

Consumo de Eletricidade e Crescimento Econômico no Brasil

Electricity Consumption and Economic Growth in Brazil

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha[§]

Resumo

Esse estudo examina a relação de equilíbrio entre consumo de eletricidade, força de trabalho e crescimento econômico no Brasil durante o período de 1980-2004 em estrutura multivariada de cointegração e causalidade. O teste de causalidade de Engle-Granger (1987) indica uma forte evidência de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade para o crescimento econômico, implicando que o Brasil é uma nação dependente de energia e que políticas conservadoras de energia terão um efeito adverso no crescimento econômico.

Palavras-chave: Consumo de Eletricidade, Causalidade de Engle-Granger, Crescimento Econômico

Abstract

This study examines the relationship between electricity consumption, labour force and economic growth in Brazil during the period of 1980-2004 within a cointegration and causality multivariate framework. The Engle-Granger (1987) causality test indicates a strong evidence for unidirectional causality running from the electricity consumption to the real GDP, implying that Brazil is an energy dependent country and thus energy conservation policies will have an adverse effect on economic growth.

Keywords: Electricity Consumption, Engle-Granger causality, Economic Growth

JEL Classification: C52, C22, C32, Q43

[§] Analista da Secretaria do Tesouro Nacional. Mestre e Doutorando em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Email para contato: sergio.gadelha@fazenda.gov.br. Secretaria do Tesouro Nacional, Coordenação Geral de Estudos Econômico-Fiscais, Esplanada dos Ministérios, Bloco P, Ed. Sede, 2º andar, sala 229, Brasília-DF, CEP 70048-900. As opiniões expressas nesse trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor, não expressando necessariamente a opinião da Secretaria do Tesouro Nacional.

1. Introdução

A geração de energia elétrica no Brasil é predominantemente hidrelétrica, com diversas bacias hidrológicas integradas através de uma extensa rede de transmissão, que cobre quase todo o país. A afluência hídrica segue um padrão temporal sazonal e de grande variabilidade, sobretudo nos meses úmidos. Essas características implicam a necessidade de construção de reservatórios de grande capacidade de acumulação. A alta participação de fontes hidráulicas torna esse sistema de geração elétrica vulnerável a situações de escassez de energia devido à incerteza do regime das chuvas, e implica o problema da utilização intertemporal da energia acumulada nos reservatórios.

Entre os anos 2001 e 2002, ocorreu uma crise nacional, sem precedentes no Brasil, que afetou o fornecimento e distribuição de energia elétrica. Devido a um baixo volume de chuvas, o parque gerador de energia elétrica foi insuficiente para atender à demanda prevista e, como a instalação de novas usinas requer elevados investimentos e longo prazo de maturação, o governo federal teve de introduzir um programa de racionamento. O efeito imediato desse racionamento foi a retração da produção e do nível de emprego. O consumo de eletricidade, que era cerca de 213 GWh em 1991, chegou quase a 306 GWh em 2000, observando-se uma redução no ano seguinte para 282 GWh em função de práticas de racionalização de consumo.

Apesar de o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) prever a destinação de R\$ 65,9 bilhões visando o acréscimo de 12.386 megawatts na geração de energia elétrica nos próximos anos, além de R\$ 12,5 bilhões destinados à construção de 13.826 quilômetros de linhas de transmissão, eventos recentes aumentaram a preocupação dos agentes econômicos sobre a possibilidade de ocorrer uma nova crise energética no Brasil¹.

No início de 2008 o preço da energia no mercado livre (Preço de Liquidação de Diferença – PLD), fixado pela Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (CCEE) duplicou, tendo o valor reajustado de R\$ 247,01 por megawatt/hora (MW h) para R\$ 475,53/MWh, o maior valor desde o racionamento de energia de 2001 (R\$ 694/MWh). Além de ser um indicador econômico, o preço evidencia um aumento da percepção de risco de racionamento de energia por parte dos agentes de mercado.

Além disso, o nível médio da maior parte dos reservatórios no início de 2008 encontrava-se abaixo do patamar de janeiro de 2001, dois meses antes da decretação do

¹ Informações detalhadas sobre os investimentos em infra-estrutura previstos no PAC, especialmente no setor de energia elétrica, podem ser obtidas no seguinte sítio eletrônico: <<http://www.brasil.gov.br/pac/>>.

racionamento de energia iniciado naquele ano. A escassez de chuvas no último trimestre de 2007 provocada pelo fenômeno climático “La Niña” esvaziou os reservatórios das hidrelétricas das regiões Nordeste, Norte e Sul em nível inferior ao do período pré-racionamento, exigindo um maior esforço das hidrelétricas das regiões Sudeste e Centro Oeste em enviar energia às outras regiões afetadas².

