



## ENGENHARIAS

**Relação de longo prazo entre o consumo anual residencial de energia elétrica e o Índice de Desenvolvimento Humano no Brasil: uma análise mediante conceito de cointegração**

*Study of long-term relationship between annual residential electricity consumption and the Human Development Index in Brazil: an analysis using the concept of cointegration*

Mariane Coelho Amaral<sup>1</sup>, Anderson Garcia Silveira<sup>2</sup>,  
Viviane Leite Dias de Mattos<sup>3</sup>, Andréa Cristina Konrath<sup>4</sup>,  
Luiz Ricardo Nakamura<sup>5</sup>

## RESUMO

Estudar o consumo e a demanda de energia elétrica é de vital importância para o desenvolvimento econômico de um país. Neste sentido, este trabalho busca analisar as séries temporais do consumo residencial de energia elétrica e o valor do índice de desenvolvimento humano no Brasil considerando valores anuais no período compreendido entre 1990 e 2018, bem como investigar o possível relacionamento de longo prazo entre elas, por meio do conceito de cointegração. Assim, primeiramente, foi constatado que as séries supracitadas eram estacionárias em primeira ordem por meio do teste de Dickey e Fuller aumentado (ADF). O procedimento de cointegração de Johansen confirma que existem evidências de que as séries possuem uma relação de longo prazo, tendo em vista que a hipótese de que existe um vetor de integração não pode ser rejeitada. O procedimento de cointegração de Engle-Granger apresenta um valor-p menor do que o nível de significância considerado (a saber,  $\alpha = 0,05$ ) nos resíduos do modelo estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários, fornecendo indícios de que as duas séries possuem relação de longo prazo.

**Palavras-chave:** Séries temporais; consumo de energia elétrica; cointegração; Índice de Desenvolvimento Humano.

## ABSTRACT

*Studying the consumption and demand for electricity is of vital importance for the economic development of a country. In this sense, this work seeks to analyze the time series of residential electrical power consumption and the value of the human development index in*

<sup>1</sup> Universidade Federal do Rio Grande – FURG, Rio Grande/RS – Brasil. E-mail: [marianecamaral@gmail.com](mailto:marianecamaral@gmail.com)

<sup>2</sup> E-mail: [a.garcia.ee@gmail.com](mailto:a.garcia.ee@gmail.com)

<sup>3</sup> E-mail: [vivianeldm.furg@gmail.com](mailto:vivianeldm.furg@gmail.com)

<sup>4</sup> E-mail: [andreck@gmail.com](mailto:andreck@gmail.com)

<sup>5</sup> E-mail: [luiz.m@gmail.com](mailto:luiz.m@gmail.com)



*Brazil considering annual values in the period between 1990 and 2018, as well as investigating the possible long-term relationship between them, through the concept of cointegration. Thus, first, the aforementioned series were found to be first-order stationary using the augmented Dickey and Fuller (ADF) test. In a second step, Johansen's cointegration procedure confirms that there is evidence that both series have a long-term relationship, since the hypothesis that there is an integration vector cannot be rejected. The Engle-Granger cointegration procedure presents a p-value lower than the considered significance level (namely,  $\alpha=0,05$ ) in the residuals of the model estimated by the method of ordinary least squares, providing evidence that both series have a long-term relationship.*

**Keywords:** Time series; electrical power consumption; cointegration; human development Index.

## 1. INTRODUÇÃO

A energia elétrica desempenha papel fundamental na sociedade. Assim, conforme Silveira *et al.* (2019), a eletricidade vem auxiliando a humanidade nos mais variados setores, como saúde, educação e lazer.

Em Silveira (2017), é evidenciado que a matriz energética brasileira é predominantemente de fontes hidráulicas e, ainda, que há um principal problema em relação a isso: a dependência de fatores climáticos. Além disso, fatores econômicos também podem influenciar a sua produção. Viana e Silva (2014) por exemplo, concluem em seu estudo que há uma relação entre o consumo de energia elétrica e o crescimento econômico e, assim, fica evidente a necessidade de se ter um conhecimento sobre a demanda de energia elétrica, bem como das variáveis que podem influenciá-la, sendo essas representadas, na maioria das vezes, por *proxies* em razão da sua difícil mensuração.

