

ANÁLISE DA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA NO MEIO RURAL DO BRASIL

Francisco José Silva Tabosa¹

Edward Martins Costa²

Jair do Amaral Filho³

Nicolino Trompieri Neto⁴

Jair Andrade Araujo⁵

Cicero Pierry Bezerra dos Santos⁶

Este artigo se propõe a analisar os impactos da demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil, no período entre 2010 e 2015, por meio de uma análise histórica da formação da matriz energética brasileira, da gestão dos indicadores de geração de energia elétrica e do estudo das políticas econômicas expansionistas. Para isso, utiliza-se uma função de demanda por energia elétrica mediante metodologia econométrica de seleção de modelos *backward* – com variáveis defasadas em quatro períodos de tempo, aplicação de vetores autorregressivos, média móvel com variáveis exógenas (Armax), teste de estacionariedade e quebra estrutural em análise dos dados e do modelo. Pode-se constatar que as variáveis exógenas aplicadas ao modelo se mostraram relevantes quanto à estimação. A partir dos resultados obtidos com o modelo utilizado, avaliou-se a demanda por energia elétrica no Brasil de janeiro a dezembro de 2015 e de janeiro a maio de 2016, permanecendo os valores estimados dentro do intervalo de significância de 5% em relação aos valores reais obtidos neste período.

Palavras-chave: demanda por energia elétrica; políticas econômicas; modelos de previsão; *backward*; Armax; projeções.

ANALYSIS OF DEMAND FOR ELECTRIC ENERGY IN THE RURAL ENVIRONMENT OF BRAZIL

This article aims to analyze the impact on the demand for electricity in rural areas of Brazil, in the period 2010-2015, through a historical analysis of the formation of the Brazilian energy matrix, the management of indicators of power generation and the analysis of expansionary economic policies. Using the demand function for electricity through econometric methodology selection Backward models with lagged variables in 4 periods of time and application of autoregressive vectors and moving average with exogenous variables (Armax), using test stationarity and structural break in data analysis and model. It can be seen that the exogenous variables applied to the model, were relevant as a pet. From the results obtained with the model used, estimated the demand for electricity in Brazil

1. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* <franzetabosa@ufc.br>.

2. Professor do PPGER da UFC. *E-mail:* <edwardcosta@ufc.br>.

3. Professor da Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia (Caen) da UFC. *E-mail:* <amarelojair@gmail.com>.

4. Técnico do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e professor do curso de economia da Universidade de Fortaleza (Unifor). *E-mail:* <nicolino.trompieri@ipece.ce.gov.br>.

5. Professor do PPGER da UFC. *E-mail:* <jairandrade@ufc.br>.

6. Mestre em economia rural pela UFC. *E-mail:* <cicero.pierre@gmail.com>.

from January to December 2015 and from January to May 2016, remaining the estimated values within the significant range of 5% compared to the actual values obtained in this period.

Keywords: demand for electricity; economic policies; forecasting models; backward; Armax; projections.

ANÁLISIS DE LA DEMANDA POR ENERGÍA ELÉCTRICA EN EL MEDIO RURAL DEL BRASIL

Este artículo se propone analizar los impactos en la demanda por energía eléctrica en el medio rural de Brasil, en el período de 2010 a 2015, a través de un análisis histórico de la formación de la matriz energética brasileña, de la gestión de los indicadores de generación de energía eléctrica y por el análisis de las políticas económicas expansionistas. Utilizando una función de demanda por energía eléctrica, a través de la metodología econométrica de selección de modelos Backward, con variables desfasadas en 4 períodos de tiempo y aplicación de vectores autorregresivos y media móvil con variables exógenas (Armax), prueba de estacionariedad y, la ruptura estructural en el análisis de los datos y el modelo. Se puede constatar que las variables exógenas aplicadas al modelo se mostraron relevantes en cuanto a la estimación. A partir de los resultados obtenidos con el modelo utilizado, se estimó la demanda por energía eléctrica en Brasil de enero a diciembre de 2015 y enero a mayo de 2016, permaneciendo los valores estimados dentro del intervalo de significancia del 5% en relación a los valores reales obtenidos en este período.

Palabras clave: demanda por energía eléctrica; políticas económicas; plantillas de previsión; backward; Armax; proyecciones.

ANALYSE DE LA DEMANDE D'ÉNERGIE ÉLECTRIQUE DANS L'ENVIRONNEMENT RURAL DU BRÉSIL

Cet article propose d'analyser les impacts sur la demande d'électricité en milieu rural brésilien, de 2010 à 2015, à travers une analyse historique de la formation de la matrice énergétique brésilienne, des indicateurs de gestion de la production d'électricité et de l'analyse des politiques économiques expansionnistes. Utilisation d'une fonction de demande d'énergie électrique, utilisant la méthode économétrique de sélection de modèles de Backward, avec des variables décalées sur 4 périodes et application de vecteurs autorégressifs et moyenne mobile à variables exogènes (Armax), test de stationnarité et rupture structurelle dans l'analyse et la modélisation des données. On peut voir que les variables exogènes appliquées au modèle étaient pertinentes pour l'estimation. À partir des résultats obtenus avec le modèle utilisé, il a été estimé la demande d'énergie électrique au Brésil de janvier à décembre 2015 et de janvier à mai 2016, avec des valeurs estimées dans la plage de significativité de 5% par rapport aux valeurs réelles. obtenu pendant cette période.

Mots-clés: demande en énergie électrique; politiques économiques; modèles de prévision; arriérés; Armax; projections.

JEL: C32; C53; O13; P48; Q47.

1 INTRODUÇÃO

A expansão econômica de países em desenvolvimento geralmente está ligada a políticas de ampliação de consumo por meio do aumento do gasto público que tende a aumentar a demanda por bens de consumo duráveis. Estes, por sua vez,

dependem de insumos básicos para sua utilização, por exemplo, a energia elétrica, presente na maior parte desses bens.

Segundo Freitas e Silveira (2015, p. 178 *apud* Cavalcanti *et al.*, 2010), “em vários estudos é comum relacionar o crescimento de um país à elevação na demanda por energia”, haja vista que a energia, para Camargo, Ribeiro e Guerra (2008, p. 23) “tende a aumentar os padrões e a qualidade de vida, por meio de possibilidades nas áreas de educação, saúde, alimentação, lazer, integração e inclusão social e outros”. Assim, pode-se associar o desenvolvimento e a expansão de uma nação ao acesso à energia elétrica, visto que isso resulta em melhoria nos níveis produtivos, nos desenvolvimentos humanos, na qualidade de vida, no acesso a diversas fontes de conhecimento e à tecnologia de produção mais eficiente, em zona urbana ou rural.

Oliveira, Halmeman e Massochin (2006) afirmaram que um dos fatores do êxodo rural é a incapacidade de o agricultor obter renda suficiente na sua propriedade. O acesso à energia elétrica estimula a produção agropecuária na comunidade rural, além de possibilitar o contato do agricultor e de sua família com diversos tipos de capacitação e de tecnologia, proporcionando a integração social e o desenvolvimento econômico.

Esse acesso, quando oportunizado de forma continuada, a custos favoráveis e com qualidade, oportuniza o desenvolvimento no meio rural, evitando-se a migração da sua população para os centros urbanos e possibilitando o acesso à renda e à tecnologia, assim como, o aumento da produtividade na própria comunidade rural. No entanto, para a manutenção desse nível de abastecimento da população como um todo, faz-se necessária a produção de energia elétrica a um custo acessível para todas as esferas da sociedade, principalmente às comunidades rurais, por disporem de um menor nível de renda para a compra do insumo.

No Brasil, em 2014, 62,80% da energia elétrica produzida originou-se de fontes hidráulicas (Brasil, 2015b), o que gera dependência direta do acúmulo de água em reservatórios, necessário para a movimentação das turbinas geradoras. O armazenamento de água para geração de energia elétrica no Brasil pode ser considerado como a principal forma de acumulação do insumo para a manutenção do crescimento econômico nacional. No entanto, a utilização desse tipo de estratégia depende de fatores externos para a manutenção da demanda, pois o volume hídrico nos reservatórios pode, em virtude de uma potencial elevação da demanda por meio de políticas públicas expansionistas, resultar em crises nesse setor.

O Boletim Legislativo nº 27, publicado pelo Senado Federal, procura associar a crise energética à crise hídrica como motivadoras da crise econômica, porque estas geram aumentos do custo da produção. Esse aumento é devido à utilização de uma fonte de geração de energia elétrica mais cara, principal insumo

produtivo nacional, o que leva à elevação do preço dos produtos e, como consequência, gera pressões inflacionárias sobre a economia, como afirma o Senado em seu boletim publicado em abril de 2015 (Cerqueira *et al.*, 2015).

Com isso, observa-se que, para a adoção de medidas de expansão da demanda por energia elétrica, faz-se necessária uma análise econômica do impacto das medidas sobre o comportamento dessa procura, haja vista a dependência de fatores externos, como o volume de chuvas, para a manutenção dos preços do insumo em condições que evitem gerar pressões inflacionárias e crises econômicas, por conta de uma procura superior à oferta disponível. Vale ressaltar que, no meio rural, a energia elétrica serve tanto para o consumo das famílias quanto para a expansão do agronegócio brasileiro, visto que grandes produtores necessitam de uma quantidade significativa de energia elétrica na produção de diversos produtos exportados pelo Brasil, como açúcar, milho, soja, entre outros.

Segundo Silva (2011), desde que a infraestrutura de energia elétrica passou a ser um problema ao crescimento econômico, muitos estudos vêm sendo realizados em diferentes países, buscando estimar de forma precisa a relação entre o produto interno bruto (PIB) e a demanda por energia elétrica. Para evitar possíveis problemas de curto prazo com ajustes econômicos em variáveis primordiais ao crescimento, é necessária a percepção do impacto dessas medidas sobre a demanda por energia elétrica, com a finalidade de evitar choques estruturais de redução do crescimento do produto nacional, atrelados à falta de oferta em virtude de uma expansão além da capacidade produtiva desse insumo.

Os dados utilizados para a elaboração deste estudo foram coletados mensalmente entre 2010 e 2015 em modelos de séries temporais para a demanda por energia elétrica rural no Brasil. Eram consideradas variáveis, as taxas de juros, o PIB agropecuário, o preço médio ponderado da tarifa, além de fatores externos, tais como o volume de energia armazenada nos reservatórios e a geração de energia em termoelétricas para análise e estimação da previsão dessa demanda. O estudo se limitou até o ano de 2015 em decorrência da ausência de algumas variáveis para 2016.

Baseado nas metodologias utilizadas por Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (2004), a demanda por energia elétrica está relacionada ao produto da economia, à tarifa paga pelo consumo e à variação no preço dos equipamentos, além de componentes exógenos de aspecto econômico e estrutural. Tais dados e período nos quais este trabalho está baseado demonstram os reflexos das políticas econômicas na demanda por energia elétrica no meio rural, visto que o período utilizado no estudo passou tanto por ajustes diretos no setor energético quanto por medidas expansionistas de reflexo significativo, principalmente no meio social de estudo, conforme abordado ao longo deste trabalho.

Dentre os métodos possíveis de modelagem da demanda energética, podem ser destacados os estudos que fazem uso de modelos de regressão linear múltipla, como os autorregressivos de móvel com modelagem de Box e Jenkins, semelhante aos realizados por Pao (2006) e Bakhat e Rossello (2011), que têm demonstrado bons resultados empíricos para esse tipo de estudo. Utiliza-se, neste trabalho, o modelo de estimação por meio da metodologia proposta por Box e Jenkins, que consiste na aplicação do método *backward* de regressão múltipla com defasagem das variáveis independentes em quatro tempos a um nível descritivo de 0,05 – considerando que esse número de defasagem seja suficiente para o estudo em questão –, por meio da seleção do melhor modelo, assim como de sua melhoria, mediante método autorregressivo e média móvel com variáveis exógenas (Armax), a fim de projetar a demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil (Moura e Montini, 2012).

A principal contribuição deste trabalho é fazer previsões ao governo sobre o impacto de medidas na demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil, auxiliando, assim, no dimensionamento dos investimentos em oferta do insumo a custos acessíveis à população, principalmente aqueles residentes no meio rural, objeto deste estudo.

