

ESPACIO
ABIERTO

Cuaderno Venezolano de Sociología

Volumen 31 N° 4 (octubre-diciembre) 2022, pp. 164-185

ISSN 1315-0006. Depósito legal pp 199202zu44

DOI: <https://doi.org/10.5281/zenodo.7430443>

Consumo de energia elétrica na zona rural brasileira

Mateus Hurbano Bomfim Moreno, Regina Ávila Santos**, Ítalo João Bolqui Dutra*** y Andréia Cristina de Oliveira Adami*****

Resumo

Este trabalho teve como objetivo analisar as relações entre as variáveis preço, consumo e fornecimento de energia elétrica na zona rural brasileira e as diferentes políticas públicas de preços aplicadas ao setor. Para tanto, utiliza-se um modelo autorregressivo (VAR) de séries temporais e a causalidade de Granger, além de dados do setor de energia elétrica da zona rural, de 1996 a 2020, distribuídos trimestralmente. Dentre as contribuições, observa-se que a política de universalização do acesso à eletrificação pode ser considerada um sucesso ao que concerne ao número de unidades consumidoras atingidas, entretanto, há necessidade de uma revisão quanto às políticas de preços aplicados, dado que há uma relação bidirecional, em que a Produção causa Consumo e o Consumo causa Produção, porém Preço não causa Produção, mas causa Consumo. O que está em linha com os resultados do modelo VAR que mostram que um aumento do Preço da energia na Zona Rural reduziria o seu Consumo, impactando de maneira negativa a produtividade, visto que a energia é um insumo importante para a produção e a renda do setor agropecuário.

Palavras-Chave: Causalidade de Granger; Eletrificação rural; Séries temporais; Setor energético; VAR; Zona rural.

*Universidade Federal de São Paulo. Brasil. ORCID: 0000-0003-4243-2023. E-mail: mateusmoreno@usp.br

**Universidade Federal de São Paulo. Brasil. ORCID: 0000-0002-1844-4369. E-mail: regina.avila@usp.br

***Universidade Federal de São Paulo. Brasil. ORCID: 0000-0001-9165-0508. E-mail: italojbdutra@usp.br

****Universidade de São Paulo. Brasil. ORCID: 0000-0002-8047-5940. E-mail: adami@usp.br

Consumption of electricity in brazilian rural area

Abstract

This paper aimed to analyze the relationships between the variables price, consumption and supply of electricity in rural Brazil and the different public pricing policies applied to the sector. To this end, an autoregressive time series model (VAR) and Granger causality are used, with data from the rural electricity sector, from 1996 to 2020, distributed quarterly. Among the contributions, it is observed that the policy of universalization of access to electrification can be considered a success regarding the number of consumer units reached, however, there is a need for a review regarding the pricing policies applied, since there is a bidirectional relationship, in which Production causes Consumption and Consumption causes Production, but Price does not cause Production, but causes Consumption. This is in line with the results of the VAR model which show that an increase in the price of energy in the Rural Zone would reduce its consumption, negatively impacting productivity, since energy is an important input for production and income in the agricultural sector.

Keyword: Granger causality; Rural electrification; Time series; Energy sector, VAR; Rural area.

Introdução

A escassez de chuvas dos últimos meses tem resultado na redução contínua e significativa dos níveis de água nos principais reservatórios das grandes regiões produtoras de energia elétrica do país, prejudicando e encarecendo a produção de energia elétrica. Finnan e Styles (2013) e Remoundou *et al.* (2015), expõem que, a elevação dos preços pela utilização de energia elétrica nesse cenário de redução da oferta é difícil de ser evitada, devido ao crescente acesso e utilização da energia elétrica no mundo. Os efeitos provenientes das mudanças climáticas, como: o aumento da temperatura, a redução da disponibilidade de água e o aumento da variabilidade climática, fazem crescer a dependência por combustíveis fósseis e a corrida dos países pelo desenvolvimento de fontes de energias renováveis.

No Brasil, conforme EPE (2021), em 2020, a fonte hidráulica (composta por Usina Hidrelétrica – UHE, Pequenas Centrais Hidrelétricas – PCH e Centrais Geradoras Hidrelétricas – CGH) gerou 63,8% da energia elétrica consumida no país, enquanto as demais fontes geraram 36,2%. Apesar do aumento de 61,1% na geração fotovoltaica e da redução de 22,1% na geração termelétrica à carvão mineral entre 2019 e 2020, o país ainda é muito dependente da fonte hidráulica.

Essa forte participação das hidrelétricas na matriz energética do país é importante, por se tratar de uma fonte mais limpa de energia, no entanto, nos últimos sete anos, o Brasil tem vivenciado, de forma frequente, períodos prolongados de escassez de chuva, chegando

a enfrentar, em 2021, a pior crise hidrológica desde 1930 (ONS, 2021). Em virtude desta realidade, o Operador Nacional do Sistema Elétrico tem realizado estudos com projeções de até cinco anos para auxiliar na tomada de decisão e evitar problemas de fornecimento de energia elétrica à população, tais como o racionamento e os apagões, em semelhança ao ocorrido em 2001.

Na zona rural do país, o consumo de energia representou 6,5% do consumo de energia elétrica do Brasil em 2020, e foram atendidos cerca de 4,7 milhões de consumidores (EPE, 2021). Até a primeira metade do século XX, o uso de energia elétrica pelas famílias da zona rural brasileira era incipiente por razões diversas, como: a baixa cobertura do serviço público, a dificuldade de acesso dos consumidores devido à falta de recursos monetários e a falta de infraestrutura.

Mas, a partir dos anos 1990 diversas iniciativas públicas e privadas foram implementadas com o intuito de levar energia elétrica à zona rural e promover o desenvolvimento econômico destas áreas. Dentre essas iniciativas, destacam-se os programas Clic Rural I e II (1984/1989 e 1990); Interluz (1989/1991); PROLUZ I e II (1990/1992 e 1995/1999), PRODEEM (1994); Luz da Terra (1996/2002); Luz no Campo (1999/2003) e Luz Para Todos (2003/2022). Esses programas foram implementados para aumentar o acesso das famílias da zona rural à energia elétrica, elevando a eletrificação rural de baixo custo e para o atendimento das famílias interessadas. Este último teve um quantitativo de 16.857.200 de pessoas atendidas no acumulado de 2004 a 2019 e 3.550.670 novas ligações acumuladas no mesmo período (EPE, 2020).

Em 2018, na região Amazônica existiam 990.103 pessoas que não possuíam acesso à energia elétrica, compreendendo 19% de indígenas, 22% de habitantes de Unidades de Conservação, e 10% de assentados rurais (Leite e Sousa, 2020). Apesar desse contingente, o serviço público de energia elétrica no Brasil está próximo de atender todo o território nacional, tendo em vista que ficou estabelecida a sua universalização pela Lei n.º 10.438, de 26 de abril de 2002 (BRASIL, 2002). Segundo o IBGE (2010), no censo de 2010 cerca de 98,7% dos domicílios particulares eram atendidos pelas companhias distribuidoras. Enquanto em 2019, o país alcançou a marca de 99,8% de domicílios com acesso à energia elétrica (IBGE, 2020).

Vale salientar que dentre os dezessete Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) “para superar os maiores desafios do nosso tempo, cuidar do planeta e melhorar a vida de todos” promovido pela Organização das Nações Unidas (ONU), o Brasil apresentou o melhor posicionamento no ODS 7, energia acessível e limpa, único objetivo que o país obteve a classificação de objetivo alcançado conforme o Sustainable Development Report 2021, documento que reúne o progresso de todos os 193 países participantes (Sachs *et al.*, 2021).

Tendo em vista a importância da universalização do consumo de energia elétrica no meio rural, e o impacto de um possível aumento dos preços sobre a demanda das famílias, esse trabalho se propõe a investigar as relações entre as variáveis preço, consumo e fornecimento (produção) de energia elétrica na zona rural. Busca-se também compreender o impacto das políticas que ajudaram a manter o preço da energia em níveis relativamente baixos ao longo do período sobre o consumo de energia pelas famílias da zona rural, além de um possível efeito da redução dessas políticas e de uma crise energética para as famílias do meio rural.

Para obtenção desses efeitos (impactos) utiliza-se a metodologia de séries temporais, a partir do desenvolvimento de um modelo autorregressivo (VAR) e testes de causalidade de Granger (1969).

