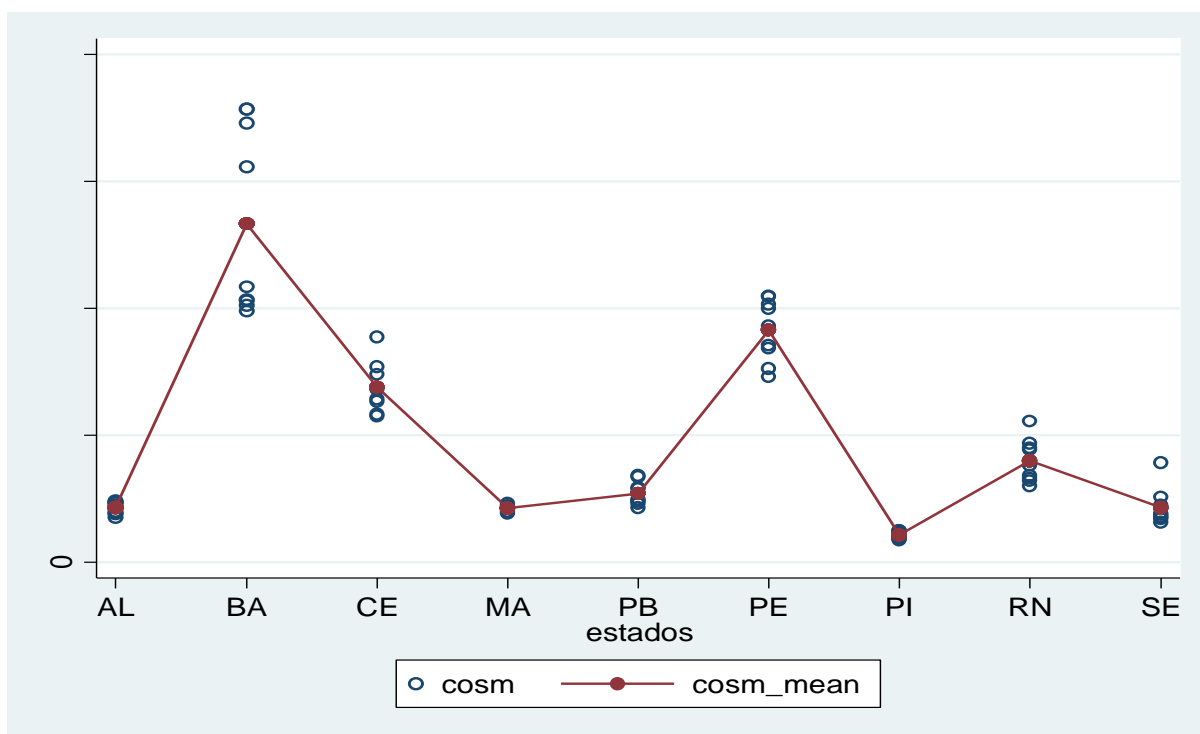
Figura 05 – Consumo Industrial de Energia Elétrica dos Estados da Região Nordeste (MWh)



Fonte: Empresa de Pesquisa Energética, 2013.
Elaboração: Autores.

O consumo por energia elétrica industrial demonstra um comportamento singular. No início do período pesquisado ocorreu uma redução do consumo médio até 2007. Posteriormente, ocorreu um crescimento no consumo médio por energia elétrica pela indústria nordestina. Esse comportamento pode ser explicado, devido à dependência dos estados da região, por programas de desenvolvimento regional, promovidos pela Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE), extinta em 2000. Contudo, o crescimento posterior, deve-se às deseconomias de aglomeração ocorridas nas indústrias do Sul e Sudeste, migrando para regiões menos saturadas, como o Nordeste, com a finalidade de reduzir seus custos de produção. Como pode-se observar na Figura 05 anterior.

Figura 06 – Consumo Industrial de Energia Elétrica de Cada Estado da Região Nordeste (MWh)



Fonte: Empresa de Pesquisa Energética, 2013.
Elaboração: Autores.

O consumo médio industrial por energia elétrica de cada unidade da federação da Região Nordeste, destaca-se a Bahia, que possui o maior seguimento industrial da região, com destaque para o polo petroquímico de Camaçari, as hidroelétricas e produtos alimentícios, bebidas e automóveis. O segundo maior consumidor industrial por energia elétrica é o estado de Pernambuco, devido a produção de alimentos, metalurgia, produtos químicos, produção de álcool e refino de petróleo. Seguido pelo Ceará, com produção industrial de máquinas, materiais elétricos, tecidos, calçados e bolsas, alimentos e álcool.