Dessa forma, este estudo se propõe analisar a relação descritiva e econômica entre a expansão da demanda por energia elétrica e os indicadores econômicos. O estudo é dividido em quatro seções. Na segunda seção, foi realizada uma análise da formação da matriz energética nacional e das medidas econômicas expansionistas adotadas pelo governo, enquanto a terceira seção aborda a metodologia a ser utilizada, a definição das variáveis e a base de dados. Por fim, na quarta seção, foram apresentados os modelos econométricos estimados e a análise empírica das variáveis utilizadas neste estudo, com estimações que utilizam não somente as técnicas econométricas baseadas nos modelos Bakhat e Rossello (2011), mas também o Armax. Em seguida foram apresentadas as considerações finais.

2 GESTÃO ENERGÉTICA E POLÍTICAS PÚBLICAS EXPANSIONISTAS

A matriz de geração de energia elétrica no Brasil, assim como sua gestão, desenvolveu-se principalmente por meio do modelo hidroelétrico voltado para a ampliação do consumo. Este, nos últimos anos, tem sido impactado pela elevação dos preços em detrimento da substituição dos meios de geração desse insumo, conforme abordado a seguir.

2.1 Análise sobre a evolução histórica do setor de energia elétrica no Brasil

A energia elétrica é um insumo importante quando se trata de produção e de desenvolvimento econômico nacional, podendo ser transformada a partir do gás natural, do óleo *diesel*, dos ventos, do sol, das ondas do mar e pela força hidráulica

da água de reservatórios. Esse insumo é um forte indicador de crescimento na medida em que indústrias e residências demandam mais energia elétrica e há indícios de que o país está apresentando crescimento econômico (Bahr, 2010).

“No período compreendido entre 1883 e 1900, observou-se maior expansão da capacidade produtiva, de 61 kW a 10.850 kW, dos quais 53% eram de origem hidráulica” (Gomes *et al.*, 2002, p. 2). Nessa modalidade, observa-se maior esforço a fim de tornar esse modelo de geração de energia uma referência para o setor energético do Brasil. A energia elétrica com base hidráulica sempre foi a de maior tendência no Brasil, pois em virtude de ser um país riquíssimo em recursos hídricos, possui uma capacidade gigantesca de geração de energia hidráulica sendo, portanto, a fonte a ser mais explorada ao longo das décadas. Entre o fim do século XIX e início do século XX, passou a se destacar em relação aos demais meios de geração.

A Lei nº 1.145, de 31 de dezembro de 1903, que tinha como objetivo fixar o orçamento do país para o ano seguinte, apresentou no art. 23 o seguinte teor:

Art. 23. O governo promoverá o aproveitamento da força hydraulica para transformação em energia eléctrica aplicada a serviços federaes, podendo autorizar o emprego do excesso da força no desenvolvimento da lavoura, das industrias e outros quaisquer fins, e conceder favores ás empresas que se propuserem a fazer esse serviço. Essas concessões serão livres, como determina a Constituição, de quaisquer ônus estadoaes ou municipaes (Brasil, 1903).

A expansão econômica gerada pelo excedente da exportação do café em 1920 levou à expansão da indústria nacional e dos centros urbanos. Para Furtado (2005), o modelo agroexportador havia entrado em decadência após esse período, em virtude da crise na economia americana em 1929 e de uma elevação no investimento industrial brasileiro. Esse investimento resultou em maior demanda por energia elétrica para a indústria em ascensão no Brasil.

Os níveis de investimentos massivos no setor de geração hidrelétrica podem ser observados a partir da década de 1960. Nessa época, ocorreu a estatização das empresas de produção de energia elétrica, sendo que as ações e os direitos das empresas de geração e distribuição de energia foram estabelecidos principalmente na região Sudeste. Brazilian Traction, Light & Power (Light) e Electric Bond and Share Company (Ebasco) foram adquiridas pela Centrais Elétricas do Brasil S/A (Eletrobras), estabelecida em 1962, segundo Pereira e Bajay (2004).

Em meio a controvérsias entre os setores público e privado, começaram a surgir no Brasil companhias de geração de energia elétrica em grande escala. Tais como a Companhia Hidrelétrica do São Francisco (Chesf), em 1945 e, na década de 1950, a Companhia Energética de Minas Gerais S.A. (Cemig) e a Furnas, segundo Silva (2011). Essas companhias eram baseadas na matriz hidráulica de geração visando alavancar o crescimento da indústria nacional.

Segundo Ayres (2009), para a implementação dessa política, o governo necessitava de uma política de crescimento nacional e de apoio. Como justificativa desse intenso investimento em energia elétrica, que contou com a elaboração de grandes obras, afirmou-se que havia uma “crise de energia” naquele momento, a qual seria provocada em razão dos choques do petróleo, já que o Brasil era – e ainda é – seu grande importador, especialmente, para produção de combustíveis líquidos e de energia elétrica por meio das termoelétricas. Porém, tal fato não teria repercussões sobre o setor hidrelétrico. Na década de 1990, ocorre uma reestruturação no setor energético em razão das privatizações de empresas estatais e do início do processo de desregulamentação do setor elétrico, ocorridas pela forte tendência econômica liberal vigente na América Latina em geral (Ayres, 2009).

O modelo de privatizações brasileiro, tendo como base a experiência norte-americana com as *comissions*, optou pela adoção das chamadas agências reguladoras. A Lei nº 9.427/1996 criou, então, a Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) como autarquia sob regime especial, vinculada ao Ministério de Minas e Energia (MME), para funções executivas (de concessão e fiscalização), legislativas (criação de regras e procedimentos com força normativa) e também decisórias (imposição de penalidades, interpretação de contratos, e julgamentos), com autonomia administrativa, financeira e decisória para tal (Ayres, 2009).

Apesar da criação e da tentativa de uma estruturação que tivesse como objetivo o fortalecimento do setor energético nacional, o governo superestimou a capacidade do mercado para resolver os problemas estruturais e as incertezas do setor, contribuindo para a crise de abastecimento de energia em 2001. As dificuldades – consequência da transição de um modelo estatal para um de participação estatal/privado –, com base na competição, aliadas a características hídricas do parque gerador brasileiro, geraram naturais incertezas que adiaram as decisões de investimento. Essa situação, simultaneamente ligada à baixíssima pluviometria nas bacias de grandes reservatórios de água, levou ao racionamento de energia elétrica entre 2001 e 2002, ano em que se encerrou a continuidade da primeira reforma do setor elétrico (Silva, 2008).

O setor elétrico, por sua vez, nos anos subsequentes a 2001, nos governos do presidente Luiz Inácio da Silva, teve sua reforma implementada e finalizada entre 2003 e 2004. Tolmasquim (2000) apresentou em seu trabalho as principais alterações decorrentes dessa reforma e também os principais resultados do novo modelo. O autor destacou que, após sete anos da promulgação das Leis nº 10.847 e nº 10.848, o novo marco regulatório tem garantido a expansão da capacidade de geração de forma eficiente e segura.

Os contratos de longo prazo e os leilões de energia serviram para atrair investidores nacionais e estrangeiros. Entre 2005 e 2010, o país realizou 37 eventos de contratação nos quais foram negociados 6.237 TWh de energia elétrica, volume que movimentou mais de R\$ 730 bilhões (Silva, 2011). Nos anos subsequentes, observaram-se investimentos em demais fontes geradoras de energia elétrica, mediante programas de expansão governamental, como o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) na sua segunda etapa, provocando uma ampliação dos investimentos em fontes alternativas de energia, visando reduzir a dependência nacional da matriz hídrica como uma das principais fontes geradoras de energia para abastecimento da nação.

O PAC apresentou um pacote de investimentos, no valor de US\$ 113,7 bilhões, para o setor de geração e transmissão de energia elétrica, com o objetivo de suprir a demanda nacional crescente (Brasil, 2014). No entanto, embora esse valor de investimento tenha originalmente esse objetivo, uma pequena parte destina-se à geração de energias alternativas, principalmente para instalação de parques de geração eólica e de unidades de termelétricas, focando as bacias do Amazonas e a conclusão das grandes usinas hídricas, já em processo de construção, como Belo Monte e Santo Antônio de Jari, iniciado no governo Lula.

Atualmente, a capacidade instalada no Brasil é, em maior parte, hídrica, predominando a geração de energia elétrica, que corresponde a 62,8% do suprimento do país. Em segundo lugar, encontra-se o gás natural, nas termelétricas, que corresponde a 13% da geração, de acordo com o Balanço Energético Nacional de 2015 (Brasil, 2015b). O custo da produção do gás natural é altamente elevado, sendo um limitador para o crescimento da nação caso venha a ter ampla dependência desse tipo de geração.

O modelo de geração adotado no Brasil possui alguns vieses no âmbito econômico. Segundo Sales, Monteiro e Hochstetler (2015), as unidades geradoras do modelo hidrelétrico têm duas vertentes. Caso haja pouca chuva ou erro no método de contratação dos geradores, haverá lucro ou prejuízo vindo dessa situação. A outra vertente refere-se à expansão do sistema e à elevação da demanda advinda de políticas governamentais, sem a ampliação da capacidade de geração.

As medidas econômicas de expansão e elevação da demanda nacional podem gerar crises por falta de capacidade de geração ou pelos custos mais elevados em relação à produção de energia elétrica no país. Segundo Sales, Monteiro e Hochstetler (2015), esse é um dos motivos para o início de uma nova crise energética, uma vez que, em 2014, o volume gerado por todas as hidrelétricas passou a ser muito inferior a garantia física das usinas.

Diante do exposto, fica evidente a necessidade de revisar as políticas de expansão do consumo de energia do país, visto que a matriz brasileira possui uma vulnerabilidade elevada de manutenção do nível de geração a preços mais baixos. Isso acaba comprometendo o crescimento do produto nacional de forma significativa, haja vista seu substituto atual ser de alto custo para uma utilização a longo prazo.

2.2 Gestão da geração de energia elétrica e políticas de ampliação do consumo no Brasil

Ao longo do seu desenvolvimento, o Brasil tem demonstrado preocupação acerca da gestão dos recursos hídricos nacionais, principalmente no que se refere à geração de energia hidrelétrica, conforme observado na seção anterior. No entanto, a partir de 2001, com a forte crise de desabastecimento nacional no que se refere ao suprimento elétrico, tornou-se mais forte e evidente a necessidade de controle da aplicação de uma gestão mais centralizada dos recursos hídricos.

De acordo com Setti *et al.* (2000, p. 31):

Quando há abundância de água, ela pode ser tratada como bem livre, sem valor econômico. Com o crescimento da demanda, começam a surgir conflitos entre usos e usuários da água, a qual passa a ser escassa e, então, precisa ser gerida como bem econômico, devendo ser-lhe atribuído o justo valor.

A escassez de energia elétrica em 2001 foi um forte indício da necessidade de aplicação das políticas de gestão dos recursos hídricos de forma mais dinâmica e eficaz, pois não somente colocou em evidência o aspecto ambiental, mas também o econômico e o social. Todos esses aspectos foram atingidos pelo desabastecimento, seja no âmbito de suprimento das necessidades hídricas para a sobrevivência, seja no aspecto de sua utilização para geração de insumo de suprimento para a sociedade, como no caso das hidrelétricas nacionais.

De acordo com Tolmasqui (2011), entre 1990 e 2000, houve um aumento do consumo em 49%, no qual a capacidade instalada ampliou-se apenas em 35% em virtude da expansão do consumo sem o acompanhamento dos níveis de geração, da falta de planejamento e da ausência de investimentos em geração e em transmissão de energia. Com a escassez de chuva, o nível da água nos reservatórios das hidrelétricas baixou e os brasileiros foram forçados a racionar energia (Delfim Netto, 2006).

Nos últimos anos, observa-se uma redução dos níveis de energia gerados a partir das usinas hidrelétricas, um cenário de escassez, sobre o qual é possível citar quatro motivos relacionados ao desabastecimento. Segundo o documento gerado pelo Senado Federal, em abril de 2015, afirma (Cerqueira *et al.*, 2015, p. 32):

- i) o sinal econômico inadequado, enviado à população, no final de 2012, pelo governo federal, com a edição da Medida Provisória nº 579/2012;
- ii) atrasos e descasamento (usinas prontas e sem linhas de transmissão e vice-versa) de obras de instalações de geração e de transmissão de energia elétrica;
- iii) construção de usinas hidrelétricas sem reservatórios, a partir de 2000;
- iv) ingresso de empresários sem experiência prévia no setor elétrico.

