

## **ANÁLISE DOS PRINCIPAIS DETERMINANTES DA TARIFA DE ENERGIA ELÉTRICA ENTRE 1996 – 2017**

### **ANALYSIS OF THE MAIN DETERMINANTS OF THE ENERGY TARIFF : 1996 - 2017**

**Resumo:** O trabalho visa analisar alguns dos principais determinantes da tarifa de energia elétrica e como estes fatores afetam o comportamento da tarifa de energia. Para atingir tal objetivo utilizou-se a metodologia de Vetores Autoregressivos com Correção de Erros (VEC). Os principais determinantes analisados são: taxa de câmbio, índice geral de preços ao mercado (IGP-M), geração das usinas hidrelétricas, geração das usinas termelétricas e consumo de energia elétrica. No curto prazo os fatores que afetam positivamente a tarifa de energia são hidrelétricas, termelétricas, taxa de câmbio e IGP-M. Já no longo prazo as variáveis que afetam positivamente a tarifa de energia são apenas IGP-M e consumo de energia.

**Palavras-chave:** Determinantes da Tarifa de Energia; Tarifa de Energia Elétrica; VEC.

*Abstract: The paper aims to analyze some of the main determinants of the tariff of electric energy and how these factors affect the behavior of the tariff of energy. To achieve this goal was used VEC methodology. The main determinants analyzed are: exchange rate, general market price index (IGP-M), generation of hydroelectric plants, generation of thermoelectric plants and consumption of electric energy. In the short run the factors that positively affect the energy tariff are hydroelectric, thermoelectric, exchange rate and IGP-M. In the long run the variables that positively affect the energy tariff are only IGP-M and energy consumption.*

*Keywords: Determinants of the Energy Tariff; Energy Tariff; VEC.*

## **1. INTRODUÇÃO**

Energia elétrica acessível e a preços módicos deve figurar entre as prioridades do governo, já que a mesma além de ser uma variável de medida para o desenvolvimento econômico dos países também é um insumo chave, presente desde as residências até o setor agropecuário e industrial. Assim, devido a essencialidade do serviço de energia elétrica, tal setor sofre regulações por parte do Estado, incluindo desde assuntos referentes à investimentos até o preço da tarifa de energia elétrica que será cobrado do consumidor final.

Sabe-se que os produtos com preços administrados apresentam um peso de aproximadamente 24% em relação ao Índice de Preços Amplo ao Consumidor (IPCA),

dentre estes preços administrados está a energia elétrica, a qual apresenta peso de aproximadamente 14% atrás somente da gasolina e derivados do petróleo que apresentam peso de cerca de 17% (ALVES et al, 2013). Já ao considerar o peso da energia elétrica em relação ao IPCA como um todo, os relatórios de inflação emitidos pelo Banco Central do Brasil (2015) mostram que nos últimos anos tem sido entre 3% a 4%.

Assim, o presente trabalho visa analisar como alguns dos principais determinantes do preço da tarifa de energia elétrica afetam seu comportamento. Sabendo que a energia elétrica é um importante insumo presente em todos os setores da economia, e somando-se a isso o fato de que o preço da energia elétrica é um componente importante do IPCA, as variações no preço da energia afetam o poder de compra dos agentes econômicos de forma direta e indireta. Logo, é importante que se compreenda o comportamento do preço da tarifa de energia, bem como o funcionamento do setor elétrico brasileiro para que ações e políticas econômicas possam ser implementadas com maior eficiência.

De acordo com o Balanço Energético Nacional (2017), a eletricidade é uma das fontes de energia mais consumida no Brasil, estando atrás apenas do óleo diesel e seguida pela gasolina. Em 2016, segundo dados do balanço, 91% da energia consumida pelo setor comercial foi elétrica, em relação ao setor agropecuário pelo menos 23% da força energética utilizada pelo setor advinha da eletricidade. Já quanto as residências 46% da energia utilizada foi oriunda da eletricidade.

Como o setor é regulamentado e sofre grande influência do poder público, inclusive nos preços das tarifas de energia praticados pelas concessionárias de distribuição, por vezes é até mesmo utilizado pelo governo como mecanismo de contenção da inflação por alguns períodos. Por isso, é importante que se analise o comportamento da tarifa de energia elétrica, bem como os fatores que a afetam, incluindo as intervenções e regulações praticadas pelo governo. Ao analisar-se o comportamento do preço da energia elétrica e como este é determinado é possível que se tenha uma melhor perspectiva do setor para que se possa elaborar políticas públicas e privadas mais eficazes para o desenvolvimento do mesmo. Além disso, o preço da energia elétrica também afeta o IPCA de forma direta e indireta. De forma direta, por meio dos preços administrados e de forma indireta, devido ao fato da energia elétrica ser um insumo para quase todos os setores da economia, assim, alterações em seu preço podem repercutir nos demais setores. Portanto, averiguar a tarifa de energia elétrica também pode contribuir para políticas monetárias e anti-inflacionárias ao permitir que se tenha mais informações sobre os componentes do índice de inflação.

O trabalho está estruturado em sessões. Após a introdução, a sessão seguinte refere-se à metodologia econométrica empregada para atingir o objetivo principal do

trabalho. A terceira sessão ocupa-se de discutir os resultados obtidos por meio do modelo econométrico e, por fim, seguem-se as considerações finais.

## 2. METODOLOGIA

O modelo econométrico aqui proposto busca auxiliar na compreensão do comportamento da tarifa elétrica, para isso foram escolhidos alguns dos principais determinantes do preço da energia elétrica a fim de verificar como tais fatores afetam a tarifa de energia elétrica. As variáveis escolhidas para compreender o comportamento do preço da tarifa de energia elétrica<sup>1</sup> são: i) consumo de energia elétrica (Ce) medido em gigawatt-hora (GWH), ii) geração de energia elétrica por meio de usinas hidrelétricas (HID), iii) geração de energia via termoeletricas (TER) expressa em GWH, as quais representam as principais fontes de oferta de energia elétrica no Brasil, iv) taxa de câmbio (CB), pois a energia elétrica comprada pelo país é precificada em dólares, v) IGP-M, pois a revisão tarifária realizada pelas concessionárias sob supervisão da Aneel é indexada a este índice.