3.1 Tarifas de Energia Elétrica

Na década de 70, as tarifas de energia elétrica no Brasil passaram por variações positivas ocorridas pelo aumento real nas taxas no início da década, porém essa situação não ocorreu nas décadas posteriores. Novos aumentos reais só ocorreram novamente a partir da década de 90. Entre as classes de consumo: residencial, industrial e comercial, os aumentos registrados na década de 70, merecem destaque os ocorridos em 1972 e 1975. As reduções ocorridas durante a década de 80, mais precisamente entre os anos de 1980 e 1989, nas tarifas residencial, comercial e industrial tiveram quedas de 42,46%, 20,68% e 13,47%, respectivamente (SCHMIDT e LIMA, 2004).

Segundo Schmidt e Lima (2004), as tarifas residencial, comercial e industrial tiveram os mais elevados níveis de preços nos anos de 1972, 1972 e 1965, respectivamente, com valores de 338,73; 332,21 e 128,50. Os anos que registraram os menores valores nas tarifas das classes residencial, comercial e industrial foram os de 1986, 1985 e 1985, com níveis de preços de 78,92; 119,53 e 64,55, respectivamente. Os valores percentuais registrados, nesses anos de elevados

níveis de preços e de baixos valores de cada classe estudada foram de – 76,70 %, – 64,02 % e – 49,77 %, respectivamente.

Entre 1990 a 2000, ocorreram leves crescimentos nas tarifas das classes estudadas, contudo entre 2001 e 2007, as tarifas de energia elétrica no Brasil cresceram em média de R\$ 122,88 para R\$ 260,48 por Megawatt-hora (MW/h), recuando nos anos posteriores. Na classe residencial entre 2001 a 2010, os valores das tarifas registraram R\$ 179,78 e R\$ 300,07 MWh, respectivamente. No que condiz da classe comercial o resultado no mesmo período foi de R\$ 156,17 e R\$ 287,05 por Megawatt-hora. Nesse mesmo período, os valores das tarifas médias anuais da classe industrial contabilizou R\$ 81,18 e R\$ 236,46 MWh.

As tarifas que apresentaram as maiores variações foram às relativas às classes residencial e comercial. Comparando os níveis de preços entre os anos de 1970 e 1979, a tarifa residencial decaiu em 20,48 %, a tarifa comercial 21,13 % e a industrial 17,27 %. Na década de 1980, entre os anos de 1980 e 1989, as tarifas residencial, comercial e industrial tiveram uma queda de 42,46 %, 20,68 % e 13,47 %, concomitantemente, sugerindo a persistência da queda real das tarifas no setor energético. No período compreendido de 1990 e 2000, ocorreu um aumento real nas tarifas da classe de consumo residencial de 14,69 %, enquanto que nas classes de consumo comercial foi de – 22,78 % e a na classe industrial foi de – 21, 61% (SCHMIDT e LIMA, 2004).

Em 2001, as tarifas médias, influenciadas pelo programa de redução do consumo que havia sido criado como solução de curto prazo para a crise energética, tiveram um aumento significativo em termos reais, visando recuperar as receitas das empresas do setor energético (MATTOS, 2004).

4. Metodologia

Os dados utilizados na realização da estimação da demanda por energia elétrica são anuais e com periodicidade de 2003 a 2011. As fontes dos dados foram a Empresa de Pesquisa Energética (EPE), a Eletrobrás, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e a Fundação Getúlio Vargas (FGV), dentre outros. A identificação das fontes dos dados das variáveis deste trabalho está exposta na Tabela 01, a seguir.

Tabela 01 – Identificação das Fontes dos Dados das Variáveis

Variáveis (séries anuais de 2003 a 2011)	Proxy Utilizada	Fontes	Unidade
Classe Residencial			
<i>Y</i>	Consumo Residencial Total	EPE	GWh
<i>T</i>	Tarifa Média Residencial em Valores de Mercado	ANEEL	R\$/MWh
<i>P</i>	IPA-DI – Bens de Consumo Duráveis	Banco de Dados IBRE/FGV/RJ	Índice
<i>R</i>	PIB <i>per capita</i> a preços de mercado	IBGE	R\$
Classe Comercial			
<i>Y</i>	Consumo Comercial Total	EPE	GWh

T	Tarifa Média Comercial em Valores de Mercado	ANEEL	R\$/MWh
P	IPA-OG – Material Elétrico	Banco de Dados IBRE/FGV/RJ	Índice
R	PIB: Serviços	IBGE	R\$
Classe Industrial			
Y	Consumo Industrial Total	EPE	GWh
T	Tarifa Média Industrial em Valores de Mercado	ANEEL	R\$/MWh
P	IPA-OG – Máquinas e Equipamentos Industriais	Banco de Dados IBRE/FGV/RJ	Índice
R	PIB Industrial	IBGE	R\$
TB	IPA-OG – Combustíveis e Lubrificantes	Banco de Dados IBRE/FGV/RJ	Índice

Fonte: Elaborado pelos autores.

