

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

DANIELLE MONTIEL GUIMARÃES

**ENERGIA ELÉTRICA RURAL IRRIGANTE:
UMA ANÁLISE DAS ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA**

Porto Alegre

2018

DANIELLE MONTIEL GUIMARÃES

**ENERGIA ELÉTRICA RURAL IRRIGANTE:
UMA ANÁLISE DAS ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, modalidade profissional, área de concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Eugenio Lagemann

Coorientador: Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó

Porto Alegre

2018

CIP - Catalogação na Publicação

Guimarães, Danielle Montiel
Energia elétrica rural irrigante: uma análise das elasticidades-preço e renda / Danielle Montiel Guimarães. -- 2018.
39 f.
Orientador: Eugenio Lagemann.

Coorientador: Flávio Tosi Feijó.

Dissertação (Mestrado Profissional) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2018.

1. Elasticidade-preço e renda da demanda. 2. Energia elétrica. 3. Irrigação. 4. Tarifa de energia. I. Lagemann, Eugenio, orient. II. Feijó, Flávio Tosi, coorient. III. Título.

DANIELLE MONTIEL GUIMARÃES

**ENERGIA ELÉTRICA RURAL IRRIGANTE:
UMA ANÁLISE DAS ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, modalidade profissional, área de concentração: Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, ____ de ____ de 2018.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Eugenio Lagemann - orientador
UFRGS

Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes
PUCRS

Prof. Dr. Stefano Florissi
UFRGS

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro
UFRGS

AGRADECIMENTOS

À minha família, pelo suporte e incentivo.

À Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) e ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE), pela oportunidade da realização do curso.

Ao meu orientador Prof. Dr. Eugenio Lagemann, por ter aceitado o desafio de me orientar nesse trabalho.

Ao meu coorientador Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó, pelos ensinamentos, críticas e paciência.

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar o comportamento da demanda de energia elétrica para irrigação dadas variações na renda e na tarifa de energia. Os resultados mostram que a tarifa de energia elétrica não tem significância na definição da demanda de energia para irrigação. Dessa forma, programas como o Sistema de Bandeiras Tarifárias não atuam no sentido de evitar uma possível insuficiência energética, uma vez que a tarifa não se torna relevante para a definição consumo. Maiores tarifas e incidências de novos impostos apenas aumentam os custos intermediários dos produtores rurais, reduzindo a rentabilidade de um setor de grande importância econômica para o país. A renda se mostrou relevante para determinação da demanda de energia elétrica no campo, inclusive revelando a maior elasticidade entre os setores.

Palavras-chave: Elasticidade-preço e renda da demanda. Energia elétrica. Irrigação. Tarifa de energia.

ABSTRACT

The present study aims to analyze the behavior of electricity demand for irrigation given the variations of income and energy tariffs. The main result showed that the energy tariffs has no significance in the definition of energy demand for irrigation. In this way, policies like *Sistema de Bandeiras Tarifárias* do not act in the sense of avoiding a possible electricity shortage, since the tariff does not become relevant to the definition consumption. Higher tariffs and the incidences of new taxes only increase the intermediary charge of rural producers, reducing the profitability of a sector of great importance. The income was relevant for determining the electric energy demand, including revealing the greater elasticity among the sectors.

Keywords: Elasticity price and income of demand. Electrical energy. Irrigation. Energy tariffs.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Variações do consumo de energia, tarifa média real de energia e renda, por classe de consumo, por períodos determinados	13
Tabela 2 - Fontes de dados	28
Tabela 3 – Resultado dos testes de estacionariedade ADF, Phillips-Perron e KPSS para a 1º diferença para a variável log(consumo).....	29
Tabela 4 - Resultado dos testes de estacionariedade ADF, Phillips-Perron e KPSS para a variável log(renda).....	30
Tabela 5 - Resultado dos testes de estacionariedade ADF, Phillips-Perron e KPSS para a 1º diferença para a variável log(tarifa).....	30
Tabela 6 - Definição do número de defasagens para o teste de cointegração	31
Tabela 7 - Resultado do teste de traço de cointegração das séries log(consumo), log(tarifa) e log(renda): Johansen Cointegration Test.....	32
Tabela 8 – Resultado do teste de auto valor máximo dec ointegração das séries log(consumo), log(tarifa) e log(renda): Johansen Cointegration Test.....	32
Tabela 9 – Vetor de Cointegração	33
Tabela 10 - Modelo VEC.....	33
Tabela 11 - Resultado do teste LM.....	34
Tabela 12 - Resumo dos resultados de outros autores citados na literatura empírica	36

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste de Dickey-Fuller aumentado (sigla em inglês)
ANEEL	Agência Nacional de Energia Elétrica
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
KPSS	Teste Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PIB	Produto Interno Bruto
VAR	Vetores Autorregressivos
VECM	Modelo Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	HISTÓRICO SOBRE A ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL.....	11
3	REVISÃO DE LITERATURA	15
3.1	LITERATURA EMPÍRICA	17
4	METODOLOGIA	22
4.1	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	23
4.2	TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN.....	25
4.3	MODELO VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS (VECM).....	26
4.4	TESTE DE BREUSCH-GODFREY.....	27
4.5	FONTE DE DADOS.....	27
5	ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	29
5.1	RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	29
5.2	RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN	31
5.3	O MODELO VEC.....	32
5.4	RESULTADOS DO TESTE DE BREUSCH-GODFREY (TESTE LM)	34
5.5	COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS OBTIDOS COM OS DE OUTROS AUTORES DA LITERATURA EMPÍRICA.....	35
6	CONCLUSÃO	37
	REFERÊNCIAS	38

1 INTRODUÇÃO

As tarifas de energia elétrica nos anos de 2013 e 2014 não refletiram a realidade dos custos de geração de energia, ficando os consumidores inertes a nova realidade do setor o que criou um descompasso entre o ativo e o passivo uma vez que os consumidores não viam a necessidade de rever seus hábitos de consumo (SILVA, 2016). Havia, de um lado, um setor energético com custos mais elevados e com capacidade de geração de energia limitado ao passo que, de outro lado, os consumidores recebiam o sinal para consumir mais, sustentado por tarifas que não expressavam o custo da geração.

A proposta do sistema de bandeiras tarifárias surgiu então com o intuito de manter o consumidor a par dos custos de geração, fazendo com que o mesmo reajustasse suas necessidades de consumo de energia. O sistema é controlado pela Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) e entrou em vigor no início do exercício de 2015. De acordo com a Agência¹, foram criados quatro tipos de bandeiras tarifárias que incidem sobre a tarifa de energia em diferentes valores, a depender dos custos de geração. O objetivo principal da medida seria, então, o de contenção do consumo através da adaptação das necessidades de consumo para que não se repetisse a situação de 2013 e 2014.

Em um primeiro momento, o repasse do custo para o consumidor pode parecer eficiente para conter a demanda que quase excede a capacidade de abastecimento de energia, mas, se observarmos os diferentes segmentos de consumo, surgem dúvidas sobre a eficácia deste sistema. Por exemplo, uma elevação da tarifa de energia talvez faça com que as pessoas adotem medidas de economia de energia em suas residências, motivados pelo aumento do peso da conta de luz no bolso. Entretanto, um empresário rural que obtém seu sustento de sua atividade e possui lavoura irrigada não deve podar o seu consumo de energia pela tarifa praticada, já que sua demanda de energia é comandada pela necessidade agrônômica do seu plantio e independe da tarifa. Basta imaginar um produtor rural que arcou com todos os custos de preparação de terra, sementes, fertilizantes, mão-de-obra, ao chegar no período de irrigação desistir de o fazer em função da bandeira determinada pela Aneel. Os custos de não irrigar e não obter produção são muito maiores do que simplesmente arcar com a tarifa praticada.

¹ Disponível em: <http://www.aneel.gov.br/bandeiras-tarifarias>

Além do mais, o setor agropecuário é de extrema importância para a economia brasileira. No ano de 2015, quando a crise econômica atingiu o país, foi o único setor que apresentou crescimento, de acordo com o IBGE². Isso só foi possível graças à alta produtividade das lavouras somada aos bons preços no mercado internacional, que possibilitaram crescimento do setor, embora os custos de produção estivessem em alta. Dentre as razões para o maior custo de produção pode ser destacado o aumento da energia elétrica para irrigação. De acordo com a Confederação Nacional de Agricultura (CNA)³, houve um acréscimo de 130% nas contas de energia dos agricultores irrigantes de 2012 até 2015.

Dessa forma, por se tratar de um setor chave para a economia e que vê cada vez mais sua rentabilidade reduzir em função dos elevados custos, cabem alguns questionamentos, como: a demanda de energia elétrica irrigante reage à alterações nas tarifas, justificando a incidência das bandeiras tarifárias sobre esta classe de consumo? Ou só se onera ainda mais o produtor rural, com tarifas maiores que aumentam seu custo e reduzem a rentabilidade de um setor tão importante para a nossa economia?