Os aspectos da crise do setor energético brasileiro informados no documento oficial do Senado refletem a falta de planejamento e de infraestrutura da expansão da economia nacional, haja vista a disponibilidade de energia elétrica com custo acessível à população, tanto do meio urbano como rural, ser um elemento essencial ao crescimento. Da análise do demonstrativo de geração de energia elétrica por tipo, mostrado na tabela 1, observa-se que, entre 2010 e 2014, a participação das hidrelétricas passou de 68,02% para 62,80%, reduzindo em 5,22% no cenário de geração de energia. Nessa conjuntura houve uma expansão das demais fontes geradoras, destacando-se entre essas as usinas termelétricas, com uma participação de 28,20% da capacidade de geração no fim de 2014, no qual se observa uma expansão da capacidade instalada de geração em todos os tipos em 18,20%, relativa ao ano de 2010.

TABELA 1
Capacidade instalada de geração elétrica – Brasil (2010-2014)

Tipos de geração	2010	2011	2012	2013	2014	2010	2014	2010/2014
	(MW)					Participação (%)		(Δ%)
Usinas hidrelétricas	77.090	78.347	79.956	81.132	84.095	68,02	62,80	9,10
Usinas termelétricas	29.689	31.243	32.778	36.528	37.827	26,20	28,20	27,40
PCH	3.428	3.896	4.101	4.620	4.790	3,02	3,60	39,70
CGH	185	216	236	266	308	0,16	0,20	66,50
Usinas nucleares	2.007	2.007	2.007	1.990	1.990	1,77	1,50	-0,80
Usinas eólicas	927	1.426	1.894	2.202	4.888	0,82	3,70	427,30
Solar	1	1	2	5	15	0	0	1.400
Total	113.327	117.136	120.974	126.743	133.913	100	100	18,20

Fonte: Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel, 2015).

Elaboração: Empresa de Pesquisa Energética (EPE).

Obs.: 1. PCH – Pequena Central Hidrelétrica; CGH – Central Geradora Hidrelétrica Nuclear.

2. Balanço Energético Nacional 2015.

3. Considera-se a parte nacional de Itaipu (6.300 MW até 2006; 7.000 MW a partir de 2007).

4. Usinas nucleares: queda de 17 MW observada em 2013. Verificar Aneel – Resolução Autorizativa nº 3.334, de 14 de fevereiro de 2012, que estabeleceu a capacidade instalada da Usina Termonuclear Almirante Álvaro Alberto – Unidade I (Angra I).

A energia gerada a partir de fontes alternativas à matriz principal, a hidrelétrica, cresceu bastante entre 2010 e 2014. Conforme a tabela 2, pode-se observar que 32,40% da energia elétrica gerada em 2014 foi proveniente de fontes de energia de custo mais elevado, principalmente de derivados do petróleo, o que

tende a elevar o preço. Observa-se também, no período entre 2010 e 2014, uma redução de 4,50% na geração de energia por meio de hidrelétricas, devido às alterações de maior custo realizadas na matriz de geração.

TABELA 2
Geração elétrica por fonte – Brasil (2010-2014)

Fonte de geração	2010	2011	2012	2013	2014	2014	2010/2014
	(GWh)					Participação (%)	(Δ%)
Gás natural	36.476	25.095	46.760	69.003	81.075	13,70	17,50
Hidráulica ¹	403.290	428.333	415.342	390.992	373.439	63,20	-4,50
Derivados de petróleo ²	14.216	12.239	16.214	22.090	31.668	5,40	43,40
Carvão	6.992	6.485	8.422	14.801	18.385	3,10	24,20
Nuclear	14.523	15.659	16.038	15.450	15.378	2,60	-0,50
Biomassa ³	31.209	31.633	34.662	39.679	44.733	7,60	12,70
Eólica	2.177	2.705	5.050	6.578	12.210	2,10	85,60
Outras ⁴	6.916	9.609	10.010	12.241	13.590	2,30	11,00
Total	515.799	531.758	552.498	570.835	590.479	100	3,40

Fonte: Aneel (2015).

Elaboração: EPE.

Notas: ¹ Inclui autoprodução.

² Derivados de petróleo: óleo diesel e óleo combustível.

³ Biomassa: lenha, bagaço de cana e lixo.

⁴ Outras: recuperações, gás de coqueria e outros secundários.

A utilização de outros meios de geração para resolver o problema foi, momentaneamente, eficaz no caso dos reservatórios. No entanto, nos anos seguintes, observou-se uma queda significativa no seu volume acumulado. Conforme tabela 3, entre 2013 e 2014, a redução no volume de energia armazenada, na forma de acúmulo de água, ocorreu na maior parte dos reservatórios, devido ao baixo volume pluviométrico no Brasil. Essa situação gerou a elevação do custo da tarifa de energia para a população e, conseqüentemente, a queda na atividade econômica.

TABELA 3
Energia armazenada nos reservatórios com geração hidrelétrica – Brasil (2010-2014)

Região	2010	2011	2012	2013	2014	2014/2013
	(GWh)					(Δ%)
Sudeste e Centro-Oeste	63.644	90.732	43.209	64.980	28.981	124
Sul	9.600	7.989	5.328	8.537	8.333	2
Norte	3.619	4.869	4.374	5.090	3.609	41
Nordeste	16.870	22.075	12.414	13.017	6.715	94
Brasil	187.466	251.329	130.649	183.249	95.276	92

Fonte: NOS (2016).

Obs.: Histórico de operação.

A tabela 4 demonstra que, embora o governo tivesse tomado medidas a fim de aumentar o volume dos reservatórios em 2012, no ano seguinte, o país adotou medidas contrárias ao reflexo esperado para cenário econômico vigente, visando à manutenção do crescimento da demanda por energia elétrica. Mesmo com o custo de produção mais alto, a tarifa de energia elétrica sofreu uma redução significativa, em média 13%, entre 2012 e 2013. A Lei nº 12.783/2013 provocou uma elevação média de 32,20% da tarifa no ano seguinte, haja vista sua demanda acedente (Cerqueira, 2015).

TABELA 4
Tarifas médias por classe de consumo (2010-2014)

Classe de consumo	2010	2011	2012	2013	2014	2012/2013	2013/2014
	(R\$/MWh)					(Δ%)	
Residencial	300,56	315,64	333,44	285,24	361,74	-14,46	26,82
Industrial	231,89	245,54	257,34	223,19	304,45	-13,27	36,41
Comercial	284,82	295,16	307,52	269,85	346,72	-12,25	28,46
Rural	172,30	182,38	189,74	167,62	248,99	-11,66	48,54
Poder público	300,56	315,64	333,44	285,24	361,74	-14,46	26,82
Iluminação pública	166,39	174,64	182,54	161,27	208,87	-11,65	29,52
Serviço público	220,74	226,62	236,27	200,56	273,06	-15,11	36,15
Consumo próprio	284,42	309,73	322,51	282,80	360,70	-12,31	27,55

Fonte: Aneel (2016).

Obs.: Sistema de Apoio à Decisão (SAD).

Conforme o exposto na tabela 5, mediante redução da tarifa e medidas econômicas expansionistas, demonstradas na seção seguinte, observa-se um aumento médio de 6,08% no consumo de energia elétrica entre 2012 e 2014. Nesse contexto, enfrentava-se um cenário de redução da energia armazenada nos reservatórios e de utilização de meios mais caros de geração, o que deveria ter levado naturalmente a uma redução ou à permanência da demanda existente.

TABELA 5
Consumo por região geográfica (2010-2014)

Regiões	2010	2011	2012	2013	2014	2012/2014	2010/2014
	(GWh)					(Δ%)	
Norte	26.222	27.759	29.100	30.209	32.364	11,22	23,40
Nordeste	71.197	71.914	75.610	79.694	80.746	13,40	13,40
Sudeste	222.005	230.668	235.259	240.084	243.123	9,50	9,50
Sul	69.934	74.470	77.491	80.393	84.819	21,30	21,30
Centro-Oeste	26.310	28.205	30.718	32.755	34.381	30,70	30,70
Brasil	415.668	433.016	448.178	463.134	475.432	6,08	14,40

Fonte: Balanço Energético Nacional 2015 (Brasil, 2015).

Elaboração: EPE.

Como mostra a tabela 6, há um aumento médio de 11,08% no consumo de energia elétrica no meio rural brasileiro entre 2012 e 2014, e de 22,37% no período entre 2010 e 2014. Isso demonstra que esse setor também acompanhou a expansão do consumo de energia mediante as políticas econômicas adotadas.

TABELA 6
Consumo de energia elétrica no meio rural por região geográfica (2010-2014)

Regiões	2010	2011	2012	2013	2014	2012/2014	2010/2014
	(GWh)					(Δ%)	
Norte	599,95	652,08	706,02	749,93	792,37	12,23	32,07
Nordeste	1.815,71	1.804,03	2.095	2.238,83	2.372,85	13,26	30,68
Sudeste	4.943,77	5.106,92	5.381,84	5.645,42	5.989,74	11,30	21,16
Sul	5.019,36	5.023,48	5.324,31	5.399,44	5.845,10	9,78	16,45
Centro-Oeste	1.753,40	1.879,15	2.061,17	2.118,09	2.293,07	11,25	30,78
Brasil	14.132,19	14.465,66	15.568,34	16.151,72	17.293,14	11,08	22,37

Fonte: Relatório de Consumo e Receita.
Elaboração: Aneel (2015).

Dessa forma, observa-se que as medidas expansionistas do governo podem ter elevado o consumo de energia elétrica em todos os setores. No entanto, não há estimativa sobre seus impactos na produção nacional de energia elétrica, refletido por meio dos ajustes e das intervenções econômicas na política monetária e fiscal do Brasil. A política monetária anticíclica do governo, no período entre 2010 e 2014, teve início, segundo (Cagnin *et al.*, 2015, p. 173),

com corte de 0,5 p.p. na meta da Selic, decidido pelo Copom em agosto de 2011, o que surpreendeu o mercado e impôs perda aos agentes privados que, no mercado financeiro, apostavam na manutenção da taxa em vigor. (...) A meta da taxa Selic recuou 5 p.p. em relação ao patamar de julho de 2011, passando de 12,5% naquele mês para 7,5% no dia 29 de agosto de 2012.

Como consequência dessas mudanças oriundas da variação das taxas, é comum que haja uma elevação na diferença entre os juros nacional e internacional.

No âmbito fiscal, foram tomadas medidas de expansão do consumo com redução da tributação sobre diversos produtos, entre estas a redução do Imposto sobre Produtos Importados (IPI) da linha branca de bens de consumo duráveis, como geladeiras e lavadoras de roupa, bem como a expansão do crédito para beneficiários dos programas habitacionais estabelecidos no governo.

As medidas econômicas de redução da arrecadação governamental tomadas pelos Decretos nº 6.825/2009 e nº 7.660/2011, foram voltadas, principalmente, para a manutenção dos níveis de emprego e do crescimento econômico nacional. Com a aquisição de refrigeradores e lavadoras de roupa

a um menor custo, o governo manteve a economia aquecida, no entanto, teve uma redução das suas reservas e um aumento do consumo de energia elétrica pela população.

A redução na conta de luz, por meio do Decreto-Lei nº 12.783/2013, foi outra medida econômica adotada pelo governo para incentivar o crescimento do consumo. Com uma energia elétrica mais barata, os brasileiros teriam condição de possuir produtos de maior nível de consumo energético, bem como haveria uma expansão na produção industrial do Brasil. Na tabela 7, observa-se o nível de universalização do acesso à energia elétrica no meio rural brasileiro, como indício de que as medidas econômicas surtiram efeito direto nessa parcela da população. Em 2015, cerca de 75% das concessionárias e permissionárias do Brasil já dispunham do acesso à energia elétrica para a população rural.

TABELA 7
Universalização do acesso à energia elétrica no meio rural (2010-2015)
 (Em %)

Regiões	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Norte	0	0	0	0	12,50	12,50
Nordeste	54,55	54,55	54,55	54,55	72,73	72,73
Sudeste	95,65	95,65	95,65	95,65	100	100
Sul	100	100	100	100	100	100
Centro-Oeste	20	20	20	20	40	40
Brasil	71,88	71,88	71,88	71,88	79,69	79,69

Fonte: Aneel (2015).

Obs.: Relatório de universalização por concessionária e permissionárias (relação da quantidade universalizada em relação ao total).

Conforme observado, pode-se inferir que as medidas tomadas pelo governo, entre 2010 e 2014, podem ter influenciado na ampliação da demanda dos anos subsequentes, com impacto significativo no setor de energia elétrica, o qual já vinha deficitário e foi fortemente afetado pelas políticas expansionistas de acesso ao crédito e ao consumo. Diante disso, torna-se necessário realizar um estudo acerca da demanda do principal insumo produtivo, a energia elétrica, por meio da estimação de variáveis de afetação sobre seu consumo, principalmente no meio rural, objeto de estudo deste trabalho. Esse estudo possibilitaria que as medidas expansionistas possam ser realizadas com cautela e com a infraestrutura necessária à sua manutenção, evitando a perda de bem-estar e produtividade, sem gerar elevação de preços e inflação econômica, mas sim, crescimento econômico sustentável e duradouro.

