

CICLOS NA DEMANDA POR ENERGIA NO BRASIL

Régis Augusto Sandrin – UNISINOS

E-mail: regissandrin@gmail.com

Mateus Sangoi Frozza – UNISINOS

E-mail: mateusfrozza@hotmail.com

1.Introdução

O objetivo do presente estudo é elaborar um modelo que reflita o comportamento de curto e longo prazo da demanda de energia elétrica no Brasil.

A estimação de demanda por energia elétrica é um tema freqüente na literatura mundial. Diversos trabalhos, por exemplo, elaboram modelos econométricos, buscando identificar as variáveis que influem no consumo energético de determinadas áreas geográficas ou classe de consumidores, como Smith (1980), Westley (1984), Westley (1989), Houthakker (1991), Bentzen e Engsted (1993), Andrade e Lobão (1997) e Matos e Lima (2005).

O setor de energia elétrica é crítico na economia. Especificamente no caso do Brasil, autores como Levy (2006) alertam para o risco deste setor vir a se tornar um gargalo para o crescimento econômico. O autor, após seu estudo, chega a mencionar a possibilidade de um teto para este crescimento de aproximadamente 5% para a primeira década após o estudo. Segundo Giambiagi *et all* (2001), este cenário se formou pela escassez de investimentos no setor durante as décadas de 80 e 90. Basicamente, a capacidade ociosa de produção no setor foi diminuindo até o limite, em 2001, com o racionamento de energia.

Segundo Gramaud *et all* (2004), a década de 80 foi marcada pelo contínuo desequilíbrio macro-econômico no Brasil e uma série de planos de estabilização heterodoxos, de modo que o estado viu sua capacidade de investimentos exaurida e iniciou um programa de desestatização da economia. O setor elétrico foi uma peça central neste plano, correspondendo a 31% dos ativos privatizados.

Uma vez que a iniciativa privada foi incluída neste mercado, Giambiagi *et all* (2001) aponta que diversos conflitos e atrasos na construção de um marco regulatório acabaram por retardar diversos investimentos privados na área. O desfecho disto, como já citado, foi o racionamento de energia elétrica ocorrido em 2001. Entretanto, as séries históricas e os próprios estudos de estimação de demanda mostram que este é um mercado atrativo, visto que

o consumo cresce constantemente, mesmo em períodos em que a economia não demonstra tanto vigor. A elaboração de um modelo aderente de estimação da curva de demanda também contribui para um planejamento mais efetivo do investimento necessário no setor.

Além disso, a compreensão da curva de demanda também pode auxiliar na elaboração de políticas tarifárias, principalmente por parte da agência reguladora do setor, a ANEEL.

Este artigo se divide em cinco seções. Na primeira são citados e comparados resultados e metodologias dos estudos empíricos já realizados a respeito do tema na literatura nacional e internacional. Na segunda seção, é demonstrada a metodologia utilizada para a construção dos modelos, em seguida, os resultados são apresentados e na quarta seção, discutidos. Finalmente, são postas as conclusões e diretrizes gerais para a elaboração de um novo estudo.

2. Estudos empíricos realizados

Tanto na literatura internacional quanto na literatura nacional, o modelo mais freqüente de curva de demanda utilizado para a estimação do consumo elétrico é o de Cobb Douglas, presente nos estudos de Matos e Lima (2005), Leite (2006), Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997 *apud* Leite, 2006), Hall (1997), Yamaguchi (2006), entre outros.

De uma maneira geral, a curva de demanda por eletricidade deve ser uma função do seu preço, do preço de um produto complementar, do preço de um bem substituto e da renda dos consumidores. Assim, a mesma pode ser representada a partir de:

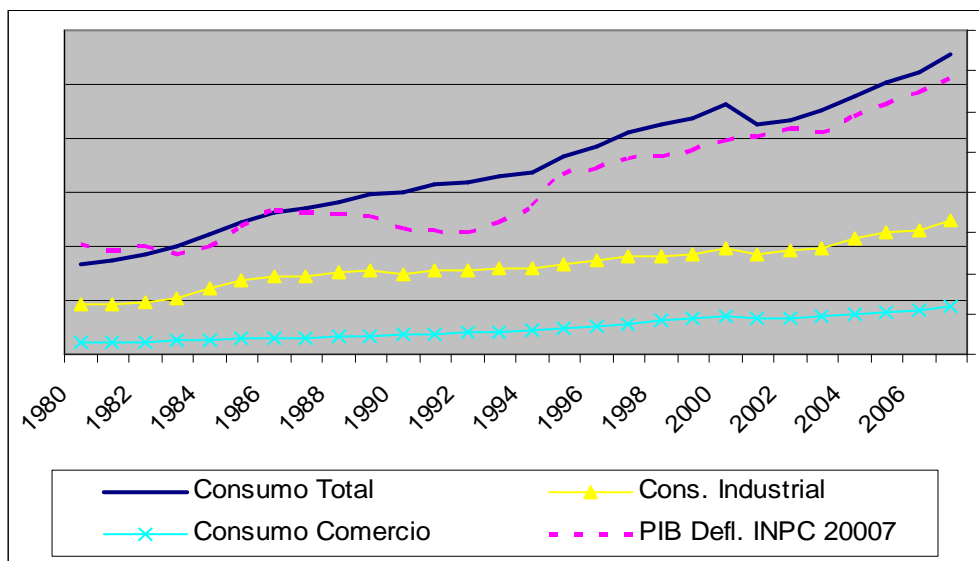
$$\log q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{P_{it}}{P_t}\right) + \alpha_2 \log(y_t) + v_t$$

Onde a demanda por energia (C), em GWh, seria dada por uma função entre a tarifa real (P), em R\$/MWh, e a renda (Y) dada pelo PIB, mais uma constante \square e uma variável de erro \square .

Supõe-se que os preços sejam variáveis exógenas ao modelo, propriedade desejada para que o mesmo não seja correlacionado com os resíduos, e que a equação de demanda é homogênea de grau zero nos preços do bem em questão e na renda.

A utilização da série do PIB é o recurso mais comum para a variável renda. E, mesmo visualmente, de fato, é possível constatar a semelhança do trajeto das curvas, como no exemplo abaixo.

Figura 1- Evolução do PIB e consumo de eletricidade no Brasil.



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de IPEA Data.

Assim, o coeficiente $\square P$ passa a representar a elasticidade-preço, ou seja, à proporção que uma alteração de preço representará na alteração da demanda total. O coeficiente $\square Y$ passa a representar a elasticidade-renda.