Assim, esse trabalho tem como objetivo principal verificar se variações na tarifa de energia elétrica para irrigação afetam a demanda do consumidor rural, a ponto de justificar políticas de aumento de tarifas como o Sistema de Bandeiras Tarifárias, ou se estas apenas oneram os já elevados custos de produção no campo. Além disso, também será analisado o efeito das variações da renda do setor no consumo de energia elétrica. Para atingir estes objetivos, serão calculadas as elasticidades-preço e renda da demanda de energia elétrica para irrigação através do Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM), utilizando dados trimestrais de 1995 a 2017.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em outras cinco seções. No Capítulo 2 foi realizada uma análise dos dados históricos de consumo de energia elétrica, comparando com os dados de tarifa de energia e renda. Em seguida, no Capítulo 3, foi abordada uma revisão de algumas literaturas que buscaram identificar as variáveis que exercem influência sobre a demanda de energia elétrica. O Capítulo 4 traz a metodologia abordada para atingir os objetivos e o capítulo seguinte mostra dos resultados do presente trabalho, com subseções que explicam os testes, na ordem em que foram aplicados, bem como as fontes para extração dos dados. Em seguida, no Capítulo 5 são feitas as análises dos resultados. Para finalizar, o Capítulo 6 traz a conclusão da pesquisa.

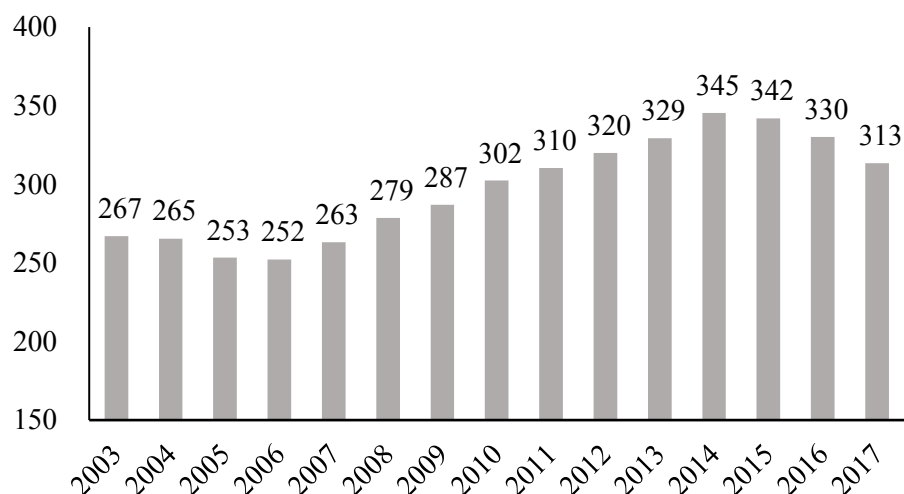
² Fonte: Contas Nacionais Trimestrais - IBGE

³ Disponível em: <https://www.noticiasagricolas.com.br/noticias/agronegocio/165585-cna-discute-peso-da-energia-eletrica-como-insumo-para-aquicultura-e-custo-de-producao.html>

2 HISTÓRICO SOBRE A ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

O consumo de energia elétrica no Brasil apresentou um aumento acumulado de 17% entre 2003 e 2017, de acordo com dados extraídos na Aneel. As classes de consumo residencial, comercial e industrial representaram, em 2017, cerca de 80% do total. Neste período, o crescimento médio do consumo total foi de apenas 1%, isso porque a demanda aumentou até 2014, quando então começou a desaquecer, conforme ilustra o gráfico que segue.

Gráfico 1 - Evolução do consumo de energia elétrica no Brasil, em GWh



Fonte: Aneel

Conforme será visto na Revisão de Literatura, a maioria dos autores atribui às variações na demanda de energia elétrica principalmente a mudanças na renda e tarifa. Em relação à renda, se acredita que quanto maior for a renda maior será o consumo de energia elétrica. Analisando as variações no PIB per capita e na demanda de energia elétrica total do Brasil se observa elevada e positiva correlação entre 2004 e 2016. Já a relação entre a tarifa e o consumo de energia elétrica é essencialmente negativa, visto que aumentos na tarifa tendem desestimular o consumo. Analisando a correlação entre o consumo de energia elétrica e a tarifa média real de energia do Brasil, se observa uma correlação negativa e significativa.

De 2003 para 2017 houve uma mudança na dinâmica do consumo de energia. Em 2003 a indústria representava 36% do consumo global de energia elétrica, seguido das classes residencial (29%) e comercial (18%). Em 2017 a participação da classe industrial caiu para 11%, a classe

residencial passou a liderar, representando 44% do total, seguida do consumo comercial, que corresponde a 23% do total atualmente. Essa mudança na dinâmica ocorreu porque enquanto os consumos residencial e comercial cresceram, em média, 4% e 3% no período, o consumo industrial apresentou variação média de -6%.

Neste período em que a indústria perdeu espaço no consumo total de energia, a tarifa real de energia elétrica industrial cresceu, em média, 10% a.a., configurando o maior aumento entre as classes. Em seguida, ficou a classe rural irrigante, que viu sua tarifa aumentar a taxas médias de 9% a.a. No mesmo período, as tarifas comercial e residencial cresceram ambas 6%. Isso explica, em parte, porque as classes residencial e comercial ganharam espaço e a indústria reduziu sua participação em proporção significativa.

Em relação à renda, neste período que vai de 2003 a 2017 o PIB a preços constantes do Brasil cresceu a 2,5% a.a. O setor que mais cresceu foi o agropecuário, que cresceu a uma taxa média de 3,2% a.a., seguido dos serviços, que apresentou uma variação média de 2,6%. O consumo das famílias, que pode ser uma *proxy* para a renda da classe residencial, cresceu a uma taxa de 3,2% a.a. O setor com o menor desempenho foi a indústria, que cresceu a 1,6% a.a. no período.

Dividindo a análise em períodos, se pode perceber que de 2003 a 2006 houve uma redução do consumo de energia elétrica total ao passo em que a tarifa média real apresentou acréscimo de mais de 50%. Nesse período, o setor industrial reduziu em 34% o consumo, com tarifas médias 75% superiores e deixou de ser a classe com maior representação do total, sendo ultrapassado pelo consumo residencial. Se percebe que a tarifa rural irrigante também teve forte aumento, de 54%, mas, apesar disto, o consumo se expandiu 18%.

No período seguinte, de 2006 a 2010, o consumo total expandiu 20%, com todos os setores analisados aumentando seus respectivos consumos. Isso se deu porque o desempenho dos setores foi muito bom e também porque não houveram grandes aumentos das tarifas nestes quatro anos. Destaque para as classes residencial e comercial, que mantiveram as mesmas tarifas de 2006 em termos reais, e para a classe irrigante, que expandiu em 44% o consumo.

De 2010 a 2014 o consumo total seguiu a trajetória de expansão, com pequeno ajuste da tarifa média real. Novamente os setores residencial e comercial apresentaram forte aumento da demanda por energia elétrica, estimulado por pequeno ajuste das tarifas (1% em ambos) e forte expansão das rendas. Isso fez com que o setor comercial ultrapassasse o industrial, passando a ser a segunda classe com maior participação da demanda total de energia, ficando atrás apenas da

classe residencial. Neste período, o desempenho industrial foi o menor entre os setores (4%) e o resultado foi um enxugamento da demanda por energia de 13%. O setor rural irrigante, mais uma vez, viu sua tarifa média crescer significativamente e, mesmo assim, foi o setor com maior aumento percentual de consumo de energia: 34%.

De acordo com Silva (2016), nos anos de 2013 e 2014 as tarifas de energia foram represadas, não repassando totalmente o aumento dos custos de geração de energia para a tarifa. Isso fez com que os consumidores continuassem elevando sua demanda, já que tinham como parâmetro uma tarifa irreal. Somente em 2015 o consumidor descobriu a diferença entre o que pagava e o custo real de energia. Caso o consumidor tivesse ciência do custo real provavelmente teria revisto seus hábitos de consumo e evitado parte do pagamento de bilhões de reais de empréstimos contraídos para financiar o seu consumo de energia elétrica (SILVA, 2016).

Comparando 2017 com 2014, período em que houve o reajuste dos preços administrados, em especial da energia elétrica, com a aplicação do sistema de bandeiras tarifárias em 2015, o consumo total de energia elétrica reduziu 9%, com aumento de 56% das tarifas médias. Cabe lembrar que, neste mesmo período, o país passou por uma forte recessão, acumulando onze semestres seguidos de retração do PIB, o que também desestimulou a demanda de energia. Dentre os setores, mais uma vez o que mais sofreu foi o industrial. O reajuste de 63% da tarifa média industrial ao passo em que o PIB Industrial apresentou retração de 10% foram fatores determinantes para este desempenho. O setor comercial também passou por dificuldades neste período, com renda retraindo 5% e tarifas aumentando 57%, o resultado foi uma demanda de energia com queda de 12%.