Analizar se choques adversos no suprimento de energia elétrica comprometem ou não o crescimento econômico brasileiro é tema importante no atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. A escassez de energia elétrica pode afetar o investimento agregado real da economia, pois prevalecendo as incertezas sobre o suprimento adequado de energia, diversas decisões de investimento tendem a ser suspensas ou adiadas, comprometendo o crescimento econômico (Perobelli *et al.*, 2007).

O objetivo desse estudo é investigar a relação de equilíbrio de longo prazo e a causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico no Brasil no período 1980-2007, por meio da análise de causalidade de Engle-Granger (1987) desenvolvida em estrutura multivariada. Dessa forma, esse estudo fornece uma importante contribuição para a pesquisa na área, uma vez que existe uma lacuna nessa investigação para a economia brasileira.

Essa investigação é essencial por duas razões. Primeiro, a causalidade de Granger unidirecional positiva do PIB para o consumo de eletricidade, ou a ausência de causalidade entre essas variáveis, significa que o Brasil não é dependente de energia elétrica para o crescimento e desenvolvimento, de modo que políticas conservadoras, por exemplo, racionamento de energia não causa efeitos adversos no crescimento econômico. Segundo, a causalidade de Granger unidirecional positiva do consumo de eletricidade para o PIB é um indicativo de que a eletricidade é um ímpeto para o crescimento econômico, de modo que uma redução no consumo de eletricidade afeta negativamente o crescimento econômico, levando a uma queda na renda e/ou no emprego. Esse último resultado evidencia que: (1) o Brasil é dependente de energia elétrica, e (2) choques adversos no suprimento de energia elétrica, por exemplo, uma crise de energia elétrica, irão impactar negativamente o PIB.

A relação entre consumo de energia elétrica e crescimento econômico tem sido debatida na literatura nos últimos anos, embora a direção da relação de causalidade entre essas variáveis permanece ainda não resolvida. Usando dados do período 1947-1974, Kraft e Kraft

² O prolongamento da estiagem, a insegurança do abastecimento de gás da Bolívia e a baixa oferta interna desse insumo contribuem para a incerteza no cenário nacional, representando uma escalada de aumento do risco de desabastecimento.

(1978) encontraram evidências de causalidade de Granger unidirecional do PIB para o consumo de energia nos Estados Unidos (EUA). Altinay e Karagol (2005) investigaram a relação de causalidade em dados anuais do consumo de eletricidade, expresso em giga-watt horas (GWh), e do PIB real na Turquia durante o período de 1950-2000. Os resultados do teste de causalidade de Granger indicaram evidências de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade para a renda.

Narayan e Smyth (2005) examinaram a relação entre consumo de eletricidade, emprego e renda real na Austrália dentro de uma estrutura de cointegração e causalidade multivariada de Granger para o período 1966-1999. Os resultados empíricos demonstraram que as três variáveis são cointegradas e que, no longo prazo, ocorre causalidade unidirecional do emprego e renda real para o consumo de eletricidade, e da renda real para o emprego, ao passo que no curto prazo há uma fraca causalidade de Granger unidirecional da renda real para o consumo de eletricidade e para o emprego. Mozumder e Marathe (2007) examinaram a relação de causalidade entre consumo de eletricidade *per capita* e PIB *per capita* para Bangladesh a partir da cointegração e de modelo vetorial de correção de erros (VEC). Os resultados empíricos indicaram causalidade de Granger unidirecional do PIB *per capita* para o consumo de eletricidade *per capita*.

Narayan e Singh (2007) investigaram a relação de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico nas Ilhas Fiji dentro de uma estrutura multivariada, incluindo a variável força de trabalho. O teste de causalidade de Granger indicou causalidade unidirecional do consumo de eletricidade e força de trabalho para o PIB. Zachariadis e Pashourtidou (2007), por sua vez, examinaram o uso da eletricidade nos setores residenciais e de serviços em Chipre, usando dados anuais de 1960 a 2004, e a interação do consumo de eletricidade com a renda, preços e clima. O teste de causalidade de Granger confirmou a exogeneidade dos preços da eletricidade, bem como bicausalidade entre consumo de eletricidade residencial e renda privada.

Yuan *et al.* (2007) examinaram as relações de equilíbrio de longo prazo e de causalidade entre consumo de eletricidade e PIB real para a China no período 1978-2004. Os resultados das estimativas indicaram que as variáveis em análise são cointegradas, bem como a existência de causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade para o PIB real. Além disso, Yuan *et al.* (2007) utilizaram o filtro Hodrick-Prescott (HP) para decompor os componentes cíclicos e de tendência das séries do PIB e do consumo de eletricidade, e os resultados encontrados indicaram a existência de cointegração nesses componentes, significando que o consumo de eletricidade está relacionado ao ciclo de negócios.

