

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ELASTICIDADES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

Daniel Christopher Weiss
Nº de Matrícula: 0115160-9

Orientadores: Marcelo Cunha Medeiros
Marina Figueira de Mello

Junho de 2005

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ELASTICIDADES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

Daniel Christopher Weiss
Nº de Matrícula: 0115160-9

Orientadores: Marcelo Cunha Medeiros
Marina Figueira de Mello

Junho de 2005

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”.

Agradecimentos

Agradeço ao Professor Marcelo Cunha Medeiros por sua orientação, motivação e paciência durante a elaboração desta monografia, sempre ajudando quando precisava.

Agradeço à Professora Marina Figueira de Mello por ter ajudado com suas idéias e pelo auxílio prestado com o seu profundo conhecimento do setor elétrico no Brasil.

Agradecimentos especiais à Sra. Regina Coelis Alves Pereira, da Aneel, ao Sr. Jorge de Oliveira Camargo, da Eletrobrás, e ao Sr. Pedro Eugênio, da Abradee, que se mostraram muito prestativos e gentis ao fornecer informações e dados cruciais para a realização desta monografia.

Finalmente, agradeço a todos que estiveram presentes durante este importante período da minha vida, me motivando e apoiando sempre que precisava: minha família e meus amigos.

Índice

Capítulo 1: Introdução.....	6
Capítulo 2: Trabalhos Anteriores.....	8
2.1 Modiano.....	8
2.2 Andrade e Lobão.....	9
2.3 Schmidt e Lima.....	12
2.4 Comparando as Elasticidades renda e preço de longo prazo.....	13
Capítulo 3: Dados.....	14
3.1 Consumo de Energia Elétrica.....	14
3.2 Tarifas.....	17
3.3 Índices de Preço.....	20
3.4 PIBs Setoriais e Renda Real.....	21
3.5 População Estimada.....	22
3.6 Número de Consumidores Residenciais.....	23
Capítulo 4: Estimações.....	24
4.1 Consumo Residencial.....	26
4.2 Consumo Comercial.....	28
4.3 Consumo Industrial.....	29
4.4 Consumo Rural.....	31
4.5 Resíduos.....	33
Capítulo 5: Conclusão.....	34
Bibliografia.....	36
Apêndice A: Dados.....	37
Apêndice B: Obtenção dos Dados.....	38
Apêndice C: Autocorrelação.....	39
C.I: Modelo Residencial.....	39
C.II: Modelo Comercial.....	39
C.III: Modelo Industrial.....	39
C.IV: Modelo Rural.....	40
Apêndice D: Heterocedasticidade.....	41
D.I: Modelo Residencial.....	41

D.II: Modelo Comercial.....	42
D.III: Modelo Industrial.....	44
D.IV: Modelo Rural.....	45
Apêndice E: Modelos Rejeitados.....	47
E.I: Modelo Industrial.....	47

Tabelas

Tabela 2.1: Previsões Andrade e Lobão (1997).....	11
Tabela 2.2: Elasticidades de Longo Prazo.....	13

Gráficos

Gráficos 3.1 a 3.4: Consumo.....	15
Gráficos 3.5 a 3.8: Tarifas.....	19
Gráfico 3.9: Índices de Preço.....	21
Gráfico 3.10. PIB Agrícola.....	22
Gráfico 3.11: Renda Real.....	22
Gráfico 3.12: População Estimada.....	22
Gráfico 9.13: Número de Consumidores Residenciais.....	23
Gráficos 4.1 a 4.2: Resíduos.....	33

Capítulo 1: Introdução

O tema deste trabalho é o consumo de energia elétrica no Brasil e a estimação de suas elasticidades-renda e preço de longo prazo. Além de ser uma continuação de trabalhos já existentes sobre o assunto, este trabalho inova ao usar dados estaduais das variáveis-chaves e assim incorporar na análise as peculiaridades de cada estado e ter estatísticas mais potentes. Logo, o estudo se baseia em dados em painel e não em séries temporais como tem sido o caso nos outros trabalhos. O desafio será corroborar os resultados anteriores utilizando outras ferramentas econométricas - associadas à estrutura dos dados em questão. Outra inovação é a estimação das elasticidades para o consumo rural, que não tem precedente.

O consumo de energia elétrica no Brasil tem sido um tema recorrentemente discutido a partir do final dos anos 80. Enquanto o setor elétrico estava no foco dos investimentos em infra-estrutura desde a criação da Eletrobrás em 1962 a meados de 1980, período em que a capacidade de geração do país cresceu sete vezes com bastante folga sobre a demanda, problemas crescentes como a falta de liquidez, o crescente déficit orçamentário, a alta inflação, entre outros, levaram às crises financeiras e fiscais que afetaram gravemente a capacidade do governo em investir em novos projetos de expansão do setor elétrico, colocando em xeque o desenvolvimento do setor nos moldes em que estava acontecendo, isto é, com alto grau de intervencionismo do Estado.

Partindo da premissa de que o Estado não seria capaz de levantar os recursos necessários e que a presença de capital privado estimularia a concorrência que é fundamental para incentivar o aumento da eficiência, o Estado começou um processo de privatização total do setor na tentativa de solucionar este problema. Esperava-se criar um mecanismo de competição que estimulasse o investimento em geração de energia a um preço razoável para os consumidores, mas o plano falhou. Em grande parte, o fracasso se deve ao fato de as empresas do setor elétrico terem sido vendidas sem um marco regulatório claro o bastante. Muitas empresas passaram por sérios problemas financeiros e os investimentos privados em geração se reduziram. No final das contas o processo de privatização foi interrompido e o resultado foi um modelo misto, com forte presença do Estado na geração e forte presença privada na distribuição.

Esses acontecimentos e o fato da geração de energia elétrica depender demais de uma só fonte (com 87% da energia advinda de energia hidrelétrica, o Brasil é o segundo país mais dependente de energia hidrelétrica, atrás somente da Noruega), faz com que seja fundamental ter um bom conhecimento dos determinantes da demanda por energia elétrica para poder prever com um mínimo de incerteza a magnitude do crescimento futuro desta e planejar investimentos futuros e ajudar na política tarifária, regulação e no monitoramento.

O planejamento energético é essencial. Enquanto enfrentamos um período de racionamento ao final de 2001, em 2003 o governo Lula não sabia o que fazer com a energia que sobrava. Episódios assim têm que ser evitados para não retardar o crescimento econômico. O objetivo final desse trabalho é ajudar nessa tarefa.

Como já mencionado, o trabalho consiste em usar instrumentos econométricos aplicáveis a dados em painel para estimar as elasticidades preço e renda de curto prazo para 4 classes de consumidores nos 27 estados brasileiros. As 4 classes são a residencial, comercial, industrial e rural.

Exercícios de previsão são problemáticos porque algumas variáveis-chaves só estavam disponíveis até o ano de 2000. Podíamos testar o modelo prevendo o consumo para os anos seguintes, mas a quebra estrutural ocorrida com o racionamento de energia em 2001 torna qualquer comparação de caráter investigativo sem fundamento.

No capítulo 2 farei um breve resumo dos trabalhos referenciados acima, que são os trabalhos de Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (2002). No capítulo 3 farei uma descrição das variáveis incluídas no modelo estimado; no capítulo 4 apresentarei o resultado das regressões e no capítulo 5 concluirei o trabalho com algumas considerações finais.

Capítulo 2: Trabalhos Anteriores

2.1 Modiano (1984)

Neste estudo o autor testa dois modelos convencionais de determinação da demanda para avaliar quantitativamente a resposta da demanda de energia elétrica às variações da renda real e da tarifa real para 4 classes de consumidores (a residencial, comercial, industrial e outros) usando dados históricos anuais do período 1966/81.

Como é comum a todos os três trabalhos, a função de demanda utilizada para derivar os modelos estimados é resultado de um problema de minimização de custo sujeito a um certo nível de produção (ou maximização de utilidade sujeito a uma restrição orçamentária, no caso residencial), descrita como $Q_t = kP_t^\alpha Y_t^\beta$, onde $k > 0$, $\alpha < 0$ e $\beta > 0$.

Os dois modelos pressupõem que a oferta é infinitamente elástica. No primeiro modelo supõe-se que o ajustamento do consumo à demanda é instantâneo e consiste na regressão:

$$\log Q_t^i = k_i + \alpha_i \log Y_t^i + \beta_i \log P_t^i + e_t^i, \quad i = 1, 2, 3 \text{ e } 4$$

onde Q^i denota a demanda por energia elétrica da classe i ; y a renda real da economia, P^i a tarifa média real e e_t^i o distúrbio aleatório para a classe consumidora i .

Os resultados mostram significativa sensibilidade às tarifas reais ao nível de 5% para as classes residencial, comercial e outros, mas não para o caso industrial. A hipótese nula de uma elasticidade-renda unitária para todas as classes também pode ser rejeitada a favor da hipótese alternativa de uma elasticidade-renda superior a unidade, ao nível de significância de 5%. As elasticidades-renda e preço da classe residencial foram estimados em 1.12 e -0.46, para a classe comercial em 1.15 e -0.23 e para a classe "outros" em 2.6 e -0.04, respectivamente.

O segundo modelo pressupõe o ajustamento parcial do consumo à demanda e pode ser representado por:

$$\log Q_t^i = \lambda_i k_i + \lambda_i \alpha_i \log Y_t^i + \lambda_i \beta_i \log P_t^i + (1 - \lambda_i) \log Q_{-1,t}^i + e_t^i, \quad i = 1, 2, 3 \text{ e } 4$$

onde os parâmetros $\lambda_i \alpha_i$ e $\lambda_i \beta_i$ representam as elasticidades de curto prazo enquanto que $\lambda_i \alpha_i / (1 - \lambda_i)$ e $\lambda_i \beta_i / (1 - \lambda_i)$ indicam as elasticidades de longo prazo da demanda por energia elétrica da classe consumidora i .

Os resultados obtidos com esse modelo mostram que apenas o setor industrial mostra sensibilidade às tarifas reais ao nível de 5%, com elasticidades-preço de curto e longo prazo de, respectivamente, -0,45 e -1,22. As elasticidades-renda são estimadas em 0,50 e 1,36 respectivamente.

