

Impacto da energia elétrica no crescimento econômico

The impact of electric energy on economic growth

Paulo Henrique Maravieski Brambilla*
Bernardo Machado Pinheiro Mueller**

* Mestre em Economia pela Universidade de Brasília (UnB). Docente da Universidade Norte do Paraná (UNOPAR).
e-mail: <professor.brambilla@gmail.com>

** Doutor em Economia pela University of Illinois, USA. Docente da Universidade de Brasília (UnB).
e-mail: <bmueller@unb.br>

Resumo

O presente trabalho apresenta uma análise empírica do impacto do consumo de energia elétrica sobre o crescimento econômico brasileiro, no período 1966-2001, bem como verifica se o programa de estabilização, proposto a partir de 1994 (Plano Real), alterou as relações entre consumo de energia elétrica e PIB. Concentra-se na estimação das elasticidades do preço médio da tarifa de energia elétrica e da quantidade consumida de eletricidade no setor industrial, em relação ao PIB, e na observação de quebra estrutural após a implantação do Plano Real. Os testes econométricos utilizados foram o de raízes unitárias, co-integração e teste de Chow. Os resultados obtidos confirmam para o Brasil a existência de uma forte relação entre preço e consumo de energia elétrica do setor industrial no longo prazo. As estimativas dos coeficientes do modelo de correção de erros tendem a ajustar-se mais rapidamente em situações de desequilíbrios transitórios, cuja velocidade é de 53% ao ano. Além disso, as elasticidades estimadas para os preços foram de 1,0745 e da quantidade 0,82039, indicando que, no longo prazo, os preços das tarifas médias e as quantidades consumidas de energia no Brasil tendem a impactar positivamente o PIB. O teste de quebra estrutural demonstrou que não houve alterações, ou seja, o Plano Real não alterou as relações de consumo de energia elétrica e PIB.

Palavras-chave: Energia elétrica. Consumo. PIB. Plano Real.

Abstract

The current work presents an empirical analysis of the impact of electric energy consumption on the Brazilian economic growth from 1966 to 2001 and verifies whether the stabilization program proposed from 1994 onwards (Real Plan) altered the relationship between electric energy consumption and GDP. This paper focuses on the estimates of elasticity of the average price of energy fees and the amount of energy consumed by the industrial sector in relation to GDP, as well as on the observation of the structural break after the implementation of the Real Plan. The econometric tests utilized were the Unit Roots, Co-integration and Chow Test. The obtained results confirm that in Brazil there is strong relationship between price and electric energy consumption in the industrial sector in the long term. The coefficient estimates of the error correction model tend to adjust faster in situations of transitory unbalance at a speed of 53% a year. Besides, the estimated elasticity for the prices was 1,0745 and for the amount of energy, 0,82039, indicating that, in the long term, the prices of the average fees and the amount of energy consumed in Brazil tend to impact positively on the GDP. The structural break test showed that there was no change, that is, the Real Plan did not alter the relationships of electric energy consumption and GDP.

Key words: Electric energy. Consumption. GDP. Real Plan.

1 Introdução

O Brasil passou por um longo período de prosperidade no setor energético, em função da expansão da área de infra-estrutura, inclusive elétrica, que aumentou rapidamente a custos relativamente baixos e com significativa evolução tecnológica. Este cenário foi possível pela facilidade de obtenção de recursos financeiros internacionais e disponibilidade de recursos hidrelétricos próximos aos mercados de consumo, que permitiram incrementos de escala no setor.

Assim, a eletricidade se faz presente em todo o país, em que 80% da população são da área urbana e, na sua totalidade, é atendida com energia elétrica. Na área rural, o setor elétrico está disponível para mais de 50% dessas áreas (MELO; OLIVEIRA; ARAÚJO, 1994).

A *holding* ELETROBRÁS, criada nos anos 60, foi responsável pela consolidação do setor elétrico brasileiro, na medida em que esta empresa estatal respondeu pelo planejamento e pela criação do mercado nacional de energia. A ELETROBRÁS valorizou o potencial hidrelétrico brasileiro com a conexão dos

mercados produtor, distribuidor e consumidor de energia elétrica.

O setor energético demonstrou sinais de crise, no período de 1980 a 2000, pois passou pela perda da capacidade de financiamento dos investimentos, por parte do Estado, necessários para sua expansão e pela deterioração do seu desempenho econômico, social e ambiental.

A crise do setor elétrico poderia ter-se agravado durante a década de 80, não fosse a crise do petróleo. Entretanto, o país passou por forte recessão e o setor operou com capacidade ociosa, permitindo que a retomada do crescimento experimentado pela economia após 1994 fosse administrado.

A queda no desempenho do setor elétrico está vinculada principalmente às transformações ocorridas nas duas últimas décadas nos planos econômicos, tecnológico e geopolítico mundiais. A reorientação dos fluxos de capitais, a pressão ambientalista, a emergência de um novo padrão tecnológico ditado pela informática, pela biotecnologia e pelos novos materiais foram fatores desestabilizadores da estrutura vigente.

Outro elemento importante foi o aumento das incertezas quanto ao comportamento da demanda, taxa de juros e legislação ambiental. As transformações no setores produtivo e de consumo têm obrigado tanto os países industrializados quanto os em desenvolvimento a re-arranjarem as estruturas institucionais dos seus respectivos setores energéticos para ajustá-los ao novo contexto, de forma a recuperar as dinâmicas de custos decrescentes e a melhorar o desempenho do setor.

A forte elevação nos custos de abastecimento energético que se seguiu às crises do petróleo gerou entre os consumidores a percepção de que o setor elétrico, o qual havia por muitos anos se caracterizado por ganhos de eficiência, passou a ser fonte de ineficiências repassadas, através dos custos, para os consumidores.

Diante deste cenário, o Brasil, desde 1995, reformulou o setor energético, propiciando oportunidades para a participação do setor privado nos investimentos necessários e na responsabilidade pela garantia do suprimento nacional. A mudança institucional ocorreu efetivamente com o início de operação da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL). Com este processo, inaugurou-se uma nova etapa na evolução do setor elétrico brasileiro, caracterizada por uma ampla abertura de seus mercados, eliminação de monopólios e retirada do Estado de funções próprias de um empreendedor.

Embora tenha havido percalços em sua política de crescimento econômico, o Brasil obteve êxito no setor elétrico, conseguindo suprir o mercado com a energia necessária para seu desenvolvimento, pois o setor elétrico funciona como uma "rede capilar de vasos sanguíneos" que alimenta a vida econômica e suas perdas têm impactos ressentidos por todos.

Dessa forma, apesar das evidências apresentadas, questiona-se: qual é o impacto do consumo de energia elétrica do setor industrial no crescimento econômico brasileiro? Qual o comportamento deste impacto após a estabilização da economia, com o advento do Plano Real?

Estas questões remetem o estudo para o objetivo de verificar o impacto do consumo de energia elétrica do setor industrial no crescimento econômico brasileiro, no período de 1966 a 2001, observando se houve mudança de comportamento deste impacto após a implantação do Plano Real, a partir de 1994.