Os resultados da analise de causalidade de Engle-Granger (1989) sugerem que o Brasil é uma nação dependente de energia elétrica porque existe uma relação de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade para o crescimento econômico. Assim, políticas conservadoras de energia elétrica, por exemplo, racionamento de consumo de eletricidade, ou mesmo choques de oferta como uma crise de energia elétrica, podem provocar efeitos adversos no crescimento econômico.

O artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção faz um panorama do consumo de eletricidade no Brasil. A terceira seção apresenta as variáveis envolvidas na análise. A quarta seção descreve o tratamento econométrico, onde são apresentados os testes de raiz unitária e de causalidade multivariada. A quinta seção reporta e analisa os resultados. Finalmente, a sexta seção conclui o artigo.

2. Panorama do Consumo de Energia Elétrica no Brasil

O consumo de energia elétrica passou de 115.402 GWh em 1981, para 200.639 GWh em 1990, apresentando uma taxa média de crescimento de 9,83 % ao ano. Na década de 1990, este percentual volta a cair, chegando ao patamar de 4,4 % ao ano, e para o período de 2001 a 2007 este percentual chega 2,8 % ao ano. Em 2001, o consumo de eletricidade foi de 283.259 GWh (próximo ao patamar de 1998), em função das práticas de racionamento de consumo.

Avaliando o PIB real brasileiro, de 1981 a 1990 observa-se que o crescimento médio cai para -0,3%, e para a década de 1990 tem uma pequena alta para 2,4% em média. Já para o período de 2001 a 2007, o PIB real se mantém estável na ordem de 1,9% em média por ano. Em 2001, a economia interna se retrai, resultado do desaquecimento da economia americana, agravada pelos atentados terroristas que contaminaram as principais economias mundiais e agravada, também, pela crise de abastecimento de eletricidade que se estabeleceu no País.

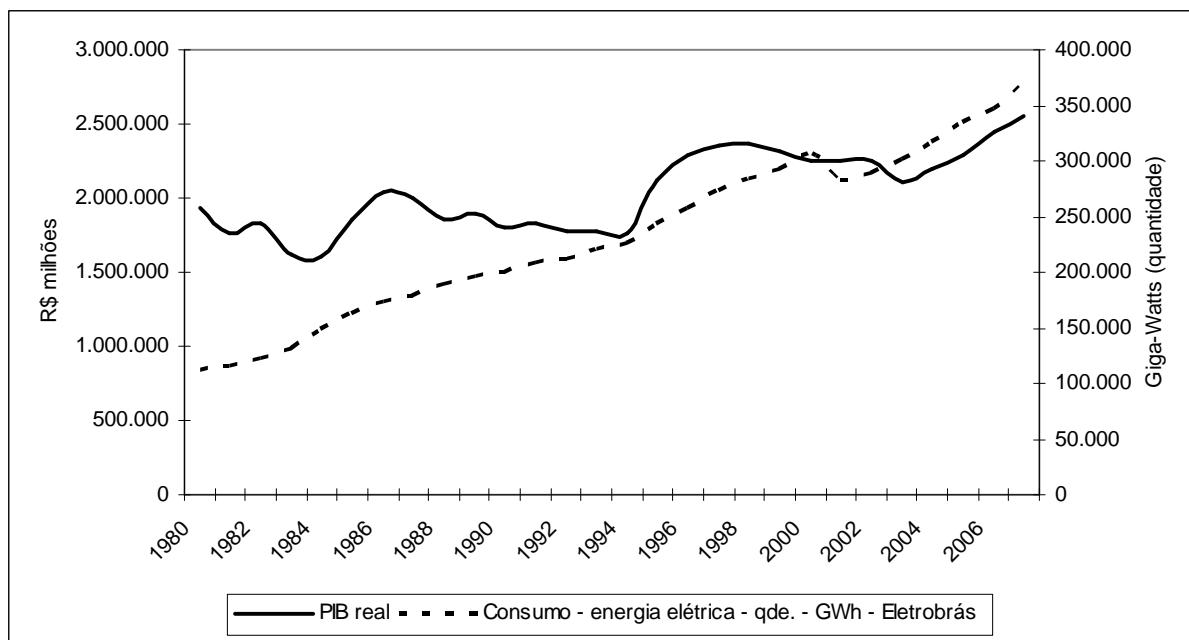


Figura: Consumo total de energia elétrica e PIB real, deflacionado pelo IGP-DI (1980-2007)

A expansão do mercado consumidor de energia elétrica está baseada no expressivo aumento das classes residencial e comercial, que têm crescido a taxas superiores à do crescimento do consumo total de energia elétrica. Particularmente no consumo residencial, ocorreu mais nos anos 90 devido ao *boom* de consumo da primeira fase do Plano Real, com o aumento do poder aquisitivo e da melhoria dos mecanismos de crédito, refletidos diretamente nas vendas dos aparelhos eletroeletrônicos (Filho *et al.*, 2001).