Considera-se que as variáveis que interferem no consumo de um bem são o poder aquisitivo do consumidor, o custo e a necessidade deste bem. Siqueira *et al.* (2006) utilizaram como *proxies*, em seu estudo local, o PIB per capita do Nordeste, a Tarifa Média e o Índice de Preços por Atacado-Oferta Global (IPA-OG) dos eletrodomésticos. Viana e Silva (2014) as representaram pelo PIB per capita, Tarifa Média e IPA-OG dos eletrodomésticos. Já o trabalho de Schmidt e Lima (2004) considera o rendimento médio dos assalariados, a Tarifa Média e o Índice de preço por atacado-disponibilidade interna dos bens de consumo duráveis.

Dessa maneira, há indícios de que seja pertinente substituir o PIB per capita e o rendimento dos assalariados, utilizados para representar o poder aquisitivo do consumidor nos estudos supracitados, pelo Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), que é composto por três indicadores: expectativa de vida do cidadão ao nascer, educação e renda per capita, caracterizando-se como um índice que mede o progresso das Nações. Assim, o IDH foi criado com o objetivo de “oferecer um contraponto a outro indicador muito utilizado, o Produto Interno Bruto (PIB) per capita, que considera apenas a dimensão econômica do desenvolvimento.” (PNUD, 2021).

A correlação entre o IDH e o consumo de eletricidade foi sugerida, entre outros, por exemplo, por Pasternak (2000), que aponta a existência de uma significativa associação entre o consumo de energia elétrica e o IDH, mostrando, em seu estudo de



comparações entre países, que a renda aumenta com o uso de eletricidade além do nível anual de 4.000 kWh per capita em seu estudo publicado há mais de vinte anos. Da Silva e Guimarães (2012) também indicam uma relação direta entre o consumo de energia e IDH, sugerindo que o planejamento do setor elétrico seja integrado às políticas que visam um aumento do IDH no Brasil.

Diante disso, este trabalho pretende analisar, com dados atuais de consumo, a possível existência de uma relação de longo prazo entre o consumo de energia elétrica no Brasil e o IDH.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Serão abordados conceitos de séries temporais, modelos econométricos utilizados para a previsão do consumo de energia e testes de raiz unitária, mais precisamente o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Ainda, serão abordados conceitos de cointegração e testes relacionados a este tema, como o teste de Engle-Granger e o Procedimento de Johansen.

### 2.1. SÉRIES TEMPORAIS

Para Gujarati e Porter (2011), uma série temporal é uma sequência de dados observados ao longo do tempo, podendo estas ser estacionárias ou não estacionárias, fato que está relacionado com os dados oscilarem em torno de uma média e variância constante, além da autocovariância depender apenas da quantidade de defasagens considerada e não do período em que esta está sendo calculada.

Ainda, segundo Gujarati e Porter (2011), séries temporais econométricas frequentemente podem apresentar a não estacionariedade como característica, o que pode tornar as séries inadequadas para a realização de previsões.

### 2.2. MODELO ECONOMÉTRICO

Conforme Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997), Schmidt e Lima (2004) e Leite (2006), as demandas por energia elétrica podem seguir o formato de uma função de Cobb-Douglas, a qual é representada por uma função multiplicativa de variáveis que possam estar relacionadas à demanda por eletricidade. A função de Cobb-Douglas em seu formato original é apresentada na Equação (1):

$$P(L, Z) = b \cdot L^{\psi} \cdot Z^{(1-\psi)} \quad (1)$$

em que P é a produção total, b é o intercepto, L é a quantidade de trabalho e Z é a quantidade de capital investido, com suas correspondentes elasticidades  $\psi$  e  $(1-\psi)$ . Dessa maneira, a função em sua forma original pode ser utilizada em uma forma mais simples para a modelagem, aplicando-se o logaritmo natural, por assumir a forma de uma função aditiva.

