

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E**  
**CONTABILIDADE**  
**CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN**

**TRÊS ENSAIOS SOBRE O SETOR DE SANEAMENTO BÁSICO:  
tecnologia de produção e eficiência, demanda e regulação  
econômica.**

**José Airton Mendonça de Melo**

**Fortaleza**

**2005**

**JOSÉ AIRTON MENDONÇA DE MELO**

**TRÊS ENSAIOS SOBRE O SETOR DE SANEAMENTO BÁSICO:  
tecnologia de produção e eficiência, demanda e regulação  
econômica**

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia, CAEN, da Universidade Federal do Ceará, UFC, para a obtenção de grau de Doutor em Economia.

**Orientador: Paulo de Melo Jorge Neto**

**Fortaleza**

**2005**

**FICHA CATALOGRÁFICA**

Melo, José Airton Mendonça de

Três ensaios sobre saneamento básico: tecnologia de produção e eficiência, demanda e regulação econômica / José Airton Mendonça de Melo. – Fortaleza, 2005.

155 p.

Tese (doutorado). Universidade Federal do Ceará – CAEN. Curso de Pós-Graduação em Economia.

Bibliografia

1. Saneamento básico – Aspectos econômicos I – Título

CDD – 363-72

## **FOLHA DE APROVAÇÃO**

Esta tese foi submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, CAEN, como parte dos requisitos necessários à obtenção de grau de Doutor em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará- UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca do CAEN.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita de acordo com as normas de ética científica.

José Airton Mendonça de Melo

Paulo de Melo Jorge Neto  
(Professor Orientador)

Emerson Luís Lemos Marinho  
(Membro da Banco Examinadora)

Ronaldo de Albuquerque e Arraes  
(Membro da Banco Examinadora)

Almir de Bittencourt da Silva  
(Membro da Banco Examinadora)

Francisco Souza Ramos  
(Membro da Banco Examinadora)

Tese aprovada em 28 de janeiro de 2005

## AGRADECIMENTOS

Sou grato a Deus por ter alcançado esta caminhada. Peço desculpas à Sônia, minha mulher, por ter me ausentado mais, e aos meus filhos, Fellipe e Gustavo, por ter brincado menos.

Ao professor amigo e conselheiro Paulo Neto, expresse minha gratidão pela sua compreensão e paciência por ter me ouvido por todo esse tempo. Aos professores do CAEN a quem lhes devo, se não a totalidade, a maioria dos meus conhecimentos em Economia.

Aos professores Emerson Marinho, Ronaldo Arraes, Almir Bittencourt e Francisco Ramos, componentes da banca de defesa.

Ao professor Antônio Lisboa por haver proporcionado a bolsa para o Doutorado Sanduíche do CNPq no PIMES, sob a supervisão do professor Francisco Ramos.

Aos Professores Fumitoshi Mizutani (Kobe University, Japão), H.Young Kim, (Wester Kentucky University, EUA) pela bondade de enviar por correio aéreo algumas das suas publicações científicas, as quais integraram a bibliografia deste trabalho. Também sou grato ao Professor A.Ronald Gallant (Duke University, EUA) pelos e-mails respondidos.

Aos colegas do BNB pelo apoio recebido. À turma do doutorado, Almir, Henrique, Calina, Marcelo, Rose e Soares pela amizade e solidariedade plantada. Aos amigos Soares, Tarcio Lopes e Luís Otávio pelas contribuições recebidas. Aos funcionários do CAEN, Bibi, Carmem, Jô, Joélia, Márcia e Mônica pela carinhosa atenção dispensada. E ao Kleber pelos descontraídos bate-papos políticos em sua lanchonete.

Finalmente, dedico este trabalho aos meus filhos, Fellipe e Gustavo, e à memória dos meus pais, João Izidoro e Lídia Mendonça.

## RESUMO

No primeiro ensaio deste estudo estima-se uma fronteira estocástica de custo translog para o setor de saneamento básico do país, com o objetivo de verificar as propriedades inerentes à tecnologia de produção e, ainda, estimar o grau de ineficiência técnica presente no setor. Constata-se que o setor não opera com retornos crescentes de escalas, além do mais, o baixo índice de hidrometração e a participação excessiva das despesas de pessoal nos custos totais constituem os principais determinantes da ineficiência do setor. No segundo ensaio, funções de demanda residencial de água são estimadas considerando-se o esquema de tarifas em bloco praticado pelas companhias de água. A progressividade dessas tarifas, ainda que preserve a convexidade do conjunto orçamentário, torna as equações das restrições orçamentárias do consumidor não lineares, o que viola o suposto clássico da exogeneidade das variáveis explanatórias do método dos mínimos quadrados ordinários. Uma conclusão importante do estudo é que a elasticidade-preço do consumo de água é aproximadamente unitária. Finalmente, no terceiro ensaio, busca-se determinar, através do modelo de regulação Ramsey-Boiteux, o par preço-quantidade que maximiza o bem-estar social no setor de saneamento básico, preservando o equilíbrio financeiro do setor. Restrições técnicas na distribuição de água e coleta de esgoto levam as companhias de saneamento a operarem sob regime de monopólio. A solução para evitar o abuso de poder de mercado desse regime seria a regulação de preço pelo custo marginal, mas esta solução não garante o equilíbrio econômico-financeiro do setor. O resultado principal do estudo é que qualquer esquema de reajustamento tarifário deve ser precedido por medidas de incentivo à redução do grau de ineficiência econômica observada no setor.

## PALAVRAS-CHAVE

Primeiro Ensaio: fronteira estocástica de custos, economias de escalas, custos marginais, eficiência e saneamento básico.

Segundo Ensaio: demanda de água, preços não lineares, preços em bloco, máxima verossimilhança, método de Burtless e Hausman.

Terceiro Ensaio: regulação de preço, preço Ramsey-Boiteux, monopólio, índice de Lerner e saneamento básico

## ABSTRACT

The first essay estimates a stochastic translog cost frontier function to Brazilian sanitation enterprises. We intent to verify the properties inherent to the technology production and to estimate the technical inefficiency level present in this industry. It is found the occurrence of decreasing return to scale and that household metering and expenses share on total costs constitute the key determinants of the sector's inefficiency. The second essay estimates residential water demand functions taking into account the block rate pricing schedule usually set by water utilities. The progressive pricing, although preserves the convexity property on the budget set, induces the consumer budget constraints be non-linear, what violates the classical assumption of heterogeneity of the explanatory variables required by the ordinary least squares method. An important conclusion is that price elasticity of water consumption is close to unitary. Finally, the third essay aims to set up the price-quantity pair that maximizes welfare in the basic sanitation, preserving finance sustainability in this sector. Technical constraints on systems of water and sewerage make the sanitation enterprises operate under a monopoly regime. The solution to prevent the abuse of market power by this regime would be the price regulation by marginal cost, however, this solution does not guarantee finance sustainability. The main conclusion is that any scheme of tariff adjustment requires previously to take steps to reduce the high economic inefficiency observed in this industry.

## KEY WORDS

First Essay: stochastic cost frontier, economies of scale, marginal cost, efficiency, and water utilities.

Second Essay: water demand, nonlinear prices, block rate pricing, maximum likelihood, Burtless and Hausman method.

Third Essay: price regulation, Ramsey-Boiteux price rule, monopoly, Lerner index, and basic sanitation

## SUMÁRIO

<b>I. TECNOLOGIA DE PRODUÇÃO E EFICIÊNCIA NO SETOR DE SANEAMENTO BÁSICO... 8</b>	
<b>1. INTRODUÇÃO.....8</b>	
<b>2. O MODELO TEÓRICO DA FUNÇÃO-CUSTO..... 11</b>	
2.1. O problema da maximização de lucro..... 11	
2.2. A função-custo e suas propriedades ..... 11	
2.3. O custo total..... 12	
2.4. A participação dos insumos, flexibilidade do custo e retornos de escala. 12	
2.5. Subaditividade da função-custo e fontes de economias de escopo ..... 14	
2.6. Homoteticidade da função-custo ..... 15	
2.7. Formas funcionais da curva de custo..... 16	
<b>3. ESPECIFICAÇÃO ECONOMETRICA DA FUNÇÃO-CUSTO TRANSLOG A SER APLICADA ..... 17</b>	
3.1. Especificação da tecnologia de produção do setor de saneamento básico 17	
3.2. Restrições à especificação da tecnologia..... 18	
3.2.1. Homogeneidade linear na função-custo translog multiproduto..... 18	
3.2.2. Concavidade da função-custo translog multiproduto ..... 18	
3.3. Derivação da função-custo translog multiproduto a ser estimada. .... 19	
<b>4. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO ESTOCÁSTICA DE CUSTOS E DE MEDIDAS DE EFICIÊNCIA ..... 20</b>	
4.1. Derivação da fronteira estocástica de produção ..... 21	
4.2. Medidas de eficiência Econômica ..... 23	
4.3. O dual da fronteira estocástica de produção ..... 24	
<b>5. DESCRIÇÃO DOS DADOS..... 25</b>	
5.1. Dados para estimação da fronteira estocástica de custos..... 25	
5.2. Dados para estimação da função-ineficiência técnica ..... 30	
<b>6. RESULTADOS E ANÁLISE DA ESTIMAÇÃO DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA DE CUSTO PARA O SETOR DE SANEAMENTO..... 37</b>	
6.1. Resultados estimados da fronteira de custo..... 37	
6.1.1. Significância e sinais esperados das variáveis explicativas..... 38	
6.1.2. Consistência da forma funcional ..... 38	
6.1.3. Homoteticidade da fronteira de custo translog..... 39	
6.1.4. Teste para variação do progresso técnico no tempo ..... 40	
6.1.5. Concavidade..... 40	
6.1.6. Flexibilidade do Custo ..... 40	
6.1.7. Custos marginais e sua não negatividade ..... 41	
6.1.8. Economias de escala..... 44	
6.1.9. Tamanho mínimo da companhia ..... 46	
6.1.10. Subaditividade..... 47	
6.2. Resultados estimados da função de ineficiência..... 48	
6.2.1. Significância estatística e sinais esperados dos parâmetros estimados..... 49	
6.2.2. Testes de hipótese para ineficiência ..... 50	
6.2.3. Resultados e análise da eficiência estimada ..... 51	
<b>7. CONCLUSÕES..... 53</b>	
<b>8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS ..... 57</b>	
<b>APÊNDICES..... 59</b>	

<b>II. ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO LINEARES .....</b>	<b>64</b>
1. INTRODUÇÃO .....	64
2. A ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ESTOCÁSTICO PARA ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO-DEMANDA .....	67
3. A FUNÇÃO-DEMANDA EM CONTEXTO DE PREÇOS EM BLOCO .....	68
3.1. O problema do consumidor .....	70
3.2. A especificação econométrica do modelo de preços em bloco .....	73
4. DESCRIÇÃO DOS DADOS .....	76
4.1. Estatísticas descritivas da base de dados sobre consumo de água .....	77
4.2. Estatística descritiva para o consumo de água por rede .....	79
5. RESULTADOS .....	82
5.1. Resultados da estimação pelo método dos mínimos quadrados ordinários, MQO 83	83
5.2. Resultados da estimação pelo método de Burtless e Hausman .....	83
6. CONCLUSÕES .....	88
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	91
8. APÊNDICES .....	93
<b>III. BEM-ESTAR SOCIAL E REGULAÇÃO DE PREÇO NO SETOR DE SANEAMENTO BÁSICO .....</b>	<b>103</b>
1. INTRODUÇÃO .....	103
2. REGULAÇÃO E SANEAMENTO BÁSICO NO PAÍS .....	107
2.1. Aspectos gerais sobre regulação .....	107
2.2. Regulação pelo custo marginal .....	109
2.3. Regulação pelo custo médio .....	110
2.4. Contratos <i>cost plus</i> .....	111
2.5. Contratos de preços fixos .....	111
2.6. Contratos de incentivos .....	112
2.7. Regulação por taxa de retorno .....	112
2.8. Regulação por preço-teto ( <i>price caps</i> ) .....	113
2.9. Regulação incentivada (compartilhamento de lucro ou custo) .....	115
2.10. Regulação e estrutura institucional do setor de saneamento básico no país 116	116
3. O MODELO DE REGULAÇÃO RAMSEY-BOITEUX .....	120
4. DETERMINAÇÃO DO PREÇO DE RAMSEY- BOITEUX NO SETOR DE SANEAMENTO .....	123
4.1. Considerações Iniciais .....	123
4.2. A estimação dos parâmetros e das equações do modelo .....	124
4.2.1. A função-demanda de água .....	124
4.2.2. A função-custo de produção de água .....	127
4.3. Cálculo do preço e quantidade de Ramsey-Boiteux e do índice de Lerner 130	130

4.4. Análise dos resultados e de suas relações com a eficiência técnica no setor de saneamento .....	135
5. CONCLUSÃO .....	140
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	144

## INTRODUÇÃO

O estado da natureza caracterizado por crise fiscal, liberalização e globalização dos mercados, levou o país a repensar o papel do Estado na economia e implementar um conjunto de reformas que o conduzissem para o caminho da modernidade e da globalização.

A eclosão da crise de endividamento externo, iniciada na década de 80, levou o país a perder sua principal fonte de financiamento para os crescentes déficits públicos, levando-o a uma crise fiscal e, por conseguinte, à retração dos investimentos públicos. A solução encontrada foi admitir a necessidade de um ajuste estrutural no país, batizado por “reforma do Estado”, que, além de reforma constitucional e administrativa, contempla a reforma fiscal, a reforma da previdência social e a privatização das empresas estatais.

Espera-se dessa reforma uma redefinição do papel do Estado, saindo da área de produção de bens, para se concentrar em funções típicas de um Estado moderno, como a de regular conflitos, garantir o direito de propriedade, arrecadar impostos e promover políticas públicas.

Sob esta ótica, a privatização dos monopólios estatais e a desregulamentação da economia constituíram a primeira leva de reformas implementadas no país, a partir dos anos 90, com o objetivo de reduzir o aparato do Estado e liberalizar os mercados de bens e financeiros.

A privatização dos monopólios, ainda que suscetível de questionamentos, enseja o fortalecimento da função reguladora do estado, como uma forma de alcançar a desejada eficiência econômica obtida em mercados competitivos. Com isso, a implementação de uma política de privatização incorre, por um lado, em custos associados à criação e manutenção de uma estrutura regulatória, e por outro, em benefícios advindos dos seguintes objetivos:

a) contribuir diretamente para o equilíbrio das contas públicas, tanto pelo lado da arrecadação, com a venda das empresas, como pelo lado dos gastos públicos, com a desincumbência do Estado de financiar futuros investimentos;

b) possibilitar simultaneamente a realização dos objetivos de eliminação dos monopólios públicos e de redução da participação do Estado na economia;

c) permitir o aumento da eficiência técnica (produtiva) das empresas monopolísticas, já que, uma vez privatizadas, estas empresas ganham mais liberdade e agilidade para ajustar seus custos e aproveitar eventuais oportunidades de mercado;

d) ampliar o leque de mecanismos regulatórios, visando atenuar o problema da ineficiência alocativa dos monopólios;

e) dificultar a utilização das empresas monopolísticas como instrumentos indevidos de políticas macroeconômicas, como congelamento de tarifas, visando o controle inflacionário, ou contenção de investimentos para atender a ajustes monetários.

f) inibir a prática de injunções políticas nas empresas estatais, como favorecimentos localizados, empreguismo, esquemas de corrupções e desvios de recursos.

Dentro deste contexto, surgem as pressões para o país agilizar suas reformas, inclusive, dos organismos multilaterais de financiamento, que passaram a condicionar a concessão de novos financiamentos à manutenção da agenda de reformas, especialmente, quanto ao cumprimento de metas fiscais e monetárias.

Remetendo-se ao setor de saneamento básico no país, cabe questionar como proceder à sua modernização e a universalização do atendimento. A privatização do setor, mesmo já manifestada de interesse por algumas unidades da federação, em função das vantagens imediatas alcançadas com a privatização dos setores de energia e telecomunicações, não parece ser uma solução financeiramente exequível sob a ótica dos investidores privados, considerando-se que somente nas capitais dos estados e municípios de grande porte que as companhias de saneamento alcançam o equilíbrio financeiro operacional. Por outro lado, sabe-se que são, exatamente, nos municípios com menor capacidade de investimento onde os serviços de saneamento são mais precários, assim como, onde se verifica uma maior resistência dos municípios em repassar a concessão operacional dos serviços de saneamento às companhias estaduais.

Mas a preocupação do estudo não é mostrar vantagens ou desvantagens de uma eventual privatização ou municipalização das companhias de saneamento básico, e sim apontar alguns elementos-chave necessários à concepção de um marco regulatório para o setor, que independentemente do modelo de gestão a ser adotado, possibilite, além do aumento no atendimento, na qualidade e na eficiência da prestação dos serviços, a sustentabilidade financeira do setor no longo prazo. Esta sustentabilidade implica em gerar uma taxa de rentabilidade financeira que garanta o autofinanciamento do setor e o interesse do investidor, seja público, privado ou de parcerias público-privadas.

Tais elementos referem-se às características associadas a tecnologia de produção do setor de saneamento, aos custos médios e marginais de operação, ao grau de eficiência econômica, aos parâmetros de demanda e a um modelo de regulação tarifária que, além de maximizar o bem-estar do consumidor, preserve o equilíbrio financeiro do setor de saneamento.

Em um setor monopolizado, conhecer a estrutura de custos é de fundamental importância para o sucesso de qualquer marco regulatório. Ainda que a maior parte dos modelos tarifários se baseie no custo médio de longo prazo, somente a tarifa pelo custo marginal maximiza o bem-estar social, ao induzir o monopólio a agir como uma empresa no mercado competitivo. Além do mais, implementar políticas de saneamento que incentivem cisões dos sistemas, como pretendida pelos defensores da municipalização das companhias, desconsiderando-se a existência de propriedades como economias de escalas e de escopo, pode resultar em maior perda de eficiência econômica no setor, uma vez que, na presença de economias de escalas, quanto maior for a escala de produção do bem, menor será o seu custo de produção.

Além da necessidade de extensas redes para adução de água e de esgotamento sanitário, que impedem o surgimento de mais de uma empresa numa mesma área, fatores como a necessidade de grandes investimentos iniciais, levam o setor de saneamento a determinar um preço que se diferencia do obtido numa solução de equilíbrio competitivo.

Por outro lado, implementar uma política de reestruturação tarifária objetivando simplesmente o equilíbrio financeiro da empresa, sem averiguar o grau de eficiência técnica e alocativa presente no setor, pode resultar em um prêmio à ineficiência, em prejuízo ao bem-estar da sociedade, com a manutenção de uma empresa ineficiente.

Uma forma de mensurar o grau de eficiência num setor é empregar uma fronteira estocástica de produção e, em seguida, comparar o produto potencial definido nesta fronteira com o produto observado na empresa, para um dado vetor de insumos. Neste estudo, foi estimada uma fronteira estocástica de custo que além de caracterizar a tecnologia de produção, permite, da mesma forma, medir o grau de eficiência do setor, uma vez que a mesma representa o dual da função de produção e ainda apresenta algumas vantagens, como lidar com tecnologias multiprodutos.

A estimação de uma função-demanda de água reveste-se de significativa importância para implementação de políticas voltadas para a regulação, modernização e ampliação do setor de saneamento básico de água e esgoto no Brasil. A obtenção dos parâmetros de elasticidades (preço ou renda) da demanda de água constitui-se num importante instrumento na definição de uma política de regulação tarifária para o setor de saneamento, ao revelar a sensibilidade do consumidor frente às variações de preço ou da renda.

Em termos de expansão do setor de saneamento, a disponibilidade de uma função-consumo de água é a base para o dimensionamento dos sistemas de abastecimento de água e esgoto, ao permitir que as suas vazões físicas sejam projetadas de acordo com o consumo *per capita* estimado na função, que, por sua vez, considera o impacto das variáveis socioeconômicas constantes na função, especialmente, quanto ao efeito-renda no consumo futuro d'água.

Uma função-demanda também fornece a disposição a pagar do consumidor a partir do seu perfil socioeconômico, o que permite avaliar o hiato existente entre o custo econômico (a tarifa) e a disposição a pagar para cada nível demandado pelo consumidor. Uma aplicação interessante dessa análise é averiguar a necessidade de subsídios ou de preços discriminatórios, tal como o subsidio cruzado, para determinados extratos da população, cuja disposição a pagar esteja abaixo do custo médio de provisão desse bem.

Outra vantagem oferecida por uma curva de demanda de água é o seu emprego na avaliação socioeconômica de alternativas de projetos de saneamento, considerando-se que o benefício econômico proporcionado por qualquer alternativa de abastecimento de água é dado pela integração da curva de demanda até o ponto de água consumida (excedente bruto do consumidor).

A questão da regulação econômica para o setor de saneamento envolve ainda uma série de problemas a serem resolvidos previamente ao desenho de um marco regulatório para o setor. A começar pela definição clara das regras do jogo a serem estabelecidos no marco institucional. Regulações arbitrárias e sem bases coerentes de sustentação geram incertezas e podem converter-se em fontes de indefinição nos direitos de propriedade, sendo imprescindível para uma regulação econômica eficiente a existência de uma institucionalidade que defina as regras pelas quais vão se pautar as decisões dos agentes produtivos, tais como formas de concorrência, acesso às inovações tecnológicas e internalização das externalidades.

O problema da informação imperfeita constitui outro desafio para a complexa tarefa de regulação de monopólios, e, segundo, a teoria econômica da regulação, para se obter um nível ótimo de regulação exige-se do regulador um acúmulo de informações que vão desde a caracterização da tecnologia de produção a estimação de parâmetros de custos operacionais. São informações que, dificilmente podem ser extraídas de custos históricos constantes em demonstrativos contábeis, ou que se tornam cada vez mais complexas à medida que as empresas sofisticam seus processos produtivos ou expandem seus níveis de integração vertical.

Um outro desafio para a regulação do setor de saneamento será o desenho de mecanismos que simulem as condições de um mercado competitivo para o setor, a fim de proporcionar à população um serviço mais eficiente e ao menor custo possível.

O problema na determinação de preços em empresas monopolísticas de saneamento básico, com objetivos de maximização de bem-estar e de sustentabilidade financeira do setor, é da maior relevância, tendo em vista à essencialidade dos serviços de prestação de água tratada, tanto para a satisfação das necessidades básicas humanas, a qual requer uma dotação mínima diária, como pela geração dos benefícios diretos e indiretos advindos do seu consumo - redução das taxas de morbidade e mortalidade provocadas por enfermidades de origem hídrica.

Diversas modelagens de tarifação vêm sendo aplicadas atualmente nas concessionárias de serviços públicos no país, sempre buscando atender simultaneamente objetivos de recuperação de custos de exploração e de expansão dos sistemas, com um nível mínimo de cobertura populacional, continuidade, mas nenhuma delas leva em consideração o bem-estar do consumidor.

Neste estudo, apresenta-se uma aplicação do modelo Ramsey-Boiteux no setor de saneamento básico, que diferentemente dos demais modelos, o regulador busca maximizar o bem-estar do consumidor sujeito à restrição do equilíbrio financeiro da empresa. Mesmo tratando-se de uma solução que exige informações complexas sobre parâmetros de custo, o modelo Ramsey-Boiteux é factível de aplicação e proporciona a melhor solução para o atual dilema enfrentado pelo setor de saneamento, ou seja, necessidade de expansão frente à defasagem tarifária e restrições fiscais do setor público para aporte de recursos.

Para se ter uma idéia da importância desse tema, vale a pena lembrar que, embora o Brasil concentre 13,7% da água doce superficial no mundo e sua produção hídrica alcance 8.160 km<sup>3</sup> por ano, no entanto, 33% da população brasileira ainda não dispõe de acesso à água potável. Na zona urbana, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar, para 2002, mostram que 9,7% da população ainda não tem acesso à rede de abastecimento e somente 51,7% dessa população é atendida por rede de esgotamento sanitário. Há uma relação direta entre saneamento ambiental, saúde pública e qualidade de vida. Segundo a Organização Mundial de Saúde, quase 25% dos leitos hospitalares do mundo estão ocupados por pacientes portadores de doenças veiculadas pela água. Quanto ao Brasil, 60% das internações da população infantil (indicadores referentes à média nacional) têm como causas doenças de veiculação hídrica. Estima-se ainda que, a ampliação de 1% da cobertura sanitária da população de um a cinco salários mínimos reduziria em 6,1% as mortes na infância.

Por outro lado, o próprio diagnóstico do PMSS demonstra que apesar de esforço empreendido para modernização do setor, tem-se ainda que em média cerca de 45% de toda água produzida e tratada pelas companhias de saneamento no país é perdida na rede de distribuição, quando o valor de *benchmark* nos países europeus fica abaixo dos 15%, em perdas de distribuição. Além do mais, tudo o que foi feito para a reestruturação tarifária do setor, até agora, conseguiu equilibrar apenas fluxo entre despesas e receitas operacionais de algumas poucas empresas do setor.

O primeiro ensaio deste estudo averigua quais propriedades estão associadas à tecnologia de produção do setor de saneamento básico do país. Para tanto, estima uma fronteira estocástica de custo translog que, além de melhor atender aos requerimentos da tecnologia de produção do setor, permite estimar o grau de eficiência técnica presente no setor. Uma primeira constatação sobre os serviços de

água e esgotamento é que o setor opera com retornos decrescentes, por conseguinte, quanto maior for o porte da companhia de saneamento maior será o seu custo marginal de produção. Por outro lado, o baixo índice de hidrometração e participação excessiva das despesas de pessoal nos custos totais constituem os principais determinantes da ineficiência do setor.

O segundo ensaio tem como objetivo estimar funções de demanda residencial de água, levando em consideração o esquema de tarifas em bloco praticado pelas companhias de água. A lógica do esquema é aplicar tarifas progressivas por faixas de consumo, de forma que os maiores consumidores possam subsidiar aqueles de baixa renda. A progressividade dessas tarifas, ainda que preserve a convexidade do conjunto orçamentário, tornam as equações das restrições orçamentárias do consumidor não lineares e ainda viola o suposto clássico da exogeneidade das variáveis explanatórias exigido pelo método dos mínimos quadrados ordinários na estimação dessas funções. Para contornar este problema, será empregado o modelo de escolha contínua/discreta de Burtless e Hausman. Uma conclusão importante é que a elasticidade-preço do consumo de água é aproximadamente unitária, diferentemente dos resultados mencionados na literatura nacional que sempre concluíram pela inelasticidade do consumo de água frente a variações de preço.

O terceiro ensaio buscar determinar o par preço-quantidade que maximiza o bem-estar social no setor de saneamento básico sob um ambiente de regulação de preço segundo melhor (*second best*). Restrições técnicas na distribuição de água e coleta de esgoto levam as companhias de saneamento a operarem sob regime de monopólio. Para evitar abuso de poder de mercado por essas companhias, a solução de eficiência de Pareto seria a regulação de preço pelo custo marginal (*first best*). Entretanto, na ausência de transferências governamentais, essa solução não garante o equilíbrio financeiro do setor.

# I. TECNOLOGIA DE PRODUÇÃO E EFICIÊNCIA NO SETOR DE SANEAMENTO BÁSICO

## 1. INTRODUÇÃO

O setor de saneamento básico do país, embora considerado um serviço essencial à população, não vem recebendo a devida prioridade na agenda das políticas públicas. A pesquisa Nacional de Saneamento Básico (PNSB) do IBGE-2000 mostra um quadro desalentador para o país: 47,8% dos municípios não têm serviços de esgoto sanitário, 68,5% dos resíduos das grandes cidades são jogados em lixões e alagados e somente 451 cidades de um universo que supera a cinco mil fazem coleta seletiva de detritos.

Em um setor monopolizado, conhecer a estrutura de custos é de fundamental importância para o sucesso de qualquer marco regulatório. Ainda que a maior parte dos modelos tarifários se baseie no custo médio de longo prazo, somente a tarifa pelo custo marginal maximiza o bem-estar social, ao induzir o monopólio a agir como uma empresa no mercado competitivo. Além do mais, implementar políticas de saneamento que incentivem a integração de sistemas (fusões) ou as cisões, como defendidas pelos defensores da municipalização dos sistemas, desconsiderando-se a existência de propriedades como economias de escalas e subaditividade de custos, pode piorar mais ainda a eficiência econômica do setor.