3. Dados

Os dados de séries temporais utilizados nesse estudo consistem de observações anuais para o período de 1980 a 2007. O crescimento econômico é representado pela série do PIB real (y_t), deflacionado pelo IGP-DI, ao passo que os dados do consumo total de energia elétrica (el_t) são expressos em termos de giga-watt horas (GWh). As séries dessas duas variáveis foram obtidas no sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada³. A força de trabalho é representada pela taxa de desemprego urbano (des_t), obtida no sítio eletrônico da Comissão Econômica para a América Latina e Caribe (CEPAL)⁴. Como essas variáveis estão em logaritmos naturais, os coeficientes estimados podem ser interpretados como as elasticidades de longo prazo.

³ Os dados sobre PIB real e consumo total de energia elétrica estão disponíveis em: <www.ipeadata.gov.br>

⁴ Os dados sobre taxa de desemprego urbano estão disponíveis em: <<http://www.eclac.org/estadisticas/bases/>>

Esse estudo apresenta determinadas limitações. Primeiro, a justificativa de se trabalhar com dados anuais reside no fato de não existir dados mensais ou trimestrais do consumo total de energia elétrica para consulta pública entre os anos 1980 e início dos anos 1990, de modo que a amostra em análise se baseia apenas em 28 observações anuais. Segundo, a inclusão de variáveis *dummies* na modelagem de quebras estruturais pode diminuir os graus de liberdade.

4. Tratamento Econométrico

4.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes modificados de Dickey-Fuller ($MADF^{GLS}$) e de Phillips-Perron (MPP^{GLS}), propostos por Elliot, Rotemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001) são aplicados para verificar a estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey-Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984), Phillips (1987) e Phillips-Perron (1988).

As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente; e, (b) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, (a), Elliot, Rotemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) para extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0 : \beta_0 = 0$, indicando a presença de raiz unitária, da seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

contra a hipótese alternativa $H_A : \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. Em (1), \tilde{y}_t é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ é o operador de primeiras diferenças, e_{tk} é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, (b), Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a sérias distorções. Isso motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem auto-regressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (1).

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste MPP^{GLS}. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extraír a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder e menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP.

Contudo, mesmo os testes modificados, possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não-rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. Perron (1989) propôs alterações nos testes de raízes unitárias a fim de contornar essa dificuldade, tratando a quebra estrutural como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne *et al.* (2002), por sua vez, propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Assim, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não-linear geral $f_t(\theta)'\gamma$ é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Portanto, o modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f(\theta)'\gamma + \nu_t \quad (2)$$

onde θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, ao passo que ν_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária. A mudança na função, $f(\theta)'\gamma$, pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational*

shift). Saikkonen e Lutkepohl (2002) e Lanne *et al.* (2002) propuseram teste de raiz unitária baseado na estimativa do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste ADF é desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, apanhar a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. Valores críticos foram tabulados por Lanne *et al.* (2002).

4.2 Causalidade Multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimativa de um modelo vetorial autoregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à idéia de precedência temporal entre variáveis. Assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de z_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa z_t (Granger, 1969). O VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (3)$$

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes e ζ_t é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. No caso, o vetor X_t contém as séries de PIB real, taxa de desemprego e consumo de eletricidade. A seleção da ordem de defasagem, p , é feita pelos critérios de informação de Akaike e Scharwz. Como a análise de causalidade não requer a estimativa de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (3).

Caso as variáveis em X_t não sejam estacionárias, deve-se testar cointegração. Nesse caso, havendo cointegração entre as variáveis, utiliza-se o vetor cointegrante para obter uma combinação linear estacionária entre as variáveis e estima-se um modelo vetorial autoregressivo de correção de erros, chamado VEC. A significância estatística do termo de correção de erros também deve ser considerada na condução do teste de causalidade.