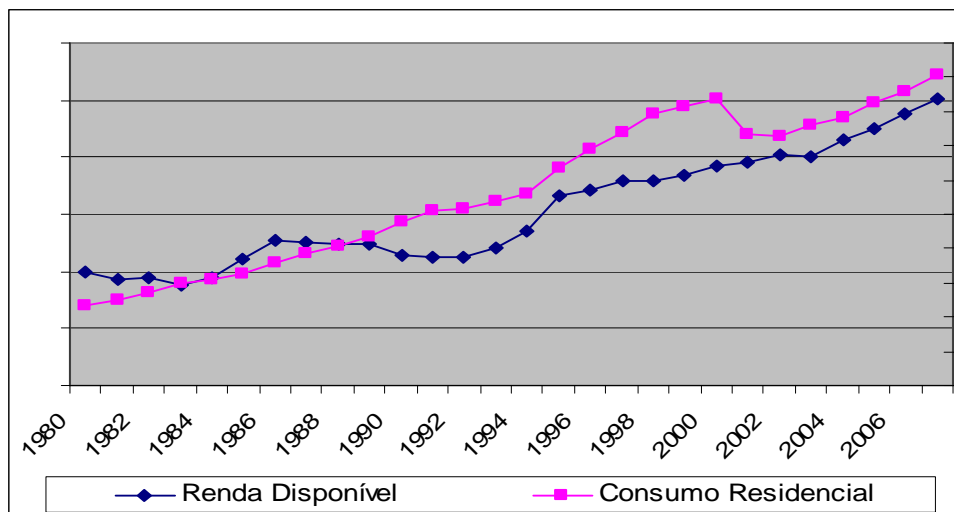
Basicamente, a abordagem mais encontrada busca identificar se as séries destas variáveis são cointegradas, ou, em outras palavras, se apresentam relações de longo prazo. Uma vez confirmada tal premissa, busca-se descobrir a magnitude dessa relação, chegando-se aos coeficientes \square , ou seja, as elasticidades. Finalmente estes resultados são submetidos a testes estatísticos para verificar se são significativamente diferentes de zero (ou de 1, dependendo das premissas).

Um recurso adicional frequentemente utilizado é o mecanismo da correção de erros, que tem por objetivo estimar em quantos períodos um impacto em uma das variáveis explicativas é absorvido pela função de consumo. Através destes métodos é possível chegar às elasticidades de preço e renda de curto prazo.

Uma variação presente nesses estudos é a inclusão de outras variáveis na equação. Isso é mais freqüente no caso de estudos onde as estimações são feitas a partir de dados setoriais, como em Matos e Lima (2005), onde foram incluídas duas variáveis na curva de demanda industrial que foram o preço de bens substituto. No estudo foi utilizada a série com preços de combustíveis e lubrificantes, da FGV, e a série de níveis de preço de máquinas e

equipamentos. No mesmo estudo, no caso residencial, a variável Y utilizada foi a Renda Disponível. Em detrimento do PIB, nesta equação, também foi incluída a variável do preço das utilidades domésticas.

Figura 2- Evolução da renda disponível e consumo de eletricidade residencial.



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de IPEA Data.

Matos e Lima (2005), que, além dos ajustes acima citados, utilizaram uma série com dados anuais de 1969 a 2003, obtiveram as elasticidades de preço de $-0,085$, $-0,174$ e $-0,545$ para as demandas residencial, comercial e industrial, respectivamente. É notável que todas estejam de acordo com a teoria, uma vez que são negativas e com valor abaixo de 1. Espera-se que a demanda por energia elétrica seja pouco sensível ao preço, ou seja, quase inelástica.

Um dado interessante encontrado pelos autores foi a elasticidade-preço de longo prazo, $-0,148$, o que significa dizer que uma alteração no preço desses produtos teria maior impacto no consumo de eletricidade residencial do que a alteração da própria tarifa de eletricidade.

No caso industrial, a elasticidade de $-0,545$ sugere que, mesmo sendo inelástica, por ter módulo menor que 1, a eletricidade pode ser substituída por alguma outra fonte de energia.

Para as elasticidades de renda, os resultados encontrados por Matos e Lima (2005) foram, respectivamente, $0,539$, $0,636$ e $1,916$.

Modiano (1984), cujo trabalho é o mais citado na literatura nacional a respeito do tema, também analisou séries anuais setoriais, mas entre o período entre 1963 e 1981. Seus resultados de curto prazo para a elasticidade-preço das classes residencial, comercial e

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

industrial, respectivamente, foram de -0,118, -0,062 e -0,451. Para as elasticidade-preço de longo prazo os resultados foram -0,403, -0,183 e -0,222. Já as elasticidade-renda de curto e longo prazo foram 0,332, 0,362, 0,502 e 1,13, 1,068, 1,36, respectivamente.

Leite (2006), utilizando dados agregados, chegou à elasticidade-preço de -0,90 e elasticidade de renda de 1,18. Este último utilizando séries anuais compreendendo o período de 1966 até 2005. Abaixo uma síntese dos resultados citados.

Tabela 1- Resultados estudos empíricos brasileiros.

Autor		Matos e Lima (2005)	Modiano (1984)	Leite (2006)
Período estudado		1969-2003	1963-1981	1966-2005
Elasticidade-preço Curto Prazo	Residencial	-	-0,118	-
	Comercial	-	-0,062	
	Industrial	-	-0,451	
Elasticidade-preço Longo Prazo	Residencial	-0,085	-0,403	-0,90
	Comercial	-0,175	-0,183	
	Industrial	-0,545	-0,222	
Elasticidade-renda Curto Prazo	Residencial	-	0,332	-
	Comercial	-	0,362	
	Industrial	-	0,502	
Elasticidade-renda Longo	Residencial	0,530	1,130	1,18

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

Prazo	Comercial	0,639	1,068
	Industrial	1,916	1,360

Fonte: Matos e Lima (2005)

Matos e Lima (2005), para fins de comparação, citam diversos estudos internacionais e seus resultados que abaixo estão sintetizados conjuntamente.

Tabela 2- Resultados estudos empíricos internacionais.