3 METODOLOGIA

Esta seção apresenta a metodologia utilizada neste trabalho. Aplicou-se o método *backward*, de seleção de modelos econométricos com defasagem, a fim de se obter o modelo mais adequado em relação aos dados da amostra, com aplicação do método autorregressivo de média móvel. Esse processo tem o objetivo de lograr uma função de demanda de energia elétrica de curto prazo para sua projeção no meio rural do Brasil.

3.1 Função de demanda por energia elétrica

A demanda de energia elétrica tem por base a teoria econômica e segue uma função de Cobb-Douglas, utilizada por Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (2004), sendo um modelo multiplicativo e não linear, considerando-se as hipóteses descritas a seguir.

$$C_t = k_1 P_t^\alpha Y_t^\beta E_t^\gamma PC_t^\delta \quad (1)$$

Onde: C_t é o consumo de energia elétrica no tempo t ; P_t é a tarifa média de energia elétrica da classe no tempo t ; Y_t é a renda familiar no tempo t (para a classe residencial) ou o produto do setor (para as classes comercial e industrial); E_t é o estoque de aparelhos elétricos no tempo t ; e PC_t é preço dos bens substitutos da classe de consumo no tempo t .

Supõe-se que o estoque domiciliar reaja positivamente aos aumentos na renda familiar no produto do setor (Y), negativamente aos aumentos nos preços dos aparelhos elétricos (PE) e que essas variáveis se relacionem de acordo com a seguinte expressão:

$$E_t = k_2 PE_t^\mu Y_t^\theta \quad (2)$$

O sistema de equações composto por (1) e (2) poderia ser estimado pelo método de equações simultâneas. No entanto, Siqueira, Cordeiro Júnior e Castelar (2006) argumentam que não se tem estimativas para o período analisado de estoque residencial de aparelhos domésticos, optando por transformar (1) e (2) em uma única equação.

$$\ln C_t = \varphi_1 + \varphi_2 \ln(P_t) + \varphi_3 \ln(Y_t) + \varphi_4 \ln(PE_t) + \varphi_5 \ln(PC_t) \quad (3)$$

Sendo:

$$\varphi_1 = \ln(k_1 k_2^\gamma); \varphi_2 = \alpha; \varphi_3 = \beta + \theta\gamma; \varphi_4 = \gamma \cdot \mu \text{ e } \varphi_5 = \delta$$

Os coeficientes φ_2 , φ_3 , φ_4 e φ_5 representam as elasticidades da demanda por energia elétrica em relação às variáveis utilizadas para estimação (Irrfi, Castelar e Siqueira, 2009).

3.2 Descrição da amostra de dados

Os dados utilizados correspondem ao Brasil, no período entre 2010 e 2015, momento em que foram observadas fortes mudanças no cenário energético e econômico, como demonstrado na segunda seção deste trabalho. Tais dados foram coletados mensalmente em diferentes órgãos e instituições, tais como: *i*) demanda mensal por energia elétrica no setor rural e tarifas de energia elétrica do setor rural coletados da Aneel; e *ii*) volume de energia armazenada nos reservatórios e geração por meio de termelétricas no Brasil oriundos do Operador Nacional do Sistema (ONS). Essas duas variáveis foram definidas com base no critério da Aneel em relação às bandeiras tarifárias.

O sistema elétrico brasileiro é suprido predominantemente por usinas hidráulicas, dependendo, portanto, das chuvas e do nível dos reservatórios. Em um cenário de escassez de água, usinas termelétricas necessitam ser acionadas para atender à demanda de energia. Como o custo de geração das usinas termelétricas é maior que o da geração hidráulica, a energia elétrica fica mais cara para o consumidor final (Aneel, 2016).

Para a CPFL Energia, o sistema de bandeiras tarifárias busca demonstrar essa situação aos consumidores, permitindo, por meio da sinalização do preço, a reação e o uso eficiente de energia, reduzindo a pressão da demanda sobre o sistema elétrico.⁷

Outra variável utilizada, a taxa de juros Selic coletada do Banco Central do Brasil (BCB), baseia-se nos trabalhos de estimação da demanda por energia, como: *i*) o trabalho de Silk e Joutz (1997); *ii*) o PIB mensal da agropecuária extraído do Instituto Serasa Experian, com base no PIB trimestral do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); e *iii*) o Índice de Variação de Preços de Produtos Industriais (Índice de Preços ao Produtor Amplo-Disponibilidade Interna da Fundação Getulio Vargas – IPA-DI/FGV), todos com data limite de dezembro de 2015. O quadro 1 apresenta a identificação das variáveis do modelo.

QUADRO 1
Identificação das variáveis do modelo proposto

Sigla	Variável	Proxy utilizada	Fontes	Unidade
Cg	Demanda mensal por energia elétrica	Consumo mensal de energia elétrica rural	Aneel	Mwh
Ya	Demanda agregada	PIB mensal agropecuário	Serasa	Milhões R\$
Tr	Tarifa média de fornecimento	Tarifa média ponderada mensal de fornecimento rural	Aneel	R\$/Mwh
PE	Preços equipamentos	IPA-DI – Produtos industrializados mensal	FGV/IPA	Índice
Tx	Taxa de juros	Taxa mensal de juros Selic	BCB	Índice
Vol	Volume de energia armazenada	Energia armazenada nos reservatórios da hidrelétrica média mensal	ONS	GWh
Geh	Geração de energia em termelétricas	Geração de energia elétrica mensal	ONS	Mwmed

Elaboração dos autores.

7. BANDEIRAS tarifárias. CPFL ENERGIA, 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/2XDdtEA>>. Acesso em: 10 nov. 2017.

A amostra conta com dados mensais que correspondem a 504 observações sob a forma de séries temporais, utilizando-se o logaritmo natural das variáveis para obtenção do modelo, bem como as variáveis semelhantes às utilizadas no modelo de demanda por energia elétrica setorial e, ainda, outras variáveis que podem influenciar diretamente na expansão ou retração da demanda por energia elétrica. Essas variáveis estão baseadas na geração de energia elétrica no Brasil e também nos indicadores econômicos de impacto sobre a demanda. Esses valores são estimados a partir de informações agregadas, em virtude da indisponibilidade dos dados por estado, visto que o modelo tem por objetivo prever a demanda agregada por energia elétrica nos setores de consumo localizados no Brasil.

Assim, essas são as variáveis propostas para a elaboração do modelo empírico de estimação da demanda agregada por energia elétrica no Brasil em curto prazo, com variáveis econômicas de medidas governamentais, como as taxas de juros e de caráter climático como, por exemplo, o volume de energia armazenada nos reservatórios das hidrelétricas. Essa variável é representante do reflexo da crise hídrica no modelo, que será utilizada em forma de logaritmo natural para as estimações.

3.3 Metodologia econométrica

Conforme Shumway e Stoffer (2006), o modelo de série temporal autorregressivo de média móvel com variáveis exógenas (Armax) pode ser definido como tal, quando explicado pela expressão:

$$Y_t = \beta X_{wt}^t + \sum_{j=1}^p \phi_j Y_{t-j} + \sum_{k=1}^q \theta_k \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde:

Y_t é a variável endógena no tempo t ; X_{wt}^t é o vetor de variáveis exógenas explicativas; w é o número de variáveis exógenas; n_w é o número de defasagens da w -ésima variável exógena; Y_{t-j} é a variável endógena com p defasagens no tempo; β é o vetor dos coeficientes das variáveis exógenas; $\sum_{k=1}^q \theta_k \varepsilon_{t-k}$ é a componente das médias móveis do modelo; $\sum_{j=1}^p \phi_j Y_{t-j}$ é a componente auto regressiva do modelo; e ε_t é um ruído branco.

Os modelos autorregressivos de média móvel para estimação de demanda necessitam que seja utilizada a metodologia para análise da estacionariedade da série dos dados utilizados na estimação, dentre esses o teste desenvolvido por Dickey e Fuller. O teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) é um dos mais utilizados para essa análise, de acordo com Greene (2003), o qual pode ser explicado por meio da expressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde:

Y_t é a um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística; t é a variável de tendência ou temporal; $\sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i}$ é um termo de ampliação do modelo de análise da defasagem em relação à variável estimada; e ε_t é um ruído branco.

Para a análise dos resultados da estimação e a realização do teste de estacionariedade da série, são estabelecidas algumas hipóteses, descritas a seguir segundo Greene (2003).

- hipótese nula: $H_0: \delta = 0$ (há uma raiz unitária, a série temporal é não estacionária ou possui uma tendência estocástica);
- hipótese alternativa: $H_1: \delta < 0$ (a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística).

Os modelos utilizados para projeção da demanda neste trabalho terão como base tanto Andrade e Lobão (1997) quanto Schmidt e Lima (2004), os quais estimam o comportamento do consumo para três setores: residencial, comercial e industrial. Em seus resultados foram estimadas as elasticidades de longo prazo utilizando a modelagem por mínimos quadrados ordinários (MQO).

O MQO é desenvolvido de forma a minimizar o somatório dos quadrados dos resíduos da regressão e, sob as hipóteses do modelo linear geral, seus estimadores são não viesados e eficientes. Tratando-se de modelo de demanda por energia elétrica, é provável que a hipótese de exogeneidade possa estar sendo violada, devido à existência de uma provável simultaneidade entre o consumo e a tarifa de energia elétrica, tornando, assim, o modelo viesado e inconsistente, como afirma Greene (2003). Outras das principais metodologias adotadas para previsão da demanda por energia elétrica são os modelos de Box e Jenkins, também chamados de modelos autorregressivos integrados de médias móveis e suas variações (Arima) (Box e Jenkins, 1976).

Pao (2006) modelou o consumo de energia elétrica entre janeiro de 1990 e dezembro de 2002 para Taiwan, a partir de quatro metodologias distintas: redes neurais artificiais, regressão linear múltipla, modelos Arma e modelos Armax. Bakhat e Rossello (2011) estimaram o consumo diário de energia elétrica com base em variáveis como o índice de temperatura, o número de habitantes, o número de turistas e as variáveis *dummy* para os dias da semana e mês em análise, utilizando modelos AR, Armax, SAR e GARCH.

Almeida *et al.* (2009) estimaram a previsão dos consumidores de energia elétrica do setor residencial no Rio Grande do Sul por meio de modelos de memória de curto prazo Arima e modelos de memória longa Arfima. Os modelos Arima, ou Box-Jenkins, são excelentes para previsão de curto prazo (Granger e Newbold, 1977). As análises realizadas com esses modelos mostraram que os melhores resultados (previsões) são obtidos entre cinco e dez anos de informação (mensal), particularmente na presença de sazonalidade.

Os modelos utilizados para séries temporais não estacionárias homogêneas são os Arima, podendo ser generalizados com a inclusão de um operador sazonal, os modelos sazonais autorregressivos integrados de médias móveis (Sarima), como afirma Prado (2011). Baseando-se na função de demanda por energia elétrica e utilizando as variáveis da amostra de dados, tem-se o modelo utilizado, defasado em quatro períodos de tempo, segundo Moura e Montini (2012). Tal nível de defasagem mostra-se suficiente para estimação de modelos de curto-prazo, como utilizado neste trabalho, aplicando o logaritmo natural.

$$\begin{aligned}
 \ln(Cg_t) = & \ln \beta_1 + \beta_2 \ln(Ya_t) + \beta_3 \ln(Ya_{t-1}) + \beta_4 \ln(Ya_{t-2}) + \beta_5 \ln(Ya_{t-3}) + \\
 & \beta_6 \ln(Ya_{t-4}) + \beta_7 \ln(Tr_t) + \beta_8 \ln(Tr_{t-1}) + \beta_9 \ln(Tr_{t-2}) + \beta_{10} \ln(Tr_{t-3}) + \beta_{11} \ln(Tr_{t-4}) + \\
 & \beta_{12} \ln(P_{E_t}) + \beta_{13} \ln(P_{E_{t-1}}) + \beta_{14} \ln(P_{E_{t-2}}) + \beta_{15} \ln(P_{E_{t-3}}) + \\
 & \beta_{16} \ln(P_{E_{t-4}}) + \beta_{17} \ln(Tx_t) + \beta_{18} \ln(Tx_{t-1}) + \beta_{19} \ln(Tx_{t-2}) + \beta_{20} \ln(Tx_{t-3}) + \\
 & \beta_{21} \ln(Tx_{t-4}) + \beta_{22} \ln(Vol_t) + \beta_{23} \ln(Vol_{t-1}) + \beta_{24} \ln(Vol_{t-2}) + \\
 & \beta_{25} \ln(Vol_{t-3}) + \beta_{26} \ln(Vol_{t-4}) + \beta_{27} \ln(Geh_t) + \beta_{28} \ln(Geh_{t-1}) + \\
 & \beta_{29} \ln(Geh_{t-2}) + \beta_{30} \ln(Geh_{t-3}) + \beta_{31} \ln(Geh_{t-4}) + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{6}$$

Diante da metodologia analisada e da base de dados utilizada, este trabalho tem o objetivo de aplicar o modelo Armax para estimar a demanda por energia elétrica de curto prazo, conforme metodologia definida por Box e Jenkins (1976), visto que esse modelo apresenta maior eficiência, aplicando-se os testes para avaliação, validação e correta estimação do modelo.