A cointegração pode ser testada seguindo o procedimento proposto por Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991). O teste consiste em modelar séries temporais como uma regressão de posto reduzido em que se calculam as estimativas de máxima verossimilhança do vetor cointegrante no modelo de correção de erros multivariado com erros gaussianos. O teste requer a estimação da representação de correção de erros dada por:

$$\Delta X_t = \mu + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde X_t é um vetor coluna (3×1) de variáveis, μ é um vetor (3×1) de termos constantes, π e π_i representam matrizes de coeficientes, p é a ordem das defasagens e o resíduo ε_t é não autocorrelacionado e homocedástico. A matriz coeficientes π é conhecida como matriz cointegrante e contém informações sobre o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O número de autovalores de π que são estatisticamente diferentes de zero, o que corresponde ao posto de π , fornece o número de vetores cointegrantes no sistema. Johansen propõe as estatísticas do *traço* e do *auto-valor máximo* para se testar quantos vetores cointegrantes existem em (4). Essas estatísticas são:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

onde $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados dos autovalores obtidos da matriz π e T é o número de observações. O teste segue um procedimento recursivo, onde a hipótese nula é de que há, no máximo, r vetores co-integrantes. Valores críticos foram tabulados por Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991).

O teorema da representação de Granger postula que se as séries de tempo y_t e z_t são co-integradas, então a regressão entre elas pode ser expressa com um modelo de correção de erros (Engle e Granger, 1987). Logo, quando as variáveis são cointegradas, a causalidade de Granger deve ser investigada inserindo-se o resíduo defasado de um período da regressão co-integrante, chamado mecanismo de correção de erros (MCE), no modelo VAR em primeiras diferenças. Isto é,

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{yz,t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{12}(i) \Delta el_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (7)$$

$$\Delta el_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{zy,t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{22}(i) \Delta el_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (8)$$

onde ε_{yt} e ε_{zt} são resíduos não autocorrelacionados, $\hat{e}_{yz,t-1} = (y_{t-1} - \beta el_{t-1})$ e $\hat{e}_{zy,t-1} = (el_{t-1} - \phi y_{t-1})$ são os mecanismos de correção de erros.

Nas equações (7) e (8), a hipótese nula $H_0 : \alpha_{12}(i) = 0$ e $\alpha_y = 0$ significa que Δel_t não Granger-causa Δy_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A : \alpha_{12}(i) \neq 0$ e $\alpha_y \neq 0$ significa que Δel_t Granger-causa Δy_t . Alternativamente, a hipótese nula $H_0 : \alpha_{21}(i) = 0$ e $\alpha_z = 0$ significa que Δy_t não Granger-causa Δel_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A : \alpha_{21}(i) \neq 0$ e $\alpha_z \neq 0$ significa que Δy_t Granger-causa Δel_t . Com base nessas hipóteses, são possíveis 4 resultados para cada par de variáveis.

5. Resultados

5.1 Testes de Raízes Unitárias

Os resultados dos testes modificados de Dickey-Fuller aumentado (MADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MPP^{GLS}), apresentados na Tabela 1, indicaram que todas as variáveis apresentaram estacionariedade em primeiras diferenças, ou seja, as variáveis são I(1).

Entretanto, a presença de quebra estrutural pode levar o teste a concluir erroneamente pela presença de uma raiz unitária. Por essa razão, utilizou-se em seguida o teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002), o qual considera a presença de quebra estrutural determinada endogenamente nas séries. Os resultados são apresentados na Tabela 2 confirmam os resultados anteriores, indicando que as variáveis são integradas de ordem um.

Tabela 1 – Resultados dos testes de raiz unitária

Variáveis	Modelo	MADF ^{GLS}	MPP ^{GLS}	Defasagens
y_t	C	-0,82	-0,76	-
y_t	C,T	-2,54	-1,89	-
Δy_t	C	-2,88*	-2,70*	1
Δy_t	C,T	-4,27*	-2,44	-
el_t	C	0,00	-0,98	2
el_t	C,T	-1,57	-1,11	-
Δel_t	C	-2,40**	-2,01**	1
Δel_t	C,T	-2,59	-2,15	1
des_t	C	-1,25	-1,19	-
des_t	C,T	-1,91	-1,59	-
Δdes_t	C	-4,68*	-2,50**	-
Δdes_t	C,T	-5,00*	-2,44	-

Nota: Δ é o operador de primeiras diferenças. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (*) significância a 1%; (**) significância a 5%. A seleção ótima de defasagens segue o critério MAIC. Contagem inicial máxima de 6 defasagens. Os valores críticos do teste MADF^{GLS} são: (i) modelo com constante: -2,65 (1%); -1,95 (5%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%); -3,19(5%). Os valores críticos do teste MPP^{GLS} são: (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98 (5%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%); -2,91 (5%).