O período de análise compreende janeiro de 1996 até junho de 2017. O recorte temporal escolhido se deve ao fato de que neste período foram criadas novas normas de regulamentação e concessão de energia elétrica que dão suporte ao arcabouço institucional e normativo vigente no setor. Antes da estimação dos modelos econométricos foram realizadas algumas transformações na base de dados, todas as séries temporais foram logaritmizadas. Tais transformações foram realizadas para que os dados melhor se adequassem aos objetivos propostos e, dessa forma, sejam gerados resultados mais consistentes. Os dados utilizados foram em sua totalidade extraídos da base de dados IPEADATA<sup>2</sup>.

A análise parte da investigação da ordem de integração e cointegração das séries temporais por meio dos testes de raiz unitária, Dickey-Fuller Aumentado (1981), DF-GLS (1996) e KPSS (1992).

A escolha entre a estimação de um modelo do tipo Vetor Autoregressivo (VAR) em nível, VAR em diferença ou um Vetor de Correção de Erros (VEC), é pautada na análise do número de linhas linearmente independentes da matriz  $\Pi$ , a qual indica o número de vetores cointegrados. Entretanto, o número de equações de cointegração depende do posto da matriz, que é igual ao número de raízes características que diferem de zero (ENDERS, 1995).

Para a identificação do posto da matriz foi realizado o Teste de Cointegração de Johansen (1988), o qual é composto por dois testes baseados em estimação por máxima verossimilhança com restrição. O primeiro destes testes é o teste Traço que

<sup>1</sup> Dado que cada concessionária de energia elétrica pratica um preço diferente para a tarifa de energia elétrica, utiliza-se a variável tarifa média de energia elétrica disponibilizada no portal IPEADATA.

<sup>2</sup> Todos os dados foram extraídos do IPEADATA e estão disponíveis no seguinte portal: – <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

assume como hipótese nula a existência de  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r > r^*$ . O segundo teste é o teste de raiz máxima, que verifica qual é o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. A hipótese nula do teste confirma a existência de vetores  $r$  de cointegração contra a alternativa da existência de  $r + 1$  vetores.

O modelo de vetores autoregressivos é utilizado para captar a interdependência entre as séries temporais. O modelo VAR nada mais é do que um sistema de equações, em que cada variável que o compõe é função dos seus próprios valores, dos valores das demais variáveis no presente e defasadas no tempo, além de um termo de erro, o qual é não correlacionado. De modo geral, o modelo pressupõe a existência de um efeito intertemporal entre as variáveis.

Segundo Bueno (2011), o modelo autoregressivo de ordem  $p$ , pode ser representado por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $Y_t$ , interligadas entre si por uma matriz  $A$ .

$$AY_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B_{\varepsilon t} \quad (1)$$

Onde  $A$  é uma matriz de ordem  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $Y_t$ . Já  $B_0$  representa um vetor de constantes  $n \times 1$ , enquanto que  $B_i$  são matrizes  $n \times n$  e  $B$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão,  $\varepsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si.

A equação (1) define um modelo VAR em sua forma estrutural, contudo, considerando que as relações expressas pela matriz  $A$  se originam de um modelo teórico-econômico previamente estabelecido, e que as variáveis são todas endógenas, é possível escrever o modelo em sua forma reduzida, como apresentada por Bueno (2011), expresso na equação (7):

$$\begin{aligned} Y_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B_{\varepsilon t} \\ &= \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

Segundo Bueno (2011) a estimação do modelo VAR em sua forma reduzida acarreta em perda de informações, que dificultam a identificação correta dos parâmetros, por isso que é muito importante que se estabeleçam hipóteses pautadas na teoria econômica.

O modelo VAR expressa as relações de curto prazo entre as variáveis, por isso, caso as séries de tempo não estacionárias possuam uma dinâmica em comum, é possível estimar um modelo VAR que capta informações dos componentes de curto

prazo e de longo prazo, denominando – o de Vetor de Correção de Erros (VEC). Tais relações podem ser expressas devido à inclusão do termo de correção de erros, o qual informa sobre os desvios das séries em relação ao equilíbrio de longo prazo e pode ser escrito como um vetor das variáveis em nível defasadas em um período (BUENO, 2011).

Conforme Enders (1995) se todas as variáveis são estacionárias em nível deve-se estimar um modelo VAR em nível. Porém, se após a realização dos testes de raiz unitária perceber-se que todas as séries são integradas de ordem um (I(1)) o VAR deve ser estimado em primeira diferença, como descrito pela equação (3):

$$\Delta Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Já se as séries não estacionárias apresentarem uma relação de equilíbrio de longo prazo, deve-se incluir na equação um termo de correção de erros, assumindo o formato expresso na equação (9). Assim, estima-se um modelo VEC, o qual é uma versão mais completa do modelo VAR (BUENO, 2011).

$$\Delta Y_t = \Phi_0 + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde  $\Pi = \alpha\beta'$  é uma matriz de ordem  $n \times n$ , que corresponde ao número de equações de cointegração. A matriz de cointegração é representada por  $\beta$ , cujos coeficientes representam os estimadores da relação de equilíbrio de longo prazo. Já a matriz  $\alpha$  é denominada de matriz de ajustamento, em que os coeficientes em  $\alpha$  medem a velocidade de ajustamento do modelo à uma determinada situação de desequilíbrio. Assim, os elementos da matriz de ajustamento podem ser considerados como a importância relativa com que o nível de cada variável cointegrada auxilia na conversão para o equilíbrio de longo prazo após uma situação de desequilíbrio. Já, o termo de erro mede os desvios temporários entre as variáveis que compõem o vetor de cointegração (BUENO, 2011).

