

COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA E PIB NA REGIÃO SUDESTE DO BRASIL

Paulo André Manhães Barbosa¹, Vladimir Faria dos Santos²

Resumo: O Sudeste é a região mais industrializada e urbanizada do Brasil e o setor elétrico desempenha papel fundamental na sua dinâmica produtiva. Considerando a importância da energia elétrica para a economia regional e nacional, torna-se importante mensurar a sua relevância para o processo de crescimento econômico. Diante disso, o objetivo deste trabalho foi analisar a relação causal entre consumo de energia elétrica e PIB real na região Sudeste do Brasil, no período de janeiro de 1995 a janeiro de 2017. Por meio de um Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM), foram examinadas as causalidades de curto e de longo prazo entre as variáveis. O método de decomposição de variância também foi empregado no intuito de confirmar o teste de causalidade. Os resultados mostraram que não há causalidade de curto prazo em nenhuma direção entre energia elétrica e PIB. Entretanto, no longo prazo prevalece a causalidade unidirecional do consumo de energia para o PIB, resultado confirmado pelo método de decomposição de variância. A partir dos resultados, concluiu-se que fatores associados à restrição do consumo de energia elétrica como a falta de investimentos na infraestrutura do setor elétrico e políticas inadequadas podem influenciar, no longo prazo, o crescimento da economia não só do Sudeste, mas de todo o território brasileiro. Como a expansão do consumo de energia está associada a elevados custos financeiros e grandes impactos ambientais, a adoção de políticas que estimulem um uso mais eficiente de energia e a descoberta de novas fontes renováveis configura-se como uma importante alternativa.

Palavras-chave: Energia elétrica, PIB, região Sudeste do Brasil.

COINTEGRATION AND CAUSALITY BETWEEN ELECTRICITY CONSUMPTION AND GDP IN SOUTHEASTERN BRAZIL

Abstract: The Southeast is the most industrialized and urbanized region in Brazil and the electricity sector plays a fundamental role in its productive dynamics. Considering the importance of electric energy for the regional and national economy, it is important to measure its relevance for the economic growth process. That said, the objective of this paper was to analyze the causal relationship between electricity consumption and real GDP in the Southeast region of Brazil, from January 1995 to January 2017. Through a Vector Error Correction Model (VECM), the short and long term

1 Economista pela Universidade Federal Fluminense - Campos dos Goytacazes-RJ, mestrando em economia aplicada pela Universidade Federal de Viçosa

2 Doutor em Economia Aplicada, professor associado do curso de economia da Universidade Federal Fluminense, Campos dos Goytacazes-RJ

causalities between the variables were examined. The variance decomposition method was also used in order to confirm the causality test. The results showed that there is no short-term causality in any direction between electricity and GDP. However, in the long run, unidirectional causality of energy consumption for GDP prevails, a result confirmed by the variance decomposition method. From the results, it was concluded that factors associated with the restriction of electricity consumption, such as the lack of investments in the infrastructure of the electricity sector and inadequate policies, can influence, in the long run, the growth of the economy not only in the Southeast, but also in the entire Brazilian territory. As the expansion of energy consumption is associated with high financial costs and major environmental impacts, the adoption of policies that encourage a more efficient use of energy and the discovery of new renewable sources is an important alternative.

Keywords: Electric energy, GDP, Southeastern Brazil.

1 INTRODUÇÃO

A relevância da energia (em particular, a elétrica) no sistema produtivo, e em muitas atividades de consumo, é de conhecimento comum, sendo ela de fundamental importância para que haja crescimento econômico, industrialização e urbanização. Por outro lado, como ressaltado por Paul e Bhattacharya (2004), o crescimento econômico, a industrialização e a urbanização podem levar a um maior consumo de energia.

Embora haja um grande número de trabalhos que relacionam Produto Interno Bruto (PIB) e energia, não há consenso na literatura quanto à direção de causalidade entre essas variáveis. Por exemplo, o trabalho de Shiu e Lam (2004), ao analisar o caso da China entre os anos de 1971 e 2000, encontrou evidências de uma relação causal unidirecional que vai do consumo de eletricidade para o PIB real. Resultado semelhante também foi encontrado por Paul e Bhattacharya (2004) ao estudarem o caso da Índia no período de 1950 a 1996. Thaker et al. (2019), ao examinarem a relação entre energia e crescimento na Malásia, constataram a presença de causalidade unidirecional de Granger indo do consumo de eletricidade ao PIB real, mas não vice-versa. Al-Mulali et al. (2019) descobriram que o consumo de eletricidade tem um efeito positivo sobre o PIB dos países membros do Conselho de Cooperação do Golfo (CCG) no longo prazo. Ali et al. (2020), ao analisarem a relação entre consumo de eletricidade e PIB *per capita* no Paquistão, constataram que o consumo de eletricidade leva ao crescimento econômico no país.

