

CONSUMO DE ELETRICIDADE E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL, 1952-2010: UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE¹

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha²
Renata Miyabara Gagliardi Cerqueira³

RESUMO: Esse estudo examina a relação entre consumo de eletricidade e crescimento econômico no Brasil durante o período de 1952-2010 em estrutura bivariada de cointegração e causalidade. O teste de causalidade de Granger (1969) em um modelo vetorial com correção de erro (VEC) indica uma forte evidência de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade per capita para o PIB real per capita, indicando que o Brasil é uma nação dependente de energia elétrica e que políticas conservadoras de energia terão um efeito adverso no crescimento econômico.

PALAVRAS-CHAVE: Consumo de Eletricidade, Cointegração, Causalidade de Granger, Crescimento Econômico.

Electricity Consumption and Economic Growth in Brazil, 1952-2010: An Analysis of Causality

ABSTRACT: This study examines the relationship between electricity consumption and economic growth in Brazil during the period of 1952-2010 within a cointegration and causality bivariate framework. The Granger (1969) causality test within the vector error-correction model (VEC) indicates a strong evidence for unidirectional causality running from the per capita electricity consumption to the per capita 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, Cointegration, Granger Causality, Economic Growth JEL Classification: C32, Q43

¹ As opiniões expressas neste artigo são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a posição da Secretaria do Tesouro Nacional. Quaisquer erros ou omissões no estudo são de exclusiva responsabilidade dos autores.

² Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Mestrando em Estatística pela Universidade de Brasília. Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional. E-mail para contato: professor.sergio.gadelha@gmail.com

³ Especialista em Economia e Finanças pelo Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental. Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional. E-mail para contato: renata.gagliardi@gmail.com

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.

De maneira específica, o risco da matriz com base hidráulica está no clima. Se chove pouco, todo o sistema perde capacidade de geração. A eletricidade nesse tipo de matriz só se estoca sob a forma de água acumulada em reservatórios. Porém, a grande maioria das hidrelétricas construídas a partir dos anos 1990 não tem mais reservatório. Ou seja, a água que se acumula junto à barragem é para uso corrente. A quantidade que chega à barragem é a mesma que sai pelas turbinas. Por isso, no chamado “período úmido”, com chuvas abundantes, essas hidrelétricas são mais utilizadas porque os rios que as alimentam estão volumosos. E como não acumulam água além do necessário para uso imediato, nos anos de chuvas abundantes o “excedente” é vertido, sem passar pelas turbinas instaladas nas casas de força (RESERVATÓRIOS..., 2013).

Em 2001, a falta de mecanismos setoriais de planejamento, juntamente com a falta de investimentos, a falta de chuvas e, ainda, a falta de recursos para expansão do sistema, submeteram o Brasil a um racionamento de energia⁴. Este choque de oferta porquanto deslocou a atenção da recuperação da demanda para os limites da expansão da oferta. Em um segundo movimento, as atenções voltaram-se não apenas para o futuro das chuvas e dos efeitos da autorrestricção de consumo, mas também para as implicações que o novo quadro provocaria sobre o futuro das taxas

⁴ O racionamento ocorreu entre junho de 2001 e fevereiro de 2002.

de juros (CARNEIRO e WU, 2011, p. 159-171). Naquele momento, a previsão do impacto de um choque de oferta como o que o Brasil estava enfrentando não era tarefa fácil. Os impactos sobre a capacidade produtiva disponível para uso futuro poderiam, portanto, depender não apenas da magnitude da diminuição da oferta; ao passo que o maior ou menor sucesso da nova configuração de uso de eletricidade que resultaria do programa de racionamento em implementação poderia ter impactos diversos sobre a perda de PIB envolvida e, desta forma, sobre o grau de restrição de demanda global que se faria necessário.

O processo de desenvolvimento econômico necessariamente envolve uma transição de níveis baixos de consumo de energia para altos níveis, onde as relações entre energia, outros fatores insumos e atividade econômica mudam de maneira significativa à medida que uma economia se move através de diferentes estágios de desenvolvimento (TOMAN e JEMELKOVA, 2003).

Duas vertentes são identificadas na literatura que analisa a relação entre consumo de energia e crescimento econômico. A primeira vertente inclui os proponentes do consumo de energia como o principal meio para alcançar o crescimento econômico, conforme postula a hipótese do crescimento. Espera-se que a energia desempenhe um papel fundamental no alcance ao progresso econômico, social e tecnológico, bem como complemento os insumos capital e trabalho no processo de produção (DUNKERLEY, 1982; EBOHON, 1996; TEMPLET, 1999). Nesse caso, a falta de energia é um fator limitador do crescimento econômico e progresso tecnológico. Acredita-se que a energia moderna, e em particular, a eletricidade, tem sido uma importante fonte de melhoria do padrão de vida dos países avançados, além de exercer um papel crucial nos avanços científicos e tecnológicos desses países (ROSENBERG, 1998). Mesmo em países pobres, resultados encontrados indicam que o uso de eletricidade está associado a melhorias nos padrões de saúde e educação, bem como no bem-estar da população pobre (IEA, 2002). Ao nível nacional, é difícil prever o desenvolvimento sem o uso de energia moderna, em particular, a eletricidade.

A segunda vertente descreve o papel da energia como mínimo ou

neutro, de acordo com a hipótese da neutralidade, a qual decorre do fato de que o consumo de energia e, em particular, a eletricidade, não deve afetar o crescimento econômico, uma vez que a energia representa uma parcela muito pequena do produto interno bruto de um país (YU e CHOI, 1985; GHALI e EL-SAKKA, 2004). À medida que uma economia cresce, é provável que sua estrutura produtiva esteja voltada para o setor de serviços, o qual não necessita do uso intensivo de energia em comparação ao setor industrial (SOLOW, 1978; BRENDT, 1980; DENISON, 1985; CHENG, 1995).

A eletricidade é a forma mais flexível de energia e constitui um dos insumos de infraestrutura vitais ao desenvolvimento socioeconômico de um país. Apesar de não haver teoria econômica para explicar a relação entre o consumo de energia elétrica e o crescimento econômico, sabe-se que o tipo de relação de causalidade entre essas variáveis pode afetar a eficácia de políticas econômicas em uma nação. Por essa razão, o estudo da relação de causalidade entre consumo de energia elétrica e crescimento econômico tem sido um dos temas mais recorrentes para os pesquisadores da área econômica nas últimas décadas (ALTINAY e KARAGOL, 2005). Desde o trabalho seminal de Kraft e Kraft (1978), inúmeros estudos, com diferentes metodologias, investigaram a relação de causalidade entre o consumo de energia e o crescimento econômico para países de todo o mundo. Os resultados variam de país para país, bem como de estudo para estudo considerando o mesmo país (PAYNE, 2010; OZTURK, 2010).

Embora a relação entre crescimento econômico e consumo de eletricidade tenha sido debatida exaustivamente na literatura empírica internacional, a direção da causalidade entre essas duas variáveis permanece não resolvida. Essa falta de consenso pode ser devida a diferenças nos estágios de desenvolvimento de vários países estudados, ou então diferenças nos dados e metodologias utilizados. Todavia, mesmo estudos direcionados aos mesmos países fornecem resultados diferentes. As diferenças nas metodologias podem ser classificadas em duas categorias: estruturas bivariadas e estruturas multivariadas. Embora a aplicação de teste de causalidade de Granger em estruturas bivariadas possa ser criticada devido ao possível viés de omissão de variáveis relevantes, estudos em estruturas multivariadas também apresentam resultados conflitantes. Uma possível

explicação para a falta de consenso em estudos multivariados para mesmos países pode estar relacionada à escolha arbitrária das variáveis de controle (SOYTAS e SARI, 2006). As conclusões a respeito da relação de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico da maior parte dos estudos desenvolvidos são baseadas em quatro hipóteses a seguir destacadas (OZTURK, 2010).