Estudos dessa natureza são necessários tendo em vista a expressiva extensão da área rural brasileira e a importância do setor para a produção de alimentos, além do fato de que nos últimos anos o país tem enfrentado, com maior frequência, problemas na sua matriz energética devido às crises climáticas, com consequente presença de períodos prolongados de estiagem. Outrossim, devido à recente “universalização” no consumo de energia no Brasil e consequentemente na zona rural, poucos foram os trabalhos que abordaram essa temática.

Assim, este artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. A segunda seção trata de uma breve apresentação acerca da evolução das políticas públicas de acesso à energia elétrica no Brasil. Sendo, na terceira seção, apresentado uma seleção empírica de trabalhos em que se utilizam de metodologias semelhantes à utilizada neste artigo. Modelo, método de estimação e dados são apresentados na seção quatro. Na quinta seção são reportados os resultados e a discussão. Por fim, apresentam-se as conclusões deste trabalho.

Evolução das políticas públicas de acesso à energia elétrica no meio rural

A utilização de energia elétrica no Brasil se tornou relevante em meados do século XX, porém, ficou restrita aos centros urbanos (industriais) e latifúndios até a metade desse século. No ano de 1920, o uso da energia elétrica era insignificante nas atividades agrícolas. Nesse período existiam 648.000 estabelecimentos rurais recenseados e apenas 1.526 usavam a eletricidade como insumo produtivo. Além disso, somente 14% desses estabelecimentos possuíam arados ou tratores (Cachapuz, 2016).

Em 1940, o Brasil ainda era predominantemente rural e, se na área urbana, somente 47,2% dos domicílios possuíam acesso à eletricidade, na área rural esse percentual era de 2,4%. No total, 83% dos domicílios brasileiros não dispunham de iluminação. Além disso, as regiões Norte e Nordeste sofriam com a desigualdade regional na oferta da eletricidade, pois, na década de 1950 a região Sudeste concentrava até dois terços de toda a potência energética instalada no país (Cachapuz, 2016).

Com o aumento da demanda por energia elétrica pela indústria e cidades, o Estado foi motivado a tomar iniciativas para a geração de energia no final do primeiro governo de Getúlio Vargas (1930–1945). A década de 1940 marcou o início dos debates sobre a eletrificação rural no Brasil e entre as iniciativas governamentais, tem-se a criação da primeira empresa federal de energia elétrica em 1945 (Cachapuz, 2016).

Dentre as políticas adotadas, destacam-se a Lei n.º 2.944/1956 que prorrogou o Plano de Desenvolvimento Econômico Nacional e marcou o início das discussões para a implementação da rede elétrica nacional (Brasil, 1956). Já o Sistema Interligado Nacional (SIN) foi outorgado através da Resolução 351/1998 do Ministério das Minas e Energia, e objetivou distribuir energia via sistema hidro-termo-eólico de grande porte, com potencial de transferência de energia entre subsistemas (Brasil, 1998).

O aumento da oferta de energia elétrica para o meio rural ganhou maior notoriedade

após a aprovação da Lei n.º 10.438 de 2002, que dispunha da universalização do fornecimento de energia elétrica no meio rural, incorporando definitivamente na agenda política o acesso pleno a todos os brasileiros para os anos posteriores (Brasil, 2002). Além disso, essa lei criou a Conta de Desenvolvimento Energético (CDE), fundo destinado a custear subsídios concedidos a alguns agentes do setor elétrico (Rural).

Com essas iniciativas, surgem também políticas que se preocupam com o desenvolvimento econômico do meio rural e a grande disparidade de renda do mesmo. Como exemplo, têm-se iniciativas como a Lei n.º 12.212/10 e o Decreto n.º 7.583/11 que estabeleceram a Tarifa Social de Energia Elétrica, uma política que ofereceu tarifas diferenciadas para os residentes de zonas rurais e de zonas urbanas inscritos no Cadastro Único para Programas Sociais com renda familiar *per capita* de até meio salário-mínimo (Brasil; 2010, 2013).

Neste sentido, a aplicação de tarifas diferenciadas nas zonas rurais, se deram por meio das Leis n.º 12.783 de 2013 e 10.438 de 2002, e dos Decretos n.º 62.724/68, n.º 7.891/13, n.º 9.642/18 e n.º 9.744/19 nas quais as unidades consumidoras que desenvolvem atividades como: agropecuária; cooperativa de eletrificação rural; agroindústria; serviço público de irrigação rural; aquicultura; escola agrotécnica; ou que residem nestas áreas, passam a ter direito a um subsídio na tarifa de energia elétrica (Brasil; 2013a, 2002, 1968, 2013b, 2018, 2019). Vale pontuar que conforme o Decreto 5.287/04, considera-se, também, como rural, unidades consumidoras agroindustriais, tais como: “indústrias de transformação ou beneficiamento de produtos advindos diretamente da agropecuária, desde que a potência posta à sua disposição não ultrapasse 112,5 kVA” (Brasil, 2004).

O Quadro 1 mostra os percentuais de descontos vigentes e sua incidência sobre o uso de energia para a zona rural, conforme estabelecido pela Aneel e instituído pelo Decreto n.º 7.891/13 que dispõe sobre as normativas das reduções dos encargos setoriais e dá outras providências. Conforme o decreto, a CDE custeará os descontos incidentes sobre as tarifas do uso no sistema de distribuição e aquelas incidentes no consumo das atividades de irrigação e aquicultura realizadas em horário especial de unidade consumidora classificada como rural, assim como de cooperativa de eletrificação rural.

A revisão tarifária proposta pelo decreto, apresenta o reajuste sobre dois grupos. O Grupo A, dividido em duas classes e duas subclasses. A classe Rural que obtém 10% do reajuste na tarifa de uso do sistema de distribuição e de energia das unidades classificadas como rural; A subclasse Cooperativa de Eletrificação Rural que possuem 15% para as tarifas de uso do sistema de distribuição e energia das unidades classificadas como Serviço Público de Água, Esgoto e Saneamento. Por fim, a subclasse Serviço Público de Água, Esgoto e Saneamento com 15% sobre tarifas de distribuição e das unidades classificadas como Serviço Público de Água, Esgoto e Saneamento.

O Grupo B divide-se em três subgrupos (B2), que no que lhe concerne, apresentam uma classe e duas subclasses. Dentre estes, o subgrupo B2 classe Rural, obteve 15% na tarifa das unidades consumidoras residenciais e o subgrupo B2, subclasse Cooperativa de Eletrificação Rural, 30% sobre a classe Residencial. Os demais subgrupos não são classificados como rural.

Ainda conforme o decreto 7.891/13, a Agência Nacional de Energia Elétrica – Aneel, tem autonomia para estabelecer uma convergência gradual dos descontos para cada concessionária ou permissionária de distribuição, dado que, siga as normativas previstas

no decreto. Nesse ínterim, o Quadro 1 apresenta os percentuais de descontos vigentes desde o ano de 2016 e a sua incidência nas tarifas de uso e de energia, disponibilizados pela Aneel.

Entretanto, no âmbito do Plano de Redução Estrutural das Despesas da CDE, o governo brasileiro por meio dos Decretos 9.642/18 e 9.744/19 decidiu reduzir gradativamente os descontos anteriormente disponíveis, sobretudo, a tarifar energia elétrica do setor rural, prevendo redução de 20% ao ano nos descontos, até retirá-la totalmente em 2023.

Essas medidas elevam os gastos dos produtores e residentes rurais com eletricidade e, dessa forma, representam um retrocesso para o ODS 7 no quesito preços acessíveis aos serviços de energia. Com isso, surgem entraves para o desenvolvimento do meio rural, pois o serviço de energia com menores descontos encarece a produção rural. Cabe destacar que a zona rural enfrenta maior desigualdade de renda, quando comparada com a área urbana. A partir dos dados da Pesquisa de Orçamento Familiar de 2017-2018, Hoffmann e Vaz (2020), verificaram que a renda média familiar *per capita* no meio urbano é cerca de duas vezes maior que a observada nas áreas rurais, sendo respectivamente R\$ 1.957,00 e R\$ 950,00. Similarmente, a despesa familiar *per capita* média nas áreas urbanas foi maior que o dobro do observado para as áreas rurais, sendo: R\$ 1.680,00 e R\$ 792,00).