	Andrade e Lobão (1997)	Bentzen e Engsted (1993)	Houthakker (1991)	Westley (1984)	Westley (1989)	Andrade e Lobão (1997)	Smith (1980)
País	Brasil	Dinamarca	R. U.	Paraguay	Costa Rica	E.U.A	E.U.A
Período estudado	1963-1995	1948-1990	1937-1988	-	-	1949-1983	1957-1972
Setor	Residencial	Todos Agrupados	Todos Agrupados	Todos Agrupados	Todos Agrupados	Residencial	Residencial
Elasticidade-preço Curto Prazo	-0,06	-0,135	-	-	-	-	-
Elasticidade-preço Longo Prazo	-0,05	-0,465	-0,8928	-0,56	-0,5	-0,48	[-0,18;-1]
Elasticidade-renda Curto Prazo	0,212	0,666	-	-	-	-	-

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

Elasticidade-renda Longo Prazo	0,213	1,213	1,166	0,42	0,5	0,52	[0,66;1,55]
--------------------------------	-------	-------	-------	------	-----	------	-------------

Fonte: Matos e Lima (2005)

De acordo com todos, é evidente que a demanda de energia elétrica responde mais a alterações nos níveis de renda do que a alterações no nível de preço. Assim, caso a elasticidade-preço fosse igual a -1, ou seja, perfeitamente elástica, a curva de tarifa teria trajetória perfeitamente inversa à curva de consumo. Entretanto, ela não apresenta esse comportamento. Em muitos momentos, inclusive elas apresentam trajetórias semelhantes, o que, de acordo com os resultados, parece ser causado por variações positivas na renda que compensam o aumento de tarifas.

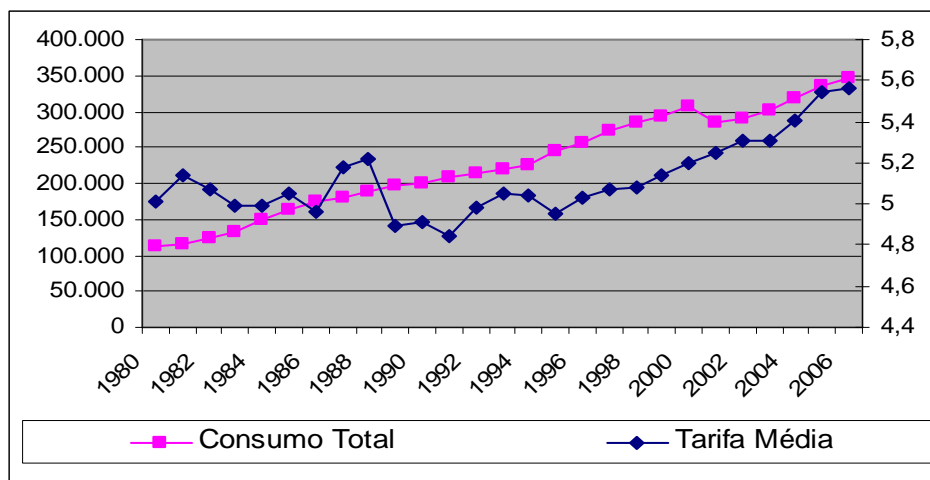
Figura 3- Evolução da tarifa e consumo de energia elétrica no Brasil.

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de IPEA Data.

Conclui-se que, de forma geral: (i) as elasticidades-preço de curto prazo (em valores absolutos) são menores ou iguais às elasticidades-preço de longo prazo; (ii) os módulos das elasticidades-preço se encontram no intervalo $[0; 0,5]$; (iii) as elasticidades-renda de curto prazo são menores ou iguais às elasticidades-renda de longo prazo, sendo que as de curto prazo oscilam no intervalo $[0,2; 0,7]$, mas as elasticidades-renda de longo prazo não mostram resultados homogêneos entre os trabalhos.

Yamagushi (2006), com dados do Japão, entre 1986 e 2004, considera os impactos estruturais partindo do pressuposto de que a estrutura da demanda talvez varie com o tempo, logo, mudanças estruturais deveriam ser levadas em conta na análise.

Em seu estudo, utilizando a metodologia de Gregory e Hansen (1996 *apud* Yamaguchi, 2006), o autor encontra um *break point* no segundo trimestre de 1993, que está associado ao estouro da bolha econômica ocorrida no mesmo período no país. A partir desta informação, foi possível montar duas curvas de demanda para a energia elétrica no Japão. Antes do *break point* a equação apresenta a elasticidade-preço como -0,043 e a elasticidade-renda com o valor de 1,076. Após o *break point* os valores tornam-se, respectivamente -0,149 e 1,679, demonstrando que os consumidores se tornaram três vezes mais sensíveis ao preço e que a elasticidade-renda também aumentou após as mudanças estruturais.

3. Modelos e resultados obtidos

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

Este estudo utiliza séries com dados trimestrais, entre o período de 1983 e 2006 com o objetivo de estimar a equação da demanda de energia elétrica no Brasil. A estimação é realizada tanto nos dados agregados quanto nos dados setoriais. Abaixo segue a tabela com os dados utilizados e suas respectivas fontes:

Quadro 1 – Séries utilizadas

CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA – TOTAL	q_t	Quantum consumido de energia - total	ELETROBRAS
	p_t	Preço da energia elétrica	ELETROBRAS
	p_{t2}	?	ELETROBRAS
	y_t	Renda Real (PIB)	IBGE/SCN
CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA RESIDENCIAL	q_r	Quantum consumido de energia – Residencial	ELETROBRAS
	p_t	Preço da energia elétrica	ELETROBRAS
	y_r	Consumo das Famílias das Famílias	IBGE/SCN
	y_t	Renda Real (PIB)	IBGE/SCN
CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA - COMERCIAL	q_c	Quantum consumido de energia – comercio/serviços	ELETROBRAS
	p_t	Preço da energia elétrica	ELETROBRAS
	y_c	Renda Real (PIB) – Serviços Comércio	IBGE/SCN
CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA - INDUSTRIAL	q_{ind}	Quantum consumido de energia - Indústria	ELETROBRAS
	p_{ind}	Tarifa Energia Elétrica – Indústria	ELETROBRAS
	y_{ind}	Renda Real (PIB) – Indústria	IBGE/SCN

Fonte: Elaborado pelo autor.

Todas as séries são sazonalizadas, e as séries de preço e renda deflacionadas. As estimações e testes foram realizados em *log*.

Como o período investigado compreende o de racionamento de energia ocorrido em 2001, duas *dummies* foram construídas para que esta anomalia no consumo fosse investigada. Uma primeira *dummy* foi utilizada para isolar os quatro trimestres correspondentes ao evento. Isto partindo do pressuposto que o consumo de energia nesse período não respondia as mesmas variáveis do que nos restante dos períodos, uma vez que havia metas de redução de consumo (com multas), e campanhas de conscientização coletiva. Como nesse período também houve aumento de tarifa, por exemplo, a redução de consumo poderia ser captada como resultado do aumento de tarifa e não das metas de redução de consumo, ou mesmo, de simples conscientização.

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

Outra *dummy* também foi construída com base neste evento, mas esta com natureza distinta (antes - depois). Ela visa captar mudança no comportamento dos consumidores depois do evento.