As estatísticas descritivas das variáveis aplicadas a esse trabalho estão distribuídas entre as variáveis: Consumo Total (Y_{it}), Tarifa Média (T_{it}), Índice de Preço (P_{it}) e Renda/PIB (R_{it}) para todas as classes de consumo, adicionando a classe de consumo industrial a variável Índice de Preço do Bem Substituto (TB_{it})

Tabela 02 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Aplicadas

Consumo Residencial				Amplitude	
Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
Y_{it}	1.709.270,20	1.250.256,93	1.109.355,31	446.559,32	5.350.800,41
T_{it}	269,73	48,48	267,32	173,16	388,44
P_{it}	397,76	60,63	381,62	307,43	506,62
R_{it}	8.270,38	1.703,14	8.440,80	5.100,70	11.720,50
Consumo Comercial					
Y_{it}	931.479,40	706.534,09	563.923,70	264.152,34	2.837.910,62
T_{it}	283,80	39,54	290,15	195,59	353,16
P_{it}	91,40	16,56	99,80	57,80	110,85
R_{it}	12.891.700,70	9.378.661,55	8.659.312,58	4.107.072,88	41.463.284,76
Consumo Industrial					
Y_{it}	967.004,45	827.153,59	578.315,08	169.833,33	3.569.215,24
T_{it}	200,65	36,15	207,42	120,34	281,60

TB_{it}	736,66	156,37	691,06	528,40	999,22
P_{it}	280,35	37,24	275,72	215,32	341,69
R_{it}	4.661.780,75	4.348.287,16	2.602.059,31	889.817,14	18.676.240,55

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nos diversos estudos sobre a elasticidade preço e renda da demanda de energia elétrica existentes, os cálculos utilizados partem de um modelo padrão, aos quais utilizam como variáveis nas equações, alguns fatores determinantes para cada classe de consumo. A demanda da classe residencial pode ser proposta como o resultado de um problema de maximização da utilidade, sujeita a uma restrição orçamentária. Nas classes comerciais e industriais pode ser descrita como um problema de minimização de custos, sujeito a certo nível de produção (SCHMIDT e LIMA, 2004).

Nesse caso utilizam-se como variáveis para determinar a função demanda por energia elétrica para qualquer classe de consumo: o consumo por energia elétrica no tempo (Y_t), a tarifa de energia elétrica no tempo (T_t), a tarifa do bem substituto a energia elétrica no tempo (TB_t), a renda da classe em questão no tempo (R_t) e o preço dos aparelhos ou máquinas elétricas que constitui cada classe de consumo no tempo (P_t).

Algebricamente a equação de demanda por energia elétrica é descrita de forma linear da seguinte maneira:

$$Y_t = \beta_0 Y_{t-1} + \beta_1 T_t + \beta_2 TB_t + \beta_3 R_t + \beta_4 P_t + \alpha Z_i + \varepsilon_t \quad (1)$$

Contudo, para se encontrar a elasticidade das variáveis em questão faz-se necessário por a equação acima na forma logarítmica, assim, se determinar que $Y = \ln y$; $Y_{t-1} = \ln y_{t-1}$; $TB = \ln tb$; $R = \ln r$ e $P = \ln p$. Tem-se:

$$\ln y_t = \beta_0 \ln y_{t-1} + \beta_1 \ln t_t + \beta_2 \ln tb_t + \beta_3 \ln r_t + \beta_4 \ln p_t + \alpha Z_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde: β_1 , β_2 , β_3 e β_4 são as elasticidades das variáveis da equação, Z_i representam as *dummies* para cada região e ε_t é o erro estacionário.

Para estimar o modelo as elasticidades - preço e renda da demanda por energia elétrica nas regiões do Brasil será utilizado a metodologia de regressão conhecido como dados em painel.

Os dados em painel são modelos estabelecidos para estimar parâmetros através de um conjunto de amostras longitudinais com dimensão de corte transversal e temporal. A utilização dessa ferramenta tem como vantagem o fornecimento de uma maior quantidade de informações, diversidade de comportamentos individuais, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de

graus de liberdade e maior eficiência na estimação. Dessa forma, permite identificar, controlar e medir efeitos individuais que não serão pura e simplesmente detectáveis em estudos exclusivamente seccionais ou temporais, bem como estabelecer e testar modelos comportamentais complexos, especificamente recorrendo a modelos com defasagens distribuídos com poucas restrições (CAMERON e TRIVEDI, 2005).