Quadro 1: Percentuais de descontos vigentes nas tarifas de uso de energia elétrica para a zona rural

Tipo de Consumidor	Percentuais de desconto aplicado à tarifa			Tarifa para Aplicação dos descontos	Norma Legal
	TUSD*** R\$/kW	TUSD R\$/ MWh	TE**** R\$/ MWh		
Grupo A* – Rural	10%	10%	10%	TUSD e TE das Modalidades	Decreto 7.891, de 23 de janeiro de 2013.
Grupo A – Irrigação e Aquicultura Em Horário Especial	0%	70% a 90%	70% a 90%	Azul, Verde e Convencional	Decreto 7.891, de 23 de janeiro de 2013. Resolução Normativa nº 414, de 9 de setembro de 2010.
Grupo B2** – Irrigação e Aquicultura Em Horário Especial		60% a 73%	60% a 73%	TUSD e TE do Subgrupo B2	Decreto 7.891, de 23 de janeiro de 2013. Resolução Normativa nº 414, de 9 de setembro de 2010.

* Unidades consumidoras de alta e média tensão e sistemas subterrâneos, ligados em tensão igual ou superior a 2.300 volts.

** Unidades Consumidoras de baixa tensão na zona rural, ligados em tensão inferior a 2.300 volts.

*** Tarifa do Uso do Sistema de Distribuição, relacionado com o serviço de distribuição via postes.

**** Tarifa de energia, relaciona-se ao produto consumido (energia).

Fonte: ANEEL.

Revisão Empírica

Segundo Oliveira, Silveira e Braga (2000), o consumo de energia elétrica no Brasil apresenta sazonalidade entre os diferentes setores e regiões do país. No setor industrial, todas as regiões apresentam pico, maior volume no consumo de eletricidade, na primavera devido ao aumento da produção industrial em preparação para o Natal, enquanto o vale, período em que há menor consumo, ocorre durante o verão. No setor comercial, todas as regiões apresentam maior consumo de energia elétrica no período de novembro a janeiro, e o vale entre junho e agosto, e apenas a região Norte apresenta pico em março. Para o setor residencial, que representa as unidades consumidoras para fins de residência, localizadas tanto em áreas urbanas quanto rurais, o consumo é maior no verão e menor no inverno, porém, na região Norte o vale ocorre em março durante o período de chuvas e quedas de temperatura.

No setor rural, por conta das atividades de irrigação e cooperativas de eletrificação rural, o consumo de energia elétrica é menor no primeiro semestre e maior no segundo para as regiões Sudeste, Nordeste, Centro-Oeste e Norte; e na região Sul, por sua vez, ocorre o oposto. Em geral, esse setor é influenciado pela atividade de irrigação e, conseqüentemente, pelo comportamento das chuvas ao longo do ano. Por fim, para o setor público há oscilações na sazonalidade para os poderes públicos, com pico em novembro e vale em fevereiro; nos serviços públicos, o vale ocorre em março nas regiões Sudeste, Norte e Centro-Oeste e pico em novembro, janeiro e agosto respectivamente. No Sul e Nordeste, o pico ocorre em janeiro e, o vale, em julho. A iluminação pública tem aumento de consumo durante o outono e inverno, e queda na primavera e verão para as regiões Sul e Sudeste, enquanto as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentaram comportamento oscilatório (Oliveira, Silveira e Braga, 2000).

Dada a crescente necessidade de preservação do meio ambiente, tendo em vista a disponibilidade limitada dos recursos naturais, e de conciliação dos usos de modo a satisfazer as necessidades humanas ilimitadas, a literatura mundial e nacional se voltam a compreensão dos impactos que a implementação de políticas públicas para uso, geração e consumo de energia elétrica provocam em termos de sustentabilidade e universalização da oferta, utilizando-se para tanto, modelos econométricos de Vetores Autorregressivos (VAR) para construção das análises.

Dentre os estudos, têm-se as análises de Lee e Jung (2018), que examinam os efeitos de implicações políticas dada uma relação causal entre o consumo de energia renovável e o crescimento econômico na Coreia do Sul, através de uma função de produção neoclássica convencional de capital, trabalho e energia renovável. Para tanto, usam o modelo VEC para os anos de 1990 a 2012. Dentre os resultados, percebeu-se que o crescimento econômico é um impulsionador da expansão do uso de energias renováveis, o que implica em escolhas de políticas públicas que concentrem esforços para o crescimento econômico geral ao invés de priorizar a expansão energética renovável para impulsionar o crescimento econômico.

Zhang *et al.* (2020) buscaram evidências para análises setoriais de políticas energéticas no longo prazo partindo da aplicação do modelo VAR para a análise de causalidade de Granger, com intuito de observar a relação do consumo de energia elétrica com o crescimento do PIB na cidade de Hong Kong para o período de 1992 a 2015. Dentre os principais resultados, têm-se que políticas de conservação de energia e políticas de eficiência energética voltadas para o setor residencial e comercial em Hong Kong não afetaram significativamente o desempenho econômico.

Pejović *et al.* (2021), examinam a associação entre o PIB *per capita*, as emissões de CO₂ e o consumo de energia de fontes renováveis para os 27 países da União Europeia e os Balcãs Ocidentais no período de 2008–2018, utilizando-se de um modelo VAR multivariado com base no método generalizado de momentos (GMM). O autor encontrou dentre os resultados que a maioria das variações nas emissões de são determinadas por variações no PIB.

Quanto às análises voltadas para o Brasil, Brandão (2017) buscou avaliar as inter-relações das variáveis, preço, consumo, produção industrial e geração de energia elétrica. Utilizando dados mensais em painel dos mercados (Sudeste/Centro-Oeste, Sul, Nordeste e Norte) e da economia brasileira, o autor buscou qualificar as relações entre as variáveis por meio da metodologia de VAR em painel e da função de impulso resposta. Dentre os resultados, tem-se que aumentos e/ou reduções nas tarifas de energia não foram causadas apenas por aumento ou por redução de consumo, mas devido à intervenção de políticas públicas aplicadas no setor.

Já Bezerra, Mello e Castro (2019) investigaram a relação entre o investimento em infraestrutura proveniente de políticas públicas e iniciativa privada para o crescimento econômico no Brasil, enfatizando o setor de energia elétrica para os anos de 2003 a 2018. Utilizando-se de um modelo VAR, encontraram dentre os resultados uma relação significativa entre o consumo de energia elétrica e o crescimento econômico brasileiro. Demonstrando que as iniciativas voltadas à infraestrutura energética se tornaram condição necessária para a garantia do crescimento econômico do país.

Oliveira *et al.* (2020), analisaram a relação entre a demanda e a oferta de energia elétrica no Brasil no período de 2002 a 2019, investigando possíveis riscos e oportunidades para o sistema energético do Brasil entre 2020 e 2029. Para tanto, utilizaram um modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). Dentre os resultados, tem-se que para um aumento da previsão de oferta para os próximos anos, para o período 2020 a 2029 estão previstos a necessidade de investimentos da ordem de R\$ 239 bilhões no setor energético para elevar a capacidade de geração em 34% até 2029, em que os principais investimentos devem se dar na expansão de geração em fontes renováveis na região norte do país.

Como pode ser observado, não foram encontrados na literatura trabalhos avaliando a evolução do consumo de energia no meio rural e as políticas que foram importantes para seu desenvolvimento nos últimos anos, o que motivou a escolha do setor rural para este estudo.

Metodologia

1. Modelagem econométrica

Uma série temporal é composta por uma sequência de observações de uma variável ao longo do tempo. O primeiro procedimento a ser realizado ao se trabalhar com séries temporais é verificar se estas são estacionárias, isto é, possuem média e variância constantes e autocovariância que depende apenas da distância de tempo que separa os dois valores e não do tempo em que esses valores são observados.

Para avaliar a estacionariedade das séries temporais pode-se utilizar o teste de Dickey-Fuller (DF), que é o teste mais utilizado e considera como hipótese nula a presença de uma

raiz unitária na amostra, indicando assim, a não estacionariedade da série temporal, caso seja aceita. Ademais, o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) considera a estimação de três equações para testar a presença de raiz unitária, isto é, um modelo representando um passeio aleatório puro, um passeio aleatório com um termo *drift* e um passeio aleatório que inclui *drift* e tendência linear. Como não se sabe qual o modelo verdadeiro, inicia-se a testagem do modelo mais completo para o mais simples, eliminando-se os termos que não forem significativos (Enders, 2004).