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitário com Presença de Quebra Endógena

Variável	Modelo	nº de lags	Data da Quebra	Tipo de Mudança	Estatística teste	Resultado
y_t	C	2	1995	Rational Shift	-2,49	I(1)
y_t	C,T	2	1995	Rational Shift	-2,55	I(1)
el_t	C	2	2001	Shift Dummy	-0,88	I(1)
el_t	C,T	2	2001	Shift Dummy	-2,47	I(1)
des_t	C	2	2002	Shift Dummy	-2,56	I(1)
des_t	C,T	2	2002	Shift Dummy	-2,09	I(1)

Nota: Na modelagem da quebra endógena, considerou-se *dummy* de nível. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (*) significância a 1%; (**) significância a 5%. Contagem inicial máxima de 6 defasagens. Os valores críticos do teste (Lanne *et al.* 2002) são os seguintes: (i) modelo com constante: -3,48 (1%) e -2,88 (5%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%) e -3,03 (5%).

Algumas considerações devem ser feitas referentes aos resultados apresentados na Tabela 2. A quebra estrutural de 1995 na série do PIB real está associada à implantação do Programa de Estabilização Econômica (Plano Real) no ano anterior, no qual uma das etapas da implantação era o estabelecimento do equilíbrio das contas do governo, com o objetivo de

eliminar uma das principais causas da inflação brasileira. No ano de 2001 ocorreu a crise de abastecimento de energia, caracterizada pelo racionamento de energia elétrica. Por sua vez, o ano de 2002 é caracterizado pela instabilidade econômica provocada pela incerteza eleitoral.

5.2 Causalidade Multivariada

O motivo pelo qual os testes de cointegração padrão como o de Engle e Granger (1987), bem como Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991) não são apropriados para testar cointegração com quebras estruturais é que esses testes presumem que o vetor de cointegração é invariante no tempo. Por essa razão, procedeu-se a modelagem de quebras estruturais no teste de Johansen (1991) com a inclusão exógena das seguintes variáveis *dummies* de nível: $D_{1995}=0$ entre os anos 1980-1994, e $D_{1995}=1$ entre os anos 1995-2007; $D_{2001}=0$ entre os anos 1980-2000, e $D_{2001}=1$ entre os anos 2001-2007; $D_{2002}=0$ entre os anos 1980-2001, e $D_{2002}=1$ entre os anos 2002-2007

Os resultados do teste de cointegração de Johansen são reportados na Tabela 3. Os valores calculados das estatísticas $\lambda_{traço}$ e λ_{max} indicam que as variáveis no sistema são co-integradas. Esse resultado indica que a análise de causalidade multivariada deve ser conduzida sob a estimativa de um VEC, conforme descrito na seção 4.2.

Tabela 3 – Resultados do teste de co-integração de Johansen

rank (r) co-integrante	$\lambda_{traço}$	Prob.	λ_{max}	Prob.
$r = 0$	168,57**	0,0000	71,47**	0,0000
$r \leq 1$	97,09**	0,0000	57,96**	0,0000
$r \leq 2$	39,13**	0,0000	39,12**	0,0000

Nota: **- Significa rejeição da hipótese nula de posto r co-integrante ao nível de significância de 5%. ***- Indica rejeição da hipótese nula de posto r cointegrante ao nível de significância de 10%. “Prob.” significa valor-p. Inclusão de variáveis *dummies* de nível para os anos 1995, 2001 e 2002. Utilizaram-se 4 defasagens ótimas selecionadas na estimativa do VAR pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e Erro de Previsão Final (FPE).

A existência de relação de cointegração entre o consumo de eletricidade, emprego e PIB real sugere que existe causalidade de Granger em, pelo menos, uma direção, apesar de não indicar a direção da causalidade temporal entre as variáveis. A dinâmica da causalidade

de Granger pode ser analisada a partir do VEC derivado da relação de cointegração (Granger, 1988).

Os resultados do VEC estimado podem ser analisados no Apêndice. Os coeficientes nas diferenças defasadas do PIB real e do consumo de eletricidade, bem como do termo de correção de erros, são conjuntamente significantes, confirmando a relação de causalidade de Engle-Granger no curto e no longo prazo. Note que o coeficiente do consumo de eletricidade é estatisticamente igual a 1, significando que as variáveis possuem uma forte relação de longo prazo, ainda que haja desvios de trajetória de curto prazo. Como o termo de correção de erros mede o desvio da relação de equilíbrio cointegrante, então as variáveis devem ser ajustadas para restaurar a relação de equilíbrio de longo prazo dentro do sistema tendo em vista que o coeficiente de ajuste do MCE é estatisticamente significante para as varáveis PIB real e consumo de eletricidade, as quais se tornam endógenas no sistema.