As séries consideradas neste trabalho já foram transformadas utilizando-se o logaritmo natural nos testes de raiz unitária e nos testes de cointegração, empregados para avaliar a estacionariedade de uma série univariada e para avaliar a relação de longo prazo entre variáveis não estacionárias, respectivamente. Dessa maneira, na



presença de séries não estacionárias é possível aplicar transformações que as tornem estacionárias, como a diferenciação, prática muito usada para retirar a tendência estocástica.

### 2.3. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para se tomar uma decisão sobre a estacionariedade das séries temporais, é possível recorrer à análise gráfica destas séries, entretanto segundo Arltová e Fedorová (2016), este tipo de análise depende da experiência e da interpretação do analista. Diante disso, é possível recorrer aos denominados testes de raiz unitária, que são utilizados para verificar a presença de raiz unitária nas séries, o que indica a não estacionariedade. Dentre os diversos testes de raiz unitária presentes na literatura, um dos mais utilizados é o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), proposto por Said e Dickey (1984), que consiste em uma variação do teste de Dickey-Fuller (DF), apresentado em Dickey e Fuller (1979).

De acordo com Gujarati e Porter (2011), o teste ADF pode se dar por meio da estimação da Equação (2):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + U_t \quad (2)$$

em que  $\Delta$  é o operador da diferença,  $Y$  é a série a ser modelada,  $\beta_1$  representa o intercepto,  $\beta_2$  representa o coeficiente da tendência determinística ( $t$ ),  $k$  é o número de defasagens consideradas no modelo,  $\lambda_i$  representa os coeficientes de  $\Delta Y_{t-1}$  e  $U_t$  representa um ruído branco. O teste se dá por meio do termo  $\delta$ , que representa o coeficiente de  $Y_{t-1}$ , e é realizado considerando-se a hipótese nula de que o modelo possui raiz unitária (isto é, a série é não estacionária,  $H_0: \delta = 0$ ), contra a alternativa de que o modelo não possui raiz unitária (isto é, que a série é estacionária,  $H_1: \delta < 0$ ).

Em Dickey e Fuller (1979) é demonstrado que sob a hipótese nula, o valor estimado do coeficiente de  $Y_{t-1}$  não segue a estatística  $t$  de Student, mas uma estatística  $\tau$ , que possui seus valores tabelados por meio de simulações de Monte Carlo. Ainda, para os casos em que  $U_t$  não assume comportamento de um ruído branco, os autores indicam que sejam incluídos na equação do teste, valores defasados da variável  $Y_{t-1}$ .

Deste modo, para tomar a decisão sobre o resultado do teste, com o número de defasagens definido, a equação deve ser, inicialmente, estimada com a presença de constante e tendência, e caso a tendência não seja significativa, estimada somente com a presença de tendência, e caso também não seja significativa, estimada sem a sua presença. Ao fim, é calculado o valor da estatística  $\tau$  e comparado com os valores tabelados por Dickey e Fuller (1981).

### 2.4. ORDEM DO MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS

A ordem do modelo de vetores autorregressivos (VAR) deve ser definida para que, posteriormente, possam ser realizados testes de cointegração. Para isso, por exemplo, pode-se escolher a ordem que minimiza os resultados dos critérios de informação de Akaike (AIC), apresentado por Akaike (1973), Schwarz (BIC), apresentado em Schwarz (1978) e Hannan-Quinn (HCQ), desenvolvido em Hannan e Quinn (1979).



## 2.5. TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Neste contexto, surgem os testes de cointegração, especialmente indicados para analisar a relação entre séries não estacionárias. Assim, se existirem duas séries com a mesma ordem de integração, provavelmente qualquer combinação linear entre elas apresentará esta mesma ordem de integração, sendo também possível apresentar ordem de integração inferior. Dois dos testes de cointegração amplamente utilizados na literatura são o Procedimento de Johansen, proposto em Johansen (1988) e o teste de cointegração de Engle-Granger proposto por Engle e Granger (1987).

De acordo com Carneiro (1977), o teste de cointegração de Engle-Granger é baseado em uma versão atualizada do teste de causalidade de Granger. Deste modo, o método de Engle-Granger modifica o teste padrão de causalidade de Granger na medida em que “incorpora um possível efeito de longo prazo numa análise de curto prazo, que é a essência da análise de cointegração” (CARNEIRO, 1997). Este teste tem como hipótese nula o fato de as séries temporais não serem cointegradas. Então, parte-se da estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários e, posteriormente, avaliação da estacionariedade dos resíduos. Assim, este teste verifica se há, no máximo, um vetor de cointegração.