Tabela 1 - Variações do consumo de energia, tarifa média real de energia e renda, por classe de consumo, por períodos determinados

Período	Classe de Consumo														
	Residencial			Comercial			Industrial			Rural Irrigante			Total		
	Consumo	Tarifa	Renda*	Consumo	Tarifa	Renda*	Consumo	Tarifa	Renda*	Consumo	Tarifa	Renda*	Consumo	Tarifa	Renda*
2003-06	11%	33%	14%	15%	37%	14%	-34%	75%	13%	18%	54%	8%	-6%	51%	13%
2006-10	26%	0%	26%	24%	0%	20%	12%	9%	16%	44%	7%	12%	20%	3%	20%
2010-14	23%	1%	15%	24%	1%	10%	-13%	6%	4%	34%	20%	14%	14%	3%	10%
2014-17	2%	52%	-7%	-12%	57%	-5%	-43%	63%	-10%	15%	58%	11%	-9%	56%	-6%

Fontes: Aneel (consumo e tarifa); IBGE-Contas Nacionais Trimestrais (Renda)

(*) Rendas: Consumo das Famílias (residencial); PIB dos Serviços (Comercial); PIB da Indústria (industrial); PIB Agropecuário (rural irrigante); PIB Total do Brasil (total)

Dentre os setores observados, o residencial e rural irrigante foram os únicos que expandiram nesse período. O setor residencial manteve a demanda praticamente inalterada, com crescimento

de apenas 2%, apesar da retração de 7% do consumo das famílias e aumento de 52% da tarifa média real. A demanda rural irrigante expandiu 15%, isso porque o setor agropecuário foi o único setor produtivo que apresentou expansão no período, com o PIB agropecuário crescendo 15% em 2017 em relação à 2014. Ou seja, mais uma vez observamos a demanda de energia elétrica rural irrigante reagir mais a renda que a tarifa, uma vez que esta última aumentou em 58% e, mesmo assim, o consumo de energia elétrica aumentou.

3 REVISÃO DE LITERATURA

A quantidade que os consumidores estão dispostos a comprar de um determinado bem vai depender principalmente de seu preço, mas, obviamente, pode depender de outras variáveis, como por exemplo a renda, população e preço dos bens substitutos (PYNDICK e RUBINFELD, 2010, p.21). Deslocamentos na curva de oferta ocorrem quando suas variáveis determinantes sofrem alterações, ou seja, um aumento dos preços pode reduzir o consumo, assim como aumentos na população e expansões de renda podem aumentá-lo. O interessante dos deslocamentos da demanda é saber o quão sensível ela é às variações nos preços e na renda. A microeconômica dispõe de uma forma muito simples de medir essa sensibilidade, fazendo-o através do cálculo de elasticidade.

A elasticidade mede quanto uma variável pode ser afetada pela outra, ou seja, quanto irá variar o consumo se houver um aumento de um ponto percentual em determinada variável (PYNDICK; RUBINFELD, 2010, p.31). Dessa forma, a *elasticidade-preço da demanda* irá determinar quanto a quantidade demandada (Q) varia se houver modificações no preço (P), e tem a seguinte fórmula:

$$E_P = \frac{\Delta Q/Q}{\Delta P/P} = \frac{P \Delta Q}{Q \Delta P} \quad (1)$$

Varian (2016, p.275) destaca que se um bem tiver elasticidade-preço de demanda maior que 1 em valor absoluto, podemos determinar como demanda **elástica**. Se a elasticidade-preço da demanda for menor que 1 em valor absoluto dizemos que a demanda é **inelástica**. Em caso de o resultado ser igual a -1 denominamos de demanda é **unitária**. Hubbard e O'brien (2006, p.170) revelam que a curva de demanda ainda pode ser perfeitamente inelástica ou perfeitamente elástica. Uma demanda é perfeitamente inelástica quando variações no preço não alteram a quantidade de mandada. No caso da elasticidade perfeita o raciocínio é inverso, quando o preço do bem perfeitamente elástico varia o resultado são infinitas variações na quantidade demandada.

A curva de demanda de produtos pode apresentar diferentes elasticidades. Isso porque existem diversos fatores que determinam a elasticidade da demanda, como a disponibilidade de produtos substitutos, a necessidade *versus* o luxo, o tempo, definição do mercado e a participação do bem na renda do consumidor. A variável mais importante é a disponibilidade de produtos substitutos já que a reação do consumidor em relação às variações no preço de um produto irá

depender das alternativas que ele tem. Logo, existem alguns produtos que tem poucas alternativas e, em contrapartida, a demanda tende a ser mais inelástica, como no caso da gasolina e da energia elétrica. Quando o produto apresenta mais alternativas, a demanda tende a ser mais elástica pois a medida que o preço aumenta, por exemplo, é possível substituir por outro semelhante (HUBBARD; O'BRIEN, 2006 p.172).

Existem outros fatores, além do preço que podem alterar a quantidade de demanda de um produto, como por exemplo a renda. De maneira semelhante, a *elasticidade-renda da demanda* irá determinar quanto a quantidade demandada (Q) se desloca em caso de modificações na renda (I). Para calcular esta elasticidade se utiliza a seguinte fórmula:

$$E_I = \frac{\Delta Q/Q}{\Delta I/I} = \frac{I}{Q} \frac{\Delta Q}{\Delta I} \quad (2)$$

Neste caso, se o resultado sendo positivo classificamos o bem como **normal**. Se for negativo trata-se de um bem **inferior**. E ainda, no caso de a elasticidade ser maior que 1 trata-se de um bem de **luxo**.

Além do mais, conforme ressaltado anteriormente, dada a relevância da disponibilidade de produtos substitutos, a demanda pode ser afetada pelos preços de outros bens. Pyndick e Rubinfeld (2010 p.31) exemplificam a interação entre produtos *substitutos* com o caso da margarina e da manteiga, que podem ser facilmente substituídas, logo, aumento no preço de uma pode elevar a curva de demanda da outra. Existem também os produtos *complementares* que, diferente dos substitutos, não competem no mercado e são consumidos em conjunto. Neste caso, um aumento no preço de um produto iria reduzir a demanda do mesmo e, conseqüentemente, reduziria o consumo do complementar.

Para identificar se as variações no preço de um produto afetam a curva de demanda do outro se deve estimar a *elasticidade-preço cruzada* que, dependendo do resultado, pode indicar se se trata de produtos substitutos ou complementares. Dessa forma, a elasticidade da demanda do *bem 1* quando o preço do *bem 2* varia 1% é representada pela seguinte fórmula:

$$E_{Q_1P_2} = \frac{\Delta Q_1/Q_1}{\Delta P_2/P_2} = \frac{P_2}{Q_1} \frac{\Delta Q_1}{\Delta P_2} \quad (3)$$

Quando o resultado desta equação for positivo significa que *bem 1* e *bem 2* são substitutos, logo, o aumento no preço de um, por exemplo, pode aumentar o consumo do outro. Quando o resultado for negativo se está diante de produtos complementares, logo, o aumento no preço de um, por exemplo, pode resultar em queda na demanda do outro.

As fórmulas de elasticidade apresentadas nesta seção tratam de medir a elasticidade entre dois pontos específicos da curva. Entretanto, o presente trabalho visa medir a elasticidade de uma série histórica. Pyndick e Rubinfeld (2010, p.34) ressaltam que se pode calcular a elasticidade no ponto (utilizando as equações anteriores) ou a elasticidade no arco, que vem a ser a mesma equação, mas utilizando uma distância da curva. Na parte metodológica do presente trabalho estará definido como será calculada a elasticidade da série histórica do consumo de energia elétrica.

3.1 LITERATURA EMPÍRICA

Existe uma vasta literatura que busca identificar as variáveis que exercem influência sobre a demanda de energia elétrica. Entretanto, a maior parte se restringe à análise da demanda da classe residencial, sendo assim, não é muito robusta a literatura ligada à demanda rural de energia elétrica.

Um dos primeiros trabalhos foi o de Houthakker (1951), onde o autor estima as elasticidades preço e renda de longo prazo da demanda total de energia elétrica de 42 províncias do Reino Unido no período de 1937 a 1988. Através de um modelo log-linear, o autor encontrou os valores de -0,89 e 1,166 para as elasticidades-preço e renda, respectivamente.

Também utilizando o método log-linear, Westley (1984, 1989) calculou em dois trabalhos as elasticidades-preço e renda de longo prazo do consumo de energia elétrica no Paraguai (1984), e na Costa Rica (1989). O autor utilizou como variáveis independentes o PIB per capita, o preço do petróleo e o consumo de energia do período anterior, o que tornou o modelo autorregressivo. No primeiro estudo obteve elasticidade-preço e renda de -0,56 e 0,42, respectivamente. No segundo estudo, referente à Costa Rica, os resultados foram -0,5 e 0,5.