Neste trabalho todas as estimações foram realizadas por meio do software estatístico Stata 13.

### 3. RESULTADOS

Tendo em vista que a energia elétrica é um importante insumo para o funcionamento da economia do país, sendo utilizada desde as residências até o setor industrial, as variações do preço da tarifa de energia elétrica podem gerar efeitos de encadeamento em toda a economia, provocando alterações nos preços dos bens e serviços de outros setores. Assim, o modelo econométrico objetiva compreender mais

sobre o comportamento da tarifa de energia elétrica, avaliando quais são os principais determinantes da mesma e quais seus efeitos sobre o preço da energia elétrica.

Os possíveis determinantes do preço da tarifa de energia elétrica inclusos no modelo são: Taxa de Câmbio, pois parte da energia vendida no Brasil é importada, além disso a taxa de câmbio também pode exercer alguma influência na tarifa de energia de forma indireta, visto que a instalação e funcionamento de algumas usinas requer a importação de matérias-primas e suprimentos; IGP-M, já que tal indexador compõe a regra de cálculo de reajuste tarifário da Aneel; variáveis relacionadas à capacidade de geração das usinas hidrelétricas e termelétricas, que atualmente são as principais fontes de energia do Brasil, são utilizadas para captar os efeitos da oferta de energia sobre a tarifa; também é incluída uma variável relacionada ao consumo de energia elétrica para avaliar os efeitos que a demanda por energia pode causar na variação da tarifa de energia elétrica .

A metodologia de séries temporais multivariadas requer a realização de alguns testes antes da estimação do modelo econométrico, pois esta metodologia pressupõe que as séries devem ser estacionárias, isto é, devem apresentar média e variância constantes ao longo do tempo (BUENO, 2011). Assim, o primeiro procedimento adotado foi verificar a estacionariedade das séries por meio de testes de raiz unitária. Foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado, DF-GLS e KPSS<sup>3</sup>. Os resultados dos testes apontam que em nível as séries são não estacionárias, logo apresentam raiz unitária, mas ao refazer os testes com as séries em diferença, as mesmas tornaram-se estacionárias, desta forma as séries são integradas de ordem um – I(1).

Após a constatação de que as séries são integradas de primeira ordem o procedimento seguinte foi a realização do teste de cointegração de Johansen para averiguar se há presença de vetores de cointegração, e, assim, verificar se as séries apresentam a mesma tendência de longo prazo, para então definir qual o modelo mais adequado a ser estimado, VAR ou VEC. O resultado do teste de Johansen aponta para a presença de pelo menos um vetor de cointegração, indicando que o melhor modelo a ser estimado é um VEC.

Ao optar-se por estimar um modelo VEC é necessário definir a ordem do modelo por meio de critérios de informação. A escolha pautou-se nos critérios de informação Bayesiano (BIC) e de Akaike (AIC). Após a análise destes critérios estimou-se um modelo VEC (2) com 1 vetor de cointegração.

Para verificar se os parâmetros gerados pela estimação do modelo VEC (2) são consistentes, foram realizados testes para averiguar a autocorrelação e normalidade

---

<sup>3</sup> Os testes de raiz unitária apresentam características distintas entre si, logo, cabe ao pesquisador identificar qual o mais adequado, isto é, o que melhor capta as características apresentadas pelas séries econômicas a serem captadas. Neste trabalho seguiu-se o procedimento sugerido por Enders (1995).

Revista da 15ª Jornada de Pós-graduação e Pesquisa. ISSN: 2526-4397

Submetido: dd/mm/2018 Avaliado: dd/mm/2018.

Congrega Urcamp, vol. 15, nº15, ano 2018.

nos resíduos, bem como a estabilidade do modelo. Pelos testes é possível verificar que os resíduos não apresentam autocorrelação, entretanto, não há normalidade nos resíduos. Uma possível via para corrigir a não normalidade é através da inclusão de variáveis dummy, entretanto, neste caso ao incluir-se dummies para captar mudanças de política econômica acarretou em outros problemas como a não estabilidade do modelo e a inclusão destas variáveis também não foi capaz de corrigir a não normalidade dos resíduos. Contudo, assumiu-se que em modelos, como o VEC, estimados por Máxima Verossimilhança os resíduos tendem à normalidade assintoticamente. Em relação ao teste de estabilidade, o modelo apresenta o inverso das raízes polinomiais dentro do círculo unitário, logo é estável.

O modelo VEC (2) é apresentado em sua forma matricial logo abaixo:

$$\begin{array}{c} \Delta CB \\ \Delta IGPM \\ \Delta HID \\ \Delta TERM \\ \Delta Ce \\ \Delta PrE \end{array} = \begin{array}{c} -0,009 \\ 0,0007 \\ -0,054^* \\ 0,015 \\ -0,012^* \\ 0,007 \end{array} * \begin{array}{c} 1 \\ (0,00) \end{array} \begin{array}{c} -0,35 \\ (0,7) \end{array} \begin{array}{c} 6,99 \\ (0,00) \end{array} \begin{array}{c} 0,37 \\ (0,07) \end{array} \begin{array}{c} -2,08 \\ (0,17) \end{array} \begin{array}{c} -1,44 \\ (0,018) \end{array} \begin{array}{c} -44,62 \\ (-) \end{array} * \begin{array}{c} CB_{t-1} \\ IGPM_{t-1} \\ HID_{t-1} \\ TERM_{t-1} \\ Ce_{t-1} \\ PrE_{t-1} \\ constante \end{array} + \begin{array}{c} 0,009 \\ 0,002 \\ 0,003 \\ 0,014 \\ 0,002 \\ 0,009 \end{array} \\
 + \begin{array}{c} 0,007 \\ 0,039^* \\ 0,012 \\ 0,016 \\ -0,016 \\ -0,033 \end{array} \begin{array}{c} -1,33 \\ 0,704^* \\ 0,203 \\ 1,775 \\ 0,301 \\ 1,313^{**} \end{array} \begin{array}{c} 0,051 \\ 0,001 \\ -0,202^{**} \\ -0,672 \\ 0,282^* \\ -0,102 \end{array} \begin{array}{c} 0,012 \\ -0,0003 \\ -0,057^* \\ 0,035 \\ 0,014 \\ 0,005 \end{array} \begin{array}{c} -0,16 \\ -0,006 \\ -0,165 \\ 0,031 \\ -0,203^* \\ -0,091 \end{array} \begin{array}{c} 0,053 \\ 0,002 \\ 0,223^* \\ 0,012 \\ -0,041 \\ -0,43^* \end{array} * \begin{array}{c} \Delta CB_{t-1} \\ \Delta IGPM_{t-1} \\ \Delta HID_{t-1} \\ \Delta TERM_{t-1} \\ \Delta Ce_{t-1} \\ \Delta PrE_{t-1} \end{array} \\
 + \begin{array}{c} 0,067 \\ 0,015^* \\ 0,112^{***} \\ -0,271 \\ -0,013 \\ 0,036 \end{array} \begin{array}{c} 0,565 \\ -0,046 \\ 0,509 \\ -1,718 \\ -0,124 \\ -1,118^{***} \end{array} \begin{array}{c} 0,102 \\ 0,001 \\ 0,059 \\ 0,083 \\ 0,109^* \\ -0,004 \end{array} \begin{array}{c} 0,002 \\ 0,0006 \\ -0,013 \\ -0,093 \\ 0,001 \\ -0,001 \end{array} \begin{array}{c} -0,100 \\ 0,031^* \\ 0,219 \\ 0,472 \\ -0,005 \\ 0,072 \end{array} \begin{array}{c} 0,014 \\ 0,004 \\ -0,119^{**} \\ -0,224 \\ -0,013 \\ -0,166^* \end{array} * \begin{array}{c} \Delta CB_{t-2} \\ \Delta IGPM_{t-2} \\ \Delta HID_{t-2} \\ \Delta TERM_{t-2} \\ \Delta Ce_{t-2} \\ \Delta PrE_{t-2} \end{array}$$

\*Significativo a 1% \*\*Significativo a 5% \*\*\*Significativo a 10%

A metodologia de vetores de correção de erros permite que se analise as relações de longo prazo entre as variáveis. O modelo VEC também fornece informações sobre a velocidade de ajustamento das variáveis em relação ao equilíbrio de longo prazo, por meio dos parâmetros contidos na matriz de ajustamento (BUENO, 2011).

Ao analisar-se os parâmetros da matriz de ajustamento percebe-se que apenas os coeficientes relacionados às hidrelétricas e consumo de energia foram estatisticamente significativos. Entretanto, os baixos valores destes coeficientes indicam que em caso de uma perturbação na trajetória de equilíbrio estas variáveis levam mais tempo para retornar à trajetória de equilíbrio.

Os valores dos coeficientes de ajustamento das hidrelétricas e consumo de energia são respectivamente 0,054 e 0,012. Tais valores significam que em caso de desajustes transitórios na variável hidrelétricas 0,054% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo é corrigido no período seguinte, assim, serão necessários aproximadamente 18 meses para que o desequilíbrio seja corrigido. Para a variável consumo de energia, em caso de desequilíbrios de curto prazo, no período seguinte a este desequilíbrio apenas 0,012% teria sido corrigido e para que ocorra o ajustamento completo serão necessários 83 meses.

O modelo de Vetor de Correção de Erros também permite que se analise as relações de longo prazo entre as variáveis por meio do vetor de cointegração. Ao analisar o vetor de cointegração verifica-se que a exceção de IGP-M e consumo de energia, os coeficientes das demais variáveis são estatisticamente significativos.

Os coeficientes de longo prazo das variáveis hidrelétricas e termelétricas indicam que uma expansão da oferta de energia elétrica por meio destas usinas, a longo prazo, leva a uma queda na tarifa de energia elétrica. A matriz energética brasileira é baseada principalmente em hidroenergia, cerca de 68% segundo o Balanço Energético Nacional de 2017. Além disso, este tipo de energia é um dos que mais têm se expandido nos últimos anos, apesar das fontes de energia renováveis também estarem ganhando destaque. Isto justifica-se pela alta capacidade hídrica do Brasil e o baixo custo de geração de energia por este tipo de usina quando comparadas as usinas termoeletricas. O investimento inicial de instalação de usinas hídricas apresenta um elevado custo, os quais podem envolver importação de equipamentos, licenças ambientais, alagamento de áreas e por vezes transferências de comunidades e famílias para outros locais. Entretanto, a longo prazo este tipo de usinas apresentam um baixo custo de geração de energia, o que pode levar a tarifas mais baixas para o consumidor final (SOUZA, 2016).

Quanto as usinas termoeletricas esperava-se que o aumento da oferta de energia por meio destas usinas representassem um aumento da tarifa de energia elétrica. Usinas termoeletricas apresentam um elevado custo de geração, principalmente quando movidas à petróleo e seus derivados, visto que parte destes insumos são importados, o que faz com que o custo de geração deste tipo de energia seja influenciado diretamente pela taxa de câmbio. Além disso, usinas termoeletricas são mais poluentes, necessitando de instalações de filtros e outros mecanismos para atenuar a poluição ambiental. Devido a esses fatores muitas usinas térmicas são acionadas apenas em situações emergenciais, pois seu elevado custo de geração de energia acarreta em alta do preço das tarifas de energia elétrica (SOUZA, 2016).