Primeiro, uma relação de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade para o crescimento econômico implica que as restrições à eletricidade podem prejudicar o crescimento econômico, ao passo que os aumentos no uso da eletricidade podem contribuir para o crescimento econômico. Trata-se da hipótese do crescimento, a qual demonstra que políticas conservadoras relacionadas ao consumo de eletricidade devem ser desencorajadas por serem contraproducentes. Por exemplo, uma redução no consumo de eletricidade pode levar a uma queda na renda, evidenciando não apenas que o país em questão é dependente de energia elétrica, bem como os choques negativos de energia, tais como políticas de aumento dos preços da energia elétrica ou políticas conservadoras de energia elétrica, irão impactar negativamente no crescimento econômico.

Segundo, a relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico para o consumo de eletricidade é uma justificativa forte para a adoção de políticas conservadoras de energia, tais como racionamento de eletricidade, já que essa relação indica que um país não é totalmente dependente de energia elétrica para o seu crescimento e desenvolvimento. Trata-se da hipótese conservadora, a qual indica que um aumento no crescimento econômico causa um aumento no consumo de eletricidade, sugerindo que políticas restritivas em relação ao consumo de eletricidade não tem efeito adverso no crescimento econômico. Logo, essas políticas conservadoras podem ser adotadas com certa segurança, tendo a sua adoção justificada com pouca ou nenhuma repercussão negativa sobre o crescimento econômico. Por outro lado, um aumento contínuo no crescimento pode implicar em um aumento permanente do consumo de eletricidade.

Terceiro, uma relação de bi-causalidade entre o consumo de eletricidade e o crescimento econômico significa que essas duas variáveis

são mutuamente afetadas e conjuntamente determinadas, mas essa relação não necessariamente precisa ocorrer ao mesmo tempo, podendo existir um *lag* temporal. Se esse resultado for constatado, o uso da energia elétrica aumenta como um resultado da renda elevada, pois o crescimento econômico pode demandar mais eletricidade. Contudo, o consumo de eletricidade pode induzir o crescimento econômico de um país através da produção industrial, por exemplo. A hipótese *feedback* implica que uma redução no consumo de eletricidade pode afetar, de maneira adversa, o crescimento econômico e vice-versa, de modo que uma abordagem diferente de política pública seria necessária ao considerar essas duas variáveis.

Finalmente, um quartocenário associado à falta de relação de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico indica que nem as políticas expansivas nem políticas conservadoras em relação ao consumo de energia elétrica tem qualquer efeito sobre o crescimento econômico, pois a energia elétrica é um pequeno componente do produto agregado. A conclusão revelaria um papel menor do consumo de eletricidade e seus efeitos no crescimento econômico de um país.

O consumo de eletricidade é um estímulo para o crescimento econômico brasileiro? Analisar se choques adversos no suprimento de energia elétrica comprometem ou não o crescimento econômico brasileiro é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica, uma vez que a definição da direção da causalidade pode fornecer um retrato claro aos *policymakers* sobre a elaboração de políticas eficientes para o setor de energia elétrica, dada a preocupação, por um lado, com o crescimento econômico e, por outro lado, com o meio ambiente e a escassez de recursos.

O objetivo desse estudo é investigar a relação de equilíbrio de longo prazo e de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico no Brasil no período de 1952 a 2010, por meio da análise de causalidade de Granger (1969) desenvolvida em estrutura bivariada e cointegrada. A determinação do tipo de causalidade entre essas variáveis para o Brasil visa agregar informação aos processos decisórios de direcionamento de políticas energéticas e de expansão do sistema, bem como para os processos decisórios de políticas macroeconômicas de

estímulo ao consumo e ao investimento. O tema é atual, haja vista as discussões desenvolvidas a respeito da importância que a melhoria da infraestrutura brasileira, tanto logística como energética, tem para a elevação da taxa de crescimento potencial do país.

Apesar de o teste de causalidade de Granger apresentar um conceito de causalidade no sentido de precedência temporal, a literatura empírica internacional recente tem utilizado com muita frequência essa metodologia para se testar as quatro hipóteses aqui apresentadas. Logo, trabalhos que procurem avaliar a relação entre crescimento econômico e consumo de energia podem contribuir de forma destacada para a formulação de políticas públicas e, neste sentido, este estudo é inovador.

Os resultados aqui obtidos indicam que o Brasil se enquadra na hipótese do crescimento. Constatou-se, empiricamente, a existência de relação de causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade para o crescimento econômico, sugerindo que o consumo de eletricidade é um fator limitante para o crescimento econômico, de modo que choques adversos em relação à eletricidade terão um impacto negativo no crescimento econômico brasileiro. Em outras palavras, o Brasil é uma nação dependente de energia elétrica, e 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.

Além dessa introdução, o artigo está organizado da seguinte forma. A segunda seção apresenta uma breve revisão de literatura sobre o tema. A terceira seção apresenta as variáveis envolvidas na análise. A quarta seção descreve o tratamento econométrico, onde são apresentados os testes de raízes unitárias e de causalidade bivariada. A quinta seção reporta e analisa os resultados. Finalmente, a sexta seção conclui o artigo.

BREVE REVISÃO DE LITERATURA

Essa seção tem como finalidade reportar as evidências empíricas recentes a respeito de cada uma das hipóteses sobre onexo causal entre essas duas variáveis.

HIPÓTESE DO CRESCIMENTO

Altinay e Karagol (2005) investigam a relação de causalidade entre consumo de eletricidade e PIB real na Turquia usando dados anuais referentes ao período de 1950 a 2000. Os resultados obtidos a partir da estimação de um modelo VAR indicaram forte evidência de causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade para a renda, indicando que a oferta de eletricidade é de vital importância para atender ao crescente consumo de eletricidade e, assim, sustentar o crescimento econômico da Turquia.

Yuan *et al.* (2007) aplicaram a teoria da cointegração para examinar a relação de causalidade entre consumo de eletricidade e PIB real na China durante o período 1978 a 2004. Os resultados obtidos indicaram a existência de relação de longo prazo entre essas duas variáveis, assim como a existência de relação de causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade para o PIB real. Em seguida, o filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) foi aplicado para decompor a tendência e o componente cíclico dessas séries, e os resultados indicaram que a existência de cointegração não apenas nos componentes de tendência, mas também nos componentes cíclicos das séries, indicando que a causalidade de Granger provavelmente estava relacionada ao ciclo de negócios.

Utilizando dados anuais de Fiji para o período 1971 a 2002, Narayan e Singh (2007) estimaram um modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas (ADL) e os resultados obtidos indicaram uma relação de causalidade de Granger no longo prazo unidirecional do consumo de eletricidade para o PIB, evidenciando que Fiji é um país dependente de energia elétrica e, portanto, políticas de conservação de energia tem impacto adverso no crescimento econômico daquele país.

Abosedra, Dah e Ghosh (2008) investigam a relação causal entre consumo de eletricidade e crescimento econômico no Líbano cobrindo o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Os resultados empíricos do estudo confirmam a ausência de relação de equilíbrio de longo prazo entre essas duas variáveis, bem como a existência de causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade para o crescimento econômico,

em um modelo VAR bivariado. Assim, os *policymakers* deviam dar prioridade nos estágios iniciais da reconstrução ao desenvolvimento da infraestrutura do setor elétrico, visando impulsionar o crescimento econômico do país.

Yoo e Kwak (2010) investigaram a relação entre consumo de eletricidade e crescimento econômico para sete países da América do Sul no período 1975 a 2006. Os resultados obtidos indicaram evidências de causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade para o crescimento econômico na Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e Equador. Além disso, eles encontraram evidências de bi-causalidade de Granger na Venezuela, mas ausência de causalidade no Peru.