3.4 Medidas de avaliação de desempenho do modelo

A fim de avaliar o desempenho do modelo estimado, bem como a comparação deste com outros, foram calculadas cinco medidas de avaliação: *i*) erro quadrado médio de previsão (EQMP); *ii*) raiz do erro quadrático médio da previsão (ERQP); *iii*) erro absoluto médio da previsão (ERAP); *iv*) erro absoluto médio percentual da previsão (ERAPPE); e *v*) coeficiente de desigualdade de Theil (CDT).

Dado Y_t e \hat{Y}_t como valores observados e previstos, respectivamente, para um horizonte de previsão $T+1, T+2, T+3, \dots, T+n$ tem-se:

$$EQMP = \sum_{t=T+1}^{t+h} \frac{(Y_t - \hat{Y}_t)^2}{h} \quad (7)$$

$$ERQP = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{t+h} \frac{(Y_t - \hat{Y}_t)^2}{h}} \quad (8)$$

$$ERAP = \sum_{t=T+1}^{t+h} \frac{|Y_t - \hat{Y}_t|}{h} \quad (9)$$

$$ERAPPE = \sum_{t=T+1}^{t+h} \frac{|Y_t - \hat{Y}_t|}{h} \frac{Y_t}{h} \times 100 \quad (10)$$

$$CDT = \frac{\sum_{t=T+1}^{t+h} \frac{(Y_t - \hat{Y}_t)^2}{h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{t+h} \frac{Y_t^2}{h}} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{t+h} \frac{\hat{Y}_t^2}{h}}} \quad (11)$$

Como critério de avaliação, observa-se que quanto menor o valor dos indicadores na amostra em estudo, melhor é o desempenho do modelo utilizado para a previsão.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

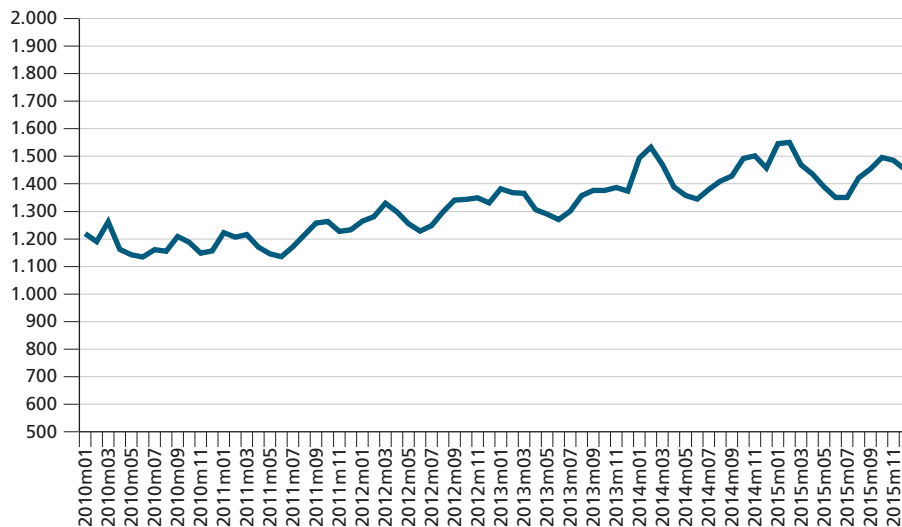
A seguir são apresentados os resultados obtidos com as técnicas do método de regressão múltipla com seleção de modelos *backward*, com defasagem em quatro tempos, conforme o modelo Armax, no qual são obtidos os coeficientes e as variáveis explicativas para estimação da demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil.

4.1 Análise gráfica e descritiva dos dados da amostra

O gráfico 1 apresenta a série da demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil entre janeiro de 2010 e dezembro de 2015. Pela análise do gráfico 1, observa-se que a série apresenta um comportamento ascendente com pequenas variações, que estão possivelmente relacionadas às variações nos preços da tarifa e a demais fatores que influenciam no seu desempenho, conforme abordado nas seções anteriores.

GRÁFICO 1

Valores reais da demanda por energia elétrica no meio rural – Brasil (jan./2010-dez./2015)
(Em GWh)



Elaboração dos autores.

A tabela 8 apresenta a estatística das variáveis coletadas conforme a base de dados utilizada para estimação, na qual se apresentam o número de observações por variável, a média, o desvio-padrão, o valor mínimo, o valor máximo e o coeficiente de variação dos dados coletados mensalmente de janeiro de 2010 a dezembro de 2015.

TABELA 8

Estatística descritiva das variáveis do modelo

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Coeficiente de variação
Cg	72	1.330.198,05	115.467,86	1.135.039,42	1.550.914,32	0,09
Ya	72	190,06	31,44	126,77	346,58	0,17
Tr	72	240,61	52,23	200,97	387,02	0,22
PE	72	45,14	4,26	37,56	53,98	0,09
Tx	72	10,66	2	7,12	14,15	0,19
Vol	72	197.618,40	79.136,74	82.971,65	370.977,74	0,40
Geh	72	9.807,57	4.792,24	1.563,39	15.602,96	0,49

Elaboração dos autores.

Observa-se que a variável dependente Cg possui um valor médio mensal de 1.330.198,05 mwh/mês, com desvio-padrão de 115.467,86 mwh/mês, sendo que houve significativas variações nos índices – preço da tarifa (*Tr*) de 22%, volume de

armazenamento nos reservatórios (*Vol*) de 40% e a geração térmica (*Geb*) de 49% –, ao longo dos anos em estudo, sendo estas variáveis modeladoras do consumo, conforme objeto de estudo deste trabalho. O desvio-padrão da variável dependente em relação às regiões Norte e Nordeste, em termos analíticos empíricos, corresponde, respectivamente, a valores superiores a 100% e cerca de 67% da média mensal de consumo mensal dessas regiões entre 2010 e 2014, como mostra a tabela 6.

4.2 Estimação do modelo de regressão com variáveis múltiplas por *backward*

Na estimação do modelo de regressão linear múltipla, foram consideradas todas as variáveis exógenas e suas defasagens em até quatro unidades de tempo ($t-1$, $t-2$, $t-3$, $t-4$), a partir do método *backward* (nível descritivo de 0,05) até se chegar a um modelo mais parcimonioso, conforme estimação na tabela 9.

O coeficiente de determinação ajustado é de 94,40% em relação ao ajuste dos dados e segundo o teste Dicker Fuller aumentado (ADF), conforme observam Moura e Montini (2012). De acordo com Greene (2003), rejeita-se a hipótese nula de que os resíduos desse modelo são não estacionários. Além disso, aplicou-se o teste de Dicker Fuller GLS (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996) e de Phillips-Perron (Enders, 2004) como complementares, visto que são amplamente utilizados e aplicados em séries temporais para verificação da estacionariedade, sobre a qual ambos rejeitam a hipótese nula sobre a mesma ótica do teste ADF.

Ainda em relação aos resíduos, realizou-se o teste heterocedasticidade de White (Greene, 2003) e se aceitou a hipótese nula de que os resíduos desse modelo são homocedásticos. Quanto à distribuição no modelo, observa-se que esses apresentaram distribuição normal pelo teste Jarque-Bera (Greene, 2003). Foi realizado o teste Durbin Watson apontado por Greene (2003) para autocorrelação, no qual o resultado obtido ficou entre o limite superior e o inferior da tabela de Durbin Watson ao nível de significância de 5%, com referência à quantidade de amostras e ao grau de liberdade do modelo, permanecendo na zona de indecisão para autocorrelação. Diante dos resultados obtidos, realizam-se os testes de quebra estrutural sobre a série em estudo e a aplicação dos testes em primeira diferença para constatação da estacionariedade dos dados aplicados para elaboração do modelo.

TABELA 9
Estimação do modelo para demanda agregada por energia elétrica (*backward*)

Variável explicativa (Log)	Estimativa <i>backward</i> (defasado em 4 tempos)		Testes de diagnóstico		
	Coefficiente	Estatística-t	Testes	Resultado	P-Value
Constante	12,597	31,100	R ²	0,954	–
Ya _{t-3}	0,206	2,890	R ² Ajustado	0,944	–
Tr _t	-0,309	-7,650	Teste F	95,820	0,000

(Continua)

(Continuação)

Variável explicativa (Log)	Estimativa <i>backward</i> (defasado em 4 tempos)		Testes de diagnóstico		
	Coefficiente	Estatística-t	Testes	Resultado	P-Value
Tr_{t-3}	0,115	3,240	Test LM ¹	1,356	–
P_{Et}	3,171	6,210	Heterocedasticidade ²	60,930	0,212
P_{Et-1}	-2,363	-4,170	Teste Normalidade ³	1,904	0,386
P_{Et-3}	-1,524	-2,500	Teste ADF ⁴	-5,264	0,000
P_{Et-4}	1,697	3,560	Teste DF-GLS ⁵	-5,527	0,000
Tx_t	-0,154	-3,620	Teste PP ⁶	-5,770	0,000
Tx_{t-3}	0,178	3,430			
Vol_t	-0,075	-7,140			
Vol_{t-3}	-0,075	-5,470			
Get_{t-3}	-0,054	-4,890			

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Teste de autocorrelação de Durbin Watson (d).² Teste de heterogeneidade de White, H_0 : distúrbios são homocedásticos.³ Teste de normalidade de Jarque-Bera, H_0 : erros possuem distribuição normal.⁴ Teste de estacionariedade da série Dickey Fuller Aumentado, H_0 : há uma raiz unitária; a série é não estacionária.⁵ Teste de estacionariedade da série Dickey Fuller GLS, H_0 : há uma raiz unitária; a série é não estacionária.⁶ Teste de estacionariedade da série Phillips-Perron, H_0 : há uma raiz unitária; a série é não estacionária.

Equação modelo Armax:

$$\ln(Cg_t) = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln(Ya_{t-3}) + \beta_3 \ln(Tr_t) + \beta_4 \ln(Tr_{t-3}) + \beta_5 \ln(P_{E_t}) + \beta_6 \ln(P_{E_{t-1}}) + \beta_7 \ln(P_{E_{t-3}}) + \beta_8 \ln(P_{E_{t-4}}) + \beta_9 \ln(Tx_t) + \beta_{10} \ln(Tx_{t-3}) + \beta_{11} \ln(Vol_t) + \beta_{12} \ln(Vol_{t-3}) + \beta_{13} \ln(Geh_{t-3}) + \varepsilon_t$$

Assim, serão analisadas a estacionariedade em primeira diferença e a quebra estrutural, com a utilização dos testes ADF, DF GLS e PP, a fim de obter os resultados, prosseguindo com a definição do modelo de estimação da demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil.

4.3 Testes em primeira diferença e análise de quebra estrutural

Nos testes ADF, PP e DF GLS em nível, observa-se que o modelo estimado se apresentou estacionário, conforme tabela 9. No entanto, para comprovar esse parecer, utilizam-se os testes ADF (Castro e Montini, 2010) e o teste PP em nível e em primeira diferença para cada variável. Conforme demonstrado nas tabelas 10 e 11, observa-se que a hipótese nula de uma raiz unitária é da série não estacionária, motivo pelo qual pode ser rejeitada para os testes em consideração quando são diferenciadas, assim pode existir uma relação de cointegração entre as variáveis.