A questão do impacto da infra-estrutura sobre o crescimento econômico tem sido objeto de estudos utilizando-se de modelos econométricos para obter os resultados das elasticidades e, por conseqüência, o impacto de diversas séries temporais sobre o produto interno bruto (PIB). A metodologia usual nestes estudos com séries temporais são o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller e de co-integração de Engle-Granger, e para a verificação de quebra estrutura, utiliza-se o teste de Chow (1960). Estes métodos serão aplicados neste trabalho sobre as séries brasileiras do Produto Interno Bruto, Tarifa Média da Energia Elétrica, Consumo de Energia Elétrica para o Setor Industrial, no período de 1966 a 2001.

Este trabalho está dividido em cinco seções: esta que corresponde à introdução na qual apresentaram-se os pressupostos iniciais, o problema a ser resolvido, os objetivos a atingir e a metodologia a ser utilizada. Na Seção 2, procede-se uma revisão teórica dos estudos que tratam do impacto da infra-estrutura sobre o crescimento econômico. A terceira seção apresenta os métodos de raiz unitária, co-integração e teste de Chow (1960), que serviram de embasamento para a implementação da metodologia, demonstrando seu processo de aplicação, explorando-se cada etapa executada, o modelo utilizado e as fontes de dados da pesquisa. Na seção 4, são apresentadas as discussões sobre os resultados obtidos e a comparação com a literatura. Finalmente, na seção 5, as conclusões e recomendações do artigo. Ao final, encontram-se as referências bibliográficas.

2 Impacto da Infra-Estrutura no Crescimento Econômico

Depois de mais de cinco décadas de pesquisas e estudos sobre a questão do crescimento econômico, desenvolveram-se duas vertentes de modelos estilizados de crescimento. A primeira é composta de modelos de crescimento exógeno, baseada em Solow (1956), Swan (1956) e Tobin (1955), e a segunda é formada pelos modelos de crescimento endógeno, baseadas em Romer (1986) e, em outra dimensão, Lucas (1988), entre outros.

Os adeptos de Solow (1956) criaram um esquema de contabilização do crescimento embasado em um modelo que continua sendo o principal esquema teórico de análise da reação entre poupança, acumulação do capital e crescimento. Na versão mais simplificada, o produto *per-capita* é uma função crescente da relação entre capital e mão-de-obra e do estado de tecnologia, em que, no estado de equilíbrio, o capital, o produto e a mão de obra crescem todos à mesma proporção, na qual é definida taxa exógena de crescimento populacional.

Os modelos de crescimento desenvolvidos pela corrente de Romer explicitam que a contribuição do capital para o crescimento é subavaliada no modelo de

Solow, dado que existem fatores externos no uso do capital. A argumentação básica é a de que os investimentos de capital criam fatores externos positivos, isto é, o investimento aumenta não somente a capacidade produtiva da empresa investidora ou do trabalhador, como também a capacidade produtiva de outras empresas e trabalhadores similares. Afirmam que os gastos governamentais e, por consequência, em infraestrutura, significariam externalidades positivas para os investimentos do setor privado, proporcionando oscilações nas taxas de crescimento do PIB.

Assim, ao longo da década de 90, uma grande quantidade de trabalhos têm-se ocupado em estimar os impactos de infra-estrutura sobre o crescimento econômico, utilizando-se de instrumentos econométricos. Entre as séries de infra-estrutura, encontra-se a energia elétrica como uma das variáveis de forte indução de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB).

Em seu artigo, Aschauer (1989) foi o primeiro a abordar o impacto da infra-estrutura no crescimento econômico, utilizando-se de *Ordinary Least Squares*¹ (OLS), com dados anuais da economia norte-americana no período de 1949 a 1985, cuja elasticidade estimada foi de 0,24. Munnell (1990), utilizando as séries de ruas, rodovias, aeroportos, serviços de gás, eletricidade, águas e esgotos e transporte de massa, encontrou elasticidade de 0,34. Também, Easterly e Rebelo (1993), utilizando as séries de transportes e comunicações, alcançaram resultados entre 0,59 e 0,66 para a elasticidade-renda.

No período de 1970 a 1987, Shah (1992) estimou as elasticidades do PIB Mexicano para Energia, Comunicações e Transportes, encontrando valores entre 0,05 e 0,07. Ainda, para o México, Feltenstein e Há (1995) mensuraram o impacto da energia sobre o PIB e encontraram o índice de 0,105, com dados trimestrais entre 1980 e 1990.

O impacto da infra-estrutura sobre o crescimento das economias da Coreia e Taiwan também foram avaliadas por Uchimura e Gao (1993), levando-se em consideração transporte, comunicações e água, e as estimativas foram 0,19 e 0,24 respectivamente para os dois países.

Para o caso brasileiro, Ferreira (1996) mostra que não só a tendência de longo prazo (de 1970 até 1993) dos investimentos públicos em infra-estrutura como proporção do produto é declinante, mas também que esta queda vem se acelerando recentemente em todos os setores. Adicionalmente, estima, utilizando co-integração, a elasticidade de longo prazo entre produto interno bruto e medidas alternativas de estoque de infra-estrutura. Os resultados indicam elasticidade significativa e de dimensões relevantes, em torno de 0,70.

Ainda, Ferreira e Malliagros (1997) apresentam uma análise empírica do setor de infra-estrutura brasileiro no período 1950/95. Estimando o impacto da infra-estrutura em cinco setores (energia elétrica, telecomunicações, ferrovias, rodovias e portos), perceberam a existência

de forte relação entre infra-estrutura e PIB no longo prazo. As estimativas para elasticidade-renda de longo prazo situam-se entre 0,55 e 0,61, sendo que os setores que influenciam mais intensamente o PIB são os de energia elétrica e transportes.

Trabalhando as séries de energia, comunicações, ferrovias, água e esgoto, Florissi (1996), para o caso brasileiro, obteve elasticidades muito próximas às de Ferreira (1996) e Ferreira e Malliagros (1997), situadas entre 0,07 e 0,08.

Ferreira (1996) tenta corrigir os problemas econométricos das estimativas de Aschauer (1989), e encontra valores bem menores para o impacto do capital público sobre a produtividade geral da economia e do capital privado: um aumento de 1% nos investimentos em infra-estrutura levaria a um acréscimo de 0,11% na produtividade geral e de 0,08% na produtividade do capital privado. O importante a observar é que os coeficientes ainda são positivos e significativos estatisticamente. Além disso, pode-se constatar que a produtividade média da mão-de-obra dos EUA cresceu 2% ao ano no período compreendido entre 1950 e 1970, e, posteriormente, caiu para 0,8% entre 1971 e 1985. Por outro lado, a porcentagem dos gastos em infra-estrutura em relação ao PIB declinou de 2,6% para 1,5%, no período entre 1972 e 1983.