Bentzen e Engsted⁴ (1993, citado por SCHMITD; LIMA, 2004) aplicaram o método de elasticidade para avaliar o consumo total de energia na Dinamarca nos períodos de 1948 a 1990. Os autores identificaram demanda inelástica ao preço, no curto e no longo prazo, de -0,135 e -

⁴ Bentzen, J. & Engsted, T. (1993). Short and long-run elasticities in energy demand – a cointegration approach. *Energy Economics*, 15(1).

0,465, respectivamente. Em relação à renda, a demanda se mostrou inelástica no curto prazo (0,666) e elástica no longo prazo (1,213). Os resultados da elasticidade-preço foram negativos e apontaram para demanda inelástica. No curto prazo, a variação de 1% da tarifa de energia teve impacto de -0,135%. No longo prazo o impacto na demanda é maior, de -0,465%.

Schmidt e Lima (2004) citam três trabalhos que se dedicaram a estimar a demanda residencial de energia elétrica dos Estados Unidos: Silk e Joutz (1997)⁵, Smith (1980)⁶ e Wills (1981)⁷. Silk e Joutz analisaram o período de 1949 a 1993, e obtiveram elasticidades preço e renda de longo prazo de -0,48 e 0,52, respectivamente. Smith estimou as elasticidades de curto prazo do período de 1975 e 1972, obtendo elasticidade preço entre -0,8 e -1, e elasticidade renda entre 0,666 e 1,53. Já Wills, através de dados *cross section*, buscou a elasticidade preço de longo prazo de vinte e sete distritos de Massachusetts em 1975, obtendo como resultado -0,25, ou seja, inelasticidade da demanda.

Donatos e Mergos⁸ (1991, citado por SCHMIDT; LIMA, 2004) estimaram as elasticidades preço e renda para a demanda residencial de energia elétrica da Grécia, no período entre 1961 e 1986. Os resultados obtidos para o curto prazo foram -0,21 e 0,53 e, para o longo prazo, -0,58 e 1,5. Schmidt e Lima (2004) também citam Beenstock et al. (1999)⁹, que estimaram as elasticidades preço de longo prazo para as demandas industrial e residencial de Israel, entre 1965 e 1995. No caso da demanda industrial o resultado foi -0,432, e no caso da demanda residencial foi -0,579.

No Brasil, o Modiano (1984) foi o precursor da avaliação do comportamento da energia elétrica no Brasil, onde analisou o período de 1966 a 1981. Através de duas especificações alternativas para a determinação do consumo de energia elétrica, o autor estimou as elasticidades preço e renda por classe de consumo. As elasticidades preço de curto prazo obtidas para as classes residencial, industrial, comercial foram, respectivamente, -0,118, -0,062 e -0,451; as elasticidades preço de longo prazo foram -0,403, -0,183 e -0,222. Em relação às elasticidades renda do consumo

⁵ SILK, J. JOUTZ, F. Short and long-run elasticities in US residential electricity demand. **Energy Economics**, v.19, n.4, p.493-513, out.- dez. 1997.

⁶ SMITH, K. Estimating the price elasticity of US electricity demand. **Energy Economics**, v.2, n.2, p. 81-85, abr.- jun. 1980.

⁷ WILLS, J. Residential demand for electricity. **Energy Economics**, v.3, n.4, p.249-255, out.- dez. 1981.

⁸ DONATOS, G. MERGOS, G. Residential demand for electricity: The case of Greece. **Energy Economics**, v.13, n.1, p.41-47, jan.- mar. 1991.

⁹ BEENSTOCK, M., GOLDIN, E., NABOT, D. The demand for electricity in Israel. **Energy Economics**, v.21, n.2, p.168-183, abr.- jun. 1999.

destas classes no curto prazo, os resultados obtidos foram 0,332, 0,362 e 0,502 e as elasticidades-renda de longo prazo foram 1,13, 1,068 e 1,36.

Andrade e Lobão (1997) buscaram aprimorar o trabalho de Modiano (1984). Os cálculos das elasticidades preço e renda da demanda residencial de energia elétrica para o Brasil, para os anos de 1970 a 1995, foram feitos através de três modelos econométricos: MQO, VAR e VECM. Os modelos estimaram a demanda utilizando não somente a tarifa média e a renda dos residentes como também o preço dos equipamentos eletrodomésticos. Dessa forma, os autores buscaram não apenas os efeitos que a tarifa e a renda têm no consumo, como também quais os efeitos que o mercado de eletrodomésticos tem sobre a demanda do serviço de energia. Nos três modelos a relação do consumo com a tarifa foi negativa, tendo o aumento de 1% na tarifa de energia um impacto de -0,064% no MQO, -0,058% no VAR e -0,050% no VECM. A elasticidade-renda ficou em torno de 0,021 para todos, indicando que um aumento de 1% da renda familiar reflete num aumento de 0,021% do consumo de energia elétrica residencial.

Silva (2001) analisou as reações entre a demanda de energia elétrica e seus principais determinantes nos setores residencial-urbano e rural do Brasil, no período de 1970 a 1999. Fez isto através da estimação de três modelos diferentes: mínimos quadrados ordinários (MQO), método de Variáveis Instrumentais (VI) do tipo dois estágios (MQ2E) e pelo modelo de correção de erros (MCE, VECM em inglês). Tanto no MQO quanto no MQ2E o consumo de energia elétrica urbana e rural apresentaram inelasticidade em relação ao preço do petróleo. A relação dos consumos urbano e rural com suas respectivas tarifas também se mostraram inelásticas: variações de 1% da tarifa apresentaram impacto de -0,09 (MQO) e -0,15 (MQ2E) na demanda urbana de energia; na demanda rural os impactos foram, respectivamente, de -1,03 (MQO) e -1,14 (MQ2E).

A demanda de energia urbana se mostrou elástica à renda, em ambos os modelos: variações de 1% na renda resultariam em aumentos de 1,29 (MQO) e 1,11 (MQ2E) da demanda de energia elétrica urbana. Já a demanda de energia rural apresentou inelasticidade em relação à renda em ambos os modelos: variações de 1% na renda resultariam em aumento de 0,59 (MQO) e 0,63 (MQ2E) do consumo de energia elétrica rural.

No longo prazo, o modelo VECM para a demanda de energia elétrica urbana apresentou elasticidades-preço e renda de -0,01 e +0,94, respectivamente. Os resultados obtidos para a demanda de energia elétrica rural foram -1,51 e 0,31. Ou seja, no longo prazo apenas o consumo rural se mostrou negativamente elástico à tarifa, o consumo urbano também apresentou relação

negativa com a tarifa, porém, inelástico. Ambas as categorias de consumo apresentaram inelasticidade em relação à renda.

Schmidt e Lima (2004) realizaram cálculos de elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda de energia elétrica no Brasil para os setores residencial, comercial e industrial. O período de análise foi de 1969 a 1990 e o método de regressão utilizado foi o Modelo de Correção de Erro Vetorial (MCEV). A elasticidade-preço da demanda residencial no prazo observado foi de -0,085, ou seja, uma elevação de 1% da tarifa geraria uma redução de -0,085% no consumo residencial. Para a demanda comercial concluiu-se que o impacto do aumento da tarifa era maior, uma vez que o resultado da elasticidade-preço da demanda foi de -0,174. A indústria também apresentou demanda inelástica à tarifa, ainda que inelástica, para cada aumento de 1% da renda, a demanda industrial teve queda de 0,128%. Ainda que inelástica à tarifa, a demanda comercial foi o setor que apresentou maior impacto às variações nas tarifas, dentre os setores analisados.

Em relação à elasticidade-renda da demanda, Schmidt e Lima (2004) verificaram que a única demanda elástica à renda fora demanda industrial. Para cada aumento de 1% na renda, o setor apresentou aumento de 1,71% da demanda por energia. As demandas residencial e comercial apresentaram resultados inelásticos, porém positivos, de 0,59 e 0,64, respectivamente,

Gomes (2010) analisou a demanda de energia elétrica residencial de consumidores de sessenta e três distribuidoras de energia do Brasil, utilizando a metodologia de dados em painel. Para isso, avaliou a elasticidade-renda utilizando as tarifas destas distribuidoras dispostas na Aneel, mas também testou com as tarifas homologadas. Para a elasticidade-renda, a autora optou por utilizar o PIB per capita da área de concessão através da agregação do PIB dos municípios dividido pela população da área de concessão. Foram realizados três modelos: o *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Todos os resultados apontaram para inelasticidade dos preços e da renda, com relação negativa entre preço e consumo, e positiva entre renda e consumo. Gomes (2010) identificou como o modelo mais apropriado para a análise o de efeitos fixos utilizando as tarifas homologadas cujo os resultados das elasticidade-preço e renda foram -0,089 e 0,091, respectivamente.