A estrutura básica de dados em painel é um modelo de regressão da forma:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que X_{it} possui K regressores, incluindo um termo constante; $Z_i\alpha$ é a heterogeneidade ou o efeito individual, onde Z_i contém um termo constante e um conjunto de indivíduo ou grupo de variáveis específicas, que podem ser observadas ou não, tais como raça, sexo, localização, características específicas de família, habilidades ou preferências e assim por diante, os quais são levados para ser constantes ao longo do tempo t .

O modelo dinâmico com dados em painel utiliza-se do valor defasado da variável resposta Y_{it-1} para determinar as variáveis regressoras, através da seguinte equação:

$$Y_{it} = \delta Y_{it-1} + X_{it}\beta + Z_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \theta_i + \eta_{it} \quad (5)$$

Em que $i = 1, \dots, N$ e $t = 2, \dots, T$, onde $\theta_i + \eta_{it}$ é o usual componente do erro da decomposição do termo do erro, N é extenso, T é fixo e $|\delta| < 1$. Esse modelo específico é suficiente para cobrir a maior parte dos casos padrão encontrado nas aplicações linear de dados em painel dinâmico. Permitindo que a inclusão de X_{it-1} providencie um modelo dinâmico de dados em painel auto-regressivo.

$$Y_{it} = \delta Y_{it-1} + X_{it}\beta_1 + X_{it-1}\beta_2 + Z_i\alpha + \theta_i + \eta_{it} \quad (6)$$

Que tem um correspondente fator restrito comum ($\beta_2 = -\delta\beta_1$), o que resulta em:

$$y_{it} = +X_{it}\beta_1 + \varpi_i + \vartheta_{it} \quad (7)$$

Com $\vartheta_{it} = \delta\vartheta_{it-1} + \eta_{it}$ e $\theta_i = (1 - \delta)\varpi_i$. Um dos problemas com a estimação de modelos dinâmicos com dados em painel comum aos diversos estudos realizados é a endogeneidade, ou seja, a correlação existente entre um dos regressores Y_{it-1} e o termo do erro ε_{it} através de θ_i . Essa situação torna os estimadores de Mínimos

Quadrados Ordinários (MQO) enviesados e não consistentes, mesmo que η_{it} não demonstre autocorrelação, podendo o enviesamento assintótico ser significativo (MARQUES, 2000). Para corrigir o problema de perda de consistência dos estimadores convencionais dos modelos dinâmicos com dados em painel, utiliza-se o Método dos Momentos Generalizados (GMM), em uma versão conhecida como *Difference-GMM* (CAMERON e TRIVEDI, 2005). Que possui como objetivo o de encontrar um estimador consistente com um mínimo de restrições sobre os momentos. Logo, a equação de estimação do modelo utilizado passa a ser a seguinte:

$$\Delta \ln y_{it} = \beta_0 \Delta \ln y_{it-1} + \beta_1 \Delta \ln t_{it} + \beta_2 \Delta \ln t b_{it} + \beta_3 \Delta \ln r_{it} + \beta_4 \Delta \ln p_{it} + \alpha \Delta Z_i + \Delta \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Mesmo após essa transformação, o problema da endogeneidade ainda persiste, já que $\Delta \varepsilon_{it}$ são correlacionados com $\Delta \ln Y_{it-1}$. Para resolver definitivamente esse problema, Arellano e Bond (1991) recomendam utilizar a *first-differenced* (primeira diferença), que consiste em retirar as primeiras diferenças de todas as variáveis do modelo, para eliminar o problema da endogeneidade.

Contudo, se o painel possui uma dimensão temporal pequena, o uso da *first-differenced* não resolverá o problema da endogeneidade. Sendo assim, a utilização do modelo *System-GMM*, o qual emprega duas técnicas de estimação, com base nas defasagens, formando duas equações, a original ou equação de nível, que utiliza as defasagens em diferença como instrumentos; e a equação transformada ou em diferença, que utiliza as variáveis defasadas em nível como instrumentos (Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998).

Os estimadores Arellano-Bond (1991) e Blundell-Bond (1998) possuem dois variantes o *one-step* e o *two-step*. Sendo a segunda variante (*two-step*) assintoticamente mais eficiente, porém, os erros-padrão reproduzidos nessa ocasião possuem uma tendência de serem severamente viesados para baixo. Sendo assim, utiliza-se uma correção de amostras finitas, derivadas por Windmeijer (2005), para a matriz de covariância da variante *two-step*, o que transforma as estimações robustas da variante *two-step* mais eficientes do que as estimações robustas da variante *one-step*.

Para testar a validade das condições de momento inerentes ao GMM, adotam-se as estatísticas de teste de Sargan (1958) e Hansen (1982), que possui como hipótese nula a validade dos instrumentos, ou seja, não correlacionados com o termo erro e que os instrumentos excluídos (aqueles utilizados para instrumentar as variáveis endógenas) foram corretamente excluídos da equação estimada. A estatística Sargan é um caso especial da estatística J de Hansen pela suspeita de homoscedasticidade. A estatística de Hansen é utilizada pela suspeita de erros heteroscedásticos.