TABELA 10
Teste Dickey Fuller aumentado para as séries em nível e em primeira diferença

Variáveis (Log)	Variável em nível (X _t)			Variável em primeira diferença (ΔX _t)		
	Coefficiente	Estatística do teste	Z (t)	Coefficiente	Estatística do teste	Z (t)
Cg	-2,911	-1.906	0,329	-2,912	-6,728	0
Ya	-2,911	-2,121	0,236	-2,912	-4,709	0
Tr	-2,911	0,028	0,961	-2,912	-5,161	0
P _{et}	-2,911	-0,017	0,957	-2,912	-5,269	0
Tx _t	-2,911	-0,075	0,952	-2,912	-5,469	0
Vol _t	-2,911	-1,862	0,350	-2,912	-4,994	0
Get _t	-2,911	-1,854	0,354	-2,912	-7,345	0

Elaboração dos autores.

TABELA 11
Teste Phillips-Perron para as séries em nível e em primeira diferença

Variáveis (Log)	Variável em nível (X _t)			Variável em primeira diferença (ΔX _t)		
	Coefficiente	Estatística do teste	Z (t)	Coefficiente	Estatística do teste	Z (t)
Cg	-2,911	-1,945	0,311	-2,912	-6,601	0
Ya	-2,911	-2,734	0,068	-2,912	-4,840	0
Tr	-2,911	-0,311	0,924	-2,912	-5,033	0
P _{et}	-2,911	-0,139	0,945	-2,912	-5,203	0
Tx _t	-2,911	-0,636	0,863	-2,912	-5,582	0
Vol _t	-2,911	-2,425	0,135	-2,912	-5,118	0
Get _t	-2,911	-1,959	0,305	-2,912	-7,312	0

Elaboração dos autores.

Zivot e Andrews (1992), Perron e Vogelsang (1992) e Clemente, Montanes e Reyes (1998) propuseram um teste de quebra estrutural, no qual o ponto de quebra era determinado endogenamente. Aplicaram-se as variáveis visando analisar a influência de possíveis quebras estruturais. O teste Clemente-Montanes-Reye (1998) tem por objetivo verificar, por meio da hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa, que a série seria estacionária com quebra estrutural.

A tabela 12 apresenta os resultados do teste Clemente-Montanes-Reyes (1998) para uma quebra estrutural e para todas as variáveis do modelo, no qual se observa que a hipótese nula pode ser rejeitada e que as séries são estacionárias com uma quebra estrutural.

TABELA 12
Teste de raiz unitária com uma quebra estrutural

Variáveis (Log)	AR (K)	Estatística do teste	Z (t)	Ponto de quebra
Cg	12	8,598	0	2013:10
Ya	12	4,877	0	2012:08
Tr	1	5,078	0	2015:05
P _{et}	1	8,358	0	2013:11
Tx	1	10,549	0	2014:03
Vol _t	12	5,728	0	2013:12
Get _t	1	7,136	0	2014:03

Elaboração dos autores.

Obs.: ¹ Teste de quebra estrutural Clemente-Montanes-Reyes da série.

² H₀: se há uma raiz unitária, a série é não estacionária.

Portanto, após realizados os testes necessários à validação do modelo, analisa-se a distribuição dos resíduos do modelo *backward* estimado por meio do correlograma para verificação do nível de defasagem a ser aplicado na estimação o modelo Armax.

4.4 Teste de cointegração

Para análise de cointegração entre as variáveis, utiliza-se o teste de Johansen (1988) por meio da estimação de um modelo VAR, embora esse teste se mostre mais eficaz para modelos de longo prazo, confirmando a hipótese nula de que se existe r ou menos vetores cointegrados, aplica-se o teste do traço (Greene, 2003), conforme equação 12.

$$\text{Teste do Traço} = -T \sum_{i=r+1}^M \ln[1 - (r_i^*)^2] \quad (12)$$

Onde:

r_{ij} corresponde a matriz de correlação das variáveis em conjunto.

Na tabela 13, a aplicação do teste do traço e o máximo valor indicam que, para o sistema de equações, observa-se a presença de um vetor cointegrante entre as variáveis do modelo ao nível de significância de 5%.

TABELA 13
Análise de cointegração das variáveis do modelo

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Teste de máximo autovalor	Teste de traço	Valor crítico traço (5%)
$r = 0$	$r = 1$	183.220	232.037	136.610
$r = 1$	$r = 2$	95.219	148.817	104.940
$r = 2$	$r = 3$	73.458	103.599	77.740
$r = 3$	$r = 4$	43.689	60.141	54.640
$r = 4$	$r = 5$	25.651	36.452	34.550

Elaboração dos autores.

4.5 Estimação do modelo de regressão Armax

Na estimação do modelo Armax, primeiramente se verifica o correlograma dos resíduos, a fim de identificar quais os níveis de ajustes necessários ao modelo, de acordo com Greene (2003), conforme observado na figura 1 do anexo A, na qual se encontra o correlograma dos resíduos da regressão múltipla estimada por *backward*. Por meio da análise visual do correlograma, pode-se observar uma defasagem de três níveis para o modelo estimado, sendo estas ao nível de um, oito e nove para a correção de possível potencial de autocorrelação ao modelo *backward*. A partir dessa informação, utilizando-se as estimações mostradas na tabela 14 – por meio dos critérios Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) mencionados por Schwarz (1978) que, segundo Enders (2004), são os mais utilizados para seleção de modelos – identifica-se o que apresenta os menores índices AIC e BIC como o melhor modelo para representar os dados.

TABELA 14
Modelos propostos e critérios de seleção

Modelo	Coefficientes	AIC	BIC
ARX (1,8,9)	ARX (1,8,9)	-344.279	-306,547
Armax (1,8,9)	AR (1,8) MA (9)	-341.397	-303,665
Armax (1,8,9)	AR (1) MA (8,9)	-342.870	-307,358
MAX (1,8,9)	MA (1,8,9)	-343.177	-305,445

Elaboração dos autores.

Houve a adição dos termos AR (1), AR (8) e MA (9) ao modelo estimado na seção anterior, a fim de melhorar sua eficiência, sendo constatados os coeficientes mais eficientes para ajuste do modelo, conforme indicação do correlograma dos resíduos. Após a inclusão destes, tem-se a equação final para previsão da demanda por energia elétrica mensal para o meio rural, por meio da estimação em modelo Armax.

A tabela 15 apresenta a equação final e os valores estimados após a aplicação do modelo Armax. Foram obtidos os novos coeficientes das variáveis, a estimação com os níveis de correção e o teste de verificação do nível de correção para autocorrelação, identificado na zona de indecisão no modelo *backward*.

TABELA 15
Estimação do modelo para demanda agregada por energia elétrica (Armax)

Variável explicativa (Log)	Estimativa Armax		
	Coefficiente	P> t	Estatística-t
Constante	12,347	0	21,340
Ya _{t-3}	0,229	0	3,750
Tr _t	-0,306	0	-7,870
Tr _{t-3}	0,142	0	4,270
P _{Et}	2,641	0	4,360
P _{Et-1}	-1,935	0	-3,930
P _{Et-3}	-1,713	0	-3,520
P _{Et-4}	1,953	0	4,650
TX _t	-0,134	0,002	-3,090
TX _{t-3}	0,149	0,005	2,810
Vol _t	-0,068	0,000	-4,710
Volt-3	-0,075	0,000	-4,470
Geht-3	-0,051	0	-4,590
AR (1)	0,327	0,027	2,210
AR (8)	-0,348	0,003	-3,000
MA (9)	-0,170	0,059	-1,890

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Teste Durbin Watson - Durbin-Watson d-statistic (12,56) = 1,939146.

2. Teste Breusch_Godfrey - Prob > chi2 = 0,8319.

3. H₀: ausência de autocorrelação no modelo.

4. Equação modelo Armax.

$$\ln(Cg_t) = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln(Ya_{t-3}) + \beta_3 \ln(Tr_t) + \beta_4 \ln(Tr_{t-3}) + \beta_5 \ln(P_{E_t}) + \beta_6 \ln(P_{E_{t-1}}) + \beta_7 \ln(P_{E_{t-3}}) + \beta_8 \ln(P_{E_{t-4}}) + \beta_9 \ln(Tx_t) + \beta_{10} \ln(Tx_{t-3}) + \beta_{11} \ln(Vol_t) + \beta_{12} \ln(Vol_{t-3}) + \beta_{13} \ln(Geht_{t-3}) + \varepsilon_t$$

O modelo ajustado apresentou o valor de estatística Durbin Watson de 1,939, superior ao modelo *backward* sem os termos AR (1), AR (8) e MA (9), o qual é de 1,356. No entanto, em virtude de o modelo permanecer na zona de indecisão, no qual o limite inferior dl é de 1,005 e o superior de 1,995 (Greene, 2003), da tabela de estatística para o nível de 5%, foi realizado o teste Breusch-Godfrey sobre os resíduos, o qual indicou ausência de autocorrelação. Portanto, é o modelo apto a ser utilizado para a projeção para a demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil em curto prazo.

4.6 Análise dos coeficientes de elasticidades estimadas do modelo Armax

Os coeficientes no modelo final Armax, em sua maior parte, apresentaram sinais de acordo com a previsão para o coeficiente no mês corrente do modelo, exceto o preço dos equipamentos, que apresentou efeito positivo sobre a demanda em curto prazo. Quanto ao PIB agropecuário, observam-se variações. Já em relação à tarifa, uma variação de 1% gera impacto médio de -0,164% na variável dependente, considerando as variações no mês corrente e três meses de defasagem.

Quanto ao preço dos equipamentos, pode-se observar que uma variação de 1% gera, em média, uma variação de 0,946 na demanda. A taxa de juros apresenta-se com uma variação de 1% refletindo um valor médio de 0,015 na variável dependente. Quanto ao volume dos reservatórios e à geração de energia nas termelétricas convencionais, observa-se que a variação de 1% gera uma variação média de -0,143% e -0,051%, respectivamente, sobre a demanda, em que todos apresentaram-se com defasagem temporal de ajuste.

Em relação à elasticidade-renda da demanda de 0,229, observa-se que se apresenta de forma inelástica em relação ao consumo, de acordo com Greene (2003), com defasagem de três meses para seu reflexo na demanda em curto prazo. A elasticidade-preço da demanda da tarifa de consumo é de -0,306 para o período e de 0,142 para uma defasagem de três meses sendo inelástica em curto prazo.

A elasticidade-preço dos equipamentos, que, no período, foi de 2,641 sem defasagem e de -1,935, -1,713 e 1,953 com defasagem de um, três e quatro meses, respectivamente, apresenta-se elástica em relação ao consumo e ajustada conforme os valores dos meses anteriores, que tendem a definir se o efeito será positivo ou negativo. No entanto, caso não haja uma variação significativa nessa variável, ela se apresenta inelástica, conforme o somatório das elasticidades, que é de 0,946 sobre a demanda no curto prazo. Quanto à elasticidade e preço da taxa de juros, também se apresenta de forma inelástica no curto prazo, com valores de -0,134 para o período e de 0,149 com defasagem de três meses. Desta forma, observa-se que, em curto prazo, de um modo geral, as elasticidades são inelásticas para a previsão da demanda por energia elétrica no meio rural.

Esses resultados mostram a elasticidade para a demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil, semelhantes aos estudos realizados pela demanda por energia elétrica para os setores residencial, comercial e industrial realizado por Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997), Schmidt *et al.* (2004) e Irfi, Castelar e Siqueira (2009), mostrando que, em curto prazo, a maior parte das variáveis apresenta elasticidade inelástica em relação à demanda por energia elétrica.

4.7 Projeções da demanda com aplicação do modelo Armax

A tabela 16 apresenta os valores ajustados à série de demanda com os respectivos intervalos de 95% de confiança. Estabelece os limites inferiores e superiores para a projeção dos valores da demanda em relação aos valores reais. Para o último ano da série em estudo, observa-se que estes seguem a trajetória próxima aos valores reais obtidos, mostrando-se adequado para a estimação ao qual se propõe o modelo.