Com enfoque regional, Gracez e Ghirardi (2003) analisaram as elasticidades preço e renda da demanda residencial de energia elétrica do Estado da Bahia através de modelos dinâmicos. Os autores testaram várias formas de modelos e analisaram os que apresentaram melhores resultados. No modelo linear clássico se identificou inelasticidade da renda e da tarifa, com resultados de 0,76

e -0,07, respectivamente. O modelo linear clássico com uma variável *dummy* também apontou para demanda inelástica em relação à renda e tarifa, de 0,39 e -0,05, respectivamente. O modelo VECM, com as variáveis cointegradas, mais uma vez apontou para demanda inelástica às variáveis renda e tarifa, com resultados de 0,39 e -0,07, respectivamente. Além do mais, os autores testaram outros modelos como de ajustamento parcial e VAR.

4 METODOLOGIA

Visando o objetivo geral do presente trabalho de verificar o impacto do aumento das tarifas e da incidência do sistema de bandeias tarifárias sobre o consumo de energia elétrica rural irrigante, deverá ser dimensionada e analisada a sensibilidade da curva de demanda desse mercado à medida em que a tarifa e renda variam. Entretanto, como será trabalhado com séries temporais o ideal é utilizar um modelo econométrico de séries temporais que nos permita fazer as análises das elasticidades, conforme estudos semelhantes citados na Revisão de Literatura.

Primeiramente iremos realizar o método da transformação da regressão linear, muito usado para análise de elasticidade: transformação log-log. O nome desse modelo deriva do fato de que as variáveis (regressoras e regressandas) aparecem em logaritmo, por essa razão, os valores devem ser positivos, uma vez que não é possível obter logaritmos de números negativos. O modelo vai assumir a seguinte fórmula:

$$\ln(\text{consumo}_t) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{tarifa}_t) + \beta_2 \ln(\text{renda}_t) + e_t \quad (4)$$

onde β_1 é a elasticidade-preço e β_2 a elasticidade-renda da demanda de energia elétrica para irrigação no Brasil.

Se tratando de séries temporais, foram realizados os testes de raiz unitária e de cointegração (que serão explicados adiante), para verificar se se trata de um modelo Vetor Autorregressivo (VAR) ou Vetor de Correção de Erros (VEC). A seguir, serão descritos em ordem todos os procedimentos que foram feitos e o modelo que foi obtido no final do processo.

Na especificação da equação (3) a demanda foi simplificada a uma função da tarifa de energia elétrica irrigante e da renda do setor. A justificativa para esta especificação foi o fato de a energia irrigante ser basicamente elétrica, logo, o preço dos bens substitutos, ou seja, as tarifas de energias alternativas, tem menos relevância na especificação demanda. Porém, cabe ressaltar o fato de o modelo estar sujeito a um viés de variável omitida. Além do mais, vale lembrar que a equação de demanda faz parte de um sistema de equilíbrio com a equação de oferta. O presente estudo apenas trabalho o lado da demanda, em função dos objetivos propostos, entretanto, cabe a ressalva de que podemos incorrer no problema de endogeneidade.

4.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Os processos estocásticos¹⁰ podem ser estacionários ou não estacionários. De acordo com Bueno (2011, p.16) a primeira condição quando se trabalha com séries temporais é se certificar se as séries são estacionárias.

De acordo com Gujarati e Porter (2011, p.734) um processo estocástico estacionário significa que a média e a variância da série são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo, e não do tempo ao qual é computada. Ou seja, a média, a variância e a autovariância (em variadas defasagens) permanecem as mesmas em qualquer ponto. Este processo estacionário é considerado como fracamente estacionário, mas é condição suficiente para os objetivos propostos. Por outro lado, uma série temporal não estacionária significa que sua média e/ou variância variam com o tempo. Um exemplo clássico de série temporal não estacionária é o passeio aleatório ou ruído branco. O termo de erro e_t da equação 3 é um passeio aleatório, se denota como $e_t \sim IIND(0, \sigma^2)$, ou seja, é distribuído independentemente e identicamente como uma distribuição normal de média zero e variância constante.

Existem dois tipos de passeio aleatório: sem deslocamento e com deslocamento. Um passeio aleatório sem deslocamento não possui termo constante nem intercepto, enquanto que o passeio aleatório com deslocamento possui um termo presente. Quando se trata de um processo estocástico com tendência é importante definir se se trata de um processo estocástico de Tendência Estacionária (TE) ou Diferença Estacionária (DE) para não incorrer em erros¹¹ no momento de transformar estas séries em séries estacionárias. (GUJARATI; PORTER, 2011, p.754).

Quando se trabalha com séries temporais não é interessante utilizar variáveis não estacionárias. Isso porque, de acordo com Gujarati e Porter (2011, p.735), uma vez que sua média e/ou variância mudam ao decorrer do tempo, os resultados obtidos irão refletir apenas o período em observação, logo, o propósito da previsão tem pouco valor prático. Logo, é importante verificar

¹⁰ Também conhecido como processo aleatório. É uma coleção de variáveis aleatórias ordenadas no tempo. (GUJARATI, 2011, p. 734)

¹¹ Quando a série for estacionária nas diferenças, mas erroneamente tratada como tendência estacionária se incorre no erro da *subdiferenciação*. Caso ocorra o inverso, ou seja, tratar a série de tendência estacionária erroneamente como estacionária nas diferenças se incorre no erro da *superdiferenciação*.

se as séries temporais são estacionárias e faz-se isso através dos chamados testes de estacionariedade e o teste de raiz unitária.

De acordo com Gujarati e Porter (2011, p.742) existem dois testes informais de estacionariedade, são eles: análise gráfica e Função Autocorrelação (FAC) e correlograma. O primeiro trata de analisar as séries temporais graficamente a fim de identificar uma pista inicial a respeito da estacionariedade. Já o FAC é a razão da covariância com k defasagens pela variância e os resultados ficam entre zero e um. Caso a autocorrelação girar em torno de zero nas diversas defasagem, é provável que a série seja estacionária. Se o coeficiente for muito alto na primeira defasagem (valor absoluto próximo de 1,0) e diminuir muito lentamente, é provável que se esteja diante de uma série não estacionária. Ou, pode-se analisar o resultado da estatística Q , que permite testar a hipótese conjunta para todas as defasagens.

A maneira mais formal de testar a estacionariedade das séries é o teste de Raiz Unitária. Existem diversos testes de raiz unitária, mas será utilizado o Dickey-Fuller Aumentado (ADF, sigla em inglês), que é uma evolução do teste Dickey-Fuller (DF). De acordo com Gujarati e Porter (2011, p.749), o teste DF é estimado de três formas distintas

$$Y_t \text{ é um passeio aleatório: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$Y_t \text{ é um passeio aleatório com deslocamento: } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

$$Y_t \text{ é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Em que t é a variável temporal. Em cada caso, se assumem as seguintes hipóteses:

Hipótese nula: $H_0: \delta = 0$ (há raiz unitária ou não é estacionária, ou possui tendência estocástica).

Hipótese alternativa: $H_1: \delta < 0$ (a série é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística).

O modelo DF descrito acima considera os erros não correlacionados. O teste ADF não considera os erros não correlacionados, sendo realizado por meio da adição da defasagem da variável dependente na equação, sendo que o número de defasagens pode ser definido pelas estatísticas Akaike, Schwarz ou outros critérios de informação Gujarati e Porter (2011, p.751). No presente trabalho o número de defasagens será determinado pela estatística Schwarz.

4.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Trabalhar com pelo menos uma variável com raiz unitária pode incorrer em uma regressão espúria. Entretanto, é bem possível que as séries sejam integradas em primeira ordem, por exemplo, mas sua combinação linear ser estacionária. Neste caso, ambas integram em ordem e sua combinação linear integra em ordem zero, logo, serão cointegradas. A cointegração das variáveis implica que existe uma relação de longo prazo entre elas (MARGARIDO, 2004)

No presente trabalho foi utilizado o Teste de Johansen afim de verificar se as séries são cointegradas. Rodando o teste em um pacote econométrico, Bueno (2011, p.255) explica que serão calculados os autovalores e os ordenados de acordo com o respectivo valor crítico.

O primeiro teste é o do traço que assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores. A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{tr} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

O segundo teste é o de máximo autovalor, cuja a hipótese nula do teste é que existem r^* vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa que sugere a existência de $r^* + 1$ vetores de cointegração. A estatística do teste é dada por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

Resumidamente, esclarece Bueno (2011, p.256), é um teste que determina qual o máximo autovalor significativo que produz um valor de cointegração. Esse autovalor máximo corresponde ao vetor de cointegração r^* , logo, rejeitar H_0 significa que há mais de um autovalor de cointegração, não rejeitar H_0 significa que há r^* vetores de cointegração.

4.3 MODELO VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS (VECM)

O VECM corrige o problema de emissão de variáveis relevantes que se incorre quando se utiliza o método do Vetor Autorregressivo (VAR) com variáveis não estacionárias mas diferenciadas. Ou seja, o VECM é uma reparametrização do VAR.