Diversos modelos de longo prazo foram montados para cada classe de consumo e para o consumo total. Inicialmente utilizou-se todas as variáveis e *dummies* possíveis. Em seguida os resultados não significativos eram retirados e o modelo rodado novamente.

Um resumo com os resultados dos diversos modelos e variáveis construídas está apresentando no Anexo Estatístico. Abaixo seguem os resultados dos modelos com maior poder de explicação encontrado.

Tabela 3 - Resultados de longo prazo

Consumo de Energia:	Total	Residencial	Comercial	Industrial
Elasticidade-Renda	0,190130	-	-0,102904	0,315658
Elasticidade-Preço	-2,295833	-0,114949	-0,093955	-0,008218
Elasticidade-Renda após Apagão	-	2,325506	0,484058	0,904319
Elasticidade-Preço após Apagão	-	-0,658184	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

As regressões revelam que as elasticidades-preço e renda apresentam comportamento dentro do esperado quanto ao sinal, já que a elasticidade-preço é negativa, isto é, variações positivas no valor da energia elétrica causariam uma queda no consumo, e a elasticidade-renda é positiva. Entretanto, o valor da elasticidade-preço não está dentro dos padrões previsto (menor que um). Para o consumo de energia total, a *dummy* que verifica mudança de comportamento do consumidor também não captou alteração significativa.

No caso da regressão realizada para a energia residencial, o modelo não foi capaz de captar um valor significativo para a variável renda. A magnitude e módulo da elasticidade-preço se comportaram dentro do esperado. Diferentemente do modelo selecionado para o consumo de energia total, a *dummy* captou mudanças significativas no comportamento dos consumidores após o período de racionamento de energia, sendo que a elasticidade-preço aumentou em magnitude e, ainda segundo o modelo, o consumo passou a responder a variações na renda.

A curva de demanda do consumo de energia comercial também apresentou resultado com sinal diferente do esperado, com um valor negativo para a elasticidade-renda. Para a

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

elasticidade-preço o valor está dentro da normalidade. Já a elasticidade-renda negativa não era esperada, contudo a *dummy* “antes-depois” captou uma diferença no comportamento dos consumidores para o período pós-acionamento e a elasticidade-renda passou para um valor positivo de módulo menor de um, ou seja, passou a se comportar da maneira esperada, não foram encontradas diferenças significativas na elasticidade-preço neste mesmo período.

O consumo de energia industrial foi o único que apresentou todos os coeficientes com módulos e magnitudes semelhantes à teoria e outros resultados. Também nessa equação foi captada uma alteração significativa na elasticidade-renda no período pós-acionamento.

Após a construção das equações de longo prazo, as séries foram testadas quanto à existência de raiz unitária, o que causaria regressões espúrias. Os testes realizados foram o de ADF (Augmented Dickey-Fuller) e NG – Perron. Nestes testes, com exceção das séries p_t (preço da energia elétrica), todas apresentaram raiz unitária em nível e nenhuma apresentou raiz unitária em primeira diferença (uma tabela com todos os resultados esta posta na seção anexo estatístico).

A seguir, testes de co-integração foram realizados com os grupos de variáveis que apresentaram raiz unitária e modelos VEC (*Vector Error Correction*, ou Mecanismo de Correção de Erros) foram elaborados para aumentar o poder explicativo do estudo. Todos estes ensaios também estão detalhados no anexo estatístico.

A tabela a seguir apresenta o resumo dos resultados apresentados pelas séries nestes últimos testes.

Tabela 4 - Resultados VEC

Consumo de Energia:	Total	Residencial	Comercial	Industrial
Δq_{t-1}		-0,309222 [2,65065]		
Δq_{t-3}	-0,213797 [-1,79154]		-0,199095 [1,77638]	
Δq_{t-4}				-0,136670 [-1,26797]
Δy_{t-1}	0,537391 [2,27688]			0,260883 [2,55537]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nenhum dos modelos rodados apresentou resultados significativos para o variável preço (no caso do modelo residencial e comercial, a variável foi excluída do teste por não apresentar raiz unitária).

4. Análise de dados

Considerando a demanda total de energia, os resultados encontrados nos modelos de longo prazo estão de acordo com o esperado quanto ao sinal, entretanto as magnitudes dos coeficientes divergem de resultados anteriores apresentados na literatura.

O valor da elasticidade-renda (0,19) é inferior aos resultados da literatura de referência. Leite (2006) apresenta o valor de 1,10 para amostra brasileira e os autores citados por Matos e Lima (2005), que utilizam amostras de diversas localidades expõem resultados situados no intervalo [0,42; 1,213].

A elasticidade-preço apresenta módulo superior a dois (-2,29). Isso sugere que, por exemplo, uma elevação de 1% causaria uma diminuição de mais de 2% no consumo de eletricidade. Isto vai de encontro aos estudos citados acima. Leite (2006) apresenta um coeficiente de -0,9 para o consumo brasileiro, enquanto os autores internacionais citados neste estudo chegam a resultados no intervalo [-0,465; -0,89]. Tal comparação expõe a necessidade de revisão do método em busca de um resultado mais verossímil ou da confirmação desta anomalia sugerida pelo resultado. Uma possível causa da mesma pode ser a ineficácia da variável *dummy* utilizada para isolar o período de racionamento, onde houve simultaneamente reduções de consumo e aumento de tarifa, sem que estes tenham uma relação da causa-efeito.

Outro resultado relevante é a não significância da *dummy* utilizada para captar a diferença nos coeficientes antes - depois racionamento. Isto significa que, na média, apesar da quebra estrutural, os consumidores não alteram seu padrão de comportamento em relação ao consumo de eletricidade.

No modelo de correção de erros, os resultados significativos apontam para Δq_{t-3} (-0,21) e Δy_{t-1} (0,54). O que indica que um aumento no consumo em determinado período geralmente não é sustentando inteiramente e há uma redução três trimestres à frente. E que a elasticidade de renda de curto prazo é maior que a elasticidade de renda no longo prazo. O que significa dizer que um aumento de renda gera um aumento repentino no consumo do trimestre imediatamente posterior, mas apenas parte desse aumento é conservada no longo

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

prazo corroborando, em parte, ao fenômeno anteriormente comentado. Tais resultados também vão de encontro com todos os resultados aqui citados, já que se espera uma elasticidade-renda menor no curto prazo em relação ao longo prazo.

Os resultados apresentados pelas equações de consumo de energia para residências também mostram algumas anomalias quanto à magnitude dos módulos. Porém neste caso, a elasticidade-preço se comporta dentro do esperado, apresentando um valor (-0,11 antes do “apagão” e -0,66 após). No estudo de Modiano (1984) o autor apresentou a elasticidade-preço de -0,403 e os autores internacionais citados por Matos e Lima (2005) apresentam elasticidades entre -1 e -0,18. Destacando-se a mudança de comportamento após o episódio do racionamento, onde a elasticidade-preço foi sensivelmente alterada.