Estes resultados, porém, devem ser avaliadas com cuidado. Modiano realizou essas regressões em 1984, e a teoria estatística de séries temporais na época ainda não estava madura o bastante. Testes importantes como de co-integração não foram feitos, e não há análises sobre a estacionariedade das variáveis. Além disso, o trabalho foi realizado com relativamente poucos dados: para cada variável há somente 16 dados disponíveis (dos anos 1966 a 1981). A eficiência das estimativas, portanto, deve ser reavaliada.

Finalmente, na conclusão o próprio Modiano menciona possíveis problemas em relação a um problema de endogeneidade do modelo.

2.2 Andrade e Lobão (1997)

Neste trabalho os autores realizam testes usando dados anuais do período 1970/95 para estimar as elasticidades preço e renda do consumo de energia elétrica para a classe residencial, além de apresentarem previsões das quantidades demandadas para os anos seguintes.

O modelo usado é diferente daquele usado por Modiano (1984) de ajustamentos instantâneos principalmente por incluir o estoque de bens eletrodomésticos na relação do comportamento da demanda. Como o estoque desses bens sofre depreciação, partem do pressuposto de que o estoque domiciliar dos eletrodomésticos reaja positivamente à renda e negativamente a aumento dos preços destes.

Incluindo essa relação no modelo de ajustamentos instantâneos o modelo se torna:

$$\log C_t = k_i + \alpha \log Y_t + \beta \log P_t + \delta \log PE_t + e_t$$

onde C_t representa o logaritmo da razão entre consumo residencial e o número total de consumidores residenciais e onde PE_t representa os preços de eletrodomésticos em valores reais.

O modelo foi estimado usando três métodos econométricos: método de mínimos quadrados ordinários (MQO), estimação usando variáveis instrumentais (VI) do tipo dois estágios e a modelagem de um vetor autoregressivo (VAR) para estimar as relações de longo prazo. Um modelo de correção de erro (VEC) foi usado para exercícios de previsão.

Em relação aos dois primeiros métodos, o melhor resultado – quanto à significância dos coeficientes, autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos erros – foi obtido através de um VI sem a inclusão de uma constante (a hipótese de nulidade da constante no caso do modelo com constante não é rejeitada para níveis de significância de 10%). Os coeficientes obtidos para as elasticidades foram -0,06 para as tarifas, 0,21 para a renda e -0,17 para os preços dos eletrodomésticos. Os dois modelos de MQO (com e sem constante) apresentaram estatísticas-t muito baixas e autocorrelação de primeira ordem nos resíduos, respectivamente.

O motivo, apontado inclusive pelos autores, é a presença de correlação entre um dos regressores e os distúrbios devido à simultaneidade entre o consumo e a tarifa. Por isso os melhores resultados do modelo estimado através de variáveis instrumentais. Estas variáveis são escolhidas por apresentarem forte relação com o regressor e nenhuma com o distúrbio. Neste caso, as variáveis escolhidas como instrumentos foram os valores defasados das variáveis de tarifa e de renda e a variável do índice de preços dos eletrointensivos.

A análise de testes Dickey-Fuller Aumentado apontou que todas as variáveis são integráveis de ordem I(1), e os testes de Hannan-Quinn e Schwartz sugerem o uso de um VAR(1) para a análise de co-integração. O resultado foi o encontro de uma relação de co-integração entre as variáveis, cujos coeficientes, normalizando o vetor de co-integração, equivalem às elasticidades de longo-prazo, que foram estimadas em -0,05 para as tarifas, 0,21 para a renda e -0,18 para os preços dos eletrodomésticos. Neste caso o problema de endogeneidade não precisa ser levado em conta. A semelhança entre os parâmetros calculados seria um indicativo para a robustez dos resultados.

Para a realização de previsões foi montado um modelo de correção de erros usando a relação de co-integração estimada. Para tal, levaram em consideração dois cenários: no primeiro as tarifas praticadas não continuam a tendência de contínua desvalorização observada e que, portanto, mantêm o valor real observado em 1995; o segundo parte da idéia de que o governo tente, num prazo de 10 anos, recuperar gradativamente o valor real aplicando um reajuste de 5% a.a. nas tarifas de energia elétrica.

Ao contrário do trabalho de Modiano (1984), neste caso todos os eventuais problemas foram considerados. Andrade e Lobão puderam contar com séries temporais longas o bastante para estimativas eficientes, realizaram testes de co-integração entre as variáveis e ajustaram o problema de endogeneidade inerente ao modelo usando modelos com variáveis instrumentais; nas análises de co-integração isto não é necessário.

Usufruindo do benefício de uma visão “do futuro”, podemos comparar estas previsões com os dados reais, pelo menos até o ano de 2001, quando começou o racionamento. Vemos que mesmo levando em consideração o cenário I que gera previsões de demanda mais altas ao supor a manutenção do valor real das tarifas, o consumo total residencial foi levemente subestimando (tabela 2.1).

Tabela 2.1:

Dados em Twh			
	Previsão Consumo	Consumo Ocorrido	$\Delta\%$
1997	74.0	74.1	-0.1%
1998	77.7	79.3	-2.0%
1999	80.7	81.3	-0.7%
2000	83.2	83.6	-0.5%

2.3 Schmidt e Lima (2002)

Neste último estudo, Schmidt e Lima usam dados anuais dos anos 1969 até 1999 e calculam as elasticidades renda e preço de longo e curto prazo para as classes de consumo residencial, comercial e industrial. Foi utilizado um VAR para testar e estimar as relações de co-integração (longo prazo) e um mecanismo de correção de erro (VEC) para a realização de previsões, como também foi feito no trabalho de Andrade e Lobão (1997). A novidade implementada neste trabalho é a inclusão de variáveis representando bens substitutos à energia elétrica. Segundo os autores a inclusão desta variável só faz sentido no caso industrial.

Logo temos um modelo assim:

$$\log Q_t^i = k_i + \alpha \log Y_t^i + \beta \log P_t^i + \delta \log PE_t^i + \phi \log S_t + e_t^i$$

onde PE_t representa o preço os aparelhos eletrodomésticos (residencial) ou eletrointensivos (comercial ou industrial) e S_t o preço do bem substituto à energia elétrica (industrial), que são os óleos combustíveis.

As análises de co-integração (usando um modelo VAR como foi feito em Andrade e Lobão (1997)) geraram os seguintes resultados para as elasticidades de longo prazo. Para o caso residencial as elasticidades renda e preço de longo prazo foram 0,539 e -0,085, respectivamente. No caso comercial os parâmetros eram 0,636 e -0,174 e para a indústria 1,916 e -0,545. Todos os coeficientes estatisticamente significativos.

Para as previsões foi usado um modelo de correção de erros usando os vetores de co-integração achados na etapa anterior. As previsões deste modelo indicam um consumo maior no futuro do que as previsões geradas pelo modelo de Andrade e Lobão (1997). Comparações com os dados reais devem ser encaradas com ressalvas devido ao racionamento ocorrido em 2001.

2.4 Comparando as elasticidades renda e preço de longo prazo

Como podemos ver na tabela 2.2 abaixo, os parâmetros estimados por Andrade e Lobão estão bem abaixo dos demais. Podemos reparar também que as elasticidades renda estimadas por Modiano estão também bem acima dos estimados por Schmidt e Lima, excetuando o caso industrial. Ademais, há uma diferença razoável entre os coeficientes de preço no caso industrial: Modiano achou uma sensibilidade bem maior da indústria no longo prazo do que Schmidt e Lima.

Tabela 2.2

	Modiano (1984)			Andrade e Lobão (1997)			Schmidt e Lima (1999)		
	Residencial	Comercial	Industrial	Residencial	Comercial	Industrial	Residencial	Comercial	Industrial
Renda	1.133	1.068	1.360	0.213	-	-	0.539	0.636	1.916
Preço	-0.402*	-0.183*	-1.222	-0.051	-	-	-0.148	-0.174	-0.545

* não estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Capítulo 3: Os Dados

Infelizmente a periodicidade e o intervalo temporal dos dados usados neste trabalho não puderam ser aqueles que planejei usar ao começar a pesquisa, porque nem todas as séries temporais das variáveis no modelo estavam disponíveis no mesmo formato. A idéia inicial era usar dados mensais do período 1980/2002, porque foi neste formato que consegui dados estaduais do consumo de energia elétrica no Brasil. Dados mais recentes para os anos 2003 e 2004 não estavam disponíveis por causa de problemas em relação a contabilização da demanda dos consumidores livres por parte das diversas distribuidoras. No momento da confecção deste trabalho os dados ainda estavam sendo revistos. Mas minhas expectativas se frustraram ao procurar os dados dos PIBs setoriais e de tarifas. Para minha decepção, tive que então usar dados anuais para os anos 1991 a 2000.

Em relação aos dados de tarifas, descobri alguns erros referentes ao estado do Distrito Federal no ano 1993 e aos estados do Paraná, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e de São Paulo no ano 1994. Como os números certos também não foram fornecidos até a realização das regressões, estes foram ignorados e os cálculos foram feitos com dados em painel não balanceados.

No restante desta seção irei descrever o comportamento das principais variáveis nestes anos. Mas ao invés de descrever as séries para cada estado, uma tarefa cansativa e pouco útil, me limitarei a uma descrição regional dos dados.

3.1 Consumo de Energia Elétrica

Os dados de consumo de energia elétrica indicam algumas disparidades regionais em relação à evolução do consumo.

Comparando os dados de consumo de 2000 com os de 1991, notamos que no caso comercial e residencial as taxas de crescimento têm sido bastante parecidas entre as regiões. O consumo dobrou em todas as regiões no caso comercial e aumentou em média 72% no caso residencial, sendo que as regiões Sul e Sudeste apresentaram um crescimento de 62%. Em relação às classes de consumo rural e industrial as diferenças são bem maiores. O consumo rural aumentou 316% no Norte, 180% no Centro-Oeste e em média 66% nas

demais regiões. Na indústria observamos um crescimento de 12% no Sudeste em um lado, e um crescimento de na média 62.5% no Sul e Centro-Oeste no outro.