Comportamento semelhante ocorreu em todos os países que compõem o Grupo dos Sete. A taxa média de crescimento da produtividade para esses países foi de 4% ao ano entre 1960 e 1968; caiu para 3,2% no período 1968/1973; passou a 1,4% de 1973 a 1979, e manteve-se relativamente estável, se comparada ao período anterior, quando atingiu a média de 1,5% entre 1979 e 1986. Em contrapartida, no intervalo 1967-1985, houve tendência de declínio dos investimentos públicos como proporção do PIB nos seguintes países: Inglaterra, de 3,9% para 1,0%; França, de 3,5% para 1,6%; e Alemanha, de 3,1% para 1,5%. Essa relação para a Itália manteve-se estável, e a única exceção é o Japão, onde houve aumento, o que explica, em parte, seus ganhos de competitividade no mercado internacional.

A rentabilidade das inversões em infra-estrutura e respectivas elasticidades do produto privado ou da produtividade em relação ao capital público foram detectadas como significativamente positivas para os Estados Unidos, México, Coreia, Taiwan, Comunidade Européia e também para o Brasil.

Os investimentos em infra-estrutura, por serem um dos principais impulsionadores do crescimento econômico, sempre tiveram, no Brasil, prioridade na alocação dos recursos. Ao longo das décadas de 70 e 80 e início da de 90, essa alocação foi sempre comandada pelo Estado.

Assim como os autores citados, o presente trabalho irá avaliar o impacto de infra-estrutura sobre o PIB, utilizando a energia elétrica como parâmetro. O instrumental econométrico para essa medida serão os testes de co-integração, demonstrados a seguir.

¹ A tradução para *Ordinary Least Squares* (OLS) é Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

3 Metodologia

3.1 Aspectos teóricos de co-integração

A utilização de regressões estáticas em séries econômicas não estacionárias pode levar a correlações espúrias; além de os estimadores resultantes dos mínimos quadrados e os coeficientes serem ineficientes, os desvios-padrão dos resíduos são inconsistentes. Isto ocorre devido ao fato de que a presença de uma tendência, decrescente ou crescente, nas séries, leva a um alto valor do R², mas não necessariamente a presença de uma relação verdadeira entre séries (GUJARATI, 2000, p. 715).

O conceito de co-integração introduzido por Engle e Granger (1991) corresponde à noção estatística da existência de um relacionamento a longo prazo entre as variáveis econômicas. Assim, duas ou mais variáveis dizem-se co-integradas quando existe uma combinação linear entre elas e esta combinação deve ser estacionária, embora as variáveis individualmente não o sejam.

Neste contexto, a importância da análise de co-integração surge de seu uso para aquelas séries econômicas não estacionárias. A presença de raiz unitária na série temporal invalida os pressupostos da estatística clássica onde a média e a variância são constantes ao longo do tempo, e, com isto, mascarando o relacionamento entre duas ou mais variáveis.

Margarido e Anefalos (1999) explicam que, detectada a presença de raiz unitária, trabalham-se as séries diferenciadas e não em nível, isto é, quando se diferencia a série, remove-se a tendência. Assim, quando uma série econômica apresentar uma tendência estocástica, torna-se estacionária após a aplicação de uma ou mais diferenças, para verificar se existe uma raiz unitária.

Dessa forma, o conceito de co-integração busca identificar se duas ou mais variáveis são integradas de mesma ordem, ou seja, se y_t e x_t derivam de um processo estacionário $I(0)$ ou não-estacionário $I(1)$. Se ambas caracterizarem por um processo $I(1)$, significa que estas são integradas de ordem 1 e a sua verdadeira combinação linear será dada por:

$$z_t = y_t - \alpha x_t \quad (1)$$

Porém, a variável z_t deverá ser $I(0)$, já y_t e x_t serão $I(1)$ para que haja algum componente de longo prazo que anule os efeitos na produção de z_t . O coeficiente α é conhecido como parâmetro de co-integração ou vetor de co-integração, representado por $(1, -\alpha)$.

Assim, a equação (1) é conhecida como modelo de erro/equilíbrio (MARGARIDO; ANEFALOS, 1999), que mede o quanto (y_t, x_t) encontram-se afastados do ponto de equilíbrio. Quando duas variáveis são co-integradas, significa que estas convergem para uma condição de equilíbrio de longo prazo. Já no curto prazo, existem perturbações que impedem a convergência.

Engle e Granger (1991) colocam que a co-integração é um sistema que possui correção de erros e, portanto, um modelo de correção de erros tem variáveis co-integradas. Para se testar se as séries são co-integradas ou não, a seguinte equação deverá ser estimada:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad \text{ou} \quad y_t - \alpha - \beta x_t = u_t \quad (2)$$

e, na seqüência, testar se o resíduo estimado (u_t) é estacionário $I(0)$ ou não via teste de raiz unitária. Nos testes de raízes unitárias como nos de co-integração, são admitidas as hipóteses de que o modelo apresente apenas uma constante (α) ou tendência (t) e constante (α).

O termo u_t resíduo estimado é o erro estocástico que segue as hipóteses clássicas de média zero, variância constante e não-autocorrelacionada. O nome técnico dado para esse fenômeno é ruído branco (white noise). Para testar a presença de raízes unitárias, utiliza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e, para a co-integração, o teste de Engle-Granger (AEG)². Esses testes devem ser feitos sobre os resíduos com a seguinte equação:

$$\nabla \hat{u}_t = \alpha + \rho \hat{u}_{t-1} + \sum \gamma_i \nabla \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Onde ∇ é a primeira diferença da variável \hat{u}_t e $\nabla \hat{u}_{t-1}$ é a primeira diferença defasada de \hat{u}_t , α é a constante e γ é zero.

No teste de raiz unitária, verificam-se as seguintes hipóteses:

- H0: se existe raiz unitária quando $\rho = 0$
- H0: se os resíduos são estacionários $\rho \neq 0$

Para verificar estas hipóteses, deve-se observar a estatística t (t-student) das variáveis do modelo, resultante da regressão, a qual deve ser menor em termos absolutos que as estatísticas τ (tau) críticas elaboradas por Dickey-Fuller para aceitar H0. No caso dos resíduos estimados pela regressão, estes devem ser estacionários, o que implica que a estatística $t < \tau$, pois os mesmos não têm raiz unitária.

3.2 Quebra estrutural: o teste de Chow

Tendo definido o ponto da metodologia de estimação, o problema seguinte que se coloca é se houve mudança no comportamento das elasticidades e do impacto do consumo de energia do setor industrial sobre o crescimento econômico brasileiro após a implementação do Plano Real. Para tanto, deve-se utilizar-se de testes de mudança estrutural. Um dos testes mais utilizados na literatura é o Teste de Chow (CHOW, 1960; FISHER, 1970; GUJARATI, 2000), que consiste na transformação do Teste F, porém com a mesma forma de análise.

Para verificar se houve mudança estrutural, transforma-se a função $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ em dois períodos distintos: Primeiro período: $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 x_t + u_{1t}$, $t = 1, 2, \dots, n_1$ Segundo Período: $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_{2t}$, $t = 1, 2, \dots, n_2$ As hipóteses são:

$$u_{1t} \sim N(0, \sigma^2) \text{ e } u_{2t} \sim N(0, \sigma^2),$$

onde os dois termos erro (u_{it}) se distribuem normalmente com a mesma variância e, portanto, não há quebra estrutural contra a hipótese de que: u_{1t} e u_{2t} têm distribuição independentes; nesse caso, há quebra estrutural.