A elasticidade-renda do consumo de energia residencial não foi significativa no período durante o apagão, porém no período pós-acionamento ela apresenta o sinal esperado e um módulo de magnitude acima do previsto (2,33). O que, em termos absolutos é mais que o dobro do valor encontrado por Modiano (1984), de 1,13.

No modelo rodado em VEC, o resultado é semelhante ao ocorrido no consumo de energia total: $\Delta q_{t-1} = -0,31$. O que significa que quando há um aumento no consumo em um determinado trimestre, esse aumento tende a não se sustentar totalmente no período seguinte.

Para o consumo de energia comercial a elasticidade-preço apresentada foi de -0,093. Com magnitude inferior aos estudos de Matos e Lima (2005) e Modiano (1984) (-0,175 e -0,185, respectivamente). A elasticidade-renda apresenta sinal contrário ao esperado antes do racionamento (-0,102) e no período pós-acionamento passa a se comportar da maneira esperada (0,484). Ainda comparando com os estudo acima, que apresentavam as elasticidades de 0,630 e 1,068, as magnitudes de ambos os resultado estão abaixo do esperado.

No VEC, a variável significativa foi Δq_{t-3} (-0,19), o que implica na mesma consideração da equação de energia total: um aumento no consumo em um trimestre não é totalmente sustentando três trimestres à frente.

Finalmente, a estimativa da equação do consumo elétrico industrial foi a que a melhor se portou em relação ao previsto. As elasticidades-renda de longo prazo foram de 0,316 e 0,904 (antes e depois do racionamento) e a elasticidade-preço foi de -0,008, sem variação em relação ao “apagão”. Os estudos de Matos e Lima (2005) e Modiano (1984) apresentam os resultado de 1,916 e 1,360 para elasticidade-renda e -0,545 e -0,222 para elasticidade preço. De modo que as magnitudes encontradas foram menores que nos estudos pares.

No mecanismo de correção de erros os resultados apresentados foram semelhantes aos demais com $\Delta q_{t-4} = -0,14$. Entretanto, neste caso houve também significância em $\Delta y_{t-1} = 0,26$. O que mostra que um aumento de renda de 1% em um determinado período gera um aumento de consumo de 0,26% já no período seguinte.

5. Conclusão

O estudo apresentou, na maioria de seus achados, resultados dentro do esperado, com exceção da elasticidade-preço do consumo de energia total e a elasticidade-renda do consumo de energia residencial.

Neste artigo ficou evidente o impacto da política de racionamento nas curvas de demanda de energia elétrica do Brasil. Além de captar diferenças significativas no comportamento dos consumidores antes e depois a própria elaboração do estudo, foi marcada a necessidade de ajustar a metodologia ao impacto que o evento teve sobre as séries históricas.

O achado mais significativo foi o fato de que a *dummy* utilizada para captar a mudança no comportamento dos consumidores após o período de racionamento de energia, sempre que significativa, apresentava um aumento na sensibilidade da elasticidade-preço e elasticidade-renda. O que sugere que os consumidores passaram a monitorar e ajustar seu consumo de maneira mais rígida após este período.

Como tema para novas pesquisas sugere-se a elaboração de estudos específicos para a melhor compreensão da alteração das funções de consumo decorrentes do racionamento de energia.

6. Referências

- AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCMBUSTÍVEIS (ANP). Produção nacional de Gás Natural. Brasília. 2007. Disponível em <http://www.anp.gov.br>. Acesso em 20/07/2008.
- IPEADATA – BANCO DE DADOS DO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONOMICAS APLICADAS. Macroeconômico. Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 20/07/2008.
- GRAMAUD, A. P.; TONETTO, Rudinei Jr; VASCONCELLOS, M. A. S. de. Economia Brasileira Contemporânea. São Paulo: Atlas, 2004.

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

- GIAMBIAGI, Fábio; GOSTKORZEWICZ, Joana; PIRES, José Cláudio L.. O Cenário Macroeconômico e as Condições de oferta de Energia Elétrica no Brasil. Rio de Janeiro: BNDES, 2001.
- LEITE, Sidimar Quezeda. Projeções para a demanda de energia elétrica no Brasil, 2006-2015. Rio de Janeiro: Faculdades Ibemec, 2006.
- LEVY, P. M. et alli. Uma Agenda para o Crescimento Econômico e a Redução da Pobreza. Texto para discussão no. 1234, IPEA, 2006.
- MODIANO, E. M.; Elasticidade-renda e preço da demanda de energia elétrica no Brasil. 1984. Texto para discussão nº 68, Departamento de Economia – PUC/RJ.
- MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). BEN – Balanço Energético Nacional 2007. Brasília. 2007. Disponível em <http://www.mme.gov.br>. Acesso em 22/07/2008.
- MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). Programa Luz para Todos. Brasília. 2007. Disponível em <http://www.mme.gov.br>. Acesso em 22/07/2008.
- SCHMIDT, Cristiane A. J.; LIMA, Marcos A. M.. A Demanda por Energia Elétrica. Rio de Janeiro: RBE, 2004.
- YAMAGUCHI, Keiko. Estimating energy elasticity with structural changes in Japan. 2006. Journal Science Direct nº 29, 2007. p. 1254 a 1259.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- GREGORY, A.W.; HANSEN, B.E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70, pp. 99-126, 1996.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J.; YOO, B. S. Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, p. 215-238, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 12, p. 231-254, 1988.
- MORAIS, I.A.C.; PORTUGAL. M.S. A markov-switching model for the Brazilian Demand for Imports: Analyzing the import substitution process in Brazil. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.25, n.2, p.173-219, 2005.
- MOZUMBER, P.; MARATHE, A. Causality relationship between electricity consumption and GDP in Bangladesh, *Energy Economics*, vol.35, p.395-402, 2007.
- NARAYAN, P.K.; SINGH, B. The electricity consumption and GDP nexos for the FIJI islands, *Energy Economics*, vol.29, p.1141-1151, 2007.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.
- YUAN, J.; ZHAO, C.; YU, S.; HU, Z. Electricity consumption and economic growth in China: Cointegration and co-feature analysis, *Energy Economics*, v.29, p.1179-1191, 2007.
- ZACHARIADIS, T; PASHOURTIDOU, N. An empirical analysis of electricity consumption in Cyprus, *Energy Economics*, v.29, p.183-198, 2007.