Ao contrário, trabalhos como o de Ghosh (2002), que examinaram a relação entre PIB *per capita* e consumo de eletricidade *per capita* na Índia, apontam para uma relação inversa entre essas variáveis, ou seja, uma relação de causalidade unidirecional do PIB para o consumo de energia. Mehrara (2007), por exemplo, ao analisar um grupo de 11 países exportadores de petróleo, encontrou evidências de causalidade unidirecional do PIB real *per capita* para o consumo de energia comercial *per capita*. Resultado semelhante também foi encontrado por Huang et al. (2008) ao estudarem um apanhado de países com diferentes níveis de renda nacional a partir de uma abordagem de dados em painel dinâmico. Alsaedi e Tularam (2020), ao empregarem o teste de causalidade de Granger, encontraram uma relação de causalidade partindo do PIB para o consumo de eletricidade na Arábia Saudita. Fernandes e Reddy (2020) investigaram a relação entre consumo de energia e crescimento econômico utilizando o teste de causalidade de Toda Yamamoto para alguns países da Ásia

recém-industrializados. Seus resultados mostraram haver uma relação causal unidirecional do PIB para o consumo de energia em alguns países.

Outra evidência da falta de consenso na literatura pode ser destacada a partir de estudos como o de Oh e Lee (2004), cujos resultados apontaram para uma relação causal bidirecional, ou seja, uma relação recíproca entre consumo de energia e PIB na Coreia. Solarin e Ozturk (2015), ao examinarem um grupo de países da América Latina, constataram uma causalidade bidirecional de longo prazo entre o consumo de hidroeletricidade e crescimento econômico para alguns países. Lin e Wang (2019), a partir de uma abordagem VAR em painel, também encontraram evidências de causalidade bidirecional de Granger entre o consumo de eletricidade e o crescimento econômico em algumas regiões da China.

Gadelha e Cerqueira (2013) ressaltam que essa falta de consenso pode ser atribuída a diferentes abordagens e metodologias utilizadas, assim como aos diferentes estágios de desenvolvimento socioeconômico dos países ou regiões examinadas.

Com relação ao cenário brasileiro, merece destaque o estudo realizado por Gadelha e Cerqueira (2013), no qual foi examinada a relação entre o consumo de eletricidade e o crescimento econômico do Brasil entre os anos de 1952 e 2010. Seus resultados indicaram a existência de causalidade unidirecional do consumo de energia elétrica para o PIB real *per capita*. Resultado semelhante foi encontrado por Xavier (2012), que analisou a relação entre eletricidade e crescimento econômico para a região nordeste do Brasil. Os resultados também indicaram uma relação unidirecional do consumo de energia para a produção física industrial (utilizada pelo autor como *proxy* do crescimento econômico).

A definição da direção da causalidade entre o consumo de energia e o PIB (ou crescimento econômico) pode gerar grandes implicações políticas. Por exemplo, se for constatada uma relação causal unidirecional do PIB para o consumo de energia, políticas restritivas em relação ao consumo de eletricidade, tais como racionamento de energia, não terão efeitos adversos sobre o crescimento econômico. Por outro lado, se for verificada uma relação unidirecional do consumo de eletricidade para o PIB, restrições à eletricidade podem prejudicar o crescimento econômico, e nesse caso, políticas conservadoras relacionadas ao consumo de eletricidade devem ser desencorajadas. Existe ainda a possibilidade de não ser constatada causalidade em nenhuma direção, situação conhecida como “hipótese da neutralidade”, em que políticas de conservação de energia não afetarão o crescimento econômico (Asafu-Adjaye, 2000; Gadelha e Cerqueira, 2013; Akinlo, 2008).

Devido às suas proporções continentais, o território brasileiro apresenta um cenário de grande heterogeneidade socioeconômica entre as regiões que o compõe. Essa característica pode refletir em variações na relação entre energia elétrica e crescimento econômico de uma localidade para a outra. Sendo assim, este trabalho examinou a relação entre o consumo de energia elétrica e o PIB na região Sudeste do Brasil. Especificamente, pretendeu-se buscar evidências que mostrem o sentido da causalidade entre as duas variáveis (PIB e eletricidade), bem como sua relação de curto e longo prazo. A escolha dessa região se deveu ao posto que ela ocupa de maior consumidora de energia elétrica do país. Conforme os dados da Eletrobrás (2017), o Sudeste foi responsável por, aproximadamente, 49,9% do consumo de energia elétrica no Brasil (residencial, comercial e industrial). Além disso, de acordo com o IBGE (2017), a região é responsável por quase 54% do PIB.