TABELA 16
Valores reais e projetados para amostra de validação (2015)
(Em GWh)

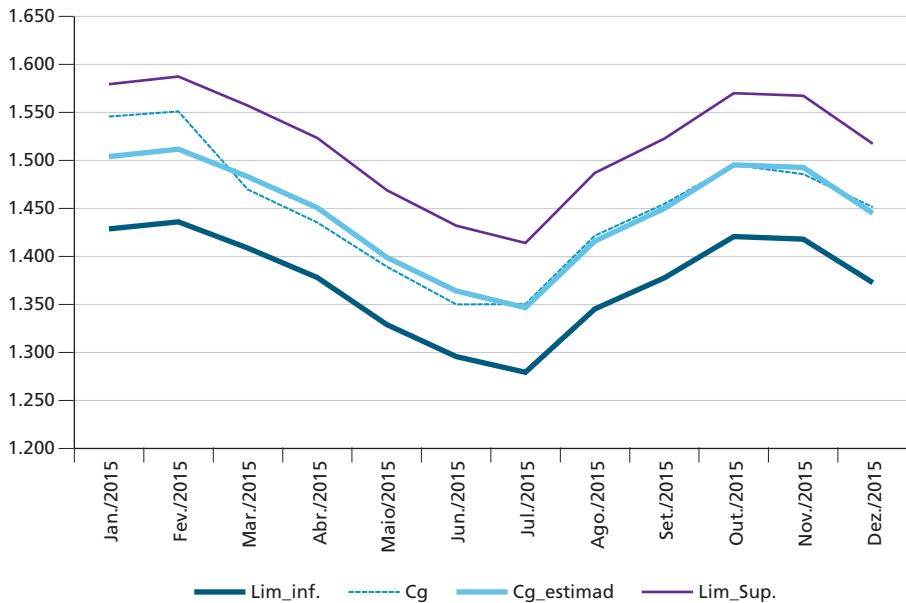
Mês	Demanda por energia elétrica			
	Real	Projetada	Limite inferior	Limite superior
Janeiro	1.545,495	1.503,954	1.428,756	1.579,151
Fevereiro	1.550,914	1.511,598	1.436,018	1.587,178
Março	1.469,436	1.482,822	1.408,681	1.556,963
Abril	1.435,341	1.450,636	1.378,104	1.523,167
Mai	1.389,234	1.398,994	1.329,045	1.468,944
Junho	1.350,090	1.363,868	1.295,675	1.432,062
Julho	1.350,416	1.346,609	1.279,278	1.413,939
Agosto	1.421,682	1.416,035	1.345,233	1.486,836
Setembro	1.454,452	1.449,995	1.377,495	1.522,495
Outubro	1.495,391	1.495,199	1.420,439	1.569,959
Novembro	1.485,671	1.492,439	1.417,817	1.567,061
Dezembro	1.451,347	1.444,906	1.372,660	1.517,151

Elaboração dos autores.

Da análise visual no gráfico 2, percebe-se que os valores realizados não ultrapassam os valores estimados no modelo no que se refere aos limites superiores e inferiores para a estimação.

Para a projeção da demanda por energia elétrica, mostrada na tabela 17, e das variáveis apresentadas no quadro 1, para os meses de janeiro a maio de 2016, foram considerados os dados coletados nos respectivos órgãos e entidades, conforme informações neles contidas.

GRÁFICO 2
Valores reais e projetados da demanda (Cg) (2015)
 (Em GWh)



Elaboração dos autores.

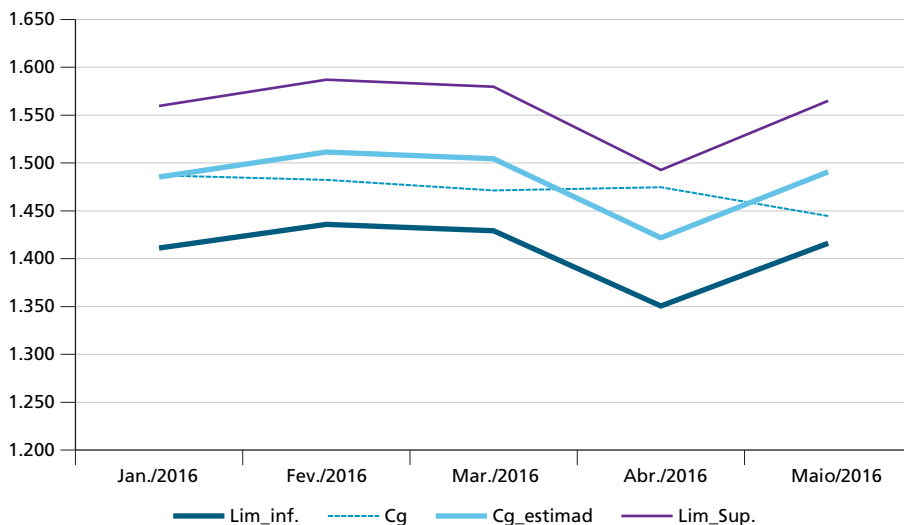
TABELA 17
Valores reais e projetados para amostra de validação (2016)
 (Em GWh)

Mês	Demanda por energia elétrica			
	Real	Projetada	Limite inferior	Limite superior
Janeiro	1.486,967	1.485,379	1.411,110	1.559,648
Fevereiro	1.482,295	1.511,373	1.435,804	1.586,942
Março	1.471,290	1.504,398	1.429,178	1.579,618
Abril	1.474,543	1.421,675	1.350,591	1.492,758
Maio	1.444,617	1.490,593	1.416,063	1.565,122

Elaboração do autor.

Da análise visual do gráfico 2, percebe-se que os valores realizados não ultrapassam os valores estimados, semelhante ao gráfico 1, o qual se refere aos limites superiores e inferiores para a estimação.

GRÁFICO 3
Valores reais e projetados de demanda (Cg) (2016)
 (Em GWh)



Elaboração dos autores.

A fim de avaliar o desempenho, observa-se na tabela 18 que são relacionadas as medidas de erro das previsões, com o intuito de medir, assim, a eficácia do modelo Armax utilizado na estimação.

TABELA 18
Avaliação de desempenho para estimação dos modelos Armax, Arima, ARX e MAX dentro da amostra

Critérios de desempenho	Armax AR (1,8) MA (9)	Arima (1,8,9)	ARX (1,8,9)	Armax AR (1) MA (8,9)	MAX (1,8,9)
EQMP	7,499	4378,460	182,669	1078,994	1184,396
ERQP	2,739	66,170	13,515	32,848	34,415
ERAP	0,664	16,049	3,278	7,967	8,347
ERAPPE	0,07%	1,01%	0,13%	0,13%	0,27%
CDT	0,004	0,094	0,019	0,047	0,049

Elaboração dos autores.

O modelo Armax – AR (1,8) e MA(9) – foi o que apresentou melhor desempenho pelos critérios EQMP, ERQP, ERAP, ERAPPE e CDT, no qual se observam os menores índices de erro, demonstrando-se o mais adequado para a realização da previsão para amostra utilizada neste trabalho. Assim, percebe-se, por meio da análise empírica, que esta metodologia torna-se adequada para a estimação da

demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil quando aplicada na forma do consumo agregado e em curto prazo, pois fornece base para a estruturação de políticas de expansão ou retração destas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A formação da matriz energética nacional esteve voltada, desde a sua origem, para o abastecimento da demanda por energia elétrica por meio da geração hidráulica, como fonte primordial e única de suprimento durante muitos anos, a qual apresenta certa vulnerabilidade por depender de fatores externos para sua manutenção. Após o colapso do apagão de 2001, o governo despertou para um forte investimento em infraestrutura energética para manter o país com uma fonte de manutenção permanente da demanda, optando-se por outras fontes de geração e suprimento da demanda.

Associado a esse processo, houve uma expansão do sistema e do consumo em diversas áreas e setores. Com novas fontes de geração, o mercado de energia se expandiu como um todo, tanto no meio urbano quanto no meio rural, levando satisfação, produtividade e qualidade de vida para a população residente nesse meio, que teve ampla participação e crescimento da demanda nos últimos anos. A expansão desse consumo teve relação direta com as medidas econômicas expansionistas tomadas pelo último governo. Tais medidas, associadas à redução do volume dos reservatórios e a utilização de fontes mais caras de geração, levaram à elevação do preço da energia elétrica e dos bens nos anos subsequentes. Todavia, como houve uma grande expansão do consumo no meio rural e, associado a este, o potencial desenvolvimento da população, observou-se a necessidade da análise do impacto dessas variações sobre a demanda por energia elétrica no meio rural do Brasil.

Dessa forma, este estudo teve como objetivo analisar a relação econômica entre a expansão da demanda por energia elétrica no meio, as medidas econômicas expansionistas e a crise hídrica nos reservatórios das hidrelétricas no Brasil, estabelecendo uma metodologia para previsão da demanda neste meio em curto prazo. Foram utilizados dados mensais entre janeiro de 2010 e dezembro de 2015 para estimação da função de demanda por energia elétrica. Optou-se pela função de demanda Cobb-Douglas utilizada por Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (2004), com a inclusão de variáveis exógenas, de aspecto econômico e estrutural, relacionadas às medidas econômicas expansionistas, à crise hídrica dos reservatórios e ao modelo que tende a influenciar a demanda por energia elétrica.

A metodologia utilizada para a estimação da função de demanda foi o método *backward* de regressão múltipla com variáveis independentes defasadas em quatro períodos e a aplicação do modelo proposto por Box e Jenkins com

utilização da metodologia Armax, a fim de dar ao modelo obtido um maior nível de eficiência. Para a estimação da demanda, foram utilizadas a metodologia de regressão múltipla, a seleção de modelo ideal (*backward*) e o método Armax, todos os coeficientes estimados, os quais se mostraram estatisticamente significativos a um nível descritivo de 5%. Os valores projetados do consumo de energia elétrica no período compreendido entre junho de 2014 e março de 2016, obtidos a partir do modelo Armax, foram comparados com dados realizados no período e mostraram-se dentro do intervalo de confiança de 95%.

Assim, a utilização da metodologia Box e Jenkins, com a inclusão de variáveis exógenas (Armax) ao modelo metodológico utilizado pela maior parte dos autores para estimação da demanda, mostrou-se eficiente e atendeu ao objetivo proposto neste trabalho para a estimação da demanda por energia elétrica no meio rural brasileiro, o que gera bons resultados empíricos.

Por fim, sugere-se para estudos seguintes a aplicação da metodologia com redução da abrangência por região ou estado do país, com a finalidade de prever políticas de instalação de unidades de geração de energia elétrica a custo acessível por região nacional. Além disso, uma definição de ajuste tarifário viável ao crescimento, para evitar impacto nacional na demanda, bem como a previsão com a inclusão de mais variáveis macroeconômicas.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, S. G. *et al.* Previsão dos consumidores de energia elétrica do setor residencial no Rio Grande do Sul – um estudo comparativo entre os modelos ARIMA e ARFIMA. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO*, 29., 2009, Salvador. **Anais...** Salvador, 2009. Disponível em: <<http://twixar.me/tM6n>>. Acesso em: 1º dez. 2015.

ANDRADE, T.; LOBÃO, W. **Elasticidade-renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para discussão, n. 489).

ANEEL – AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Atlas de energia elétrica do Brasil/Agência Nacional de Energia Elétrica**. 3. ed. Brasília: Aneel, 2008. Disponível em: <<http://twixar.me/kM6n>>. Acesso em: 1º out. 2015.

_____. **A Aneel propõe revisão das bandeiras tarifárias**. Brasília: Aneel, 2016. Disponível em: <<http://twixar.me/fQ6n>>. Acesso em: 10 nov. 2017.

AYRES, M. J. **O processo decisório de implantação de projetos hidrelétricos no Brasil** – análise dos casos-referência da usina de Barra Grande e do Complexo Hidrelétrico do Rio Madeira à luz da avaliação ambiental estratégica. 2009. 166

f. Dissertação (Mestrado em Direito) – Departamento de Direito da Pontifícia, Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

BAHR, M. Brazil's challenge: fuel for a nation. **Financial Times**, the new Brazil special edition, Washington, 28 jun. 2010.

BAKHAT, M.; ROSSELLO, J. Estimation of tourism-induced electricity consumption: the case study of Balearics Islands. **Energy economics**, Spain, v. 3, n. 3, p. 437-444, 2011.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Times series analysis: forecasting and control**. São Francisco: Holden-Day, 1976.

BRASIL. Lei nº 1.145, de 31 de dezembro de 1903. Fixa a despesa geral da Republica dos Estados Unidos do Brazil para o exercicio de 1904, e dá outras providencias. **Diário Oficial**, Brasília, 31 dez. 1903. Disponível em: <<http://twixar.me/nhHn>>. Acesso em: 12 out. 2015.

_____. Ministério do Planejamento. **Programa de Aceleração do Crescimento etapa 2 – PAC 2**. Brasília: MP, 2014. Disponível em: <<http://abre.ai/1nB>>. Acesso em: 12 out. 2015.

_____. Ministério das Minas e Energias. **Anuário Estatístico de Energia 2015, ano base 2014**. Rio de Janeiro: EPE, 2015a. Disponível em: <<http://twixar.me/5LHn>>. Acesso em: 10 out. 2015.