O teste de Engle-Granger é verificado para duas situações: vetor de cointegração conhecido ou vetor de cointegração estimado. Quando ele for conhecido, basta usar um teste de raiz unitária, tal como o teste ADF. Também podem ser utilizados os testes de Phillip-Perron (PP), abordado em Phillips e Perron (1988), ou de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), apresentado por Kwiatkowski *et al.* (1992). Quando o vetor de cointegração for desconhecido, faz-se uma regressão e avalia-se a estacionariedade nos seus resíduos.

O procedimento de Johansen, proposto por Johansen (1988), avalia a ordem de integração de uma combinação linear de um conjunto de variáveis, podendo ser considerado, de acordo com Morettin (2011), uma generalização multivariada do teste DF. Assim, este teste se baseia em estimar os vetores de cointegração por máxima verossimilhança utilizando um vetor autorregressivo. Para isso, podem ser consideradas as equações (3), (4), e (5):

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-p} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\pi = - \left( I - \sum_{i=1}^p A_i \right) \quad (4)$$

$$\pi_i = - \left( I - \sum_{j=1}^i A_j \right) \quad (5)$$

em que  $X_t$  representa um vetor de variáveis ( $n \times 1$ );  $A$  representa a matriz de coeficientes ( $n \times n$ ) e  $\epsilon_t$  representa um vetor de erros ( $n \times 1$ ). O posto da matriz  $\pi$  é igual ao número de vetores independentes de cointegração e se o posto for zero, a matriz é nula. Caso o posto seja um, existe apenas um vetor de cointegração, e, para os demais casos, existem múltiplos vetores de cointegração. Sabendo que o posto de uma matriz é igual ao número de raízes características diferentes de zero, o teste



pode ser realizado por meio da estimação das raízes estimadas da matriz  $\pi$  e da análise de sua significância.

O teste traço verifica a hipótese  $H_0: r \leq r_0$  onde a ordem de integração é no máximo  $r_0$ , versus  $H_1: r > r_0$  onde a ordem de integração é maior que  $r_0$ , utilizando a estatística de teste  $\lambda_{\text{traço}}$ . Esta estatística possui uma distribuição assintótica, que se caracteriza por ser uma generalização multivariada da distribuição da estatística do ADF, dependendo da dimensão  $n-r_0$  e da especificação dos termos determinísticos. O teste  $\lambda_{\text{traço}}$  é mostrado na Equação (6).

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

A Equação (7) mostra que o teste do máximo autovalor testa a hipótese  $H_0: r = r_0$  onde a ordem de integração é igual a  $r_0$ , e  $H_1: r = r_0 + 1$  onde a ordem de integração é igual a  $r_0 + 1$ , por meio da estatística de teste  $\lambda_{\text{max}}$ , cuja distribuição assintótica também depende da dimensão  $n-r_0$  e da especificação dos termos determinísticos.

$$\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}) \quad (7)$$

### 3. METODOLOGIA

A série do consumo anual residencial de energia elétrica foi considerada no período de 1990 até 2018, é dada em Gigawatt-hora (Gwh) e tem como fonte a Eletrobras (2018), sendo disponibilizada pelo Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas por meio de seu banco de dados, o IPEADATA. A série do Índice de Desenvolvimento Humano também foi considerada entre 1990 e 2018. O IDH é calculado considerando os bancos de dados UNDESA (2019), UNESCO - Institute for Statistics (2020), United Nations Statistics Division (2020), World Bank (2020), Barro e Lee (2018) e IMF (2020) e disponibilizado pelo PNUD (2021). Como mencionado na Seção 2.2, as séries passam por uma transformação logarítmica e, ainda, a série do IDH foi multiplicada por 1.000 de modo a apresentar uma melhor visualização dos gráficos.

Inicialmente, foi realizada uma análise exploratória dos dados, considerando medidas estatísticas que são utilizadas para resumir as observações de uma série temporal, como valores de média, mediana, máximo, mínimo, desvio padrão, coeficiente de variação, assimetria, curtose, percentis e gráficos.