2 CONSUMO DE ENERGIA E CRESCIMENTO ECONÔMICO

Um dos grandes problemas da Teoria da Produção é explicar o crescimento do produto, ou seja, do PIB. Uma abordagem convencional desse problema é considerar o produto Y sendo determinado pelo estoque de capital K e pelo estoque de mão de obra L . Dentro dessa estrutura, entretanto, é possível incorporar outro insumo de fundamental importância, a energia. Assim, de acordo com Ghali e Sakka (2004), Sari e Soytas (2007), Pala (2020) e Churchill e Ivanovski (2020), a função de produção pode ser especificada da seguinte maneira:

$$Y_t = f(K_t, L_t, E_t) \quad (1)$$

em que Y é o PIB real; K é o estoque de capital; L é o nível de emprego; e E é o total de consumo de energia; e o subscrito t denota o período tempo. Tomando a diferencial total de (1), obtém-se a seguinte expressão:

$$\dot{Y}_t = a\dot{K}_t + b\dot{L}_t + c\dot{E}_t \quad (2)$$

em que o ponto acima das variáveis significa que as mesmas estão na forma de taxa de crescimento. Os parâmetros a , b e c são as elasticidades do produto em relação ao capital, trabalho e energia, respectivamente. Por meio das equações (1) e (2) é possível notar que uma das direções da causalidade é do consumo de energia para o PIB. Entretanto, numa função de demanda de energia (elétrica), o PIB é uma das variáveis que explica o consumo de energia. Então, de acordo com Schmidt e Lima (2004), tem-se a seguinte função:

$$E_t = f(P_t, Y_t, L_t, S_t) \quad (3)$$

em que E_t é o consumo de energia (residencial, comercial e industrial); P_t é a tarifa de energia (o preço); Y_t é o PIB; L_t é o preço dos eletrodomésticos; e S_t é o preço de um bem substituto.

Nesse sentido, nota-se que, ao menos em termos teóricos, o esperado é que haja causalidade bidirecional entre energia e PIB.

A dependência em ambos os sentidos entre PIB e energia faz com que haja duas variáveis endógenas no modelo, cada uma sendo o regressor em uma das equações. Logo, uma das maneiras de trabalhar esse tipo de situação, de acordo com Schmidt e Lima (2004), é por meio da metodologia de cointegração.

3 METODOLOGIA

Para alcançar os objetivos deste trabalho, utilizou-se a causalidade de Granger em um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM). Com o intuito de facilitar a apresentação do método, esta seção foi dividida em três subseções, a saber: i) descrição do Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) e a causalidade de Granger em um VECM; ii) decomposição da variância dos erros de previsão; e iii) a fonte de dados.

3.1 Causalidade de Granger em um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM)

O primeiro passo para estudar as relações econométricas que envolvem séries temporais é a análise da estacionariedade. Para isso, foi utilizado, neste trabalho, o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF)³. Ao constatar a presença de raiz unitária nas séries, isto é, não estacionariedade, deve-se passar para outra etapa, ou seja, a análise de cointegração. Esse tipo de análise busca verificar as relações de longo prazo ou de equilíbrio entre as variáveis⁴. Uma das exigências dos testes de cointegração é que todas as séries envolvidas na análise tenham a mesma ordem de integração. Neste trabalho foi usado o teste de Johansen, o qual se baseia em um Modelo de Autorregressão Vetorial (modelo VAR).

Considere o seguinte VAR envolvendo k defasagens e p variáveis (Oh e Lee, 2004):

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

em que, Y_t é um vetor $p \times 1$ de variáveis endógenas; Y_{t-j} , $j = 1, 2, \dots, k$ são vetores $p \times 1$ de variáveis defasadas; μ é um vetor $p \times 1$ de interceptos; Π_i , $i = 1, 2, \dots, k$ são matrizes $p \times p$ de coeficientes a serem estimados; e ε_t é um vetor $p \times 1$ de erros aleatórios.

A equação (4) pode ser escrita em uma forma “reparametrizada”, dada por:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que Δ é o operador de primeira diferença, $\Gamma_i = I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, $i = 1, \dots, k-1$; $\Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$.

O modelo VAR é uma ferramenta importante para determinar os efeitos dinâmicos de choques nas variáveis incluídas no modelo. Entretanto, esse método é aplicado somente em variáveis estacionárias. Caso seja constatada a não estacionariedade nas séries, ou seja, a presença de raízes unitárias, deve-se analisar a cointegração entre elas. Ao verificar relações de equilíbrio (relações de cointegração) entre as séries é necessário estimar um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM)⁵.

O VECM pode ser obtido por meio da equação (5). Para isso, é necessário substituir no VAR reparametrizado a matriz Π pela restrição de cointegração ($\alpha\beta'$). Assim, obtém-se:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

3 Para mais informações, ver Enders (1995).

4 As regressões que fazem uso de séries temporais não estacionárias podem incorrer em um problema conhecido como regressão espúria. Esse problema é constatado quando regressões com resultados aparentemente consistentes são obtidas a partir de séries não estacionárias. Assim, pode-se usar o teste de cointegração para verificar a existência ou não de regressão espúria.

