



MUDANÇAS CLIMÁTICAS, MATRIZ ENERGÉTICA E IMPACTOS SÓCIO-ECONÔMICOS: ANÁLISES E CONSIDERAÇÕES À PARTIR DE UM MODELO VAR

Tayanny Maria Sousa da Silva¹; Gabriel Ribeiro Borges²; Juliano Augusto Borges Soares³ Fabrício Pelizer de Almeida⁴

1, 2, 3, 4 Universidade de Uberaba

tayanny@yahoo.com.br; fabricao.almeida@uniube.br

1 - Introdução

Em se tratando do perfil da matriz energética parece consenso entre pesquisadores, de que a capacidade de geração e transmissão de energia elétrica podem ser determinantes para o desenrolar de políticas sociais e de desenvolvimento urbano nas próximas décadas (GOLDEMBERG, 1998). Entretanto, faz-se necessário considerar os investimentos público-privados destinados à diversificação da matriz energética interna, como forma de viabilizar o desenvolvimento socioeconômico, observando-se a vulnerabilidade destas matrizes em relação aos painéis de mudanças climáticas e emissão de carbono (CALOU, 2011).

Nesse contexto deve-se atentar para as relações entre energia e cidades, especialmente devido ao consumo desmedido de recursos naturais, às emissões de gases de efeito estufa (GEE) e resíduos sólidos de diversas naturezas, além da ocupação desordenada no espaço, ou ainda o próprio “consumo do espaço”. (ORTIGOZA e CORTEZ, 2009, p.42).

Portanto, o presente trabalho analisa um possível cenário de transmissão dos impactos das principais variáveis climáticas, na geração e consumo residencial de energia elétrica no país.

2 - Materiais e métodos

O presente estudo foi realizado a partir de uma análise de séries temporais, que deve compor um modelo interpretativo capaz de correlacionar as mudanças climáticas e o impacto na matriz energética brasileira.

O período considerado para composição do modelo econométrico compreende os meses de jan./1996 à dez./2013. As variáveis inseridas no modelo VAR (Vetores Autorregressivos), foram de pluviosidade (em mm), temperatura (em °C), geração de energia hidráulica (em GWh), consumo total mensal de energia elétrica pelas residências das grandes cidades (em GWh) e tarifa média do consumo de energia elétrica em residências (em R\$*MWh⁻¹). Os dados climáticos, referem-se às principais estações meteorológicas automáticas nos estados de São Paulo, Minas Gerais e Goiás.

Em seguida as séries históricas foram submetidas ao teste de Dickey-Fuller Aumentado

(ADF), que, ao incorporar à cada série a própria variável defasada e diferenciada, avalia o padrão estacionário. Desse modo, conforme Dickey e Fuller (1981), pressupõe-se que os termos de erros nas séries do modelo são identicamente e independentemente distribuídos (IID), isto é não apresentam autocorrelação. Portanto, a equação pode ser assim descrita (1):

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

em que β_1 é o intercepto; t é a tendência; Δ é o operador de diferença. A ordem da defasagem (p) é determinada pelo Critério de Schwarz (SC), de forma a se obter resíduos não correlacionados, ou seja, ruído branco (ENDERS, 1995).

Um modelo autorregressivo, permite escolher a variável dependente e independente, utilizando-se de um modelo empírico¹, capaz de sugerir um conceito de causalidade em que a variável x_t ajuda na previsão da variável y_t melhorando a estimação (GRANGER, 1969). Portanto, denomina-se que y_t é causado, no sentido Granger, por x_t . O procedimento consiste em estimar ambas variáveis na posição de variável dependente, uma de cada vez, como em (2) e (3).

$$X_t = \theta + \sum_{i=0}^{m-1} \rho_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \lambda_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$Y_t = \gamma + \sum_{i=0}^{m-1} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que, Y_t , X_t são os preços de interesse; γ , α , β , θ , ρ , λ são os parâmetros a serem estimados; i e j são os números de defasagens das séries; e ε_t são os erros aleatórios não-correlacionados.

Para o conjunto de séries analisada e elaboração do modelo VAR foi utilizado o software livre GRETL (2012).

3 - Resultados e discussão

A saída de dados do teste ADF indica que todas as séries consideradas no modelo são estacionárias de 1ª ordem, ao nível de 5% ($p < 0,05$), conforme descrito na Tabela 1.

Os modelos autorregressivos foram obtidos considerando 2 meses de defasagem, pelo critério Bayesiano de Schwarz (BIC). O valor do critério de informação obtido (56,722387) é o mínimo obtido na seleção de defasagens.

¹ Modelo Empírico: é realizado por meio de tentativas e erros e caracterizado pelo senso comum.



8º EnTec – Encontro de Tecnologia da UNIUBE / 28 a 30 de outubro de 2014

Tabela 1 - Resumo dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

VARIÁVEIS	DEFASAGEM (P-1)	ADF T STATISTIC	EQUAÇÃO DO TESTE	ESTACIONARIDADE (P < 0,005)
Pluviosidade	1	T -3,3115	Sem constante	Estacionária
Temperatura	1	T_D -6,2733	Com constante	Estacionária
Geração de Energia Hidráulica	1	T_D -2,8085	Com constante	Estacionária
Consumo Total Mensal de Energia Elétrica - Residencial	1	T_I -4,7273	Com constante e tendência	Estacionária
Tarifa Residencial Média	1	T_D -5,6100	Com constante	Estacionária

As estimativas do modelo VAR (conforme descrito na Tabela 2) permitiram observar relações significativas de causalidade, especialmente no sentido das variáveis climáticas para o de geração e consumo de energia.