Mais recentemente tem se popularizado a aplicação do teste DF-GLS (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996), que se propõe a melhorar o desempenho do teste DF para pequenas amostras, bem como, possui maior eficiência do que o teste ADF quando há média e tendência não observáveis no processo gerador da série. O uso combinado desses testes permite maior segurança em se considerar uma série estacionária ou não. Ainda, uma série não estacionária pode tornar-se estacionária após aplicada uma diferença temporal. Séries que se tornam estacionárias após a primeira diferença temporal são consideradas integradas de ordem um - $I(1)$, mas quando duas diferenças temporais são necessárias para tornar uma série estacionária, esta é considerada de ordem dois - $I(2)$.

Para responder os questionamentos aqui propostos, verificando as relações entre três séries temporais, o modelo de interesse é o de autorregressão vetorial (VAR). O sistema de equações necessário para o método de Vetores Autorregressivos (VAR), de acordo com Hill, Griffiths e Lim (2011), descreve um sistema em que a variável é função da sua própria defasagem e de outras variáveis do sistema. Em que juntas, constituem o sistema conhecido como VAR.

Para determinar a ordem de defasagem apropriada para o modelo, utilizam-se critérios de informação, como Akaike Information Criteria - (1981). Conforme Morettin (2016), um modelo VAR de classe multivariada segue uma apresentação em seu processo X_t , de ordem $n \times 1$, dado por:

$$X_t = \varphi_0 + \varphi_1 X_{t-1} + \dots + \varphi_k X_{t-p} + a_t \quad (1)$$

onde, p representa o número de ordem da defasagem, ou seja, do *lag*; $a_t \sim RD(0, \Sigma)$; $\varphi_0 = (\varphi_{10}, \dots, \varphi_{n0})'$ representa um vetor $n \times 1$ de constantes e φ_k matrizes $n \times n$ com constantes que representam estimativas dos parâmetros de interesse, com elementos $\varphi_{ij}^{(k)}$, $i, j = 1, \dots, n, k = 1, \dots, p$. Considerando uma matriz identidade I de ordem n (I_n), o modelo pode ser escrito como:

$$\varphi(B)X_t = \varphi_0 + a_t \quad (2)$$

onde $\varphi(B) = I_n - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p$ é um operador autorregressivo vetorial de ordem p , ou seja, um polinômio matricial em B , em que p é a ordem da defasagem. Considerando um modelo VAR (1), temos:

$$X_t = \varphi_0 + \varphi X_{t-1} + a_t \quad (3)$$

Portanto, pode-se representar um sistema VAR para, por exemplo, $X=3$ e $p=1$, da seguinte maneira:

$$\begin{aligned}X_{1t} &= \varphi_{10} + \varphi_{11}X_{1,t-1} + \varphi_{12}X_{2,t-1} + a_{1t} \\X_{2t} &= \varphi_{20} + \varphi_{21}X_{1,t-1} + \varphi_{22}X_{2,t-1} + a_{2t} \\X_{3t} &= \varphi_{30} + \varphi_{31}X_{1,t-1} + \varphi_{32}X_{2,t-1} + a_{3t}\end{aligned}\quad (4)$$

Se o modelo VAR for estável, os parâmetros φ_{ij} podem ser estimados pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários aplicado a cada equação separadamente de forma eficiente. E os termos de erro serão dados pelos elementos da matriz Σ por σ_{ij} , para $i, j = 1, 2, 3$. Observe que em 4, não fica evidente a relação de dependência contemporânea entre as variáveis de X_t , isso porque este sistema está representado em sua forma reduzida. No entanto, ao considerarmos a sua forma estrutural essa relação seria explicitada. No entanto, a forma reduzida é preferida para fins de previsão e estimação (Morettin, 2016).

Analisando as equações de (4), temos que se $\varphi_{12} = 0$, a informação contida em $X_{2,t-1}$ não contribui para melhorar a previsão dos valores de X_{1t} . Por outro lado, se $\varphi_{12} = \varphi_{21} = 0$ temos que não existe relação (influência) linear entre as séries, ou simplesmente, não há causalidade, no sentido da causalidade de Granger (1969), entre as séries. Por fim, se $\varphi_{12} \neq 0$ e $\varphi_{21} = 0$, admite-se a existência de X_2 uma relação de *causalidade* entre as duas séries, mas de forma unidirecional, de X_2 para X_1 . E, caso se $\varphi_{12} \neq 0$ e $\varphi_{21} \neq 0$, há causalidade bidirecional de uma série sobre a outra.

Em termos de diagnóstico do modelo VAR, a normalidade dos resíduos do modelo pode ser testada pelo teste de Jarque-Bera (JB), utilizado para testar a hipótese nula de normalidade dos resíduos para modelos multivariados. O teste de Portmanteau ajustado é a versão multivariada do teste Ljung-Box, ou seja, é utilizado para verificar a hipótese nula de que não existe correlação até a ordem n de defasagens, contra a hipótese alternativa de que há correlação entre as n defasagens consideradas no modelo. Por fim, o teste ARCH é utilizado para verificar a presença de heterocedasticidade dos resíduos, sendo que a hipótese nula é de que não há erros heterocedásticos.

Para verificar as relações do consumo de energia elétrica na zona rural brasileira com as variáveis de preço e renda, fez-se o teste de causalidade de Granger. Neste teste, as variáveis de renda e preço são testadas contra a variável de consumo, com o intuito de observar a contribuição dos valores passados para determinar seus valores presentes. Ou seja, valores defasados da renda e do preço podem causar o consumo presente, mas valores presentes não causam valores passados. Ainda, a metodologia VAR permite avaliar o efeito de uma variável sobre a outra através do uso da função de impulso resposta e contribuição de cada variável para explicação da variância dos erros de previsão de uma determinada série a partir da decomposição da variância dos erros de previsões (Alves e Bacchi, 2004).

2. Dados

A base de dados é composta pelas séries de consumo de energia elétrica na zona rural em MWh, número de unidades consumidoras e receita com impostos, da Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel); e o valor bruto da produção do agronegócio para a zona rural do IBGE. As informações são registradas trimestralmente para os anos de 1996 a 2020, como mostra a Tabela 1 a seguir.

Com a finalidade de corrigir e prevenir potenciais vieses no modelo, os dados foram transformados em logaritmo natural e variáveis *dummies* incluídas. As variáveis *dummies* são referentes ao ano de 2001 (dados *outlier*) ano atípico em que ocorreram vários episódios de apagões e crise hídrica em todo o país; para os anos 2002 e 2003, devido a implementação pelo Governo Federal do programa de universalização da energia elétrica; para os anos de 2010, 2011 e 2013, dada a adoção de políticas de subsídio à implementação de energia elétrica, como o programa Tarifa Social, o que provocou um aumento mais acelerado no número de unidades consumidoras nas zonas rurais, dado o barateamento da energia. Por fim, também foram incluídas variáveis *dummies* para os anos de 2018 e 2019, quando é decretada a redução dos subsídios, encarecendo o valor da energia elétrica para as famílias do meio rural.

Deve-se ter em conta que a demanda por energia elétrica (residencial, comercial e industrial) representa uma necessidade para o funcionamento de aparelhos domésticos e máquinas, a eletricidade pode ser entendida como insumo na produção de bens tanto nas residências, quanto nas indústrias (Schmidt e Lima, 2004).

Tabela 1: Variáveis que compõem a base de dados

Variável	Abrangência	Tempo	Ano	Fonte
Consumo MWh	Região	Trimestre	1996 – 2020	Aneel
Unidades Consumidoras	Região	Trimestre	1996 – 2020	Aneel
Receita com Impostos	Região	Trimestre	1996 – 2020	Aneel
VBP Agropecuária	Nacional	Trimestre	1996 – 2020	IBGE

Fonte: Elaboração própria.