A presença de economias de escalas em um processo produtivo implica que quanto maior for a escala de produção do bem, menor será o seu custo de produção. Logo, retornos crescentes de escala e mercados competitivos são incompatíveis, pois não há solução para o problema de maximização de lucro da firma. Em uma firma monoproduto, são os retornos crescentes de escala ao longo do intervalo relevante de produção que a transforma em um monopólio natural, enquanto que numa firma multiproduto é a propriedade da subaditividade de custos que a leva a esse tipo de monopólio, representando esta propriedade uma situação em que os custos de produção em conjunto serão sempre menores do que os da produção em separada, para qualquer escala de produção ou combinação de produtos.

Essas propriedades geralmente estão presentes nas chamadas empresas de utilidade pública tais como em telecomunicações (chamadas de curta e longa distância), geração de energia elétrica (horas de pico e de baixa), linhas aéreas e ferrovias (transporte de carga e passageiros), saneamento (água bruta e residencial).

Sob uma perspectiva de empresas prestadoras de dois bens (água e esgoto), somente a constatação da ausência de subaditividade de custos nas companhias de saneamento justificaria qualquer política de incentivo à cisão dessas companhias em unidades de produção menores ou que igualem à escala mínima de eficiência econômica. Por outro lado, enquanto prestadora de um único bem, o saneamento básico, a simples constatação de economias de escalas nas companhias de saneamento garante que a forma mais eficiente de prestação do serviço é através de uma única empresa: o monopólio natural.

Ressalte-se ainda que a busca da eficiência econômica num mundo “segundo melhor” não ocorre simplesmente com privatização ou quebra do monopólio. Qualquer mecanismo de incentivo a um ambiente competitivo num setor com poder de mercado deve primeiramente assegurar a ausência de qualquer barreira à entrada e à saída. São estas barreiras, a exemplo dos custos de inversões não recuperáveis, comuns no setor de saneamento básico, que violam os pressupostos dos chamados mercados contestáveis<sup>1</sup>.

Outro aspecto importante a ressaltar é a natureza econômica do serviço prestado pelas empresas de saneamento. O fornecimento de água tratada e a coleta de esgotos caracterizam um serviço portador de externalidades. Como tais, o nível de equilíbrio de provisão (ou de consumo) quando ofertado (ou consumido) por um agente privado tende naturalmente a se desviar do nível de equilíbrio social, sendo, por conseguinte, imprescindível a imposição de um mecanismo regulatório para corrigir tal desvio.

Não obstante a importância do tema, a literatura sobre a tecnologia de produção das companhias de saneamento do país é bastante escassa, explicada em parte pela indisponibilidade de dados operacionais (físicos e financeiros) do setor. Ressalte-se que até a implementação efetiva do Plano Nacional de Saneamento, Planasa, em 1971, os serviços de água e esgoto sanitários no país eram desprovidos de qualquer estrutura empresarial, sendo ofertados por diversos órgãos governamentais. Sobre estudos similares no Brasil, tem-se conhecimento apenas da dissertação de mestrado de CARVALHO (1994), que, ao estimar uma curva de custo translog, conclui que o setor trabalha com retornos constantes de escala.

---

<sup>1</sup> Entre esses pressupostos, valem destacar os seguintes: (i) inexistência de inversões não recuperáveis (*no sunk costs*); (ii) alto nível de integração vertical; (iii) alta flexibilidade para mobilização do capital; e (iv) homogeneidade do processo produtivo. Uma discussão mais aprofundada destes pressupostos encontra-se em CARVALHO, Jr. *Mercados contestáveis, firma multiproduto e a função de custos: um novo paradigma para a regulamentação do setor de saneamento básico do Brasil*. Dissertação de Mestrado em Economia, UFC-CAEN, Fortaleza (1994)

A literatura estrangeira sobre funções-custo no setor de saneamento é mais extensa, com destaque para os estudos sobre economias de escala e de escopo de KIM (1988) e de MIZUTANI e URAKAMI (2001). Kim, ao estimar uma função-custo translog para sessenta companhias multiprodutos de água residência e não residencial dos Estados Unidos para o ano de 1973, constatou que não havia economias de escala operacionais significativas para essas companhias como firmas multiprodutos, mas apenas como fornecedoras de água não residencial. As economias de escala obtidas no tratamento de água eram perdidas na sua distribuição. Essas companhias, porém, experimentavam economias de escopo na produção conjunta dos dois tipos de água.

O Estudo do Mizutani e Urakami foi aplicado em 113 companhias de saneamento do Japão, com dados de 1994, verificando-se a existência de economias de densidade<sup>2</sup> de rede no setor, porém, apresentando deseconomias de escala no ponto médio amostral. O estudo também estimou em 766 mil consumidores, em termos de população atendida, como o tamanho ótimo das companhias, ou seja, a escala mínima de eficiência.

O objetivo deste estudo é então estimar uma fronteira estocástica de custo para o setor de saneamento básico do país, de forma a alcançar dois objetivos específicos: i) verificar que propriedades estão associadas à tecnologia de produção do setor; e ii) estimar o nível de eficiência econômica que o setor vem operando. Para tanto, o estudo será desdobrado em seis seções, além desta introdução e das conclusões. A primeira seção, o *modelo teórico da função-custo*, aborda os principais conceitos e propriedades que devem ser considerados em qualquer estudo empírico de uma função-custo. A seção seguinte, *especificação econométrica da função-custo translog a ser aplicada*, apresenta uma especialização da função-custo, o modelo transcendental logaritmo, translog, como a que melhor satisfaz as propriedades teóricas apresentadas na seção anterior sobre a função-custo. A quarta seção, *especificação da fronteira estocástica de custos e medidas de eficiência*, apresenta sucintamente a derivação da fronteira estocástica e o conseqüente grau de eficiência econômica, medido pela distância entre o nível observado de produção de uma empresa e aquele pertencente à fronteira estimada para esta empresa. Na quinta seção, constam as estatísticas descritivas da base de dados empregada no estudo.

---

<sup>2</sup> Economias de densidade de rede são definidas em termos do aumento relativo da produção resultante de um aumento proporcional em todos os insumos, mas mantendo-se constantes a condição da rede. Uma medida dessas economias é o inverso da elasticidade-produção da função-custo, quando todas as demais variáveis da função são mantidas constantes.

Os resultados e análise do estudo, segmentados para a fronteira estocástica e para os parâmetros da função-ineficiência estimada estão apresentados na sexta seção.

## 2. O MODELO TEÓRICO DA FUNÇÃO-CUSTO

### 2.1. O problema da maximização de lucro

Uma consequência importante do problema de maximização de lucro de uma firma é que não há como produzir um mesmo nível de produção por um custo menor. Assim, o problema de minimização de custo torna-se o dual do problema de maximização de lucro. Além disso, quando a tecnologia de produção exhibe retornos crescentes de escala, o problema de maximização de lucros não é definido, uma vez que o lucro máximo não existe.

O problema de minimização de custo pode ser definido como:

$$\begin{array}{ll} \text{Min } w \cdot z & \\ z \geq 0 & \\ \text{sujeito a } & f(z) \geq q \end{array}$$

Onde  $z$  especifica um vetor não negativo de insumos;  $w$ , os preços respectivos deste vetor;  $f(z)$ , a função de produção; e  $q$ , as quantidades produzidas. O valor otimizado do problema de maximização é dado pela função-custo,  $C(w,q)$ , definida na subseção seguinte.

### 2.2. A função-custo e suas propriedades

O valor mínimo do custo total,  $c$ , pode ser expresso como uma função dos preços dos insumos e do nível de produção:

$$c = C(w, q) \tag{2.1}$$

A função-custo  $c$  é o dual da função produção e proporciona uma descrição alternativa da tecnologia de produção de uma firma. Seguindo-se a linha desenvolvida por MAS-COLLEL, A.; WHINSTON M.D.; GREEN, J.R. (1995), a função-custo de uma tecnologia *single-product*  $q$ , denotada por  $c(\cdot)$ , com função de produção  $f(\cdot)$  e respectiva função de demanda de insumos,  $z(w,q)$  é caracterizada pelas seguintes propriedades:

- i)  $c(\cdot)$  é homogênea de primeiro grau,  $HG(1)$ , em  $w$  e não decrescente em  $q$ ;
- ii)  $c(\cdot)$  é uma função côncava em  $w$ ;

- iii) se os conjuntos  $\{z \geq 0: f(z) \geq q\}$  são convexos para qualquer  $q$ , então  $Y = \{(w, z, q): w \cdot z \geq c(w, q) \text{ para todo } w \gg 0\}$ ;
- iv)  $z(\cdot)$  é homogênea de grau zero, HG(0), em  $w$ ;
- v) se o conjunto  $\{z \geq 0: f(z) \geq q\}$  for convexo, então  $z(w, q)$  será um conjunto convexo. Mais ainda, sendo  $\{z \geq 0: f(z) \geq q\}$  um conjunto estritamente convexo, então  $z(w, q)$  tem solução única (*single-valued*);
- vi) (Lema de Shepard). Se  $z(w, q)$  consiste de um único ponto, então  $c(\cdot)$  será diferenciável com respeito a  $w$  em  $\hat{w}$  e  $\nabla_w c(\hat{w}, q) = z(\hat{w}, q)$
- vii) Se  $z(\cdot)$  for diferenciável em  $w$ , então  $D_w z(\hat{w}, q) = D_w^2 c(\hat{w}, q)$  será uma matriz simétrica, semi-definida negativa, com  $D_w z(\hat{w}, q) = 0$ .
- viii) Se  $f(\cdot)$  for HG(1) (ie, exibe retornos constantes de escala), então  $c(\cdot)$  e  $z(\cdot)$  serão HG(1) em  $q$ ;
- ix) Se  $f(\cdot)$  for côncava, então  $c(\cdot)$  será uma função convexa de  $q$  (em particular, os custos marginais são não decrescentes em  $q$ ).

Sendo que as sete primeiras propriedades se mantêm para uma tecnologia de produção do tipo multiproduto<sup>3</sup>.

### 2.3. O custo total

O custo total é definido como a soma das despesas com todos os insumos incorridas por uma firma, ou seja:

$$c = \sum_{j=1}^J w_j z_j. \quad (2.2)$$

onde  $w_j$  especifica o preço do insumo  $z_j$ .

### 2.4. A participação dos insumos, flexibilidade do custo e retornos de escala

Define-se a participação,  $s_j$ , do custo do insumo  $z_j$  sobre o custo total como:

$$s_j = \frac{w_j z_j}{c} \quad (j = 1, 2, \dots, J) \quad (2.3)$$

<sup>3</sup> A demonstração destas propriedades é facilmente encontrada em qualquer manual de microeconomia de nível mais avançado, por exemplo MAS-COLLEL; A.WHINSTON M.D.; GREEN, J.R, (1995)

A diferenciabilidade da função-custo permite expressar as participações de custos de todos os insumos como as elasticidades da função-custo com respeito aos preços dos insumos:

$$s = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln w}(w, q) \quad (2.4)$$

Em seguida, pode-se definir um índice de retorno de escala,  $sq$ , como a elasticidade da função-custo com respeito ao nível de produto:

$$sq = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln q}(w, q) \quad (2.5)$$

Esta elasticidade também é referida como a flexibilidade do custo, cujo recíproco corresponderá ao grau de retornos de escala, sendo este definido como a elasticidade do produto com respeito a um aumento proporcional em todos os insumos. Se o valor do grau de retorno de escalas de um processo produtivo for menor, igual ou maior do que a unidade, diz-se haver retornos decrescentes, constantes ou crescentes de escala. Tem-se com isso, a seguinte fórmula para determinar o grau de retornos de escala  $rs_q$ :

$$rs_q = \frac{1}{i' \frac{\partial \ln c}{\partial \ln w}} = \frac{1}{sq} \quad (2.6)$$

Ressalta-se que, dado que a função-custo é HG(1) nos preços dos insumos, as equações de participações de custo e da flexibilidade do custo são HG(0), enquanto a soma das participações igualam a unidade, ou seja,

$$i'v = i' \left( \frac{\partial \ln c}{\partial \ln w} \right) = 1$$

sendo que  $i$  é um vetor de unidades.

De acordo com LOOTY (2002), as economias de escala estão associadas a dois tipos de fontes, quais sejam, economias de escala reais e economias de escala pecuniárias. Enquanto estas últimas são explicadas pela redução de preço dos insumos à medida que quantidades maiores desses insumos sejam adquiridas, as economias de escala reais decorrem em função das seguintes fontes:

- i) *ganhos de especialização* - um nível maior de produção sempre enseja uma maior divisão do trabalho, permitindo uma especialização maior da força de trabalho e das próprias máquinas e, com isso, menores custos;
- ii) *indivisibilidade técnica* – esta fonte se relaciona com tamanho dos equipamentos industriais ou da planta produtiva, as quais nem sempre são adquiridas pelo tamanho exato das necessidades pretendidas. Assim, a capacidade ociosa adquirida passa a constituir-se numa fonte de retornos crescentes de escala em razão de uma maior utilização destes equipamentos;
- iii) *economias de geométricas* – esta fonte também está relacionada com o tamanho do equipamento industrial. Em muitos processos industriais verifica-se que, embora o nível de produção cresça proporcionalmente com a capacidade da planta, os seus custos não crescem na mesma proporção;
- iv) *economias relacionadas à lei dos grandes números* – quanto maior for o tamanho da planta produtiva, menor deve ser o estoque proporcional de equipamentos de manutenção e reposição, assim como ocorre com o pessoal de plantão.

## 2.5. Subaditividade da função-custo e fontes de economias de escopo

O conceito apropriado para definir um monopólio natural é o de subaditividade de custos. BAUMOL, PANZAR e WILLIG (1982) definem um setor industrial como monopólio natural se, ao longo do intervalo relevante de produção, a função-custo for subaditiva. Uma função é dita estritamente subaditiva se, para qualquer J-upla de produtos  $q_1, q_2, \dots, q_J$ ,

$$C\left(\sum_{j=1}^J q_j\right) < \sum_{j=1}^J C(q_j) \quad (2.7)$$

A subaditividade implica que custa menos produzir os vários produtos juntos do que produzi-los separadamente.

Para o caso de uma empresa multiproduto a subaditividade se generaliza naturalmente. Suponha  $q$  seja agora um vetor de produção ou um plano:  $q = (q_1, q_2, \dots, q_L)$  para os  $L$  produtos. Faça  $q_1, q_2, \dots, q_J$  denotar os  $J$  vetores (onde sobrescritos indicam índice de produção e subscritos, índice dos bens). A função-custo  $C$  é dita estritamente subaditiva se:

$$C\left(\sum_{j=1}^J q^j\right) < \sum_{j=1}^J C(q^j). \quad \text{para todo } q \text{ tal que } \sum_{j=1}^J q^j \neq 0. \quad (2.8)$$

Esta definição fornece também uma formulação para economias de escopo. Por exemplo, sejam  $q_1$  e  $q_2$  duas quantidades de dois bens distintos. Então, para que uma função-custo seja estritamente subaditiva (i.e., apresentar economias de escopo) deve-se ter:

$$C(q_1, q_2) < C(q_1, 0) + C(0, q_2) \quad (2.9)$$

onde  $(C(q_1, 0)$  e  $C(0, q_2))$  são chamados custos *stand-alone*.

Agora é importante perceber que, no caso multiproduto, o importante para satisfazer a expressão (2.8) é a presença de economia de escopo e não mais a existência de economias de escala como é o caso *single-output*.

A existência de economias de escopo implica que os custos médios da empresa se reduzem à medida que haja uma diversificação de produtos. Na prática, é comum mencionar três fontes de economias de escopo, a saber:

- i) existência de fatores comuns - determinados fatores de produção são adquiridos uma única vez. Uma vez adquiridos, sua utilização posterior na produção de outros bens não implica em qualquer custo adicional para a empresa. O exemplo mais comum é o de aquisição de um gerador para eventuais interrupções da energia elétrica;
- ii) existência de reserva de capacidade – em determinadas situações alguns insumos podem ser compartilhados para produzir vários produtos em função do seu processo produtivo. A existência de capacidade ociosa sobre a principal linha de produção cria um incentivo para a empresa empregá-la na produção de outros bens;
- iii) complementaridades tecnológicas e comerciais - alguns processos produtivos apresentam complementaridades tecnológicas e comerciais na produção de alguns bens, especialmente aqueles bens que apresentam similaridades em termos de base técnica ou de mercado, naturalmente que um produtor de lã de ovelha produz a pele a um custo menor.

## 2.6. Homoteticidade da função-custo

A função-custo é dita homotética se e somente se for separável nos preços dos  $J$  insumos  $\{w_1, w_1, \dots, w_J\}$ , tal que:

$$c = C[W(w_1, w_2, \dots, w_J), q] \quad (2.10)$$

onde a função  $W$  é homogênea de grau um,  $HG(1)$ , e independente do nível de produto,  $q$ . A função-custo é homotética se e somente se a função de produção for homotética, onde

$$q = F[G(z_1, z_2, \dots, z_J)] \quad (2.11)$$

onde a função  $G$  é  $HG(1)$ . Como a função-custo é  $HG(1)$  nos preços dos insumos, é também  $HG(1)$  na função  $W$ , a qual pode ser interpretada como o índice de preço para um único insumo agregado. A função  $G$  corresponde ao índice de quantidade. Além disso, a função-custo pode ser representada como o produto do índice de preço do insumo agregado  $w$  e da função, digamos,  $g$ , do nível de produto:

$$c = f(w_1, w_2, \dots, w_J) \cdot g(q). \quad (2.12)$$

Sob homoteticidade, a flexibilidade do custo,  $sq$ , é independente dos preços dos insumos:

$$sq = \frac{\partial \ln g(q)}{\partial \ln q} \quad (2.13)$$

Se a flexibilidade do custo for também independente do nível de produção, a função-custo é homogênea no nível do produto e a função de produção é homogênea no índice de quantidade do insumo agregado  $G$ .

## 2.7. Formas funcionais da curva de custo

A estimação de funções custo ou de produção requer a seleção de uma forma funcional que satisfaça às seguintes propriedades:

- i) seja suficientemente flexível de tal forma que possa acomodar as várias estruturas de produção; e
- ii) satisfaça as propriedades discutidas anteriormente (ou permitam a imposição desta propriedade através da aplicação de restrições apropriadas).

Uma função que satisfaz essas propriedades é a forma funcional translog.

### 3. ESPECIFICAÇÃO ECONOMÉTRICA DA FUNÇÃO-CUSTO TRANSLOG A SER APLICADA

#### 3.1. Especificação da tecnologia de produção do setor de saneamento básico

A rigor, as empresas de saneamento no país se caracterizam pela prestação de dois serviços (fornecimento de água tratada e esgotamento sanitário) que resulta numa tecnologia multiproduto. Em todas as fases do processo produtivo<sup>4</sup>, verificam-se que diversos itens de investimento não são recuperáveis (*sunk costs*), fato que propicia o surgimento de monopólios no setor.

Segundo o diagnóstico do Sistema Nacional de Informação do Setor de Saneamento, SNIS, do ano de 2001, do Programa de Modernização do Setor de Saneamento, PMSS (2001), os componentes principais dos custos incorridos pelas empresas de saneamento em seu processo produtivo estão relacionados aos seguintes fatores: i) pessoal próprio; ii) depreciação e amortização do capital financiado; e iii) energia elétrica. Em conjunto, esses três fatores respondem por cerca de 89% dos custos totais, assim distribuídos 46,0%, 30,8% e 12,2%, respectivamente.

Considerando-se esse processo tecnológico, tem-se que a especificação da função-custo multiproduto translog em sua forma determinística é dada pela seguinte expressão:

$$\ln c(w, q) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \sum_{s=1}^2 \gamma_s \ln q_s + \frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{h=1}^2 \gamma_{sh} \ln q_s \ln q_h + \sum_{i=1}^3 \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln w_i \ln q_s \quad (3.1)$$

Em que

$\ln$  expressa o logaritmo na base natural;

$\alpha_0$ : coeficiente que expressa o termo constante da função-custo;

$\alpha_i$ : coeficiente do custo unitário do insumo  $i$  considerado na função (no caso,  $w_1$ =mão-de-obra,  $w_2$ =energia elétrica e  $w_3$ =capital);

$\delta_{ij}$ : coeficiente do termo do produto cruzado entre o custo unitário do insumo  $i$  e o insumo  $j$ ;

<sup>4</sup> Para o caso de água as fases principais do processo produtivo são: produção, adução, tratamento e distribuição; e para esgoto: coleta e tratamento.

$\gamma_s$ : coeficiente da quantidade do bem  $q_s$  produzido (no caso,  $q_1$ =água e  $q_2$ =esgotamento,);

$\gamma_{sh}$ : coeficiente do termo do produto cruzado entre a quantidade do bem  $s$  produzido e a quantidade  $h$  do outro bem;

$\lambda_{is}$ : coeficiente do termo do produto cruzado entre o custo unitário do insumo  $i$  e a quantidade produzida do bem  $s$ .

### 3.2. Restrições à especificação da tecnologia

#### 3.2.1. Homogeneidade linear na função-custo translog multiproduto

Para a função-custo multiproduto translog atender à propriedade de homogeneidade linear nos preços mencionada no item (i) da subseção 2.2, impõe-se as seguintes restrições<sup>5</sup> aos coeficientes do modelo expresso na equação (3.1).

$$\sum \alpha_i = 1 ; \quad \sum \delta_{ij} = 0; \text{ e } \quad \sum \lambda_{is} = 0 \quad (3.2)$$

#### 3.2.2. Concavidade da função-custo translog multiproduto

Para a função-custo multiproduto translog atender a propriedade de concavidade em relação aos preços dos insumos é preciso que a matriz das derivadas de segunda ordem em relação aos preços (matriz de Hessianos, H)

$$H = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 c}{\partial w_1^2} & \Lambda & \frac{\partial^2 c}{\partial w_1 \partial w_n} \\ M & K & M \\ \frac{\partial^2 c}{\partial w_n \partial w_1} & \Lambda & \frac{\partial^2 c}{\partial w_n^2} \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

seja semidefinida negativa. A implicação desta condição sob os parâmetros  $\delta_{ij}$  na equação (3.1) está ilustrada no Apêndice B deste estudo, baseado em BARBOSA (1985). Através deste Apêndice fica evidente a mão-de-obra requerida para impor tal condição a uma função multiproduto com três insumos. Assim, seguindo a linha de SHIN e YING (1992), em vez de impor de forma *ex-ante* as restrições de concavidade na estimação da função-custo translog, estima-se a função livremente, em seguida, emprega-se uma das definições de concavidade de uma função para efeito de

<sup>5</sup> O apêndice A deste estudo deriva estas condições.

averiguar se a função estimada sem restrições é de fato côncava em relação aos preços dos fatores observados na amostra.

### 3.3. Derivação da função-custo translog multiproduto a ser estimada.

Além das restrições de homogeneidade linear da função-custo, deve-se ainda levar em consideração as condições de simetria da função translog:

$$\delta_{ij} = \delta_{ji}, \quad \gamma_{sh} = \gamma_{hs}, \quad \lambda_{is} = \lambda_{si} \quad \text{para todo } i, j, s, h \quad (3.4)$$

Substituindo estas condições e, em seguida, as restrições de homogeneidade linear da equação (3.2) na equação (3.1), obtêm-se a equação de custo translog em sua forma determinística, a saber:

$$\begin{aligned} \ln[c(w, q) / w_3] &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(w_1 / w_3) + \alpha_2 \ln(w_2 / w_3) \\ &+ \delta_{12} \ln(w_1 / w_3) \ln(w_2 / w_3) + 1/2[\delta_{11} \ln^2(w_1 / w_3) + \delta_{22} \ln^2(w_2 / w_3)] \\ &+ \gamma_1 \ln q_1 + \gamma_2 \ln q_2 + 1/2(\gamma_{11} \ln^2 q_1 + \gamma_{22} \ln^2 q_2) + \gamma_{12} \ln q_1 \ln q_2 \\ &+ \lambda_{11} \ln q_1 \ln(w_1 / w_3) + \lambda_{21} \ln q_1 \ln(w_2 / w_3) + \\ &\lambda_{12} \ln q_2 \ln(w_1 / w_3) + \lambda_{22} \ln q_2 \ln(w_2 / w_3) \end{aligned} \quad (3.5)$$

Para efeito de estimação econométrica da equação (3.5), adiciona-se, ao lado direito, o termo estocástico,  $v$ , da função, onde este termo representa uma medida de erro de mensuração das variáveis ou de fatores aleatórios não especificados no modelo, normalmente, assume-se que  $v$  seja independente e identicamente distribuído como uma variável normal com média zero e variância constante,  $\sigma_v^2$ . Além disso, considerando-se que serão utilizados dados de painéis para quatro anos seguidos na estimação da função, será acrescentada uma variável de tendência,  $T$ , e seu quadrado para levar em conta a possibilidade de variação técnica no processo de produção<sup>6</sup> ao longo do tempo.

$$\begin{aligned} \ln[c(w, q, T) / w_3] &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(w_1 / w_3) + \alpha_2 \ln(w_2 / w_3) \\ &+ \delta_{12} \ln(w_1 / w_3) \ln(w_2 / w_3) + 1/2[\delta_{11} \ln^2(w_1 / w_3) + \delta_{22} \ln^2(w_2 / w_3)] \\ &+ \gamma_1 \ln q_1 + \gamma_2 \ln q_2 + 1/2(\gamma_{11} \ln^2 q_1 + \gamma_{22} \ln^2 q_2) + \gamma_{12} \ln q_1 \ln q_2 \\ &+ \lambda_{11} \ln q_1 \ln(w_1 / w_3) + \lambda_{21} \ln q_1 \ln(w_2 / w_3) + \\ &\lambda_{12} \ln q_2 \ln(w_1 / w_3) + \lambda_{22} \ln q_2 \ln(w_2 / w_3) + \psi_1 T + \psi_2 T^2 + v \end{aligned} \quad (3.6)$$

---

A inclusão da variável tempo,  $T$ , como ilustrado na Equação 3.6 leva em consideração o chamado Hicks-neutral technical change, ou seja, o progresso tecnológico proporciona deslocamentos da função de produção em termos de nível e não em sua inclinação.

De forma que a derivada da função-custo com relação ao tempo fornece a medida do nível de deslocamento (intercepto) da função de produção proporcionado pelo progresso tecnológico, sendo dado pela seguinte expressão:

$$\frac{\partial \ln c(w, q, T)}{\partial T} = \Psi_1 + 2\Psi_2 T \quad (3.7)$$

#### 4. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO ESTOCÁSTICA DE CUSTOS E DE MEDIDAS DE EFICIÊNCIA

O pacote econométrico empregado para estimar o modelo especificado na equação (3.6) foi o FRONTIER<sup>7</sup>. Um programa computacional desenvolvido por COELLI (1996), que estima parâmetros de máxima verossimilhança para funções estocásticas de produção ou de custo.

O pacote FRONTIER 4.1 ao estimar fronteira estocástica calcula também o nível de eficiência técnica de cada unidade de *cross section*, a partir da introdução de um termo residual,  $u_i$ , adicional à função especificada em (3.6), objetivando medir a distância entre o nível de produção observado de cada firma e aquele resultante da fronteira.

O pacote oferece duas opções para modelar a fronteira estocástica, denominadas Modelo 1 e Modelo 2. Ambos assumem que os termos residuais sejam independentes e identicamente distribuídos, i.i.d. No modelo 1, permite-se que o termo da ineficiência,  $u_i$ , possa assumir tanto uma distribuição normal truncada em zero como a seminormal. Enquanto no Modelo 2,  $u_i$  segue uma distribuição normal truncada em zero. Apesar disso, este modelo apresenta uma vantagem significativa. Na estimação dos termos residuais da ineficiência,  $u_i$ 's, o Modelo 2 possibilita que os mesmos sejam simultaneamente regressados sobre um vetor de variáveis supostamente explicativas da ineficiência. Razão pela qual, este modelo foi adotado neste estudo.

---

<sup>7</sup> A transformação das variáveis de entrada na Equação (3.6) e a respectiva tabulação dos resultados obtidos do FRONTIER 4.1, em termos de cruzamento por regiões geográficas, porte e titularidade das empresas de saneamento, foram efetuadas no pacote estatístico SPSS v 11.6.