HIPÓTESE CONSERVADORA

Utilizando dados para o período 1947 a 1974, Kraft e Kraft (1978) encontraram causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico para o consumo de energia nos Estados Unidos, sugerindo que políticas de conservação de energia eram factíveis.

Narayan e Smyth (2005) examinam a relação entre consumo de eletricidade, emprego e renda real na Austrália, utilizando dados anuais de 1966 a 1999. Os resultados obtidos a partir da estimação de um modelo VEC indicaram relação de causalidade unidirecional da renda real para o consumo de eletricidade. Logo, políticas de conservação de eletricidade através de medidas de aprimoramento da eficiência, assim como políticas de gerenciamento de demanda desenhadas para reduzir o desperdício de eletricidade e redução do consumo, poderiam ser implementadas sem causar qualquer efeito adverso no nível de emprego e renda real.

Mozumder e Marathe (2007) examinam a relação de causalidade entre consumo de eletricidade *per capita* e PIB *per capita* para Bangladesh por meio de um modelo VEC. Utilizando dados anuais do período 1971 a 1999, os resultados obtidos indicaram causalidade de Granger unidirecional do PIB *per capita* para o consumo de eletricidade *per capita*, de modo que políticas de conservação de energia não prejudicariam o crescimento e

desenvolvimento econômico.

Ghosh (2009) analisa onexo causal entre oferta de eletricidade, emprego e PIB real para Índia estimando um modelo VEC. Utilizando dados anuais do período 1970 a 2006, os resultados obtidos indicaram causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico para a oferta de eletricidade, de modo que uma maior renda impulsionava o aumento na demanda de eletricidade, através de um amplo uso de aparelhos elétricos nos setores industrial, comercial e doméstico, exigindo um aumento do fornecimento de energia elétrica para atender a essa demanda.

Pao (2009) investigou a relação entre consumo de eletricidade e crescimento econômico para Taiwan utilizando dados trimestrais durante o período 1980 a 2007. Os resultados econométricos obtidos a partir da estimação de um modelo de espaço-estado com correção de erros indicaram que essas variáveis não apenas são cointegradas, como também a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico para o consumo de eletricidade.

Shahbaz, Tang e Shabbir (2011) re-examinaram a relação entre consumo de eletricidade, crescimento e emprego em Portugal. Utilizando dados anuais do período 1971 a 2009 em um modelo VEC, os resultados obtidos indicaram causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico para o consumo de eletricidade. Portanto, políticas ambientais voltadas para a conservação da eletricidade, incluindo medidas de melhoria na eficiência e políticas de gerenciamento da demanda, que visam reduzir o desperdício de eletricidade, não provocariam efeitos adversos na atividade econômica no curto prazo.

HIPÓTESE *FEEDBACK*

Odhiambo (2009) examinou a relação de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico na África do Sul. Utilizando dados de séries temporais abrangendo o período 1971 a 2006, os resultados empíricos mostraram que existe uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis. Logo, políticas voltadas para a expansão da

infraestrutura em eletricidade devem ser intensificadas na África do Sul a fim de lidar com a crescente demanda exercida pelo forte crescimento econômico do país e rápido programa de industrialização.

Ouédraogo (2010) investigou a relação de causalidade de Granger entre consumo de eletricidade e crescimento econômico em Burkina Faso utilizando dados anuais para o período 1968 a 2003. Os resultados obtidos a partir da estimação de um modelo ADL, com mecanismo de correção de erros, indicaram uma relação de bi-causalidade de Granger no longo prazo entre essas duas variáveis. Assim, Burkina Faso não só é um país dependente de energia elétrica, como também trata-se de um país em que o consumo de eletricidade é crescente com o nível de renda.

Kouakou (2011) analisou a relação de causalidade entre a indústria de eletricidade e o crescimento econômico na Costa do Marfim. Usando dados de 1971 a 2008, os resultados obtidos a partir da estimação de um modelo ADL, com correção de erros, revelaram bi-causalidade de Granger entre consumo de eletricidade *per capita* e PIB *per capita*. Logo, a Costa do Marfim é dependente de energia elétrica no longo prazo, havendo a necessidade de assegurar a produção de energia elétrica e evitar “apagões”, a fim de assegurar a trajetória de crescimento sustentável. Além disso, o governo precisa adotar políticas visando aumentar os investimentos no setor elétrico para intensificar a produção de eletricidade a partir de novas fontes de energia existentes.

Utilizando dados trimestrais do período 2000 a 2009 para a Polônia, os resultados obtidos por Gurgul e Lach (2012) a partir da estimação de um modelo VEC indicaram relação de bi-causalidade de Granger entre consumo de eletricidade e PIB.

A partir da estimação de um modelo VEC utilizando dados anuais do período 1972 a 2009, Shahbaz e Lean (2012) encontraram evidências de relação de bi-causalidade de Granger entre consumo de eletricidade e crescimento econômico no Paquistão, evidenciando que a adoção de políticas de conservação de energia pode impactar, de maneira negativa, o crescimento econômico, ao passo que baixo crescimento econômico resultará em redução na demanda por eletricidade. Assim, governos que adotam tais políticas conservacionistas devem explorar e desenvolver fontes

alternativas de energia como uma estratégia de política, ao invés apenas de aumentar a produção de energia elétrica para atender a demanda crescente por eletricidade em sua busca para sustentar o crescimento econômico.

HIPÓTESE DE NEUTRALIDADE

Payne (2009) aplicou o teste de causalidade de Granger para investigar a natureza da relação entre consumo de energia renovável e de energia não renovável, assim como produto real nos Estados Unidos. Utilizando dados anuais para o período de 1949 a 2006, os resultados indicaram ausência de causalidade de Granger, apoiando a hipótese da neutralidade.

Menegaki (2011) investigaram a relação entre consumo de energia renovável e crescimento econômico no período de 1997 a 2007 para diversos países europeus. O estudo aplicou um modelo de efeitos aleatórios para essa finalidade, e os resultados obtidos indicaram ausência de causalidade de Granger entre essas duas variáveis, corroborando a hipótese de neutralidade.

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

Nesse estudo, serão utilizadas as duas variáveis já consagradas na literatura empírica internacional que investiga a relação de causalidade entre crescimento econômico e consumo de eletricidade: PIB real *per capita* e Consumo de Eletricidade *per capita*.

Os dados de séries temporais utilizados nesse estudo consistem de observações anuais para o período de 1952 a 2010. Trata-se de dados de acesso livre ao público, sendo obtidos no sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)⁵, mas cujas fontes primárias serão comentadas a seguir.

A série do Produto Interno Bruto (PIB), em valores correntes (R\$ milhões), é a soma de todos os bens e serviços finais produzidos na

⁵As séries de dados estão disponíveis em: <<<http://www.ipeadata.gov.br>>>.

economia (dentro do território nacional) durante determinado período de tempo. Essa série tem como fonte primária o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - Sistema de Contas Nacionais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Anual).

A série do consumo total de energia elétrica é expressa em termos de giga-watt horas (GWh), conforme divulgado pela Eletrobrás, tendo como fonte original o Boletim SIESE (Quadro: Consumo total de energia elétrica – Brasil).

O Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI, agosto de 1994 = 100) – é calculado e divulgado originalmente pela Fundação Getúlio Vargas, Conjuntura Econômica (FGV/Conj. Econ. - IGP) e registra a inflação de preços desde matérias-primas agrícolas e industriais até bens e serviços finais⁶.

A série de população corresponde aos dados de população residente (habitante) calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Departamento de População e Indicadores Sociais. Divisão de Estudos e Análises da Dinâmica Demográfica (IBGE/Pop).