Resultados e discussão

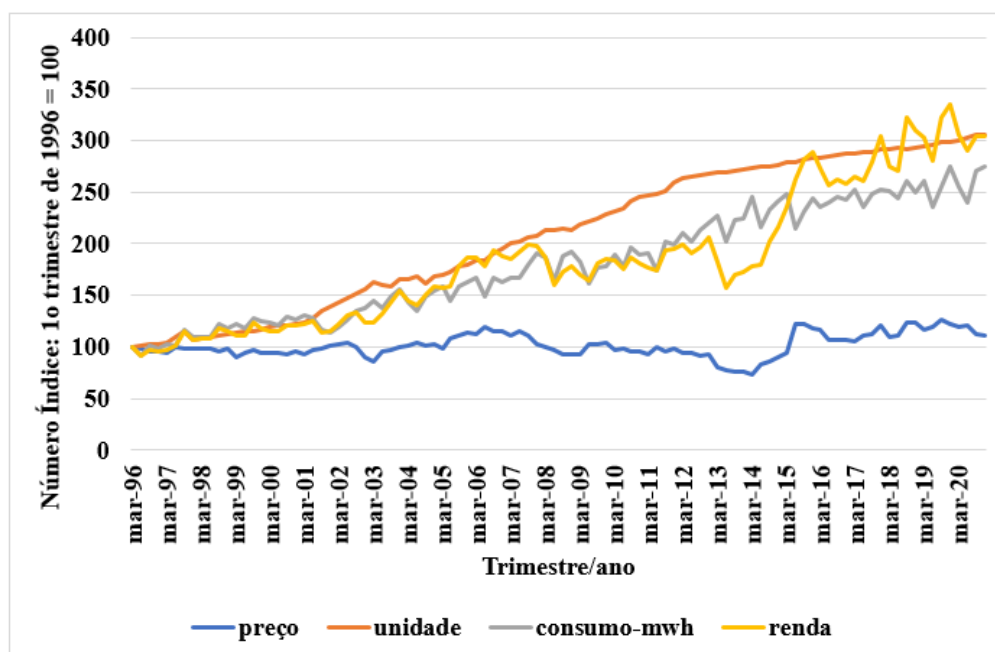
Primeiramente faz-se uma análise da evolução das séries no tempo de modo a verificar a existência de características como tendência e sazonalidade nos dados. A Figura 1 mostra as variáveis **Consumo**, que representa a quantidade consumida de energia em MWh em Rural Cooperativas (suprimento), Rural Alta Tensão (cativo), Grupo B – Rural Baixa Tensão BT (cativo) e Consumidor Livre Rural; **Preço**, fornecida pela ANEEL, obtida a partir da receita com impostos (PIS, ICMS e Cofins), esta série é formada pela divisão da receita com fornecimento de energia elétrica com tributos (RFEET) pelo consumo de energia elétrica em MWh, a série foi deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA do IBGE, sendo a base para deflacionar o preço médio do quarto trimestre de 2020; **Renda**, composta pelo Valor Bruto da Produção – VBP agropecuário trimestral, também deflacionado pelo IPCA com base no preço médio do quarto trimestre de 2020; e a variável **Unidades**, que se refere ao número de unidades consumidoras atendidas no meio rural.

É possível observar que o número de unidades atendidas apresentou crescimento mais lento entre o primeiro trimestre de 1996 e o primeiro trimestre do ano 2000, quando a taxa de crescimento do número de famílias atendidas foi de 20%. No entanto, com a implementação das políticas de universalização do consumo de energia para o meio rural, o número de famílias atendidas apresentou crescimento mais acelerado nos anos 2000,

quando, entre o primeiro trimestre de 1996 e o primeiro trimestre de 2013, o número de famílias atendidas no meio rural quase triplicou. Comparando-se o último trimestre da série histórica (quarto trimestre de 2020) com o primeiro (primeiro trimestre de 1996), o crescimento foi de 206%. O resultado dessas políticas que elevaram consideravelmente o consumo de energia no meio rural, foi que, no ano 2020, havia cerca de 5 milhões de unidades consumidoras com acesso ao sistema de energia na zona rural brasileira (Figura 1).

O forte crescimento no número de unidades consumidoras atendidas elevou o consumo em MWh, que, apesar de apresentar variabilidade durante o período em estudo, do primeiro trimestre de 1996 ao quarto trimestre de 2020, também mostra forte tendência de alta, que chega a 175%, no período todo. O maior acesso à energia elétrica foi fator importante também para o crescimento da renda do setor, dado que energia é um importante insumo no processo produtivo. A Renda agropecuária, medida em termos reais, ou seja, a preços do quarto trimestre de 2020, apesar da forte alta de 204% no período, mostrou também forte variabilidade e componente sazonal, já que a produção do setor é afetada por vários fatores, como climáticos e aqueles associados com os fundamentos da oferta e demanda doméstica e internacional. Mas o preço da energia, também em termos reais, passou por um período de queda entre os anos 2006 e 2014, e, a partir de 2014 tendeu a se manter em níveis mais elevados do que aqueles observados nos anos imediatamente anteriores. A alta dos preços reais, no período todo, foi de apenas 10% (Figura 1).

Figura 1: **Número de unidades consumidoras na Zona Rural em milhões, consumo em mwh, preço da energia e renda do setor rural** no período de 1996 a 2020 – valores trimestrais.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir informações da ANEEL e IBGE

Após análise da evolução temporal dos dados, aplicou-se o teste de raiz unitária ADF para verificar se o processo gerador das séries de tempo apresenta tendência determinística ou estocástica (raiz unitária). A hipótese nula do teste é a de que há presença de uma raiz unitária na série temporal, ou seja, a série é não estacionária. Tanto a variável consumo de energia elétrica em MWh, quanto a série Valor Bruto da Produção (VBP) da Agropecuária, *proxy* para variável Produção, demonstraram ser estacionárias em nível, com um termo de tendência determinística. Quanto à variável preço, representada pela Tarifa Média com Impostos, a hipótese nula não pode ser rejeitada, indicando a presença de uma raiz unitária. Dessa forma, utilizou-se de uma transformação em diferenças para torná-la estacionária. Após a transformação, o teste indicou a rejeição da hipótese nula e consequentemente a estacionariedade da série na primeira diferença temporal. A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes.

Tabela 2: Resultados do Teste ADF

Variáveis	Estatística do teste – valor calculado	Estatística do teste – valor Tabela a 5%	Significância -p-valor
Consumo I (o)	-5.01	-3.45	***
VBP I (o)	-10.91	-3.45	***
Preço I (o)	-2.57	-3.45	
Preço I (1)	-6.51	-1.95	***

Significância: ‘***’ 0.01% ‘**’ 1% ‘*’ 05% ‘.’ 10% ‘

Fonte: Elaboração própria.

Além do teste ADF, também foi utilizado o teste DF-GLS, que confirmou os resultados encontrados. Em seguida, utilizou-se o teste de Causalidade de Granger, o qual é utilizado para averiguar as relações do consumo de energia elétrica na zona rural brasileira com as demais variáveis analisadas no modelo, de modo a identificar a contribuição dos valores passados das séries para determinar seus valores presentes.

Os resultados do teste de Causalidade de Granger encontram-se descritos na Tabela 3. Com base em um nível de significância de 5%, em que a hipótese nula é rejeitada para cada variável do vetor analisado, o teste indicou que a renda causa Granger consumo, ou seja, é uma variável importante para explicar o comportamento do consumo no período estudado. Em outras palavras, os valores passados da produção foram significativos para determinar o consumo de energia elétrica na zona rural no presente.

O teste de causalidade demonstrou que todas as variáveis se relacionam entre si, entretanto, o Consumo de energia e a Produção, medida pelo VBP apresentam uma relação bidirecional, ou seja, Produção causa Consumo, mas Consumo também causa Produção, corroborando assim, com os trabalhos de Carminati e Scalco (2013) e Prestes *et al.* (2019). Quanto ao Preço, causa o Consumo, a 5% de significância, mas a hipótese de que VBP não cause Preço foi rejeitada, indicando que os valores passados do VBP influenciam o Preço da energia. Outras duas hipóteses relacionadas à variável Preço, demonstraram-se não rejeitáveis ao passo que: Preço não causa o VBP e Consumo não causa Preço. Todos os

testes da Causalidade de Granger foram realizados tanto com as séries em nível, quanto tomada uma diferença no tempo, além de considerar duas defasagens das variáveis no modelo.

Tabela 3: **Teste de Causalidade de Granger**

Hipótese nula	Pr (> F)
VBP não causa Consumo	48.056 ***
Preço não causa Consumo	3.992*
Consumo não causa VBP	49.438 ***
Preço não causa VBP	0.201
VBP não causa Preço	14.085 ***
Consumo não causa Preço	1.411

Significância: '***' 0.01% '**' 1% '*' 05% '.' 10% ' ' 100%

Fonte: Elaboração própria

O fato das relações entre o Consumo de energia e a Produção agropecuária apresentarem bicausalidade mostra a importância de se utilizar o modelo VAR. Além disso, a energia elétrica além de ser utilizada pelas famílias no seu dia a dia, é insumo para produção agropecuária, e para que a produção aumente, necessita-se de maior disponibilidade desse insumo.