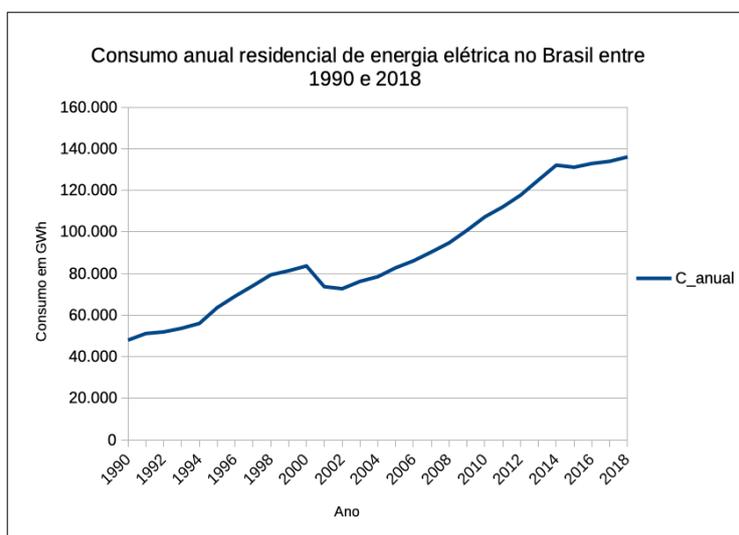
Conforme apresentado na Seção 2.3, foi utilizado o teste ADF para avaliação da estacionariedade e ordem de integração das duas séries consideradas. Posteriormente, o teste de cointegração Engle-Granger e o procedimento de Johansen apresentados na Seção 2.5 foram considerados para avaliar a relação de longo prazo entre as variáveis do IDH e do consumo de energia elétrica residencial no Brasil. Para a realização dos procedimentos deste trabalho, foi utilizado o Software livre Gretl. (GRETl, 2021).



## 4. RESULTADOS

Para efeito de análise do comportamento das séries ao longo do período analisado, são gerados os gráficos da Figura 1 e da Figura 2.

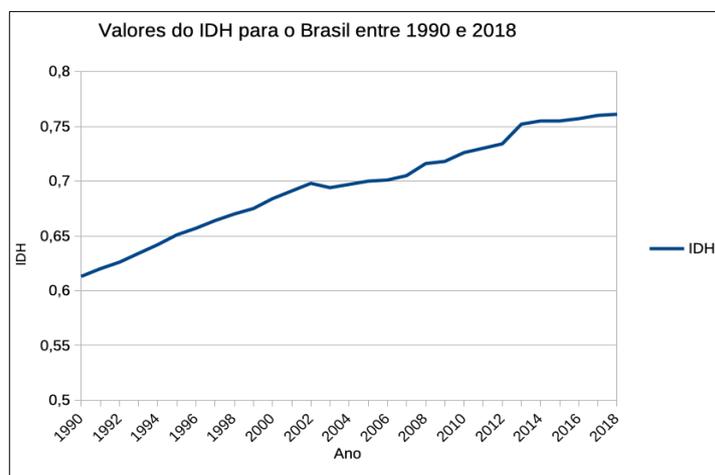
**Figura 1** – Consumo anual residencial de energia elétrica no Brasil.



Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Figura 1 é possível observar a tendência de crescimento do consumo de eletricidade com o passar dos anos. Cabe ressaltar que nos anos de 2001 e 2002 há uma queda no consumo de eletricidade, contrariando a tendência de alta dos anos anteriores. Isso se deve ao fato de que nos anos em questão houve um racionamento forçado de energia no país, amplamente noticiado na época, inclusive com os cortes de abastecimento, que ficou conhecida como a crise do apagão. (GOMES, 2011). Enquanto isso, outra queda de menor proporção pode ser observada em 2015 e 2016 (OREIRO, 2017), anos em que o país passou por uma forte recessão econômica.

**Figura 2** – IDH no Brasil.



Fonte: Elaborada pelos autores.