 Tabela 2 - Estimativas do modelo VAR² para o conjunto de variáveis climáticas, geração e consumo de energia com 2 (dois) meses de defasagem (1996-2013).

Coeficientes	Variável Dependente	
	Geração de Energia Hidráulica	Consumo Total Mensal de Energia Elétrica Residencial
Constante	2119,2*** (0,00001)	2066,60*** (0,0002)
Pluviosidade (1º mês)	5,28437*** (0,001)	0,453779** (0,0458)
Pluviosidade (2º mês)	2,41450 (0,1189)	-0,296835 (0,1798)
Temperatura (1º mês)	199,767** (0,0255)	76,7356*** (0,0001)
Temperatura (2º mês)	-317,469*** (0,0021)	-36,1407** (0,0140)
Geração de Energia Hidráulica (1º mês)	0,268019*** (0,0005)	0,0147370 (0,1739)
Geração de Energia Hidráulica (2º mês)	0,377064*** (0,00001)	-0,0470624*** (0,00001)
Consumo Mensal de Energia Elétrica Residencial (1º mês)	-2,94355*** (0,00001)	0,291227*** (0,0004)
Consumo Mensal de Energia Elétrica Residencial (2º mês)	1,37600** (0,0188)	0,334725 (0,00001)
Tendência	73,9314*** (0,0006)	14,7948*** (0,00001)
d (Durbin-Watson)	1,939344	2,235203

*** Significativo a 1%, ** a 5% e * a 10%. ²A variável tarifa média não apresentou significância no modelo VAR.

A capacidade de transmissão dos choques (causalidade) a partir dos modelos de regressão, apenas nas relações significativas ($p < 0,05$), sugere que um choque na variável pluviométrica afeta positivamente a geração de energia elétrica 5,28%, estendendo-se em um período superior a 6 meses de defasagem (Figura 1).

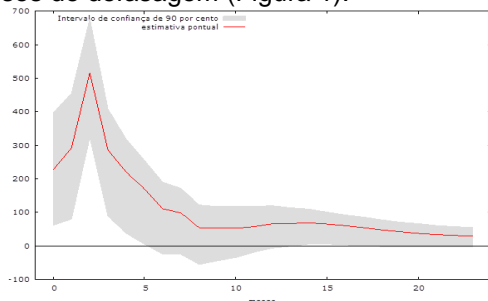


Figura 1 - Resposta da Geração de Energia Hidrelétrica a um choque na série Pluviométrica.

Já o consumo de energia elétrica pelas residências é afetado em até 7,6% em função do

aumento da temperatura, invertendo-se devido ao comportamento sazonal após o 6º mês (Figura 2).

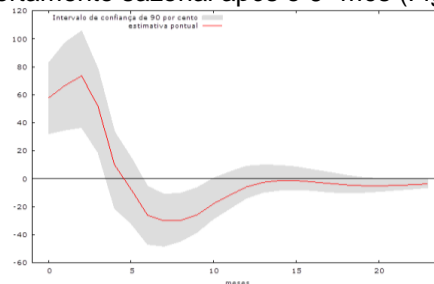


Figura 2 - Resposta do Consumo de Energia Elétrica a um choque na série de Temperatura.

Tendo em vista a ampla capacidade de transmissão dos efeitos das variáveis climáticas no consumo de energia elétrica, percebe-se certa fragilidade do setor energético brasileiro considerando o potencial crescimento urbano e demográfico do país.

4 - Considerações finais

O presente trabalho permitiu avaliar a capacidade de transmissão dos impactos das variações climáticas na matriz hidro energética brasileira. Em suma, os choques nas variáveis climáticas são amplamente transmitidos às séries de geração e consumo de energia elétrica.

Portanto, o desafio do país diante da expectativa do aumento de consumo de bens industrializados e crescimento das cidades, e dos efeitos quase sempre negativos das alterações climáticas na matriz energética brasileira, de se diversificá-la sem contudo, contribuir para o aumento das emissões de gases de efeito estufa.

5 - Referências

- CALLOU, S.M. (2011). Energia e mudanças climáticas: otimismo e ameaças no fronte brasileiro. In: MOTTA, R.S. et al. (eds). Mudança do Clima no Brasil: aspectos econômicos, sociais e regulatórios, Ipea, Brasília, p. 143-160.
- DICKEY, D. e FULLER, W. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, vol. 49, p. 1057-1072.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1995.
- GOLDEMBERG, J. Energia e desenvolvimento. *Estudos Avançados*, S.P., v. 12, n. 33, Ago. 1998.
- GRANGER, C.W.J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models, *Econometrica* 34, 541-51.
- GRETLL - GNU Regression, Econometrics and Time-series Library, 1.9.9, 2012.
- ORTIGOZA, S.A.G e CORTEZ, A. T. C. Da produção ao consumo: Impactos socioambientais no espaço urbano. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009. 146 p.

Agradecimentos

À UNIUBE através do PIBIC pelo apoio e bolsa concedida à aluna pesquisadora.