Ainda, o crescimento da produção e a modernização do sistema produtivo dependem do emprego de novos capitais intensivos em energia elétrica, tais como investimentos para geração de bioenergia, substituindo assim a dependência na geração de energia proveniente de insumos fósseis, mais caros, de transformação energética altamente poluente, conforme Remoundou *et al.* (2015). A bicausalidade entre o consumo de energia e o VBP vai ao encontro de outros trabalhos na literatura quando verificado o consumo de energia de unidades produtivas e o PIB, como em Prestes *et al.* (2019).

A estimação de modelos VAR permitem que se expressem modelos econômicos completos e se estimem os parâmetros desse modelo, visto que, modelos univariados como o modelo ARIMA não conseguem captar a interrelação entre as variáveis econômicas. Logo, para as análises com o modelo VAR, foram utilizadas as variáveis: consumo, preço e produção, assim como variáveis de intervenção (*dummies*), para controle das políticas de preços utilizadas para universalização do uso de energia elétrica no campo, conforme discutido na Seção 2.

Desta forma, visto que há séries estacionárias e não estacionárias no grupo de variáveis do modelo, optou-se neste trabalho pelo emprego do modelo VAR, já que quando se trabalha com séries integradas de diferentes ordens, não há necessidade de se avaliar a inclusão de termos de correção de erro, o que transformaria o modelo VAR em um modelo VEC. Assim, o modelo VAR foi estimado com as séries na primeira diferença temporal, mas sem o termo de correção de erro, pois, cointegração só se aplica a séries integradas de mesma ordem.

Prossegue-se com a análise, ao definir o número ótimo de defasagens, desta forma, utilizam-se diferentes tipos de critérios de informação para apontar um número adequado de defasagens. Conforme os resultados, os critérios (AIC, HQ, SC, FPE) apontaram divergências na quantidade de defasagem, entre 1 e 4. Dessa forma, os 4 modelos foram

testados e escolheu-se o modelo VAR (2), pois foi o modelo que apresentou os melhores resultados em termos de qualidade de ajuste, conforme apontado abaixo. Sendo assim, a estimação do modelo expresso na equação 5 é realizada a partir de um VAR, com duas defasagens ($p = 2$). Além disso, o resultado do teste de estabilidade foi expresso em valores menores que 1, isto é, se encontram no círculo o que satisfaz a condição de estabilidade do sistema.

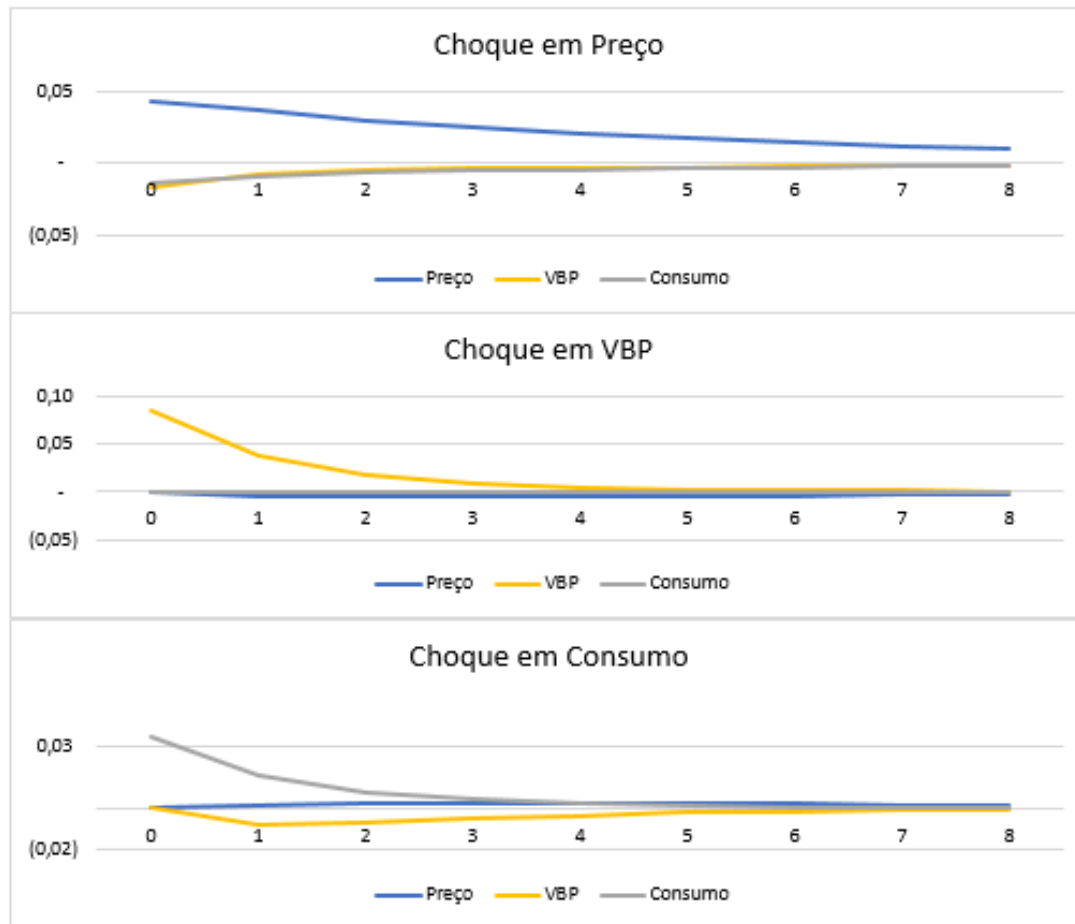
O teste de Skewness confirma a normalidade dos resíduos, já no teste de identificação de autocorrelação das defasagens (Portmanteau Test) H_0 não é rejeitada, ou seja, não há correlação nas defasagens analisadas. O modelo também não apresenta heterocedasticidade, conforme os resultados do ARCH Test.

Os resultados das equações na forma reduzida do modelo VAR demonstraram que, no caso da equação da renda do setor, esta apresentou componente autorregressivo e sazonalidade estatisticamente significativos e uma relação fraca e não significativa entre as defasagens das variáveis preço e consumo. A equação do preço demonstra também efeito estatisticamente significativo apenas dos termos autorregressivos e das políticas de subsídio, importantes para manter o barateamento da tarifa, principalmente no período de 2006 a 2013. A função Consumo de Energia, o principal foco deste trabalho, apresentou efeitos estatisticamente significativos, tanto dos termos autorregressivos, já que as duas defasagens da própria variável e a primeira defasagem do VBP se mostraram estatisticamente significativas, além dos termos sazonais e a binária para os programas de Universalização, demonstrando efeito positivo e estatisticamente significativo para os anos em que o programa ficou ativo.

Ao utilizar o modelo VAR, um dos principais objetivos é examinar os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema. Neste sentido, a função de impulso resposta demonstra como as variáveis do modelo se comportam considerando o choque em uma das variáveis para explicar as demais. Em outras palavras, dado um choque de um desvio padrão nos Preços, como esse aumento impacta no VBP, no Consumo e na própria variável.

A Figura 2 apresenta como as variáveis do sistema se comportam dado os choques de um desvio padrão de cada variável sobre a mesma e as demais. É possível observar que todos os choques se estabilizam, tendem ao valor zero em até 8 períodos, demonstrando que as três variáveis tendem a voltar para sua tendência de longo prazo e que choques no curto prazo afetam um momentaneamente o comportamento.

Figura 2: Função impulso resposta para as variáveis



Fonte: Elaboração própria

Verifica-se que o choque de um desvio padrão sobre o Preço, representado pelo primeiro gráfico na Figura 2 tem efeito positivo sobre a própria variável e apesar da redução, demonstra persistência em até 8 períodos, indicando que alterações nos preços mantém o preço elevado por mais de 2 anos. O efeito do choque nos Preços sobre o VBP e sobre o Consumo apresenta comportamentos similares, com uma pequena variação negativa no momento inicial, e estabilização já no segundo trimestre após o choque, demonstrando que no curto prazo, o aumento nos preços reduz o Consumo de energia. O VBP teria a mesma resposta, mas como se observou, tanto pela causalidade de Granger quanto pelo VAR, o efeito dos preços de energia no VBP não foi significativo.