5 Se as variáveis não forem cointegradas, deve-se estimar um VAR em diferenças. Neste caso a ênfase da análise é no curto prazo, visto que não tem como incorporar a análise de longo prazo.

a qual é denominada de Modelo de Correção de Erros Vetoriais. De forma geral, o VECM é um VAR reparametrizado com as restrições de cointegração entre as variáveis. Cabe enfatizar que uma das principais vantagens de se trabalhar com um VECM está no fato de que este modelo incorpora tanto as informações de curto prazo – presente nas matrizes Γ_t – como as de longo prazo, contidas na matriz α .

É importante destacar que o VECM pode ser utilizado para analisar relações de causalidade, e a sua vantagem em relação ao teste de causalidade de Granger padrão, é o fato de que ele permite distinguir a causalidade entre curto e longo prazo. Cabe ressaltar, de acordo com Yoo (2005), que o teste de Granger em um VECM é indicado para variáveis não estacionárias e que sejam cointegradas. Caso as variáveis sejam não estacionárias e não cointegradas, deve-se utilizar o teste de Granger padrão.

Considere duas variáveis I(1) que sejam cointegradas. Conforme Yoo (2005), o teste de Granger em um VECM pode ser especificado de acordo com as seguintes equações:

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{L_{11}} \beta_{11i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{12}} \beta_{12j} \Delta X_{t-j} + \beta_{13} \varepsilon_{t-1} + u_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta X_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{L_{21}} \beta_{21i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{22}} \beta_{22j} \Delta X_{t-j} + \beta_{23} \eta_{t-1} + u_{2t} \quad (8)$$

em que, no presente trabalho, X_t e Y_t representam o logaritmo natural do consumo de energia e do PIB, respectivamente; L representa o número de lags; β 's representam os parâmetros a serem estimados; u_t 's representam os termos de erros serialmente não correlacionados; e ε_{t-1} e η_{t-1} são termos de correção de erros (ECT) defasados obtidos das equações de cointegração, respectivamente:

$$Y_t = \phi_1 X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$X_t = \phi_2 Y_t + \eta_t \quad (10)$$

Dada as equações (7) e (8), a presença de causalidade de curto e longo prazo pode ser testada. Considere a equação (7): se os coeficientes estimados da variável consumo de eletricidade defasada (β_{12} 's) forem estatisticamente significativos em conjunto, então, implica que o consumo de eletricidade causa, no sentido de Granger, o PIB. Nesse caso, ter-se-ia a causalidade de Granger fraca. Pode-se interpretar a causalidade de Granger fraca, de acordo com Asafu-Adjaye (2000), como causalidade de “curto prazo”, visto que a variável dependente responde somente a choques de curto prazo no ambiente estocástico. Por outro lado, a causalidade de longo prazo pode ser encontrada testando a significância estatística do coeficiente de ECT (β_{13}). O coeficiente associado ao ECT representa o desvio da variável dependente do equilíbrio de longo prazo. Se, por exemplo, β_{13} é zero, então Y não responde ao desvio do equilíbrio de longo prazo em períodos passados (Oh e Lee, 2004).

Similarmente, é possível examinar se o PIB causa, no sentido de Granger, o consumo de eletricidade na Equação (8). Em suma, nas equações (7) e (8) as variações nas respectivas

variáveis dependentes são causadas não apenas por variações passadas, mas também pelo desequilíbrio em nível do período anterior. Dado isso, é possível testar a presença de causalidade de curto e de longo prazo (Yoo, 2005).

3.2 Decomposição da variância dos erros de previsão

A decomposição da variância é outro método que permite analisar as relações mútuas entre variáveis. De acordo com Bueno (2008), a decomposição da variância é uma forma de mensurar que porcentagem da variância do erro é devida a cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão.

É possível decompor a variância do erro de previsão em seus vários elementos. Em um modelo bivariado, com duas variáveis, z e y , considerando $t + h$ passos à frente, a variância é decomposta em dois blocos para cada período, isto é:

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2} \quad (11)$$

em que σ_y^2 é a variância da variável y ; σ_z^2 é a variância da variável z ; e ψ é o multiplicador de impacto de um choque sobre a variável endógena.

3.3 Fonte de dados

Os dados de séries temporais utilizados neste estudo consistem de observações mensais referentes ao período de janeiro de 1995 a janeiro de 2017 na região Sudeste do Brasil.

Diante da dificuldade de encontrar uma série mensal do PIB da região Sudeste, foi utilizado como *proxy* o ICMS (Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços), o qual apresenta alta correlação com o PIB. O ICMS (deflacionado de acordo com o IGP-DI) e o consumo de energia elétrica (em GWh) foram coletados no *site* do Banco Central do Brasil.