O tratamento dos dados ocorreu obedecendo as seguintes etapas. Em primeiro lugar, a série de dados do PIB, em valores correntes, foi convertida em termos reais, deflacionada pelo IGP-DI. Em seguida, as séries de PIB real e consumo total de energia elétrica são expressos em termos *per capita*. Finalmente, essas variáveis são convertidas na forma de logaritmos naturais, de modo que os coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades. Portanto, o crescimento econômico será representado pela série, em logaritmos, do PIB real *per capita* ($\ln ypc_t$), assim como o consumo de eletricidade também será expresso em termos *per capita* ($\ln elpc_t$) e na forma logaritmica.

⁶O IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna) faz medições no mês cheio, de 1 a 30 ou 31 de cada mês. Ele é formado pelo IPA-DI (Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna), IPC-DI (Índice de Preços ao Consumidor - Disponibilidade Interna) e INCC-DI (Índice Nacional do Custo da Construção - Disponibilidade Interna), com pesos de 60%, 30% e 10%, respectivamente. O período de coleta dos três é o mesmo do IGP-DI.

ESTRATÉGIA EMPÍRICA

TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Em relação à identificação da ordem de integração das séries analisadas, a estratégia de identificação a ser adotada será a seguinte: (i) testes de raiz unitária sem quebra estrutural; (ii) teste de raiz unitária com quebra estrutural exógena; (iii) teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena.

Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001), são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e 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, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de 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 $H_0: \beta_0 = \mathbf{0}$, 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 $H_A: \beta_0 < \mathbf{0}$, de que a série é estacionária. Em (8), \tilde{y}_t é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ é o operador de primeiras diferenças e 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 autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (1). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste ADF^{GLS} usa a estatística t OLS correspondente a β_0 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 $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ 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. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Perron mostrou que um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural. Perron (1989) inicialmente considerou três modelos de quebra estrutural. O Modelo A (Modelo *Crash*) permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. O Modelo C (Modelo *Growth*

Path) inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

A quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período , contra a hipótese alternativa de que é estacionária. Em sua forma geral, denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que a variável *dummy* de pulso se e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível se e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência se e zero, caso contrário; é o intercepto; é o coeficiente da tendência determinística at ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico; , é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens., , e são parâmetros a serem estimados⁷.

Os resíduos obtidos na equação (2) são usados para estimar a seguinte equação via OLS:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de é unitário. Se os resíduos são independentes e identicamente distribuídos, a distribuição

⁷A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (2): $a_1 = 1, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$ e $a_2 = \mu_3 = 0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $|a_1| < 1, a_2 \neq 0, ,$ e. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B). No tocante ao Modelo A, a hipótese nula impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (2): , e , ao passo que a hipótese alternativa, consideram-se as seguintes restrições: , , . Quanto ao Modelo B, a hipótese nula é construída impondo-se as seguintes restrições nos parâmetros da equação (2): , e , enquanto a hipótese alternativa requer: , , .

de dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por τ , onde T é o número total de observações. Ou seja, o termo τ é a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados⁸, deve-se então estimar a equação (3) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem “geral para o específico” sugerida por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens m , as quais vão sendo eliminadas uma a uma caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo. A defasagem ótima será determinada quando o teste t do coeficiente estimado exceder o valor de 1,68, em termos absolutos, correspondente ao nível de significância de 10%, caso em que τ . A estatística t calculada para a hipótese nula de que pode ser comparada com os valores críticos tabulados por Perron (1989).

Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Nesse contexto, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral τ , é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (4)$$

em que θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, t é uma tendência temporal e v_t são erros residuais gerados por um processo AR ((p) com possível raiz unitária. Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural

⁸ A detecção de autocorrelação nos resíduos é feita pelo teste de Breusch-Godfrey (BG) de autocorrelação de ordem superior.

com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*). Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003) propuseram teste de raiz unitária baseado na estimação 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, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC). Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002).

CAUSALIDADE BIVARIADA E COINTEGRAÇÃO

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

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

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_1, A_2, \dots, A_p são matrizes de coeficientes, e ζ_t é um vetor de

resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (5).

A causalidade de Granger da variável y_t para a variável x_t é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x_t em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que y_t é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x_t Granger-cause a variável y_t .

Caso as variáveis em y_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 autorregressivo com 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 sugerido por Johansen *et al.* (2000) em que se demonstra como a tradicional análise de cointegração pode ser usada para identificar possíveis tipos de quebras estruturais, propondo uma generalização do modelo de quebra na tendência e intercepto, modelo C, de Perron (1989), no contexto de séries temporais multivariadas. Johansen *et al.* (2000) demonstram como a análise tradicional de cointegração pode ser usada para identificar alguns tipos de quebra estrutural, embora existam algumas diferenças conceituais como a necessidade de gerar uma nova tabela de resultados assintóticos. Johansen *et al.* (2000) demonstram que, a partir desse aparato teórico, é possível identificar e testar mudanças na tendência presente nos vetores de cointegração. Contudo, para usar esse tipo de análise tradicional, é necessário excluir as observações posteriores à quebra (previamente conhecida), através de variáveis *dummies* de impulso. O número de variáveis *dummies* corresponde ao número de defasagens do sistema e a inclusão dessas *dummies* implica na redução da amostra.

Caso se confirme os resultados sobre a cointegração das séries analisadas, a análise de causalidade de Granger em uma estrutura bivariada deverá ser conduzida sob a estimação de um modelo VEC, ou seja, as

variáveis em primeiras diferenças e a relação de equilíbrio de longo prazo na forma de termos de correção de erros são incluídas no sistema. O teorema da representação de Granger postula que, se as séries de tempo são cointegradas, então a regressão entre elas pode ser expressa com um modelo de correção de erros (ENGLE e GRANGER, 1987). Logo, a causalidade de Granger deve ser investigada inserindo-se o resíduo defasado de um período do vetor cointegrante, chamado mecanismo de correção de erros (MCE). Um termo de correção de erro estatisticamente significativo implica relação de causalidade de Granger de longo prazo das variáveis explicativas para a variável dependente (GRANGER, 1988).

FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema, em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (ENDERS, 2010).

Conforme apontado por Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na

aplicação desse método (EWING, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

ANÁLISE DOS RESULTADOS

TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

A Tabela 1 a seguir reporta os resultados dos testes de raízes unitárias sem quebra estrutural aplicados às séries em nível e em primeiras diferenças. Em relação a esses testes, Ng e Perron (2001) elaboraram novos critérios de informação, partindo-se da observação de que os critérios de informação normalmente utilizados (AIC e BIC) tendem a selecionar um número pequeno de defasagens em equações autorregressivas como a do teste Dickey-Fuller Aumentado, de modo que os critérios AIC e BIC podem levar a um número não suficiente de defasagens para eliminar a dinâmica dos resíduos. Por essa razão, indica-se o uso do critério MAIC na análise a ser feita.

Tabela 1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária sem Quebra Estrutural

Variáveis	Modelo	ADF ^{GLS}		M \bar{Z} _{α} ^{GLS}	
		Estatística Teste	Lags	Estatística Teste	Lags
$y\text{pc}_t$	C	-0,00	1	0,04	1
$y\text{pc}_t$	C,T	-1,55	1	-1,50	1
$\Delta y\text{pc}_t$	C	-3,75***	1	-3,26***	1
$\Delta y\text{pc}_t$	C,T	-3,75***	1	-3,25**	1
$el\text{pc}_t$	C	0,48	3	0,29	3
$el\text{pc}_t$	C,T	-0,98	1	-0,68	1
$\Delta el\text{pc}_t$	C	-1,87*	4	-1,29	4
$\Delta el\text{pc}_t$	C,T	-2,28	4	-1,89	4

Notas: 1 - “Lags” significa defasagens. “””” significa operador de primeiras diferenças. Séries na forma de logaritmo natural. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,61 (1%); -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,74 (1%); -3,17 (5%) e -2,87 (10%). Os valores críticos assintóticos do teste são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98(5%) e -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%); -2,91 (5%) e -2,62 (10%).