² Para verificar os procedimentos, consultar Gujarati (2000, p. 723-733) e Hill, Griffiths e Judge (1999, p. 388-402).

Com base nestas hipóteses, o teste deve ser realizado (GUJARATI, 2000) obedecendo às seguintes etapas:

1º Etapa: rodar a regressão considerando todas as observações dos dois períodos n_1 e n_2 , com a finalidade de obter a Soma do Quadrado dos Resíduos (SQR_1), com gl $(n_1 + n_2 - k)$, sendo que k é o número de parâmetros estimados.

2º Etapa: rodar a regressão considerando as observações separadas para o período n_1 e para n_2 , com a finalidade de obter a Soma do Quadrado dos Resíduos individuais de cada período, sendo o período 1 (SQR_2) e o período 2 (SQR_3), com gl $(n_1 - k)$ e $(n_2 - k)$, sendo que k é o número de parâmetros estimados. Soma-se os SQR's obtidos e o resultado será $SQR_4 = SQR_2 + SQR_3$, com gl $(n_1 + n_2 - 2k)$.

3º Etapa: combine os SQR's e obtenha $SQR_5 = SQR_1 - SQR_4$.

4º Etapa: para testar efetivamente as hipóteses deve-se utilizar o teste F modificado:

$$F = \frac{\frac{SQR_5}{k}}{\frac{SQR_4}{(n_1 + n_2 - 2k)}}$$

onde a distribuição F com gl $(k, n_1 + n_2 - 2k)$. Se o F calculado for maior que o valor crítico de F em nível de α , rejeita-se a hipótese de que não há quebra estrutural; caso contrário, há quebra estrutural.

3.3 O Modelo e a aplicação da co-integração

Conforme descrito anteriormente, o trabalho consiste na estimação da elasticidade-renda de longo prazo para o consumo de energia elétrica, como forma de verificar o impacto de infra-estrutura no crescimento econômico do Brasil. Para tal êxito, as relações de longo prazo serão analisadas através do teste de co-integração.

Para a realização da verificação, o primeiro passo é testar a ordem de integração das variáveis por meio do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), observando se as estatísticas calculadas são maiores ou menores do que as estatísticas críticas, isto é, se as séries são estacionárias ou não-estacionárias. Se as variáveis do modelo forem não-estacionárias, isto é, de ordem $I(1)$, significa que possuem pelo menos uma raiz unitária.

A variáveis a serem investigadas apresentam-se na equação (4):

$$PIB = \alpha + \beta P \cdot QD + M \quad (4)$$

onde:

PIB – série do produto interno bruto do Brasil, para os anos de 1966 a 2001;

α – constante;

β – parâmetro do consumo de energia;

P – série do preço médio da energia elétrica para o período de 1966 a 2001;

QD – quantidade consumida de eletricidade no setor industrial no período de 1966 a 2001;

M – erro aleatório.

Com o objetivo de capturar diretamente as elasticidades, através dos parâmetros resultantes das regressões, aplicou-se o logaritmo neperiano (natural) em ambos os lados da equação (4), gerando:

$$\text{pib} = \alpha + \beta_1 p + \beta_2 q + \mu \quad (5)$$

Onde:

β – é a elasticidade da energia elétrica

β_2 – é o coeficiente de consumo.

Verificada a ordem de integração das séries descritas na equação (4) e (5), o próximo passo é rodar regressão do tipo OLS em nível para capturar os resíduos. Capturados os resíduos, fazem-se os testes DF e ADF nos resíduos estimados que obrigatoriamente deverão ser de ordem $I(0)$, ou seja, deverão ser estacionários. Neste caso, os resíduos não poderão ter raízes unitárias e as variáveis pib, p e q, serão co-integradas e, portanto, existe um mecanismo de correção de erros capaz de conduzir as séries para o equilíbrio de longo prazo.

O termo erro tem a função de ligar o comportamento de curto prazo das séries com seu valor de longo prazo.

Utilizando a equação (5) e aplicando em (3), obtém-se:

$$\nabla \text{pib}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \nabla p + \alpha_2 \nabla q + \alpha_4 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Na regressão da equação (6), ∇ indica a primeira diferença das variáveis; \hat{u}_{t-1} é o valor defasado em um período do resíduo estimado obtido da regressão da equação (5), a estimativa empírica do termo erro de equilíbrio; e ε_t é o resíduo com as propriedades clássicas e usuais. Como γ é zero, $\nabla \hat{u}_{t-1}$ também será zero.

A equação (6) irá capturar as perturbações de curto prazo em p e q, através do termo de correção do erro \hat{u}_{t-1} que captura o ajustamento para o equilíbrio no longo prazo. Se α_4 for estatisticamente significativo, indica a proporção de desequilíbrio do pib em um período o qual será corrigido no período seguinte.

Feitos estes testes e verificada a existência de co-integração, os parâmetros obtidos na regressão em nível serão as elasticidades correspondentes ao impacto das variáveis p e q no pib.

3.4 Os dados da pesquisa

Para o desenvolvimento do trabalho, foram utilizados dados com periodicidade anual relativos ao Produto Interno Bruto (PIB) em dólar, Quantidade Média de Energia Consumida pelo setor industrial (QD) em *mega-watt* hora (MWh), Preço Médio da Energia Elétrica (P) por *mega-watt* hora (MWh) em dólares, que abrangem o período 1966/2001.

A série PIB, foi capturada no site <<http://www.bcb.gov.br>>, do Banco Central do Brasil. Os dados de quantidade de energia consumida pelo setor industrial (QD) obtiveram-se do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, <<http://www.ipeadata.gov.br>>), e o preço médio de energia foi extraído do Plano Decenal de

Expansão – 2001/2010, do Comitê Coordenador do Planejamento da Expansão dos Sistemas Elétricos, disponível no endereço <<http://www.ccpe.gov.br/16-PlanoDecenal/bottom.htm>>.

O conjunto das três séries, PIB, QD e P, foi transformado em logaritmos naturais, para que os coeficientes gerados fornecessem diretamente as elasticidades, conforme procedimento adotado por Andrade e Lobão (1997), Margarido e Anfalos (1999) e Schmidt e Lima (2002).

4 Resultados e Discussões

Conforme descrito anteriormente, foram calculadas as elasticidades de longo prazo para as séries descritas em nível agregado. As relações de longo prazo foram analisadas através do teste de co-integração, cujo primeiro passo foi detectar a existência de raiz unitária. Os testes efetuados foram o de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Esse teste foi elaborado ao nível de 5%, o que implica que em cada uma das séries não poderá ser rejeitada a hipótese de não existência de raiz unitária a esse nível. Para a verificação, utilizamos a equação (5):

$$pib = \alpha + \beta_1 p + \beta_2 q + \mu .$$

Os Gráficos 1, 2 e 3 mostram que as séries de PIB, Preço e Quantidade indicam que, no período 1966/2001, houve um crescimento contínuo do consumo de energia, do preço e do PIB. Entretanto, pode-se observar que as séries PIB e Preço tiveram uma pequena desaceleração no fim da década de 80, demonstrando evidências de uma relação de longo prazo entre as séries.