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

6. Anexos

6.1 Anexo estatístico

6.2 Resultados dos Modelos de equilíbrio de longo prazo – ARCH e LS

Tabela 6.1 - Resultados para o Modelo LS e ARCH – Consumo Total de Energia

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
μ_1	-	18,66998 (0,0000)	-	18,66186 (0,0000)
q_{t-1}	0,587284 (0,0000)	-	0,773320 (0,0000)	
P_{t2-1}	0,286418 (0,0003)	-2,295833 (0,0000)	0,085317 (0,0402)	-2,298572 (0,0000)
$D_{q^*} P_{t2-1}$	9,384047 (0,0391)	-	6,299048 (0,0080)	-
y_t	0,626053 (0,0000)	0,190130 (0,0531)	0,411970 (0,0000)	0,192951 (0,0444)
$D_{q^*} y_t$	-0,164761 (0,1265)	-	-	-
D_q	-39,87916 (0,0404)	-0,157514 (0,0000)	-27,30593 (0,0080)	-0,160986 (0,0000)
D_{ap}	-0,009142 (0,6135)	-0,046170 (0,0000)	0,033192 (0,0011)	-0,030558 (0,0001)
<i>Time</i>	-	0,011560 (0,0000)	-	0,011735 (0,0000)
<i>C</i>	-	-	0,000130 (0,0627)	9,20E-05 (0,0181)
<i>Resid(-1)^2</i>	-	-	1,655599 (0,0069)	0,320843 (0,0613)
<i>Grach(-1)</i>	-	-	-	1,049064 (0,000)
<i>Grach(-2)</i>	-	-	-	-0,570795 (0,0020)
Akaike	-4,327397	-4,966606	-4,640353	-4,963462
H-Q				
Teste LR*				

* Teste de linearidade

Tabela 6.2 - Resultados para o Modelo LS e ARCH – Consumo de Energia Residencial

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
μ_1	8,686047 (0,0000)	7,379385 (0,0000)	-	8,673907 (0,00000)	6,536334 (0,00000)
q_{r-1}	-	-	0,550104 (0,0000)	-	-
P_t	-	-	0,108074 (0,0277)	-	-
P_{t-1}	-0,121504 (0,0006)	-0,111606 (0,0117)	-	-0,114949 (0,00000)	-0,081693 (0,0193)
$D_{q^*} y_t$	-0,545223 (0,0000)	-	-	-0,543235 (0,0000)	-
y_r	-	0,291751 (0,0642)	0,744685 (0,0000)	-	-
$D_{q^*} y_r$	-	-0,521061 (0,0000)	-	-	-

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

y_{r-1}	-	-	-	-	0,461756 (0,0021)
$D_q^* y_{r-1}$	-	-	-	-	-0,559413 (0,0000)
D_q	-0,077211 (0,0004)	2,206137 (0,0002)	-0,118381 (0,0001)	2,325506 (0,0000)	2,399248 (0,0000)
D_{ap}	2,3144440 (0,0002)	-0,067205 (0,0012)	-0,046006 (0,0411)	0,047230 (0,0000)	-0,065775 (0,0000)
$Time$	0,016581	0,013910 (0,0000)	-	0,015771 (0,0000)	0,011900 (0,0000)
C	-	-	-	8,06E-05 (0,0000)	4,11E-05 (0,0782)
$Resid(-1)^2$	-	-	-	1,015759 (0,0001)	0,243272 (0,1036)
$Resid(-2)^2$				-0,911549 (0,0001)	-0,280146 (0,0590)
$Grach(-1)$	-	-	-	3,875358 (0,0001)	1,002327 (0,0000)
$Grach(-2)$	-	-	-	-0,107226 (0,5763)	-
Akaike	-3,671783	-3,629658	-3,242363	-3,893906	-3,857080
H-Q					
Teste LR*					

* Teste de linearidade

Tabela 6.3 - Resultados para o Modelo LS e ARCH – Consumo de Energia - Comercial

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
μ_1	7,848170 (0,0000)	8,272943 (0,0000)	-	5,858713 (0,0000)
q_{c-1}	-	-	0,91055 (0,0000)	0,256338 (0,0000)
P_{t-1}	-0,094940 (0,0002)	-0,093955 (0,0000)	-	-0,075271 (0,0035)
y_c	-	-0,102904 (0,0778)	0,159289 (0,0130)	-
$D_q^* y_c$	-0,433649 (0,0000)	-0,381154 (0,0000)	-	-0,336682 (0,0004)
D_q	1,834997 (0,0000)	1,563185 (0,0000)	-	1,431472 (0,0014)
D_{ap}	-0,035895 (0,0102)	-	-	-0,036024 (0,0001)
$Time$	0,019145 (0,0000)	0,020380 (0,0000)	-	0,014335 (0,0000)
C	-	0,000251 (0,0245)	-	0,000579 (0,0000)
$Resid(-1)^2$	-	0,623997 (0,0606)	-	-0,065817 (0,0011)
Akaike	-4,397071	-4,478762	-3,870832	-4,471073
H-Q				
Teste LR*				

* Teste de linearidade

Tabela 6.4 - Resultados para o Modelo LS e ARCH – Consumo de Energia - Industrial

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
μ_1	7,682785 (0,0000)	7,696525 (0,0000)	1,923333 (0,0000)	7,680632 (0,0000)

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

$q_{ind - 1}$	-	-	0,591798 (0,0000)	-
P_{ind}	-0,007650 (0,0000)	-0,007609 (0,0000)	-	-0,008218 (0,0000)
$D_q * P_{ind}$	0,068344 (0,3988)	-	-	-
y_{ind}	0,312632 (0,0000)	0,309450 (0,0000)	0,398438 (0,0000)	0,315658 (0,0000)
$D_q * y_{ind}$	0,396577 (0,0132)	0,568419 (0,568419)	0,283768 (0,0043)	0,588661 (0,0000)
D_q	-3,321947 (0,0043)	-2,755708 (0,0000)	-1,328833 (0,0044)	-2,869463 (0,0000)
D_{ap}	-0,010394 (0,5601)	-	-	-
$Time$	0,006903 (0,0000)	0,006898 (0,0000)	-	0,006991 (0,0000)
C	-	-	-	7,95E-05 (0,0504)
$Resid(-1)^2$	-	-	-	1,350006 (0,0011)
Akaike H-Q Teste LR*	-4,556886	-4,566978	-4,125824	-4,761078

* Teste de linearidade

6.5 Teste de Raiz Unitária

ADF (Augmented Dickey-Fuller)