#### 4.1. Derivação da fronteira estocástica de produção

O desenvolvimento final do modelo de fronteira estocástica, associado à estimação de parâmetros, coube a AIGNER e CHU (1968), através de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas como ilustrada a seguir.

$$\ln(y_i) = x_i\beta - u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4.1)$$

onde  $\ln(y_i)$  é o logaritmo do valor da produção da  $i$ -ésima firma;  $x_i$  é um vetor de  $(K+1)$  linhas, cujos primeiros elementos são as unidades. Os elementos restantes são os logaritmos das quantidades dos  $K$  insumos usados pela  $i$ -ésima firma;  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)'$  é o vetor de  $K+1$  colunas de parâmetros desconhecidos a ser estimado; e  $u_i$ , uma variável aleatória não negativa, associada com a ineficiência técnica de produção das firmas em estudo.

No Modelo 2 do FRONTIER, BATTESE e COELLI apud COELLI (1996) especificaram os efeitos de ineficiência técnica no modelo de fronteira estocástica supondo serem independentes (mas não idênticos) distribuídos por variáveis aleatórias não negativas. Para a  $i$ -ésima firma no período  $t$  qualquer, o efeito da ineficiência técnica,  $u_{it}$ , seria obtida por uma distribuição  $N(\mu_{it}, \sigma_u^2)$ , onde

$$\mu_{it} = Z_{it}\Omega, \quad (4.2)$$

sendo  $Z_{it}$  um vetor  $(1 \times M)$  de variáveis explicativas, com valores fixos, e  $\Omega$ , o vetor de parâmetros a ser estimados.

AIGNER, LOVELL e SCHMIDT (1977) e MEEUSEN e BROECK (1977) propuseram, independentemente, ao modelo desenvolvido por AIGNER e CHU (1968) a adição do erro aleatório,  $v_i$ , para levar em conta o erro de mensuração das variáveis ou de fatores aleatórios, tal que a Equação (4.1) passa assumir a seguinte forma.

$$\ln(y_i) = x_i\beta + v_i - u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4.3)$$

O modelo definido em (4.3) é dito fronteira estocástica da função produção, dado que os valores da produção encontram-se superiormente limitados pela variável estocástica  $\exp(x_i\beta + v_i)$ . O erro aleatório,  $v_i$ , pode ser positivo ou negativo e portanto, produtos de fronteiras estocásticas variam em torno da parte determinística do modelo  $\exp(x_i\beta)$ .

Os parâmetros da equação (4.3) podem ser estimados tanto por máxima verossimilhança, MV, como pelo método dos mínimos quadrados corrigidos, MQC, sendo o primeiro assintoticamente mais eficiente. A derivação da função de MV foi desenvolvida por AIGNER e SCHMIDT(1977), admitindo-se que os  $u_i$ 's sejam independentes e identicamente distribuídos, i.i.d., por uma variável aleatória  $N(0, \sigma_u^2)$  truncada em zero. Admitem-se ainda que os  $u_i$ 's sejam independentes dos  $v_i$ 's, estes também i.i.d. por uma variável aleatória  $N(0, \sigma_v^2)$ . A função de MV foi então expressa em termos de dois parâmetros de variância,  $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  e  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ . BATTESE e CORRA apud COELLI (1996) sugeriram finalmente que o parâmetro  $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$  fosse utilizado, uma vez que seu valor encontra-se no intervalo (0, 1), enquanto  $\lambda$  poderia assumir qualquer valor não negativo. A parametrização de  $\gamma$  apresenta vantagens na obtenção das estimativas de MV. Há espaço no algoritmo iterativo de maximização de obter um valor inicial apropriado na estimação de  $\gamma$ . Com isso, a função de MV em função da reparametrização efetuada por esses dois autores fica dada pela seguinte expressão.

$$\log(L) = -\frac{N}{2} \log(\pi/2) - \frac{N}{2} \log(\sigma_s^2) + \sum_{i=1}^N \log[1 - \Phi(z_i)] - \frac{1}{2\sigma_s^2} \sum_{i=1}^N [\log(y_i) - x_i\beta]^2 \quad (4.4)$$

onde

$$z_i = \frac{[\log(y_i) - x_i\beta]}{\sigma_s} \sqrt{\frac{\gamma}{1-\gamma}}; \text{ e } \Phi(\cdot) \text{ é a função de distribuição da variável normal}$$

padrão.

As estimativas de MV de  $\beta$ ,  $\sigma_s^2$  e  $\gamma$  são obtidas pela determinação do valor máximo da função de log-verossimilhança, definida na equação (4.4). Os estimadores são consistentes e assintoticamente eficientes [AIGNER, LOVELL e SCHIMIDT (1977), P.28] apud COELLI (1996).

Como já mencionado, o programa FRONTIER versão 4.1, empregado na estimação dos parâmetros da equação (4.3), utiliza um procedimento de estimação em três etapas, a seguir discriminadas.

- i) A primeira etapa envolve o cálculo dos estimadores de MQO de  $\beta$  e  $\sigma_s^2$ . Com exceção do intercepto,  $\beta_0$  e  $\sigma_s^2$ , os demais são todos estimadores não viesados dos parâmetros definidos na equação (4.3).

- ii) Na segunda etapa, a função de verossimilhança é avaliada por um intervalo de valores de  $\gamma$  entre zero e um. Nesses cálculos, os estimadores de MQO de  $\beta_0$  e  $\sigma_s^2$  são ajustados por  $\sigma_s^2 = \sigma_{MQO}^2 [\pi(t - K)] / [T(\pi - 2\hat{\gamma})]$  e  $\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_{0(MQO)} + \sqrt{\frac{2\hat{\gamma}\hat{\sigma}_s^2}{\pi}}$ , respectivamente. Os estimadores são então usados para os parâmetros remanescentes em  $\beta$ .
- iii) A etapa final usa as melhores estimativas (ou seja, aqueles correspondentes ao de maior valor na função-valor de log-verossimilhança) da segunda etapa como valores iniciais, numa rotina de maximização iterativa do tipo Davidon-Fletcher-Powell (DFP), em que se obtém as estimativas logo que a função atinge o seu máximo global.

#### 4.2. Medidas de eficiência Econômica

Fronteira estocástica e DEA (*Data Envelopment Analysis*) são os dois métodos citados na literatura como alternativos para estimar funções de fronteira e, por conseguinte, a eficiência de produção. Enquanto o método DEA emprega programação linear para estimar tais funções, o da fronteira estocástica utiliza modelos econométricos.

A eficiência de uma firma, segundo FARREL (1957), é composta por dois componentes: i) eficiência técnica, que reflete a habilidade de uma firma obter o nível de máximo de produção, dado o conjunto de insumo; e ii) eficiência alocativa, que reflete a habilidade da firma de usar os seus insumos em proporções ótimas, dados seus respectivos preços. A combinação destas duas medidas de eficiência resulta numa medida de eficiência econômica.

A razão entre o produto observado da  $i$ -ésima firma e o produto potencial, definido na fronteira, dado o vetor de insumos, é então usado para calcular uma medida de eficiência técnica da  $i$ -ésima firma:

$$ET_i = \frac{y_i}{\exp(x_i\beta)} = \frac{\exp(x_i\beta + v_i - u_i)}{\exp(x_i\beta + v_i)} = \exp(-u_i) \quad (4.5)$$

onde  $ET_i$  indica a magnitude da eficiência ou ineficiência da  $i$ -ésima firma e assume valores entre zero e um, tal que quanto maior for  $ET_i$  maior é a eficiência da firma, mais próximo da fronteira de produção ótima.

Assumindo-se que a firma usa seus insumos em proporções ótimas, ou seja, eficiência alocativa assume o seu valor máximo, a unidade, então a eficiência técnica da firma coincide com a eficiência econômica.

A esperança matemática do termo  $ET_i = \exp(-u_i)$  pode ser calculada para dadas hipóteses sobre a distribuição dos efeitos da eficiência técnica. Assumindo que os  $u_i$  sejam variáveis seminormais, então

$$E[\exp(-u_i)] = 2[1 - \Phi(\sigma_s \sqrt{\gamma})] \exp(-\gamma \sigma_s^2 / 2) \quad (4.6)$$

Dado que  $ET_i$  pode ser previsto individualmente para uma amostra de firmas, uma predição alternativa para  $ET_i$  médio é a média aritmética do valor estimado (previsto) para as eficiências técnicas individuais da amostra.

Uma vez que o termo  $ET_i$  da  $i$ -ésima firma envolve o efeito eficiência técnica,  $u_i$ , que não é observável, o melhor estimador de predição para esse termo é a esperança condicional de  $u_i$ , dado o valor de  $v_i - u_i$ . Com isso, BATTESE e COELLI (1988) demonstraram que o melhor estimador de  $\exp(-u_i)$  é obtido pela seguinte expressão.

$$E[\exp(-u_i) | e_i] = \frac{1 - \Phi(\sigma_A + \gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \exp(\gamma e_i + \sigma_A^2 / 2) \quad (4.7)$$

onde  $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma_s^2}$ ;  $e_i = \log(y_i) - x_i \beta$ ; e  $\Phi(\cdot)$  é a função de distribuição de uma variável normal padrão.

O valor da eficiência técnica estimado no FRONTIER é obtido, então, pela substituição dos parâmetros desconhecidos na Equação (4.7) pelos seus estimadores de MV.

### 4.3. O dual da fronteira estocástica de produção

Considerando-se que a função-custo representa o dual da tecnologia de produção, COELLI, RAO e BATTESE (1998) ressaltam que o emprego da fronteira de custos é mais vantajoso em relação à fronteira de produção em razão dos seguintes aspectos:

- i) reflete objetivos alternativos de comportamento, tal como a minimização de custos;
- ii) permite levar em conta múltiplos produtos; e
- iii) possibilita uma previsão simultânea tanto da eficiência técnica como da alocativa.

Assim, o dual do modelo estocástico em (4.3) é dado pela seguinte fronteira de custo,

$$\ln(c_i) = C(q_i, w_i, \beta) + v_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4.8)$$

onde  $c(\cdot)$  foi definida na Subseção 2.2, assumindo-se formas funcionais convencionais como a Translog ou Cobb-Douglas, sendo que  $\beta$  corresponde ao vetor de parâmetros a ser estimado. O termo não negativo e representativo da ineficiência técnica,  $u_i$ , agora aparece adicionado na equação (4.8) devido à função-custo representar o custo mínimo de produção.

Observe que no caso da fronteira de custo, a expressão para o termo da eficiência técnica, ET, é dada pela seguinte expressão.

$$ET = \frac{c_i}{\exp[C(q_i, w_i; \beta) + v_i]} = \frac{\exp[C(\cdot) + v_i + u_i]}{\exp[C(\cdot) + v_i]} = \exp(u_i) \quad (4.9)$$

ET agora assume valor entre um e infinito, sendo que a eficiência máxima somente é alcançada quando ET atinge o seu limite inferior, a unidade. Quanto maior for ET maior a ineficiência da firma, ou seja, mais distante da fronteira de custo ótima. Com isso, é mais prático, tal como adotado neste estudo, considerar o inverso deste índice chamá-lo de índice de eficiência, sendo a unidade o nível máximo de eficiência técnica.

## 5. DESCRIÇÃO DOS DADOS

### 5.1. Dados para estimação da fronteira estocástica de custos

Os dados para estimação econométrica da equação (3.6) foram do tipo painel, compreendendo 44 unidades de *cross section*, sendo 25 unidades representadas por companhias estaduais de saneamento e 19 por companhias municipais. A base de

dados tem como fonte os diagnósticos anuais do Sistema Nacional de Informação em Saneamento do PMSS (1998 a 2001), complementada com informações da Agência Nacional de Energia Elétrica, ANEEL, e das companhias de saneamento, em solicitação direta. A disponibilidade dos dados compreende os anos de 1988, 1999, 2000 e 2001 que, dado o número de unidades de *cross section*, totalizam 176 observações. O Apêndice D relaciona as unidades de saneamento integrantes da amostra.

As variáveis financeiras - custo total e custos com mão-de-obra, capital e energia elétrica - foram expressas em reais de 1998, utilizando-se o Índice Geral de Preços, disponibilidade interna, IGP-DI, estimado pela Fundação Getúlio Vargas, para deflacionar os valores dos anos seguintes.

Para efeito de análise, as companhias de saneamento foram segmentadas em três grupos, pequeno, médio e grande porte. A variável empregada para o agrupamento foi o volume anual de água faturado, resultando em dezessete companhias de pequeno porte, cujo volume de produção de água era de até 16.267,65 m<sup>3</sup>/ano; quinze companhias de médio porte, com volume acima de 20.271,70 m<sup>3</sup>/ano e abaixo de 77.638,20 m<sup>3</sup>/ano; e doze companhias de grande porte, com volume anual de produção superior a 139.505,5 m<sup>3</sup>/ano.

É necessário acrescentar ainda a seguinte série de considerações sobre as variáveis empregadas na estimação da fronteira estocástica de custo.

- $c$ : custo anual total, em R\$ 1.000,00, incorrido por cada companhia com os seguintes serviços: i) despesas de exploração (pessoal próprio, produtos químicos, energia elétrica, serviços de terceiros, água importada e outras despesas); ii) serviços da dívida (juros e encargos); iii) depreciação, provisão e amortização; e iv) outras despesas;
- $q_1$ : volume anual de água faturado pelas companhias saneamento, em 1.000 m<sup>3</sup>;
- $q_2$ : volume anual de esgoto faturado pelas companhias saneamento, em 1.000 m<sup>3</sup>;
- $w_1$ : custo médio anual, em R\$ 1,00, da mão-de-obra direta, obtido a partir da relação despesas com pessoal/número de empregados próprios;
- $w_2$ : custo médio anual da energia elétrica, em R\$/MWh (ANEEL - consumo de serviços públicos), acrescido de um percentual que variava de 12% a 25%, correspondente à alíquota média do ICMS cobrada por cada Unidade da Federação. Para as empresas que forneceram os quantitativos de consumo de

energia elétrica, o custo do MWh foi obtido dividindo-se as despesas anuais de energia elétrica fornecida pelo SNIS pela quantidade de MWh consumida anualmente;

- $w_3$ : custo anual, em R\$ 1,00, da provisão para depreciação e amortização do ativo imobilizado, empregado como *proxi* do fator de produção capital em função da indisponibilidade de dados para este fator;

A Tabela 5.1.A seguinte aporta para cada ano da amostra as estatísticas descritivas das variáveis empregadas na estimação da função. Uma análise dessas variáveis é realizada logo a seguir, quando as mesmas forem apresentadas por titularidade, porte e região geográfica do país.

**Tabela 5.1.A - Média amostral das variáveis utilizadas na estimação da função-custo – variáveis financeiras em reais de 1998**

<i>Variável/Estatística</i>	<i>1998</i>	<i>1999</i>	<i>2000</i>	<i>2001</i>	
Custo Total -R\$/mil	Máximo	2317152,80	1966280,26	2438900,27	2024713,92
	Médio	186503,49	161362,86	173581,43	161701,78
	Mínimo	4106,79	4587,28	4132,83	3774,65
	D. Padrão	397327,87	339305,31	403800,93	344009,04
Salário Pessoal Próprio-R\$	Máximo	50	41518,38	38373,12	39193,23
	Médio	50727,88	24100,57	20596,45	19642,84
	Mínimo	7603,51	5313,35	7783,44	8338,15
	D. Padrão	10996,00	8642,80	8546,74	7996,82
Custo de Energia-R\$/MWh	Máximo	98,80	78,86	81,86	88,78
	Médio	79,29	76,20	72,99	74,83
	Mínimo	73,10	70,71	58,65	53,57
	D. Padrão	8,23	1,93	4,77	5,63
Custo Capital-R\$ mil	Máximo	544831,66	504017,07	499537,78	442946,34
	Médio	39693,37	36002,91	34172,26	30691,92
	Mínimo	20,96	17,70	15,60	14,32
	D. Padrão	98140,03	91143,25	90908,99	79473,92
Água faturada - mil m3	Máximo	1.817.728,0	1.782.068,0	1.729.652,0	1.697.553,0
	Médio	142.745,88	141.432,70	138.350,70	138.205,57
	Mínimo	5.109,00	4.855,10	5.520,00	5.434,00
	D. Padrão	303.864,41	299.756,53	290.596,24	286.105,08
Esgoto faturado - mil m3	Máximo	1.078.713,0	1.058.219,0	1.070.061,0	1.053.786,0
	Médio	64.663,15	65.738,45	65.072,15	64.632,97
	Mínimo	78,00	78,00	78,00	134,00
	D. Padrão	177.904,24	176.219,50	174.488,61	171.542,33

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

Agrupando as variáveis constantes na Tabela 5.1.A por titularidade, como ilustrado na Tabela 5.1.B seguinte, observa-se que, tanto para as companhias

estaduais como as municipais, o valor real médio das variáveis financeiras apresenta uma leve tendência de queda no período entre 1998 e 2001, possivelmente em resposta ao comportamento das variáveis físicas (produção e faturamento de água e esgotamento) que no período também decresceram. Por outro lado, uma análise comparativa entre companhias estaduais e municipais revela que os salários nas estaduais são, em média, 69% superiores aos verificadas nas companhias municipais.

**Tabela 5.1.B - Média amostral das variáveis utilizadas na estimação da função-custo por titularidade da companhia– variáveis financeiras em reais de 1998**

<i>Titularidade</i>	<i>Variáveis</i>	<i>1998</i>	<i>1999</i>	<i>2000</i>	<i>2001</i>
Estaduais	Custo Total -R\$/mil	310 237	267 381	289 002	266 987
	Salário Pessoal Próprio-R\$	29 484	24 979	24 832	24 060
	Custo de Energia- R\$/MWh	82,13	75,86	73,65	74,98
	Custo Capital-R\$ mil	67 958	61 403	58 771	52 144
	Água faturada - mil m <sup>3</sup>	236 435	233 906	228 056	228 053
	Esgoto faturado - mil m <sup>3</sup>	101 534	103 115	101 993	101 286
Municipais	Custo Total -R\$/mil	23 696	21 865	21 713	23 169
	Salário Pessoal Próprio-R\$	17 017,75	15 209,17	15 023,78	13 831,27
	Custo de Energia -R\$/MWh	75,55	76,65	72,12	74,62
	Custo Capital-R\$ mil	2 503,50	2 582,13	1 806,13	2 465,81
	Água faturada - mil m <sup>3</sup>	19 470,19	19 756,82	20 317,66	19 984,74
	Esgoto faturado - mil m <sup>3</sup>	16 148,37	16 559,31	16 492,04	16 404,89

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.1.C seguinte ilustra o comportamento dessas mesmas variáveis segmentadas, porém pelo porte estabelecido neste estudo. Verifica-se neste quadro o mesmo comportamento de queda da variável custo total ao longo do período analisado contra uma relativa estagnação na variável quantidade de água faturada ocorrida com a Tabela 5.1.B. Por outro lado, uma comparação da variável salário por porte da empresa revela que os salários crescem com o porte da empresa

**Tabela 5.1.C – Média amostral das despesas e quantidades de água faturada por porte das companhias de saneamento - variáveis financeiras em reais de 1988**

Porte	Variáveis	1998	1999	2000	2001
Pequeno	Custo Total-R\$/mil	15353,66	13444,98	13775,52	15631,63
	Salário Pessoal Próprio-R\$	17438,42	15112,76	16029,67	14961,76
	Custo de Energia-R\$/MWh	79,35	76,99	74,53	75,42
	Custo Capital-R\$ mil	1969,33	1783,64	1778,13	1852,45
	Água faturada - mil m3	11.366,88	11.761,39	10.892,62	11.331,00
	Esgoto faturado - mil m3	7.419,02	7.541,87	6.454,05	6.999,16
Médio	Custo Total-R\$/mil	77649,50	72722,23	63831,43	63047,36
	Salário Pessoal Próprio-R\$	22815,37	20382,49	19220,21	17976,73
	Custo de Energia-R\$/MWh	79,74	76,54	71,32	72,67
	Custo Capital-R\$ mil	12133,92	11085,67	8034,49	9076,84
	Água faturada - mil m3	59.305,90	58.420,89	56.688,60	54.131,14
	Esgoto faturado - mil m3	20.229,99	20.442,75	21.424,45	20.741,21
Grande	Custo Total-R\$/mil	565033,24	481713,98	537160,63	458959,81
	Salário Pessoal Próprio-R\$	35145,12	29232,21	28786,35	27558,53
	Custo de Energia-R\$/MWh	78,63	74,64	72,89	76,37
	Custo Capital-R\$ mil	127585,08	115626,76	112736,15	91682,85
	Água faturada - mil m3	433.166,10	428.898,49	420.993,94	394.660,15
	Esgoto faturado - mil m3	201.300,5	204.803,3	202.674,1	187.268,3

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.1.D seguinte aporta por regiões geográficas do país o valor médio dessas variáveis ao longo do período, observando-se o mesmo comportamento ocorrido em relação à titularidade e ao porte da empresa. Algumas variáveis, contudo, merecem ser analisada sob o ponto de vista inter-regional. Os salários neste período foram mais altos na região Centro-Oeste e mais baixo na região Norte. Já com os custo de energia elétrica a esta constatação se inverte, mais caros na região Norte e mais baratos no Centro-Oeste.

**Tabela 5.1.D - Média amostral das variáveis utilizadas na estimação da função-custo – variáveis financeiras em reais de 1988**

Regiões	Variáveis	1998	1999	2000	2001
Norte	Custo Total-R\$/mil	52541,88	44825,92	34981,64	39063,04
	Salário Pessoal Próprio-R\$	21681,73	17588,61	18504,78	18701,54
	Custo de Energia-R\$/MWh	94,55	78,86	81,86	77,43
	Custo Capital-R\$ mil	10123,95	10644,10	5775,15	5172,58
	Água faturada - mil m3	34.178,88	35.602,78	26.544,57	27.677,67
	Esgoto faturado - mil m3	2.926,70	2.715,80	2.604,93	2.479,30
Nordeste	Custo Total-R\$/mil	135556,75	119379,91	125374,66	118986,22
	Salário Pessoal Próprio-R\$	25536,48	23070,08	22996,36	21414,56
	Custo de Energia-R\$/MWh	78,21	75,89	68,50	70,76
	Custo Capital-R\$ mil	22956,34	20248,36	17855,39	19274,69
	Água faturada - mil m3	111.126,66	109.895,27	112.645,64	115.644,50
	Esgoto faturado - mil m3	26.904,29	28.838,52	29.868,41	31.058,60
Sudeste	Custo Total-R\$/mil	227177,00	197522,22	222221,58	198627,81
	Salário Pessoal Próprio-R\$	21918,30	18354,53	17692,30	16997,14
	Custo de Energia-R\$/MWh	74,02	76,79	71,78	74,59
	Custo Capital-R\$ mil	54938,74	50945,04	50283,84	44136,28
	Água faturada - mil m3	178.177,50	177.088,73	171.977,61	169.485,19
	Esgoto faturado - mil m3	102.950,29	103.302,91	100.725,14	98.907,62
Sul	Custo Total-R\$/mil	300781,13	246139,82	257294,92	259339,81
	Salário Pessoal Próprio-R\$	30232,67	27336,59	27554,90	25074,10
	Custo de Energia-R\$/MWh	91,35	72,80	78,50	81,28
	Custo Capital-R\$ mil	47637,61	38783,39	38324,12	32066,23
	Água faturada - mil m3	207.573,25	204.163,25	208.054,38	210.172,75
	Esgoto faturado - mil m3	44.869,75	50.143,40	54.652,18	57.022,25
C.Oeste	Custo Total-R\$/mil	187164,43	168228,45	159371,16	160698,13
	Salário Pessoal Próprio-R\$	31251,70	27472,31	27831,18	26897,96
	Custo de Energia-R\$/MWh	73,10	72,29	71,28	76,19
	Custo Capital-R\$ mil	37312,40	30933,54	27039,16	23845,06
	Água faturada - mil m3	130.819,37	124.984,33	119.319,90	119.551,33
	Esgoto faturado - mil m3	72.380,17	72.625,73	71.674,77	71.080,00

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

## 5.2. Dados para estimação da função-ineficiência técnica

Neste estudo, o termo  $Z_{it}$  da equação (4.2) foi especificado por sete variáveis explicativas, supostamente mais relacionadas com o desempenho técnico-financeiro do setor de saneamento básico do país. Essas variáveis integram o conjunto de indicadores levantados anualmente pelo SNIS sobre o desempenho operacional do setor. Adicionalmente, foram introduzidas duas variáveis a mais na equação, uma para verificar se o tamanho da empresa, medido pela quantidade produzida de água, influencia na ineficiência operacional e a outra, do tipo *dummy*, para averiguar eventual diferença de ineficiência por motivo de titularidade da companhia (municipal

ou estadual), totalizando com isso nove variáveis explicativas do comportamento da ineficiência técnica no setor de saneamento.

Mantendo a convenção adotada pelo SNIS, as variáveis explicativas empregadas na função-ineficiência foram definidas da seguinte forma.

- I02: índice de produtividade, definido pela relação: (economias ativas<sup>8</sup> de água e esgoto)/(quantidade total de empregados próprios);
- I07: incidência de despesas de pessoal e de serviços de terceiros nas despesas totais com serviços, definido pela relação: (despesas com pessoal próprio e com serviços de terceiros)/(despesas totais com os serviços);
- I09: índice de hidromedida, definido pela relação: (quantidade de ligações ativas de água micromedida)/(quantidade de ligações ativas de água);
- I12: índice de desempenho financeiro, ou seja, a relação: (receita operacional direta de água, esgoto e água exportada)/(despesas totais com os serviços);
- I15: índice de coleta de esgoto, ou seja, (volume de esgoto coletado)/(volume de água consumido menos volume de água tratada exportada);
- I29: índice de evasão de receitas, definido por: (receita operacional total menos arrecadação total)/(receita operacional total);
- I49: índice de perdas de distribuição, definido por: [volume de água (produzido + tratada importada – de serviço) – volume de água consumida]/[volume de água (produzida + tratada importada - de serviço)];
- DR, variável *dummy*, assumindo o valor 1 para a companhia estadual, e 0, municipal;
- Q<sub>1</sub>: quantidade de água produzida.

Com isso, a especificação da função de ineficiência técnica,  $\mu$ , é dada pela seguinte expressão:

$$\mu = \Omega_0 + \Omega_1 I03 + \Omega_2 I07 + \Omega_3 I09 + \Omega_4 I12 + \Omega_5 I15 + \Omega_6 I29 + \Omega_7 I49 + \Omega_8 DR + \Omega_9 Q_1 \quad (5.1)$$

onde  $\Omega_i$  integra o vetor de parâmetros especificado na equação (4.2). Com exceção dos dois últimos regressores, espera-se, por decorrência da própria definição, que

<sup>8</sup> Corresponde às moradias, apartamentos, unidades comerciais, salas de escritórios, indústrias, órgãos públicos e similares atendidos pelos serviços de saneamento. Difere de ligações, as quais se refere ao ramal predial conectado aos serviços, conforme convenção adotada nos relatórios do SNIS.

cada uma destas variáveis apresente o seguinte sinal de correlação com a ineficiência técnica,  $\mu$ ,:

$$\frac{\partial \mu}{\partial I02} < 0; \frac{\partial \mu}{\partial I07} > 0; \frac{\partial \mu}{\partial I09} < 0; \frac{\partial \mu}{\partial I12} < 0; \frac{\partial \mu}{\partial I15} < 0; \frac{\partial \mu}{\partial I29} > 0; \text{ e } \frac{\partial \mu}{\partial I49} > 0 \quad (5.2)$$

A Tabela 5.2 seguinte aporta para cada ano da amostra as estatísticas descritivas das variáveis empregadas na estimação da função-ineficiência. Mais à frente, faz-se uma análise dessas variáveis, apresentando-se cada uma delas segmentada por titularidade, porte e região geográfica do país.