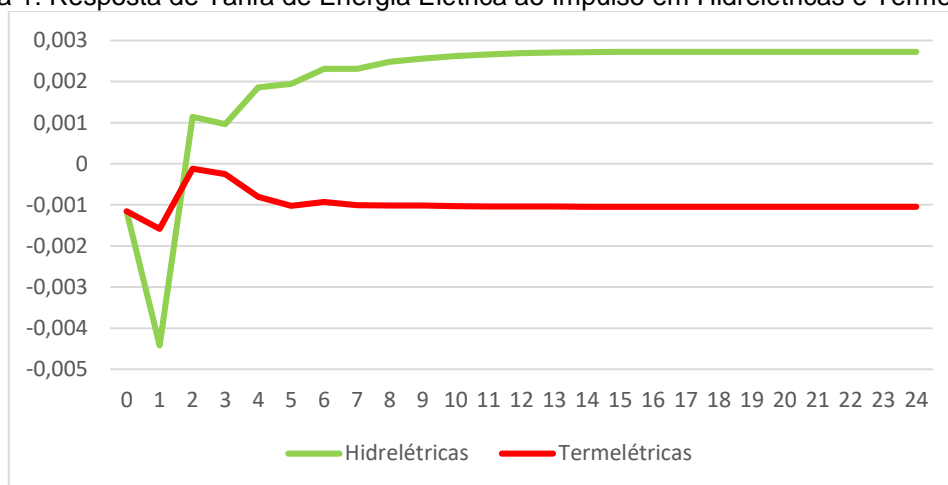
Já o coeficiente de longo prazo da variável câmbio é positivo, indicando que um aumento na taxa de câmbio eleva da tarifa de energia elétrica. Tal comportamento justifica-se devido ao fato de que um aumento na taxa de câmbio resulta em um custo



mais alto na compra de energia elétrica da Usina Binacional de Itaipu, bem como um aumento nos custos de aquisição de matérias-primas necessárias para os funcionamentos das usinas instaladas no país. Por exemplo, em 2016, o país importou cerca de 40,8 TWh de energia elétrica para atender a demanda nacional (EPE, 2017).

Conforme Bueno (2011), as Funções de Impulso-Resposta, possibilitam medir o impacto de choques aleatórios não antecipados na trajetória das séries temporais analisadas no modelo, neste caso analisa-se o efeito que choques não antecipados nas variáveis Câmbio (CB), IGP-M (IGPM), Hidrelétricas (HID), Termelétricas (TERM) e Consumo de Energia Elétrica (Ce) causam na tarifa de energia elétrica (PrE). As figuras abaixo representam a resposta da tarifa de energia elétrica ao longo de 24 meses dado um choque de um desvio padrão nas demais variáveis acima citadas.

Figura 1: Resposta de Tarifa de Energia Elétrica ao Impulso em Hidrelétricas e Termelétricas



Fonte: Resultados da pesquisa.

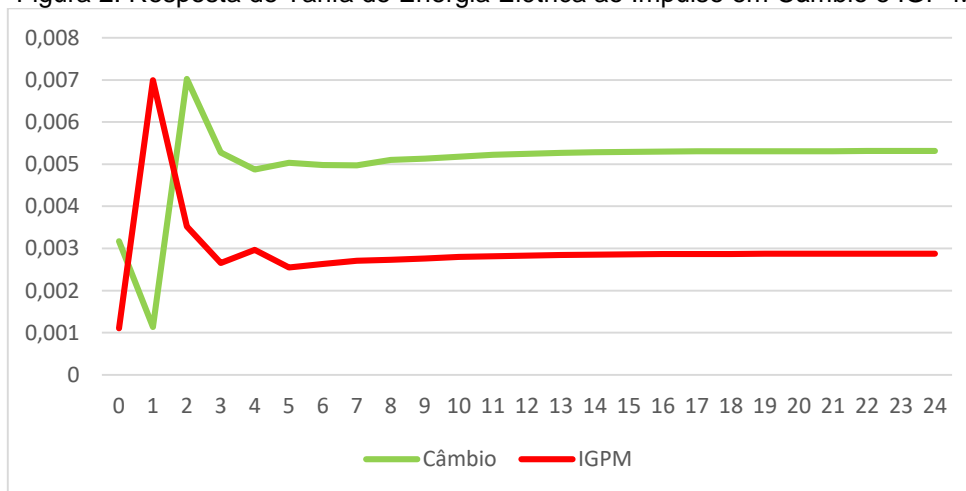
A Figura 1 mostra a resposta da tarifa de energia elétrica a um impulso nas variáveis hidrelétricas e termelétricas. Visualiza-se que um choque positivo exógeno não antecipado de um desvio-padrão na variável termelétricas causa a princípio uma queda no preço da energia elétrica. Já entre o segundo e quinto período após o choque o preço da tarifa recupera-se e a partir do sexto período após o choque a variável estabiliza-se em um nível um pouco acima do anterior ao choque. Assim, no curto prazo um choque positivo não antecipado na variável termelétrica provoca um aumento na tarifa de energia.

Quanto a função impulso resposta entre hidrelétricas e tarifa de energia expressa na Figura 1 percebe-se que no primeiro momento após o choque há uma queda na tarifa de energia, porém a partir do segundo período o preço da energia apresenta uma trajetória ascendente estabilizando-se no oitavo mês após o choque em um patamar acima daquele que se encontrava antes do choque. Logo, assim como na variável termelétrica, caso ocorra um choque positivo não antecipado em hidrelétricas a resposta da tarifa de energia é um aumento em seu preço.

Tal resultado era esperado, pois no curto prazo aumentos na oferta podem levar a aumento nos custos de produção, os quais são em partes repassados ao consumidor. Para que haja aumento na oferta de energia via hidrelétricas ou termelétricas é necessário que usinas emergenciais sejam acionadas e/ou novas instalações sejam construídas. Assim, no curto prazo um aumento da produção de energia elétrica leva a um aumento na tarifa de energia, pois as mudanças necessárias para a ampliação da capacidade de geração das usinas implicam em uma maior utilização de recursos produtivos, o que altera os custos de produção e consequentemente afetando o preço da tarifa de energia (SOUZA, 2016).