Utilizando o software econométrico Microfit 4.0, realizou-se o teste de estacionaridade das séries individualmente. Esse software realiza o teste de raízes unitárias e dá o valor crítico calculado por MacKinnon ao nível de 5%.

A série pib, e os resultados obtidos na regressão para a estatística τ apresentam-se no Quadro 1.

Comparando-se os valores críticos na regressão com os de MacKinnon, observa-se que todos eles são menores que os valores críticos; logo, o pib possui pelo menos uma raiz unitária, o que significa dizer que esta série é não-estacionária e a ordem de integração é I(1).

Os mesmos testes foram feitos na variável p (Quadro 2).

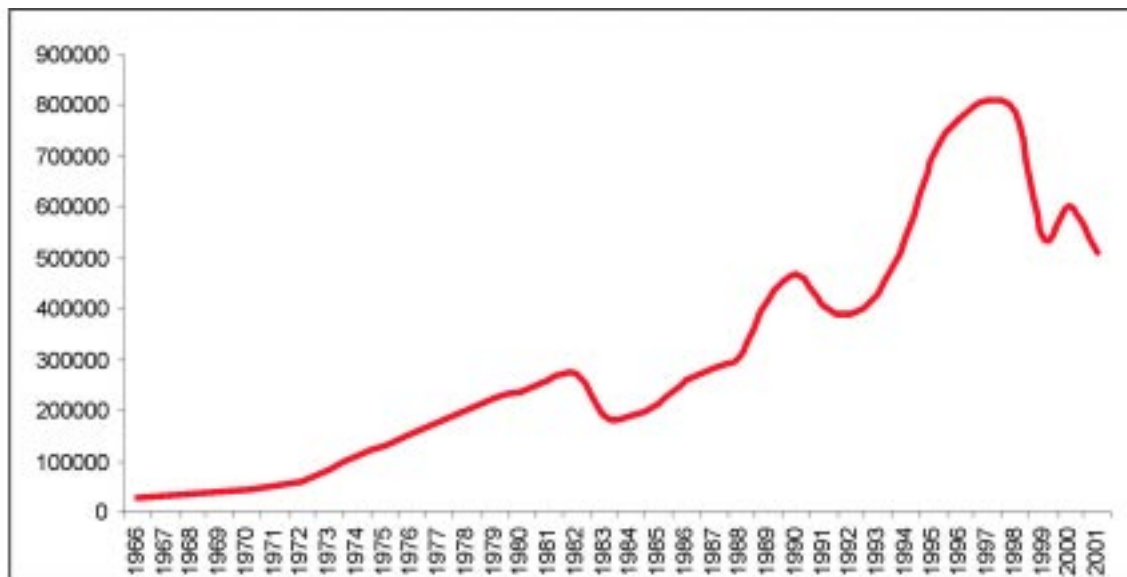
Observando-se os valores, conclui-se que a série preços (p) também é não-estacionária, pois os valores das estatísticas de MacKinnon, ao nível de 5%, são maiores que as resultantes da regressão e a ordem de integração é I(1).

Quadro 1. Teste de raiz unitária para a variável PIB.

Testes [*]	Com constante e sem tendência	Com constante e com tendência
DF	-2,4546	-0,93050
ADF(1)	-2,1445	-1,4345
Valor Crítico de MacKinnon	-2,9499	-3,5468

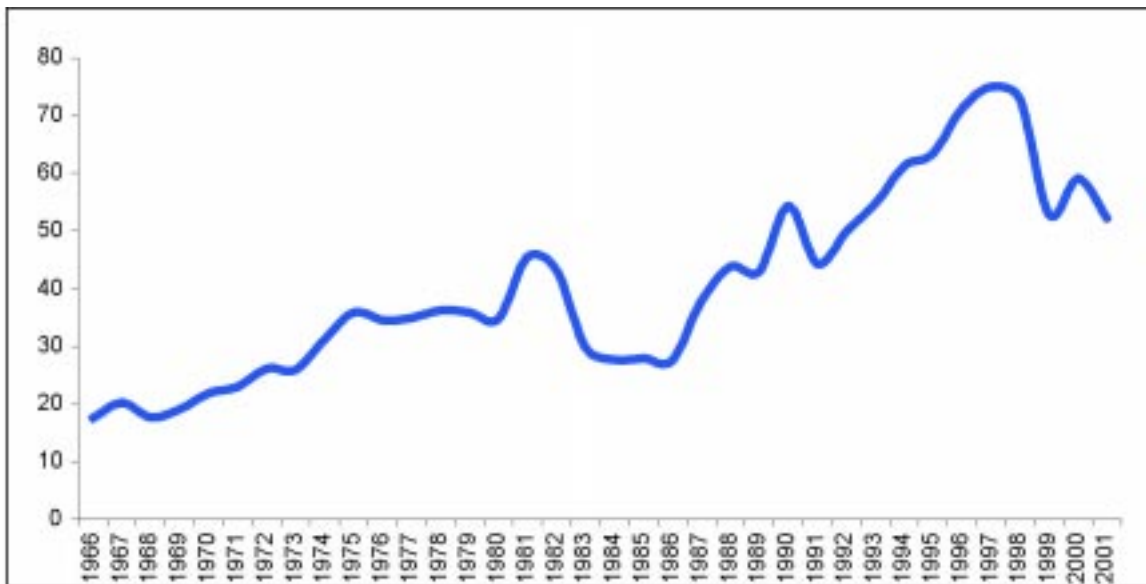
^{*}Rejeita-se a hipótese ao nível de 5%.

Gráfico 1. Produto Interno Bruto do Brasil – 1966/2001.



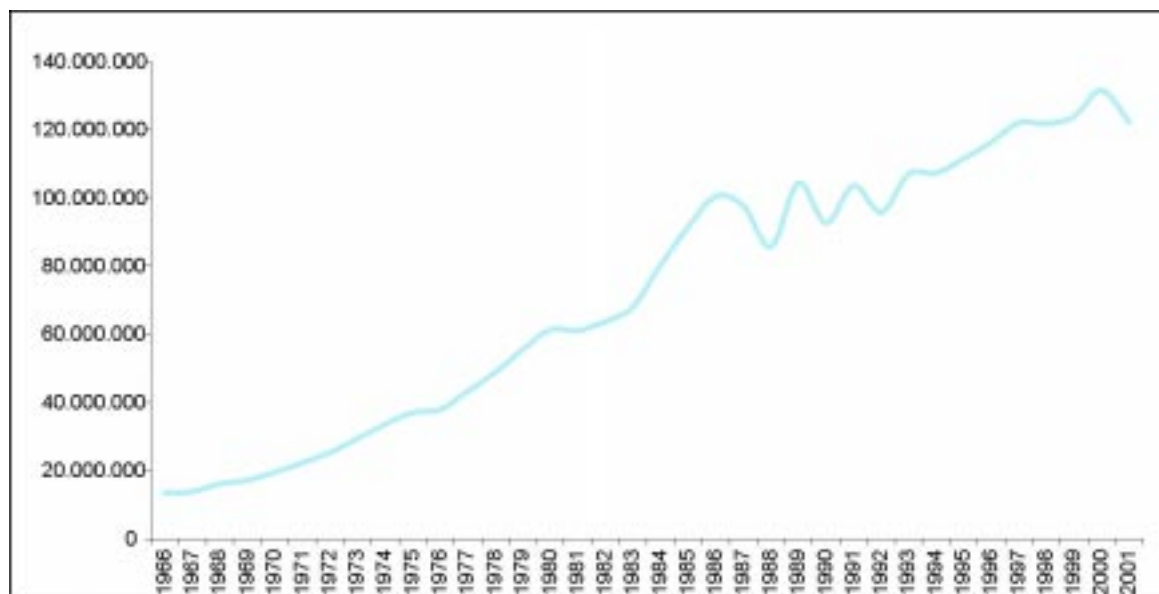
Fonte: Elaborado pelos autores, com base no Banco Central do Brasil, 2002.