Cabe enfatizar que as variáveis foram trabalhadas em sua forma logarítmica. Portanto, os coeficientes retratam suas respectivas elasticidades.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Testes de causalidade costumam ser muito sensíveis à estacionariedade das variáveis envolvidas e muitas das séries macroeconômicas costumam ser não estacionárias (Soytas e Sari, 2003). Sendo assim, o primeiro passo para a análise econométrica, que envolve séries temporais, é verificar se as variáveis envolvidas no estudo são estacionárias. Para isso, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), que também pode ser observado em Shiu e Lam (2004), Ghosh (2002) e Xavier (2012). Os resultados do teste com as séries logaritimizadas são apresentados na Tabela 1. O teste envolveu as variáveis ICMS (*proxy* do PIB real) e consumo de energia elétrica mensal da região Sudeste.

Tabela 1 – Resultado do teste de raiz unitária ADF para as séries LCE e LPIB, no período de janeiro de 1995 a janeiro de 2017, região Sudeste

Variáveis	Em Nível	Primeira Diferença
LCE	-1,240680	-5,363529*
LPIB	-1,100805	-4,589591*
Nível de Significância	Valores Críticos	
1%	-3,456408	
5%	-2,872904	
10%	-2,572900	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota 1: (*) significativo ao nível de 1%. Utilizou-se o critério de Akaike, com número máximo de defasagens igual a 15.

Nota 2: LCE – consumo de energia elétrica (forma log.); LPIB – Produto Interno Bruto (forma log).

Os resultados indicam que, ao nível de significância de 1%, ambas as séries são não estacionárias em nível, porém, estacionárias em primeira diferença. Isso mostra que tanto o PIB real quanto o consumo de energia elétrica são séries integradas de ordem um, ou seja, I(1). Dado que todas as séries são integradas de mesma ordem, é possível que elas sejam cointegradas (possuem relação de longo prazo).

Para averiguar se as séries possuem, entre elas, relações de longo prazo, ou seja, se há relação de equilíbrio, utilizou-se o procedimento de Johansen, que também pode ser observado em Oh e Lee (2004). Para isso, foi necessário especificar um Modelo de Autorregressão Vetorial (VAR).

Antes de estimar o modelo VAR é preciso determinar o número de defasagens a ser considerado. Assim, foram utilizados os critérios de informação de LR (Razão de Verossimilhança), FPE (Erro Final de Previsão), Akaike, Schwarz e de Hannan-Quinn. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 – Critérios para seleção do número de defasagens do modelo VAR

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2,90e-05	-4,774048	-4,414998	-4,629656
1	653,1987	2,01e-06	-7,442088	-7,027799	-7,275481
2	41,43298	1,74e-06	-7,583597	-7,114069*	-7,394776*
3	12,22299	1,71e-06	-7,603826	-7,079060	-7,392791
4	10,82799*	1,69e-06*	-7,618579*	-7,038574	-7,385329

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota 1: (*) indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério.

Nota 2: LR – Estatística de teste LR modificada sequencial (cada teste a 5% de nível); FPE – Erro de Previsão Final; AIC – Critério de Informação de Akaike; SC – Critério de Informação de Schwarz; HQ – Critério de Informação de Hannan-Quinn.

Conforme a Tabela 2, três critérios (LR, FPE e AIC) recomendam quatro defasagens. Além disso, o VAR com esse número de defasagem não apresentou nenhum indício de

autocorrelação serial, conforme Tabela 1A do Apêndice. Cabe ressaltar que no modelo VAR foi incorporado, além da constante, variáveis *Dummies* para captar uma possível sazonalidade presente nas variáveis.

Selecionada a ordem de defasagem e considerando como variáveis exógenas tendência e sazonalidade, realizou-se o Teste de Cointegração de Johansen, mostrado na Tabela 3.

Tabela 3 – Teste do Traço e do Máximo Autovalor

Nº de vetores de co-integração	Teste Traço		Teste de Máximo Autovalor	
	Estatística do teste	Valor Crítico	Estatística do teste	Valor Crítico
Nenhum**	45,42526	20,26184	40,44424	15,89210
Pelo Menos 1	4,981024	9,164546	4,981024	9,164546

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota 1: Adotou-se o nível de significância de 5% e o intervalo de defasagem de 1-3.

Nota 2: (**) denota a rejeição da hipótese ao nível de 5%.

Os testes do Traço e do Máximo Autovalor sugerem a rejeição da hipótese nula de não haver nenhum vetor de cointegração. Por outro lado, a hipótese de que existe pelo menos um vetor de cointegração não é rejeitada a 5%. Logo, há evidência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, que pode ser observada na Tabela 4, com erro padrão entre parênteses.