O choque de um desvio padrão no VBP, representado pelo segundo gráfico da Figura 2, demonstra que o Preço e o Consumo não apresentam alterações no curto prazo, com desvios próximos a zero. O choque no VBP na própria variável apresenta uma resposta positiva e elevada no primeiro momento, mas estabiliza a cada período, retornando à tendência próximo ao sexto período.

Quanto às respostas ao choque no Consumo, indicada pelo último gráfico da Figura 2, os efeitos sobre os Preços teriam um pequeno aumento no segundo trimestre, persistindo até o penúltimo período, todavia, é importante lembrar que o teste de causalidade de Granger também não se apresentou significativo neste caso. O choque no Consumo reduziria o VBP

no primeiro período, mas voltaria à tendência a partir do quinto período. Por fim, o choque do Consumo na própria variável é representado por um aumento inicial, mas que retorna à tendência de longo prazo no terceiro período.

A função impulso resposta indica que no caso dos choques positivos sobre os Preços da energia elétrica na zona rural as alterações são pequenas, mas persistentes, reduzindo o Consumo de energia, insumo importante para a produção agropecuária. Quantos aos choques no VBP e no Consumo de energia, ambos apresentaram efeitos similares, com um aumento na própria variável em um primeiro momento, mas com retorno à tendência em 3 ou 4 períodos, indicando que as três variáveis se ajustam rapidamente para retornar ao padrão de longo prazo.

Outro resultado importante dos modelos VAR é a decomposição da variância dos erros de previsão, utilizada para identificar quanto da variação da própria série é explicada por ela ou pelas demais variáveis do sistema no primeiro período, ou a frente. Ou seja, representa a evolução do comportamento dinâmico das séries, temporalmente, o que permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável, apresentando em termos percentuais o efeito que cada choque não antecipado provoca sobre determinada variável e sobre ela própria.

Vale salientar que para este procedimento, a ordem de entrada das variáveis no sistema considera a mais exógena e na sequência as mais endógenas. A Tabela 4 apresenta o resultado da decomposição dos erros de previsão do modelo considerado.

Tabela 4: Participação das variáveis do sistema na decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis Preço, Consumo e VBP – modelo VAR (2)

Períodos a frente	Varição em VBP	Varição em Preço			Varição em Consumo	
	Preço	Consumo	VBP	Consumo	VBP	Preço
1	0,00%	0,00%	2,00%	0,0%	2,50%	17,0%
2	0,00%	0,01%	2,00%	2,10%	3,40%	16,0%
3	0,01%	0,02%	2,20%	2,20%	3,70%	16,0%
4	0,01%	0,03%	2,20%	2,40%	4,50%	16,0%
5	0,01%	0,04%	2,20%	2,50%	5,00%	16,0%
6	0,01%	0,04%	2,20%	2,50%	5,10%	16,0%
7	0,01%	0,04%	2,20%	2,50%	5,50%	16,0%
8	0,01%	0,04%	2,20%	2,50%	5,50%	16,0%

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa

Interessante observar que as variáveis preço e consumo tem baixo poder explicativo do erro de previsão da variável VBP, considerada mais exógena no sistema, e que 99% dessa variação é explicada pela própria variável ao longo do período de oito trimestres à frente. No caso da variável Preço, esta, além de sofrer interferência das políticas, também têm pouca influência das variáveis VBP e consumo, já que 95% da sua variância é explicada pela própria variável ao longo do tempo.

E, em relação ao Consumo, cerca de 17% de seus erros de previsão podem ser explicados pelos Preços e cerca de 5% pelo VBP. Esse resultado mostra a importância das

políticas que visam a contenção de preços, para explicar o comportamento do consumo de energia no meio rural, assim como elevar o número de famílias atendidas.

Considerações Finais

No Brasil, tem-se vivenciado períodos de secas históricas em algumas regiões, sobretudo na região Nordeste (NE). No entanto, em anos recentes, como em 2001, houve reduções significativas nos índices pluviométricos em todo o país, sobretudo, nas regiões Sudeste (SE), Sul (S) e Centro Oeste (CO), grandes regiões consumidoras. Nos últimos anos, o país tem passado por cenários de poucas chuvas com maior frequência. Além disso, a universalização do consumo, e grande demanda por energia elétrica em que, entre os anos de 2013/2014 esses problemas ocorreram aliados a falta de políticas públicas para incentivar a redução de consumo sustentável em âmbito federal em parceria com os governos estaduais, pode ter levado a uma piora do cenário para as regiões SE/CO e NE, que podem vivenciar retrocesso na universalização por conta do aumento do custo das tarifas de energia devido à nova crise hídrica que o país atravessa.

Por esta razão, este trabalho debruçou-se no entendimento das relações entre as variáveis preço, consumo e fornecimento (produção) de energia elétrica na zona rural brasileira. Busca-se compreender o impacto das políticas que ajudaram a manter o preço de energia em níveis relativamente baixos ao longo do período, o que incentivou o aumento do consumo de energia pelas famílias e a universalização do número de unidades (famílias ou imóveis) atendidas, além de um possível efeito da redução dessas políticas e de uma crise energética para o meio rural.

Dentre os resultados encontrados, constatou-se que o Consumo de energia e o VBP, apresentam uma relação bidirecional, em que a Produção causa Consumo e o Consumo causa Produção, sendo provável que este resultado esteja atrelado ao fato de que a energia elétrica na zona rural é também insumo produtivo, logo, um fator importante para a promoção do desenvolvimento econômico das regiões. Demonstrado que as políticas de incentivo ao desenvolvimento como o programa de universalização da energia elétrica Luz Para Todos do Governo Federal, obteve êxito, não apenas devido ao forte aumento do número total de unidades consumidoras alcançadas até o momento, mas também porque foi fundamental para conter o aumento do preço real da energia no período, viabilizando assim o crescimento do consumo sem pressão sobre os preços.

Resultado em linha com a função impulso resposta em que o aumento do Preço da energia na Zona Rural reduziria o Consumo de energia, impactando de maneira negativa a produtividade, visto que a energia é um insumo importante para a produção e renda do setor agropecuário.

Dessa forma, o Brasil se encontra em um dilema de gerenciamento em que os governantes precisam decidir se atendem o acordado na agenda de 2030, universalizando o acesso à eletricidade com um preço acessível e prosseguir com os subsídios ofertados pelas iniciativas de acesso e incentivo às fontes alternativas de energia elétrica (Lei n.º 10.438/2002, Decreto n.º 4.873/2003 e Lei n.º 12.212/2010) ou se buscam meios para frear o consumo, de forma responsável, investindo em campanhas de conscientização para a população, visto que, somente a cobrança de tarifas mais caras não são suficientes para evitar um apagão ou racionamento futuro. Como exemplo, inclui-se o incentivo à produção com métodos menos agressivos ao meio ambiente, como a reutilização e tratamento da

água de rios, lagos e mananciais, utilização e armazenamento da água das chuvas, são alguns exemplos.

Na área rural, especificamente, é importante a participação do poder público para avaliar a viabilidade e implementação de projetos de geração de energia elétrica com biogás, a partir de dejetos produzidos diariamente nesses locais. Nesse sentido, políticas públicas são necessárias para o desenvolvimento da eletrificação rural para um modelo mais sustentável e autônomo, com menor dependência da geração de energia através de recursos hídricos, mas incentivando a geração a partir de outras fontes, também menos poluentes como a energia gerada a partir de biomassa, eólica e fotovoltaica.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. R. A. BACCHI, M. R. P. (2004). “Oferta de exportação de açúcar do Brasil”. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 42, n. 1, p. 09–33.

BEZERRA, F. M.; MELLO, G. R; CASTRO, T. E. (2019). “Investimento em infraestrutura energética e o crescimento econômico brasileiro no período de 2003 a 2018”. **Revista Brasileira de Energia**. Vol. 25, N° 2.

BRANDÃO, L. G. L. (2017). **Uma análise da dinâmica do setor elétrico brasileiro utilizando VAR em painel**. Dissertação (Mestrado): Universidade Católica de Brasília, 50 f. Disponível em: <https://bdtd.ucb.br:8443/jspui/bitstream/tede/2146/2/LucasGuimaraesLinsBrandaoDissertacao2017.pdf>.

CACHAPUZ, Paulo Brandi (org.). (2016). **Eletrificação rural no Brasil: uma visão histórica**. Rio de Janeiro: Centro da Memória da Eletricidade no Brasil, 368 p.