**Tabela 5.2.A – Média amostral das variáveis empregas na função-ineficiência**

Variável/Estatística		1998	1999	2000	2001
Produtividade	Máximo	718,00	815,00	937,00	888,00
	Médio	365,55	396,98	429,27	440,98
	Mínimo	131,00	130,00	138,00	142,00
	Desvio Padrão	135,16	150,33	177,72	169,83
Incidência Despesa de Pessoal, %	Máximo	77,10	85,80	86,40	76,50
	Médio	50,89	48,50	48,81	47,74
	Mínimo	27,20	22,50	28,10	19,60
	Desvio Padrão	11,51	13,07	13,80	12,44
Hidrometração, %	Máximo	100,00	100,00	100,00	100,00
	Médio	79,70	81,91	82,73	85,05
	Mínimo	29,30	28,90	27,70	26,50
	Desvio Padrão	22,12	21,53	21,77	20,04
Desempenho financeiro, %	Máximo	184,20	168,90	163,70	196,00
	Médio	97,14	98,06	93,90	92,47
	Mínimo	47,60	42,50	13,30	22,70
	Desvio Padrão	26,81	26,86	25,26	26,60
Coleta de esgoto, %	Máximo	128,60	109,30	154,30	157,60
	Médio	50,76	49,25	50,67	51,50
	Mínimo	0,40	0,30	0,30	0,40
	Desvio Padrão	34,44	33,22	34,52	34,71
Evasão de receitas, %	Máximo	39,80	43,30	39,40	53,00
	Médio	13,60	14,23	15,09	13,33
	Mínimo	0,90	1,80	1,70	2,10
	Desvio Padrão	9,67	10,86	11,55	11,44
Perdas de distribuição, %	Máximo	69,60	68,70	71,20	91,40
	Médio	43,79	43,64	44,10	45,17
	Mínimo	20,30	22,80	13,90	5,30
	Desvio Padrão	11,14	10,57	13,33	15,75

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.2.B seguinte apresenta a média amostral da variável índice de desempenho disposta na Tabela 5.2.A, porém, segmentada por titularidade, porte e regiões geográficas. Para qualquer que seja a classificação, verifica-se que o desempenho desse indicador é crescente no período. Em termos da segmentação, observa-se que; i) o índice é maior nas companhias estaduais; ii) o índice é menor nas companhias de médio porte e maior nas de grande porte; e iii) o índice é maior na região Sul e menor no Norte.

**Tabela 5.2. B - Índice de Produtividade das companhias de saneamento**

<i>Tipo</i>		<i>1998</i>	<i>1999</i>	<i>2000</i>	<i>2001</i>
Titularidade	Estadual	355,40	385,44	418,64	416,67
	Municipal	378,89	412,16	443,26	471,68
Porte da Cia	Pequeno	337,24	373,53	396,88	418,06
	Médio	313,40	328,53	352,53	377,07
	Grande	470,83	515,75	571,08	548,00
Regiões	Norte	200,67	214,00	216,83	207,00
	Nordeste	368,00	406,60	464,60	446,11
	Sudeste	396,38	430,86	455,19	477,90
	Sul	422,75	455,25	523,50	575,00
	C.Oeste	395,00	416,00	429,33	456,33

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.2.C seguinte apresenta a média amostral da variável Incidência de despesas de pessoal sobre os custos totais das companhias de saneamento, segmentada por titularidade, porte e regiões geográficas. Diferentemente do índice de desempenho, observa-se que, ao longo do período, este índice se mostra decrescente, significando que participação da mão-de-obra nos custos totais das companhias vem decrescendo. Em termos da segmentação, observa-se que; i) o índice é maior nas companhias estaduais; ii) é maior nas companhias de médio porte e menor nas de pequeno porte e; e iii) é maior nas regiões Nordeste e Sul e menor no Norte.

**Tabela 5.2. C - Incidência de Despesas de Pessoal sobre os custos totais das companhias de saneamento, em %**

<i>Tipo</i>		1998	1999	2000	2001
Titularidade	Estadual	51,28	47,46	46,91	47,10
	Municipal	50,38	49,87	51,31	48,58
Porte da Cia	Pequeno	45,65	46,36	45,70	47,20
	Médio	54,84	49,94	54,24	49,30
	Grande	53,38	49,73	46,43	46,75
Regiões	Norte	40,00	38,23	40,58	43,30
	Nordeste	54,88	52,63	52,27	49,13
	Sudeste	51,27	49,12	49,37	48,77
	Sul	51,50	50,50	48,80	43,03
	C.Oeste	55,97	48,27	49,83	51,00

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.2.D seguinte apresenta a média amostral do índice de hidrometração, segmentada por titularidade, porte e regiões geográficas. Observa-se que, ao longo do período, este índice se mostra crescente. Em termos da segmentação, observa-se que; i) o índice é maior nas companhias municipais; ii) é maior nas companhias de grande porte e menor nas de médio porte e; e iii) é maior na região Centro-Oeste e menor no Norte.

**Tabela 5.2.D - índice de hidrometração das companhias de saneamento, em %**

<i>Tipo</i>		1998	1999	2000	2001
Titularidade	Estadual	71,80	74,18	75,17	78,02
	Municipal	90,11	92,07	92,67	93,92
Porte da Cia	Pequeno	80,61	82,82	79,08	83,58
	Médio	77,60	79,37	84,72	86,34
	Grande	81,05	83,78	85,40	85,45
Regiões	Norte	52,47	54,02	52,83	57,14
	Nordeste	67,33	70,72	73,46	75,98
	Sudeste	90,40	92,21	92,76	93,78
	Sul	81,70	85,28	85,93	86,63
	C.Oeste	97,87	98,33	98,90	98,53

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.2.E seguinte apresenta a média amostral do índice de desempenho financeiro, segmentada por titularidade, porte e regiões geográficas. Observa-se que, ao longo do período, este índice se mostra decrescente. Em termos da segmentação,

observa-se que; i) o índice é maior nas companhias municipais; ii) é maior nas companhias de pequeno porte e menor nas de médio porte e; e iii) é maior na região Sudeste e menor no Norte.

**Tabela 5.2.E- Índice de desempenho financeiro das companhias de saneamento, em %**

<i>Tipo</i>		1998	1999	2000	2001
Titularidade	Estadual	87,20	88,32	84,20	84,52
	Municipal	110,21	110,88	106,66	102,92
Porte da Cia	Pequeno	98,30	100,05	95,22	96,88
	Médio	95,43	94,50	92,12	87,00
	Grande	97,62	99,68	94,25	92,58
Regiões	Norte	70,38	79,63	65,58	69,72
	Nordeste	85,58	82,00	84,78	83,19
	Sudeste	110,90	111,84	105,24	102,16
	Sul	94,98	101,85	102,40	101,25
	C.Oeste	95,70	86,93	90,17	89,30

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.2.F seguinte apresenta a média amostral do índice de coleta de esgoto, segmentada por titularidade, porte e regiões geográficas. Observa-se que, ao longo do período, este índice se mostra relativamente estável, com ligeira tendência de queda. Em termos da segmentação, observa-se que; i) o índice é muito maior nas companhias municipais; ii) é maior nas companhias de pequeno porte e menor nas de grande porte e; e iii) é maior na região Sudeste e menor no Norte.

**Tabela 5.2.F Índice de coleta de esgoto das companhias de saneamento, em %**

<i>Tipo</i>		1998	1999	2000	2001
Titularidade	Estadual	25,45	24,96	27,78	29,12
	Municipal	84,07	81,21	80,78	80,94
Porte da Cia	Pequeno	70,66	69,90	62,99	66,01
	Médio	39,21	35,98	47,12	44,81
	Grande	37,01	36,58	37,66	39,72
Regiões	Norte	11,00	10,48	17,12	15,82
	Nordeste	26,63	25,81	28,25	34,85
	Sudeste	78,51	77,37	77,11	75,67
	Sul	30,73	24,93	25,10	26,85
	C.Oeste	43,20	40,50	41,50	42,00

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.2.G seguinte apresenta a média amostral do índice de evasão de receitas, segmentada por titularidade, porte e regiões geográficas. Observa-se que, ao longo do período, este índice se mostra relativamente estável, com ligeira tendência de queda. Em termos da segmentação, observa-se que; i) o índice é muito maior nas companhias municipais; ii) decresce à medida que aumenta o porte da companhia; e iii) é maior na região Norte e menor no Centro-Oeste.

**Tabela 5.2.G - Índice de evasão de receitas das companhias de saneamento, em %**

<i>Tipo</i>		<i>1998</i>	<i>1999</i>	<i>2000</i>	<i>2001</i>
Titularidade	Estadual	14,55	15,40	15,95	13,20
	Municipal	12,36	12,14	13,22	13,59
Porte da Cia	Pequeno	16,34	18,80	20,25	19,72
	Médio	14,55	15,15	16,10	13,39
	Grande	8,55	8,51	9,36	7,93
Regiões	Norte	28,47	30,37	32,30	26,90
	Nordeste	12,98	13,15	15,98	10,96
	Sudeste	11,89	13,13	12,93	13,28
	Sul	8,75	4,55	6,40	7,57
	C.Oeste	4,43	4,30	4,40	4,53

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

A Tabela 5.2.H seguinte apresenta a média amostral do índice de perdas de distribuição, segmentada por titularidade, porte e regiões geográficas. Observa-se que, ao longo do período, este índice se mostra relativamente estável, com ligeira tendência de queda. Em termos da segmentação, observa-se que; i) o índice é maior nas companhias estaduais; ii) decresce à medida que aumenta o porte da companhia; e iii) é maior nas regiões Norte e Nordeste menor no Centro-Oeste.

**Tabela 5.2.H - Índice de perdas de distribuição das companhias de saneamento, em %**

<i>Tipo</i>		<i>1998</i>	<i>1999</i>	<i>2000</i>	<i>2001</i>
Titularidade	Estadual	47,17	45,51	46,41	47,61
	Municipal	39,33	41,18	40,90	41,95
Porte da Cia	Pequeno	45,63	46,88	46,31	48,61
	Médio	44,66	43,89	44,83	42,51
	Grande	40,08	38,73	40,25	43,53
Regiões	Norte	57,55	55,45	47,45	49,52
	Nordeste	49,34	50,07	54,29	54,92
	Sudeste	37,89	38,03	38,78	40,66
	Sul	48,28	48,48	46,58	46,50
	C.Oeste	33,07	31,40	35,63	33,73

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

## 6. RESULTADOS E ANÁLISE DA ESTIMAÇÃO DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA DE CUSTO PARA O SETOR DE SANEAMENTO

### 6.1. Resultados estimados da fronteira de custo

As Tabelas 6.1.A e 6.1.B seguintes reproduzem, respectivamente, a estimação final por máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de custo translog e os resultados dos testes da razão de verossimilhança calculados adicionalmente para essa estimação.

**Tabela 6.1.A -Estimativas finais de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de custo translog para o setor de saneamento**

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Estimativa do Coeficiente</i>	<i>Razão "z"</i>
Constante	$\alpha_0$	-18,3832	-8,3495
$\ln w_1$	$\alpha_1$	7,8661	9,9495
$\ln w_2$	$\alpha_2$	-6,4227	-8,1438
$\ln w_3$	$h^{(*)}$	-0,4434	
$\ln w_1 \ln w_1$	$\bar{\delta}_{11}$	-1,6531	-6,9068
$\ln w_2 \ln w_1$	$\bar{\delta}_{21}^{(*)}$	1,4691	
$\ln w_3 \ln w_1$	$\bar{\delta}_{31}^{(*)}$	0,1840	
$\ln w_1 \ln w_2$	$\bar{\delta}_{12}$	1,4691	6,4274
$\ln w_2 \ln w_2$	$\bar{\delta}_{22}$	-1,1871	-4,7010
$\ln w_3 \ln w_2$	$\bar{\delta}_{32}^{(*)}$	-0,2820	
$\ln w_1 \ln w_3$	$\bar{\delta}_{13}^{(*)}$	0,1840	
$\ln w_2 \ln w_3$	$\bar{\delta}_{23}^{(*)}$	-0,2820	
$\ln w_3 \ln w_3$	$\bar{\delta}_{33}^{(*)}$	1,0031	
$\ln q_1$	$\gamma_1$	1,7547	3,2351
$\ln q_2$	$\gamma_2$	-0,8041	-2,8374
$\ln q_1 \ln q_1$	$\gamma_{11}$	0,0180	0,1343
$\ln q_2 \ln q_1$	$\gamma_{21}^{(*)}$	0,0553	
$\ln q_1 \ln q_2$	$\gamma_{12}$	0,0553	1,0218
$\ln q_2 \ln q_2$	$\gamma_{22}$	0,0129	0,4289
$\ln w_1 \ln q_1$	$\lambda_{11}$	-0,1980	-1,5146
$\ln w_2 \ln q_1$	$\lambda_{21}$	0,2625	1,6402
$\ln w_3 \ln q_1$	$\lambda_{31}^{(*)}$	-0,0645	
$\ln w_1 \ln q_2$	$\lambda_{12}$	0,1817	3,4309
$\ln w_2 \ln q_2$	$\lambda_{22}$	-0,1047	-1,6436
$\ln w_3 \ln q_2$	$\lambda_{32}^{(*)}$	-0,0770	
T	$\psi_1$	-0,0550	-0,6039
T <sup>2</sup>	$\psi_2$	0,0132	0,7348
Valor da função log-verossimilhança		8,3621	

FONTE: Elaborado pelo autor. Nota(\*) estimados a partir das condições de homogeneidade da função-custo e de simetria da função-translog, sendo w1: custo de mão-de-obra; w2: custo de energia elétrica; w3: custo capital; q1: quantidade de água; q2: quantidade de esgoto, T: variável de tendência.

**Tabela 6.1.B- Testes da razão de verossimilhança dos parâmetros da fronteira de custo translog**

Teste de Averiguação	Hipótese Nula	Valor da Estatística Razão Verossimilhança, LR	
		Calculado	Crítico a 5%
Consistência funcional translog	$H_0 : \delta_{ij} = \gamma_{sh} = \lambda_{is} = 0$	77,0952	21,03
Homoteticidade	$H_0: \lambda_{is}=0$	23,0418	9,49
Variação tecnológica no tempo	$H_0 : \Psi_1 = \Psi_2 = 0$	1,3488	3,84

FONTE: Elaborado pelo autor.

Devido à importância de algumas propriedades caracterizadoras da estrutura de custos do setor de saneamento, os resultados serão analisados separando água de água e esgoto em conjunto. Além do mais, os resultados também serão apresentados de acordo com o porte, titularidade e localização geográfica da companhia de saneamento, tal como apresentada na descrição dos dados.

#### 6.1.1. Significância e sinais esperados das variáveis explicativas

Dentre os dezesseis parâmetros estimados para as variáveis explicativas do modelo, os valores calculados pela estatística “t”, para um nível de significância de 5%, implicam na rejeição da hipótese de nulidade para a metade desses parâmetros constantes na Tabela 6.1.A por exceder o seu valor crítico<sup>9</sup>. Entre os parâmetros com hipótese nula não rejeitada constam aqueles que indicariam a variação do progresso técnico, um resultado um tanto esperado considerando-se o pequeno intervalo de tempo, de quatro anos apenas.

Em termos do sinal da correlação entre o custo e as variáveis explicativas, apenas a variável quantidade de esgoto,  $q_2$ , não atende ao sinal positivo teoricamente esperado. Ressalte-se, contudo, que o importante para a consistência de uma função-custo estimada é a constatação das propriedades citadas na subseção 2.4. Em especial, conforme RÖLLER (1988), aquelas que levam ao conceito de uma “função-custo própria”. Röller define que uma função-custo é dita “própria” quando a mesma apresenta custos marginais não negativos, concavidade nos preços e monotonicidade, sendo a não negatividade dos custos marginais a propriedade mais importante para assegurar que o comportamento degenerativo da função translog não seja excessivo.

#### 6.1.2. Consistência da forma funcional

Um primeiro teste consiste em verificar se a forma funcional Cobb-Douglas não seria uma representação mais adequada para função-custo estimada. Para tal, é

<sup>9</sup> O valor correspondente a este nível de significância é aproximadamente igual ao módulo de 2 ( $\pm 1,96$ ).

suficiente impor a hipótese nula sobre os coeficientes de segunda ordem e de produtos cruzados constantes na equação (3.6). Esta hipótese como as duas seguintes desta subseção são efetuadas empregando-se o teste da razão de verossimilhança, LR, o qual consiste em subtrair do valor da função de log-verossimilhança restringida,  $L_r$ , o valor da função de log-verossimilhança no modelo não restringido,  $L_{nr}$ , conforme ilustra a Equação (6.1) seguinte.

$$LR = -2[\log(L_r/L_{nr})] = -2[\log(L_r) - \log(L_{nr})] \quad (6.1)$$

O valor da função de log-verossimilhança resultante da estimação sob a hipótese nula acima (valor restringido) é de  $-30,1855$ , o que resulta pela Equação (6.1) num valor calculado de  $77,1$  que, conforme mostra a Tabela 6.1.B, está muito acima do seu limite crítico dado pela distribuição  $\chi^2_{(12)}$ . Isso significa que a forma translog é muito mais apropriada para representar a fronteira de custo do setor de saneamento.

A não rejeição desta hipótese implicaria em assumir a seguinte forma funcional para a Equação (3.6), cuja estimativa dos parâmetros encontram-se no Apêndice E.

$$\ln c(w, q, T) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \sum_{s=1}^2 q_s + \Psi_1 T + \Psi_2 T^2 + u + v \quad (6.2)$$

### 6.1.3. Homoteticidade da fronteira de custo translog

A subseção 2.6 mostrou que uma função-custo é homotética se e somente se a função de produção for homotética. Conseqüentemente, a função-custo translog definida na equação (3.1) pode ser separada em dois componentes multiplicativos, um envolvendo os preços dos fatores e outro as quantidades produzidas:

$$c(w, q) = f(w) \cdot g(q) \quad (6.3)$$

Aplicando logaritmo a equação (6.3), tem-se

$$\ln c(w, q) = \ln f(w) + \ln g(q) \quad (6.4)$$

De acordo com a equação (6.4), se todos os coeficientes  $\lambda_{is}$  forem iguais a zero na função de custo translog, expressa em (3.1), o resultado será uma função de produção homotética.

Logo, para verificar a existência de homoteticidade na função de produção nas empresas de saneamento é suficiente efetuar o seguinte teste da hipótese nula:  $H_0: \lambda_{is}=0, i = 1,2,3$  e  $s = 1, 2$ . Isso implica, empregando o teste da LR, estimar a fronteira de custo restringida, desprezando-se para isso os quatro últimos termos que

antecedem a variável de tendência na equação (3.6). O valor da função de log-verossimilhança restringido,  $L_r$ , foi de  $-3,4847$ , tal que valor da LR calculado conforme mostra a Tabela 6.1.B excede significativamente a estatística  $\chi^2_{(4)}$ .

Como a função homotética representa uma transformação monotônica de uma função linearmente homogênea [VARIAN (1992)], isto significa dizer que se os insumos  $w$  e  $w'$  resultam num nível de produto,  $q$ , então  $2w$  e  $2w'$  podem produzir o mesmo nível de produto, mas não necessariamente  $2q$ . Portanto, a constatação de não homoteticidade na função-custo do setor de saneamento já sinaliza que a tecnologia de produção do setor não apresenta retornos constantes de escala (homogeneidade linear) em seu processo produtivo, sendo a determinação do grau de economias de escalas o indicativo de que estes retornos sejam crescentes ou decrescentes.

#### 6.1.4. Teste para variação do progresso técnico no tempo

É interessante ainda verificar a estabilidade da fronteira de custo em relação ao tempo. Assim como ocorreu com a estatística “t” para cada um dos parâmetros de variação do progresso técnico, conjuntamente a hipótese de nulidade também não pode ser rejeitada pela razão de verossimilhança constante na Tabela 6.1.B.

#### 6.1.5. Concavidade

A função-custo em estudo será côncava em relação aos preços, se para um dado conjunto de pontos  $\bar{w}_1, \bar{w}_2, \bar{w}_3$  do vetor de preços  $w_1, w_2$  e  $w_3$  e para qualquer outro do domínio tivermos:

$$c(w, q) \leq c(\bar{w}, q) + c'(\bar{w}_1, q)(w_1 - \bar{w}_1) + c'(\bar{w}_2, q)(w_2 - \bar{w}_2) + c'(\bar{w}_3, q)(w_3 - \bar{w}_3) \quad (6.5)$$

onde  $c'(\bar{w}_i, q)$  indica a derivada primeira da função-custo em relação ao insumo  $i$ , avaliada em  $\bar{w}_i$ ,  $i=1,2,3$ . A aplicação desta definição aos dados da amostra resultou que 100% das observações atendem a inequação definida em (6.5).

#### 6.1.6. Flexibilidade do Custo

Da seção 2.4, tem-se que as equações de flexibilidade ou elasticidade do custo,  $s_{q_i}$ , para uma função translog, em relação a dois produtos, são dadas por:

$$sq_1 = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_1} = \gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + (\gamma_{12} + \gamma_{21}) \ln q_2 + \lambda_{11} \ln w_1 + \lambda_{21} \ln w_2 + \lambda_{31} \ln w_3 \quad (6.6)$$

$$sq_2 = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_2} = \gamma_2 + \gamma_{22} \ln q_2 + (\gamma_{12} + \gamma_{21}) \ln q_1 + \lambda_{12} \ln w_1 + \lambda_{22} \ln w_2 + \lambda_{32} \ln w_3$$

A Tabela 6.1.6 seguinte apresenta os valores máximos, médios e mínimos da flexibilidade do custo de produção de água e de água e esgotamento conjuntamente para os quatros anos da amostra, sendo 1,20 o valor médio da flexibilidade do custo da produção de água e 0,75 o seu valor mínimo. Enquanto a produção de água e esgotamento implica numa elasticidade média do custo da ordem de 1,85.

**Tabela 6.1.6 – Flexibilidade do custo de produção de água e de água e esgoto combinados**

Valor	Ano							
	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto						
Máximo	1,51	2,28	1,54	2,32	1,61	2,83	1,56	2,34
Médio	1,18	1,84	1,20	1,85	1,20	1,87	1,21	1,85
Mínimo	0,84	1,15	0,88	1,20	0,75	1,17	0,83	1,23

FONTE: Elaborado pelo autor.

### 6.1.7. Custos marginais e sua não negatividade

Dada a especificação translog para a função-custo e respectiva equação da flexibilidade do custo para um bem  $i$  qualquer, obtém-se o seu custo marginal de produção,  $CMg_i$ , pela seguinte expressão:

$$CMg_i = \frac{\hat{C}}{q_i} sq_i \quad (6.7)$$

Onde é  $\hat{C}$  valor estimado de  $C$  na equação (3.6) e  $sq_i$  é a flexibilidade do custo em relação ao bem  $q_i$ , ( $i=1, 2$  - água e esgotamento), definida na equação (6.6).

A Tabela 6.1.7.A apresenta a estimativa dos custos marginais médios de produção de água e de água e esgoto conjuntamente de acordo com o porte da companhia. Uma primeira constatação é o fato de os custos marginais, tanto para água como água e esgoto conjuntamente, relacionarem diretamente com o porte das companhias, antecipando assim o resultado a ser obtido mais a frente, de inexistência de economias de escalas no setor. Observa-se ainda que foram as empresas de

grande porte que apresentaram no período estudado as maiores elevações em seus custos marginais, acumulando uma alta de 41,5% em seus custos marginais de produção de água entre 1998 e 2001.

**Tabela 6.1.7.A – Custos marginais médios de água e de água e esgoto combinados segundo o porte da companhia - Em R\$/1000m<sup>3</sup> de 1998**

Porte da Cia	Ano							
	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto						
Pequeno	601,18	927,71	593,17	876,26	599,88	893,83	609,05	894,50
Médio	654,31	1039,69	612,10	963,75	593,17	946,37	593,63	920,11
Grande	701,58	1175,19	668,57	1097,56	665,43	1095,64	696,74	1136,84

FONTE: Elaborado pelo autor.

A Tabela 6.1.7.B seguinte apresenta os custos marginais segmentados entre companhias estaduais e municipais de água e água e esgoto conjuntamente. Como esta segmentação praticamente coincide com o porte, o resultado é praticamente o mesmo do apresentado na Tabela 6.1.7.A, as empresas municipais, em sua maioria de pequeno ou médio porte, apresentam custos marginais inferiores aos verificados para as empresas estaduais, em geral de grande ou médio porte.

**Tabela 6.1.7.B - Custos marginais médios de água e de água e esgoto por tipo de atuação da companhia - Em R\$/1000m<sup>3</sup> de 1998**

Titularidade	Ano							
	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto						
Estadual	682,26	1132,25	643,69	1038,51	624,60	1009,16	645,83	1038,93
Municipal	604,12	903,28	589,26	871,60	603,45	911,02	609,30	889,15

FONTE: Elaborado pelo autor.

É importante fazer uma comparação dos custos marginais estimados com as tarifas praticadas pelas companhias de saneamento no país. Em termos de água e esgoto conjuntamente, a Tabela 6.1.7.C seguinte demonstra que tanto as companhias estaduais como as municipais praticam uma tarifa média inferior aos seus custos marginais. Para o caso das companhias municipais, a tarifa praticada sequer cobre o custo marginal de produção de água.

Apesar disso, a Tabela 6.1.7.C mostra que as companhias municipais estão financeiramente mais equilibradas do que as estaduais, pois estas últimas estão com tarifas praticadas inferiores às próprias despesas totais incorridas (custo médio), exceto para o primeiro ano do estudo<sup>10</sup>.

**Tabela 6.1.7.C – Tarifas médias praticadas pelas companhias de saneamento básico do país por tipo de atuação <sup>(4)</sup> - Em R\$/1000 m<sup>3</sup> de 1998**

Atuação	Tarifas e Despesas Totais	Ano			
		1998	1999	2000	2001
Estadual	Tarifa média praticada (água+esgoto)	930	839	823	789
	Despesa total dos serviços faturados	920	839	877	810
	Tarifa média praticada (água+esgoto)	610	525	538	479
Municipal	Despesa total dos serviços faturados	500	424	438	430

FONTE: PMSS 1998 a 2001.

A Tabela 6.1.7.D seguinte apresenta a estimativa dos custos marginais de água e água e esgoto combinados por regiões geográficas. Em que pese a escassez de água na região, são as companhias do Nordeste que apresentam o segundo menor custo marginal médio de produção de água, atrás apenas da região Sul. Para água e esgoto combinados, são as companhias da região Norte que apresentam os menores custos marginais médios, enquanto as companhias da região Centro-Oeste são as que apresentam os maiores custos marginais.

**Tabela 6.1.7.D - Custos marginais de água e de água e esgoto por região geográfica de atuação da companhia - Em R\$/1000 m<sup>3</sup> de 1998**

Regiões	Ano							
	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto						
Norte	652,70	1088,20	608,42	937,55	600,74	911,56	578,92	895,60
Nordeste	645,46	1044,93	615,34	986,71	572,20	929,85	620,25	989,26
Sudeste	635,28	983,10	623,88	946,43	630,09	969,70	639,02	959,27
Sul	624,27	1016,74	542,84	891,53	600,27	983,80	609,50	979,22
C.Oeste	765,42	1259,39	737,17	1196,55	707,13	1157,18	729,66	1179,70

FONTE: Elaborado pelo autor.

Finalmente, pode-se constatar a não negatividade dos custos marginais a partir da equação (6.7), já que o termo  $(C/q_i)$  nesta equação assume sempre valores não

<sup>10</sup> São constatações como estas que induzem os organismos multilaterais imporem reestruturação tarifária às empresas de saneamento do país como condição para habilitação a qualquer financiamento.

negativos, a constatação de valores mínimos sempre positivos obtidos com a flexibilidade do custo da Tabela 6.1.6 garante então esta proposição.

### 6.1.8. Economias de escala

A subseção 2.4 mostrou que o grau de retorno de escala corresponde ao recíproco da flexibilidade do custo. Tal que, de acordo com a Equação (2.6), o cálculo deste retorno para uma firma que produz dois bens corresponderá ao inverso da soma dos valores determinados nas expressões (6.6), ou seja,

$$rs = \frac{1}{sq_1 + sq_2} \quad (6.8)$$

A Tabela 6.1.8.A seguinte reproduz o resultado das economias de escala global para as companhias de saneamento sob uma perspectiva de três situações diferentes. Na última linha deste quadro têm-se os valores do grau de retorno de escala considerando-se a definição dada na Equação (6.8), ou seja, enquanto companhias multiproduto, as empresas de saneamento apresentam retornos de escala decrescente, cujo nível de 0,55 se mostrou constante para os quatro anos da amostra.