Além disso, observamos que o consumo cresce durante o período inteiro, mas nota-se uma aceleração do crescimento de consumo de energia elétrica a partir de 1994, menos na indústria, onde o crescimento se mantém razoavelmente linear. Para explicar esse aumento acelerado a partir de 1994 precisaríamos de uma análise mais detalhada e aprofundada. Pode ser que a baixa inflação possibilitou um planejamento financeiro mais confiável e menos incerto, levando a um aumento nas compras de bens eletrointensivos. Boa parte da população, antes prejudicada e com seu poder de compra corroído rapidamente pela perda real dos rendimentos, desta forma com uma demanda reprimida, se viu possibilitada de mudar seus hábitos de consumo. Raciocínio análogo pode ser aplicado às demais classes. Mas isto é apenas especulação.

Como é de se esperar, menos no caso rural, o Sudeste é o maior consumidor, seguido de longe pelo Sul, Centro-Oeste, Nordeste e finalmente pelo Norte. No setor rural o Sul consome um pouco mais que o Sudeste. Nos gráficos abaixo podemos ver a evolução do consumo no setor residencial, comercial, industrial e rural (dados em Mwh).

Gráfico 3.1: Consumo Residencial (consumo da região Norte no eixo secundário)

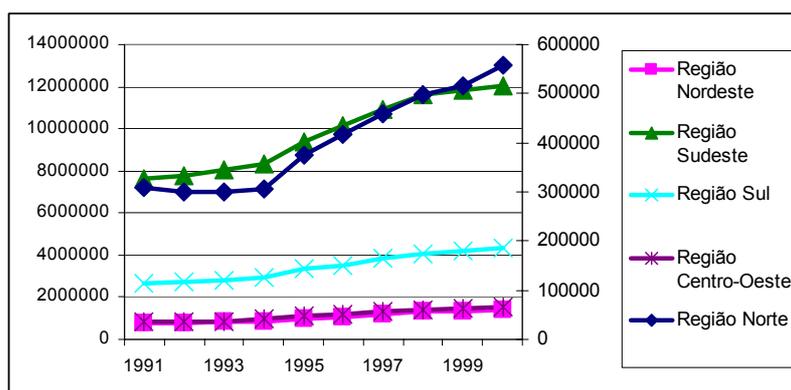


Gráfico 3.2: Consumo Comercial (consumo da região Norte no eixo secundário)

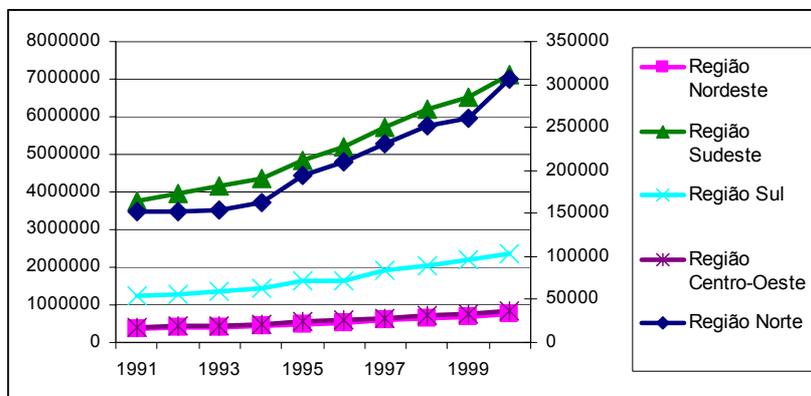


Gráfico 3.3: Consumo Industrial (consumo da região Norte no eixo secundário)

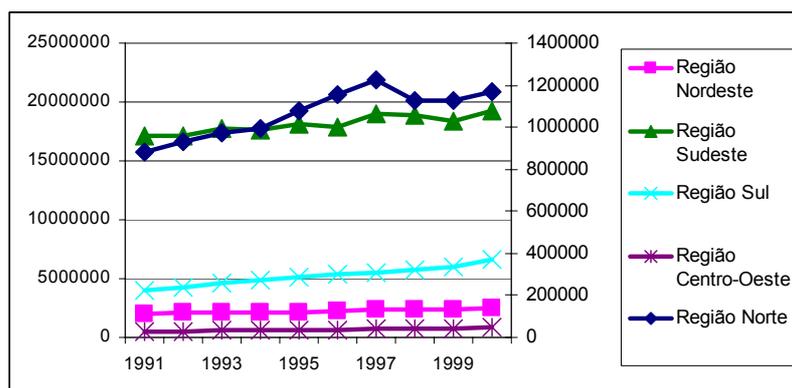
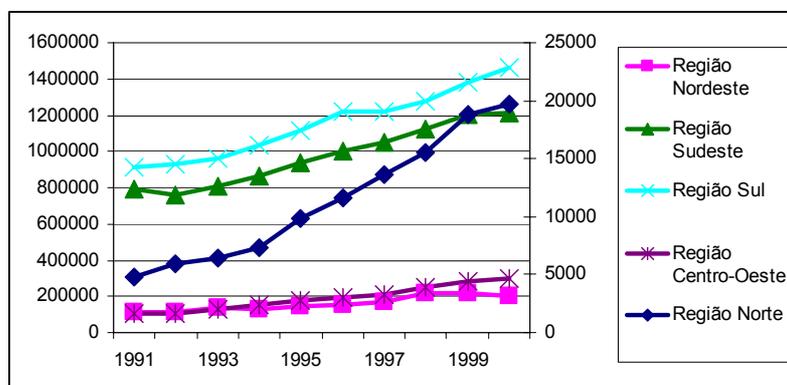


Gráfico 3.4: Consumo Rural (consumo da região Norte no eixo secundário)



3.2 Tarifas

Mesmo após as privatizações ocorridas no setor e a diminuição da intervenção do Estado, as tarifas, como ocorre em todos os casos em que há falhas de mercado, são fiscalizadas pela ANEEL. É uma tarefa interessante, já que é preciso velar por um preço baixo o bastante já que se trata de um bem de utilidade pública altamente necessário, ao mesmo tempo, não baixo demais a ponto de desincentivar a entrada de capital privado. Nas palavras da própria ANEEL, *“o seu valor deve ser suficiente para preservar o princípio da modicidade tarifária e assegurar a saúde econômica e financeira das concessionárias, para que possam obter recursos suficientes para cobrir seus custos de operação e manutenção, bem como remunerar de forma justa o capital prudentemente investido com vista a manter a continuidade do serviço prestado com qualidade desejada”*.

O reajuste que deve ser aplicado anualmente leva em conta a evolução dos custos e da inflação. O indexador usado é o IGP-M menos um “fator X”. Este fator X serve como um incentivo para as distribuidoras aumentarem a sua eficiência. Mesmo aplicando essa regra, as distribuidoras estão sujeitas à revisões de cinco em cinco anos, nas quais a Aneel recalcula os parâmetros e faz os ajustes que julga necessários nas tarifas. Isto se deve, primeiro, à discordâncias na estimação dos custos e do capital investido (que deve ser remunerado) e, segundo, à distorções herdadas pelas distribuidoras do período pré-privatizações, quando os preços não estavam no patamar eficiente. Como não se podia mudar radicalmente as tarifas após as privatizações e como os reajustes são calculados em cima dos níveis de preços antigos, a Aneel decidiu levar estes preços para valores eficientes gradualmente.

Até 1993, os reajustes não seguiam uma regra fixa. Os reajustes eram calculados em relação a uma taxa de retorno, mas estes reajustes muitas vezes não eram feitos na tentativa do Governo de manter as taxas de inflação artificialmente mais baixas. Por isso, o ajuste geralmente não compensava a perda real ocorrida e isto pesava nas contas financeiras das distribuidoras.

Visto isso, supondo a manutenção do nível de custos, esperamos ver uma tendência à desvalorização real das tarifas – não é bem o que observamos. Após dividir os valores nominais pelo IGP-M podemos então analisar as séries.

No caso residencial, observamos um aumento real até 1998, quando os valores retrocedem novamente. Nota-se que as tarifas praticadas na região Norte estavam bastante acima das praticadas nas demais regiões até 99, quando foram ultrapassadas pelas tarifas no Sudeste. As tarifas no Nordeste geralmente são razoavelmente mais baixas.

Há grandes disparidades regionais no caso comercial. A evolução das tarifas em cada região apresenta tendências muito mais suaves do que no caso das outras classes de consumidores, mas elas divergem mais. Enquanto que as tarifas no Sul e no Nordeste apresentam tendência para baixa, as demais tarifas valorizam levemente neste intervalo de tempo. Em ordem de grandeza decrescente, no ano de 2000 as tarifas mais altas são praticadas no Centro-Oeste, seguidas pelas tarifas no Sul, Sudeste, Nordeste e Norte.

O comportamento das séries nos casos industrial e rural são bastante similares. Há uma valorização de 1995 para 1996, uma relativa estabilidade até 1998 seguidos de desvalorizações. Novamente, as tarifas praticadas no Norte são as mais altas.

Curioso é observar a evolução das tarifas entre as classes de consumo. Antes do início das privatizações, o governo, para incentivar o desenvolvimento industrial, implementou subsídios cruzados entre o consumo industrial e o consumo das demais classes de consumidores. Assim, as tarifas das classes residencial, comercial e rural eram consideravelmente mais altas a fim de subsidiar tarifas mais baixas para a indústria. Logo, é de se esperar que após o início das privatizações ocorresse uma convergência entre as tarifas: as tarifas industriais ficando mais caras e as demais mais baratas. Mas ao olharmos os gráficos 3.2 a 3.5, que mostram a evolução das séries entre os anos 1995 e 2000, notamos que essa expectativa não é inteiramente satisfeita. Enquanto que as tarifas industriais e rurais mantêm o mesmo nível ou até um nível mais baixo em 2000 se comparado com as tarifas de 1995, as tarifas residenciais subiram consideravelmente. No caso das tarifas comerciais, estas subiram ligeiramente na região Norte, Sudeste e Centro-Oeste, diminuíram levemente na região Sul e bastante no Nordeste. Ou seja, não observamos a convergência das tarifas como seria de se esperar. Uma explicação pode ser a tentativa que recuperar o valor real das tarifas de energia elétrica, que havia diminuído constantemente até o início dos anos 90, prejudicando os resultados operacionais. Com a privatização esta tendência de baixa não poderia ser sustentada.