A série de PIB real *per capita* não se apresenta estacionária em nível, mas apenas em primeiras diferenças, ao nível de significância de 1%, considerando o modelo com constante, assim como o modelo com constante e tendência determinística. O critério MAIC selecionou 1 defasagem ótima. No que diz respeito à série do consumo de eletricidade *per capita*, observa-se que apenas o teste ADF^{GLS} indicou estacionariedade da série em primeiras diferenças, mas ao nível de significância de 10%. A dificuldade de identificar a ordem de integração dessa variável pode residir no fato de que seja preciso considerar a existência de mudança estrutural, como será feito nos dois outros testes a seguir.

A Tabela 2 a seguir reporta os resultados do Teste de Perron (PERRON, 1989), considerando o Modelo C e, como data de quebra exógena, o ano

de 1973, período em que a economia brasileira foi afetada pelo primeiro choque do petróleo que acarretou em uma severa crise econômica internacional. Internamente, no ano seguinte o governo brasileiro elaborou e pôs em execução o Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND) para dar continuidade ao crescimento econômico, por meio do investimento de elevados aportes de recursos em setores de infraestrutura. Por exemplo, no setor energético, os investimentos planejados se dirigiam à pesquisa, exploração e produção de petróleo e derivados, à ampliação da capacidade de geração de energia hidrelétrica; e ao desenvolvimento de fontes de energia alternativas aos derivados do petróleo, com ênfase no álcool combustível (GIAMBIAGI *et. al.*, 2005, cap. 4, p. 100). Os resultados do Teste de Perron apontam que, mesmo na presença de quebra estrutural exógena, as séries em análise são integradas de ordem um, I(1).

Tabela 2 - Teste de Perron para raiz unitária na presença de quebra estrutural

Variáveis	Data da quebra: 1973		Resultado
	Modelo	t-Perron	
ypc_t	Modelo C	-3,14	I(1)
$elpc_t$	Modelo C	-2,36	I(1)

Nota: Para $\lambda = 0,4$ os valores críticos do Modelo C são: -4,81 (1%), -4,22 (5%), -3,95 (10%).

Nota: Para os valores críticos do Modelo C são: -4,81 (1%), -4,22 (5%), -3,95 (10%).

Finalmente, aplicou-se o Teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002) considerando quebra estrutural endógena, e os resultados obtidos são apresentados na Tabela 3, indicando que as séries das variáveis analisadas são integradas de ordem um, ou seja, I(1), em modelos com constante, assim como constante e tendência determinística, considerando como datas de quebras os anos de 1995 e 2001.

Tabela 3 – Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena

Variável	Modelo	Data da Quebra	Estatística Teste	Lags
ypc_t	C	1995	-1,98	1
ypc_t	C,T	1995	-1,30	1
Δypc_t	C	1995	-4,20***	-
Δypc_t	C,T	1995	-3,25**	-
$elpc_t$	C	2001	-1,71	1
$elpc_t$	C,T	2001	-0,41	-
$\Delta elpc_t$	C	2001	-4,60***	-
$\Delta elpc_t$	C,T	2001	-4,50***	-

Notas: significa operador de primeiras diferenças.

1 - Tipo de quebra endógena: *rational shift*.

2 - “Lags” significa defasagens. Variáveis na forma logarítmica. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 12 defasagens.

3 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanne *et al.* 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

A quebra estrutural de 1995 na série do PIB real *per capita* está associada à implantação do Programa de Estabilização Econômica (Plano Real) no ano anterior, com o objetivo de eliminar uma das principais causas da inflação brasileira. A quebra estrutural na série do consumo de eletricidade *per capita* está associada ao choque de oferta devido à crise energética que atingiu a economia brasileira em 2001⁹. De maneira específica, 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

⁹ De acordo com Carneiro e Wu (2011, p. 160), “choques de oferta negativos são eventos exógenos que aumentam o custo de produção dos bens e serviços e, então, seus preços. Podem resultar, por exemplo, de um aumento unilateral de preços externos, como o realizado pelo cartel dos produtores de petróleo em 1973 e 1979, ou de um evento natural, como o El Niño dos anos 1980 (...)”.

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.

Em resumo, os resultados de todos os testes de raiz unitária aplicados neste estudo indicam que as séries temporais são estacionárias em primeiras diferenças, isto é, as séries são integradas de ordem um, $I(1)$, mesmo considerando presença de quebras estruturais.

Causalidade Bivariada

Uma vez que as variáveis analisadas não são estacionárias em nível, o modelo apropriado para investigar a relação de causalidade entre crescimento econômico e consumo de eletricidade deve ser estimado em primeiras diferenças. Todavia, o problema óbvio para tal solução, isto é, a perda de informação de qualquer relação de longo prazo entre as variáveis, pode ser resolvido com a implementação da análise de cointegração. Isto envolve, dentro de uma estrutura bivariada, verificar se uma combinação linear de variáveis não estacionárias é estacionária, o que implicaria a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

A fim de atingir essa finalidade, procedeu-se a análise de cointegração das séries segundo teste de Johansen *et al.* (2000), em que a modelagem das quebras estruturais identificadas pelo teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002) e pelo Teste de Perron (1989) ocorreu com a inclusão das seguintes variáveis *dummies* de impulso: em 1973, e zero caso contrário; em 1995, e zero caso contrário; em 2001, e zero caso contrário.

Os resultados do teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural são reportados na Tabela 4 e indicam a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas, ou seja, não se rejeita a hipótese de presença de vetores de cointegração.

Tabela 4 – Resultados do teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural (*Johansen Trace Test*).

<i>rank (r) cointegrante</i>	LR	Valor-p	90%	95%	99%
$r = 0$	37,30	0,0047**	27,05	29,67	35,00
$r \leq 1$	7,85	0,4108	12,75	14,81	19,20

Nota: Modelo com constante. ***- Significa rejeição da hipótese nula de posto r cointegrante ao nível de significância de 1%. Selecionaram-se 3 (três) defasagens ótimas no modelo VAR estimado, segundo os critérios de informação de Hannan Quinn (HQ) e *Final Prediction Error* (FPE). Inclusão de *dummies* de impulso para os anos 1973, 1995 e 2001.

Cointegração significa a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas. Se a cointegração para uma formulação particular for estabelecida, recupera-se o termo de correção de erro (TCE), e constrói-se o correspondente mecanismo de correção de erro (MCE). Tal procedimento permite modelar, simultaneamente, o comportamento dinâmico de curto prazo das duas variáveis de interesse (causalidade de curto prazo), bem como testar a direção de causalidade entre as duas variáveis no longo prazo.

De acordo com o Teorema da Representação de Engle-Granger, a existência de relação de cointegração entre o consumo de eletricidade *per capita* e PIB real *per capita* sugere que existe causalidade de Granger em, pelo menos, uma direção, apesar de não indicar a direção da causalidade temporal entre essas variáveis. Logo, há a necessidade de se incluir o termo MCE_{t-1} , que é o mecanismo de correção de erros defasado em um período, obtido a partir do modelo VEC estimado, portanto sendo $I(0)$, a fim de evitar a má-especificação do modelo e a perda de uma fonte de causalidade.

Os resultados do VEC estimado podem ser analisados na Tabela 5 a seguir.