Tabela 4 – Vetor de cointegração normalizada para a variável LCE

LCE	Constante	LPIB
1,0000	-1,973037 (2,06143)	-0,441480 (0,12612)

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Como apontado por Ghosh (2002), a presença de cointegração entre as variáveis exclui a possibilidade de correlação espúria e indica a presença de causalidade de Granger em pelo menos uma direção, caracterizando uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB real e o consumo de eletricidade. A partir do vetor de cointegração é possível escrever a relação de equilíbrio (longo prazo). A variável dependente pode ser definida de acordo com a direção de causalidade. Caso seja constatado que o consumo de energia elétrica é que influencia o PIB, basta normalizar a variável LPIB e isolá-la na Tabela 4.

Com o objetivo de determinar a direção da causalidade, assim como a dinâmica existente no curto e longo prazo, entre o PIB real e o consumo de energia elétrica, optou-se pelo emprego de um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) indicado para o estudo de causalidade entre variáveis não estacionárias em nível e que sejam cointegradas. A mesma abordagem pode ser vista em Oh e Lee (2004) e Gadelha e Cerqueira (2013).

A Tabela 5 mostra os resultados do teste de causalidade de Granger por meio de um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM).

Tabela 5 – Teste de Causalidade Baseado em um VECM

Variável Dependente	Fonte de Causalidade (variável independente)		
	Curto Prazo ^a		Longo Prazo ^b
	ΔLCE	$\Delta LPIB$	Termo de Correção de Erro (ECT)
ΔLCE	---	4,054 ^{NS}	-0,0309 ^{NS}
$\Delta LPIB$	2,474 ^{NS}	---	0,1226 [*]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: a,b denota, respectivamente, que foi utilizado o teste Wald e teste t; NS indica que é não significativo; *indica que é significativo a 1%.

Conforme as equações (7) e (8), se os coeficientes estimados das variáveis defasadas ΔX_{t-1} são significativos em conjunto, do ponto de vista estatístico, então X causa Y no curto prazo. De acordo com os resultados da Tabela 5, observa-se que, no curto prazo não há nenhum tipo de causalidade entre as variáveis, visto que o teste conjunto das variáveis defasadas (teste de Wald) não foi significativo. Esse resultado sugere que, para o caso de qualquer choque sofrido pelo sistema, nenhuma das variáveis (LPIB e LCE) irá realizar ajustes de curto prazo de forma a estabilizar o equilíbrio de longo prazo entre as mesmas, caracterizando uma relação de neutralidade no curto prazo.

Nesse cenário, tanto políticas conservadoras quanto expansivas relacionadas ao consumo de energia elétrica não terão qualquer efeito sobre o crescimento econômico de curto prazo da região Sudeste. Evidência semelhante também foi constatada por Asafu-Adjaye (2000) para os casos da Índia e da Indonésia, em seu estudo sobre países asiáticos em desenvolvimento.

Para determinar a existência de relação de causalidade de longo prazo, testou-se a significância estatística dos coeficientes do termo de correção de erro, β_{13} (equação 7) e β_{23} (equação 8). Os impactos do consumo de eletricidade no PIB real mostraram-se positivos e estatisticamente significantes no coeficiente do termo de correção de erro (ECT), o que caracteriza a presença da relação de causalidade (unidirecional) de longo prazo do consumo de energia elétrica para o PIB real. Esse resultado sugere que o crescimento econômico do Sudeste brasileiro é dependente da energia elétrica e que qualquer alteração (choque) no consumo de energia elétrica pode influenciar, no longo prazo, o crescimento da economia. Desse modo, a falta de investimentos em infraestrutura do setor elétrico – que podem levar a falhas no fornecimento de energia e/ou racionamentos –, assim como a ausência de políticas públicas adequadas, podem comprometer o crescimento de longo prazo da região.

Resultados similares foram observados em Shiu e Lam (2004). Os autores examinaram a relação causal entre consumo de eletricidade e PIB real da China entre os anos de 1971 e 2000. Os resultados indicaram a existência de uma relação unidirecional que vai do consumo de eletricidade para o PIB real, ou seja, um aumento no consumo de eletricidade na China elevaria o PIB real, mas não o inverso. De forma semelhante, Soyta e Sari (2003),

ao analisarem a relação causal entre o PIB e o consumo de energia nos 10 maiores mercados emergentes e países do G-7, também encontraram evidência de causalidade unidirecional de longo prazo do consumo de energia para o PIB na Turquia, França, Alemanha Ocidental e Japão.

No cenário brasileiro, Gadelha e Cerqueira (2013) estudaram a relação entre consumo de eletricidade e crescimento econômico do Brasil no período de 1952 a 2010. Em seu estudo também foi encontrada evidência de causalidade unidirecional, mostrando que o PIB real *per capita* é dependente do consumo de energia elétrica *per capita*. Resultado semelhante também foi encontrado por Xavier (2012), que analisou a relação entre eletricidade e crescimento econômico para a região nordeste do Brasil no período de 1991 a 2012, utilizando a produção física industrial da região como *proxy* para crescimento econômico.