A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger baseado na estimação do modelo VEC, os quais indicam causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade para o PIB real, ao nível de significância de 1%. Os impactos do consumo de eletricidade no crescimento econômico provam-se positivos e estatisticamente significantes nos coeficientes do MCE e dos termos da 2^a e 3^a defasagens diferenciadas (ver Apêndice). Esses resultados sugerem que o Brasil é uma nação dependente de energia elétrica, indicando que políticas conservadoras de energia elétrica, por exemplo, racionamento de consumo de eletricidade, ou mesmo uma crise de energia elétrica, podem provocar efeitos adversos no crescimento econômico.

Tabela 4 – Resultados do teste de causalidade de Granger aplicado ao VEC

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes		
	Δy_t	Δel_t	Δdes_t
Δy_t	-	1,1515 (0,8860)	1,8976 (0,7548)
Δel_t	64,3140* (0,0000)	-	15,9637* (0,0031)
Δdes_t	32,9759* (0,0000)	6,7609 (0,1491)	-

Nota: Causalidade de Granger/Testes de Wald Bloco-Exogeneidade. Os valores em parênteses são os valores-p. Os valores entre colchetes são as estatísticas-t para cada equação cointegrante. Todos os outros valores são testes-F χ^2 da Causalidade de Granger. (*) significância a 1%. Inclusão de variáveis *dummies* de nível para os anos 1995, 2001 e 2002. Utilizaram-se 4 defasagens ótimas selecionadas na estimação do VEC pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e Erro de Previsão Final (FPE). O teste LM de autocorrelação não rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação serial considerando-se 4 defasagens.

O consumo de eletricidade Granger-causa a taxa de desemprego ao nível de significância de 1%, sugerindo que choques na oferta de energia elétrica, por exemplo, racionamento de consumo de eletricidade, pode resultar em demissões de empregados e cancelamento de postos de trabalhos. Os impactos do consumo de eletricidade na taxa de desemprego são negativos e estatisticamente significantes nos coeficiente do MCE e do termo da 1^a defasagem diferenciada.

A taxa de desemprego urbana Granger-causa o PIB real ao nível de significância de 1%, mostrando que variações na taxa de desemprego precedem temporalmente variações no PIB real. A relação de causalidade é negativa e estatisticamente significante nos coeficientes das 1^a, 3^a e 4^a defasagens diferenciadas, apesar de que o coeficiente do MCE apresenta-se positivo e significante. Esse resultado pode ser interpretado à luz das teorias keynesiana e neoclássica. Segundo a tradição keynesiana, variações na taxa de desemprego no curto prazo são associadas às flutuações do nível do produto. O desemprego deve-se à insuficiência de demanda agregada, ou seja, é devido ao baixo nível de consumo, investimento, gastos do governo e exportações líquidas. A teoria neoclássica, por sua vez, postula que no longo prazo não haveria desemprego involuntário, posto que a oferta e a demanda de trabalho estariam em equilíbrio, a um dado nível de salário real. A causa do desemprego está no mercado de trabalho pouco flexível, o que provoca salários (ou custo de trabalho) elevados e, consequentemente, baixo nível de emprego⁵.

6. Conclusões

A análise de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico é útil para entender o papel da energia elétrica no processo de crescimento econômico. Os resultados indicam que o consumo de eletricidade, taxa de desemprego e PIB real são cointegrados e que a análise de causalidade de Engle-Granger (1987), em estrutura multivariada, evidencia a existência de relação de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade para o PIB real. Portanto, o Brasil é uma nação dependente de energia elétrica, sugerindo que políticas conservadoras de energia elétrica, por exemplo, racionamento de consumo de eletricidade, ou mesmo uma crise de energia elétrica, podem provocar efeitos adversos no crescimento econômico.

⁵ A existência de salário mínimo, sindicatos fortes e de indenizações quando da dispensa de empregados são exemplos de regulamentos que dão rigidez ao mercado e, consequentemente, causam desemprego.

Os resultados sugerem que o suprimento de energia elétrica é fator importante ao crescimento econômico do Brasil. Todavia, há a necessidade de futuros desdobramentos da pesquisa nessa área, considerando na análise a influência de fontes alternativas de energia, que seriam os bens substitutos, por exemplo, a energia nuclear, a energia solar, a biomassa e outras fontes.