Porém, para uma explicação mais precisa, seria necessário fazer uma análise sobre a privatização em cada estado para explicar esse fato curioso, mas isto foge de escopo deste trabalho.

Outro fato curioso é que as tarifas antes de 1993 não estavam no mesmo patamar. Mas sabemos que até 1993 as tarifas das diversas regiões eram as mesmas, com a exceção das tarifas praticadas no Norte, que é abastecido por um sistema isolado. Provavelmente as diferenças constatadas se devem a distintas taxas de tributação.

Os gráficos 3.5 a 3.8 mostram a evolução das séries.

Gráfico 3.5: Tarifas Residenciais

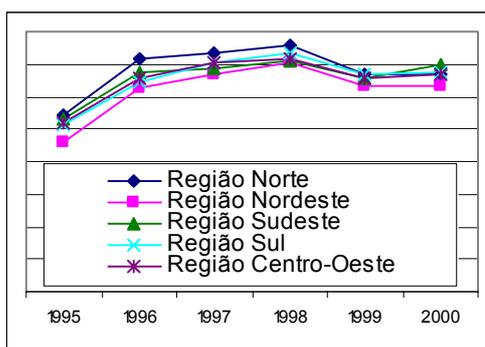


Gráfico 3.6: Tarifas Comerciais

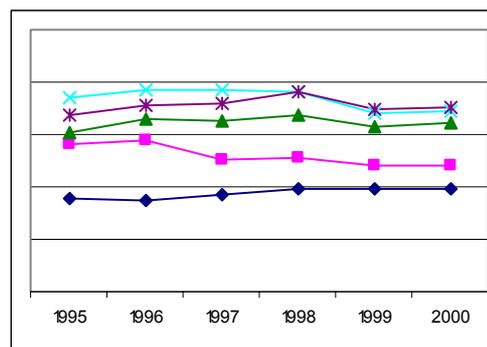


Gráfico 3.7: Tarifas Industriais

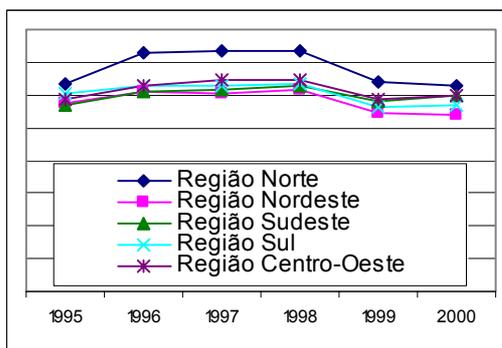
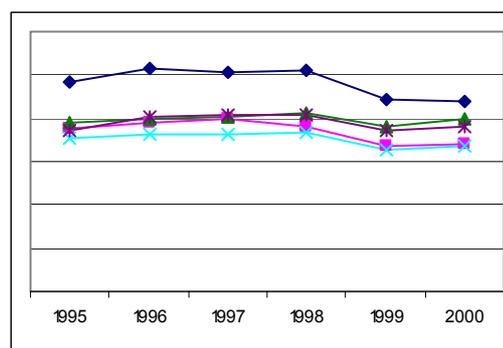


Gráfico 3.8: Tarifas Rurais



3.3 Índices de preço

As séries de preço não estavam disponíveis ao nível estadual, somente nacional. Os índices de preços usados são:

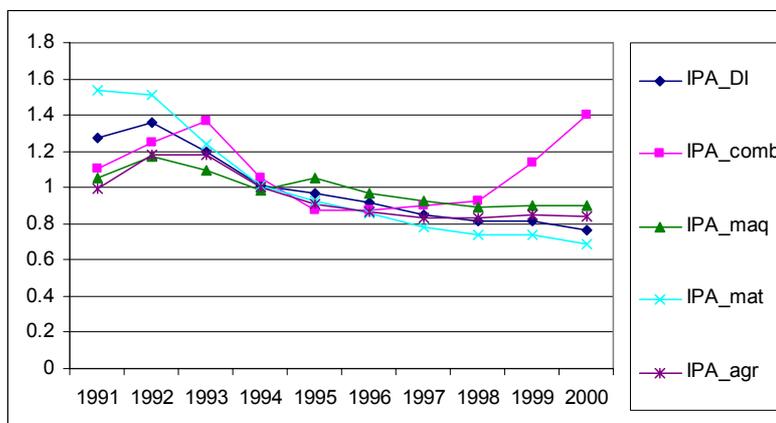
- IPA-DI de bens de consumo duráveis para indicar a evolução dos preços de bens eletrodomésticos no caso residencial.
- IPA-OG de combustíveis e lubrificantes para indicar o comportamento dos bens substitutos à energia elétrica para o caso industrial.
- IPA-OG de máquinas e equipamentos industriais para a evolução dos preços de eletrointensivos usados pela indústria.
- IPA-OG de material elétrica para a evolução dos preços de eletrointensivos usados pelo setor comercial.
- IPA-OG de máquinas agrícolas para o comportamento de eletrointensivos usados pela classe rural.

Para transformar estes índices em séries com valores reais foi usado o IGP-DI.

Como podemos ver no gráfico 3.6, todas as séries, excluindo o IPA-OG de combustíveis e lubrificantes, evoluem praticamente conjuntamente. Após uma valorização real até 1992/93 há uma desvalorização de, em média, 34%. A maior desvalorização ocorreu com a série de material elétrico – na ordem de 55% - e a menor foi a de máquinas e equipamentos industriais, que desvalorizou somente 15% em termos reais.

A série de combustíveis e lubrificantes acompanha a tendência de queda até 1995, quando volta a subir acentuadamente, principalmente após 1998. Comparando os anos 1991 e 2000 constatamos uma valorização real de 27%.

Gráfico 3.9: Evolução dos índices de preço



3.4 PIBs Setoriais e Renda

Estes dados já se encontram em valores fixos de 2000, portanto não precisamos aplicar nenhum índice de preços para termos valores reais.

O PIB comercial se manteve praticamente constante em todas as regiões com exceção do Sudeste, onde houve um aumento gradual até o ápice em 1995, quando diminuiu e acabou em 2000 com o mesmo nível de 1995. Quase o mesmo podemos dizer sobre o PIB industrial. A diferença é que desta vez o Sudeste apresenta uma tendência de alta no período. A evolução do PIB agrícola é muito mais turbulenta, como é de se esperar. Todas as regiões apresentam uma tendência de alta menos a região Norte, que em 2000 apresenta o mesmo PIB que em 1995.

No caso dos dados de renda real, usados para a classe residencial, os dados disponíveis para os estados estavam incompletos e não podiam ser usados neste trabalho. Tive que me contentar com dados consolidados a nível nacional. A série apresenta uma valorização real até 97 e depois uma acentuada desvalorização. Os gráficos abaixo ilustram a evolução do PIB agrícola e da renda real.

Gráfico 3.10: PIB Agrícola

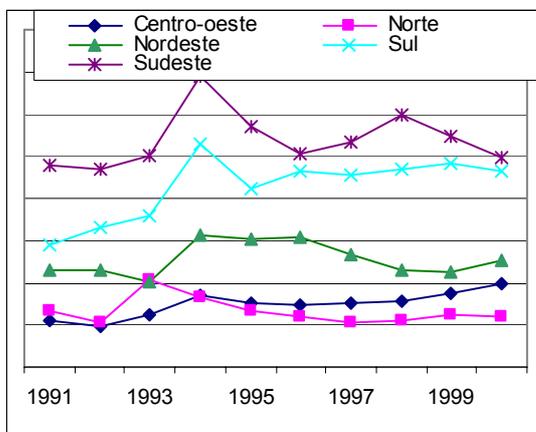
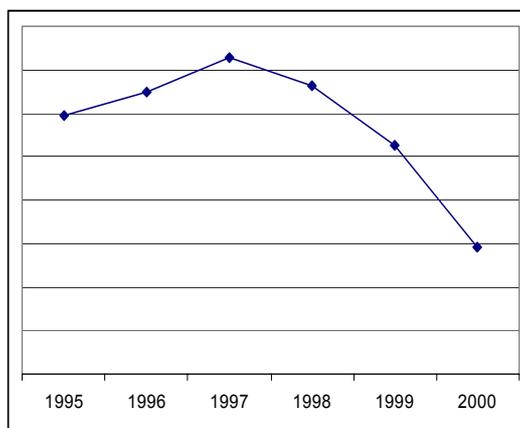


Gráfico 3.11: Renda Real

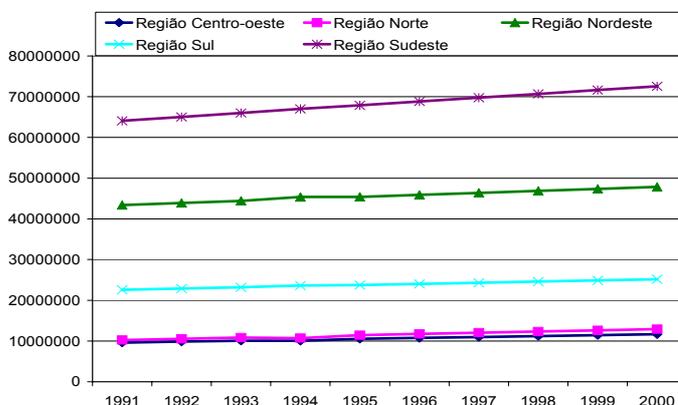


3.5 População Estimada

O tamanho da população estimada variou muito pouco nesses 10 anos, aumentando em todas regiões. As maiores variações ocorreram nas regiões Norte e Centro-Oeste, cujas populações estimadas aumentaram 26% e 21%, respectivamente. As demais regiões apresentam aumentos similares, em torno de 11%.

Além disso, podemos ver que a região Sudeste é a mais populosa, sendo em 2000 52% maior que o Nordeste, 188% maior que a região Sul, e em média 480% maior que as regiões Norte e Centro-Oeste.