5. Resultados

As estimações das elasticidades preço e renda da demanda foram realizadas pelo modelo de dados em painel, utilizando a metodologia *System-GMM*. Este modelo foi empregada nessa avaliação, devido sua eficácia na eliminação dos vieses que

ocorre no painel dinâmico. Os resultados são apresentados nas tabelas abaixo, e foram divididos em consumo residencial, consumo comercial, e consumo industrial.

Tabela 03 – Resultado dos Modelos de Regressão para Determinar as Elasticidades-Preço e Renda do Consumo Residencial

Parâmetros de Elasticidades			
U.F.	Tarifa Residencial (t)	Preço de Eletrodomésticos (p)	Renda Familiar (r)
AL	– 0,1711 (0,1676)*	– 0,1067 (0,8743)	0,0631 (0,0956)
BA	– 0,1524 (0,1759)	– 0,0574 (0,0875)	0,1399 (0,1531)
CE	– 0,1803 (0,1334)	– 0,0630 (0,0763)	0,1462 (0,1398)
MA	– 0,1201 (0,1056)	– 0,0905 (0,0768)	0,0868 (0,1393)
PB	– 0,1408 (0,0962)	– 0,0839 (0,0762)	0,1146 (0,1382)
PE	– 0,2203 (0,2001)	– 0,0226 (0,7302)	0,0800 (0,0988)
PI	– 0,0474 (0,1031)	– 0,0362 (0,0461)	0,0576 (0,0619)
RN	– 0,1759 (0,1238)	– 0,0694 (0,0828)	0,1389 (0,1347)
SE	– 0,1561 (0,0850)	– 0,1023 (0,0608)	0,0985 (0,0643)

Fonte: Elaborado pelos autores.

*Os valores entre parênteses representam os erros padrões das amostras; Estimativas perceptíveis em nível de 5%.

Consumo Residencial

A Tabela 03 acima mostra que as elasticidades-preço apresentaram sinais negativos, enquanto que a elasticidade-renda apresentou sinal positivo, indicando que quanto maior o preço da tarifa e dos eletrodomésticos menor a demanda por energia elétrica, enquanto isso, quanto maior a renda maior a demanda por energia elétrica. O Estado de Pernambuco apresentou a maior elasticidade-preço da demanda da tarifa residencial (– 0,2203), enquanto que, o Estado de Alagoas registrou a maior elasticidade-preço da demanda da tarifa residencial (– 0,1067). O Estado do Ceará foi o que apresentou a maior elasticidade-renda da demanda (0,1462). Por outro lado, o Piauí foi o estado que apresentou a menor elasticidade-preço da demanda da tarifa residencial (– 0,0474), e a menor elasticidade-renda da demanda (0,0576), enquanto que Pernambuco obteve a menor elasticidade-preço da demanda de eletrodomésticos (– 0,0226).

Tabela 04 – Resultado dos Modelos de Regressões para Determinar as Elasticidades-Preço e Renda do Consumo Comercial

Parâmetros de Elasticidades			
U.F.	Tarifa Comercial (t)	Preço de Material Elétrico (p)	PIB Comercial (r)
AL	– 0,1184 (0,0692)*	– 0,1553 (0,0401)	0,0531 (0,0727)
BA	– 0,1319 (0,0687)	– 0,1683 (0,0414)	0,0663 (0,0730)
CE	– 0,0933 (0,0652)	– 0,1387 (0,0380)	0,0564 (0,0676)
MA	– 0,1233 (0,0686)	– 0,1607 (0,0401)	0,0557 (0,0722)
PB	– 0,0809 (0,0672)	– 0,1495 (0,0378)	0,0587 (0,0683)
PE	– 0,1243 (0,0688)	– 0,1504 (0,0413)	0,0516 (0,0730)
PI	– 0,1305 (0,0683)	– 0,1560 (0,0397)	0,0730 (0,0733)
RN	– 0,1189 (0,0684)	– 0,1549 (0,0397)	0,0614 (0,0721)
SE	– 0,1317 (0,0682)	– 0,1590 (0,0396)	0,0865 (0,0745)

Fonte: Elaborado pelos autores.

*Os valores entre parênteses representam os erros padrões das amostras; Estimativas perceptíveis em nível de 5%.