O modelo VECM é obtido por manipulações algébricas da equação: $\phi(L)X_t = e_t$. Bueno (2011, p.251) sugere que se desenvolva o modelo admitindo um VAR(3), assim seja:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-3} + e_t \quad (10)$$

A essa equação, deve ser somado e subtraído $\phi_3 X_{t-2}$:

$$\begin{aligned} X_t &= \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-2} - \phi_3 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-3} + e_t = \\ &= \phi_1 X_{t-1} + (\phi_2 + \phi_3) X_{t-2} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (11)$$

Ao resultado anterior, deve ser somado e subtraído $(\phi_2 + \phi_3) X_{t-1}$:

$$\begin{aligned} X_t &= \phi_1 X_{t-1} + (\phi_2 + \phi_3) X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) X_{t-1} + (\phi_2 + \phi_3) X_{t-2} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t = \\ &= (\phi_1 + \phi_2 + \phi_3) X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) \Delta X_{t-1} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (1)$$

2)

Finalmente, subtrai-se X_{t-1} de ambos os lados e obtém-se a versão VAR na forma VECM:

$$\begin{aligned} X_t - X_{t-1} &= -X_{t-1} + (\phi_1 + \phi_2 + \phi_3) X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) \Delta X_{t-1} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t = \\ \Delta X_t &= -[I - (\phi_1 + \phi_2 + \phi_3)] X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) \Delta X_{t-1} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t = \\ &= \varphi X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (13)$$

em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^3 \Phi_j, i = 1, 2$.

O caso geral é derivado e obtemos:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (14)$$

em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j, i = 1, 2, \dots, p-1$.

Existindo raiz unitária temos $\phi(I) = 0$, dessa forma $\phi = \alpha\beta'$. Dessa forma, podemos dizer que β é a matriz que tem r vetores de cointegração e α é a matriz de ajustamento, com r fatores de ajustamento. O modelo de correção de erros tem esse nome porque explica ΔX_t por dois componentes: os fatores de curto prazo ($\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$) e os fatores de longo prazo (ϕX_{t-1}), considerando cointegração.

4.4 TESTE DE BREUSCH-GODFREY

Também conhecido como teste LM, é um teste para verificar a autocorrelação dos resíduos, evitando algumas armadilhas do teste d de Durbin-Watson. Gujarati e Porter (2011, p.439) ilustram o teste através de um modelo de regressão de duas variáveis, como:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (15)$$

Supondo que o erro u_t siga um esquema autorregressivo de ordem p , como segue:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (16)$$

A hipótese nula testada é que $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$. Ou seja, não há correlação serial de qualquer ordem.

4.5 FONTE DE DADOS

Os dados de consumo e tarifa de energia elétrica rural irrigante foram trabalhados na periodicidade trimestral, de 2003 a 2017 (toda a série histórica disponível no site da Aneel¹²),

¹² Disponível em: <http://www.aneel.gov.br/relatorios-de-consumo-e-receita>

totalizando 60 observações. Foi feito o logaritmo do consumo em MWh e o logaritmo da tarifa em R\$/MWh, obtendo as variáveis $\log(\text{consumo})$ e $\log(\text{tarifa})$.

A variável $\log(\text{renda})$ é o logaritmo PIB Agropecuário do Brasil, em valores constantes de 1995, com ajuste sazonal. Foi extraído das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE¹³. A escolha pela periodicidade decorre desta variável, que tem frequência trimestral.

Tabela 2 - Fontes de dados

Variável	Proxy Utilizada	Fonte	Unidade
$\log(\text{consumo})$	Logaritmo do Consumo de Energia Elétrica para Irrigação	Aneel	MWh
$\log(\text{tarifa})$	Logaritmo do Tarifa Média de Energia Elétrica para Irrigação	Aneel	R\$/MWh, valores correntes
$\log(\text{renda})$	Logaritmo do PIB Agropecuário do Brasil	IBGE	Valor encadeado a preços de 95, com ajuste sazonal

Fonte: Elaboração da autora.

¹³ Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaultcnt.shtm>

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A análise dos resultados será detalhada nas seções a seguir.

5.1 RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Conforme ressaltado anteriormente, foram utilizados três testes estatísticos para verificar a estacionariedade das séries: ADF, Phillips-Perron e KPSS. Em relação à variável *consumo*, os testes de raiz unitária com *seis* defasagens (determinado pelo Critério Akaike) apontaram para a não estacionariedade da série. Entretanto, quando em primeira diferença se tornou estacionária nos testes realizados. Todos os testes se mostraram relevantes a 1% de significância, conforme ilustra a tabela a seguir.

Tabela 3 – Resultado dos testes de estacionariedade ADF, Phillips-Perron e KPSS para a 1º diferença para a variável *log(consumo)*

Resultado do Teste ADF		
	Estatística-t	Probabilidade (p-valor)
Estatística ADF	-5,64	0,0000
1% de significância	-3,56	
5% de significância	-2,92	
10% de significância	-2,60	
Resultado do Teste Phillips-Perron		
	Estatística-t	Probabilidade (p-valor)
Estatística Phillips-Perron	-22,45	0,0001
1% de significância	-3,55	
5% de significância	-2,91	
10% de significância	-2,59	
Resultado do Teste KPSS		
	Estatística-t	
Estatística KPSS	0,14	
1% de significância	0,74	
5% de significância	0,46	
10% de significância	0,35	

Fonte: Elaboração da autora

Quando realizados os testes para a variável *renda* – o Critério Akaike determinou *três* defasagens – os testes ADF e KPSS apontam claramente para a estacionariedade da série em nível a partir de 1% de significância. O teste Phillips-Perron também aponta para estacionariedade em

nível, mas o resultado do teste é otimizado em primeira diferença, porém, optou-se por trabalhar com a variável em nível uma vez que dois testes apontaram claramente para a não presença de raiz unitária nesta condição.

Tabela 4 - Resultado dos testes de estacionariedade ADF, Phillips-Perron e KPSS para a variável $\log(\text{renda})$

Resultado do Teste ADF		
	Estatística-t	Probabilidade (p-valor)
Estatística ADF	-4,59	0,0027
1% de significância	-4,13	
5% de significância	-3,49	
10% de significância	-3,17	
Resultado do Teste Phillips-Perron		
	Estatística-t	Probabilidade (p-valor)
Estatística Phillips-Perron	-5,91	0,0000
1% de significância	-4,12	
5% de significância	-3,49	
10% de significância	-3,17	
Resultado do Teste KPSS		
	Estatística-t	
Estatística KPSS	0,03	
1% de significância	0,22	
5% de significância	0,15	
10% de significância	0,12	

Fonte: Elaboração da autora.

Aplicando os mesmos testes com *quatro* defasagens (determinadas pelo critério Akaike) para a variável $\log(\text{tarifa})$, observou-se a presença de raiz unitária em nível para todos eles. No teste ADF a série tornou-se estacionária em primeira diferença a 5% de significância. Nos demais testes a série se tornou estacionária em primeira diferença a 1% de significância. Foi detectada a presença de intercepto na equação.

Tabela 5 - Resultado dos testes de estacionariedade ADF, Phillips-Perron e KPSS para a 1ª diferença para a variável $\log(\text{tarifa})$

Resultado do Teste ADF		
	Estatística-t	Probabilidade (p-valor)
Estatística ADF	-3,16	0,0278
1% de significância	-3,56	
5% de significância	-2,92	
10% de significância	-2,60	

Resultado do Teste Phillips-Perron		
	Estatística-t	Probabilidade (p-valor)
Estatística Phillips-Perron	-11,94	0,0000
1% de significância	-3,55	
5% de significância	-2,91	
10% de significância	-2,59	
Resultado do Teste KPSS		
	Estatística-t	
Estatística KPSS	0,17	
1% de significância	0,74	
5% de significância	0,46	
10% de significância	0,35	

Fonte: Elaboração da autora.

Cabe ressaltar que o presente trabalho utilizou a tarifa média nacional para realizar o cálculo de elasticidade, entretanto, é sabido que utilizar uma única série acaba simplificando a realidade, uma vez que a tarifa de energia não é uniforme em todo o território nacional assim como o padrão de consumo de energia para irrigação se difere em cada região, já que cada região tem seu clima, características de solo e culturas. Como o objetivo do trabalho busca encontrar resultados para o país, buscou-se a série mais adequada, que foi a tarifa média das concessionárias de energia, mas, é importante registrar essa nota de cautela em relação este ponto.

5.2 RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Para verificar se as séries cointegram, realizou-se o Teste de Cointegração Johansen mas, antes de proceder ao teste, precisou-se rodar um modelo VAR (Vetores Autorregressivos) afim de identificar o número de defasagens necessárias. Dessa forma foi possível identificar a defasagem de ordem quatro ($k=4$) para o modelo VAR, o resultado está na Tabela 6.