Tabela 5 – Resultado do Modelo VEC

Equação Cointegrante:		
$elpc_{t-1}$	1,000000	
$yipc_{t-1}$	-1,570869	
Constante	8,159189	
	[-9,14448]***	
	[13,4416]***	
Correção de Erro:		
	$\Delta elpc_t$	$\Delta yipc_t$
MCE_{t-1}	-0,039666	0,029291
	[-4,19575]***	[1,99858]**
$\Delta elpc_{t-1}$	0,267516	0,294117
	[2,06682]**	[1,46575]
$\Delta elpc_{t-2}$	-0,017844	0,488952
	[-0,13374]	[2,36393]**
$\Delta yipc_{t-1}$	0,005489	0,280162
	[0,07030]	[2,31464]**
$\Delta yipc_{t-2}$	-0,022076	-0,022919
	[-0,28731]	[-0,19240]
D1973	0,004582	0,060464
	[0,32039]	[2,72705]***
D1995	0,018338	0,077323
	[1,36405]	[3,70997]***
D2001	-0,054336	-0,001319
	[-3,99383]*	[-0,06256]
R^2	0,462801	0,515117
Estatística F	5,907474	7,284710
Teste de Jarque-Bera ⁽¹⁾		7,288141
		(0,1214)
Teste LM de Autocorrelação ⁽²⁾		0,995808
		(0,9104)
Teste de Heterocedasticidade de White ⁽³⁾		65,59115
		(0,5941)

Observação: Séries na forma logarítmica. Estatísticas- t entre colchetes.

" Δ " significa operador de primeiras diferenças. Valores-p entre parênteses. (***) representa significância a 1% ($|t| > 2,576$). (**) representa significância a 5% ($|t| > 1,960$). Número de observações incluídas após ajustamento: 56. Inclusão de *dummies* de impulso para os anos 1973, 1995 e 2001.

Nota:

1 – Método de Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl).

2 – Valor obtido para a terceira defasagem.

3 – Teste de Heterocedasticidade de White com termos cruzados.

A princípio, é possível observar que o modelo está normalizado para que o consumo de energia elétrica *per capita* seja a variável dependente, explicada pelo PIB *per capita*. Por este modelo, o aumento de 1% do PIB *per capita* faz com que a consumo de energia elétrica *per capita* aumente 1,57%.

No que diz respeito ao mecanismo de correção de erros, os resultados da estatística *t* indicam que os coeficientes estimados dos termos de correção de erros defasados são, individualmente, estatisticamente significantes aos níveis de 1% e 5% de significância, confirmando a relação de causalidade de Granger no longo prazo.

No caso do PIB real *per capita* como variável dependente, observa-se que o coeficiente estimado e diferenciado do consumo de eletricidade *per capita* na segunda defasagem, bem como o coeficiente estimado e diferenciado do PIB real *per capita* na primeira defasagem, são, individualmente, estatisticamente significantes ao nível de 5% de significância, confirmando a relação de causalidade no curto prazo. Por exemplo, note que um aumento de 1% no consumo de eletricidade *per capita* irá estimular o crescimento econômico real *per capita* em 0,49%.

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 significativo para as variáveis PIB real *per capita* e consumo de eletricidade *per capita*, as quais se tornam endógenas no sistema.

Sob a hipótese nula de que os resíduos do modelo VEC estimado são normais na estrutura bivariada, o resultado da estatística Jarque-Bera é de 7,29 (valor-*p* = 0,1214), aproximadamente, de modo que não se pode rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos com base neste teste.

No tocante à hipótese nula de ausência de correlação serial (autocorrelação) de ordem *k*, em que *k* é o número de defasagens, é possível verificar por meio dos resultados apresentados na Tabela 5 que não se pode rejeitar a referida hipótese nula, considerando 3 defasagens.

Quanto à hipótese nula de ausência de heterocedasticidade nos resíduos do modelo VEC estimado, os resultados do teste de White, incluindo

termos cruzados, indicam que não se pode mais rejeitar a referida hipótese nula, isto é, a hipótese de homocedasticidade da variância dos resíduos está presente na estimação econométrica.

Em termos de estabilidade do modelo VEC, a Figura 1 e a Tabela 6 mostram que a especificação do VEC impõe uma raiz unitária.

Figura 1 – Raízes Inversas do Polinômio Característico do Processo AR

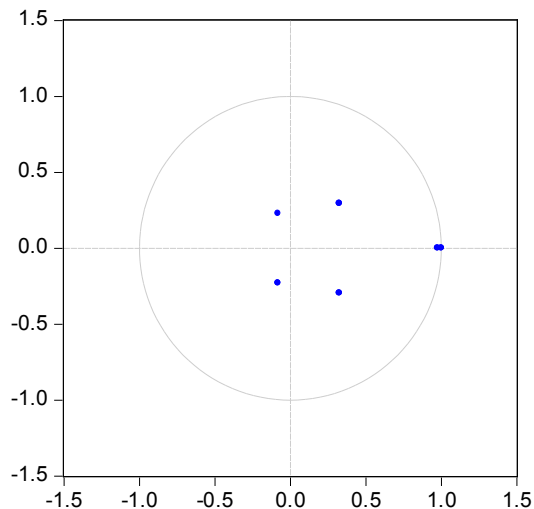


Tabela 6 – Raízes do Polinômio Característico

Raiz	Módulo
1,000000	1,000000
0,976399	0,976399
0,324663 - 0,294952i	0,438638
0,324663 + 0,294952i	0,438638
-0,081864 - 0,230072i	0,244202
-0,081864 + 0,230072i	0,244202

Nota: especificação VEC impõe uma raiz unitária.

A dinâmica da causalidade de Granger pode ser analisada a partir do VEC derivado da relação de cointegração (Granger, 1988):

$$\begin{bmatrix} \Delta ypc_t \\ \Delta elpc_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \phi_{11i} & \phi_{12i} \\ \phi_{21i} & \phi_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta ypc_{t-i} \\ \Delta elpc_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} MCE_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

em que ε_{1t} e ε_{2t} são termos de erros aleatórios, normalmente distribuídos, serialmente independentes e não correlacionados, com média zero e matriz de covariância finita. Os termos c_1 e c_2 são constantes. Os termos ϕ_{11i} , ϕ_{12i} , ϕ_{21i} , ϕ_{22i} são as elasticidades de curto prazo a serem estimadas. Em particular, os termos de correção de erros α_1 e α_2 , derivados da relação de cointegração de longo prazo via teste de cointegração de Johansen, podem ser interpretados como sendo a velocidade de ajustamento do equilíbrio no longo prazo, em outras palavras, essas elasticidades de longo prazo medem os desvios do consumo de eletricidade *per capita* e do PIB real *per capita* de sua trajetória de equilíbrio de longo prazo e estabelecem a direção da causalidade.

Em termos de significância estatística, a relação de causalidade de Granger unidirecional no curto prazo do consumo de eletricidade *per capita* para o PIB real *per capita* implica que $\phi_{12i} \neq 0$, $\phi_{21i} = 0$, $\forall i, i = 1, 2$. Por outro lado, a relação de causalidade de Granger unidirecional no curto prazo do PIB real *per capita* para o consumo de eletricidade *per capita* implica que $\phi_{12i} = 0$, $\phi_{21i} \neq 0$, .. Finalmente, a relação de causalidade de Granger no longo prazo será observada se e .

Portanto, a causalidade de Granger entre as séries pode ser investigada por meio dos seguintes três canais: (i) a significância conjunta dos termos de correção de erros defasados a partir das estatísticas t nos coeficientes de ajustamento; (ii) um teste F conjunto ou teste Wald aplicado aos coeficientes de cada variável explicativa em uma equação; (iii) um teste F conjunto ou teste Wald aplicado conjuntamente nos termos em (i) e nos termos em (ii).

A Tabela 7 a seguir apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger/teste de Wald bloco-exogeneidade baseado na estimação do modelo VEC, os quais indicam a existência de causalidade de Granger unidirecional do consumo de eletricidade *per capita* para o PIB real *per capita*, ao nível de significância de 1%. Os impactos do consumo de eletricidade *per capita* no crescimento econômico provam-se positivos e estatisticamente significantes no coeficiente do MCE.