		τ_τ (Intercepr)	τ_μ (Trend+Inte)	τ (None)	I()		τ_τ (Intercepr)	τ_μ (Trend+Inte)	τ (None)	I()
CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA – TOTAL	q_t	0,4465	-2,897	2,337*	I(1)	Δq_t	-9,0488	-8,99174	-8,45265	I(0)
	y_t	1,189856*	-3,387	3,266521*	I(1)	Δy_t	-8,74749	-8,963617	-7,60935	I(0)
	p_t	-1,731286	-4,519874	0,838839	I(0)	Δp_t	-4,34639	-4,428398	-7,386741	I(0)
	p_{t2}	-2,278961	-2,738795	1,256***	I(1)	Δp_{t2}	-2,858	-3,90552	-2,67566	I(0)
CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA RESIDENCIAL	q_r	-1,513927	-1,977457	2,171002*	I(1)	Δq_r	-11,8	-11,80	-11,3	I(0)
	y_t	1,189856*	-3,387	3,266521*	I(1)	Δy_t	-8,74749	-8,963617	-7,60935	I(0)
	p_t	-1,731286	-4,519874	0,838839	I(0)	Δp_t	-4,34639	-4,42839	-7,386741	I(0)
	y_r	-0,339***	-2,269171	2,44291*	I(1)	Δy_r	-6,58944	-6,55027	-5,89654	I(0)
CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA – COMERCIAL	q_c	-8,838655	-2,324823	3,09168*	I(1)	Δq_c	-9,14140	-9,10636	-8,08577	I(0)
	y_c	-0,076***	-2,500733	1,6142**	I(1)	Δy_c	-7,98204	-8,06471	-7,80808	I(0)
	p_t	-1,731286	-4,519874	0,838839	I(0)	Δp_t	-4,34639	-4,42839	-7,38671	I(0)
CONSUMO DE ENERGIA ELETRICA – INDUSTRIAL	q_{ind}	0,03051**	-3,070187	1,6932**	I(1)	Δq_{ind}	-9,87591	-9,95869	-9,50367	I(0)
	y_{ind}	0,644651	-4,458768*	0,906185	I(1)	Δy_{ind}	-11,0189	-11,1106	-10,9090	I(0)
	p_{ind}	-2,81	-1,850163	-0,94***	I(1)	Δp_{ind}	-4,21525	-4,67544	-4,05635	I(0)

OBS: * Significativo a 1%; ** a 5% e *** a 10%.

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

NG – PERRON - τ_τ

	Variável	MZa	MZt	MSB	MPT	Variável	MZa	MZt	MSB	MPT
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA – TOTAL	q_t	-14,0301	-2,63	0,187	6,58	Δq_t	-37,6247	-4,33468	0,11521	2,43640
	y_t	-5,18116	-1,40465	0,27188	16,8198	Δy_t	-33,3495	-4,07513	0,12219	2,77968
	p_t	-20,97	-3,132	0,149	4,984	Δp_t	-0,80081	-6,1460	0,76747	108,158
	p_{t2}	-4,80293	-1,36770	0,28476	17,9419	Δp_{t2}	-1,20134	-0,758665	0,63151	73,2793
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA RESIDENCIAL	q_r	-5,55558	-1,64913	0,29684	16,3586	Δq_r	-33,8439	-4,11192	0,12150	2,27021
	y_t	-5,18116	-1,40465	0,27188	16,8198	Δy_t	-33,3495	-4,07513	0,12219	2,77968
	p_t	-20,97	-3,132	0,149	4,984	Δp_t	-0,80081	-6,1460	0,76747	108,158
	y_r	-10,7854	-2,29440	0,21273	8,58802	Δy_r	-31,3671	-3,95846	0,12620	2,91535
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA – COMERCIAL	q_c	-9,98085	-2,20931	0,22136	9,24348	Δq_c	-36,2777	-4,25726	0,11735	2,52136
	y_c	-11,4322	-2,31292	0,20232	8,37712	Δy_c	-42,5822	-4,60757	0,10820	2,17505
	p_t	-20,97	-3,132	0,149	4,984	Δp_t	-0,80081	-6,1460	0,76747	108,158
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA – INDUSTRIAL	q_{ind}	-12,2290	-2,32348	-0,1900	8,25451	Δq_{ind}	-38,9706	-4,41421	0,11327	2,33831
	y_{ind}	-13,5359	-2,51519	0,18583	7,22654	Δy_{ind}	-35,8474	-4,23340	0,11809	2,54336
	p_{ind}	-0,97153	-0,52417	0,53952	59,2664	Δp_{ind}	-12,204	-2,9756	0,1634	5,2587

NG – PERRON - τ_μ (level and intercept)

	Variável	MZa	MZt	MSB	MPT	Variável	MZa	MZt	MSB	MPT
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA – TOTAL	q_t	1,46724	1,23789	0,84213	56,1586	Δq_t	-37,1204	-4,30804	0,11606	0,66035
	y_t	2,32482	2,26596	1,06071	98,1685	Δy_t	-0,27258	-0,249890	0,91643	44,8959
	p_t	-0,1011	-0,07678	0,75933	34,3551	Δp_t	0,38739	0,54095	1,39642	112,891
	p_{t2}	0,08147	0,06978	0,85650	43,6795	Δp_{t2}	0,59402	0,91251	1,53616	141,899
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA RESIDENCIAL	q_r	0,84039	0,75008	0,89254	55,1917	Δq_r	-35,8681	-4,23406	0,11805	0,68541
	y_t	2,32482	2,26596	1,06071	98,1685	Δy_t	-0,27258	-0,249890	0,91643	44,8959
	p_t	-0,1011	-0,07678	0,75933	34,3551	Δp_t	0,38739	0,54095	1,39642	112,891
	y_r	1,72901	1,49305	0,86353	61,2253	Δy_r	-29,6344	-3,82228	0,12898	0,91169
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA – COMERCIAL	q_c	-1,31340	1,60109	1,21904	106,691	Δq_c	-35,6350	-4,22025	0,11843	0,68997
	y_c	0,91034	0,47215	0,51865	23,4702	Δy_c	-45,4875	-4,76888	0,10484	0,53905
	p_t	-0,1011	-0,07678	0,75933	34,3551	Δp_t	0,38739	0,54095	1,39642	112,891
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA – INDUSTRIAL	q_{ind}	1,52768	0,82821	0,54214	27,5120	Δq_{ind}	-40,2476	-4,47924	0,11129	0,62757
	y_{ind}	-1,37909	-0,48841	0,35416	10,6632	Δy_{ind}	-40,2566	-4,47244	0,11110	0,64789
	p_{ind}	0,36114	0,41928	1,16098	79,6785	Δp_{ind}	-3,84234	-1,28891	0,33545	6,44806

Teste de Raiz Unitária - Perron(1997)

STUD - $t_{\alpha, \hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha, \gamma}^*$	STUDABS - $t_{\alpha, \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha, \gamma }^*$	UR - $t_{\alpha}^*(i)$
--	---	------------------------

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

	1	2	3	1	2	3	1	2	3
q_t									
y_t									
p_t									
p_{t2}									
q_r									
y_r									
q_c									
y_c									
q_{ind}									
y_{ind}									
p_{ind}									

Nota: O modelo 1 é para mudança no intercepto. O modelo 2 é para mudança no intercepto e na inclinação. O modelo 3 é um *outlier* aditivo com uma mudança na inclinação, onde a tendência é associada com o momento da quebra estrutural. O método UR minimiza a estatística t para testar se $\alpha = 1$. O método STUD minimiza a estatística t no parâmetro associado com a mudança no intercepto ou na inclinação. O método STUDABS fornece o valor absoluto máximo da estatística t no parâmetro associado com a mudança no intercepto ou na inclinação. T_b é momento da quebra. * rejeita H_0 a 1% e ** a 5%.