**Tabela 6.1.8.A –Valores máximos, médios e mínimos das economias médias de escala por serviços prestados**

Serviço	Valor	Ano			
		1998	1999	2000	2001
Água	máximo	1,19	1,13	1,34	1,21
	médio	0,87	0,85	0,85	0,84
	mínimo	0,66	0,65	0,62	0,64
Esgoto	máximo	3,22	3,21	2,47	2,65
	médio	1,59	1,61	1,57	1,61
	mínimo	1,10	1,16	0,82	1,19
Água e Esgoto	máximo	0,87	0,84	0,85	0,81
	médio	0,55	0,55	0,55	0,55
	mínimo	0,44	0,43	0,35	0,43

FONTE: Elaborado pelo autor.

A primeira linha da Tabela 6.1.8.A demonstra que retornos de escala decrescentes também seriam obtidos mesmo admitindo-se que as companhias de saneamento fossem firmas prestadores de um único bem, o saneamento, tal como fazem alguns estudos na literatura internacional. A propósito, o já mencionado estudo de MIZUTANI (2001), também constatou que as firmas de saneamento do Japão

independente do seu porte ou da forma funcional da função-custo apresentavam retornos de escala decrescentes, para o caso da função translog o grau de retorno variou de 0,8646, para as pequenas empresas, a 0,891 para as grandes, portanto bem próximos dos valores calculados neste estudo sob uma perspectiva monoproduto.

A Tabela 6.1.8.A mostra ainda que, enquanto prestadores de esgotamento sanitário, as companhias de saneamento apresentam retornos crescentes de escala. Resultado que se verifica também na análise segmentada por porte da companhia.

A Tabela 6.1.8.B apresenta o grau de retorno de escala pelo porte da companhias de saneamento. Como empresas multiproduto, observa-se que o grau de retorno de escala para as grande porte é menor do que o observado para as de pequeno e médio portes, sendo que estas últimas apresentam, contudo, os maiores níveis de retorno.

**Tabela 6.1.8.B – economias médias de escala por porte das companhias**

Porte	Serviço	Ano			
		1998	1999	2000	2001
Pequeno	Água	0,83	,81	0,83	0,83
	Esgoto	1,77	1,77	1,76	1,84
	Água e Esgoto	0,56	0,55	0,56	0,57
médio	Água	0,91	0,89	0,88	0,87
	Esgoto	1,63	1,66	1,58	1,62
	Água e Esgoto	0,58	0,57	0,56	0,56
grande	Água	0,87	0,85	0,85	0,83
	Esgoto	1,28	1,31	1,30	1,31
	Água e Esgoto	0,52	0,51	0,51	0,51

FONTE: Elaborado pelo autor.

KIM e CLARK (1998) num estudo de dados de séries temporais para as companhias de saneamento dos Estados Unidos concluiu que o grau de retorno de escala global variava inversamente com o porte da companhia, sendo que as empresas pequenas apresentavam retornos crescentes, de 1,333, enquanto as empresas médias e grandes apresentavam retornos de escala decrescentes, da ordem de 0,992 e de 0,875, respectivamente.

As Tabelas 6.1.8.C e D reproduzem, respectivamente, o grau de retorno de escala das companhias de saneamento por titularidade e atuação regional da companhia.

**Tabela 6.1.8.C – Economias médias de escala por tipo de atuação da companhia de saneamento**

Titularidade	Serviço	Ano			
		1998	1999	2000	2001
Estadual	Água	0,94	0,92	0,92	0,91
	Esgoto	1,53	1,54	1,53	1,50
	Água e Esgoto	0,58	0,57	0,57	0,56
Municipal	Água	0,78	0,76	0,76	0,76
	Esgoto	1,66	1,69	1,63	1,75
	Água e Esgoto	0,52	0,52	0,52	0,53

FONTE: Elaborado pelo autor.

**Tabela 6.1.8.D – Economias médias de escala por região de atuação da companhia de saneamento**

Regiões	Serviço	Ano			
		1998	1999	2000	2001
NORTE	Água	1,04	1,05	1,04	1,03
	Esgoto	2,08	2,08	2,06	1,92
	Água e Esgoto	0,69	0,69	0,69	0,67
NORDESTE	Água	0,90	0,86	0,88	0,87
	Esgoto	1,46	1,45	1,42	1,46
	Água e Esgoto	0,55	0,54	0,54	0,54
SUDESTE	Água	0,79	0,76	0,76	0,77
	Esgoto	1,55	1,59	1,55	1,64
	Água e Esgoto	0,52	0,51	0,51	0,52
SUL	Água	0,90	0,93	0,91	0,88
	Esgoto	1,54	1,53	1,47	1,52
	Água e Esgoto	0,55	0,57	0,56	0,55
C.OESTE	Água	0,90	0,89	0,91	0,86
	Esgoto	1,39	1,43	1,41	1,40
	Água e Esgoto	0,54	0,55	0,55	0,53

FONTE: Elaborado pelo autor.

### 6.1.9. Tamanho mínimo da companhia

Uma vez constatada que as companhias de saneamento trabalham com retornos decrescentes é interessante então determinar o tamanho ótimo de produção. O tamanho ótimo refere-se ao nível de produção que determina o ponto de mínimo da curva de custo médio de produção, BAUMOL, PANZAR e WILLIG (1982).

O ponto de mínimo poder ser determinado tanto em termos do nível de produção de água tratada,  $q_1$ , como de águas servidas (esgotamento),  $q_2$ . O custo médio, CMe, para produção de água sob a forma funcional definida na equação (3.1) é obtido da seguinte forma:

$$CMe = \left( \frac{1}{q_1} \right) \exp[\ln c(w, q)] \quad (6.9)$$

Para efeito do cálculo do ponto de mínimo na equação (6.9), consideram-se constantes as demais variáveis, exceto o vetor de quantidades,  $q$ . As condições de primeira ordem para o custo médio mínimo são então dadas pelas equações (6.10) seguintes. O Apêndice C aporta a derivação de tais equações.

$$\begin{aligned} \gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + 2\gamma_{12} \ln q_2 - 1 &= 0 & (a) \\ \gamma_2 + 2\gamma_{12} \ln q_1 + \gamma_{22} \ln q_2 &= 0 & (b) \end{aligned} \quad (6.10)$$

Resolvendo o par de equações dado em (6.10), obtêm-se as equações para  $q_1$  e  $q_2$ , em função dos parâmetros do modelo. Especificamente para a quantidade de água faturada  $q_1$ , obtêm-se a seguinte expressão.

$$q_1 = \exp \left[ \frac{\gamma_{22}(1 - \gamma_1) + 2\gamma_{12}\gamma_2}{\gamma_{11}\gamma_{22} - 4\gamma_{12}^2} \right] \quad (6.11)$$

A substituição dos valores estimados dos parâmetros constantes na Tabela 6.1.A fornece a quantidade de água no ponto que minimiza a função-custo translog para as empresas de saneamento. O resultado da substituição acima é uma produção anual faturada de água da ordem de 3.711,39 mil metros cúbicos. Em termos de atendimento populacional, esta quantidade corresponde ao valor observado para um município do porte de Garanhuns, Pernambuco, cuja estatística de volume faturado conforme SNIS (1999) era de 3.779,2 mil  $m^3$ , com uma população atendida de 101.128 habitantes.

Este valor é, de certa forma, pequeno, mas justificado pela constatação de retornos de escalas decrescentes vistos no item 6.1.8. No estudo de MIZUTANI e URAKAMI (2001) foi determinado um volume anual de 261.100 mil metros cúbicos como o tamanho de oferta de água que minimizava o custo médio de uma empresa de saneamento no Japão.

#### 6.1.10. Subaditividade

A subseção 2.5 mostrou que os custos para a produção de dois bens serão subaditivos desde que  $C(q_1, 0) + C(0, q_2) > C(q_1, q_2)$ . Empiricamente não se tem como averiguar esta propriedade para as empresas de saneamento do país em função da inexistência de companhias dedicadas exclusivamente à prestação dos serviços de esgotamento sanitário, ou seja, o termo  $C(0, q_2)$  é indefinido.

Considerando-se, contudo, que foram arroladas naquela subseção as fontes principais de subaditividade custos, pode-se, então, especular quais dessas fontes poderiam estar presentes no processo produtivo das companhias de saneamento.

Sobre a existência de fatores comuns nos processos de produção de água e de esgotamento, pode-se mencionar pelo menos quatro fontes: i) a estrutura de medição e arrecadação, sendo que na medição e faturamento a economia de escopo é de 100%; ii) instalações administrativas; iii) quadro técnico de engenharia; iv) pessoal e equipamentos de manutenção.

Verifica-se ainda que parte dos insumos podem ser compartilhados na prestação dos serviços de água e esgoto por haver reserva de capacidade, a exemplo dos equipamentos e veículos de fiscalização e manutenção.

Em função dessas constatações também não se pode rejeitar uma suposta complementaridade tecnológica e comercial entre os processos de produção de água e de esgotamento sanitário. Tal que, ainda que não se tenha testado empiricamente essa propriedade no setor de saneamento, verifica-se que muitos dos fatores responsáveis pela subaditividade de custos estão presentes no setor.

## **6.2. Resultados estimados da função de ineficiência**

As Tabelas 6.2.A e 6.2.B seguintes reproduzem respectivamente a estimativa final dos parâmetros da função-ineficiência estabelecida na equação (4.3) e os resultados dos testes de razão de verossimilhança realizados sobre a ineficiência.

**Tabela 6.2.A - Estimativas finais por máxima verossimilhança dos parâmetros da função-ineficiência para o setor de saneamento**

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estimativa do Coeficiente</i>	<i>Estatística z</i>
Constante	$\Omega_0$	0,4309	0,7342
I02:Economias/No.Empregados	$\Omega_1$	-0,0021	-3,0846
I07:Desp.pessoal e de Terc./Despesas totais	$\Omega_2$	-0,0153	-2,0218
I09:Hidrometração	$\Omega_3$	-0,0147	-3,4240
I12: Desempenho Financeiro	$\Omega_4$	-0,0025	-0,7774
I15:Coleta de Esgoto	$\Omega_5$	-0,0019	-0,4850
I29:Evasão de Receitas	$\Omega_6$	-0,0119	-2,4506
I49: Perdas de distribuição	$\Omega_7$	0,0058	0,7921
DR, <i>Dummy</i> :1:estadual; 0:municipal	$\Omega_8$	1,3914	3,5227
Qa: quantidade de água produzida	$\Omega_9$	-0,0035	-1,9278
Variância de $u_t$ (ineficiência)	$\sigma_u^2$	0,2490	5,0183
Razão das variâncias, onde $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$	$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$	0,9265	38,0358

FONTE: Elaborado pelo autor.

**Tabela 6.2.B - Testes da razão de verossimilhança dos parâmetros da função de ineficiência**

<i>Teste de Averiguação</i>	<i>Hipótese Nula</i>	<i>Valor da Estatística Razão Verossimilhança, LR</i>	
		<b>Calculado</b>	<b>Crítico a 5%</b>
Existência de Ineficiência	$H_0: \gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2 = 0$	79,6391	5,138.(*)

FONTE: Elaborado pelo autor. (\*)Valor crítico obtido da Tabela 1 de KODDE e PALM (1986) dado que a razão de verossimilhança, LR, para  $\gamma=0$  (que implica  $\sigma_u^2=0$ ) tem uma distribuição assintoticamente qui-quadrada mista, isto é,  $\frac{1}{2} \chi_0^2 + \frac{1}{2} \chi_1^2$ .

### 6.2.1. Significância estatística e sinais esperados dos parâmetros estimados

Dado o número de observações, de 176, e considerando-se um nível de significância de 5% tem-se que o valor crítico da razão "t" é de cerca de 1,96, com isso, fazem-se as seguintes considerações sobre a significância e correlação esperadas para as variáveis explicativas incluídas na função de ineficiências.

Os índices de produtividade e hidrometração tais como definidos anteriormente, se mostraram significativamente relevantes na determinação do grau

de ineficiência técnica, todos eles apresentando uma correlação negativa com a ineficiência das companhias.

Os índices de incidência de despesas de pessoal e de serviços de terceiros nas despesas totais com os serviços e de evasão de receitas apresentaram, embora estatisticamente relevantes, correlação contrária ao teoricamente esperado. Buscava-se com o índice de incidência de despesas com pessoal averiguar se o fenômeno do empreguismo nas companhias estatais contribuía para a ineficiência das companhias de saneamento, mas o resultado foi o contrário: quanto maior a incidência de despesas com pessoal, menor o grau de ineficiência econômica nas companhias.

Já os índices de desempenho financeiro, coleta de esgoto, perdas de distribuição e volume produzido de água surpreendentemente não se mostraram relevantes como variáveis explicativas da ineficiência, cuja hipótese nula sobre os parâmetros estimados não foi rejeitada.

Em relação à adição da variável *dummy*, assumindo o valor 1 se a companhia fosse estadual, e 0, para municipal, observa-se que se trata de uma variável relevante e positivamente correlacionada, implicando com isso que a ineficiência é maior nas companhias estaduais. Finalmente, verifica-se que a quantidade de água produzida está inversamente correlacionada com a função de ineficiência, ou seja, à medida que aumenta a quantidade de água produzida reduz o grau de ineficiência, um resultado, que embora esperado, contradiz, de certo modo, com o resultado obtido com a variável *dummy*.

### **6.2.2. Testes de hipótese para ineficiência**

Um primeiro teste a despertar interesse consiste em verificar a inexistência dos efeitos de ineficiência técnica sobre a produção dos serviços prestados pelas companhias de saneamento básico do país. Este teste equivale a averiguar se a fronteira estocástica definida na equação (3.6) difere significativamente do modelo determinístico definido na equação (3.5).

Um dos testes que pode ser empregado para este fim consiste em fazer a seguinte hipótese nula:  $H_0 : \gamma = 0$ . Esta hipótese emprega também o teste da razão de verossimilhança, LR, e é calculada pelo FRONTIER, denominada “*LR test of the sided error*”. O valor restringido da função de log-verossimilhança é aquele obtido no modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, MQO, calculado em  $-31,6554$ . A substituição deste número e do valor da função de log-verossimilhança no modelo

estocástico, constante na Tabela 6.2.B, na equação (6.1) resulta em 79,38, que excede o valor crítico constante neste mesmo quadro. Deste modo, a hipótese nula é rejeitada em favor da hipótese alternativa de que existe ineficiência no processo produtivo nas companhias de saneamento.

Uma vez testada a existência da ineficiência, cabe mencionar que pela definição de gama ( $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ ), o valor estimado em 0,9265 indica que 92,65% da variação residual da fronteira estocástica estimada é devido ao efeito ineficiência.

### 6.2.3. Resultados e análise da eficiência estimada

O índice de eficiência apresentado na Tabela 6.2.3 a seguir corresponde ao inverso do índice de ineficiência estimado pelo FRONTIER 4.1. Os resultados anuais do índice serão apresentados por porte da companhia, esfera e região geográfica de atuação.

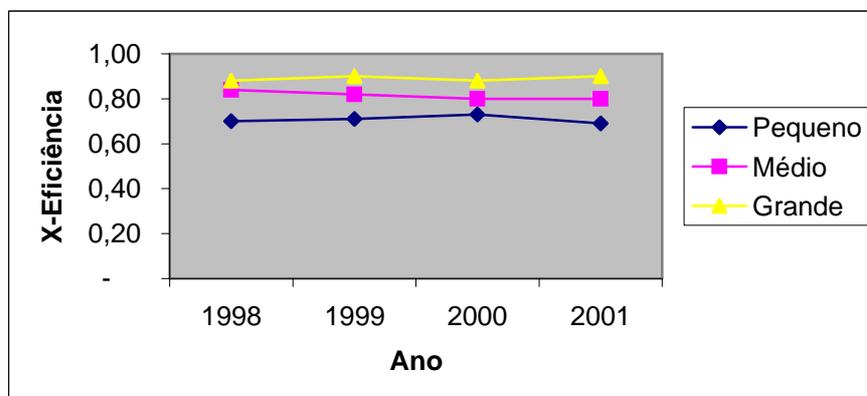
**Tabela 6.2.3 - Índice de eficiência das companhias de saneamento de acordo com o porte, a titularidade e a região**

Segmentação		Ano			
		1998	1999	2000	2001
Porte	Pequeno	0,70	0,71	0,73	0,69
	Médio	0,84	0,82	0,80	0,80
	Grande	0,88	0,90	0,88	0,90
Titularidade	Estadual	0,86	0,86	0,83	0,85
	Municipal	0,72	0,72	0,75	0,70
	Norte	0,79	0,82	0,72	0,73
Região	Nordeste	0,82	0,81	0,84	0,84
	Sudeste	0,78	0,77	0,77	0,74
	Sul	0,77	0,80	0,87	0,86
	Centro-Oeste	0,89	0,88	0,88	0,90

FONTE: Elaborado pelo autor.

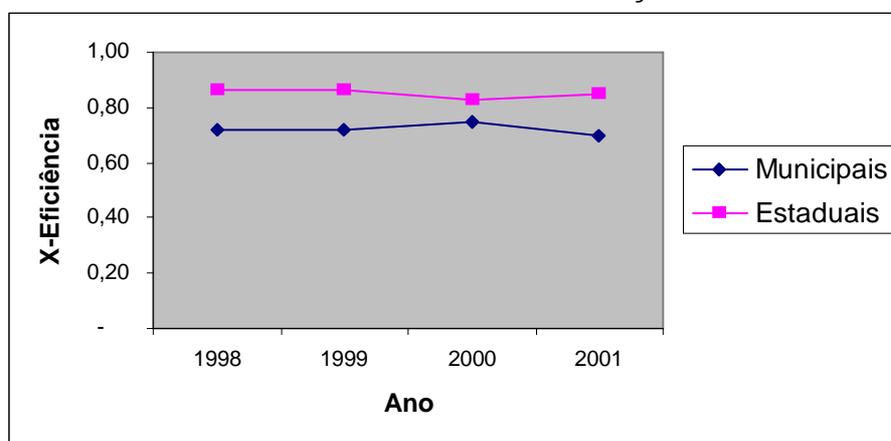
Diferentemente dos resultados de retornos de escala constatados para o setor, a Tabela 6.2.3 mostra que o nível de eficiência técnica está diretamente relacionado com o porte da empresa. As empresas grandes são mais eficientes do que as médias e estas mais eficientes do que as pequenas. Uma visualização gráfica desta segmentação é dada no Gráfico 6.2.3. A seguinte.

**Gráfico 6.2.3.A - Índice de eficiência das companhias de saneamento de acordo com o porte**



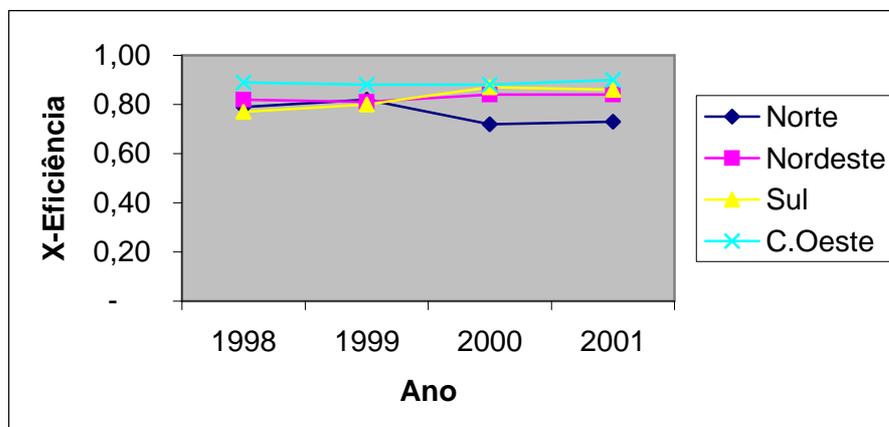
O Gráfico 6.2.3.B seguinte ilustra os valores médios dos resultados da eficiência técnica das companhias de saneamento de acordo com a esfera de atuação da companhia. Como esta classificação praticamente segmenta as companhias em pequenas e grandes, o resultado é que em média as companhias estaduais apresentam maiores índices de eficiência.

**Gráfico 6.2.3.b – Índice de eficiência das companhias de saneamento de acordo com a esfera de atuação**



Finalmente o Gráfico 6.2.3.C ilustra os valores médios dos resultados de eficiência técnica das companhias de saneamento de acordo com a região geográfica de atuação, constatando-se que, em média, as companhias da região Centro-Oeste são as que apresentam maiores índices de eficiência econômica, seguidas pelas companhias do Nordeste.

**Tabela 6.2.3.C – índice de eficiência das companhias de saneamento de acordo com a esfera de atuação**



## 7. CONCLUSÕES

O estudo estimou uma fronteira estocástica de custo translog objetivando descrever a tecnologia de produção no setor de saneamento básico do país e complementarmente estimar o grau de eficiência técnica presente no setor.

A função estimada atendeu rigorosamente as propriedades desejadas para uma função-custo, como a não negatividade dos custos marginais e a concavidade em relação aos preços dos insumos. Também ficou demonstrado que a forma funcional translog é mais apropriada para representar a fronteira de custos do que a forma funcional Cobb-Douglas.

Quanto à caracterização da tecnologia de produção uma primeira propriedade constatada foi a não homoteticidade no processo de produção do setor de saneamento, uma sinalização de que o mesmo não trabalha com retornos constantes de escala.

O estudo demonstrou que no período analisado, 1998 a 2001, não se verificou deslocamento de nível da fronteira de produção, provocado por variação tecnológica do tipo *Hicks-neutral*, provavelmente explicado pelo curto período de tempo estudado.

As estimativas médias da flexibilidade do custo em relação à produção de água e de água e esgoto combinados foram, respectivamente, de 1,20 e de 1,85, sendo esta última a soma da elasticidade custo de água com a elasticidade custo de

esgotamento, o que significa dizer que a elasticidade em conjunto dos dois bens supera em 50% o valor verificado para a produção de água.

Os resultados para as medidas de economias de escala vieram corroborar estudos realizados em outros países de que o setor trabalha com retornos decrescente de escala. Enquanto empresas prestadoras de um único serviço, o saneamento, como fazem alguns estudos internacionais, o setor está trabalhando com um nível de retorno de escala da ordem de 0,83 para as empresas de pequeno porte, 0,89 para as de médio, e 0,86 para as de grande porte. Conjuntamente para água e esgoto, estes índices caem, respectivamente, para 0,56, 0,57 e 0,51. Já para a prestação do serviço de esgotamento sanitário, os resultados foram retornos crescentes de escala, variando de 1,28 para as grandes empresas, a 1,84 para as pequenas.

Constatado que o setor trabalha com retornos decrescentes, foi determinado o nível de produção que leva o custo médio das empresas atingir o seu valor mínimo, resultando numa produção anual faturada de água da ordem de 3.711,39 mil metros cúbicos, suficientes para atender uma localidade com uma população média da ordem de 100 mil habitantes.

A estimativa dos custos marginais de água foi um dos resultados mais surpreendentes do estudo. A começar pelo fato desses custos crescerem com o porte da empresa, certamente, uma conseqüência da inexistência de economias de escala verificada para o setor. Um segundo resultado é o fato de as companhias da região Centro-Oeste apresentarem os maiores níveis de custos marginais no país, tanto para água isoladamente, como para água e esgoto, enquanto que as companhias da região Nordeste apresentaram o segundo mais baixo nível de custos marginais, dando a entender que a maior disponibilidade de recursos hídricos não é um fator de custo determinante.

A análise dos custos marginais, em termos de titularidade das companhias, mostra que, em média, as empresas estaduais operam com custos marginais superiores às municipais. Em relação à água, isoladamente, o custo marginal nas companhias estaduais variou de R\$ 700 em 1998, a R\$ 920 por mil metros cúbicos, em 2001, enquanto que a tarifa média praticada variou neste mesmo período de R\$ 930 a R\$ 1.120.

Cabe ressaltar que neste setor, tarifas superiores aos custos marginais não implicam, contudo, em resultados econômico-financeiros positivos. Em conformidade

com as informações dos balanços patrimoniais aportados pelos relatórios do SNIS, em 1998 apenas quatro companhias, dentre as 26 estaduais constantes neste relatório, apresentaram lucro líquido positivos: Cosanpa/PA, Cagepa/PB, Sabesp/SP e Sanepar/PR. Em 2001, as informações desta mesma fonte mostram uma situação um pouco mais favorável, com seis dentre as 21 informadas apresentando lucros líquidos positivos. A explicação para este descompasso entre custo marginal e receita está na relevância dos custos médios para os monopólios, de fato, neste mesmo período, com exceção das companhias do Sudeste, todas as demais apresentaram despesas totais por metro cúbico superiores à tarifa praticada.

Finalmente, com a impossibilidade de realização de um teste empírico sobre a existência de subaditividade de custos no setor, buscou-se especular quais das fontes de economias de escopo mencionadas na literatura poderiam estar presentes no processo produtivo das companhias de saneamento. Em termos de ganhos de especialização, foram arroladas quatro fontes de economias de escopo para água e esgoto no setor: i) a estrutura de medição e arrecadação; ii) instalações administrativas; iii) quadro técnico de engenharia; iv) pessoal e equipamentos de manutenção. Muito dos insumos utilizados podem também ser compartilhados na prestação dos serviços de água e esgoto por haver reserva de capacidade, a exemplo dos equipamentos e veículos de fiscalização e manutenção. Essas constatações sinalizam a existência de subaditividade de custos no setor de saneamento, dado ainda pela forte complementaridade tecnológica e comercial entre os processos de produção de água e de esgotamento sanitário.

Quanto ao grau da ineficiência técnica no setor de saneamento, os testes estatísticos confirmaram sua existência no seu processo produtivo, sendo as variáveis índices de produtividade e de hidrometração as que se mostraram significativamente mais relevantes. Um resultado, de certo modo, esperado, considerando-se que o índice de produtividade empregado foi definido como sendo relação entre o número de empregados próprios da companhia e o número total de ligações, em sendo os custos com pessoal próprio o maior item de despesas de exploração das companhias de saneamento (46%, em 2001), fica demonstrada a representatividade deste índice na determinação do grau de ineficiência do setor. O índice de hidrometração, por sua vez, ao mostrar a relação ligações micromedidas/ligações ativas totais, termina por encampar uma série de outras variáveis, tais como perdas, desempenho financeiro, ou mesmo evasão de receitas, considerando-se que no caso das ligações sem

hidrômetros, os usuários, em geral não se preocupam com a racionalização do consumo de água.

A análise dos índices de eficiência mostrou que, apesar de operarem com custos marginais menores, as pequenas empresas são menos eficientes. Numa escala cuja eficiência máxima é a unidade, a média para os quatro anos de estudo foi de 0,71 para as empresas de pequeno porte, 0,82 para as de médio e 0,89 para as de grande. Por conseguinte, as companhias municipais sendo, em geral, menores do que as estaduais, se mostraram mais ineficientes, alcançando no período um índice médio de 0,73 contra 0,85 obtida para as companhias estaduais.

Finalmente, os índices de eficiência mostraram que, em termos regionais, as companhias da região Centro-Oeste são mais eficientes, vindo em seguida as companhias do Nordeste. Por outro lado, as companhias da região Norte se mostraram, em média, as mais ineficientes.