Apêndice - Estimativas do Vetor Auto-regressivo com Correção de Erros

Vetor de Cointegração	CointEq1		
e_{t-1}	1,0000		
y_{t-1}	-4,9363 [-11,2592*]		
des_{t-1}	0,2708 [1,3979]		
C	58,8610		
Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes		
	(Δel_t)	(Δy_t)	(Δdes_t)
MCE_{t-1}	0,0484 [1,7606]	0,2381 [8,7878*]	-0,5826 [-2,0474*]
(Δel_{t-1})	0,1823 [1,1652]	0,1033 [0,6697]	-3,9457 [-2,4358*]
(Δel_{t-2})	0,3392 [2,2293*]	0,9322 [6,2118*]	-0,9321 [-0,5915]
(Δel_{t-3})	0,2175 [0,9709]	0,7227 [3,2709*]	-3,6518 [-1,5742]
(Δel_{t-4})	-0,0262 [-0,1300]	-0,2517 [-1,2667]	-2,0597 [-0,9871]
(Δy_{t-1})	-0,0692 [-0,5103]	0,1993 [1,4911]	-0,0869 [-0,0619]
(Δy_{t-2})	-0,0187 [-0,177]	0,1447 [1,3951]	-1,3653 [-1,2537]
(Δy_{t-3})	-0,0475 [-0,5513]	-0,1343 [-1,5803]	0,0948 [0,1062]
(Δy_{t-4})	-0,0791 [-0,8990]	0,0825 [0,9506]	-0,6306 [-0,6917]
(Δdes_{t-1})	0,0042 [0,1497]	-0,0667 [-2,3939*]	-0,0695 [-0,2374]
(Δdes_{t-2})	-0,0271 [-0,9230]	-0,0321 [-1,1056]	-0,2499 [-0,8196]
(Δdes_{t-3})	-0,0438 [-1,3602]	-0,1589 [-5,0014*]	-0,2338 [-0,7009]
(Δdes_{t-4})	-0,0428 [-1,8038]	-0,0762 [-3,2517*]	0,1990 [0,8086]
Constante	-0,0113 [-0,5167]	-0,1392 [-6,4469*]	0,6661 [2,9370*]
$D1995L$	0,0539 [3,3283*]	0,1668 [10,4371*]	-0,1732 [-1,0326]
$D2001L$	-0,1266 [-4,4459*]	0,0208 [0,7409]	-0,1949 [-0,6607]
$D2002L$	0,1258 [5,1811*]	-0,0175 [-0,7320]	-0,0794 [-0,3158]
R ²	0,93	0,98	0,83
F	5,71	22,89	1,88

Nota: Os termos entre colchetes representam as estatísticas t . Os demais valores são os coeficientes estimados das diferenças defasadas e do termo de correção de erros. (*) representa significância ao nível de 5% segundo o teste t ($|t| > 1,96$). O teste LM de autocorrelação não rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação serial considerando-se 4 defasagens.

Referências

- ALTINAY, G.; KARAGOL, E. Electricity consumption and economic growth: evidence from Turkey. *Energy Economics*, vol. 27, p. 849-856, 2005.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, nº 4, 1981.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, v. 34, p. 541-551, 1969.
- _____. Causality, cointegration and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, p. 551-559, 1988.
- FILHO, B. P; MOTA, J. A; CARVALHO, J. C. J; PINHEIRO, M. M. S. *Impactos fiscais da crise de energia elétrica: 2001 e 2002*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001 (Texto para Discussão nº 816).
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications for the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210, 1990.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis test of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- KRAFT, J.; KRAFT, A. On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, vol. 3, p. 401-403, 1978.
- LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23, pp. 667-685, 2002.
- MOZUMDER, P.; MARATHE, A. Causality relationship between electricity consumption and GDP in Bangladesh. *Energy Policy*, vol. 35, p. 395-402, 2007.

- NARAYAN, P. K.; SMYTH, R. Electricity consumption, employment and real income in Australia: evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy Policy*, vol. 33, p. 1109-1116, 2005.
- NARAYAN, P. K.; SINGH, B. The electricity consumption and GDP nexus for the Fiji Islands. *Energy Economics*, vol. 29, p. 1141-1151, 2007.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, 2001.
- PEROBELLI, F. S.; MATTOS, R. S.; FARIA, W. R. Interações energéticas entre o Estado de Minas Gerais e o restante do Brasil: uma análise inter-regional de insumo-produto. *Economia Aplicada*, São Paulo, vol. 11, n. 1, p. 113-130, janeiro-março 2007.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.
- PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with unit roots. *Econometrica*, v. 55, p. 277-302, 1987.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, 1984.
- SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, 18, pp. 313-348, 2002.
- YUAN, J.; ZHAO, C.; YU, S.; HU, Z. Electricity consumption and economic growth in China: cointegration and co-feature analysis. *Energy Economics*, v. 29, p. 1179-1191, 2007.
- ZACHARIADIS, T.; PASHOURTIDOU, N. An empirical analysis of electricity consumption in Cyprus. *Energy Economics*, v. 29, p. 183-198, 2007.