Esses resultados corroboram as evidências obtidas por Yoo e Kwak (2010) e sugerem que o Brasil é uma nação dependente de energia elétrica, indicando não apenas que um choque no consumo de eletricidade, como também políticas conservadoras de energia elétrica, por exemplo, a adoção de racionamento de consumo de eletricidade em resposta a esse choque, podem provocar efeitos adversos no crescimento econômico brasileiro.

Nesse caso, um aumento no consumo de eletricidade pode ser visto como um indicador de crescimento econômico. Dessa forma, a oferta de eletricidade é de vital importância ao atendimento do crescente consumo de eletricidade e, portanto, para sustentar o crescimento econômico no Brasil.

Tabela 7 – Resultados do teste de causalidade de Granger Aplicado ao VEC

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes	
	Δypc_t	$\Delta elpc_t$
Δypc_t	-	0,082829 (0,9594)
$\Delta elpc_t$	8,974056*** (0,0113)	-

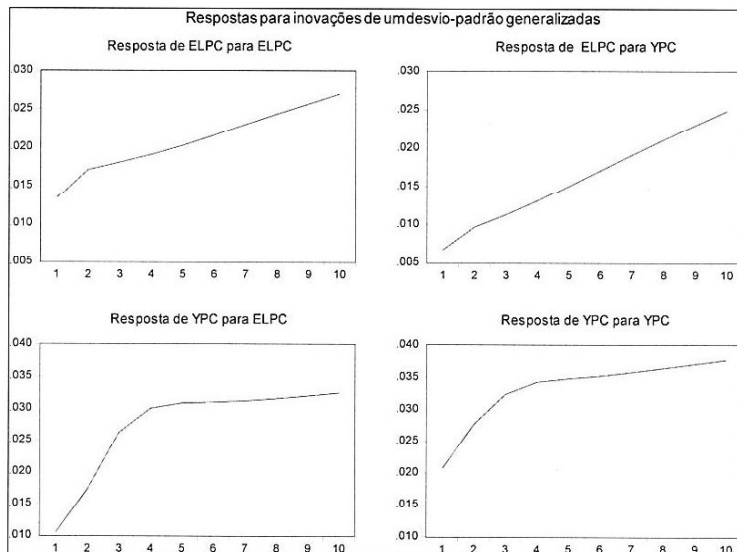
Nota: VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações incluídas: 56. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são testes χ^2 da Causalidade de Granger. (***) significância a 1%. “ Δ ” significa operador de primeiras diferenças. Selecionaram-se duas defasagens ótimas no modelo VEC estimado. Inclusão de *dummies* de impulso para os anos 1973, 1995 e 2001.

Em um contexto de modelo VEC, embora a análise de causalidade de Granger seja bem propícia a essa investigação, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Isso é chamado de análise impulso-resposta. Nessa análise, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta).

O efeito nesse caso pode ser positivo ou negativo.

A Figura 2 mostra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas para o efeito provocado por um choque de um desvio padrão.

Figura 2 - Função impulso-resposta generalizada



Devido à existência da relação de cointegração, os choques não desaparecem, mas deixam um “rastros” permanente sobre as variáveis afetadas (LÜTKEPOHL e REIMERS, 1992). Por exemplo, a resposta do consumo total de eletricidade *per capita* a um choque de um desvio-padrão generalizado no PIB real *per capita* é positivo ao longo de 10 anos em uma trajetória crescente. Por sua vez, a resposta do PIB real *per capita* a uma inovação de um desvio-padrão generalizado no consumo total de eletricidade também é positivo ao longo de 10 anos, mas sendo que até o terceiro ano observa-se uma forte trajetória ascendente e, a partir desse período, observa-se uma estabilização no ritmo de crescimento.

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos de modelos VAR é a decomposição da variância do erro de previsão. Ela é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável. Essa ferramenta fornece a proporção de

movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. A Tabela 8 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância.

Note que, decorridos 10 anos, a trajetória do consumo total de eletricidade *per capita* é afetada pelo seu próprio comportamento (88,60%). Dito de outro modo, variações no PIB real *per capita* explicariam apenas 11,40% da variabilidade do consumo total de eletricidade *per capita*. Por outro lado, decorridos 10 anos, 38,91% da variabilidade do PIB real *per capita* é explicada por ela mesma, ao passo que o restante 61,09% de sua variabilidade seria explicado pelo comportamento do consumo total de eletricidade *per capita*.

Tabela 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão

Decomposição da variância de EL_{PC} :			
Período	S.E.	EL_{PC}	Y_{PC}
1	0,013350	100,0000	0,000000
2	0,021731	99,69050	0,309495
3	0,028373	99,05149	0,948510
4	0,034428	98,00959	1,990410
5	0,040346	96,63004	3,369963
6	0,046331	95,05694	4,943057
7	0,052457	93,40855	6,591450
8	0,058738	91,75821	8,241790
9	0,065170	90,14717	9,852829
10	0,071745	88,59795	11,40205

Decomposição da variância de Y_{PC} :			
Período	S.E.	EL_{PC}	Y_{PC}
1	0,020696	25,76991	74,23009
2	0,034804	33,77318	66,22682
3	0,048911	45,96691	54,03309
4	0,061532	52,94885	47,05115
5	0,072361	56,51174	43,48826
6	0,081935	58,43643	41,56357
7	0,090704	59,55933	40,44067
8	0,098938	60,26960	39,73040
9	0,106788	60,74929	39,25071
10	0,114337	61,08553	38,91447

Ordenamento de Cholesky: EL_{PC} Y_{PC}			
---	--	--	--

Nota: "S.E." significa erro-padrão (*standard error*)

CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA

A energia é um fator fundamental para a determinação do crescimento econômico nas economias modernas. Indivíduos e organizações necessitam de diferentes fontes de energia para assegurar a sustentabilidade de seus empreendimentos. Além disso, o setor energético, que inclui a eletricidade, exerce um papel significativo no desenvolvimento econômico de um país, que pode ser sentido não apenas em melhorias nas produtividades do trabalho e do capital, mas também pelo fato de que o consumo de eletricidade é uma *proxy* de bem estar da população de nações como o Brasil.

O presente estudo procurou analisar a relação de causalidade, no sentido de precedência temporal, entre o consumo de eletricidade *per capita* e o crescimento econômico *per capita* em uma estrutura bivariada. Os resultados aqui obtidos corroboram as evidências obtidas por Yoo e Kwak (2010) de que o Brasil encontra-se sob a hipótese do crescimento, pois indicam que o consumo de energia elétrica gerado pelas hidrelétricas brasileiras é um importante indicador antecedente da atividade econômica, apesar de não ser a principal causa do crescimento econômico. Logo, o consumo de eletricidade torna-se também um fator limitante para o crescimento econômico, de modo que choques adversos em relação à eletricidade terão um impacto negativo no crescimento econômico brasileiro. Em outras palavras, o Brasil é uma nação dependente de energia elétrica, e 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. Essa análise é corroborada pelos resultados apresentados pelas funções de impulso-resposta e decomposição da variância do erro de previsão.

Todavia, é importante destacar que diversos outros insumos não contemplados nesse estudo contribuem fundamentalmente para o crescimento econômico de uma nação, e não apenas o consumo de eletricidade. Além disso, os resultados aqui obtidos precisam ser interpretados com cautela, pois a relação de causalidade de Granger,

unidirecional, do consumo de eletricidade para o crescimento econômico apenas atesta a validade da hipótese do crescimento, em um sentido de precedência temporal e sob o arcabouço teórico proposto, mas que em nenhum momento deve haver interpretações equivocadas, por exemplo, argumentos de que o incentivo ao consumo de energia elétrica é o principal determinante para o crescimento econômico brasileiro. Tampouco se deve interpretar, à luz dos resultados apresentados nesse estudo, que haverá, por exemplo, um incentivo ao desperdício e à ineficiência de motores e sistemas elétricos nas hidrelétricas, traduzindo-se no longo prazo em uma queda da produtividade e, conseqüentemente, do PIB brasileiro.