Gráfico 2. Tarifa média anual da energia elétrica – 1966/2001.



Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados do Comitê Coordenador do Planejamento da Expansão dos Sistemas Elétricos, 2002.

Gráfico 3. Consumo médio de energia elétrica no setor industrial – 1966/2001.



Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2002.

Quadro 2. Teste de raiz unitária para a variável preço (p).

Testes*	Com constante e sem tendência	Com constante e com tendência
DF	-1,5531	-2,1751
ADF(1)	-1,5063	-2,1784
Valor Crítico de MacKinnon	-2,9499	-3,5468

*Rejeita-se a hipótese ao nível de 5%.

A série quantidade teve comportamento diferenciado em relação às séries anteriores, como pode ser observado no Quadro 3.

A variável q é não-estacionária sem a presença de uma tendência temporal.

Para obter os resíduos estimados, estes foram capturados da regressão em nível das variáveis pib, p e q, apresentadas no Quadro 4.

Pode-se observar que o gráfico dos resíduos estimados (Gráfico 4) tendem a manter um movimento aleatório e constante (*with the noise*), indicando a estacionaridade. Para confirmar a estacionaridade, fez-se o teste de raiz unitária nos resíduos estimados, da mesma forma que as séries anteriores.

Os resultados da regressão constataram a estacionaridade e sua ordem de integração é I(0). Isto significa que as outras séries são co-integradas e implica que existe um modelo de correção de erros, que conduz as séries para o estado de equilíbrio.

A Correção de Erros utilizada foi

$$\nabla pib_t = \alpha_0 + \alpha_1 \nabla p + \alpha_2 \nabla q + \alpha_4 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

cujos resultados da regressão foram os do Quadro 6.

Como α_4 foi estatisticamente significativo, ou seja, o p-value da estatística t foi 0,001, demonstra que as alterações de curto prazo no preço e na quantidade consumida de energia têm efeitos positivos significativos sobre o PIB e que a distância entre o valor efetivo e o de

longo prazo (nível de equilíbrio) corrige-se em cerca de 53% a cada ano.

O modelo apresentado possui um mecanismo de correção de erros, porém, cabe investigar se, durante o período de 1966 a 2001, houve alterações no comportamento das variáveis, ou seja, se neste período houve quebra estrutural do modelo proposto. Para esta finalidade, esta pesquisa seguiu as etapas descritas anteriormente, demonstradas a seguir.

1º Etapa: rodou-se a regressão utilizando-se a equação (5): $pib = \alpha + \beta_1 p + \beta_2 q + \mu$ com a finalidade de obter a Soma do Quadrado dos Resíduos (SQR_1), com gl ($n_1 + n_2 - k$), sendo que k é o número de parâmetros estimados.

A Soma do Quadrado dos Resíduos (SQR_1), com gl ($n_1 + n_2 - k$), é 0,3286.

2º Etapa: para obter a Soma do Quadrado dos Resíduos individuais, período 1 (SQR_2) e período 2 (SQR_3), com gl ($n_1 - k$) e ($n_2 - k$), k sendo o número de parâmetros estimados, rodaram-se as regressões das equações abaixo.

Para o primeiro período, de 1966 até 1993 (pré-real):

$$pib = \alpha_1 + \alpha_2 p + \alpha_3 q + \mu_{1t}, \text{ Quadro 8.}$$

Período 1 (SQR_2) = 0,28841

Segundo período, de 1994 até 2001 (pós-real): $pib =$

$$\beta_1 + \beta_2 p + \beta_3 q + \mu_{2t}, \text{ Quadro 9.}$$

Período 2 (SQR_3) = 0,0228

Agora somam-se SQR 's obtidos

Quadro 3. Teste de raiz unitária para a variável quantidade.

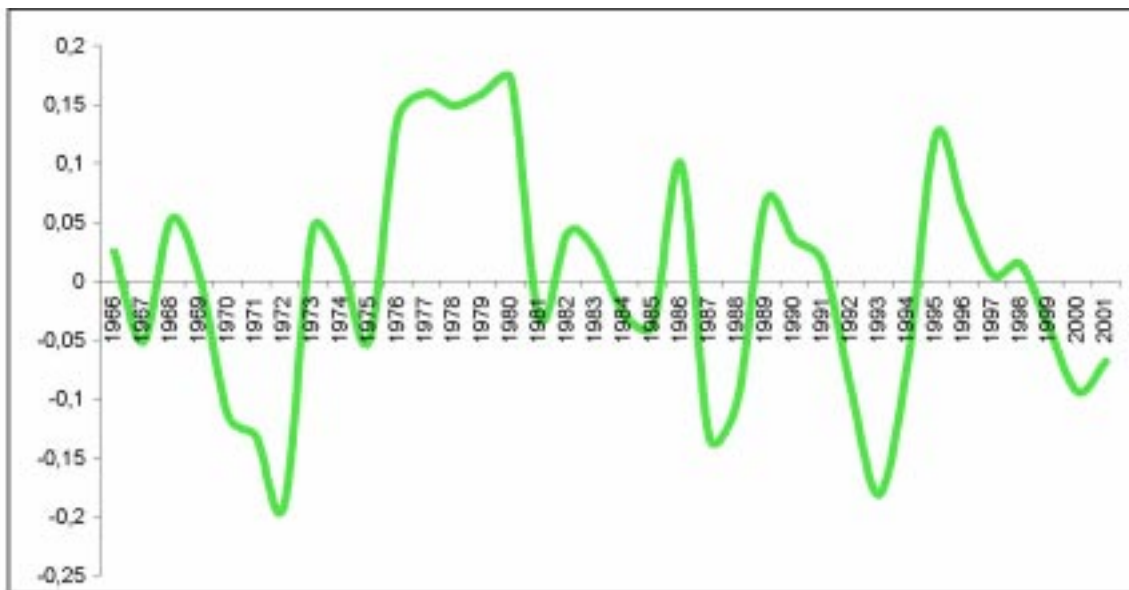
Testes*	Com constante e sem tendência	Com constante e com tendência
DF	-3,5775	-1,0842
ADF(1)	-4,2533	-0,73042
Valor Crítico de MacKinnon	-2,9499	-3,5468

*Rejeita-se a hipótese ao nível de 5%.