Autores como Tancredi e Abudd (2013) e Kirchner (2015), ressaltam que o sistema de geração de energia no país segue uma estrutura de custos crescentes, isto é, inicialmente utiliza-se as usinas de menor custo para ampliar a oferta de energia, e apenas em períodos de escassez de energia ou aumento de demanda, que fontes de geração com custo mais elevado são acionadas. O Brasil, devido à sua capacidade hídrica, utiliza primeiro as usinas hidrelétricas, as quais apresentam um custo de geração mais baixo e são menos poluentes, quando comparadas com as usinas termelétricas. A maioria das usinas de geração termelétricas instaladas no Brasil, funcionam à base de queima de combustíveis fósseis e são dependentes de importação de matérias-primas, logo, o custo de geração de energia é maior, fazendo com que as unidades não sejam sempre acionadas para evitar aumento no preço da energia. De acordo com a Câmara de Comercialização de Energia Elétrica em um leilão de venda de energia ocorrido em 2015, o preço de venda de energia gerada por hidrelétricas é aproximadamente de R\$183,66/MWh, enquanto que o preço de venda da energia gerada por usinas termelétricas é em média R\$278,46/MWh. Com isso, esperava-se que um choque positivo na variável termelétricas provocasse um aumento superior na tarifa de energia elétrica quando comparado a um choque na variável hidrelétricas.

Figura 2: Resposta de Tarifa de Energia Elétrica ao Impulso em Câmbio e IGP-M



Fonte: Resultados da pesquisa.

Ao analisar-se a função impulso-resposta entre câmbio e tarifa de energia, percebe-se que no período seguinte a um choque positivo aleatório não antecipado de um desvio padrão na taxa de câmbio a tarifa de energia responde de forma negativa, mas rapidamente recupera-se e inicia um movimento de alta. A partir do quarto período após o choque a tarifa de energia estabiliza-se, porém em um patamar superior àquele anterior ao choque. Desta forma, no curto prazo uma depreciação cambial provoca aumento na tarifa de energia.

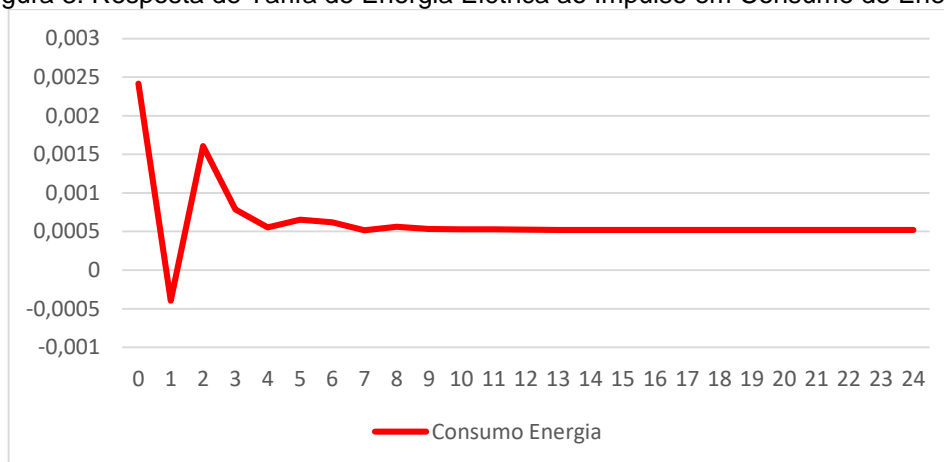
Em relação ao mercado de energia elétrica, a taxa de câmbio exerce certa influência sobre o preço da tarifa. Isto ocorre porque o Brasil tem uma relação permanente com o Paraguai, no que tange a energia elétrica, devido a Usina Binacional de Itaipu, além da energia gerada pela parte brasileira, o país também compra energia do lado Paraguaio (CÉSAR, 2016). Tais transações de energia são cotadas em dólar, logo variações na moeda internacional afetam o preço da energia. Assim, períodos em que a moeda doméstica encontra-se depreciada em relação à moeda internacional, o preço da energia importada aumenta, podendo levar a aumentos da tarifa de energia praticada pelas concessionárias. Embora nos últimos anos a dependência externa de energia esteja em queda, no ano de 2016 aproximadamente 6.363 tep de energia foram importadas para suprir a demanda interna de energia, isto é, cerca de 2,1% da demanda de energia deste ano foi suprida por fontes internacionais (BEN, 2017).

Além do mais, a taxa de câmbio também é capaz de influenciar a tarifa de energia elétrica de forma indireta, por meio de equipamentos e insumos. Pois, uma elevação na taxa de câmbio torna mais elevado o preço dos combustíveis utilizados como força motriz em muitas usinas térmicas, por exemplo, usinas que necessitam de gás natural para a geração de energia tem seus custos afetados pela variação do câmbio. Equipamentos importados para expansão e funcionamento de usinas e centrais elétricas também tornam-se mais caros quando há uma depreciação da taxa de câmbio. Assim, o aumento dos custos na geração de energia devido a alterações cambiais acaba sendo repassado para a tarifa de energia (SAINTIVE; CHACUR, 2006).

Ao observar a função impulso-resposta entre IGP-M e tarifa de energia elétrica, expressa na Figura 2, percebe-se que um choque positivo não previsto de um desvio padrão sobre o IGP-M causa inicialmente uma trajetória ascendente no preço da tarifa de energia elétrica, mas, um período após o choque a tarifa mostra uma trajetória de queda acentuada. Entretanto, aproximadamente quatro meses após o choque na variável IGP-M, a tarifa de energia elétrica encontra-se estabilizada em um patamar levemente acima daquele anterior ao choque. Assim, percebe-se que aumentos no IGP-M elevam a tarifa de energia inicialmente, tal resultado era esperado já que o IGP-M é um índice indexador na tarifa de energia.