Os dados aqui utilizados também possuem determinadas limitações, uma vez que a série do consumo total de energia elétrica utilizada teve como fonte primária o Boletim SIESE divulgado pela Eletrobrás, e disponibilizada no sítio eletrônico do IPEADATA, mas que pode não coincidir com as informações divulgadas pelo Balanço Energético Nacional (BEN), anualmente disponibilizado pela Empresa de Pesquisa Energética (EPE), autarquia do Ministério de Minas e Energia. O BEN faz uso dos dados do SIESE, embora utilize metodologia própria para ajustes e correções, tornando-se a fonte oficial de dados de energia do país.

A reestruturação do setor energético do Brasil que atualmente encontra-se em andamento é parte do processo de reconhecimento de que a qualidade e a quantidade da oferta de energia exerce um papel fundamental no desenvolvimento social e econômico. De maneira implícita nesta reestruturação está a hipótese de que os investimentos em energia e as políticas voltadas a tornar o setor de energia mais eficiente e moderno podem promover o crescimento econômico. Portanto, o conhecimento da direção da causalidade entre consumo de energia e crescimento econômico é de fundamental importância para que políticas de energia apropriadas sejam concebidas.

Para pesquisas futuras, sugere-se utilizar a capacidade instalada como *proxy* para a oferta de energia elétrica, pois a restrição que a disponibilidade de energia pode impor sobre o crescimento econômico deve ser captada também pela oferta total de energia elétrica, incluindo a importação de energia elétrica de Itaipu Binacional, e não apenas pelo seu consumo.

REFERÊNCIAS

ABOSEDRA, S.; DAH, A.; GHOSH, S. Electricity consumption and economic growth, the case of Lebanon. *Applied Energy*, 2008.

ALTINAY, G.; KARAGOL, E. Electricity consumption and economic growth: evidence from Turkey. *Energy Economics*, v. 27, p. 849-856, 2005.

BRENDT, E. Energy price increases and productivity slowdown in United States manufacturing. In: Federal Reserve Bank of Boston, the Decline in Productivity Growth, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series 1980, Boston, USA, 1980.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. *Política macroeconômica: a experiência brasileira contemporânea*. Rio de Janeiro, LTC: 2011.

CHENG, B. An investigation of cointegration and causality between energy consumption and economic growth. *Journal of Energy and Development*, v. 21, p. 73-84, 1995.

DENISON, E. *Trends in American Economic Growth*. Brookings Institution, Washington, DC, p. 1929-1982, 1985.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, nº 4, 1981.

DUNKERLEY, J. Estimating energy demand: the developing countries. *Energy Journal*, v. 23, p. 79-99, 1982.

EBOHON, O. J. Energy, economic growth and causality in developing countries: a case study of Tanzania and Nigeria. *Energy Policy*, v. 24, p. 447-453, 1996.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e 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 – third edition*. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2010.

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.

EWING, B.T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 43, p. 261-272, 2003.

GHALI, K. H.; EL-SAKKA, M. I. T. Energy use and output growth in Canada: a

- multivariate cointegration analysis. *Energy Economics*, v. 26, p. 225-238, 2004.
- GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; CASTRO, L. B.; HERMANN, J. *Economia brasileira contemporânea (1945-2004)*. 5ª reimpressão. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.
- GHOSH, S. Electricity supply, employment and real GDP in India: evidence from cointegration and Granger-causality tests. *Energy Policy*, v. 37, p. 2926-2929, 2009.
- 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*, v. 12, p. 551-559, 1988.
- GURGUL, H.; LACH, L. The electricity consumption versus economic growth of the Polish economy. *Energy Economics*, v. 34, p. 500-510, 2012.
- INTERNATIONAL ENERGY AGENCY (IEA). *World energy outlook: energy and poverty*. Paris, 2002.
- JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal*, v. 3, p. 216-249, 2000.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.
- KOUAKOU, A. K. Economic growth and electricity consumption in Cote d'Ivoire: evidence from time series analysis. *Energy Policy*, v. 39, p. 3638-3644, 2011.
- KRAFT, J.; KRAFT, A. On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, v. 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.
- _____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 65, p. 91-115, 2003.
- LÜTKEPOHL, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer, 1991.
- LÜTKEPOHL, H.; REIMERS, H.E. Impulse response analysis of cointegrated systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 16, p. 53-78, 1992.
- MENEGAKI, A. N. Growth and renewable energy in Europe: a random effect model with evidence for neutrality hypothesis. *Energy Consumption*, v. 33, p. 257-263, 2011.
- MOZUMDER, P.; MARATHE, A. Causality relationship between electricity consumption and GDP in Bangladesh. *Energy Policy*, v. 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*, v. 33, p. 1109-1116, 2005.

NARAYAN, P. K.; SINGH, B. The electricity consumption and GDP nexus for the Fiji Islands. *Energy Economics*, v. 29, p. 1141-1150, 2007.

NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

ODHIAMBO, N. M. Electricity consumption and economic growth in South Africa: a trivariate causality test. *Energy Economics*, v. 31, p. 635-640, 2009.

OUÉDRAOGO, I. M. Electricity consumption and economic growth in Burkina Faso: a cointegration analysis. *Energy Economics*, v. 32, p. 524-531, 2010.

OZTURK, I. A literature survey on energy-growth nexus. *Energy Policy*, v. 38, n. 1, p. 340-349, 2010.

PAO, H. T. Forecast of electricity consumption and economic growth in Taiwan by state space modeling. *Energy*, v. 34, p. 1179-1791, 2009.

PAYNE, J. E. On the dynamics of energy consumption and output in the US. *Applied Energy*, v. 86, p. 575-577, 2009.

_____. A survey of the electricity consumption-growth literature. *Applied Energy*, v. 87, p. 723-731, 2010.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

RESERVATÓRIOS insuficientes e risco de energia. O Globo (editorial), Rio de Janeiro, 09 jan. 2013.

ROSENBERG, N. The role of electricity in industrial development. *Energy Journal*, v. 19, p. 7-24, 1998.

SAID, S. e DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, p. 599-607, 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.

SHAHBAZ, M.; TANG, C. F.; SHABBIR, M. S. Electricity consumption and economic growth nexus in Portugal using cointegration and causality approaches. *Energy Policy*, v. 39, p. 3529-3536, 2011.

- SHAHBAZ, M.; LEAN, H. H. The dynamics of electricity consumption and economic growth: a revisited study of their causality in Pakistan. *Energy*, v. 39, p. 146-153, 2012.
- SOLOW, R. M. Resources and economic growth. *American Economist*, v. 22, n. 2, p. 5-11, 1978.
- SOYTAS, U.; SARI, R. Energy consumption and income in G-7 countries. *Journal of Policy Modeling*, v. 28, p. 739-750, 2006.
- TEMPLET, P. H. Energy, diversity and development in economic systems: an empirical analysis. *Energy policy*, v. 30, p. 223-233, 1999.
- TOMAN, T.; JEMELKOVA, B. Energy and economic development: an assessment of the state of knowledge. *Energy Journal*, v. 24, p. 93-112, 2003.
- 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.
- YOO, S. H.; KWAK, S. Y. Electricity consumption and economic growth in seven South American countries. *Energy Policy*, v. 38, p. 181-188, 2010.
- YU, E. S. H.; CHOI, J. Y. The causal relationship between energy and GNP: an international comparison. *Journal of Energy and Development*, v. 10, p. 249-272, 1985.