Tabela 6 - Definição do número de defasagens para o teste de cointegração

Nº de Observações: 55 (depois do ajuste)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	74,04	NA	1,52E-05	-2,58	-2,47	-2,54
1	185,90	207,45	3,60E-07	-6,32	-5,89*	-6,15
2	193,12	12,60	3,86E-07	-6,26	-5,49	-5,96
3	217,06	39,17	2,26E-07	-6,80	-5,71	-6,38
4	230,53	20,57*	1,95e-07*	-6,96*	-5,54	-6,41*
5	237,42	9,77	2,16E-07	-6,89	-5,14	-6,21

Fonte: Elaboração da autora

Nota: LR: teste LR, FPE: Final Prediction Error, AIC: Akaike information criteria, SC: Schwarz information criteria, HQ: Hannan-Quinn information criteria.

Na sequência, então, foi realizado o teste de cointegração com defasagem de ordem quatro. Os resultados estão expostos na Tabela 7.

Tabela 7 - Resultado do teste de traço de cointegração das séries log(consumo), log(tarifa) e log(renda):
Johansen Cointegration Test

Nº de Observações: 55 (depois do ajuste)				
Hipótese do Número de Cointegrações	Autovalor	Estatística do Traço	Valor Crítico 0,05	Prob.**
Nenhuma*	0,36	33,34	29,80	0,02
No máximo uma	0,14	8,63	15,49	0,40
No máximo duas	0,00	0,04	3,84	0,84

Fonte: Elaboração da autora

Tabela 8 – Resultado do teste de auto valor máximo de cointegração das séries log(consumo), log(tarifa) e log(renda): Johansen Cointegration Test

Nº de Observações: 55 (depois do ajuste)				
Hipótese do Número de Cointegrações	Autovalor	Estatística de autovalor máximo	Valor Crítico 0,05	Prob.**
Nenhuma*	0,36	24,72	21,13	0,02
No máximo uma	0,14	8,59	14,26	0,32
No máximo duas	0,00	0,04	3,84	0,84

Fonte: Elaboração da autora.

Analisando o teste do traço, podemos rejeitar a hipótese nula de não haver nenhum vetor de cointegração, uma vez que o resultado do teste (0,02) foi menor que o valor crítico (0,05). Entretanto, a hipótese de haver no máximo um vetor de cointegração não pode ser rejeitada, uma vez que o p-valor (0,40) é maior que o valor crítico (0,05). O teste de autovalor máximo indica o mesmo resultado: o p-valor da hipótese nula pode ser rejeitada; e não se rejeita a hipótese de haver no máximo um vetor de cointegração. A conclusão que o teste de Johansen aponta é a existência de pelo menos um vetor de cointegração, com 0,05 de significância.

5.3 O MODELO VEC

Uma vez que o Teste de Johansen aponta para um vetor de cointegração, o modelo mais apropriado é o VEC. Realizando o modelo com quatro defasagens e um vetor cointegração, o vetor obtido está descrito na Tabela 8 a seguir.

Tabela 9 – Vetor de Cointegração

Nº de Observações: 55 (depois do ajuste)				
	log(consumo)	log(tarifa)	log(renda)	Intercepto
Coefficiente	1,0000	0,0679	-2,6322	11,2367
Desvio Padrão		(0,07837)	(0,18344)	
Estatística t		[0,86618]	[-14,3492]	

Fonte: Elaboração da autora.

Onde o valor entre parênteses representa o desvio padrão e o entre colchetes está o resultado da estatística t . A equação de cointegração relativa à variável consumo de energia elétrica para irrigação pode ser escrita da seguinte forma:

$$\log(\text{consumo}_t) = -11,23670 + 2,632 \log(\text{renda}_t) - 0,067884 \log(\text{tarifa}_t) \quad (17)$$

O que significa que, no longo prazo, o aumento de 1% da renda (PIB Agropecuário) impacta em aumento de 2,63% do consumo de energia elétrica para irrigação. E o aumento de 1% da tarifa de energia elétrica para irrigação resulta em queda de 0,07% do consumo de energia elétrica. Porém, os resultados demonstrados na tabela anterior revelam que a estatística t da variável *tarifa* não é significativa, logo, o resultado vai de encontro com a hipótese do presente trabalho de que esta variável não tem efeito sobre o consumo de energia.

O modelo VEC contempla, além da equação de longo prazo, apresentada na Equação (16), a equação de curto prazo. O modelo VEC obtido está descrito na Tabela 10, onde a variável *CointEq1* é o termo de correção de erro, que apresenta coeficiente negativo (-1,04491) e significativo (p-valor: 0,0129), indica a velocidade de ajustamento no curto prazo e que leva a ter uma relação de equilíbrio no longo prazo, ou seja, um vetor de cointegração. Pode-se dizer que existe causalidade de longo prazo das variáveis *tarifa* e *renda* na variável *consumo*.

Tabela 10 - Modelo VEC

Nº de Observações: 55 (depois do ajuste)				
	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
CointEq1	-1,04491	0,40201	-2,59920	0,01290
D(logCONSUMO(-1))	0,25803	0,35977	0,71720	0,47730
D(logCONSUMO(-2))	-0,16713	0,32657	-0,51177	0,61160
D(logCONSUMO(-3))	-0,11648	0,23222	-0,50160	0,61860
D(logCONSUMO(-4))	0,11755	0,20489	0,57374	0,56930
D(logTARIFA(-1))	0,05051	0,37339	0,13527	0,89310

Nº de Observações: 55 (depois do ajuste)				
	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
D(logTARIFA(-2))	-0,54693	0,32810	-1,66699	0,10310
D(logTARIFA(-3))	-0,03372	0,31682	-0,10642	0,91580
D(logTARIFA(-4))	-0,40983	0,30966	-1,32348	0,19300
D(logRENDA(-1))	-2,34727	0,92917	-2,52620	0,01550
D(logRENDA(-2))	-1,67083	0,81613	-2,04726	0,04710
D(logRENDA(-3))	-1,44976	0,67836	-2,13714	0,03860
D(logRENDA(-4))	-1,15748	0,60164	-1,92389	0,06130
Intercepto	0,08649	0,03228	2,67973	0,01060
R ²	0,70217	Média da var. dependente		0,01825
		Erro Padrão da var. dependente		
R ² Ajustado	0,60774			0,23218
Desvio Padrão da Regressão	0,14542	Akaike Info Criterion		-0,80312
Soma dos quadrados dos resíduos	0,86697	Schwarz Criterion		-0,29216
Verosimilhança (log)	36,08571	Hanna-Quinn Criterion		-0,60553
Estatística F	7,43572	Durbin-Watson		2,04219
Estatística F (prob.)	0,00000			

Fonte: Elaboração da autora.

No curto prazo, a única variável que apresentou resultados significativos foi a renda. O que leva a concluir que no curto prazo a renda afeta o consumo de energia elétrica irrigante, mas a tarifa não afeta no curto prazo, apenas no longo e com baixa elasticidade, como vimos na Equação (16). A defasagem do próprio consumo de energia elétrica também não se mostrou significativo no curto prazo. Na seção 5.5 a seguir, serão analisados os resultados obtidos em comparação com a literatura empírica.

5.4 RESULTADOS DO TESTE DE BREUSCH-GODFREY (TESTE LM)

O resultado do teste LM apresentou uma p-valor (59,37%) superior a 5%. Isso significa que não pode ser rejeitada a hipótese nula do teste, que propõe a não existência de correlação serial. Ou seja, o teste LM apresentou resultado satisfatório, uma vez que indicou não haver autocorrelação dos resíduos.

Tabela 11 - Resultado do teste LM

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0,53	Prob. F(2,39)	0,59
Obs*R-squared	1,45	Prob. Chi-Square(2)	0,48

Elaboração da autora.

5.5 COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS OBTIDOS COM OS DE OUTROS AUTORES DA LITERATURA EMPÍRICA

Comparando os resultados obtidos no presente trabalho com a literatura empírica trazida na seção 3.2, podem ser identificadas muitas semelhanças. Apesar da maioria dos trabalhos fazerem referência ao consumo total ou residencial de energia elétrica, os resultados se assemelham. Primeiramente, todos os trabalhos anteriores apresentaram relações negativas entre demandas de energia elétrica e tarifas, o que leva a concluir que aumentos na tarifa impactam em redução do consumo. Entretanto, assim como o resultado obtido, a grande maioria apresentou inelasticidade-preço da demanda. A diferente em relação aos resultados observados na literatura anterior está na estatística-t da variável *tarifa*, que não apresentou significância, ou seja, o presente estudo revela que a tarifa não é tem efeito no consumo de energia elétrica irrigante no curto prazo. Esse resultado vai de encontro com a hipótese apresentada, de que o consumo de energia elétrica no campo é inelástica à variações na tarifa de energia, talvez pela dificuldade de substituição do insumo energia.