## 8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D.J.; CHU, S.F.(1968). On Estimating the Industry Production Function. *American Economic Review*, v.58, p.826-839.
- AIGNER, D. J.; LOVELL, C.A.K; SCHMIDT, P.(1977).Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*, v. 6, p. 21-37.
- ANEEL-Agência Nacional de Energia Elétrica. Tarifas Médias por Classe de Consumo/Regional e Brasil. Disponível no site: [www.aneel.gov.br](http://www.aneel.gov.br), acessado em 15.11.2004.
- BAUMOL,W.; PANZAR, J.; WILLIG, R.(1982). *Contestable Markets and the Theory of Industrial Structure*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- BARBOSA, F.H.(1985). *Microeconomia: teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira*. IPEA/INPES, Rio de Janeiro.
- CARVALHO Jr., J.R.de.(1994). *Mercados contestáveis, firma multiproduto e a função de custos: um novo paradigma para a regulamentação do setor de saneamento básico do Brasil*. Dissertação de Mestrado em Economia, UFC-CAEN, Fortaleza.
- COELLI, T.(1996) *A guide to FRONTIER version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation*. Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA) Working Papers, The University of New England-UNE – Australia.
- COELLI, T; RAO, D.S.P; BATTESE, G. E. ( 1998) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London.
- FARREL, M.J. (1957). The Measures of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistic Society*, Series A CXX, Part 3, p.253-290.
- GREENE, WILLIAM H. (2000). *Econometric Analysis*, 4<sup>th</sup>.Edition Prentice Hall, Inc.New Jersey.
- JORGENSON, DALE W.(1986).*Econometric Methods for Modelling Producer Behavior*, in *Handbook of Econometrics*, Vol. III, Edited by Z. Griliches and M.D.Intriligator, Elsevier Science Publishers, BV.
- KIM, H.Y; CLARK, R. M (1988). Economies of scale in water supply. *Regional Science and Urban Economies*. V. 18, p.479-502.
- LOOTY, M. et ali (2002). Economias de escala e escopo, in *Economia Industrial - Fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. (David Kupfer e Lia Hasenclever, organizadores), Editora Campus, Rio de Janeiro.
- MAS-COLLEL, A.; WHINSTON M.D.; GREEN, J.R. (1995). *Microeconomic Theory*, Oxford University Press, New York.
- MEEUSEN, W. ; BROECK, J.van den (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Function With Composed Erros. *International Economic Review*, v.18, p.435-444.
- MIZUTANI, F.; URAKAMI. Identifying network density and scale economies for Japanese water suply organizations.*Regional Science*, v.80 p.211-230.
- PMSS. Programa de Modernização do Setor de Saneamento, (1998, 1999, 2000 e 2001). Sistema Nacional de Informação em Saneamento - *Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgoto*. Brasília-DF.
- RÖLLER, L.H.(1988). Proper Quadratic Cost Functions with Application to Bell System. *Review of Economics and Statistics*. v.34, p.27-38.

.SHIN, T. R e YING, J.S (1992). Unnatural monopolies in local telephone in RAND *Journal of Economics*. v.23, No. 2, Summer 1992.

TIROLE, J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge, Mass.: MIT Press.

VARIAN, H.R.(1992).*Microeconomic analysis*, 3rd edition, W.W.Nrton e Company, Inc.

## APÊNDICES

### APÊNDICE A: DEMONSTRAÇÃO DAS CONDIÇÕES PARA HOMOGENEIDADE DE UMA FUNÇÃO-CUSTO MULTIPRODUTO TRANSLOG.

Para determinar as restrições de homogeneidade linear (HG1) nos preços dos insumos de uma função-custo translog, procede-se a demonstração usual de verificação do grau de homogeneidade de uma função, ou seja, multiplicando-se o argumento  $w$  (vetor de preços dos insumos) da equação (3.1) por uma constante  $t$  tem-se

$$\begin{aligned} \ln c(tw, q) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln tw_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln tw_i \ln tw_j + \\ & \sum_{s=1}^2 \gamma_s \ln q_s + \frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{h=1}^2 \gamma_{sh} \ln q_s \ln q_h + \sum_{i=1}^3 \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln tw_i \ln q_s \end{aligned} \quad (A1.1)$$

Separando em (A1.1) os termos afetados pela multiplicação da constante  $t$ , tem-se

$$\begin{aligned} \ln c(tw, q) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln t + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} [(\ln t + \ln w_i) \\ & (\ln t + \ln w_j)] + \sum_{s=1}^2 \gamma_s \ln q_s + \frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{h=1}^2 \gamma_{sh} \ln q_s \ln q_h + \\ & + \sum_{i=1}^3 \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} (\ln t + \ln w_i) \ln q_s \end{aligned} \quad (A1.2)$$

Reagrupando mais uma vez estes termos, tem-se:

$$\begin{aligned} \ln c(tw, q) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \\ & \sum_{s=1}^2 \gamma_s \ln q_s + \frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{h=1}^2 \gamma_{sh} \ln q_s \ln q_h + \sum_{i=1}^3 \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln w_i \ln q_s + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln t + \\ & + \frac{1}{2} \left\{ \sum_{i=1}^3 (\ln t)^2 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} + \ln t \sum_{i=1}^3 \ln w_i \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} + \ln t \sum_{i=1}^3 \delta_{ij} \ln w_j \sum_{i=1}^3 \delta_{ij} \right\} + \\ & + \ln t \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln q_s \sum_{i=1}^3 \lambda_{is} \end{aligned} \quad (A1.3)$$

Observe que os primeiros termos em (A1.3) reconstituem a curva  $\ln c(w, q)$ , seguida dos termos em  $t$ , tal que:

$$\begin{aligned} \ln c(tw, q) &= \ln c(w, q) + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln t + \\ &+ \frac{1}{2} \left\{ \sum_{i=1}^3 (\ln t)^2 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} + \ln t \sum_{i=1}^3 \ln w_i \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} + \ln t \sum_{i=1}^3 \delta_{ij} \ln w_j \sum_{i=1}^3 \delta_{ij} \right\} + \\ &+ \ln t \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln q_l \sum_{i=1}^3 \lambda_{is} \end{aligned} \quad (\text{A1.4})$$

Assim para que a equação em (A1.4) seja HG(1), impõem-se as seguintes condições:

$$\sum \alpha_i = 1 ; \quad \sum \delta_{ij} = 0; \text{ e } \quad \sum \lambda_{is} = 0 \quad (\text{A1.5})$$

Levando-se em conta as condições (A1.5) completa-se a demonstração da propriedade de homogeneidade da equação (3.1) do texto, ou seja,

$$\begin{aligned} \ln c(tw, q) &= \ln c(w, q) + \ln t \Rightarrow \ln c(w, q) = \ln c(tw, q) - \ln t = \ln \left( \frac{c(tw, q)}{t} \right) \\ \exp[\ln c(w, q)] &= \exp \left[ \ln \left( \frac{c(tw, q)}{t} \right) \right] \Rightarrow tc(w, q) = c(tw, q) \Rightarrow \text{HG}(1) \end{aligned} \quad (\text{A1.6})$$

### APÊNDICE B: Derivação das Restrições para a Concavidade da Função-Custo Translog

Para determinar as restrições requeridas para a propriedade de concavidade da função-custo translog em relação aos preços, a matriz das derivadas de segunda ordem (a matriz de hessianos,  $H$ ) em relação aos preços deve ser semidefinida negativa, ou seja,

$$H = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 c}{\partial w_1^2} & \Lambda & \frac{\partial^2 c}{\partial w_1 \partial w_i} \\ \text{M} & \text{K} & \text{M} \\ \frac{\partial^2 c}{\partial w_i \partial w_1} & \Lambda & \frac{\partial^2 c}{\partial w_i^2} \end{bmatrix} \quad i = 1, 2, 3. \quad (\text{A2.1})$$

Para facilitar a computação da matriz  $H$  em (A2.1), pode-se expressar a equação (3.1) sob a seguinte forma

$$c = e^{f(\ln w_1, \ln w_2, \ln w_3, \ln q_1, \ln q_2)} \quad (\text{A2.2})$$

onde  $f(\cdot)$  é definida pela equação (3.1).

Lembrando que as equações de participações de demanda,  $s_i$ , são obtidas a partir da equação (3.1), igualando a quantidade demanda do fato com a derivada parcial do custo com relação ao preço do fator, ou seja,

$$s_i = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln w_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln w_j + \sum_{l=1}^2 \lambda_{il} \ln q_l = \frac{\partial c}{\partial w_i} \cdot \frac{w_i}{c} = \frac{z_i w_i}{c} \quad (\text{A2.3})$$

onde  $z_i(w_i, c)$  é a demanda do fator  $i$ . Observando-se (A2.2) e (A2.3), é fácil verificar que para  $i \neq j$

$$\frac{\partial^2 \ln c}{\partial w_i \partial w_j} = \frac{c}{w_i w_j} \left[ s_i s_j + \frac{1}{2} \delta_{ij} \right] \quad (\text{A2.4})$$

E para  $i=j$ , tem-se

$$\frac{\partial^2 \ln c}{\partial w_i \partial w_j} = \frac{c}{w_i^2} \left[ \frac{1}{2} \delta_{ii} + s_i (s_i - 1) \right] \quad (\text{A2.5})$$

Agora a matriz  $H$  em (A2.1) pode ser expressa como

$$\frac{H}{c} = D_w [s s' - D_s + \frac{1}{2} \Gamma] D_w^{-1} \quad (\text{A2.6})$$

onde

$$D_w = \begin{bmatrix} w_1 & 0 & 0 \\ 0 & w_2 & 0 \\ 0 & 0 & w_3 \end{bmatrix}, \quad D_s = \begin{bmatrix} s_1 & 0 & 0 \\ 0 & s_2 & 0 \\ 0 & 0 & s_3 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad \Gamma = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} & \delta_{13} \\ \delta_{21} & \delta_{22} & \delta_{23} \\ \delta_{31} & \delta_{32} & \delta_{33} \end{bmatrix}$$

Para que a matriz  $H$  seja semidefinida negativa, segue que de acordo com a equação (3.11) que a matriz (A2.6) seguinte seja semidefinida negativa, ou seja,

$$|s s' - D_s + \frac{1}{2} \Gamma| \leq 0 \quad (\text{A})$$

Conseqüentemente, esta propriedade acarreta restrições adicionais aos parâmetros da matriz  $\Gamma$  (parâmetros  $\delta_{ij}$  na equação (3.1)).

### APÊNDICE C: CONDIÇÕES DE PRIMEIRA ORDEM PARA A FUNÇÃO DE CUSTO MÉDIO TANSLOG.

Dada a equação (3.5) de custo translog, determina-se a curva de custo médio dividindo-se pela quantidade produzida do bem em questão,  $q_1$ , água.

$$\begin{aligned} CMe &= \frac{\ln c(w, q)}{q_1} = \\ &= \frac{1}{q_1} \exp \left( \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \sum_{l=1}^2 \gamma_s \ln q_s + \right. \\ &\quad \left. \frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{h=1}^2 \gamma_{sh} \ln q_s \ln q_h + \sum_{i=1}^3 \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln w_i \ln q_s \right) \quad (\text{A3.1}) \end{aligned}$$

As condições de primeira ordem para um mínimo com relação a  $q_1$  e  $q_2$  são dadas por:

$$\frac{\partial CMe}{\partial q_1} = \frac{1}{q_1^2} \exp(G) [(\gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + 2\gamma_{12} \ln q_2) - 1] = 0 \quad (A3.2.a)$$

$$\frac{\partial CMe}{\partial q_2} = \frac{1}{q_1 q_2} \exp(G) [\gamma_2 + 2\gamma_{12} \ln q_1 + \gamma_{22} \ln q_2] = 0 \quad (A3.2.b)$$

onde

$$G = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \sum_{s=1}^2 \gamma_s \ln q_s + \frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{h=1}^2 \gamma_{sh} \ln q_s \ln q_h + \sum_{i=1}^3 \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln w_i \ln q_s$$

Como  $\exp(G) \neq 0$ ,  $q_1 \neq 0$  e  $q_2 \neq 0$  então as condições dadas em (A3.2.a) e (A3.2.b) são satisfeitas se e somente se

$$\gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + 2\gamma_{12} \ln q_2 + \sum_{i=1}^3 \lambda_{i1} \ln w_i - 1 = 0 \quad (A3.3.a)$$

$$\gamma_2 + 2\gamma_{12} \ln q_1 + \gamma_{22} \ln q_2 + \sum_{i=1}^3 \lambda_{i2} \ln w_i = 0 \quad (A3.3.b)$$

A fim de calcular o ponto de custo médio mínimo, consideram-se constantes as demais variáveis no ponto médio amostral. Como cada variável está dividida pela média amostral, obtém-se o seguinte par de equações a partir de (A3.3.a) e (A3.3.b).

$$\gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + 2\gamma_{12} \ln q_2 - 1 = 0 \quad (A3.4.a)$$

$$\gamma_2 + 2\gamma_{12} \ln q_1 + \gamma_{22} \ln q_2 = 0 \quad (A3.4.b)$$

#### APÊNDICE D : RELAÇÃO DAS COMPANHIAS DE SANEAMENTO BÁSICO INTEGRANTES DA AMOSTRA

COMPANHIAS		COMPANHIAS		COMPANHIAS	
1	CAER/RR	16	CÉDAE/RJ	31	ST. ANDRÉ/SP
2	CAERD/RO	17	CESAN/ES	32	S.CARLOS/SP
3	CAESA/AP	18	COPASA/MG	33	UBERABA/MG
4	COSAMA/AM	19	SABESP/SP	34	UBERLÂNDIA/MG
5	COSANPA/PA	20	CASAN/SC	35	VALINHOS/SP
6	SANEATINS/TO	21	CORSAN/RS	36	ITABUNA/BA
7	AGESPISA/PI	22	SANEPAR/PR	37	CAC.ITAPE/ES
8	CAEMA/MA	23	CAESB/DF	38	CAMPINAS/SP
9	CAERN/RN	24	SANEAGO/GO	39	DIADEMA/SP
10	CAGECE/CE	25	SANESUL/MS	40	J.DE FORA/MG
11	CAGEPA/PB	26	ARAÇATUB/SP	41	LIMEIRA/SP
12	CASAL/AL	27	JUNDIAI/SP	42	PETROPOLIS/RJ
13	COMPESA/PE	28	MARÍLIA/SP	43	RESENDE/RJ
14	DESO/SE	29	MOJ GUAÇU/SP	44	PARANGUÁ/PR
15	EMBASA/BA	30	POCOS DÉ C/M		

**APÊNDICE E: PARÂMETROS ESTIMADOS POR MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA  
PARA A FRONTEIRA DE CUSTO DO TIPO COBB DOUGLAS**

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estimativa do Coefficiente</i>	<i>Razão "t" Assintótica</i>
Constante	$\alpha_0$	0,4005	0,4561
$\ln w_1$	$\alpha_1$	0,5828	6,6926
$\ln w_2$	$\alpha_2$	0,2233	0,5411
$\ln w_3$	$\alpha_3$	-0,0490	-1,8100
$\ln q_1$	$\gamma_1$	0,8407	15,5750
$\ln q_2$	$\gamma_2$	0,1492	4,1415
T	$\psi_1$	-0,0355	-0,6257
T <sup>2</sup>	$\psi_2$	0,0138	1,3609
Variância da ineficiência	$\sigma^2$	0,0143	6,8139
Razão das variâncias, onde $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$	$\gamma = \sigma^2 / \sigma_s^2$	0,0622	0,4626
Valor da função de log-verossimilhança		120,6854	

FONTE: Elaborado pelo autor. Nota: onde w1: custo de mão-de-obra; w2: custo de energia elétrica; w3: custo capital; q1: quantidade de água; q2: quantidade de esgoto, T: variável de tendência.

## II. ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO LINEARES

### 1. INTRODUÇÃO

O estudo pretende estimar funções de demanda residencial de água sob um contexto de escolhas contínuas e discretas do consumidor, proporcionado pelo sistema de tarifação progressiva em bloco aplicado no setor de saneamento. Esta progressividade por faixa de consumo leva o preço a tornar-se uma variável dependente da quantidade consumida, implicando naturalmente em violação à hipótese clássica de exogeneidade das variáveis independentes assumida pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Neste estudo será utilizado o modelo de dois erros que, embora considerado o mais complexo, é o mais apropriado para lidar com o problema da não linearidade das restrições orçamentárias, também causado pela progressividade das tarifas. Além do mais, o estudo emprega uma base de dados de alcance regional, desenvolvida em 1997 pelo Banco do Nordeste do Brasil, BNB, cuja abrangência espacial foi pioneira no país.

A estimação de uma função-demanda de água, além de contribuir com a literatura de estudos empíricos sobre parâmetros de demanda de água, reveste-se de significativa importância para implementação de políticas voltadas para a regulação, modernização e ampliação do setor de saneamento básico de água e esgoto no Brasil.

A obtenção dos parâmetros de elasticidade (preço ou renda) da demanda de água constitui um elemento-chave para uma política de regulação tarifária para o setor de saneamento, ao revelar a sensibilidade do consumidor frente às variações do preço ou da renda, sendo esses parâmetros, por conseguinte, os indicadores comumente mais divulgados pela mencionada literatura.

Em termos de expansão do setor de saneamento, a disponibilidade de uma função consumo de água é fundamental para o dimensionamento dos sistemas de abastecimento de água e esgoto, ao permitir que as vazões físicas desses sistemas sejam projetadas ao longo do seu horizonte de planejamento, quarenta anos, em geral, levando-se em consideração o impacto proporcionado pelas variáveis socioeconômicas, especialmente o efeito-renda sobre o consumo de água, praticamente ignorado pela engenharia. O que se verifica na prática dos

dimensionamentos é a simples multiplicação da população projetada por uma dotação média de consumo de água<sup>11</sup>, constante ao longo do tempo.

Além desses papéis, a existência de uma curva de demanda também se constitui na ferramenta-base para a avaliação socioeconômica e financeira de alternativas de investimentos para o setor de saneamento. É pela integração da área abaixo da curva de demanda que se calcula o benefício social (excedente bruto do consumidor), decorrente da quantidade consumida de um determinado bem. Assim como é pela soma das áreas dos retângulos, definidos pela interseção do preço na curva de demanda, que se chega à correta projeção de receitas financeiras de um projeto.

Ressalte-se ainda que, mesmo não havendo no país uma cultura de avaliação econômica dos investimentos públicos, as instituições multilaterais de crédito exigem, para efeito de aprovação de qualquer financiamento, que seja demonstrada a viabilidade econômica do projeto e que a alternativa do projeto escolhida seja a de menor custo para a sociedade.

Em nível internacional, os estudos sobre demanda de água mais citados, nas últimas décadas, foram realizados por:

- i) HANKE e MARE (1978) que, empregando dados de series temporais para a cidade de Malmo na Suécia, estimaram um amplo intervalo de elasticidade-preço que variava de  $-0,01$  a  $-6,71$ ;
- ii) NIESWIADOMY e MOLINA (1989), valendo-se da técnica de McFadden (uso de variáveis instrumentais), estimaram um intervalo para a elasticidade-preço entre  $-0,36$  e  $-0,86$ . A base de dados foi para a cidade de Denton (Texas, EUA) e representava um *cross section* mensal, com 101 consumidores residenciais em dois períodos: 1976 a 1980, para consumidores com tarifa em bloco decrescente, e 1981 a 1985, para consumidores com tarifas em bloco crescente.
- iii) HEWITT e HANEMANN (1995) utilizando-se da base de Dados de Nieswiadomy e Molina, mas empregando um modelo de Burtless e Hausman (1978), chegaram a um intervalo de elasticidade-preço variando de  $-1,57$  a  $-1,63$ .

---

<sup>11</sup> Geralmente, atribuem-se dotações brutas de cerca de 200 litros por habitante/dia para o dimensionamento dos sistemas nas grandes cidades, e dotações menores, 100 a 120 litros, para as cidades menores

- iv) RIETVEL, ROUWENDAL e ZWART (1997) utilizou o método de Burtless e Hausman (1978), sobre uma amostra de 220 domicílios na cidade Saltinga, na Indonésia, para estimar uma elasticidade-preço de  $-1,28$ . Nesse estudo, obteve-se uma elasticidade-renda virtual com valor próximo a zero ( $5 \times 10^{-7}$ ).

A literatura econômica sobre estimação de funções-demanda de água no Brasil é relativamente escassa. Fato certamente explicado pela falta de sistematização de dados e pelos altos custos de aplicação de pesquisas de campo no setor.

O primeiro estudo de estimação de demanda residencial de água que se tem conhecimento no país foi realizado em 1995 pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA, (1995)], sobre uma base de dados de 1986 da Companhia de Saneamento do Paraná, SANEPAR, com 27 municípios do Estado, totalizando 5.417 economias. Considerando a não linearidade nas tarifas, foi empregado nesse estudo o método McFadden que resultou numa elasticidade-preço média da demanda da ordem de  $-0,2404$ , de um intervalo que variava de  $-0,1652$  a  $-0,6247$ , conforme a classe de renda do domicílio. Também nesse estudo, apresenta-se um quadro com várias estimativas de elasticidade-preço da demanda de água, publicadas em periódicos internacionais entre 1957 e 1982, todas situadas no intervalo de  $-0,267$  a  $-0,76$ .

Para dar cumprimento a uma cláusula contratual do Programa de Desenvolvimento do Turismo no Nordeste, Prodetur, assumida pelo Banco do Nordeste do Brasil, BNB, junto ao Banco Interamericano de Desenvolvimento, BID, foi divulgado em 1997 o denominado “Estudo de Demanda de Água do Nordeste e Atualização dos Índices de Custo-Eficiência de Projetos de Esgotamento Sanitário” [BNB (1997)]. Constam nesse estudo um leque de funções de demanda de água objetivando subsidiar a elaboração dos projetos de saneamento básico a serem financiados pelo programa. Todas elas estimadas pelo método dos mínimos quadrados e diferenciadas, através de variáveis dummies, por região do semi-árido e fora do semi-árido, e por domicílios com e sem rede pública de esgoto, sendo comum o valor estimado da elasticidade-preço da demanda de  $-0,55$ , e levemente diferente da elasticidade-renda,  $0,21$  para a região do semi-árido e  $0,24$  para fora dessa região.

Cabe ressaltar que, embora os parâmetros estimados nos estudos realizados pelo BNB tenham atendido os pressupostos teoricamente esperados, em termos de sinal e magnitude desses parâmetros, tal resultado só foi possível devido à diversidade das fontes de abastecimento de água na base de dados, o que deve ter

mascarado exatamente a natureza de progressividade das tarifas de água presente na fonte mais representativa, a da rede pública.

O estudo é composto por cinco seções, incluindo-se esta introdução. A segunda seção refere-se ao modelo teórico geral da função-demanda que, além de derivar as equações determinísticas dessa função, formula a especificação estocástica necessária para sua estimação econométrica. Com a terceira seção, demonstra-se, inicialmente, como a precificação em bloco invalida a aplicação direta do modelo convencional de estimação por MQO, e, em seguida, apresenta-se, de forma sucinta, o método econométrico de máxima verossimilhança, formulado por MOFFITTT (1986), para ser empregado no modelo de escolha contínua/discreta, originalmente desenvolvido por BURTLESS e HAUSMAN (1978). Na quarta seção, encontra-se a descrição estatística da base de dados utilizada no estudo, com ênfase para a variável dependente do modelo. Na quinta seção constam os resultados e comentários obtidos com as distintas estimações de funções simuladas. E, na sexta seção, conclui-se o estudo.

## 2. A ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ESTOCÁSTICO PARA ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO-DEMANDA

A função demanda de um bem qualquer especifica que a sua quantidade demanda,  $X$ , é uma função do seu preço,  $P$ , dos preços,  $R$ , dos demais bens, que podem ser representados por um bem composto, e da renda do consumidor, ou seja,

$$X = X(P, R, W) \quad (2.1)$$

Dado que a função demanda é homogênea de grau zero em relação ao vetor de preços e da renda, pode-se normalizar a equação (2.1) pelo preço  $R$ , de forma a torná-la uma função do preço relativo de  $X$  e da renda real do consumidor, ou seja,

$$X = X(P/R, 1, W/R) \quad \Rightarrow \quad x = x(p, w) \quad (2.2)$$

Na prática,  $P$  representa o preço nominal do bem  $X$  e  $R$  usualmente expressa o índice de preços ao consumidor. Assim, a função-demanda de um bem qualquer especifica que a sua quantidade demanda é uma função do seu preço real,  $P/R$ , e da renda real,  $W/R$ . Assumindo-se que  $x$  seja um bem normal e superior tem-se que:

$$\frac{\partial x(p, w)}{\partial p} < 0$$

$$\frac{\partial x(p, w)}{\partial w} > 0 \quad (2.3)$$

A especificação da função-demanda, para efeito de estimação econométrica, é dada pela introdução do termo estocástico  $\varepsilon_t$  na equação de demanda do bem em questão, ou seja.

$$x_t = x_t(p_t, w_t) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Onde o termo  $\varepsilon_t$  em (2.4) representa outras variáveis que afetam a demanda de  $x_t$  e que foram omitidos no modelo, sendo, portanto, denominado termo residual da regressão.

Admitem-se que  $\varepsilon_t$  tenha média zero, variância constante e que seja serialmente independente. Quando, além destas hipóteses, admite-se que a distribuição de  $\varepsilon_t$  é normal, a forma linear implica que a distribuição de  $x_t$  seja normal, mas, para o caso da forma logarítmica, esta hipótese de normalidade de  $\varepsilon_t$  implica que o logaritmo de  $x_t$  seja normalmente distribuído, ou seja,  $x_t$  deveria ter uma distribuição log-normal. Assim, recomenda-se que para uma dada amostra esta hipótese seja devidamente verificada.

### 3. A FUNÇÃO-DEMANDA EM CONTEXTO DE PREÇOS EM BLOCO

No Brasil, como em diversas partes do mundo, as companhias de saneamento cobram uma tarifa única para os primeiros dez metros cúbicos de consumo de água residencial, cujo preço médio desta faixa de consumo é pelo menos 30% inferior ao da faixa de consumo seguinte. Em geral, os preços marginais são crescentes à medida que o consumo passa de uma faixa para outra. A Tabela 3.1 seguinte ilustra os preços médios apurados pela amostra dos Estudos Técnicos do BNB para as primeiras cinco faixas de consumo mais comuns entre as companhias.

**Tabela 3.1-Preço médio ponderado e faixas de consumos comumente utilizadas pelas companhias de saneamento no ano de 1997**

Faixa em m <sup>3</sup>	Até 10 *	10-15	16-20	21-30	Acima 30
Preço R\$/m <sup>3</sup>	4,40	0,58	0,75	0,83	1,01

FONTE – BNB (1997). Nota.(\*) Nesta faixa, cobra-se uma tarifa fixa, independente do nível de consumo

Este esquema de discriminação de preços por faixa de consumo implica em restrições orçamentárias não lineares, que, por sua vez, invalidam o procedimento de derivação da demanda, tal como mencionado anteriormente. Ignorar esta discriminação na estimação de uma função-consumo resulta, segundo RIETVEL, ROUWENDAL e ZWART (1997), nas seguintes conseqüências.

- i) A estimação do parâmetro elasticidade-preço com sinal positivo, ao contrário do teoricamente esperado para um bem não inferior.
- ii) A estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO) não é suficientemente flexível para suportar tanto os valores observados do consumo situados numa faixa de consumo como aqueles situados nos pontos de descontinuidades (*kinks*) da curva de demanda.
- iii) O método dos MQO ignora a possibilidade de agrupamento dos dados observados em torno dos pontos de descontinuidades.

Uma primeira polêmica amplamente discutida na literatura sobre a especificação da função de demanda de um bem com preços não lineares surgiu com a escolha da variável relevante para representar o preço desse bem, se o custo marginal e ou custo médio de provisão do bem. HOWE e LINAWEAVER (1967), apud HEWTT e HANEMANN (1995), utilizaram argumentos persuasivos da literatura econômica para a partir de então se empregar o custo marginal como a variável relevante para a decisão do consumidor.

A polêmica seguinte consistiu na escolha da técnica econométrica mais apropriada para lidar com o problema da endogeneidade da variável preço na especificação econométrica. Já nos estudos de TAYLOR(1975) e de NORDIN (1976) Apud HIEWITT e HANEMANN, sobre demanda de eletricidade, foi incluída na função uma variável a mais, denominada diferença, para levar em conta o efeito transferência (*lump sum transfers*) causado pelo esquema de preços em bloco. E para solucionar o problema da aparente simultaneidade preço, quantidade e diferença as técnicas empregadas foram variáveis instrumentais e mínimos quadrados em dois e três estágios. Os estudos de OPALUCH (1982, 1984), SHIN (1985) e NIESWIADOMY e MOLINA (1991) são os exemplos mais citados na literatura internacional que passaram adotar esta nova variável na especificação do modelo e as mencionadas técnicas.

No Brasil, o estudo do IPEA (1995) foi o primeiro a utilizar esta variável na estimação de demanda de água, empregando, contudo, o método McFadden, o qual

corresponde a uma variação do método das variáveis instrumentais, empregado até então para resolver o problema do viés de simultaneidade causado pela tarifação em bloco.