De acordo com Carção (2011), na fórmula de reajuste tarifário utilizada pela Aneel, a parcela correspondente aos custos gerenciáveis é indexada ao IGP-M, logo aumentos deste índice traduzem-se em elevação de custos e por sua vez aumentos no preço da energia. Segundo a teoria da inflação inercial os indexadores levam a uma manutenção constante do aumento dos preços, através de um processo de retroalimentação, assim, conforme o esperado a tarifa de energia elétrica estabiliza-se em um nível acima ao inicial, após um choque positivo no IGP-M. Assim, percebe-se que aumentos no IGP-M elevam a tarifa de energia inicialmente, tal resultado está conforme à teoria econômica sobre inflação inercial, pois o IGP-M é um índice indexador na tarifa de energia. Todavia, a partir de 2004 o IGP-M deixou de ser o indexador do preço de venda da energia gerada por termelétricas, o que reduziu o efeito deste índice de preços sobre a tarifa de energia, tal medida foi adotada a fim de minimizar as oscilações tarifárias devido as mudanças no IGP-M e assim evitar elevações da tarifa de energia elétrica (MARTINEZ, 2015).

Figura 3: Resposta de Tarifa de Energia Elétrica ao Impulso em Consumo de Energia



Fonte: Resultados da pesquisa.

A análise da função impulso-resposta entre o consumo de energia e a tarifa de energia elétrica, mostra que um choque positivo não antecipado de um desvio-padrão sobre a variável consumo de energia provoca no período seguinte uma queda na tarifa de energia. Mas, logo o preço da energia recupera-se e têm-se início uma trajetória de ascensão que culmina na estabilização da tarifa de energia aproximadamente seis meses após o choque, porém em um patamar abaixo daquele visualizado no período que antecede o choque.

Embora pela teoria econômica um aumento na demanda leve a um aumento nos preços, percebe-se que no mercado de energia elétrica tal comportamento não se verifica no curto prazo. Tal fenômeno pode ser em parte explicado porque quando há aumento na demanda de energia também há um aumento na geração de energia. Caso o aumento na demanda de energia ultrapasse a capacidade de resposta do

sistema, a solução é a criação de novos sistemas de geração de energia, sejam eles usinas ou centrais menores de geração própria. Entretanto, as reformas recentes do sistema energético brasileiro, como a Lei nº10.848/2004, a qual se propõe a garantir segurança no fornecimento de energia, estabelecimento de tarifas justas e planejamento adequado da demanda, ou seja, o próprio arcabouço institucional propicia um planejamento de demanda futura e expansão do sistema para beneficiar os consumidores e evitar aumentos excessivos da tarifa de energia (BARBOZA; AZEVEDO, 2014).

Outros fatores que podem explicar o fato de um choque positivo no consumo de energia não provocar um aumento na tarifa de energia elétrica é o sistema de reajuste tarifário. A agência reguladora, Aneel, é responsável por autorizar e estipular o quanto cada concessionária de energia poderá reajustar sua tarifa. Em geral, o reajuste tarifário ocorre anualmente, ou seja, caso o aumento no consumo leve a aumento nos custos de geração, tais custos não são repassados imediatamente para o consumidor final. Além do mais, em algumas situações o governo pode optar por intervir no mercado elétrico a fim de conter elevações da tarifa de energia elétrica, como ocorreu em 2014/2015 por meio da medida provisória 579 e das desonerações das concessionárias de distribuição de energia (GALVÃO; BERMAN, 2015).

A Tabela 1 sintetiza numericamente os valores das funções impulso resposta medida em desvios-padrão e as funções impulso resposta acumuladas até vinte e quatro períodos após o choque não antecipado. Por exemplo, pelos resultados apresentados na Tabela 1, verifica-se que um aumento de 1,40 na variável câmbio eleva a tarifa de energia em R\$1,13 vinte e quatro meses após o choque. Já um choque positivo de 1,63 na variável IGP-M gera um aumento acumulado de R\$1,07 na tarifa de energia vinte e quatro meses depois do choque. Enquanto que um choque positivo de 1,22 no consumo de energia gera um aumento acumulado na tarifa de energia elétrica vinte e quatro meses após o choque de cerca de R\$1,01. Em relação as variáveis hidrelétricas e termelétricas, a resposta acumulada na tarifa de energia elétrica vinte e quatro meses após o choque é de R\$1,05 e R\$1,02 respectivamente.

Tabela 1: Função Impulso Resposta - Resposta da Tarifa de Energia ao Impulso dos Determinantes do Preço da Energia Elétrica.

Função Impulso Resposta Acumulada					
Período	Câmbio	IGPM	Hidrelétricas	Termelétricas	Consumo de Energia
1	0,002	0,007	-0,004	-0,002	-0,0004
6	0,005	0,003	0,002	-0,0009	0,0006
12	0,005	0,003	0,003	-0,001	0,0005
18	0,005	0,003	0,002	-0,001	0,0005
24	0,005	0,003	0,002	-0,001	0,0005
Função Impulso Resposta Acumulada					
1	0,004	0,008	-0,005	-0,002	0,002
6	0,031	0,022	0,002	-0,005	0,006

12	0,062	0,039	0,018	-0,012	0,009
18	0,094	0,056	0,034	-0,018	0,012
24	0,125	0,073	0,051	-0,024	0,016

Fonte: Elaboração Própria.

\*Notas: Desvios-Padrão em Logaritmo: PrE: 0,52; CB: 0,34; IGP-M: 0,49; HID: 0,14; TERM: 0,93; Ce: 0,20.  
Desvios-Padrão: PrE: 1,68; CB: 1,40; IGP-M: 1,63; HID: 1,15; TERM: 2,53; Ce: 1,22.