Quadro 4. Regressão em nível para obter resíduos, para teste de raízes unitárias.

Dependent variable is PIB 36 observations used for estimation from 1966 to 2001			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
α	0.59080	0.59018	1.0010 [0.324]
p	1.0745	0.080187	13.4002 [0.000]
q	0.82039	0.045866	17.8868 [0.000]
R-Squared	0.99062	R-Bar-Squared	0.99005
S.E. of Regression	0.099787	F-stat. F(2, 33)	1743.1[.000]
Mean of Dependent Variable	19.1485	S.D. of Dependent Variable	1.0006
Residual Sum of Squares	0.32860	Equation Log-likelihood	33.4541
Akaike Info. Criterion	30.4541	Schwarz Bayesian Criterion	28.0789
DW-statistic	1.1253		

Gráfico 4. Resíduos estimados -1966/2001.



Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos resultados da regressão $pib = \alpha + \beta_p p + \beta_q q + \mu$

Quadro 5. Teste de raiz unitária para os resíduos estimados.

Testes*	Com constante e sem tendência	Com constante e com tendência
DF	-3,5129	-3,5095
ADF(1)	-3,2994	-3,2915
Valor Crítico de MacKinnon	-2,9499	-3,5468

*Aceita-se a hipótese ao nível de 5%.

Quadro 6. Regressão com variáveis defasadas, para obtenção do modelo de correção de erros.

Dependent variable is ∇pib 35 observations used for estimation from 1967 to 2001			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
α	-0.0058954	0.01901	-0.31008 [.759]
∇p	0.85521	0.10254	8.3400 [.000]
∇q	0.99761	0.18317	5.4465 [.000]
\hat{u}_{t-1}	-0.52894	0.14776	-3.5796 [.001]
R-Squared	0.74045	R-Bar-Squared	0.71534
S.E. of Regression	0.083622	F-stat.F(3, 31)	29.4799 [.000]
Mean of Dependent Variable	0.082395	S.D. of Dependent Variable	0.15673
Residual Sum of Squares	0.21677	Equation Log-likelihood	39.3118
Akaike Info. Criterion	35.3118	Schwarz Bayesian Criterion	32.2011
DW-statistic	1.6390		

Quadro 7. Regressão para Teste de Chow – obtenção do SQR_1 .

Parâmetros	Coeficientes		Erro padrão	Stat t	valor-P
α	0,590798202		0,590179705	1,00104798	0,324087817
P	1,074521609		0,080187078	13,40018418	6,69335E-15
Q	0,820392938		0,045865949	17,88675401	1,50639E-18
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	2	34,714	17,36	1743,11	0,00000
Resíduo	33	0,3286	0,01		
Total	35	35,043			
<i>Estatística de regressão</i>					
R múltiplo					0,99530041
R-Quadrado					0,990622907
R-quadrado ajustado					0,990054598
Erro padrão					0,099787296
Observações					36

Quadro 8. Regressão para Teste de Chow – obtenção do SQR_2 .

Parâmetros	Coeficientes		Erro padrão	Stat t	valor-P
α	0,402539199		0,654571779	0,61496571	0,544134872
P	1,050001586		0,109563622	9,583487323	7,5133E-10
Q	0,835984837		0,05256541	15,90370608	1,38873E-14
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	2	21,10227556	10,55113778	914,6091548	4,19024E-24
Resíduo	25	0,288405646	0,011536226		
Total	27	21,3906812			
<i>Estatística de regressão</i>					
R múltiplo					0,993235737
R-Quadrado					0,986517229
R-quadrado ajustado					0,985438608
Erro padrão					0,107406824
Observações					28

$SQR_4 = SQR_2 + SQR_3$, com $gl = (n_1 + n_2 - 2k)$:

$SQR_4 = 0,28841 + 0,0228$

$SQR_4 = 0,31121$

3º Etapa: subtraindo os SQR 's

$SQR_5 = SQR_1 - SQR_4$

$SQR_5 = 0,3286 - 0,31121$

$SQR_5 = 0,01739$

4º Etapa: utilizando o teste F com $gl (k, n_1 + n_2 - 2k)$:

$F_{(3, 30)} = [0,01739 / 3] / \{ 0,31121 / [(28 + 8 - 2 \cdot 3)] \}$

$F_{(3, 30)} = 0,55879$

Como o $F_{(3, 30)}$ calculado foi 0,55879, o valor crítico de $F_{(3, 30)}$ em nível de α a 5% é 2,92; como o F calculado foi menor que o crítico, aceita-se a hipótese de que não há quebra estrutural.

O teste de Chow rejeitou a hipótese de quebra estrutural a partir de 1994, período de implementação de uma nova política econômica, o Plano Real, levando-se em consideração o consumo industrial de energia elétrica.

Como não há quebra estrutural, as variáveis PIB, P e Q são não estacionárias e integradas de ordem $I(1)$ e

seus resíduos estimados são estacionários de ordem $I(0)$, pode-se rodar a regressão em nível para obter as elasticidades de P e Q em relação ao PIB, cujos resultados são apresentados no Quadro 10.

A equação (5) $pib = \alpha + \beta_1 p + \beta_2 q + \mu$, teve os seguintes resultados para seus parâmetros:

$$pib = 0,59080 + 1,0745 p + 0,82039 q$$

Essa equação indica que o aumento de 1% na quantidade consumida de energia do setor industrial irá impactar positivamente no crescimento econômico em 0,82% e no caso do preço médio da energia elétrica, em 1,07%.

Os resultados obtidos são parecidos com os de Aschauer (1989), Munnell (1990), Easterly e Rebelo (1993), que utilizaram séries de infra-estrutura da economia norte-americana e verificaram impactos positivos sobre o PIB.

Para o caso brasileiro, Ferreira (1996) encontrou elasticidade significativa e de dimensões relevantes, em torno de 0,70, próxima dos resultados obtidos no trabalho, demonstrando a eficiência do uso da energia elétrica do setor industrial sobre o crescimento econômico brasileiro.

Quadro 9. Regressão para Teste de Chow – obtenção do SQR_3

Parâmetros	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
α	7,123051146	7,658957144	0,930028855	0,395043057	
P	1,324449727	0,185511096	7,139463659	0,00083707	
Q	0,413039906	0,402479947	1,02623723	0,351840659	
	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	2	0,232666989	0,116333495	25,51608378	0,002378655
Resíduo	5	0,022796111	0,004559222		
Total	7	0,2554631			
Estatística de regressão					
R múltiplo					0,954340371
R-Quadrado					0,910765544
R-quadrado ajustado					0,875071761
Erro padrão					0,067522012
Observações					8

Quadro 10. Regressão em nível para obtenção das elasticidades.