CARMINATI, João Guilherme de Oliveira; SCALCO, Paulo Roberto (2013). “Relações de causalidade entre energia e crescimento econômico no Brasil”. **Revista Brasileira de Energia**, Vol. 19.

ELLIOT, B. E.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. (1996). “Efficient tests of the unit root hypothesis”. **Econometrica**, v. 64, n. 8, p. 13 – 36.

ENDERS, W. (2004). **Applied Econometric time Series**. New York: John Wiley & Sons. 448 pg.

FINNAN, J; STILES, David. (2013). “Hemp: A more sustainable annual energy crop for climate and energy policy”. **Energy Policy**, Vol 58, , pp 152–162, ISSN 0301–4215. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.02.046>.

GRANGER, C. W. J. (1969). “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 37(3), 424–438.

HILL, R. C, GRIFFITHS, W. E, LIM, G. C. (2011). **Principles of econometrics**. 4th ed. Wiley.

HOFFMANN, R.; VAZ, D. V. (2020). “Mensurando a desigualdade no Brasil: evidências a partir da renda e dos gastos das famílias”. **IEPE/Casa das Garças**. Texto para Discussão n. 63, 29p.

LEE S-H, JUNG Y. (2018). “Causal dynamics between renewable energy consumption and economic growth in South Korea: Empirical analysis and policy implications”. **Energy & Environment**. 29(7):1298–1315. doi:10.1177/0958305X18776546.

LEITE, C. C. SOUSA, Vinicius de. (2020). **Exclusão Elétrica na Amazônia Legal: quem ainda está sem acesso à energia elétrica?** Instituto de Energia e Meio Ambiente, São Paulo.

MORETTIN, P.A. (2016). **Econometria Financeira: um curso em séries temporais financeiras**. 3ed. São Paulo: Blucher.

OLIVEIRA, A. de; SILVEIRA, G. B. da; BRAGA, J. de M. (2000). “Diversidade sazonal do consumo de energia elétrica no Brasil”. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, p. 211–258. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3904/1/PPE_v30_n02_Diversidade.pdf. Acesso em: 09 set. 2021.

OLIVEIRA, P. H. S.; *et al.* (2020). Mercado Brasileiro de Energia Elétrica: um ensaio econométrico 2020–2029. In: 48º Encontro Nacional de Economia, Brasília. Anais do 48º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2020.

PEJOVIĆ, B; *et al.* (2021). “Economic growth, energy consumption and CO2 emissions in the countries of the European Union and the Western Balkans”. **Energy Reports**, Volume 7, Pages 2775–2783, ISSN 2352–4847, <https://doi.org/10.1016/j.egy.2021.05.011>.

PRESTES, A. F.; *et al.* (2019). “Investimento em Infraestrutura Energética e o Crescimento Econômico Brasileiro no período de 2003 a 2018”. **Revista Brasileira de Energia**. Vol. 25, Nº 2.

REMOUNDOU, K.; *et al.* (2015). “Valuing climate change mitigation: A choice experiment on a coastal and marine ecosystem”. **Journal Ecosystem Services**. 11, 87–94. <https://doi.org/10.1016/j.ecoser.2014.11.003>.

SACHS, J., *et al.* (2021). **Sustainable Development Report 2021**. Cambridge: Cambridge University Press, doi:10.1017/9781009106559.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. (2004). “A demanda por energia elétrica no Brasil”. **Revista brasileira de economia**, v. 58, p. 68-98.

ZHANG, R.; *et al.* (2020). “The relationship between energy consumption and gross domestic product in Hong Kong (1992–2015): Evidence from sectoral analysis and implications on future energy policy”. **Energy & Environment**;31(2):215–236. doi:10.1177/0958305X19854542.

Documentos oficiais e institucionais

BRASIL. (2019). **Decreto nº 9.744, de 3 de Abril de 2019**. Altera o Decreto nº 7.891, de 23 de janeiro de 2013, para dispor sobre a cumulatividade dos subsídios concedidos à atividade de irrigação e aquicultura e à classe rural para os consumidores do Grupo B.

BRASIL. (2018). **Decreto Nº 9.642, de 27 de Dezembro de 2018**. Altera o Decreto nº 7.891, de 23 de janeiro de 2013, para dispor sobre a redução gradativa dos descontos concedidos em tarifa de uso do sistema de distribuição e tarifa de energia elétrica.

BRASIL. (2013a). **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 nº s 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.

BRASIL. (2013b). **Decreto Nº 7.891, de 23 de Janeiro de 2013**. Regulamenta a Lei nº 12.783, de 11 de janeiro de 2013, que dispõe sobre as concessões de geração, transmissão e distribuição de energia elétrica, sobre a redução dos encargos setoriais e sobre a modicidade tarifária, e a Medida Provisória nº 605, de 23 de janeiro de 2013, que altera a Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002, e dá outras providências.

BRASIL. (2011). **Decreto Nº 7.583, de 13 de Outubro de 2011**. Regulamenta a aplicação da Tarifa Social de Energia Elétrica, e dá outras providências.

BRASIL. (2010). **Lei Nº 12.212, de 20 de Janeiro de 2010**. Dispõe sobre a Tarifa Social de Energia Elétrica; altera as Leis nos 9.991, de 24 de julho de 2000, 10.925, de 23 de julho de 2004, e 10.438, de 26 de abril de 2002; e dá outras providências.

BRASIL. (2004). **Decreto nº 5.287 de 26 de Novembro de 2004**. Altera dispositivos dos Decretos nos 62.724, de 17 de maio de 1968, que estabelece normas gerais de tarifação para empresas concessionárias de serviços públicos de energia elétrica, e 4.550, de 27 de dezembro de 2002, que regulamenta a comercialização de energia elétrica gerada pela Eletrobrás Termonuclear S.A. - Eletronuclear e por Itaipu Binacional, e dá outras providências.

BRASIL. (2002). **Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002**. Dispõe sobre a universalização do serviço público de energia elétrica. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/>. Acesso em: 18 abr. 2021.

BRASIL. (1998). **Resolução nº 351, de 12 de novembro de 1998**. Dispõe Autoriza o Operador Nacional do Sistema Elétrico – ONS a executar as atividades de coordenação e controle da operação de geração e transmissão de energia elétrica nos sistemas interligados. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/>. Acesso em: 18 abr. 2021.

BRASIL. (1968). **Decreto n.º 62.724, de 17 de Maio de 1968**. Estabelece normas gerais de tarifação para as empresas concessionárias de serviços públicos de energia elétrica.

BRASIL. (1956). **Lei nº 2.944, de 26 de novembro de 1956**. Dispõe sobre a vigência das medidas de ordem financeira relacionadas com a execução do Plano de Desenvolvimento Econômico e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/>. Acesso em: 18 abr. 2021.

EPE. (2020). Empresa de Pesquisa Energética. **Anuário Estatístico de Energia Elétrica 2021**. Disponível em: <https://www.epe.gov.br/sites-pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/PublicacoesArquivos/publicacao-160/topico-168/EPEFactSheetAnuario2021.pdf>. Acesso em: 21 ago. 2021.

EPE. (2017). Empresa de Pesquisa Energética. **Projeção da demanda de energia elétrica: para os próximos 10 anos (2017–2026)**. Rio de Janeiro: Nota Técnica DEA 001/2017. Disponível em: <https://www.epe.gov.br/>. Acesso em: 27 jul. 2021.

IBGE. (2010). Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**. Domicílios particulares permanentes que tinham energia elétrica de companhia distribuidora, por existência de medidor do consumo de energia elétrica – Resultados Preliminares do Universo. Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA.

IBGE. (2020). Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Proporção da população com acesso à energia elétrica**. Indicador 7.1.1 dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável. Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA (Tabela 6590). Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6590>. Acesso em: 21 ago. 2021.

ONS. (2021). Operador Nacional do Sistema Elétrico. Nota à Imprensa –

Esclarecimentos em Relação à Nota Técnica Sobre Avaliação das Condições de Atendimento Eletroenergético do Sistema Interligado Nacional – Estudo Prospectivo Junho a Novembro de 2021. Disponível em: <http://www.ons.org.br/Paginas/Noticias/Nota-a-imprensa-Esclarecimentos-em-relacao-a-nota-tecnica-Avaliacao-das-Condicoes-de-Atendimento-Eletroenergetico-do-SIN.aspx>. Acesso em: 21 ago. 2021.