Consumo Comercial

O resultado da Tabela 04 mostra que as elasticidades-preço apresentaram sinais negativos, sugerindo que quanto maior o preço da tarifa e de materiais elétrico menor a demanda por energia elétrica, enquanto que as elasticidades-renda apresentaram sinal positivo, indicando que quanto maior a renda, maior é a demanda por energia elétrica. Ademais, o Estado de Sergipe apresentaram as maiores elasticidades-preço da demanda da tarifa comercial (– 0,1317), e elasticidade-renda da demanda (0,0865), já, a Bahia obteve a maior elasticidade-preço da demanda de material elétrico (– 0,1683). Por outro lado, a Paraíba apresentou a menor elasticidade-preço da demanda da tarifa comercial (– 0,0809), enquanto, o Ceará apresentou a menor elasticidade-preço da demanda de material elétrico (– 0,1387), e Pernambuco, a menor elasticidade-renda da demanda (0,0516).

Tabela 05 – Resultado dos Modelos de Regressões para Determinar as Elasticidades-Preço e Renda do Consumo Industrial

Parâmetros de Elasticidades				
U.F.	Tarifa Industrial (t)	Preço de Máquinas e Equipamentos Industriais (p)	Preço do Bem Substituto a Energia Elétrica (tb)	PIB Industrial (r)
AL	– 0,0844 (0,1139)*	– 0,4521 (0,1690)	0,2350 (0,0769)	0,0414 (0,0962)
BA	– 0,0492 (0,1160)	– 0,3885 (0,1733)	0,2386 (0,0760)	0,0277 (0,0953)
CE	– 0,0912 (0,1147)	– 0,4561 (0,1690)	0,2326 (0,0771)	0,0467 (0,0943)
MA	– 0,0652 (0,1184)	– 0,4349 (0,1711)	0,2408 (0,0761)	0,0525 (0,0947)
PB	– 0,0723 (0,1139)	– 0,4260 (0,1693)	0,2386 (0,0758)	0,0454 (0,0941)
PE	– 0,0808 (0,1154)	– 0,4475 (0,1698)	0,2384 (0,0763)	0,0490 (0,0945)
PI	– 0,0910 (0,1144)	– 0,4398 (0,1696)	0,2386 (0,0759)	0,0435 (0,0946)
RN	– 0,0778 (0,1156)	– 0,4500 (0,1695)	0,2403 (0,0763)	0,0554 (0,0968)
SE	– 0,0791 (0,1162)	– 0,4511 (0,1696)	0,2374 (0,0768)	0,0537 (0,0974)

Fonte: Elaborado pelos autores.

*Os valores entre parênteses representam os erros padrões das amostras; Estimativas perceptíveis em nível de 5%.

Consumo Industrial

A Tabela 05 acima mostra que as elasticidades-preço da tarifa e de máquinas e equipamentos industriais exibiram sinais negativos, sugerindo que quanto maior o preço desses parâmetros menor a demanda por energia elétrica, contraposto a isso, as elasticidade-preço do bem substituto a energia elétrica e a elasticidade-renda apresentaram sinais positivos, sugerindo que quanto maior o preço e a renda, maior a demanda por energia elétrica. Além do mais, o Estado do Ceará apresentou as maiores elasticidade-preço da demanda de máquinas e equipamentos industriais (– 0,4561) e da elasticidade-preço da demanda da tarifa industrial (– 0,0912), enquanto que, o Maranhão apresentou a maior elasticidade-preço da demanda do bem substituto a energia elétrica (0,2408) e o Rio Grande do Norte apresentou a maior elasticidade-renda da demanda (0,0554). Por outro lado, a Bahia apresentou as menores elasticidades-preço da demanda de máquinas e equipamentos industriais (– 0,3885), da elasticidade-renda da demanda (0,0277), e a elasticidade-preço da

tarifa industrial ($-0,0492$); além disso, o Estado do Ceará registrou a menor elasticidade-preço da demanda da bem substituto a energia elétrica ($0,2326$).

Tabela 06 – Resultado dos Testes Estatísticos

Classe de Consumo Residencial		
H0: Ausência de Autocorrelação dos resíduos de primeira ordem	<i>p</i> -valor	0,00
H0: Ausência de Autocorrelação dos resíduos de segunda ordem	<i>p</i> -valor	0,10
Teste de Sargan	Prob > Chi2	0,6150
Teste de Hansen	Prob > Chi2	0,2442
Teste <i>Difference</i> -Hansen	Prob > Chi2	0,1857
Classe de Consumo Comercial		
H0: Ausência de Autocorrelação dos resíduos de primeira ordem	<i>p</i> -valor	0,00
H0: Ausência de Autocorrelação dos resíduos de segunda ordem	<i>p</i> -valor	0,00
Teste de Sargan	Prob > Chi2	0,2660
Teste de Hansen	Prob > Chi2	0,0344
Teste <i>Difference</i> -Hansen	Prob > Chi2	0,0032
Classe de Consumo Industrial		
H0: Ausência de Autocorrelação dos resíduos de primeira ordem	<i>p</i> -valor	0,00
H0: Ausência de Autocorrelação dos resíduos de segunda ordem	<i>p</i> -valor	0,29
Teste de Sargan	Prob > Chi2	0,5134
Teste de Hansen	Prob > Chi2	0,1558
Teste <i>Difference</i> -Hansen	Prob > Chi2	0,0212

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a Tabela 06, os testes de Sargan, Hansen e *Difference-Hansen* mostraram significativos para as três classes de consumo de energia elétrica, na validade dos instrumentos da detecção de homocedasticidade e de erros heteroscedásticos.