De forma a sustentar o resultado encontrado no teste de causalidade de Granger por meio de um VECM, realizou-se a Decomposição da Variância das variáveis LPIB e LCE. Os resultados podem ser vistos na Tabela 6.

Tabela 6 - Decomposição da variância do erro de previsão do PIB e do consumo de energia elétrica do Sudeste, período de janeiro de 1995 a janeiro de 2017

Período (meses)	Decomposição da variância do LPIB		Decomposição da variância do LCE	
	LCE	LPIB	LCE	LPIB
1	2,055784	97,94422	100,0000	0,000000
2	4,318631	95,68137	99,15206	0,847944
3	7,884474	92,11553	99,34582	0,654179
4	8,963519	91,03648	99,28761	0,712389
5	10,80389	89,19611	99,09744	0,902557
6	12,97658	87,02342	98,91281	1,087192
7	14,97044	85,02956	98,71817	1,281830
8	16,92342	83,07658	98,48336	1,516642
9	18,90496	81,09504	98,23662	1,763383
10	20,86386	79,13614	97,97809	2,021914
11	22,79040	77,20960	97,71159	2,288413
12	24,67237	75,32763	97,43906	2,560939

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota 1: Ordenamento de Cholesky: LCE LPIB.

Nota2: LCE – consumo de energia elétrica (forma log.); LPIB – produto interno bruto (forma log).

Os resultados expostos na Tabela 6 indicam que, com relação à decomposição da variância da variável LPIB, a principal variável para explicá-la nos primeiros meses é ela própria, mostrando, assim como na análise de causalidade, que no curto prazo o consumo de energia elétrica não é um fator preponderante para influenciar o PIB. Todavia, no decorrer do tempo, a eletricidade vai ganhando importância para explicar a variância do PIB. Isso confirma a análise anterior, cujo resultado revela que o consumo de energia causa o PIB somente no longo prazo.

Quanto à decomposição da variância do consumo de energia (LCE), a principal variável para explicá-la durante todo o período analisado é ela própria, confirmando a neutralidade entre as duas variáveis no curto prazo e a independência do consumo de energia em relação ao PIB no longo prazo.

5 CONCLUSÃO

O presente estudo aplicou o modelo VEC para examinar a relação de causalidade entre o PIB real e o consumo de energia elétrica na região Sudeste do Brasil. Os resultados sugerem a ausência de relação causal entre as duas variáveis no curto prazo. Entretanto, no longo prazo foi constatada uma relação unidirecional, do consumo de eletricidade para o PIB. Resultado confirmado pelo método de decomposição de variância.

Dada a posição estratégica da região Sudeste na dinâmica econômica do país, os resultados permitem concluir que a energia elétrica desempenha papel fundamental no alcance do progresso econômico, social e tecnológico não só do Sudeste, mas de todo o território brasileiro. Nesse cenário, torna-se importante que a energia elétrica auxilie no crescimento econômico de longo prazo e não se torne um limitador para o mesmo. Para tanto, fatores como um uso mais eficiente dos recursos energéticos disponíveis (renováveis e não renováveis), um maior nível de investimento na infraestrutura do setor elétrico e políticas públicas mais adequadas acerca do consumo de energia devem ser encorajados.

De forma a evitar que o consumo de eletricidade limite o crescimento frente a uma possível escassez de oferta de energia no país, é importante que o investimento de capital público em infraestrutura direcionado principalmente para a construção de grandes projetos de geração de energia, como as usinas hidrelétricas de Belo Monte, Santo Antônio e Jirau, seja acompanhado do investimento em projetos de geração de energia que apresentam menor tempo de construção, menor impacto ambiental e preços mais competitivos, como é o caso das pequenas centrais hidrelétricas, eólicas e de biomassa.

Contudo, sabe-se que a expansão da oferta de energia pode levar a efeitos negativos associados principalmente a impactos ambientais e à possibilidade de esgotamento de recursos naturais e financeiros necessários à sua produção. Uma alternativa para ampliação da produção de energia elétrica no Brasil pode estar na adoção de políticas que estimulem a descoberta e utilização de novas fontes renováveis de energia e no desenvolvimento de novas tecnologias que utilizam energia de forma mais eficiente. A exemplo do que vem ocorrendo ao redor do mundo, o investimento em eficiência energética pode se tornar uma importante ferramenta capaz de reduzir os custos e impactos ambientais da produção de energia sem comprometer a qualidade dos serviços prestados aos consumidores, além de postergar a necessidade de investimentos na ampliação da infraestrutura do setor elétrico.

REFERÊNCIAS

ALI, S.; ZHANG, J.; AZEEM, A.; MAHMOOD, A. "Impact Of Electricity Consumption On Economic Growth: An Application Of Vector Error Correction Model and Artificial Neural Networks. *The Journal of Developing Areas*. v. 54, n. 4, p. 89-104, 2020.