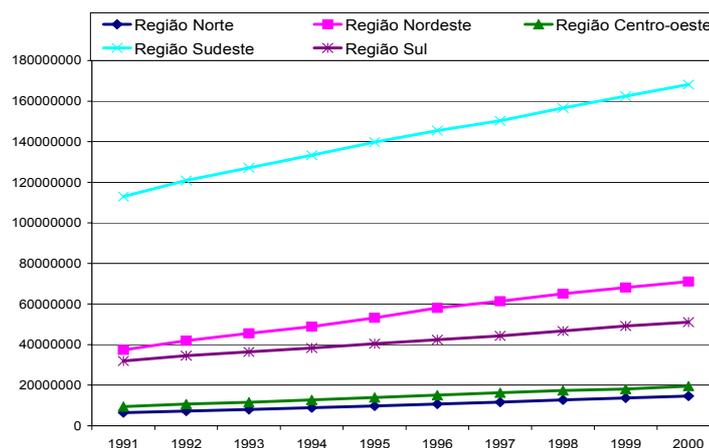
Gráfico 3.12: População Estimada



3.6 Número de Consumidores Residenciais

A evolução do número de consumidores residenciais é muito parecida com a evolução da população estimada, porém com mudanças muito mais acentuadas. A quantidade de consumidores residenciais no Sudeste em comparação com as demais regiões também é muito maior: 137% maior do que na região Norte, 230% do que na região Sul, 761% do que na região Centro-oeste e finalmente, 1051% maior do que na região do Nordeste.

Tabela 3.13: Número de Consumidores Residenciais



Mais sobre os dados está disponível nos Apêndice A e B.

Capítulo 4: Estimações

Os modelos usados nas estimações são baseados nos modelos usados principalmente pelo trabalho mais recente, o de Schmidt e Lima (1999), por serem modelos mais completos ao levarem em conta o efeito de mudanças do nível de preços dos aparelhos eletrointensivos usados por cada classe de consumidores e, no caso industrial, dos bens substitutos da energia elétrica. Porém, algumas modificações foram introduzidas.

A partir da idéia de que é essencial incluir nos modelos o efeito no consumo de energia elétrica causados pelo crescimento populacional, incluímos as variáveis referentes ao número de consumidores residenciais e de população estimada nos modelos. A inclusão de uma variável concernente ao crescimento populacional no caso residencial é especialmente necessária porque indica o aumento do número de consumidores de energia elétrica residencial. Felizmente, temos um dado ainda mais preciso: o próprio aumento de consumidores residenciais. Nos demais modelos, a inclusão de uma variável referente ao número de consumidores (comerciais, industriais e rurais) não é possível porque não existe – o que não é dramático visto que não é uma variável que apresentaria variação significativa. Mesmo assim, é razoável supor que o crescimento populacional afeta a demanda por bens (ou serviços) comerciais, industriais e rurais e conseqüentemente a respectiva demanda por energia elétrica.

Para o modelo de demanda residencial, portanto, estimamos o consumo residencial *médio*, dividindo o consumo residencial pelo número de consumidores, como foi feito no trabalho Andrade e Lobão (1997). A decisão de estimar o consumo médio e não o consumo total (com a inclusão da variável “número de consumidores residenciais” como variável independente no modelo de demanda da classe residencial) baseou-se na obtenção de estatísticas-t muito mais significativas no primeiro modelo do que no segundo. Nos demais modelos, incluímos a variável “população estimada” como variável independente.

Mostrou-se significativa a inclusão de uma variável *dummy* para os dados dos anos 1991 a 1994 no caso da demanda de energia da classe industrial, para isolar eventuais distorções causados pelo período de alta inflação nos dados, e a inclusão de uma variável de tendência para o modelo de demanda da classe rural.

Como nos trabalhos anteriores, os modelos usados são derivados de uma função de demanda Cobb-Douglas do tipo $Q_t = kP_t^\alpha Y_t^\beta PE_t^\delta S_t^\phi POP_t^\gamma$, onde $k > 0$, $\alpha > 0$, $\beta < 0$, $\delta < 0$, $\phi > 0$ e $\gamma > 0$. Tirando o logaritmo chegamos a função estimável:

$$\log Q_{tv}^i = k_{tv} + \alpha \log Y_{tv}^i + \beta \log P_{tv}^i + \delta \log PE_{tv}^i + \phi \log S_{tv}^i + \gamma \log POP_{tv}^i + e_{tv}^i$$

onde Q_{tv}^i representa o consumo de energia elétrica (no caso residencial o consumo médio de energia elétrica, Y_{tv}^i a variável de renda ou PIB, P_{tv}^i as tarifas, PE_{tv}^i o índice de preços dos bens eletrointensivos, S_{tv}^i o índice de preços dos bens substitutos (no caso industrial) e POP_{tv}^i a população estimada (caso comercial, industrial e rural) para cada instante de tempo t , cada classe de consumidores i e cada estado brasileiro v .

A interpretação das elasticidades quando tanto a variável dependente quanto as variáveis independentes estão em logaritmo é bastante direta. Supõe que β é o coeficiente estimado de uma das variáveis independentes do modelo. Se as variáveis dependente e independente estão em log, então podemos interpretar β como sendo a variação percentual da variável dependente causada por uma variação positiva da variável independente. Melhor, se Y é o log da variável explicada e X o log da variável explicativa, sendo β o coeficiente estimado de X , então $\% \Delta Y = \beta \% \Delta X$.

Para a realização das estimações foi usado o programa Stata, por ser o mais apropriado para cálculos referentes a dados em painel e por oferecer diversos instrumentos atinentes. Para escolher o instrumento apropriado, foram feitos testes de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros (Apêndices C e D). Adiantando, os testes apontaram a existência dos dois. Assim, os estimadores tradicionais de primeiras diferenças, efeitos fixos ou de efeitos variáveis não foram usados por não haver métodos corretivos disponíveis para estes estimadores. Testes usando estes estimadores geraram resultados teoricamente errados, como sinais de coeficientes ao contrário do esperado, por exemplo. Portanto, os cálculos foram feitos usando o método dos mínimos quadrados generalizados factíveis ajustado para levar em conta a presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

Apresentarei agora os modelos e os resultados obtidos para cada classe de consumidores, lembrando que as elasticidades estimadas são de longo prazo.

Muito importante mencionar, porém, que os resultados apresentados também devem ser avaliados com cuidado. Devido ao curto intervalo de tempo analisado, não se testou co-integração entre as variáveis. Baseando-se nos resultados dos testes de co-integração feitos por Andrade e Lobão (1997) e Schmitd e Lima (1999), estou supondo a co-integração entre as variáveis. Além disso, temos o problema de simultaneidade entre as variáveis, principalmente entre o consumo e as tarifas. Os modelos estimados para corrigir tanto a heterocedasticidade e autocorrelação dos erros quanto a endogeneidade não geraram bons resultados. Decidi me concentrar na eliminação dos dois primeiros problemas. O custo em fazer isso, é que os estimadores, embora consistentes, não são assintoticamente normais. Por isso não podemos confiar demais nas estatísticas-t como instrumento de análise dos coeficientes.

4.1 Consumo Residencial

Para as estimações do consumo residencial de energia elétrica, foi usado um modelo “misto” dos modelos usados por Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (1999), porque usamos o consumo médio como variável dependente e por incluir a variável do IPA-DI de bens de consumo duráveis para levar em conta o aumento relativo dos bens que precisam de energia elétrica. Logo, o modelo usado é:

$$\log Q_{iv} = k_{iv} + \alpha \log Y_{iv} + \beta \log P_{iv} + \delta \log PE_{iv} + e_{iv}$$

Lembrando que no caso residencial a variável Q_t é definida como sendo a razão entre o consumo total residencial e o número de consumidores residenciais, ou seja, como sendo o consumo médio por consumidor. Nos demais modelos isto não é o caso.

A variável dummy para os anos 1991-1994 mostrou não ser estatisticamente significativa.

Abaixo os resultados obtidos.

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.9092)

Estimated covariances	=	26	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	1	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	4	Time periods	=	8
			Wald chi2(3)	=	75.15
Log likelihood	=	277.5103	Prob > chi2	=	0.0000

lcons_res2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lipa_di	-.4750866	.0804606	-5.90	0.000	-.6327865	-.3173868
lrendreal	.6711279	.1065751	6.30	0.000	.4622445	.8800113
lt_res	-.0385085	.005369	-7.17	0.000	-.0490315	-.0279855
_cons	-4.320665	.4533457	-9.53	0.000	-5.209206	-3.432124

Variável	Legenda
lcons_res2	Log do consumo médio residencial
lipa_di	Log do IPA-DI de bens duráveis
lrendreal	Log do índice de renda real
lt_res	Log do valor real das tarifas residenciais

Todos os coeficientes estão com os sinais esperados. Segundo o resultado, um aumento de 1% no índice de preços dos bens duráveis acarreta uma diminuição de 0.48% no consumo de energia elétrica, um aumento de 1% da renda real ocasiona um aumento de 0.67 % no consumo e uma elevação de 1% no valor das tarifas reais de energia elétrica tem como consequência uma redução de 0.03% no consumo de energia elétrica.

A elasticidade-renda gerada é maior do que as elasticidades geradas por Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (1999), que foram 0.213 e 0.539, respectivamente. Modiano (1984) achou uma elasticidade bem maior: 1.133. Em relação às elasticidades-preço, o resultado deste trabalho é bastante similar com o resultado de Andrade e Lobão

(1997), que acharam o coeficiente de -0,051. O resultado de Schmidt e Lima (1999) é consideravelmente superior: -0.148. As elasticidades-preço para o consumo residencial e comercial de longo-prazo no trabalho de Modiano (1984) não foram significativas. Finalmente, o coeficiente do índice de preços de bens duráveis deste trabalho não se aproxima dos coeficientes dos trabalhos anteriores. Enquanto Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (1999) acharam os coeficientes -0.186 e -0.148, respectivamente, o resultado deste trabalho foi -0.475. Somente neste último caso, portanto, o resultado não se compara com algum dos trabalhos anteriores.

4.2 Consumo Comercial

As estimações do modelo de demanda dos consumidores rurais é o mesmo usado por Schmidt e Lima (1999). Portanto, estimou-se:

$$\log Q_{it} = k_i + \alpha \log Y_{it} + \beta \log P_{it} + \delta \log PE_{it} + e_{it}$$

Como no caso residencial, a variável dummy não foi incluída no modelo final por ser não significativa.