6. Considerações Finais

Este trabalho teve como propósito estimar as elasticidades-preço e renda do consumo de energia elétrica das unidades da federação da Região Nordeste no período de 2003 a 2011, através da utilização de um modelo dinâmico de dados em painel, estimado por meio do método *System-GMM*, empregando como variáveis, a saber: o consumo, as tarifas de energia elétrica, índices de preço, preço de bens substitutos e a renda das três principais classes de consumo (residencial, comercial e industrial).

Foram avaliadas as elasticidades preço e renda da demanda para os consumidores residencial, comercial e industrial. Os resultados da estimação das elasticidades preço e renda da demanda para as classes de consumo analisadas mostraram os sinais esperados. Entretanto, os valores das elasticidades variaram entre os estados

e as classes de consumo, contudo, pode-se verificar que a elasticidade-renda da demanda para a classe de consumo residencial foi a que apresentou os maiores valores em todas os estados analisadas, quando comparado com as outras classes estudadas.

Expondo os valores máximos estimados – residencial, comercial e industrial – em comparação a outros trabalhos, percebe-se que a elasticidade-preço está dentro dos valores estimado por autores nacionais, como Modiano (1966), Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (1997). Se observados estudos internacionais sobre o tema, os mesmos valores se encaixam com os estudos de Houthakker e Joutz (2004), Liu (2004) e Bentzen e Engsted.

Se observados os valores máximos estimados – residencial, comercial e industrial – em comparação a outros trabalhos sobre o mesmo assunto, observa-se que a elasticidade-renda está dentro dos valores estimados por autores nacionais, como Modiano (1966), Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (1997). Se analisados estudos internacionais sobre o tema, os mesmos valores se aproximam com os estudos de Balestra e Nerlove (1966), Liu (2004) e Bentzen e Engsted (1993).

No caso dos estados examinadas, pode-se aferir que Pernambuco, Alagoas e o Ceará, possuem os maiores valores das elasticidades preço e renda da demanda na classe de consumo residencial, o que mostra a sensibilidade nessa classe de consumo, diante de mudanças no preço e na renda desse grupo de estudo. Os Estados de Sergipe e Bahia apresentaram os maiores valores das elasticidades preço e renda da demanda na classe de consumo comercial. Enquanto que, o Ceará, Maranhão e Rio Grande do Norte apresentaram os maiores valores das elasticidades preço e renda da demanda na classe de consumo industrial.

Com os resultados apresentados, pode-se aferir que os valores das elasticidades preço e renda da demanda para as classes industrial e comercial são os que possuem as menores estimações, o que supõe o uso de outras fontes alternativas de energia, oriundas de termoelétricas, nuclear e fotovoltaica, além da guerra fiscal dos estados, que fez com que empresas migrassem principalmente, para os estados baiano, cearense, potiguar, sergipano e maranhense. O Ceará e o Maranhão apresentaram os maiores valores de elasticidades preço da demanda de máquinas e equipamentos industriais e do bem substituto e energia elétrica, respectivamente; consequência do uso de máquinas e equipamentos que não possuem muitos concorrentes no mercado e da falta de outras fontes de energia nesse estado.

Os valores das elasticidades aqui apresentadas mostram que nos estados nordestinos considerados mais pobre, estão mais propensos as mudanças ocorridas no preço e na renda de seus consumidores, enquanto, que no caso contrário, nos estados nordestinos considerados mais desenvolvidos, as variações na renda e nos preços são menores. Sendo assim, pode-se avaliar que as elasticidades preço e renda da demanda por energia elétrica nos estados da Região Nordeste nas três classes de consumo, representam as características econômicas desses estados, observadas às mudanças no preço e na renda de seus consumidores, o que se pode traçar uma política energética atuante, que beneficie um número maior de consumidores.

Referências

ANDRADE, Thompson A. LOBÃO, Waldir J. A. **Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Texto para Discussão N° 489. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Rio de Janeiro. Junho de 1997.

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA (ANEEL). **Tarifas médias de consumo residencial de energia elétrica/ Região** Período de 2000/2010. Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br>>. Acesso em: 22 dez. 2014.

_____. **Tarifas médias de consumo comercial de energia elétrica/ Região**. Período de 2000/2010. Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br>>. Acesso em: 22 dez. 2014.