Em relação à Figura 2, é possível notar que o IDH do Brasil apresenta tendência de crescimento no período analisado, porém o crescimento é de menor intensidade se comparado ao do consumo de eletricidade. Na Tabela 1 são apresentados os resultados das medidas descritivas para as duas variáveis analisadas, onde é possível perceber que a série de consumo apresenta um coeficiente de variação maior do que a série de IDH, o que está de acordo com a análise gráfica. Os valores de média e mediana estão bastante próximos para ambas as séries, indicando uma potencial distribuição simétrica, que é sustentada pelos coeficientes de assimetria apresentados. Ainda, ambas as séries apresentam coeficiente de curtose negativos, indicando uma distribuição platicúrtica, isto é, há poucas observações nos extremos da distribuição.

**Tabela 1** - Medidas estatísticas.

Medida	Série do Consumo	Série do IDH
Média	11353 GWh	6,5434
Mediana	11323 GWh	6,5482
Máximo	11821GWh	6,6346
Mínimo	10778GWh	6,4184
Desvio Padrão	0,32023	0,065334
Coeficiente de variação	0,028206	0,0099847
Coeficiente de assimetria	-0,10348	-0,28585
Curtose	-1,0035	-0,9348
Percentil 5%	10810GWh	6,424
Percentil 95%	11813GWh	6,634

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 2 são apresentados os resultados do teste de raiz unitária ADF considerando as séries em nível e em primeira diferença (representada pela letra d antes de cada série).

**Tabela 2** - Resultados do Teste ADF.

Série	Termos na Equação	Valor-p
Consumo	Constante e tendência	0,3424
d_Consumo	Constante	0,0142
IDH	Constante	0,1673
d_IDH	Constante	0,0019

Fonte: Elaborada pelos autores.

Considerando o nível de significância de 5%, ao observar a Tabela 2, verifica-se que não é possível rejeitar a hipótese da presença de raiz unitária em nenhuma das séries em nível, indicando que as séries não são estacionárias antes de diferenciá-las. Por outro lado, em ambas as séries em primeira diferença, rejeita-se a hipótese da presença de raiz unitária. Deste modo, os resultados dos testes ADF indicam que as séries estudadas são estacionárias em primeira diferença, portanto possuem ordem de integração I(1). Partindo-se do fato de que as séries possuem a mesma ordem de



integração, I(1), foram realizados os procedimentos de cointegração para testar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis.

O procedimento de Engle-Granger (Tabela 3) inicia-se com a estimação do modelo pelo método dos mínimos quadrados ordinários, sendo necessário realizar o teste de raiz unitária nos resíduos.

**Tabela 3** – ADF nos resíduos do Modelo MQO.

Defasagem	Termos na Equação	Valor-p
1	Constante	0,037

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota-se que, como foi rejeitada a hipótese da presença de raiz unitária nos resíduos do modelo (valor-p<0,05), o teste de Engle-Granger indica a presença de relação de cointegração entre as variáveis, ou seja, pelo menos um vetor de cointegração. Dessa maneira, após indícios de cointegração apontados pelo teste de Engle-Granger, é realizado o Procedimento de Johansen para confirmar tal relação. Na Tabela 4 são mostrados os resultados dos critérios de qualidade de ajuste utilizados (AIC, BIC e HQC) para a seleção de defasagens do modelo VAR para estimação.

**Tabela 4** – Seleção de Defasagens do modelo VAR.

Defasagem	AIC	BIC	HQC
1	-0,720*	-0,526*	-0,664*
2	-0,620	-0,233	-0,508
3	-0,550	0,030	-0,383

Fonte: Elaborada pelos autores.

A análise da Tabela 4 indica que para a aplicação do procedimento de Johansen deve-se considerar o modelo com uma defasagem, visto que este foi o valor que apresentou os menores valores para os três critérios de informação considerados. Na Tabela 5 são mostrados os resultados do Procedimento de Johansen.