- AL-MULALI, U.; TANG, C. F.; TAN, B. W.; OZTURK, I. The nexus of electricity consumption and economic growth in Gulf Cooperation Council economies: evidence from non-stationary panel data methods. **Geosystem Engineering**. v. 22 (1), p. 40-47, 2019.
- ALSAEDI, Y. H.; TULARAM, G. A. The relationship between electricity consumption, peak load and GDP in Saudi Arabia: A VAR analysis. **Mathematics and Computers in Simulation**. v. 175, p. 164-178, 2020.
- AKINLO, A. E. Energy consumption and economic growth: evidence from 11 sub-sahara african countries. **Energy Economics**. v. 30, p. 2391-2400, 2008.
- ASAFU-ADJAYE, J. The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. **Energy Economics**. v. 22, p. 615-625, 2000.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Thomson Learning, 2008. 320p.
- CHURCHILL, S. A.; IVANOVSKI, K. Electricity consumption and economic growth across Australian states and territories. **Applied Economics**. v. 52, p. 866-878, 2020.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of The American Statistical Association**. v. 74, p. 355-367, 1979.
- ELETROBRAS. Departamento de Estudos Energéticos e Mercado (DEM). **Boletim Anual**. 2017.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**. v 55, p. 251-276, 1987.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley e Sons, 1995.
- FERNANDES, K.; REDDY, Y. V. Energy Consumption and Economic Growth in Newly Industrialised Countries of Asia. **International Journal of Energy Economics and Policy**. 10(4), p. 384-391, 2020.
- GADELHA, S. R. B.; CERQUEIRA, R. M. G. Consumo de eletricidade e crescimento econômico no Brasil, 1952-2010: uma análise de causalidade. **Texto para Discussão**. n.016, Tesouro Nacional, 2013.
- GHALI, K. H.; EL-SAKKA, M. I. T. Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis. **Energy Economics**. v.26, p. 225-238, 2004.
- GHOSH, S. Electricity consumption and economic growth in India. **Energy Policy**. v. 30, p. 125-129, 2002.
- HUANG, B. N., HWANG, M. J., YANG, C. W. Causal relationship between energy consumption and GDP growth revisited: a dynamic panel data approach. **Ecological Economics**. v. 67, p. 41-54, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Regionais:** Brasil: 2015. Coordenação de Contas Nacionais, 2017.

LIN, B.; WANG, Y. Inconsistency of economic growth and electricity consumption in China: A panel VAR approach. **Journal of Cleaner Production**. v. 229, p. 144-156, 2019.

MEHRARA, M. Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting countries. **Energy Policy**. v. 35, 2939–2945, 2007.

OH, W.; LEE, K. Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999. **Energy Economics**. v. 26, p. 51-59, 2004.

PALA, A. Energy and economic growth in G20 countries: Panel cointegration analysis, **Economics and Business Letters**, 9(2), p. 56-72, 2020.

PAUL, S.; BHATTACHARYA, R. N. Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results. **Energy Economics**. v. 26, p. 977-983, 2004.

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

SHIU, A.; LAM, P. Electricity consumption and economic growth in China. **Energy Policy**. v. 32, p. 47-54, 2004.

Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central – **SGS**, BACEN. Disponível em <<https://www3.bcb.gov.br>>. Acesso em 25 de maio de 2017.

SARI, R.; SOYTAS, U. The growth of income and energy consumption in six developing countries. **Energy Policy**. v.35, p. 889-898, 2007.

SOLARIN, S. A.; OZTURK, I. On the causal dynamics between hydroelectricity consumption and economic growth in Latin America countries. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**. v. 52, p. 1857-1868, 2015.

SOYTAS, U.; SARI, R. Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. **Energy Economics**. v.25, p. 33-37, 2003.

THAKER, M. A. M. T.; THAKER, H. M. T.; AMIN, M. F.; PITCHAY, A. A. Electricity Consumption and Economic Growth: A Revisit Study of Their Causality in Malaysia. **Etikonomi: Jurnal Ekonomi**. v. 18 (1), p. 1 – 12, 2019.

XAVIER, C. A. **Relação entre consumo de energia elétrica e crescimento econômico no Nordeste brasileiro**. 86f. Dissertação (Mestrado em Administração e Desenvolvimento Rural) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Pernambuco, 2012.

YOO, S. H. Electricity consumption and economic growth: evidence from Korea. **Energy Policy**. v. 33, p. 1627-1632, 2005.

Apêndice

Tabela 1 A – Resultados do Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos

Defasagens	Estatística LM	p-valor*
1	2,873819	0,5792
2	3,173131	0,5293
3	2,055017	0,7256
4	3,771178	0,4379

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: (*) menor nível de significância no qual não se rejeita a hipótese nula de não haver autocorrelação.