#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Alguns dos principais determinantes da tarifa de energia elétrica são taxa de câmbio, consumo de energia elétrica, IGP-M e oferta de energia, medida pela geração das usinas hidrelétricas e termelétricas. As variáveis escolhidas para compor o modelo econométrico exprimem o quanto que a oferta e demanda de energia afetam o preço da tarifa, representados pelas usinas termelétricas e hidrelétricas e consumo de energia elétrica respectivamente. Além disso, o modelo também tenta captar a influência de fatores externos ao setor de energia, como o IGP-M e taxa de câmbio. A taxa de câmbio evidencia o quanto que a importação de energia afeta o preço nacional da energia elétrica, além disso, a taxa de câmbio também afeta o setor de energia elétrica de forma indireta. Muitas usinas termelétricas necessitam importar insumos para a geração de energia, desta forma, variações no câmbio afetam os custos de geração de energia destas indústrias. Alguns equipamentos e tecnologias utilizadas no setor advém do mercado externo tornando parte do setor elétrico volúvel as variações da taxa de câmbio. O IGP-M foi adicionado ao modelo pois representa um indexador para a tarifa de energia elétrica. Nos cálculos realizados pela Aneel para aprovação do reajuste tarifário o IGP-M é um dos componentes da fórmula, logo alterações neste índice de preços podem provocar algum impacto na tarifa de energia.

Os resultados encontrados apontam que no curto prazo um aumento nas variáveis taxa de câmbio, IGP-M, oferta das usinas hidrelétricas e usinas termelétricas levam a aumentos no preço da tarifa de energia. Evidenciando o fato de que aumentos nos custos de geração de energia, sejam estes derivados da construção de novas instalações ou acionamento de usinas emergenciais são repassados para o consumidor final via aumento da tarifa de energia. Também percebe-se que os fatores externos taxa de câmbio e IGP-M também afetam a tarifa de energia elétrica. Em relação à taxa de câmbio esta dinâmica pode ser explicada pelo fato de que parte da energia elétrica comercializada no Brasil é importada da Usina Binacional de Itaipu e precificada em dólares, assim, desvalorizações na taxa de câmbio aumentam o preço de compra de energia elétrica por parte das concessionárias de energia, este aumento no custo da energia é repassado ao consumidor final através da elevação da tarifa. Além disso, o funcionamento de algumas usinas, principalmente as usinas térmicas, requerem a importação de matérias primas para a geração de energia, portanto, alterações na taxa de câmbio afetam os custos de produção destas usinas. A relação

entre tarifa de energia elétrica e IGP-M corrobora o fato de que indexadores retroalimentam o sistema de elevação dos preços, logo aumento no IGP-M provoca aumento no preço da energia elétrica. Os resultados também mostram que a variável consumo de energia apresenta uma relação positiva com a tarifa de energia elétrica apenas no longo prazo. Assim, aumentos no consumo de energia elétrica podem acarretar em elevação da tarifa de energia elétrica no longo prazo, caso o sistema como um todo não consiga atender as alterações da demanda.

É notável a importância do setor de energia para o desenvolvimento do país, especialmente da energia elétrica, a qual está presente em todas as esferas da cadeia econômica, além de ser um indicador de desenvolvimento social. Portanto, compreender como alguns dos principais determinantes da tarifa de energia elétrica afetam seu comportamento permite que os formuladores de política possam fazer intervenções mais certeiras no setor, que venham garantir que a tarifa de energia elétrica mantenha-se em um patamar capaz de promover o desenvolvimento sem onerar o consumidor final.

Nos últimos anos o setor de energia elétrica vem sofrendo modificações, novas formas de energia estão sendo exploradas, como a energia fotovoltaica e outras fontes de energias renováveis. Assim, o setor poderá expandir-se garantindo que a oferta supra a crescente demanda garantindo tarifas justas para os consumidores no longo prazo. Entretanto, medidas como desindexação da tarifa de energia elétrica podem auxiliar a manter estável o preço da tarifa de energia já no curto prazo.

## REFERÊNCIAS

- ANEEL. AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Perguntas e Respostas Sobre as Distribuidoras de Energia Elétrica**. Brasília, DF 2007.
- \_\_\_\_\_. **Plano Decenal de Expansão de Energia 2023**. Brasília, 2013.
- \_\_\_\_\_. **Resolução Normativa nº 547**. Brasília, DF 2014.
- ALVES, P. R. S.; FIGUEIREDO, F. M. R.; JÚNIOR, A. N. N., PEREZ, L. P. **Preços administrados: projeção e repasse cambial**. Banco Central do Brasil. Março, 2013. (Trabalho para discussão 305).
- BARBOZA, W. P.; AZEVEDO, A. C. S. **Geração Distribuída: vantagens e desvantagens**. II Simpósio de estudos e pesquisa em ciências ambientais na Amazônia.
- CARÇÃO, J. F. C. **Tarifas de energia elétrica no Brasil**. Dissertação de Mestrado. Escola Politécnica, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.
- CÉSAR, G. R. C. **Integração Produtiva Paraguai-Brasil: novos passos no relacionamento bilateral**. Boletim de Economia e Política Internacional.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. Nova Iorque: John Wiley & Sons, 1995.
- EPE. EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA. **Balanço Energético Nacional 2017: Ano base 2016**. Empresa de Pesquisa Energética. – Rio de Janeiro: EPE, 2017.
- KIRCHNER, C. A. R. **Dimensão da Crise e a Explosão das Tarifas de Energia Elétrica**. Revista USP nº104, São Paulo, jan-mar, 2015.
- MARTINEZ, T. S. **Pressão Inflacionária no Setor de Serviços: decomposição setorial e implicações para o regime de metas**. Texto para discussão, 2015.
- SAINTIVE, M. B.; CHACUR, R. S. **A regulação tarifária e o comportamento dos preços administrados**. Brasília: SEAE/MF, documento de trabalho n.º 33, maio de 2006. Disponível
- SOUZA, A de. **Proposta de uma matriz de decisão em energia hidrelétrica com o uso do método multicritério para formulação de políticas no estado do Paraná**. Tese de Doutorado. Universidade Tecnológica Federal do Paraná – Curitiba, 2016.
- TANCREDI, M.; ABBUD, O. A. **Por que o Brasil está trocando as hidrelétricas e seus reservatórios por energia mais cara e poluente?** Núcleo de Estudos e Pesquisas do Senado, p. 42, 2013.