**Tabela 5** – Procedimento de Johansen.

Número de vetores	Valor-p - $\lambda_{\text{traço}}$	Valor-p - $\lambda_{\text{max}}$	Autovalor
0	0,000	0,000	0,724
1	0,840	0,831	0,003

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados presentes na Tabela 5 indicam que a hipótese de que não existe vetor de cointegração pode ser rejeitada (valor-p<0,05), enquanto a hipótese de que existe apenas um vetor de cointegração entre as variáveis não pode ser rejeitada (valor-p>=0,05), seja considerando o teste  $\lambda_{\text{traço}}$  ou o teste  $\lambda_{\text{max}}$ , uma vez que há concordância entre seus resultados. O vetor de cointegração encontrado para as séries referentes ao consumo e ao IDH são de 1,000 e -1,868, respectivamente. Este resultado indica que o aumento do IDH impacta significativamente, e com valor maior do que 1, o consumo por eletricidade.



Os achados concordam com os trabalhos de Pasternak (2000) e Da Silva e Guimarães (2011), realizados há vinte anos com os dados da época em questão. Vaz e Farret (2020) encontraram correlação positiva entre o IDH e o consumo de energia elétrica, porém cabe ressaltar que os autores trabalharam com Coeficiente de Pearson e regressão linear para chegarem as suas conclusões. Já o trabalho de Lekana e Ikiemi (2021) relaciona, através de dados em painel, o IDH com o consumo geral de energia, não apenas eletricidade, nos países da Comunidade Econômica dos Estados da África Central, e seus achados indicam que o investimento governamental no setor energético tende a aumentar o IDH.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou verificar a existência da relação de longo prazo entre a série do consumo anual residencial de energia elétrica e a série do valor do IDH do Brasil, ambas no período de 1990 até 2018. Após a realização do teste ADF, percebeu-se que as séries, quando testadas em nível, apontaram a presença de raiz unitária. Já quando testadas em primeira diferença, ambas as séries mostraram evidência de estacionariedade, indicando ordem de integração igual a um.

Diante disso, foi realizado o teste de Eagle-Granger que apontou que há uma relação de cointegração entre as variáveis. Ao realizarmos o procedimento de Johansen, verificou-se que a hipótese de que não existe vetor de cointegração entre as séries é rejeitada, enquanto a hipótese de que existe pelo menos um vetor de cointegração não pode ser rejeitada. Deste modo, existem evidências de que as séries estudadas possuem relação de longo prazo.

Assim, há indícios de que é possível considerar o IDH como preditor do consumo de energia elétrica. O vetor de cointegração indicou que o IDH impacta de maneira positiva no consumo por eletricidade, o que é esperado, uma vez que em países em desenvolvimento o aumento da qualidade de vida tende a estar associado ao consumo por eletricidade.

## 6. REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. **Biometrika**, v.60, n.2, p.255-265, 1973.

ANDRADE, T. A.; LOBÃO, W. J. A. Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil. **Texto para discussão**, n.489, IPEA, 1997.

ARLTOVÁ, Markéta; FEDOROVÁ, Darina. Selection of unit root test on the basis of length of the time series and value of AR (1) parameter. **Statistika-Statistics and Economy Journal**, v.96, n.3, p.47-64, 2016.

BARRO, R. J.; LEE J. W. **Dataset of Educational Attainment**. jun. 2018 (revision). Disponível em: [www.barrolee.com](http://www.barrolee.com). Acesso em: 20 jun. 2021.

BRECHA, Robert J. Threshold electricity consumption enables multiple sustainable development goals. **Sustainability**, v.11, n.18, p.5047, 2019.