_____. Ministério das Minas e Energia. **Balanco Energético Nacional 2015 – BEN 2015: ano-base 2014**, empresa de pesquisa energética. Rio de Janeiro: EPE, 2015. Disponível em: <<http://abre.ai/1nE>>. Acesso em: 11 out. 2015b.

CAGNIN, R. F. *et al.* A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). **Novos estudos – CEBRAP**, São Paulo, n. 97, nov. 2013. Disponível em: <<http://abre.ai/1nF>>. Acesso em: 12 out. 2015.

CAMARGO, E.; RIBEIRO, F. S.; GUERRA, S. M. G. O programa Luz para Todos: metas e resultados. **Espaço Energia**, São Paulo, v. 9, p. 21-24, 2008.

CASTRO, J. B. B.; MONTINI, A. A. Modelo ARX para previsão do consumo de energia elétrica: aplicação para o caso residencial no Brasil. *In*: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA – SINAPE, 19., 2010, São Pedro, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sinape, 2010.

CAVALCANTI, H. B. O. *et al.* O planejamento energético e a questão social: uma análise dos resultados do Programa Luz para Todos. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SISTEMAS ELÉTRICOS, 2010, Belém. **Anais...** Belém: SBSE, 2010.

CERQUEIRA, G. A. *et al.* **A crise hídrica e suas consequências**. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/Senado, abr. 2015. Disponível em: <<http://abre.ai/1nP>>. Acesso em: 12 out. 2015. (Boletim Legislativo, n. 27).

CLEMENTE, J.; MONTANES, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letter**, Washington, n. 59, p. 175-182, 1998.

DELFIN NETTO, A. Apagão de FHC comeu R\$320 de cada brasileiro. **Carta Capital**, São Paulo, v. 6, p. 38, 2006.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2. ed. Estados Unidos: Wiley & Sons, 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Washington, v. 55, p. 251-276, 1987.

FREITAS, G.; SILVEIRA, F. R. S. Programa Luz para Todos: uma representação da teoria do programa por meio do modelo lógico. Brasília: Ipea, p. 177-198, 2015. (Planejamento e Políticas Públicas, n. 45).

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. 32. ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 2005.

GOMES, A. C. S. *et al.* **BNDES 50 Anos – histórias setoriais: o setor elétrico**. BNDES, dez. 2002.

GREENE, W. H. *et al.* **Econometric analysis**. 5. ed. New York: Pearson, 2003.

IRFFI, G.; CASTELAR, I.; SIQUEIRA, M. L. Previsão da demanda por energia elétrica para classes de consumo na região nordeste, usando OLS dinâmico e mudança de regime. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 13, n. 1, p. 729-760, 2009.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic frontier analysis**. UK: Cambridge University Press, 2000.

LOBO, M. S. C. *et al.* Impacto da reforma de financiamento de hospitais de ensino no Brasil. **Revista Saúde Pública**, São Paulo, v. 3, n. 3, 2009.

MODIANO, E. M. **Elasticidade renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1984. (Texto para discussão, n. 489).

MOURA, F. A.; MONTINI, A. A. Aplicação do modelo ARX para previsão do consumo industrial de energia elétrica no Brasil. **Revista FACEF Pesquisa: Desenvolvimento e Gestão**, São Paulo, v. 15, n. 2, p. 192-206, 2012.

OLIVEIRA, C. E. L.; HALMEMAN, M. C. R.; MASSOCHIN, A. O Programa de Eletrificação Rural “Clic Rural” seus efeitos e implicações na região oeste do Paraná 20 anos depois. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENERGIA, 1., 2006, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2006. p. 55-66.

NOS – OPERADOR NACIONAL DO SISTEMA ELETRICO. **Histórico de energia armazenada nos reservatórios brasileiros**. Disponível em: <<http://twixar.me/jWHn>>. Acesso em: 29 set. 2016.

PAO, H-T. Comparing linear and nonlinear forecasts for Taiwan’s electricity consumption. **Energy**, San Francisco, v. 31, p. 2129-2141, 2006.

PEREIRA, A. F. S.; BAJAY, S. V. Bases de dados públicas sobre geração hidrelétrica no Brasil. *In*: CBE – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENERGIA, 10., Rio de Janeiro, 2004. **Anais...** Rio de Janeiro, 2004.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity. **Journal of Business and Economic Statistics**, Oxford, p. 301-320, 1992.

PRADO, J. R. **Modelos para demanda e consumo de energia elétrica utilizando séries temporais na Universidade Federal de Lavras**. 2011, 145f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Departamento de Ciências Exatas, Universidade de Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais, 2011.

SALES, C. J. D.; MONTEIRO, E. M.; HOCHSTETLER, R. L. Riscos e responsabilidades da geração hidrelétrica: o setor elétrico tem passado por uma verdadeira tempestade perfeita. Após os desafios que têm atormentado a distribuição de energia elétrica desde 2012, a geração de energia hidrelétrica passou a viver uma crise em 2014 que se aprofunda em 2015. **O Estado de São Paulo**, Economia e Negócios, São Paulo, 3 jun. 2015.

SETTI, A. A. *et al.* **Introdução ao gerenciamento de recursos hídricos**. 2. ed. Brasília: Agência Nacional de Energia Elétrica, Superintendência de Estudos e Informações Hidrológicas, 2000.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 1, p. 67-98, 2004.

SILK, J. I.; JOUTZ, F. L. Short and long-run elasticities in U.S. residential electricity demand: a cointegration approach. **Energy Economics**, v. 19, n. 4, p. 493-513, 1997.

SILVA, B. G. **Evolução do setor elétrico brasileiro no contexto econômico nacional**: uma análise histórica e econométrica de longo prazo. 2011. 109 f. Dissertação (Mestrado em Energia) – Departamentos EP/FEA/IEE/IF, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.

SILVA, E. F. **Principais condicionantes de alteração do modelo de comercialização de energia elétrica**: retrospectiva e análise crítica. 2008. 102 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia) – Departamento de Engenharia de Energia e Automação Elétricas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JUNIOR, H. H.; CASTELAR, I. A demanda por energia elétrica no Nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 137-178, 2006.

TOLMASQUIM, M. As origens da crise energética brasileira. **Ambient. soc.**, Campinas, n. 6-7, jan./jun. 2000. Disponível em: <<http://abre.ai/1ov>>. Acesso em: 8 out. 2015.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic**, Oxford, v. 10, n. 3, p. 251-270, jul. 1992.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ANEEL – AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Demanda mensal por energia elétrica de 2010 a 2015 no setor agrícola**. Disponível em: <<http://twixar.me/3LHn>>. Acesso em: 10 abr. 2016.

_____. **Tarifa média de fornecimento mensal de 2010 a 2015 do setor agrícola**. Disponível em: <<http://twixar.me/3LHn>>. Acesso em: 10 abr. 2016.

ARAÚJO, J. A.; FEITOSA, D. G.; SILVA, A. B. América Latina: produtividade total de los factores y su decomposición – comisión económica para América Latina y el Caribe. **Revista Cepal**, Santiago, n. 114, p. 53-69, 2014.

BACEN – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Histórico mensal da taxa de juros Selic de 2010 a 2015**. Disponível em: <<http://twixar.me/wLHn>>. Acesso em: 11 abr. 2016.

BRASIL. Decreto nº 6.825, de 17 de abril de 2009. Altera a tabela de incidência do imposto sobre produtos industrializados – TIPI, aprovada pelo Decreto nº 6.006, de 28 de dezembro de 2006. **Diário Oficial**, Brasília, 17 abr. 2009. Disponível em: <<http://twixar.me/6ZHn>>. Acesso em: 12 out. 2015.

_____. Decreto nº 7.660, de 23 de dezembro de 2011. Aprova a Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados – TIPI. **Diário Oficial**, 26 dez. 2011, Brasília. Disponível em: <<http://twixar.me/sZHn>>. Acesso em: 12 out. 2015.

_____. Lei nº 12.783, de 11 de janeiro de 2013. Dispõe sobre as concessões de geração, transmissão e distribuição de energia elétrica, sobre a redução dos encargos setoriais e sobre a modicidade tarifária; altera as Leis nºs 10.438, de 26 de abril de 2002, 12.111, de 9 de dezembro de 2009, 9.648, de 27 de maio de 1998, 9.427, de 26 de dezembro de 1996, e 10.848, de 15 de março de 2004; revoga dispositivo da Lei nº 8.631, de 4 de março de 1993; e dá outras providências. **Diário Oficial**, 14 jan. 2013a. Disponível em: <<http://twixar.me/3hHn>>. Acesso em: 12 out. 2015.

_____. Medida provisória nº 620, de 12 de junho de 2013. Altera a Lei nº 12.793, de 2 de abril de 2013, para dispor sobre o financiamento de bens de consumo duráveis a beneficiários do Programa Minha Casa Minha Vida, constitui fonte adicional de recursos para a Caixa Econômica Federal, altera a Lei nº 12.741, de 8 de dezembro de 2012, que dispõe sobre as medidas de esclarecimento ao consumidor, para prever prazo de aplicação das sanções previstas na Lei nº 8.078, de 11 de setembro de 1990, e dá outras providências. **Diário Oficial**, Brasília, 12 jun. 2013b. Disponível em: <<http://twixar.me/GhHn>>. Acesso em: 8 out. 2015.

CASTRO, N. J.; BIATO M. **Integração regional na América do Sul e o papel da energia elétrica**. In: GESEL – GRUPO DE ESTUDOS DO SETOR ELÉTRICO. Rio de Janeiro: UFRJ, 2011. (Texto de Discussão do Setor Elétrico, n. 32).

CASTRO, N. J.; ROSENTHAL, R.; KLAGSBRUNN, V. H. **Perspectivas e desafios econômicos e políticos da integração energética na América do Sul e o papel das empresas estatais**. In: GESEL – GRUPO DE ESTUDOS DO SETOR ELÉTRICO. Rio de Janeiro, UFRJ, 2010. (Texto de Discussão do Setor Elétrico, n. 27).

COSTA, E. M. **Financiamento, alocação de recursos e eficiência das Instituições Federais de Ensino Superior – IFES**. 2010. 174 f. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia, Centro de Ciências Aplicadas, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2010.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Washington, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JÚNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2006.

KODDE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. **Econometrica**, Washington, v. 54, n. 5, p. 1243-1248, 1986.

OLIVEIRA, P. A.; SIMON, E. Indicadores de consumo de energia elétrica e produção agropecuária de agrupamentos com municípios do estado de São Paulo. *In*: CONGRESSO DA SOBER – SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco, Acre, **Anais...** Rio Branco: Sober, 2008.

PEREIRA, M. G. **Políticas públicas de eletrificação rural na superação da pobreza energética brasileira**: estudo de caso da bacia do Rio Acre – Amazônia. 2011. 128 f. Tese (Doutorado em Planejamento Energético) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2011.

PIRES, J. O.; GARCIA, F. **Productivity of Nations a stochastic frontier approach to TFP decomposition**: proceedings of the 2004 Latin American Meeting of the Econometric Society. Santiago, 2004.

TALARICO, F. (Coord.). **Universalização de acesso e uso da energia elétrica no meio rural brasileiro**: lições do Programa Luz para Todos. Brasília: IICA – Brasil, 2011.

ANEXO A

CORRELOGRAMA DOS RESÍDUOS DO MODELO ARMAX BACKWARD

FIGURA 1

Correlograma resíduos (lnCg) ao final do método *backward*

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1 [Autocorrelation]	0	1 -1 [Partial Autocor]	0	1
1	0.3136	0.3136	6.9855	0.0082		--		--	
2	-0.0899	-0.2170	7.5679	0.0227				-	
3	-0.2160	-0.1393	10.985	0.0118		-		-	
4	-0.0618	0.0498	11.269	0.0237					
5	0.0602	0.0235	11.543	0.0416					
6	0.1930	0.1655	14.402	0.0255		-			-
7	0.0031	-0.1283	14.403	0.0445					-
8	-0.3830	-0.4036	26.042	0.0010		---		---	
9	-0.4184	-0.2223	40.165	0.0000		---			-
10	-0.1733	-0.0663	42.631	0.0000		-			
11	-0.0375	-0.1822	42.748	0.0000					-
12	0.1644	0.2010	45.046	0.0000		-			-

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Data da submissão: 2/2/2017

Primeira decisão editorial em: 10/10/2017

Última versão recebida em: 8/12/2017

Aprovação final em: 11/12/2017