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.8297)

Estimated covariances	=	26	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	1	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	5	Time periods	=	8
			Wald chi2(4)	=	4250.23
Log likelihood	=	231.8728	Prob > chi2	=	0.0000

lcons_com	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lipa_mat	-1.160349	.0815873	-14.22	0.000	-1.320257	-1.000441
lpib_com	.3809592	.0354001	10.76	0.000	.3115762	.4503422
lpop	.7137298	.0428962	16.64	0.000	.6296547	.7978049
lt_com	-.0524327	.0065486	-8.01	0.000	-.0652678	-.0395976
_cons	-3.12662	.3014211	-10.37	0.000	-3.717395	-2.535846

Variável	Legenda
lcons_com	Log do consumo total comercial
lipa_mat	Log do IPA-DI de materiais elétricos
lpib_com	Log do índice do PIB comercial real
lpop	Log do tamanho da população
lt_com	Log do valor real das tarifas comerciais

Novamente os resultados estão todos com os sinais esperados. Uma variação positiva de 1% do índice de preços de material elétrico leva a uma diminuição de 1.16% do consumo, um acréscimo de 1% do PIB comercial leva a um aumento de 0.38% do consumo, um crescimento de 1% da população leva a uma elevação de 0.71% e um aumento de 1% do valor real das tarifas reduz o consumo de energia elétrica em 0.05%.

Schmidt e Lima (1999) estimaram os coeficientes referentes à renda e ao preço em 0.636 e -0.174 e Modiano, em relação à renda (o coeficiente de preço não foi significativo), achou 1.068. O resultado encontrado aqui foi bastante inferior ao resultado de Modiano (1999) e também em relação à elasticidade-preço de Schmidt e Lima (1999), mas semelhante ao resultado de Schmidt e Lima (1999) no caso da elasticidade-renda.

O coeficiente do índice de bens de material elétrico (-1.160), porém, é muito maior do que o coeficiente achado por Schmidt e Lima (1999), que foi de -0.294.

4.3 Consumo Industrial

Mais uma vez o modelo base para estimar as elasticidades dos determinantes do consumo de energia elétrica advém do trabalho de Schmidt e Lima (1999). Porém, como é mostrado no Apêndice E, os dois índices de preços incluídos no modelo: tanto o dos bens substitutos quanto o dos bens demandantes de energia elétrica, não foram estatisticamente significativos, e também não foi rejeitada a hipótese nula de que os coeficientes respectivos

sejam conjuntamente iguais a zero ao nível de significância de 5% (Apêndice E). No modelo final, portanto, estas duas variáveis não foram incluídas. Além disso, as estimativas e os sinais dos coeficientes somente apresentaram resultados satisfatórios com a inclusão da variável dummy para os anos de 1991-1994, o que sinaliza que o fim do período de inflação alta realmente teve impacto na indústria.

O modelo final estimado, portanto, é:

$$\log Q_{it} = k_{it} + \alpha \log Y_{it} + \beta \log P_{it} + \gamma \log POP_{it} + \Theta dum1994_{it} + e_{it}$$

Os resultados mostram alta significância das demais variáveis. Um crescimento de 1% do PIB industrial leva a um aumento de 0.46% do consumo de energia elétrica, um acréscimo de 1% do valor das tarifas industriais acarreta uma diminuição de 0.92% do consumo e uma variação de 1% do tamanho da população tem com conseqüência um aumento de 0.93% do consumo de energia elétrica. Interessante ver através do coeficiente da dummy, que nos anos de inflação o consumo era em média 6.2% menor.

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6939)

Estimated covariances	=	26	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	1	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	5	Time periods	=	8
			Wald chi2(4)	=	6008.59
Log likelihood	=	62.57188	Prob > chi2	=	0.0000

lcons_ind	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lpib_ind	.4605527	.0416679	11.05	0.000	.3788852 .5422202
lt_ind	-.9214098	.0874824	-10.53	0.000	-1.092872 -.7499475
lpop	.9391928	.0688436	13.64	0.000	.8042617 1.074124
dum1994	-6.268568	.5875296	-10.67	0.000	-7.420105 -5.117031
_cons	-8.032984	.4914855	-16.34	0.000	-8.996278 -7.06969

Variável	Legenda
lcons_ind	Log do consumo total industrial
lpib_ind	Log do índice do PIB industrial real
lpop	Log do tamanho da população
dum1994	Variável dummy para os anos 1991-1994
lt_com	Log do valor real das tarifas comerciais

Neste caso a elasticidade-renda gerada neste trabalho situa-se entre as elasticidades geradas por Modiano (1984) e Schmidt e Lima (1999). Modiano (1984) estimou a elasticidade-renda em -1.222 e Schmidt e Lima (1999) em -0.545, contra -0.939 deste trabalho. O resultados da elasticidade-renda dos trabalhos de Modiano (1984) e Schmitd e Lima (1999), 1.360 e 1.916, respectivamente, também sugerem uma elasticidade muito maior às mudanças do nível de atividade do que o resultado gerado acima, que foi bastante inferior (0.461).

4.4 Consumo Rural

O modelo de consumo de energia elétrica da classe rural não tem precedente, mas a lógica por trás do modelo é a mesma aplicada para os outros casos. Desta maneira estimou-se novamente o modelo:

$$\log Q_{it} = k_{it} + \alpha \log Y_{it} + \beta \log P_{it} + \delta \log PE_{it} + \gamma \log POP_{it} + e_{it}$$

Importante foi a inclusão de uma variável de tendência no modelo, porque tanto os modelos com uma variável dummy, quanto os modelos sem uma, resultaram em estimativas muito ruins.

Esta variável de tendência foi criada e apresenta valores de 1 a 10, correspondentes para cada ano de 1991 até 2000.

Desta forma, temos os seguintes resultados:

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.8182)

```

Estimated covariances      =          26      Number of obs      =          208
Estimated autocorrelations =           1      Number of groups   =           26
Estimated coefficients     =           6      Time periods      =           8
Log likelihood             = 25.80913      Wald chi2(5)     = 2482.07
                          =                Prob > chi2     = 0.0000

```

```

-----
      lcons_rur |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lipaAgr |  -.2206146   .1336467    -1.65  0.099    - .4825574   .0413282
      lpibAgr |   .4533685   .0546649     8.29  0.000     .3462273   .5605098
      lt_rur  |  -.021621    .0082258    -2.63  0.009    - .0377433  -.0054987
      lpop    |   1.066469   .0745516    14.31  0.000     .9203507   1.212588
           t   |   .0684275   .0084465     8.10  0.000     .0518727   .0849823
      _cons   | -11.37866    .605261    -18.80  0.000    -12.56495  -10.19237
-----

```

Variável	Legenda
lconsAgr	Log do consumo total rural
lpibAgr	Log do índice do PIB rural real
lpop	Log do tamanho da população
t	Variável de tendência
lt_rur	Log do valor real das tarifas rurais

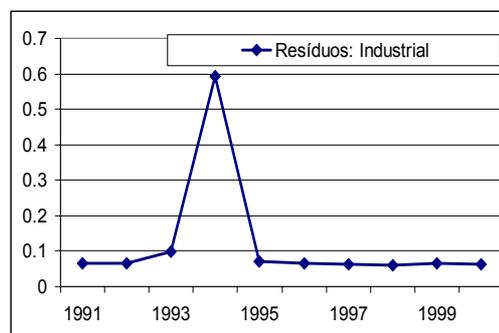
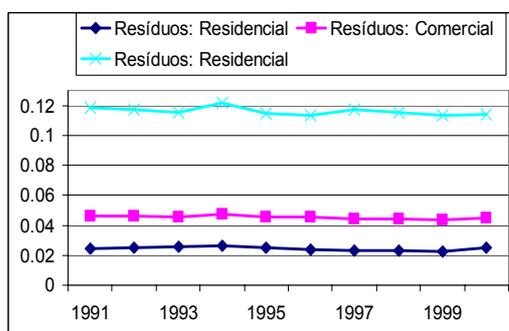
Os sinais são os esperados. Portanto, nota-se que o coeficiente da variável do índice de preços de máquinas agrícolas não é significativo ao nível de 5%, e quase também não o é ao nível de significância de 10%. De qualquer forma, ainda considero o resultado satisfatório. Segundo os resultados, um acréscimo de 1% dos preços de máquinas agrícolas leva a uma diminuição de 0.22% do consumo, um aumento de 1% do PIB real agrícola acarreta um aumento de 0.45% do consumo, uma variação de 1% das tarifas leva a uma redução de 0.02% do consumo e um crescimento de 1% da população aumenta o consumo de energia elétrica em 1.07%. O coeficiente da variável de tendência mostra que, tudo o mais permanecendo constante, o consumo de energia elétrica aumenta 0.068%.

4.5 Resíduos

Analisar os resíduos é importante para que se tenha uma idéia da qualidade das estimativas. Se os resíduos mostram alguma tendência ou parecem seguir um passeio aleatório, então o modelo não foi bem estruturado e será preciso realizar testes de cointegração ou tentar resolver problemas de endogeneidade. Os gráficos a seguir são os resíduos para o estado do Acre. Os resíduos dos demais estados são praticamente iguais.

Como podemos ver, os resíduos dos modelos de demanda residencial, comercial e rural parecem bastante estacionários, o que é um bom sinal. No caso industrial, porém, os resíduos também parecem ser estacionários, mas há um grande desvio no ano de 1994. Mas no geral, tendo a estacionariedade como critério, parece que todos os modelos estão bem especificados.

Gráficos 4.1 e 4.2: Resíduos



Capítulo 5: Conclusão

A que conclusões podemos chegar observando estes resultados? Em relação às elasticidades-renda, vemos que o consumo residencial é o mais sensível (0.67), seguido pelo consumo industrial e rural (0.45) e depois pelo consumo comercial (0.38), o menos sensível. Em relação às elasticidades-preço (das tarifas), observamos uma baixa sensibilidade do consumo residencial, comercial e rural (variando de -0.038 a -0.021) e uma alta sensibilidade do consumo industrial, o mais afetado por elevações das tarifas de energia elétrica, com um coeficiente de -0,9.

Ademais, percebemos que o consumo comercial é o mais afetado por elevações dos preços de materiais eletrônicos, com uma elasticidade maior que -1. O consumo residencial e rural é menos elástico, com elasticidade de -0.47 e -0.22, respectivamente, enquanto que o consumo industrial não é afetado.