- CARNEIRO, Francisco Galvão. **A metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília: Departamento de Economia, Universidade de Brasília, 1997. Texto didático.
- DA SILVA, M. G.; GUIMARÃES, L. D. S. Uso do índice de desenvolvimento humano como instrumento de projeção de demanda de energia elétrica. **Economia e Energia**, n.86, Jul./set. 2012.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American statistical association**, v.74, n.366a, p.427-431, 1979.
- ELETOBRAS. **Boletim siese**: consumo de energia elétrica no Brasil. 2018. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 20 jul. 2021.
- ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p.251-276, 1987.
- GAITHER, Norman; FRAZIER, Greg. **Administração da produção e operações**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2001.
- GOMES, V. H. F. O meio ambiente e o risco de apagão no Brasil. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL, 2., 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: UFRJ, 2007.
- GRETL. **Gnu regression, econometrics and timeseries library**. Version 2021d. 2021. Disponível em: <http://gretl.sourceforge.net/>. Acesso em: 01 ago. 2021.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: Amgh Editora, 2011.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B**, v.41, p.190-195, 1979.
- IMF. **World economic Outlook database**. Washington, DC: International Monetary Fund), 2020. Disponível em: [www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2020/01/weodata/index.aspx](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2020/01/weodata/index.aspx). Acesso em: 20 Jun. 2021.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v.12, n.2-3, p.231-254, 1988.
- LEKANA, H. C.; IKIEMI, C. B. S. Effect of energy consumption on human development in the countries of the Economic and Monetary Community of Central Africa (EMCCA). **Theoretical Economics Letters**, v.11, n.3, p.404-421, 2021.
- KAWAMOTO, Claudio Akira; KAWAMOTO, Carlos Tadao. Cointegração e descoberta de preços de ADR brasileiros. **Revista de Administração Contemporânea**, v.13, p.272-290, 2009.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. **Journal of econometrics**, v.54, n.1-3, p.159-178, 1992.



- LEITE, S. Q. **Projeções para a demanda por energia elétrica no Brasil, 2006-2015**. 2006. 51 f. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia) – Faculdade de Economia e Finanças Ibmec, Rio de Janeiro, 2006.
- MODIANO, E. M. **Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1984. (Texto para discussão, 68).
- MORETTIN, P. A. **Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras**. Editora Blucher, 2017.
- OREIRO, José Luis. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estudos Avançados**, v.31, p.75-88, 2017.
- PASTERNAK, A. D. **Global energy futures and human development: a framework for analysis**. 2001.
- PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v.75, n.2, p.335-346, 1988
- PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: Organização das Nações Unidas, Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2021.
- SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v.71, n.3, p.599-607, 1984.
- SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.58, n.1, p.67-98, 2004.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, v.6, n.2, p.461-464, 1978.
- VIANA, G. I. M. N.; SILVA, A. L. M. Um modelo para projeções para demanda por energia elétrica, 2009-2017 para o setor residencial no Brasil. **Revista Brasileira de Energia**, v.20, n.1, p.107-126, 2014.
- SILVEIRA, A. G.; AMARAL, M. C.; DE MATTOS, V. L. D. Relação de longo prazo entre a renda média domiciliar da população e a demanda residencial por energia elétrica. **Revista Mundi**, v.4, n.2, 2019.
- SILVEIRA, A. G. **Estudo da demanda energia elétrica no Brasil**. 2017. 83 f. Dissertação (Mestrado em Modelagem Computacional) – Universidade Federal de Rio Grande, Rio Grande, 2017.
- SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JUNIOR, H. H.; CASTELAR, I. A demanda por energia elétrica no Nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.36, n.1, p.137-178, 2006.
- UNESCO. **Data Centre**. Paris: United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, Institute for Statistics, 2020. Disponível em: <http://data.uis.unesco.org>. Acesso em: 20 jun. 2021.
- UNSD. **National Accounts Main Aggregate Database**. New York: United Nations Statistics Division, 2020. Disponível em: <http://unstats.un.org/unsd/snaama>. Acesso em: 20 jun. 2021.



UNDESA. **World population prospects**: the 2019 revision. New York: United Nations Department of Economic and Social Affairs, 2019. Disponível em: <https://population.un.org/wpp/>. Acesso em: 20 jun. 2021.

VAZ, E. F.; FARRET, F. A. Correlações de Pearson entre o consumo de energia elétrica e os índices de desenvolvimento humano e econômico. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AUTOMÁTICA, 23., 2020, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: PUC-RS, 2020.

VIANA, G. I. M. N.; SILVA, A. L. M. Um modelo para projeções para demanda por energia elétrica, 2009-2017 para o setor residencial no Brasil. **Revista Brasileira de Energia**, v.20, n.1, p.107-126, 2014.

WORLD BANK. **World Development Indicators database**. Washington, DC: 2020. Disponível em: <http://data.worldbank.org>. Acesso em: 20 jun. 2021.

Submetido em: **01/08/2021**

Aceito em: **16/11/2022**