Em relação ao comportamento da demanda dadas variações na renda, os resultados não foram uniformes. O presente trabalho apresentou elasticidade-renda da demanda, no sentido positivo, ou seja, aumentos na renda acarretam aumento na demanda de energia elétrica rural. A maior parte da literatura empírica também obteve relações positivas entre renda e demanda, mas dividiram sendo alguns resultados elásticos e outros inelásticos. Além do mais, o presente estudo apresentou a maior elasticidade-renda, logo, variações no PIB Agropecuário (*proxy* de renda) têm maior impacto na demanda por energia que nos outros setores, analisados pelos autores citados. Provavelmente isso aconteça porque quanto mais renda a atividade gera mais se investe em novas tecnologias e expansão de áreas plantadas, resultando em expansão do consumo de energia para irrigação.

A Tabela 12 traz um resumo dos resultados de longo prazo das elasticidades-preço e renda observados na literatura empírica. Em relação à elasticidade-preço, quase todos os autores encontraram resultados inelásticos, com exceção de Silva (2010) que verificou uma elasticidade-preço de -1,51 para o consumo de energia elétrica rural. Uma das razões para o resultado de Silva (2010) se distanciar do resultado obtido no presente trabalho - Guimarães (2018) - é a abrangência.

O consumo de energia rural é diferente do consumo para irrigação, uma vez que o primeiro é destinado a consumo residencial, mas na zona identificada como rural.

Em relação à elasticidade-renda, os resultados não foram tão uniformes quanto os da elasticidade-preço, conforme pode ser observado na Tabela 12. Isso porque as variáveis utilizadas para medir a renda foram diversas, em alguns casos utilizou-se valores reais, em outros casos nominais, e também porque os períodos e abrangências territoriais foram distintas. O maior impacto da renda foi encontrado no presente trabalho, que identificou uma elasticidade de 2,63 da demanda de energia elétrica para irrigação. Modiano (1984) encontrou elasticidade-renda elevada para a demanda comercial no Brasil, de 1,36. Ademais, não se encontrou um padrão nas elasticidades-rendas, a não ser o fato de todas as pesquisas terem encontrado relações positivas entre a renda e o consumo de energia elétrica.

Tabela 12 - Resumo dos resultados de outros autores citados na literatura empírica

Classe de Consumo	Literatura	Elasticidade-preço	Elasticidade-renda
Total	Houthakker (1951)	-0,89	1,17
	Westley (1984)	-0,56	0,42
	Bentz e Ergsted (1993)	-0,47	1,21
Residencial	Silk e Joutz (1997)	-0,48	0,52
	Wills (1981)	-0,25	-
	Donatos e Mergos (1991)	-0,58	1,5
	Modiano (1984)	-0,4	1,13
	Andrade e Lobão (1997)	-0,05	0,02
	Schmidt e Lima (2004)	-0,09	0,59
	Gomes (2010)	-0,09	0,09
	Gracez e Ghirardi (2003)	-0,07	0,39
Comercial	Westley (1989)	-0,5	0,5
	Modiano (1984)	-0,22	1,36
	Schmidt e Lima (2004)	-0,17	0,64
Industrial	Beenstock (1999)	-0,58	-
	Modiano (1984)	-0,18	1,07
	Schmidt e Lima (2004)	-0,13	1,72
Rural	Silva (2001)	-1,51	0,31
	Guimarães (2018)	-0,07	2,63

Fonte: Elaboração da autora.

6 CONCLUSÃO

O consumo de energia elétrica apresentou aumentos até 2014, quando começou a declinar. A principal razão apontada para a mudança de tendência foi o aumento da tarifa de energia elétrica neste mesmo ano, que se somou ao início da vigência das bandeiras tarifárias e a crise econômica no ano seguinte. Dessa forma, a tarifa e o Produto Interno Bruto exerceram influência no consumo. O consumo de energia elétrica residencial e rural irrigante foram os únicos que apresentaram aumento de demanda a partir de 2014, apesar de suas tarifas também terem aumentado significativamente. Entretanto, o aumento foi percentualmente mais expressivo no consumo destinado à irrigação, isso porque, enquanto a renda residencial reduziu durante a crise, a renda no campo (PIB Agropecuário) foi a única que valorizou dentre os setores analisados.

A suposição era de que os fatores que fizeram com que o consumo de energia elétrica no campo tivesse essa expansão, especialmente no período em que os demais setores reduziram, era que a maior concentração de renda estimulava o maior consumo. Além do mais, também foi levantada a hipótese de que a tarifa não exercia muita influência sobre a curva de demanda de energia para irrigação. A fim de averiguar essa suposição, foram realizadas as elasticidades-preço e renda do consumo de energia elétrica rural irrigante.

Os resultados obtidos com o presente trabalho comprovaram a suposição. Em relação à tarifa de energia, a variável não apresentou significância nos testes, indicando a possibilidade de seu coeficiente ser igual a zero. Ou seja, existe alta probabilidade de a tarifa não ter importância na composição da demanda de energia para irrigação. Além da não significância da tarifa, o modelo apontou uma relação negativa de impacto muito baixo (-0,07%), o que reforça a hipótese de que a demanda é inelástica à tarifa em razão da inviabilidade de reduzir a necessidade irrigação ou de irrigar mais em função de variações nos custos.

Em relação à renda, a estatística se mostrou significativa, o que indica que se trata de uma variável importante na definição da curva de demanda de energia rural. Além disso, o impacto obtido foi expressivo (2,63%) que, comparado com as demais literaturas, se mostrou o setor mais elástico às variações na renda. Entretanto, conforme mencionado, não foram considerados preços substitutos, isto é, tarifas de energias alternativas à elétrica e outros fatores importantes como tecnologia e expansão da área plantada. Dessa forma, é provável que existam outros fatores que expliquem melhor a demanda de energia elétrica irrigante que o PIB do setor, o que seria interessante investigar em um trabalho futuro.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, T. A; LOBÃO, W. Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil. **Ipea**, Rio de Janeiro. Texto para discussão n.489, 1997.
- BUENO, R. **Econometria de Séries Temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- GARCEZ, E. GHIRARDI, A. **Elasticidades da demanda residencial de energia elétrica**. 2003. Disponível em: < <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/D34.pdf>>. Acesso em set.2017
- GOMES, L. **A demanda por energia elétrica residencial no Brasil 1999-2006: Uma estimativa das elasticidades-preço e renda por meio de painel**. 2010. 66 f. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em Economia) – Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, SP, 2010. Disponível em: < <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/96/96131/tde-10052010-140223/pt-br.php>>. Acesso em nov. 2017
- GUJARATI, A. PORTER, D. **Econometria Básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.
- HOUTHAKKER. Some calculations on electricity consumption in Great Britain. **Journal of the Royal Statistical Society**, Londres, v.114, n.3, p. 359-37, 1951. Disponível em: < https://www.jstor.org/stable/2980781?newaccount=true&read-now=1&seq=6#page_scan_tab_contents>. Acesso em abr. 2017.
- HUBBARD, R. O'BRIEN, A. **Microeconomics**. Nova Jersey: Pearson Prentice Hall, 2006.
- MARGARIDO, M. Teste de co-integração de Johansen utilizando SAS®. **Agric**, São Paulo, v.51, n.1, p.87-101, jan.-jun. 2004. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/publicacoes/pdf/asp-1-04-6.pdf>>. Acesso em mar/18.
- MODIANO, E. **Elasticidade - renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Disponível em: < <http://www.econ.puc-rio.br/biblioteca.php/trabalhos/show/115>>. Acesso em mar. 2017.
- PINDICK, R. RUBINFELD, D. **Microeconomia**. 7. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2010.
- SCHMIDT, C. LIMA, M. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.58, p.67-98, jan.- mar. 2004. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbe/v58n1/a04v58n1>>. Acesso em mar. 2017.
- SILVA, R.M. **Bandeiras Tarifárias: benefício ou prejuízo ao consumidor?** Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/Senado, março/2016. (Texto para discussão nº191). Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/TD191/view>>. Acesso em de jun.2016.

SILVA, S. **Análise econométrica da demanda de energia elétrica nos setores residencial-urbano e rural do Brasil, 1970-1999**. 2001. 70 f. Tese (Programa de Pós-Graduação em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2004. Disponível em: <<http://alexandria.cpd.ufv.br:8000/teses/SORAYA%20AMARO%20DA%20SILVA.PDF>>. Acesso em jul. 2017

VARIAN, H. **Micreconomia**: uma abordagem moderna. 9. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.

WESTLEY, G. D. Electricity demand in a developing country. **Journal the Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 66, n.3, p. 459-467, 1984. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1925002?seq=1#page_scan_tab_contents<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/772284227?journalCode=raec20>>. Acesso em nov. 2017

WESTLEY, G. D. Commercial electricity demand in a central american economy. **Journal of Applied Economics**, New York, v. 21, p. 1-17, 1989. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/772284227?journalCode=raec20>>. Acesso em nov. 2017