Um outro método mencionado por BLOMQUIST (1996) para lidar com o problema da não linearidade consiste em primeiramente proceder a linearização das restrições orçamentárias para só então aplicar a técnica dos MQO. Segundo este método, se os dados são gerados por maximização de utilidade com preferências globalmente convexas, então, se houver uma linearização da restrição orçamentária em torno do ponto ótimo, a restrição linearizada e a original geram o mesmo resultado ótimo. A forma de considerar a não linearidade deve-se a DIEWERT apud BLOMQUIST (1996) que propõe linearizar as restrições orçamentárias e usar como variáveis explicativas a renda virtual (intercepto) e a inclinação. Em seguida, aplica-se método dos MQO. Ainda assim este método gera um viés cujas estimativas são geralmente inconsistentes, causadas por erros de medição/otimização ou por heterogeneidade das preferências.

A sistematização definitiva de um método econométrico para solucionar os problemas e vieses causados pelos métodos tradicionais, quando aplicados a contextos de preços não lineares, foi desenvolvida por BURTLESS e HAUSMAN (1978).

O método de Burtless e Hausman tem a vantagem de usar informação sobre todas as restrições orçamentárias do indivíduo. Conforme será visto na subseção seguinte, o emprego deste método modifica o problema do consumidor, tornando não lineares as restrições orçamentárias no problema de maximização da utilidade. Além do mais, o método permite que seja acrescentado um erro residual, para representar a heterogeneidade das preferências dos consumidores.

Finalmente, cabe ressaltar que coube a MOFFITT (1986) formalizar econometricamente o modelo de Burtless e Hausman em contextos de restrições orçamentárias não lineares. O modelo que se segue corresponde a uma versão compacta dada por RIETVEL, ROUWENDAL e ZWART (1997) para a formalização desenvolvida por MOFFITT.

### **3.1. O problema do consumidor**

Para simplificar, supõe-se que o problema do consumidor se resume a dois bens,  $x$  e  $m$ , e que o bem em questão  $x$  (água) tenha preços diferenciados para apenas duas faixas de consumo, digamos as faixas de 0-10 e de 11-15  $m^3/mês$ , onde

$k$  indica o ponto de descontinuidade ou quina (*kink*) na linha de preços, ou seja, 10, devido à mudança de preços entre as duas faixas de consumo. Normalizando-se o preço do bem em 1, tem-se que o consumidor deseja maximizar  $U(\cdot)$  sujeito à seguinte restrição orçamentária não linear em  $x$ :

$$\min(k, x)p_1 + \max(x - k, 0)p_2 + m \leq w \quad (3.1)$$

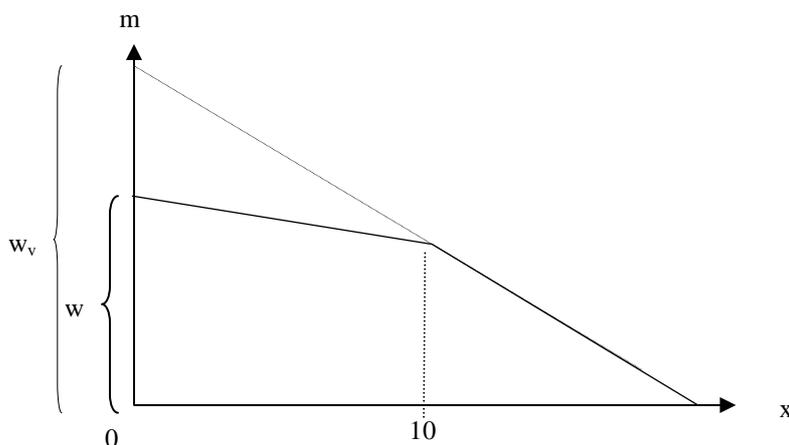
$p$ ,  $x$  e  $w$  como especificados na seção 2.1, aonde se assume que o bem  $x$  seja normal, porém o seu preço agora é dado por:

$$p(x) = p_1 \quad \text{se } x \leq k$$

$$p(x) = p_2 \quad \text{se } x > k$$

A ilustração do conjunto orçamentário no problema (3.1) com  $p_2 > p_1$  pode ser vista na Figura 3.1 seguinte, com o eixo das abscissas representando a quantidade do bem em questão,  $x$ , e no eixo das ordenadas, o montante demandado do outro bem.

**Figura 3.1– Conjunto orçamentário de um consumidor enfrentando preços crescentes em bloco**



Com isso, a Expressão (3.1) pode ser reescrita como

$$\begin{aligned} p_1x + m &\leq w && \text{se } x \leq k \\ p_2x + m &\leq w + k(p_2 - p_1) = w_v && \text{se } x > k \end{aligned} \quad (3.2)$$

Em que  $w_v$  é chamado de renda virtual do consumidor no segmento  $x > k$ , e corresponde à interseção da extrapolação da restrição orçamentária mais vertical no eixo  $m$  da Figura 3.1.

Denotando-se a função de utilidade indireta do consumidor por

$$u_i = u[w, p(x)] = u\{g[p(x), w], w - g(p(x), w)\},$$

com  $g(\cdot)$  expressando a função-demanda padrão, tal que a demanda do bem  $x$  agora é dada por

$$\begin{array}{lll}
g(p_1, w) & \text{se} & g(p_1, w) \leq k \quad \text{e} \quad U(w, p_1) > U(w_v, p_2) \\
g(p_2, w_v) & \text{se} & g(p_2, w) > k \quad \text{e} \quad U(w_v, p_2) > U(w, p_1) \\
k & \text{se} & \text{diferente}
\end{array} \quad (3.3)$$

Assim, a demanda condicional à escolha de um segmento ou do ponto de quina do bem x pode ser expressa, conforme MOFFITT, (1986), por

$$\begin{aligned}
x &= d_1 g(p_1, w) + d_2 g(p_2, w_v) + (1 - d_1 - d_2)k \\
d_1 &= I\{k > g(p_1, w)\} \\
d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v)\}
\end{aligned} \quad (3.4)$$

com  $I\{\cdot\}$  expressando a função indicadora da expressão entre parênteses, onde se  $d_1$  for 1, então  $d_2$  e  $(1-d_1-d_2)$  assumem o valor 0, assim como se  $d_2=1$ , então  $d_1=(1-d_1-d_2)=0$ .

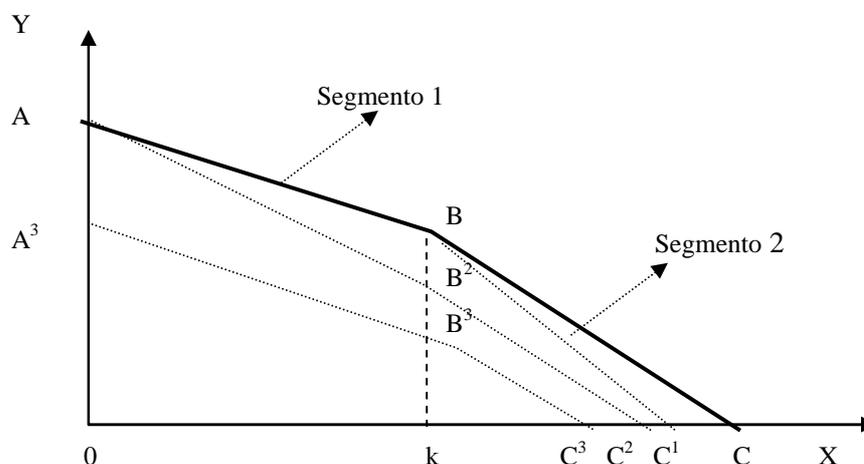
O comportamento de x frente a variações em p ou w na Expressão (3.4) pode ser observado tomando-se a derivada primeira de x com respeito a  $p_1$ ,  $p_2$  e w, tal que, mantendo-se constantes  $d_1$  e  $d_2$  e dado que  $w_v = w + k(p_2 - p_1)$ , tem-se

$$\begin{aligned}
\partial x / \partial p_1 &= d_1 g_1(p_1, w) - d_2 g_2(p_2, w_v)k \leq 0 \\
\partial x / \partial p_2 &= d_2 [g_1(p_2, w_v) + g_2(p_2, w_v)k] \geq 0 \\
\partial x / \partial w &= d_1 g_2(p_2, w) + d_2 g_2(p_2, w_v) \geq 0
\end{aligned} \quad (3.5)$$

tal que o subíndice i (i=1, 2) em  $g_i(\cdot)$  expressa a derivada desta função com respeito ao primeiro ou ao segundo argumento. O que diferencia as condições em (3.5) daquelas expostas em (2.8) é a possibilidade de um efeito nulo sobre x por uma variação em  $p_1$ ,  $p_2$  ou w sempre que x for igual a k (ie,  $d_1 = d_2 = 0$ ).

Uma compreensão gráfica das condições (3.5) é dada no gráfico da restrição orçamentária apresentado por MOFFITT (1986: 319) reproduzido na Figura 3.2 seguinte para o presente contexto, com o preço do bem x diferenciado por faixas de consumo.

**Figura 3.2 Variações na restrição orçamentária**



Original:  $OABC$ .  $dp_1 > 0$ :  $OAB^2C^2$ .  $dp_2 > 0$ :  $OABC^1$ .  $dw < 0$ :  $OA^3B^3C^3$ .

A Figura 3.2 ilustra os efeitos de variações em  $p_1$ ,  $p_2$  e  $w$ . Inicialmente a área correspondente ao conjunto orçamentário é dada por  $OABC$ . Quando ocorre uma variação positiva em  $p_1$ ,  $dp_1 > 0$ , a área se reduz  $OAB^2C^2$ . Com  $dp_2 > 0$ , a área se restringe à  $OABC^1$ , enquanto que para  $dw < 0$ , a área se reduz a  $A^3B^3C^3$ . Com isso, observa-se que o efeito nulo pode ocorrer tanto para uma variação positiva em  $p_1$ ,  $dp_1 > 0$ , como com  $dw < 0$ , onde o consumidor poder escolher uma alocação no ponto de quina ( $k$ ), enquanto que no caso de  $dp_2 > 0$ , o consumidor pode escolher uma alocação tanto no primeiro segmento como na quina. Vale destacar que alocações no primeiro segmento não são afetadas por variações em  $p_2$  e vice-versa.

### 3.2. A especificação econométrica do modelo de preços em bloco

Considerando que a precificação crescente em bloco preserva a propriedade de convexidade do conjunto orçamentário, a especificação econométrica para o modelo de Burtless e Hausman com dois erros é então dada por:

$$\begin{aligned}
 x &= d_1 g[(p_1, w) + \eta] + d_2 g[(p_2, w_v) + \eta] + (1 - d_1 - d_2)k + \varepsilon \\
 d_1 &= I\{k > g(p_1, w) + \eta\} \\
 d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v) + \eta\}
 \end{aligned} \tag{3.6}$$

Como já assinalado, o termo estocástico  $\eta$  foi acrescentado para levar em consideração a heterogeneidade nas preferências do consumidor, enquanto  $\varepsilon$  é o

tradicional erro de medição das variáveis ou de otimização do modelo. Ambos os termos são comumente assumidos como independentes e normalmente distribuídos, ou seja,  $\text{cov}(\eta, \varepsilon) = 0$ ,  $\eta \sim N(\mu_\eta, \sigma_\eta)$  e  $\varepsilon \sim N(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$ .

A expressão (3.6) também pode ser especificada em termos de logaritmos

$$\begin{aligned} x &= d_1 g[(p_1, w)e^\eta] + d_2 g[(p_2, w_v)e^\eta] + (1 - d_1 - d_2)ke^\varepsilon \\ d_1 &= I\{k > g(p_1, w)e^\eta\} \\ d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v)e^\eta\} \end{aligned} \quad (3.7)$$

Aplicando o logaritmo à primeira equação em (3.7) tem-se

$$\log(x) = \log\{d_1 g[(p_1, w) + \eta] + d_2 g[(p_2, w_v) + \eta] + (1 - d_1 - d_2)k\} + \varepsilon \quad (3.8)$$

Lembrando que, se um dos termos  $d_1$ ,  $d_2$  ou  $(1-d_1-d_2)$  for 1, logo, pela função indicadora os outros termos são todos zero. Então, substituindo na equação (3.6) os termos  $x$ ,  $k$  e  $g(\cdot)$  pelos seus valores expressos em log, obtém-se.

$$\begin{aligned} \log(x) &= d_1 \{\log[g(p_1, w) + \eta]\} + d_2 \{\log[g(p_2, w_v) + \eta]\} + (1 - d_1 - d_2) \log(k) + \varepsilon \\ d_1 &= I\{\log(k) > \log[g(p_1, w) + \eta]\} \\ d_2 &= I\{\log(k) < \log[g(p_2, w_v) + \eta]\} \end{aligned} \quad (3.9)$$

A equação  $x=k$  em (3.6) ou  $\log(x)=\log(k)$  em (3.9), ignorando-se o termo  $\varepsilon$ , ocorrerá sempre que  $d_1$  e  $d_2$  forem ambos zero. Com esta possibilidade, o modelo de Burtless e Hausman permite uma flexibilidade para o caso de os valores observados do consumo de água se concentrarem em torno dos pontos de descontinuidades, fato que as outras técnicas não permitem.

Finalmente, para estimar por máxima verossimilhança a especificação estocástica com dois erros dada em (3.9), é necessário derivar a função de log-verossimilhança, o que pressupõe conhecimento sobre as distribuições conjuntas de  $\eta$  e  $\varepsilon$ ,  $f_{\eta, \varepsilon}(\eta, \varepsilon)$  e de  $\eta + \varepsilon$  e  $\varepsilon$ ,  $f_{\eta + \varepsilon, \varepsilon}(\eta + \varepsilon, \varepsilon)$ . Uma derivação heurística dessa função pode ser vista em MOFFITT (1986), apresenta-se a seguir a versão que será empregada neste estudo, encontrada em HEWITT E HANEMANN (1995) e considerando-se o contexto até aqui admitido, ou seja, dois segmentos de consumos diferenciados pelo nível de preços, (com  $p_2 > p_1$ , que preserva a convexidade da restrição orçamentária), um ponto de quina e a especificação estocástica da função-demanda com dois termos de erros (de mensuração ou maximização e de heterogeneidade das preferências).

$$\text{Log}L = \log \lambda(\theta, \varepsilon, \eta) = \log \left[ \prod_{i=1}^n L_i(\cdot, \cdot) \right], \text{ com}$$

$$L_i(\theta, \varepsilon, \eta) = S_{1,i}(\theta, \varepsilon, \eta) + S_{2,i}(\theta, \varepsilon, \eta) + K_i(\theta, \varepsilon, \eta)$$

De forma que

$$S_{1,i} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-w_1^2/2)}{\sigma_v} \Phi(r_1) \quad \text{Probabilidade de escolha do segmento 1;}$$

$$S_{2,i} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-w_2^2/2)}{\sigma_v} [1 - \Phi(r_2)] \quad \text{Probabilidade de escolha do segmento 2;}$$

$$K_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-u^2/2)}{\sigma_\alpha} [\Phi(t_2) - \Phi(t_1)] \quad \text{Probabilidade de escolha do ponto de quina.}$$

tal que

$$\text{Log}L = \sum_{\text{tudo}} \log \left\{ \frac{\exp(-w_1^2/2)}{\sigma_v} \Phi(r_1) + \frac{\exp(-u^2/2)}{\sigma_\alpha} [\Phi(t_2) - \Phi(t_1)] + \frac{\exp(-w_2^2/2)}{\sigma_v} [1 - \Phi(r_2)] \right\} \quad (3.10)$$

Assim

LogL representa a função de log-verossimilhança

$$v = \eta + e;$$

$\theta v = (\alpha_0, \dots, \alpha_N)$  vetor de parâmetros para função especificada de  $x(p, w)$ ;

$$w_j = (\log x - \log \tilde{x}_j) / \sigma_v \quad j = 1, 2 \text{ (número de faixas de consumo) ;}$$

$$t_j = (\log k - \log \tilde{x}_j) / \sigma_\varepsilon \quad j = 1, 2 \text{ (número de faixas de consumo) ;}$$

$$\log \tilde{x}_j = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1 \log p_1 + \alpha_2 \log w_{v1} + \alpha_3 Z & \text{se } j = 1 \text{ (segmento 1)} \\ \alpha_0 + \alpha_1 \log p_2 + \alpha_2 \log w_{v2} + \alpha_3 Z & \text{se } j = 2 \text{ (segmento 2)} \end{cases} ;$$

$$r_j = (t_k - \rho w_k) / \sqrt{1 - \rho^2} \quad j = 1, 2 \text{ (número de faixas de consumo) ;}$$

$$u = (\log x - \log k) / \sigma_\eta ;$$

$$\sigma_v = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2} \quad \text{e}$$

$$\rho = \sigma_{\varepsilon} / \sigma_v$$

A somatória é sobre todas as observações, sendo  $\Phi$  a função de distribuição acumulada normal padrão. A ausência do termo  $(2\pi)^{-1/2}$  na expressão (3.10) para a função de densidade de probabilidade é em função de o mesmo não afetar o resultado da maximização da função de verossimilhança.

#### 4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados empregados neste estudo correspondem a subamostra do consumo de água residencial por rede pública de abastecimento. Esta subamostra integra o já mencionado estudo do BNB (1997) que estimou uma série de funções<sup>12</sup> de demanda residencial de água e atualizou os índices de custo-eficiência em projetos de esgotamento sanitário para o Nordeste, com vistas a proporcionar parâmetros para o dimensionamento e a avaliação de projetos de saneamento na região Nordeste.

O estudo do BNB contempla uma amostra de 824 questionários, sendo 486 aplicados em domicílios ligados à rede pública e os outros 328 aplicados em domicílios abastecidos por carro pipa, poço com bomba, busca e compra. O questionário abrange 62 perguntas, incluindo, além da quantidade e tipos de fontes de consumo, a caracterização física dos domicílios, a renda e a escolaridade dos moradores, a ocorrência de doenças e a infra-estrutura pública existente no domicílio.

O plano amostral da pesquisa segmentou os municípios da região Nordeste e do Norte do Estado de Minas Gerais em quatro estratos, a partir de dados sócio-econômicos extraídos do Censo Demográfico de 1991. Posteriormente foi calculado o tamanho da amostra com base em teoria da amostragem aleatória estratificada, classificando-se os dez estados da área de estudo em quatro categorias, de acordo com a predominância dos estratos formados em cada um. Para selecionar os domicílios, primeiro selecionou-se um estado em cada classe e, em seguida, alguns dos seus municípios, de tal forma a contemplar o tamanho da amostra calculado para cada estrato. Finalmente, foi considerada, também, a representatividade dos municípios em região litorânea ou no interior do Nordeste, resultando numa

<sup>12</sup> Foram estimadas funções para dentro e fora da região do Semi-Árido, diferenciando-se apenas no valor da elasticidade-renda, que no Semi-árido se reduziu a 0,21057. A equação estimada para fora do Semi-árido foi

$$\text{Ln}Q = 0,49071 - 0,55021 \text{Ln}P + 0,23881 \text{Ln}Y - 0,08030 \text{Côm} + 0,01789 \text{T} + 0,26910 \text{Desg}$$

Onde, Ln indica o logaritmo natural, P: o preço em R\$/m<sup>3</sup> da água; Y: a renda familiar em R\$/mês; Com: número de cômodos do domicílio; T: o tempo de moradia da família no domicílio; Desg: uma variável *dummy* para domicílios conectados ou não à rede de esgoto.

regionalização fisiográfica que classificava os municípios dentro e fora do semi-árido nordestino. No Apêndice I, consta um detalhamento da metodologia empregada no plano amostral e ainda a relação dos municípios pesquisados e respectivos números de questionários aplicados.

#### 4.1. Estatísticas descritivas da base de dados sobre consumo de água

Esta seção busca aprofundar algumas estatísticas descritivas sobre a distribuição empírica do consumo de água, obtida com a base de dados levantada pelo estudo do BNB (1997). Em seguida, focalizar nas estatísticas descritivas da subamostra utilizada neste estudo - fonte de consumo por rede pública. Por último, discute-se sobre como a estrutura tarifária em bloco, aplicada na cobrança de água, pode afetar os supostos básicos da análise de regressão clássica.

A Tabela 4.1 seguinte ilustra o preço médio marginal, o consumo e o número de questionários por tipo de fonte de abastecimento, resultante da pesquisa sobre consumo de água na região Nordeste.

**Tabela 4.1-Preço marginal e consumo mensal (m<sup>3</sup>/mês) por fonte**

<i>Tipo de Fonte</i>	<i>Preço Médio –R\$/m<sup>3</sup></i>	<i>Consumo Médio</i>	<i>No. de Casos</i>
Ligado a Rede	0,58	17,72	486
Carro Pipa	0,74	4,82	13
Poço com Bomba	0,90	14,31	23
Busca	4,38	4,52	278
Compra	7,25	3,72	24
<b>Total</b>	<b>2,07</b>	<b>12,56</b>	<b>824</b>

Fonte: BNB (1997)

Observa-se na Tabela 4.1 que a média do consumo por rede é de 17,7 m<sup>3</sup>. Este valor se situa dentro do intervalo de consumo esperado para a Região. Conforme o Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgoto do PMSS (1988), o consumo per capita médio informado pelas companhias de saneamento no Nordeste no ano seguinte ao da pesquisa, 1988, estava em 118,6 litros/dia. Considerando-se os 4,7 habitantes por domicílio levantados pela pesquisa, este consumo diário resulta numa média de 16,71 m<sup>3</sup> por família/mês, incluindo-se, portanto, no intervalo de confiança da média amostral do consumo de água por rede, observado na Tabela 4.2 seguinte, a qual demonstra que os coeficientes de dispersão (*skewness*) são positivos para todos os tipos de fontes, logo, as distribuições amostrais são todas assimétricas à direita, diferentemente do que se observa em uma distribuição normal, cuja simetria resulta em um coeficiente de dispersão centrado em zero. Observa-se que a assimetria é mais intensa para o consumo de água do tipo comprada e menos assimétrica para as

fontes poço com bomba (1,72) e rede pública (1,99). Já os valores positivos dos coeficientes de curtosis indicam que essas distribuições são também todas platicúrticas, mais achatadas do que a distribuição normal. Novamente poço com bomba (2,52) e rede (5,74) são os tipos de distribuições que mais se aproximam à normal.

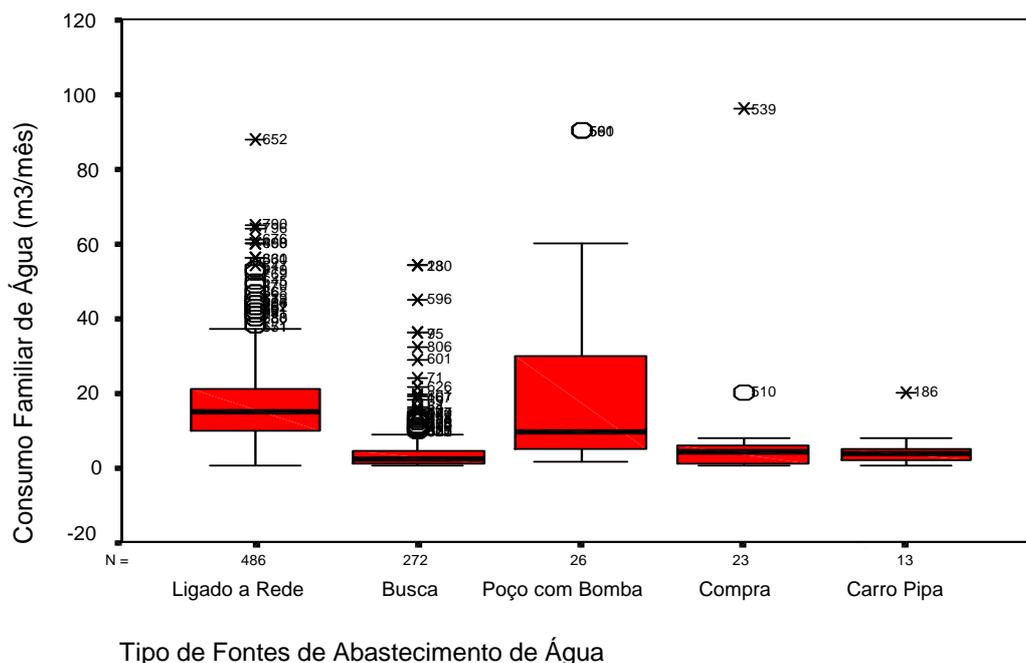
**Tabela 4.2 - Estatísticas Descritivas do Consumo Residencial de Água por Fonte de Abastecimento**

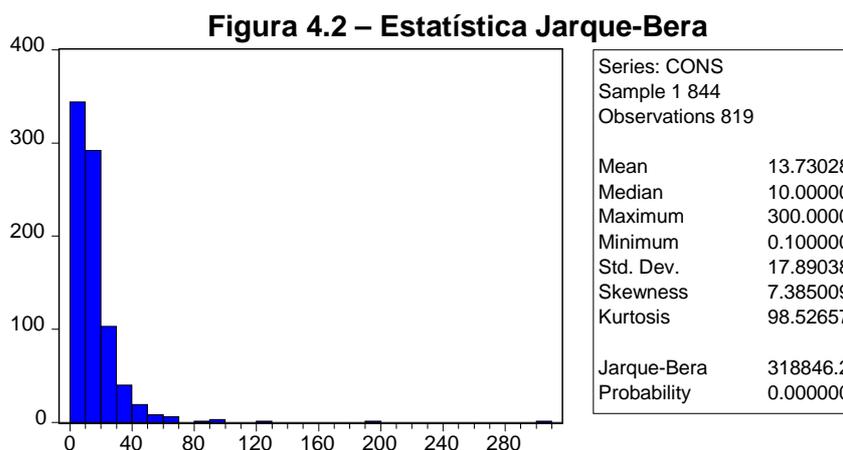
Tipo de Fonte	Média	Intervalo de confiança 95%		Desvio Padrão	Valores observados		Coeficientes de Dispersão	
		Limite inferior	Limite superior		Mínimo	Máximo	Skewness	Kurtosis
Ligado à rede	17,72	16,72	18,72	11,18	0,6	88,0	1,992	5,737
Busca	4,61	3,74	5,47	7,24	0,5	54,0	4,219	21,55
Poço com bomba	21,89	11,72	32,06	25,17	1,5	90,0	1,719	2,520
Compra	8,04	0,46	16,54	19,66	0,3	96,0	4,442	20,493
Carro-pipa	4,82	1,80	7,85	5,00	0,5	20,0	2,620	7,944

Fonte: BNB(1997)

A análise acima pode ser graficamente ilustrada através dos *boxplots* da Figura 4.1, onde se observa que para a distribuição do consumo de água por rede a mediana (linha horizontal dentro do *box*), de cerca de 17 m<sup>3</sup>, corta quase a parte central da linha vertical (*whisker*) e com 50% dos valores (entre o 25<sup>o</sup> e o 75<sup>o</sup> percentil, altura do *box*) situados entre 10 e 20 m<sup>3</sup>.

**Figura 4.1 – Boxplots da distribuição de consumo de água**

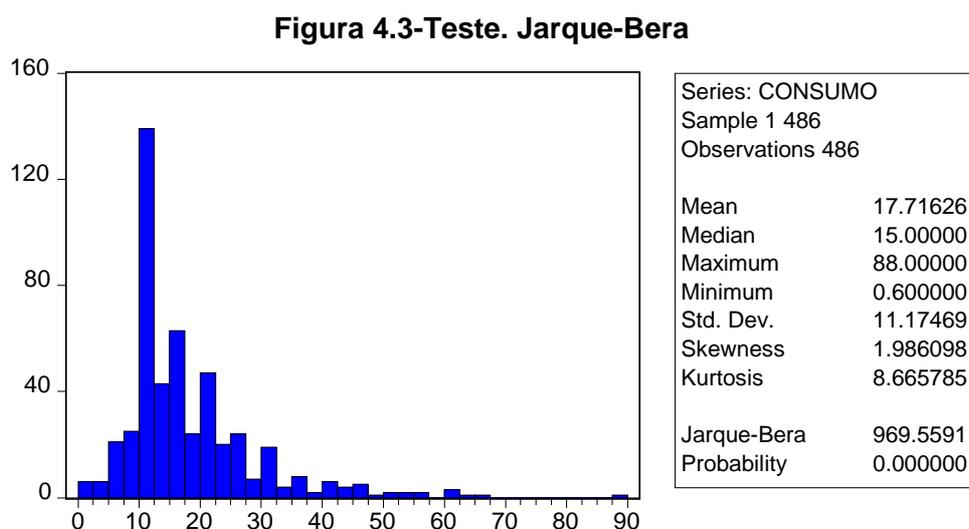




#### 4.2. Estatística descritiva para o consumo de água por rede

Considerando-se tratar da variável dependente, esta subseção inicia fazendo alguns testes para averiguar a hipótese de normalidade sobre a distribuição empírica do consumo de água por rede, apresentando-se em seguida as estatísticas para as demais variáveis utilizadas na estimação.