Dependent variable is PIB 36 observations used for estimation from 1966 to 2001			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
α	0.59080	0.59018	1.0010 [0.324]
p	1.0745	0.080187	13.4002 [0.000]
q	0.82039	0.045866	17.8868 [0.000]
R-Squared	0.99062	R-Bar-Squared	0.99005
S.E. of Regression	0.099787	F-stat. F(2, 33)	1743.1[.000]
Mean of Dependent Variable	19.1485	S.D. of Dependent Variable	1.0006
Residual Sum of Squares	0.32860	Equation Log-likelihood	33.4541
Akaike Info. Criterion	30.4541	Schwarz Bayesian Criterion	28.0789
DW-statistic	1.1253		

Quando as estimativas são comparadas aos de Ferreira e Malliagos (1998), cujas elasticidades de longo prazo situaram-se entre 0,55 e 0,61, os setores que influenciam mais intensamente o PIB foram os de energia elétrica e transportes, enquanto os resultados desta pesquisa estão entre 0,82 e 1,07, significando que, no longo prazo, a energia elétrica tem um papel importante sobre o PIB.

8 Considerações Finais

Ao longo das últimas décadas, o Brasil adotou um modelo de crescimento econômico baseado no Estado desenvolvimentista interventor. No caso da infra-estrutura econômica, os investimentos foram efetuados, em sua grande maioria, pelas empresas estatais. A década de 70 foi particularmente a de maiores investimentos e com elevada participação de empréstimos externos. Assim, essa década ficou caracterizada como a década do crescimento com endividamento.

No início dos anos 80, após dois choques de preços internacionais do petróleo (1973 e 1979) e a crise financeira do México (1982), os principais credores internacionais, ao perceberem as dificuldades dos

países em desenvolvimento em gerir uma dívida elevada, fecharam-se a novos financiamentos, o que provocou o aumento das exigências para a obtenção de novos empréstimos.

A partir de meados da década de 80 e em maior intensidade na de 90, o Estado brasileiro entra em crise financeira, em geral, as estatais de infra-estrutura, em particular, e surgem as primeiras propostas de parceria entre os setores público e privado, nas quais se destacam a privatização e a concessão de serviços. Esse novo modelo, balizado com a crescente participação da iniciativa privada, não dispensa as funções que podem e devem ser assumidas pelo Estado, como a regulação e a de fiscalização dos serviços públicos, concedidos ou privatizados em defesa do consumidor.

O Brasil, com sua tradição no processo de planejamento estatal para a alocação de recursos em infra-estrutura, baseou-se nas empresas estatais e nas autarquias vinculadas e subordinadas aos respectivos ministérios setoriais, que cumpriam papéis de regulação, planejamento e execução. O novo modelo institucional vem diferenciar esses papéis ao sugerir que haja independência de funções, sem perda de sua complementaridade. Considera-se um exemplo dessa diferenciação a criação, pelo Executivo Federal, das

agências nacionais regulatórias, em especial, a de energia elétrica. A criação dessas agências poderá tornar viável a existência das pré-condições necessárias à ampliação da parceria público-privado.

Desta forma, o trabalho analisou como variações originadas no consumo industrial de energia elétrica são transmitidas para o crescimento econômico. O modelo teórico adotado tem como base as variações na tarifa média de energia elétrica e das quantidades consumidas que afetam no longo prazo o PIB, além de verificar se houve mudança do comportamento destas variáveis. O teste de co-integração sem restrições sobre os parâmetros de longo prazo indicou a presença de uma equação co-integrante, demonstrando que existe relacionamento de longo prazo entre as variáveis analisadas. Os resultados obtidos para as estimativas dos coeficientes do modelo de correção de erros, no caso do Brasil, tende a ajustar-se mais rapidamente mediante os desequilíbrios transitórios, relativamente, e a velocidade de ajustamento dos desequilíbrios é de 53% em cada período. Além disso, as elasticidades estimadas neste estudo para os preços foram de 1,0745 e da quantidade 0,82039, indicando que, no longo prazo, os preços das tarifas médias e as quantidades consumidas de energia no Brasil tendem a impactar positivamente o PIB. Os resultados obtidos nesse estudo confirmam que, no curto prazo, as variáveis ajustam-se rapidamente à condição de equilíbrio. Desta forma, os resultados do teste de quebra estrutural demonstraram que, no caso da energia elétrica, para o setor industrial, não houve alterações em seus padrões de consumo, na medida em que seu comportamento estrutural manteve-se o mesmo.

Finalizando, a principal contribuição deste trabalho foi mensurar o impacto da energia elétrica industrial sobre o produto, considerando que este fator possui importantes implicações de política econômica, embora uma análise de equilíbrio geral que estudasse fatores do lado do setor residencial ainda fosse necessária para que se possa descobrir efetivamente o comportamento do setor elétrico sobre o crescimento do Brasil e uma possível alteração no comportamento desta variável após a mudança do cenário macroeconômico brasileiro, com a implantação do plano real e o período de estabilização econômica.

Referências

- ANDRADE, J. W.; LOBÃO, W. J. A. *Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, nº 489).
- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive?. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 23, n. 2, p. 177-200, Mar. 1989.
- CHOW, C. G. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, Chicago, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.
- EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 32, n. 3, p. 417-458, Dec. 1993.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Ed.). *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- FELTENSTEIN, A.; HA, J. The Role of Infrastructure in Mexican Economic Reform. *World Bank Economic Review*, Washington, v. 9, n. 2, p. 287-304, May 1995.
- FERREIRA, P. C. Investimento em infra-estrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 231-252, ago. 1996.
- FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. O impacto da infra-estrutura sobre o crescimento da produtividade do setor privado e do produto brasileiro. *Ensaio Econômico da EPGE*, n. 315, ago. 1997. Disponível em: <<http://epge.fgv.br/portal/arquivo/1180.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2003.
- FISHER, F. M. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions: an expository note. *Econometrica*, Chicago, v. 38, n. 2, p. 361-366, Mar. 1970.
- FLORISSI, S. Infrastructure, public capital and growth in the Brazilian Economy. *Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 15, p. 69-80, mar. 1997.
- GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HILL, C.; GRIFFITHS, W.; GEORGE, J. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 1999.
- LUCAS, R.E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 22, n. 1, p. 3-42, Jul. 1988.
- MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 7-22, abr. 2001.
- MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C. Testes de raiz unitária e o software SAS. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 46, n. 2, p. 19-45, 1999.
- MELO, H. P. de; OLIVEIRA, A. de; ARAÚJO, J. L. de. O sonho nacional: petróleo e eletricidade 1954-94. In: GOMES, A. de C. *Vargas e a crise dos anos 50*. Rio de Janeiro: Relume Dumará, 1994.
- MUNNELL, A. H. How does public infrastructure affect regional economic performance. *New England Economic Review*, Boston, p. 11-32, set. 1990.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, Oct. 1986.
- SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. Estimções e previsões da demanda por energia elétrica no Brasil. Rio de Janeiro: Secretaria de Acompanhamento Econômico do Ministério da Fazenda, 2002. (Documento de Trabalho; nº 16).
- SHAH, A. Dynamics of public infrastructure, industrial

productivity and profitability. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 74, n. 1, p. 28-36, Feb. 1992.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation.

Economic Record, v. 32, n. 2, p. 334-61, Nov. 1956.

TOBIN, James. A dynamic aggregative model. *Journal of Political Economy*, London, v. 63, p. 103-15, Apr. 1955.

UCHIMURA, K.; GAO, H. *The importance of infrastructure on economic development*. Washington, D.C.: World Bank, 1993.