6.3 Teste de Cointegração para a equação da oferta – Johansen(1988)

Consumo de Energia - Total

H0	Autovalor	□ Traço	Valor crítico a 5%	□ (Max)	Valor crítico a 5%
R =	0,131912	10,39148	12,32090	10,18531	11,22480
$R \leq 1$	0,002859	0,206178	4,129906	0,206178	4,129906

Nota : Variáveis utilizadas no teste (q_t, γ_t)

Consumo de Energia - Total

H0	Autovalor	□ Traço	Valor crítico a 5%	□ (Max)	Valor crítico a 5%
R =	0,239702	30,17250	24,27596	19,73123	0,0253
$R \leq 1$	0,110667	10,44127	12,32090	8,444405	0,1480
$R \leq 2$	0,027353	1,996867	4,129906	1,996867	0,1857

Nota : Variáveis utilizadas no teste (q_t, p_{t2}, γ_t)

Consumo de Energia - Residencial

H0	Autovalor	□ Traço	Valor crítico a 5%	□ (Max)	Valor crítico a 5%
R =	0,152447	13,19573	12,32090	11,90896	11,22480
$R \leq 1$	0,017713	1,286773	4,129906	1,286773	4,129906

Nota : Variáveis utilizadas no teste (q_r, γ_t)

Consumo de Energia – Residencial 2

H0	Autovalor	□ Traço	Valor crítico a 5%	□ (Max)	Valor crítico a 5%
r = 0	0,099523	8,650278	12,32090	6,918836	11,22480

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

$r \leq 1$ 0,0,02593 1,731443 4,129906 | 1,731443 4,129906
 Nota : Variáveis utilizadas no teste (q_r, p_t, γ_r)

Consumo de Energia – Comercial

H0	Autovalor	□ Traço)	Valor crítico a 5%	□ (Max)	Valor crítico a 5%
$r = 0$	0,2333865	37,98011	24,27596	19,18059	17,79730
$r \leq 1$	0,136166	18,79952	12,32090	10,53898	11,22480
$r \leq 2$	0,108393	8,260537	4,129906	8,260537	4,129906

Nota : Variáveis utilizadas no teste (q_c, γ_c)

Consumo de Energia – Industrial

H0	Autovalor	□ Traço)	Valor crítico a 5%	□ (Max)	Valor crítico a 5%
$r = 0$	0,155375	16,38335	12,32090	12,12810	11,22480
$r \leq 1$	0,056995	4,225250	4,129906	4,225250	4,129906

Nota : Variáveis utilizadas no teste (q_c, γ_c)

6.4 Resultados para o modelo Vec(p) – linear

Consumo de Energia - Total

	(q_t, p_{t2}, γ_t)		
	Akaike	Schwarz	\mathcal{E}_{t-1}
VEC(1)	-4,300977	-4,076128	
VEC(2)	-4,212513	-3,923421	

Consumo de Energia - Residencial

	(q_r, γ_t)		
	Akaike	Schwarz	\mathcal{E}_{t-1} Log Likelihood
VEC(1)	-8,537297	-8,286228	
VEC(2)	-3,174841	3,048359	
VEC(3)	-3,177203	3,051698	

Consumo de Energia - Comercial

	(q_c, γ_c)		
	Akaike	Schwarz	\mathcal{E}_{t-1} Log Likelihood
VEC(1)	-3,864625	-3,769019	
VEC(2)	-3,843978	-3,683371	
VEC(3)			
VEC(4)			

Consumo de Energia - Industrial

	$(q_{ind}, p_{ind}, \gamma_{ind})$		
	Akaike	Schwarz	\mathcal{E}_{t-1} Log Likelihood
VEC(1)	-4,004592	-3,908228	

III ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE

23, 24 e 25 de abril de 2009 – Blumenau, SC

Artigos Científicos

Área Temática: Temas Especiais (1) - Economia industrial e brasileira

VEC(2)	-3,981842	-3,853357
VEC(3)	-3,931647	-3,738919
VEC(4)	-3,761851	-3,344272

6.2 Mudança de Regime no Vetor de Co-integração - Gregory et al(1996)

Equação de oferta			Equação de demanda		
$Z_i^*(\tau)$	Ponto de Quebra	Valor crítico a 5%	$Z_i^*(\tau)$	Ponto de Quebra	Valor crítico a 5%
C					
C/T					
C/S					

Nota: O teste C considera um intercepto e uma *dummy* para mudança de nível. O teste C/T considera um intercepto e uma tendência, com uma *dummy* de mudança no nível. E, o teste C/S não inclui tendência, mas uma *dummy* para o intercepto e a inclinação. $Z_i^*(\tau)$ é o resultado estatístico para o teste de Gregory et al(1996). * a 1% o valor crítico é -6,05. ** a 1% o valor crítico foi de -6,36. *** a 1% o valor crítico foi de -6,92.

MS-VEC(1) - (1992:III a 2006:IV)

	Akaike	H-Q	SC	LR test*
MSM(2)				6,64 $\chi^2_{(1)} = 0,01$
MSM(3)				21,79 $\chi^2_{(2)} = 0,00$
MSMH(2)				10,59 $\chi^2_{(2)} = 0,00$
MSI(2)				10,46 $\chi^2_{(1)} = 0,00$
MSI(3)				18,28 $\chi^2_{(2)} = 0,00$
MSIH(2)				10,33 $\chi^2_{(2)} = 0,00$
MSA(2)				40,21 $\chi^2_{(10)} = 0,00$
MSA(3)				107,42 $\chi^2_{(20)} = 0,00$
MSAH(2)				43,62 $\chi^2_{(11)} = 0,00$
MSAH(3)				118,04 $\chi^2_{(22)} = 0,00$

- Teste de linearidade.