_____. **Tarifas médias de consumo industrial de energia elétrica/ Região**. Período de 2000/2010. Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br>>. Acesso em: 22 dez. 2014.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. **Some Tests of Specification for Panel Data: Mont Carlo Evidence and an Application to Employment Equations**. The Review of Economics Studies. Vol. 58. N° 2. Pp. 277-297. April, 1991.

BERNDT, Ernst R. **The Demand for electricity: Comment and further results**. Working Paper N° MIT-EL 78-021 WP. August 1978.

BERNSTEIN, Mark A. GRIFFIN, James. **Regional differences in the price-elasticity of demand for energy**. National Renewable Energy Laboratory. RAND Infrastructure, Safety and Environment (ISE). Environment, Energy, and Economic Development Program (EEED). 2005.

CAMARGO, Luiz Gustavo Barduco Cugler. **O Setor elétrico brasileiro e sua normatização contemporânea**. Dissertação (Bacharelado). Centro de Ciências Jurídicas e Sociais Aplicadas. Curso de Direito. Universidade Católica de Santos – UNISANTOS. Santos. 2005.

CAMERON, A. Colin. TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press. 2005.

CASARIN, Ariel A. DELFINO, Maria Eugenia. **Price freezes, durables and residential electricity demand**. Evidence from the Greater Buenos Aires. IAE Business School. Universidad Austral. August 19, 2010.

CHAUDHRY, Azam Amjad. **A Panel data analysis of electricity demand in Pakistan**. The Labore Journal of Economics: 15: SE. Pp. 75-106. September 2010.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA (EPE). **Anuário Estatístico de Energia Elétrica**. Ministério de Minas e Energia. Rio de Janeiro. 2013.

_____. **Balanco Energético Nacional**. Ministério de Minas e Energia. Rio de Janeiro. 2013.

FAN, Shun. HYNDMAN, Rob. **The Price elasticity of electricity demand in South Australia**. Business and Economic Forecasting Unit. Monash University. Clayton, Victoria. Australia. 2010.

FILIPPINI, Massimo. PACHUARI, Shonali. **Elasticities of electricity demand in urban indian households**. Centre for Energy Policy and Economics Swiss Federal Institutes of Technology – CEPE. CEPE Working Paper Nr. 16. March 2002.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (FGV). **Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG) - Combustíveis e lubrificantes**. Conjuntura Econômica, 2011 a. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 12 dez. 2014.

_____. **Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG) – Eletrodoméstico**. Conjuntura Econômica, 2011b. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 12 dez. 2014.

_____. **Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG) – Material Elétrico**. Conjuntura Econômica, 2011c. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 12 dez. 2014.

GOMES, Ludmila de Sá Fonseca e. **A demanda por energia elétrica residencial no Brasil: 1999 – 2006. Uma estimativa das elasticidades-preço e renda por meio de painel**. Dissertação (mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo de Ribeirão Preto – USP. Ribeirão Preto. 2010.

HOLTEDAHL, Pernille. JOUTZ, Frederick L. **Residential electricity demand in Taiwan**. Energy Economics 26 (2004) 201-224. Elsevier. J.Eneco. 2003.11.001.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Índices de PIB e PIB per capita do Brasil**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 13 dez. 2014.

LABANDERIA, Xavier. LABEAGA, José M. RODRIGUEZ, Miguel. **A Residential energy demand system for Spain**. Center for Energy and Environmental Policy Research (CEEPR). Massachusetts Institute of Technology – MIT. Reprinted from The Energy Journal. Vol. 27. Nº 2. Pp. 87-111. 2006.

MARQUES, Luís David. **Modelos com Dados em Painel: revisão de literatura**. Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão – CEMPRE. Faculdade de Economia do Porto. Portugal. Outubro, 2000.

MATTOS, Leonardo Bornacki de. **Demanda de energia elétrica no estado de Minas Gerais: 1970/2002**. Dissertação (mestrado). Universidade Federal de Viçosa – UFV. Viçosa. Minas Gerais. Brasil. 2004.

MODIANO, Eduardo Marco. **Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Texto para Discussão Nº 68. Departamento de Economia. Maio de 1984.

REISS, Peter C. WHITE, Matthew W. **Household electricity demand, revisited**. Stanford University. June 14, 2002.

SCHMIDT, Cristiane Alkmin Junqueira. LIMA, Marcos A. M. **A Demanda por energia elétrica no Brasil**. RBE. Rio de Janeiro. 58(1): 67-99. Jan/Mar 2004.

SIQUEIRA, Marcelo Lettieri. HOLLANDA, Herbertes de. **A Demanda setorial por energia elétrica no pós-acionamento de 2001: Previsões de longo prazo para o Nordeste brasileiro**. X Encontro Regional de Economia. Maio de 2005.