A partir dos resultados, poderíamos nos questionar qual deveria ter sido o aumento das tarifas de energia elétrica na época do racionamento, a fim de reduzir o consumo em 20%, que foi a meta estabelecida em 2001 (por causa das incertezas referentes às elasticidades, uma política baseada somente em preços não foi implementada). Segundo os resultados, as tarifas residenciais teriam que aumentar em 519%, as tarifas comerciais em 382%, as tarifas em 22% e as tarifas em rurais em 926%. Uma política de redução da demanda através de aumentos tarifários, segundo estes resultados, também não teria sido a mais apropriada. Isto se deve à baixa sensibilidade, principalmente do consumo residencial, comercial e rural, à variações das tarifas.

Comparando os resultados deste trabalho com os resultados dos trabalhos anteriores notamos grandes divergências. Modiano, fora uma exceção, encontrou coeficientes bastante mais elevados. No caso da elasticidade-preço estimada para a classe industrial, o coeficiente tem aproximadamente a metade do valor do coeficiente estimado neste trabalho. No caso residencial, Andrade e Lobão acharam coeficientes mais elevados para as elasticidades-preço e menores para as elasticidades-renda e dos eletrointensivos. A falta de consistência entre os diversos resultados gerados por estes trabalhos torna qualquer conclusão muito difícil.

Infelizmente este trabalho ficou um tanto restrito por haver certas limitações em relação aos dados disponíveis. A série temporal teve que ser em base anual, o que prejudicou a potência das estimativas por serem somente de 10 anos. Além disso, algumas séries, como as séries dos índices de preços, não estão separadas por estado, o que também afeta negativamente a eficiência dos testes. Finalmente, os dados mais recentes vão somente até o ano de 2000, o que é lamentável por diversas razões. Primeiro, como houve um racionamento em 2001, exercícios de previsão não fariam sentido por não ser possível verificar a exatidão das estimativas comparando-as com os dados reais. Segundo, por não ter dados do ano de 2001 e de 2002, perdemos a oportunidade de aproveitar dois anos que apresentaram muitas oscilações nas variáveis, o que certamente tornaria as estimativas mais consistentes.

Novas análises poderiam também incluir nos modelos algumas variáveis referentes ao Gás Natural, que nas grandes regiões metropolitanas, como São Paulo ou Rio de Janeiro, serve como substituto à energia elétrica. Como essa análise faz sentido somente em poucos casos, isto é, estados, e por termos conseguido somente uma série temporal muito pequena de consumo e preços de gás natural, fica aqui a proposta para novos trabalhos.

Além disso, devido ao pouco tempo disponível, este trabalho ficou incompleto por não ter resolvido o problema da endogeneidade. Isto também deve ser ponto de análise para trabalhos futuros.

Bibliografia

Andrade, T e W. Lobão [1997] "Elasticidade Renda e Preço da Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil" Texto para Discussão nº 489, IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, junho.

Modiano, E. M. [1984] "Elasticidade e Preços da Demanda de Energia Elétrica no Brasil", Texto para Discussão 68, Departamento de Economia da PUC-Rio.

Alkmin, C e M. Lima [2004] "A Demanda por Energia Elétrica no Brasil" Revista Brasileira de Economia, Janeiro/Março.

Wooldridge, Jeffrey M. [2003] "Introductory Econometrics: A Modern Approach, 2e"
Editora South Western.

Apêndice A: Dados

A tabela abaixo é um resumo dos dados usados nas regressões com suas respectivas fontes e características, como periodicidade, intervalo temporal e abrangência:

Variável	Periodicidade	Intervalo Temporal	Abrangência	Fonte
Consumo elétrico (Classe Residencial, Comercial, Industrial e Rural)	mensal	1980 - 2002	estadual	Eletrobrás, Departamento de Estudos de Mercado - DEM
Tarifas médias (Classe Residencial, Comercial, Industrial e Rural)	mensal	1991 - 2004	estadual	Aneel
IPA-DI - bens de consumo duráveis - índice (ago. 1994 = 100)	mensal	1969 - 2005	Brasil	Ipeadata
IPA-OG - combustíveis e lubrificantes - índice (ago. 1994 = 100)	mensal	1969 - 2005	Brasil	Ipeadata
IPA-OG - máquinas e equipamentos industriais - índice (ago. 1994 = 100)	mensal	1969 - 2005	Brasil	Ipeadata
IPA-OG - material elétrico - índice (ago. 1994 = 100)	mensal	1969 - 2005	Brasil	Ipeadata
IPA-OG - máquinas agrícolas - índice (ago. 1994 = 100)	mensal	1969 - 2005	Brasil	Ipeadata
Produto Interno Bruto (PIB) - Comércio - R\$ de 2000 - Deflacionado pelo deflator Implícito do PIB nacional	anual	1939 - 2000	estadual	Ipeadata
Produto Interno Bruto (PIB) - Industrial - R\$ de 2000 - Deflacionado pelo deflator Implícito do PIB nacional	anual	1939 - 2000	estadual	Ipeadata
Produto Interno Bruto (PIB) - Agropecuário - R\$ de 2000 - Deflacionado pelo deflator Implícito do PIB nacional	anual	1939 - 2000	estadual	Ipeadata
Rendimento médio - real - assalariados - trabalho principal - índice (média 1985 = 100) - RMSP	mensal	1985 - 2005	Brasil	Ipeadata
deflator PIB	anual	1947 - 2004	Brasil	Ipeadata
IGP-DI - geral - índice (ago. 1994 = 100)	anual	1944 - 2004	Brasil	Ipeadata
Número de consumidores (residencial e total)	mensal	1980 - 2002	estadual	Eletrobrás, Departamento de Estudos de Mercado - DEM
População estimada para as áreas geográficas dos municípios existentes em 2000 - Habitantes	anual	1991 - 2000	estadual	Ipeadata

Apêndice B: Obtenção dos Dados

Grande parte do esforço investido neste trabalho foi direcionado para a obtenção de dados, principalmente os de consumo, tarifas e de número de consumidores residenciais, porque estes dados somente estão à disposição se consolidados à nível nacional, mas não à nível estadual. O restante dos dados foram facilmente obtidos com o Ipeadata.

O problema é que os dados acima são coletados ou fornecidos por cada distribuidora de energia, baseados nas respectivas áreas de concessão. Estas áreas de concessão infelizmente não coincidem com os limites territoriais estaduais. As distribuidoras de energia elétrica e suas associações não são obrigadas a fornecer estes dados para pessoas físicas, e as agências governamentais, como a ONS ou a Aneel, que têm estes dados, se mostram relutantes ou possuem um processo burocrático lento demais a ponto de tornar a realização desta monografia no período de tempo a disposição, inviável. Felizmente, o Departamento de Estudos de Mercado (DEM) tem parte destes dados, e mesmo não tendo a obrigação, se mostrou bastante prestativo e pôde fornecer os dados necessários, menos os de tarifas. Adquirir estas se mostrou tarefa mais árdua, visto que há restrições à sua divulgação desde o início das privatizações e por causa da possibilidade de consumidores livres escolherem suas fornecedoras de energia elétrica. Felizmente estes dados foram obtidos com a Aneel, mas somente após ter conseguido driblar o processo burocrático.

Os obstáculos enfrentados junto às agências governamentais por pesquisadores à procura de dados importantes, é lamentável. Neste caso, foram necessários dois meses, somente para consegui-los.

Apêndice C: Autocorrelação

Os testes de autocorrelação foram efetuados sobre os modelos apresentados no Capítulo 4 usando o programa Stata. A hipótese nula dos testes é a ausência de autocorrelação de primeiro grau. Como foi mencionado, constatou-se a presença de autocorrelação, o que significa que a hipótese nula foi rejeitada. Podemos ver abaixo que as hipóteses nulas são todas rejeitadas à nível de significância de 5%, como observamos através dos p-valores, todos menores que 0,0500.

C.I Modelo Residencial

```
Xtserial lcons_res2 lipa_di lrendreal lt_res if (ano~=1994 & estado~="DF") & (ano~=1993 &
(estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 25) = 56.796

Prob > F = 0.0000

C.II Modelo Comercial

```
xtserial lcons_com lipa_mat dum1994 lpib_com lpop lt_com if (ano~=1994 & estado~="DF") &
(ano~=1993 & (estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 25) = 6.356

Prob > F = 0.0184

C.III Modelo Industrial

```
xtserial lcons_ind lipa_maq lpib_ind lt_ind lpop dum1994 if (ano~=1994 & estado~="DF") &
(ano~=1993 & (estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 25) = 5.772

Prob > F = 0.0240

C.IV Modelo Rural

```
xtserial lcons_rur lipa_agr dum1994 lpib_agr lt_rur lpop if (ano~=1994 & estado~="DF") &  
(ano~=1993 & (estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```
F( 1, 25) = 110.953  
Prob > F = 0.0000
```

Apêndice D: Heterocedasticidade

Os testes de heterocedasticidade são feitos estimando-se dois modelos: com e sem a presença de heterocedasticidade, aplicando-se depois um “likelihood-ratio test” para testar a hipótese nula de ausência de heterocedastidade. Como podemos ver abaixo pelos p-valorés, a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

D.I Modelo Residencial

Modelo restrito (supondo heterocedasticidade):

```
xtgls lcons_res2 lipa_di lrendreal lt_res if (ano~=1994 & estado~="DF") & (ano~=1993 &
(estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP")), igls panels(heteroskedastic)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	26	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	4	Time periods	=	8
			Wald chi2(3)	=	71.20
Log likelihood	=	14.09007	Prob > chi2	=	0.0000

lcons_res2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lipa_di	-.3447363	.0723481	-4.76	0.000	-.4865359	-.2029367
lrendreal	.5657567	.124684	4.54	0.000	.3213806	.8101327
lt_res	-.0246352	.0064106	-3.84	0.000	-.0371997	-.0120708
_cons	-3.821381	.5355592	-7.14	0.000	-4.871057	-2.771704

Modelo restrito (supondo homocedasticidade):

```
xtgls lcons_res2 lipa_di lrendreal lt_res if (ano~=1994 & estado~="DF") & (ano~=1993 &
(estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: homoskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	4	Time periods	=	8
			Wald chi2(3)	=	0.35
Log likelihood	=	-89.96635	Prob > chi2	=	0.9501

```
-----+-----
```

lcons_res2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lipa_di	-.1509645	.4403129	-0.34	0.732	-1.013962 .7120328
lrendreal	.3529595	.7737855	0.46	0.648	-1.163632 1.869551
lt_res	-.020059	.0394248	-0.51	0.611	-.0973302 .0572122
_cons	-2.936071	3.323179	-0.88	0.377	-9.449381 3.57724

```
-----+-----
```

Teste de Heterocedasticidade:

```
lrtest hetero . , df(`df')
(log-likelihoods of null models cannot be compared)
```

likelihood-ratio test	LR chi2(25) =	208.11
(Assumption: . nested in hetero)	Prob > chi2 =	0.0000

D.II Modelo Comercial

Modelo restrito (supondo heterocedasticidade):

```
xtgls lcons_com lipa_mat lpib_com lpop lt_com if (ano~=1994 & estado~="DF") & (ano~=1993 &
(estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP")), igls panels(heteroskedastic)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	26	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	5	Time periods	=	8
			Wald chi2(4)	=	19005.21

Log likelihood = 91.68273 Prob > chi2 = 0.0000

```
-----+-----
```

	lcons_com	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	lipa_mat	-1.403973	.0603372	-23.27	0.000	-1.522231 -1.285714
	lpib_com	.7420559	.0141775	52.34	0.000	.7142685 .7698432
	lpop	.327977	.0177408	18.49	0.000	.2932058 .3627483
	lt_com	-.0594926	.0061416	-9.69	0.000	-.0715299 -.0474552
	_cons	-2.341484	.1460926	-16.03	0.000	-2.62782 -2.055148

```
-----+-----
```

Modelo restrito (supondo homocedasticidade):

```
xtgls lcons_com lipa_mat lpib_com lpop lt_com if (ano~=1994 & estado~="DF") & (ano~=1993 &
(estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: homoskedastic

Correlation: no autocorrelation

```
Estimated covariances = 1 Number of obs = 208
Estimated autocorrelations = 0 Number of groups = 26
Estimated coefficients = 5 Time periods = 8
Wald chi2(4) = 6142.99
Log likelihood = -9.764922 Prob > chi2 = 0.0000
```

```
-----+-----
```

	lcons_com	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	lipa_mat	-1.42352	.1963806	-7.25	0.000	-1.808419 -1.038621
	lpib_com	.5814987	.0307779	18.89	0.000	.5211752 .6418222
	lpop	.5357336	.0359425	14.91	0.000	.4652876 .6061796
	lt_com	-.0680961	.0201592	-3.38	0.001	-.1076074 -.0285848
	_cons	-3.311337	.2417893	-13.70	0.000	-3.785235 -2.837438

```
-----+-----
```

Teste de Heterocedasticidade:

```
lrtest hetero . , df(`df')
```

(log-likelihoods of null models cannot be compared)

likelihood-ratio test

LR chi2(25) = 202.90

(Assumption: . nested in hetero)

Prob > chi2 = 0.0000

D.III Modelo Industrial

Modelo restrito (supondo heterocedasticidade):

```
xtgls lcons_ind lipa_maq lpib_ind lt_ind lpop dum1994 if (ano~=1994 & estado~="DF") &
(ano~=1993 & (estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP")), igls
panels(heteroskedastic)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	26	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	6	Time periods	=	8
			Wald chi2(5)	=	56172.29
Log likelihood	=	-40.47082	Prob > chi2	=	0.0000

lcons_ind	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lipa_maq	-.2170755	.1649306	-1.32	0.188	-.5403335 .1061826
lpib_ind	.5449019	.0171106	31.85	0.000	.5113657 .5784381
lt_ind	-1.241159	.0536394	-23.14	0.000	-1.346291 -1.136028
lpop	.7270044	.0296612	24.51	0.000	.6688695 .7851392
dum1994	-8.524186	.3675023	-23.19	0.000	-9.244477 -7.803895
_cons	-6.355257	.2067696	-30.74	0.000	-6.760518 -5.949996

Modelo restrito (supondo homocedasticidade):

```
xtgls lcons_ind lipa_maq lpib_ind lt_ind lpop dum1994 if (ano~=1994 & estado~="DF") &
(ano~=1993 & (estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: homoskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	6	Time periods	=	8

```

Log likelihood          = -200.3199          Wald chi2(5)          = 2278.34
                               Prob > chi2          = 0.0000

```

```

-----
lcons_ind |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
lipa_maq |   .5952393   .7819612    0.76  0.447   - .9373766   2.127855
lpib_ind |   .5149057   .0682318   7.55  0.000    .3811739   .6486375
lt_ind  |  -1.531644   .1564728  -9.79  0.000   -1.838326  -1.224963
lpop    |   .7321908   .1156137   6.33  0.000    .5055921   .9587895
dum1994 |  -10.41518   1.074739  -9.69  0.000  -12.52163  -8.308733
_cons   |  -6.113574   .8558223  -7.14  0.000   -7.790955  -4.436193
-----

```

Teste de Heterocedasticidade:

```

lrtest hetero . , df(`df')
(log-likelihoods of null models cannot be compared)

```

```

likelihood-ratio test          LR chi2(25) = 319.70
(Assumption: . nested in hetero)  Prob > chi2 = 0.0000

```

D.IV Modelo Rural

Modelo restrito (supondo heterocedasticidade):

```

xtgls lcons_rur lpib_agr lt_rur lpop dum1994 if (ano~=1994 & estado~="DF") & (ano~=1993 &
(estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP")), igls panels(heteroskedastic)
Cross-sectional time-series FGLS regression

```

```

Coefficients: generalized least squares
Panels:       heteroskedastic
Correlation:  no autocorrelation

```

```

Estimated covariances          = 26          Number of obs          = 208
Estimated autocorrelations     = 0           Number of groups       = 26
Estimated coefficients          = 5           Time periods           = 8
                               Wald chi2(4)          = 6976.63
Log likelihood                  = -151.2058   Prob > chi2            = 0.0000

```

```

-----
lcons_rur |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
lpib_agr |   .8762829   .0273176  32.08  0.000    .8227414   .9298244
lt_rur   |  -1.986409   .1746889 -11.37  0.000   -2.328793  -1.644025
lpop     |   .3310403   .0386159   8.57  0.000    .2553545   .4067261
dum1994 |  -13.54282   1.175232 -11.52  0.000  -15.84624  -11.23941
_cons    |  -6.737915   .3529767 -19.09  0.000   -7.429736  -6.046093
-----

```

Modelo restrito (supondo homocedasticidade):

```
xtgls lcons_rur dum1994 lpibAgr lt_rur lpop dum1994 if (ano~=1994 & estado~="DF") &
(ano~=1993 & (estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP"))
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: homoskedastic

Correlation: no autocorrelation

```
Estimated covariances      =      1      Number of obs      =      208
Estimated autocorrelations =      0      Number of groups   =      26
Estimated coefficients     =      5      Time periods       =      8
Log likelihood             = -259.332    Wald chi2(4)       = 1176.45
                          =              Prob > chi2        = 0.0000
```

```
-----+-----
lcons_rur |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
lpibAgr   |   .7376166   .0800608     9.21  0.000     .5807003   .8945328
lt_rur    |  -2.892517   .4642394    -6.23  0.000    -3.802409  -1.982624
lpop      |   .6628704   .1079405     6.14  0.000     .4513108   .87443
dum1994   | -19.95367    3.151499    -6.33  0.000    -26.13049  -13.77684
_cons     | -10.79505    .8374532   -12.89  0.000    -12.43643  -9.153669
-----+-----
```

Teste de Heterocedasticidade:

```
lrtest hetero . , df(`df')
```

(log-likelihoods of null models cannot be compared)

```
likelihood-ratio test      LR chi2(25) = 216.25
(Assumption: . nested in hetero)  Prob > chi2 = 0.0000
```

Apêndice E: Modelos Rejeitados

No capítulo 4 foi afirmado que as variáveis de índice de preços foram excluídas do modelo de demanda do setor Industrial por apresentarem coeficientes não significativos. A seguir estão os resultados das regressões com estas variáveis inclusas para verificação.

E.I Modelo Industrial

Com as variáveis `lipa_comb` (log do índice de preços de combustíveis e lubrificantes) e `lipa_maq` (log do índice de preços de máquinas e equipamentos):

```
xtgls lcons_ind lipa_maq lipa_comb lpib_ind lt_ind lpop dum1994 if (ano~=1994 &
estado~="DF") & (ano~=1993 & (estado~="PR" | estado~="RJ" | estado~="RS" | estado~="SP")),
force p(h) c(a)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7131)

Estimated covariances	=	26	Number of obs	=	208
Estimated autocorrelations	=	1	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	7	Time periods	=	8
			Wald chi2(6)	=	5491.87
Log likelihood	=	67.8507	Prob > chi2	=	0.0000

lcons_ind	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lipa_maq	-.039689	.1924248	-0.21	0.837	-.4168346 .3374567
lipa_comb	.0610785	.0738983	0.83	0.409	-.0837596 .2059165
lpib_ind	.4493544	.0439297	10.23	0.000	.3632538 .5354551
lt_ind	-.8850882	.090151	-9.82	0.000	-1.061781 -.7083955
lpop	.9639126	.0723409	13.32	0.000	.8221271 1.105698
dum1994	-6.029696	.6097895	-9.89	0.000	-7.224862 -4.83453
_cons	-8.216239	.5179152	-15.86	0.000	-9.231334 -7.201144

TEXTE DE SIGNIFICÂNCIA:

```
( 1) lipa_comb = lipa_maq =0  
  
      chi2( 2) =      0.72  
      Prob > chi2 =      0.6988
```

Embora o resultado saiu bastante conforme o esperado, com os sinais todos correspondendo às expectativas, os coeficientes de `lipa_maq` e `lipa_comb` têm p-valores de 0.837 e 0.409, respectivamente, e portanto não são estatisticamente significativos ao nível de 5%. Além disso, como podemos observar pelo teste de significância, a hipótese de nulidade conjunta dos dois coeficientes não pode ser rejeitada, indicando que deveriam ser excluídos do modelo.