O primeiro teste a ser realizado consiste em averiguar uma maior proximidade da distribuição empírica do consumo de água por rede com a normal, em relação à distribuição do consumo agrupado ilustrado na Figura 4.2. Empregando novamente o teste Jarque-Bera, a Figura 4.3 mostra que o valor calculado em 969,6 pelo pacote econométrico Eviews, apesar de distante do valor zero da distribuição normal, é bem inferior ao valor obtido na Figura 4.2.

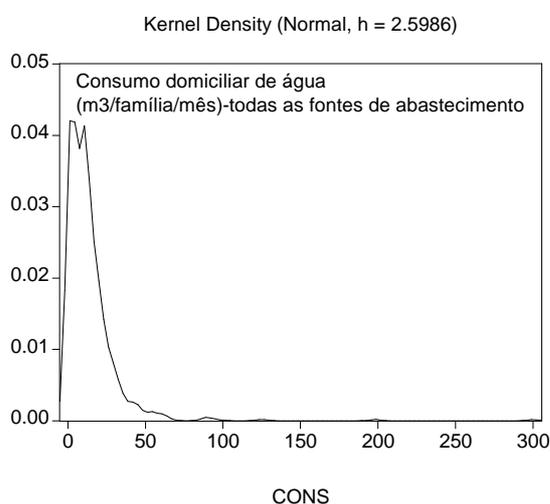


O mesmo teste foi efetuado, tomando-se o logaritmo da variável consumo tanto para o caso das fontes agrupadas como para o caso do consumo por rede, obtendo-se

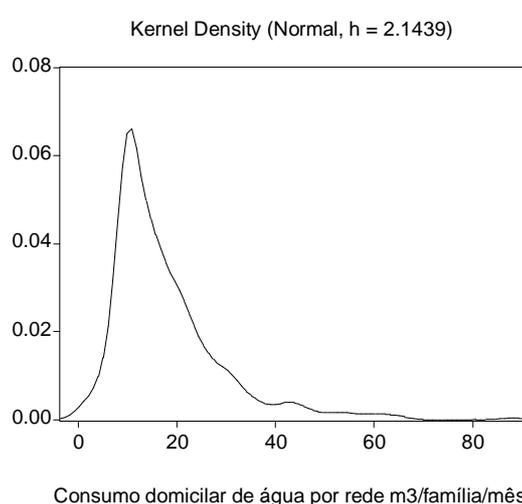
uma pequena melhoria de aproximação das distribuições à normal, sem, contudo, alterar a diferença ente os dois casos.

Finalmente, têm-se nas Figuras 4.4.A e 4.4.B os resultados da estimação da densidade de kernel. Esta estimação substitui os testes não-paramétricos, como histogramas e *boxplots*, com a vantagem de ilustrar em uma curva o formato dos picos da distribuição. Apesar de as distribuições de ambas as séries serem não normais, porém, o parâmetro de escala  $h$  (*bandwidth*), obtido com a opção gaussiana da série do consumo por rede, é menor do que o verificado na série agrupada,  $h=2,14$ , contra  $h=2,60$  da Figura 4.4.A. SIMONOFF (1996), cap.3, utiliza 0,08 como parâmetro de escala.

**Figura 4.4.A - Densidade de Kernel**



**Figura 4.4.B- Densidade de Kernel**



Outro ponto importante observado na densidade de Kernel é o fato de que a série agrupada apresenta uma curva com aparência bimodal em sua distribuição, enquanto que na série consumo por rede a distribuição aparenta ser unimodal em pelo menos no seu intervalo de confiança relevante. Note que o limite superior do intervalo de confiança, com 95% de significância, conforme as estatísticas da Figura 4.3 é de 39,6  $m^3$ . Este aspecto é importante porque distribuições multimodais implicam na presença de máximos locais e, por conseguinte, na quebra do suposto comum de convexidade do conjunto orçamentário no problema de maximização de utilidade. Na medida em que a distribuição apresenta mais de um pico, o conjunto orçamentário torna-se não-convexo e, então, uma solução ótima única não mais existe.

A análise até aqui empreendida mostrou que a fonte de abastecimento por rede melhora o grau de aderência da variável consumo de água aos supostos clássicos da análise de regressão. Contudo, o sistema de tarifação em bloco para

precificação da água, torna o seu preço uma variável endógena, que naturalmente viola o suposto de exogeneidade das variáveis explicativas no modelo clássico de regressão. Outro problema resultante desse sistema de tarifação é o agrupamento de observações em torno dos pontos de mudança de faixas de consumo. A Tabela 4.3 seguinte confirma esse problema pela preponderância relativa das escolhas dos consumidores nos pontos de quina da amostra utilizada neste estudo. Observa-se nessa tabela que dentre os 163 consumidores situados na faixa de consumo mensal de água até 10 m<sup>3</sup>, 105 se localizam no extremo superior da faixa, comportamento idêntico se verifica nas faixas seguintes, que têm como extremos superiores os pontos, 15, 20 e 30.

**Tabela 4.3 – Distribuição da variável consumo**

<i>Consumo (x) em m3</i>	<i>Quantidade</i>	<i>Freqüência Relativa %</i>	<i>Freq. Acumulada %</i>
0,6 ≤ x < 10	58	11,93	11,93
x = 10	105	21,60	33,53
10 < x < 15	77	15,84	49,38
x = 15	27	4,94	54,32
15 < x < 20	63	12,96	67,28
x = 20	22	4,53	71,81
20 < x < 30	76	15,64	87,45
x = 30	10	2,06	89,51
30 > x ≤ 88	51	10,49	100,00
Total	486	100,00	100,00

FONTE: Elaborado pelo autor.

As estatísticas descritivas para as variáveis socioeconômicas utilizadas na especificação da função-demanda residencial de água estão apresentadas na Tabela 4.4 seguinte.

**Tabela 4.4 - Estatísticas descritivas das variáveis explicativas empregadas**

<i>Estatística</i>	<i>Preço Médio</i>	<i>Preço Marginal</i>	<i>Renda</i>	<i>Tempo Moradia</i>	<i>Nº. Cômodos</i>	<i>Idade</i>
Média	0,65	0,58	721,12	16,58	5,37	17,72
Mediana	0,58	0,55	363,00	15,00	5,00	15,00
Maximo	1,01	2,29	6000,00	75,00	16,00	88,00
Mínimo	0,44	0,00	40,00	1,00	2,00	0,60
Desv.Padrão	0,19	0,51	906,78	12,87	1,93	11,17
Skewness	0,38	0,44	2,99	0,93	1,61	1,99
Kurtosis	1,91	2,49	14,47	3,67	6,73	8,67
Jarque-Bera	35,72	20,95	3,387,30	78,23	490,84	969,50
Probabilidade	0,00000	0,000028	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
<b>N.observações</b>	<b>486</b>	<b>486</b>	<b>486</b>	<b>486</b>	<b>486</b>	<b>486</b>

FONTE: Elaborado pelo autor.

Sobre as variáveis relacionadas na Tabela 4.4 fazem-se as seguintes considerações:

- O preço médio do m<sup>3</sup> de água foi obtida pela divisão do valor da conta mensal de água pelo número de m<sup>3</sup> consumidos de água, enquanto que o preço marginal do m<sup>3</sup> de água corresponde ao valor da tarifa na última faixa de consumo do consumidor, também em R\$/m<sup>3</sup>. Teoricamente, a correlação entre o consumo de um bem e o seu preço é negativa.
- A renda corresponde à renda familiar mensal do domicílio, em R\$/mês. Para um bem normal, a correlação com a renda é positiva.
- O tempo é o tempo decorrido desde que o morador passou a ocupar o domicílio, expresso em número de anos. Esta variável representa uma *proxy* da variável número de pessoas na família, com efeito, espera-se que as famílias que habitam um imóvel há mais tempo sejam mais consolidadas implicando numa correlação positiva com consumo de água. O tempo de moradia pode também refletir outras variáveis associadas a padrão cultural, como, por exemplo, escolaridade, permitindo uma associação com o consumo de água.
- O número de cômodos, à primeira vista, pode ser interpretado como uma variável *proxy* do número de pessoas na família. No entanto, considera-se que essa variável seja também um indicador de riqueza, portanto apresenta uma correlação positiva com o consumo de água.
- A idade refere-se à idade média do chefe de domicílio. Normalmente emprega-se o quadrado dessa variável como forma de representar a taxa crescente no consumo domiciliar de água, uma vez que, à medida que envelhece o chefe domiciliar, cresce o número de membros no domicílio. Portanto, espera-se uma correlação positiva entre idade e consumo de água.

## 5. RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados empíricos obtidos com aplicação do modelo sugerido ao longo do estudo. Previamente, serão mostrados empiricamente os problemas decorrentes da aplicação do método dos MQO em contextos de maximização de utilidade com restrições orçamentárias não lineares (*piecewise*

*budget constraints*), o que dispensa, por conseguinte, uma análise dos parâmetros estimados.

### 5.1. Resultados da estimação pelo método dos mínimos quadrados ordinários, MQO

A Tabela 5.1 seguinte ilustra como o esquema de tarifas progressivas viola o emprego do método dos MQO. Conforme assinalado, a variável preço aparece com o sinal positivo em seu coeficiente, em direta contradição ao teoricamente esperado, em que a demanda de um bem está negativamente correlacionado com o seu preço.

**Tabela 5.1-Estimativas da função-demanda de água pelo método dos mínimos quadrados ordinários**

<i>Estatística</i>	<i>Constante</i>	<i>Preço marginal d'água</i>	<i>Renda do domicílio</i>
Coeficiente	3,579	2,176	0,035
Erro padrão	0,023	0,051	0,013
Estatística t	157,082	42,359	2,826
R <sup>2</sup>		0,818	
R <sup>2</sup> ajustado		0,821	

variável dependente: log do consumo de água por rede pública

FONTE: Elaborado pelo autor.

### 5.2. Resultados da estimação pelo método de Burtless e Hausman

Para alcançar esses resultados fazem-se necessários adicionar os seguintes esclarecimentos:

- A base de dados referente ao consumo por rede de abastecimento de água foi ordenada de forma crescente, estabelecendo-se, em seguida, cinco segmentos de consumo e quatro pontos de quina, de acordo com as faixas de consumos empregadas pelas companhias de água mencionadas na Tabela 4.3.
- Além da renda virtual, foram geradas séries de preços considerando o valor médio da conta (preço médio d'água) e o custo marginal por segmento de consumo. Neste último caso, a amostra reduz-se a quatro segmentos, com a exclusão das observações que compõe a primeira faixa de consumo (0-10 m<sup>3</sup>), por apresentar custo marginal nulo (tarifa fixa)<sup>13</sup>. O algoritmo de programação para criação das séries renda virtual e preços, comum<sup>14</sup> tanto no pacote estatístico SPSS como no Eviews, encontra-se no Apêndice III.

<sup>13</sup> Além das 163 observações que integravam a faixa de consumo com custo marginal nulo, foi excluído um "outlier", a observação de consumo muito destoante das demais (maior valor da série, com 88m<sup>3</sup>).

<sup>14</sup> Exceto quanto ao operador "and" do Eviews, que no SPSS corresponde a "&"

- Embora a preparação e descrição estatística da base de dados tenham sido processadas predominantemente através do pacote SPSS, a regressão do consumo de água sobre as variáveis explicativas empregadas foi realizada no Eviews, utilizando-se dos recursos *program* e *maximum likelihood object*. O APÊNDICE III aporta a seqüência de comandos necessários para fornecer os valores iniciais dos parâmetros e construir as séries constantes na equação (3.10), estendida para cinco segmentos e quatro quinas, assim como, gerar a série que irá armazenar as contribuições individuais de máxima verossimilhança de cada observação. Seqüência similar é formalizada no *maximum likelihood object*, também apresentada neste apêndice.
- Os valores iniciais requeridos pelo método de máxima verossimilhança foram extraídos da regressão por MQO, exceto aqueles referentes à variável preço e ao dos parâmetros de erros, que foram por tentativa e erro (*tatonement*).
- Com exceção da variável *dummy*, todas as demais variáveis foram expressas pelos seus logaritmos naturais, resultando na seguinte expressão:

$$\ln c_s = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{j=1}^5 d_j \ln p_{js} + \alpha_2 \sum_{j=1}^5 d_j \ln w_{vjs} + \alpha_3 d_s + \sum_{i=4}^n \alpha_i \ln Z_i + \varepsilon_s + \eta_t \quad (5.2)$$

onde o subíndice  $s$  indexa a observação à unidade de *cross-section* e o  $j$  indexa a variável ao segmento de consumo, enquanto os termos  $\eta_s$  e  $\varepsilon_s$  representam, respectivamente, a heterogeneidade das preferências e o erro da medição de variáveis, tais como especificados na seção 3.2. Tem-se ainda a seguinte convenção:

$\ln$ : expressa o logaritmo natural da variável que sucede.

$d_j$ : função indicadora,  $\{0,1\}$ , com  $\sum_{j=1}^5 d_j = 1$  se a alocação encontra-se num segmento  $j$  e  $\sum_{j=1}^5 d_j = 0$  se a alocação escolhida for um ponto de quina qualquer;

$c$ : consumo de água, medido em  $m^3$ /família/mês;

$\alpha_0, \dots, \alpha_6$ : coeficientes dos regressores a ser estimados;

$p$ : preço marginal d'água, medido em  $R\$/m^3$ ;

$w_v$ : renda virtual do domicílio em  $R\$/família/mês$ ;

Z<sub>i</sub>: expressa cada uma das variáveis socioeconômicas adicionadas ao modelo;

Os resultados principais da estimação da função-demanda de água residencial empregando o modelo de escolha discreta/contínua de Burtless e Hausman com dois erros estão apresentados nas duas tabelas seguintes, sucedidos por uma série de análise sobre os resultados.

A Tabela 5.2.4.A é a reprodução do relatório de saída para as melhores estimativas dos parâmetros, considerando-se o termo constante (intercepto) da forma funcional especificada na equação (5.2), como forma de preservar um nível de consumo autônomo de água. A adição de variáveis, além do preço e da renda, mostrou que ou a variável era irrelevante ou era altamente correlacionada com a renda. Com a presente simulação, a adição de quaisquer das demais variáveis socioeconômicas impede o processo de maximização da função de verossimilhança, em função da alta colinearidade com a variável renda, a exceção é naturalmente para as variáveis do tipo *dummy*, em que se manteve uma para a região do semi-árido.

**Tabela 5.2.A – Estimação da função-demanda de água pelo método de Burtless e Hausman (máxima verossimilhança, Marquardt)**

**Modelo I - função com intercepto**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística z</i>	<i>Probabilidade</i>
Constante	1,989894	0,155125	12,82764	0,0000
Preço Marginal	-1,007753	0,059472	-16,94507	0,0000
Renda virtual	0,081290	0,024496	3,318503	0,0009
Dummy semi-árido	-0,045420	0,039405	-1,152637	0,2491
Erro Heterogeneidade	-0,071721	0,044732	-1,603366	0,1089
Erro Especificação	0,188387	0,027855	6,763093	0,0000
Log-verossimilhança	-688.5904	Critério de Info Akaike		4,314226
Log-verossim. média	-2,138479	Critério de Schwarz		4,384559
Nº de coeficientes	6	Critério de Hannan-Quinn		4,342305

FONTE: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 5.2.B seguinte ilustra os resultados da estimação para o modelo, abrindo-se mão do intercepto da função. Com essa nova especificação, a convergência do processo de maximização da função de máxima verossimilhança foi alcançada com a adição de somente três variáveis socioeconômicas - número de cômodos, tempo de moradia e a idade do chefe domiciliar, esta última tomada ao quadrado.

**Tabela 5.2.B - Estimação da função-demanda de água pelo método de Burtless e Hausman (máxima verossimilhança, Marquardt)**

**Modelo II – função sem intercepto**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística z</i>	<i>Probabilidade</i>
Preço Marginal	-0,959679	0,083361	-11,51229	0,0000
Renda virtual	0,151021	0,034156	4,421577	0,0000
Tempo de moradia	0,038623	0,036475	1,058876	0,2897
Idade do chefe de domicílio	0,160962	0,026217	6,139649	0,0000
Nº de cômodos	0,216384	0,113775	1,901860	0,0572
Erro	-0,175961	0,102665	-1,713939	0,0865
Heterogeneidade	-0,244876	0,059049	-4,147000	0,0000
Log-verossimilhança	273,0000	Critério de Info Akaike		-1,652174
Log-verossim. média	0,847826	Critério de Schwarz		-1,570118
Nº de coeficientes	7	Critério de Hannan-Quinn		-1,619415

FONTE: Elaborado pelo autor.

A importância do modelo II, em especificar uma curva de demanda sem intercepto, está em não limitar a disposição máxima a pagar do consumidor frente a reduções sucessivas da oferta do bem. Considerando-se o fato de a água ser um bem essencial para a vida, esta curva reflete, então, o comportamento do consumidor em assegurar uma provisão mínima de abastecimento de água para qualquer que seja o seu preço cobrado. Razão porque essa especificação é a mais recomendada na mensuração do excedente do consumidor de uma análise de custos e benefícios de um projeto de saneamento.

Em termos de significância estatística dos parâmetros, apenas a variável *dummy* na Tabela 5.2.A e tempo de moradia na Tabela 5.2.B que tiveram os seus valores estimados significativamente não diferentes de zero. Em ambos modelos, a hipótese nula para o parâmetro erro de heterogeneidade das preferências do consumidor só deve ser rejeitada para níveis de significância relativamente altos, 10,9% no primeiro caso e 8,6% no segundo.

Em termos da magnitude da elasticidade-preço da demanda, ambas regressões chegam a um valor próximo da unidade -1,0078 no modelo I e -0,9597 no II. Portanto, acima do intervalo obtido por NIESWIADOM e MOLINA (1995), de [-0,9 - 0,3], bem como do obtido pelo IPEA (1995), de [-0,6247 -0,2404].

Por outro lado, a magnitude da elasticidade-preço alcançada neste estudo vai ao encontro dos valores calculados em estudos que utilizaram o mesmo método de máxima verossimilhança aqui empregado. Lembrando que HEWITT e HANNEMAN

(1995) estimaram entre -1,63 e -1,57 como intervalo para esta elasticidade, enquanto o valor médio obtido por RIETVEL, ROUWENDAL e ZWART (1997) foi de -1,28.

Já a estimativa da elasticidade-renda, embora satisfazendo o sinal de correlação positiva esperado, apresentou uma maior disparidade de magnitude entre os dois modelos, 0,08129 no primeiro e 0,15102 no segundo, ainda assim ambos valores excedem o intervalo de [0,046 0,052] estimado por RIETVEL, ROUWENDAL e ZWART (1997), embora abaixo do valor de 0,18 estimado por HEWITT e HANEMANN (1995).

Conforme MOFITT (1986: 326), a razão entre a variância estimada da perturbação de heterogeneidade e a do erro de mensuração fornece um indicativo do grau de agrupamentos de observações em determinados pontos de uma base de dados. Para este fim, foi realizada uma nova simulação do modelo I, substituindo a variável preço marginal pelo preço médio, com isso retoma-se na base de dados a faixa de consumo de até 10 m<sup>3</sup>, na qual 21,6,% das suas observações situam-se neste limite, de acordo com a Tabela 4.3. De fato, esta razão é de apenas 2,58 [= (0,044732/0,027855)<sup>2</sup>] pela Tabela 5.2.A, ou 3,02[=0.102665/0.059049]<sup>2</sup>] pela Tabela 5.2.B, mas em ambos os casos muito abaixo do valor de 14,68, calculado para a regressão com preço médio constante no relatório de saída G do Apêndice III. Os valores dessas razões catalogados por MOFFITT (1986), Tabela 1, variam de 1,2 a pouco maior do que 10.

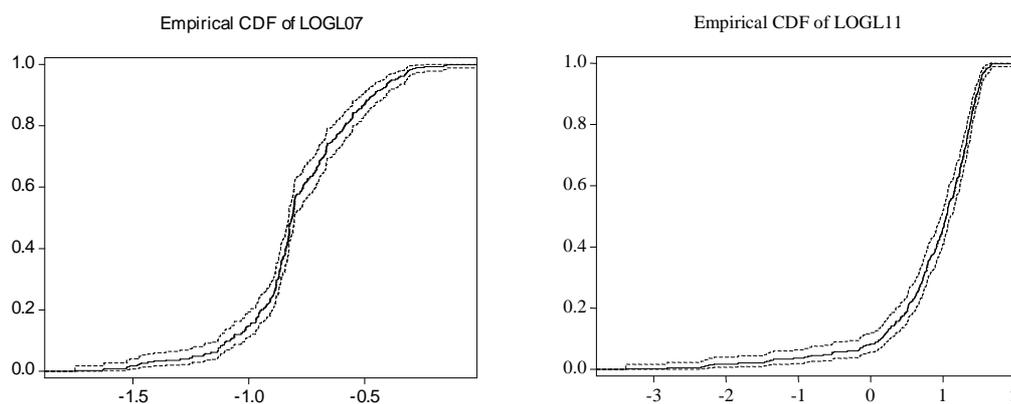
Finalmente, cabe fazer alguns comentários sobre as demais estatísticas aportadas pelo pacote Eviews com o método de máxima verossimilhança:

- i) A convergência no modelo foi alcançada após a quinta interação no modelo I e após quinquagésima no modelo II, com as contribuições de cada observação somando -688,59 no modelo I e 273 no modelo II. O Gráfico 5.2 seguinte demonstra a tendência de estabilidade da série de contribuições acumuladas após alcançar seus valores máximos. Empregou-se o algoritmo de Marquardt (opção padrão do Eviews) para a maximização da função de log-verossimilhança, porém, a velocidade de convergência foi alterada de exp(-7) para exp(-5), ou seja, a última interação ocorreu quando a diferença do valor da série acumulada era de apenas 0,006738 do obtido na interação anterior.

**Gráfico 5.2-distribuição acumulada da série de log-verossimilhança maximizada**

**Modelo I**

**Modelo II**



- ii) Estatística de log-verossimilhança média corresponde à divisão da função-valor maximizada pelo número de observações da amostra que no modelo I corresponde a  $-2,138479$  ( $=-688,6/322$ ). O Eviews ainda fornece três critérios de informações sobre o grau de ajustamento da predição com a especificação do modelo, os quais estão listados nas últimas três linhas das Tabela 5.2.A e B. Mas, segundo GREENE, (2000: 334), o método *stepwise regression* representa uma alternativa mais palatável para esses critérios, o qual fora empregado na regressão por MQO, o que torna dispensável uma nova discussão sobre a especificação das funções estimadas neste estudo.

## 6. CONCLUSÕES

Neste estudo foi empregado uma versão discreta do modelo Burtless e Hausman para estimar funções de demanda de água residencial em contextos de esquemas tarifários crescentes com a faixa de consumo. Tais contextos tendem naturalmente a caracterizar a distribuição de consumo do bem por agrupamento (*clustering*) das observações em torno dos limites das faixas de consumo. Exatamente este comportamento foi observado com a distribuição empírica da base de dados empregada neste estudo, com os limites pontuais 10, 15, 20 e 30 respondendo, respectivamente, por 21,6%, 4,94%, 4,53% e 2,06% do total das observações (486). Esse comportamento pode ser explicado como uma estratégia racional do consumidor de evitar pagar sua alocação de consumo pelo preço maior da faixa de consumo subsequente. Muito embora, a conta d'água seja calculada pelo somatório do custo do consumo em cada faixa, exceto na primeira faixa (até  $10 \text{ m}^3$ ), onde se cobra um valor fixo qualquer que seja o consumo.

As implicações de uma distribuição do consumo com tal característica são, para efeito de estimação de funções pelo método dos MQO, fatais. Tanto, em termos de quebra do suposto de independência das variáveis explicativas, levando o preço a correlacionar-se positivamente com a variável dependente; quanto em termos do sinal do parâmetro da elasticidade-preço. Isso foi claramente constatado no presente estudo, com a estimativa deste parâmetro em 2,176, em direta contradição ao sinal negativo teoricamente esperado.

A solução apropriada para enfrentar estruturas de preços em bloco veio com o sofisticado modelo desenvolvido por Burtless e Hausman, que ao empregar a técnica de máxima verossimilhança, construiu um modelo de escolha contínua/discreta suficientemente flexível para suportar agrupamentos de observações. Para tanto o modelo adiciona em sua especificação estocástica dois termos residuais, um representando o tradicional erro de mensuração (ou de especificação) e outro levando em conta a heterogeneidade das preferências dos consumidores, as quais certamente são explicadas por variáveis sociodemográficas que vão além do preço e da renda.

A aplicação do modelo de Burtless e Hausman na estimação de funções-consumo de água no país resultou numa elasticidade-preço da demanda constante e aproximadamente unitária, o que significa dizer que aumentos percentuais da tarifa de água resultam em reduções percentuais equivalentes no consumo. Tal valor situa-se dentro dos intervalos de elasticidade-preço do consumo de água mencionados pela literatura internacional empregando referido modelo, os quais têm se mostrado notadamente superiores aos intervalos estimados pelos métodos que empregaram variáveis instrumentais.

Ainda que não se tenha logrado êxito na estimação da elasticidade-preço como função da renda, o valor relativamente alto obtido para este parâmetro proporciona uma explicação para a tendência de redução do consumo de água verificada entre os consumidores de maior poder aquisitivo em função da política de recomposição tarifária implementada pelas companhias de saneamento a partir da segunda metade dos anos 90, especialmente entre aquelas que aderiram ao Programa de Modernização do Setor de Saneamento. Alguns estudos apontam a tendência de redução no tamanho das famílias como uma provável explicação para essa queda de consumo, contudo, tal redução também vem ocorrendo com a população de baixa renda. O fato é que a redução do consumo, decorrente de um aumento de preço, praticamente anula o efeito do subsídio cruzado atrelado à política tarifária em vigor, dificultando, por conseguinte, o equilíbrio financeiro do setor de saneamento.

Assim, fica como um desafio seguinte a este estudo averiguar uma possível correlação positiva da elasticidade-preço de consumo de água por rede com a renda do consumidor, considerando-se que alguns fatores determinantes da magnitude dessa elasticidade intensificam-se à medida que aumenta o poder aquisitivo do consumidor, como a maior diversificação de uso d'água para fins supérfluos (piscinas, jardins e máquinas de lavar) e a possibilidade de recorrer a fontes alternativas ao abastecimento por rede pública (poços profundos ou carro-pipa).

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARBOSA, F.H.(1985). *Microeconomia: modelos econométricos e aplicações à economia brasileira*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES.

BURTLESS, G.; HAUSMAN, J. A.(1978). The effect of Taxation on Labour Supply: Evaluating the Gary Income Maintenance Experiment. *Journal of Political Economy*, n.86(Dec), p.1101-30,

BLOMQUIST. S.(1996).Estimation methods for male labor supply functions, How to take account for nonlinear taxes. *Journal of Econometrics*. n.70, p.383-405.

BNB. Banco do Nordeste do Brasil (1997). *Execução de serviços técnicos sobre a demanda de água no Nordeste - Relatório Final-revisão 1*. Estudos executados pela PBLM – Fortaleza.

GREENE. W.H.(2000). *Econometrics Analysis*. 4th Edition, Prentice Hall, New Jersey,

HANKE, S.; MARE, L.(1978). Residential Water Demand: A pooled, time series, cross section study of Malmo, Sweden. *Water Resources Bulletin*.. n.18 (Ago), p.621-25.

HEWITT, J.A.(1993). *Watering households: the two-error discrete-continuous choice model of residential water demand*. Ph.D diss. University of California, Berkeley.

HEWITT, J.A; HANEMANN, S.M. (1995). A discrete/continuous approach to residential water demand under block rate price. *Land Economics*. V. mai.1995. p,173-192,

HOUTHAKKER. H.S.1965. Additive preferences. *Econometrica*, v.28, p.244-57,

IPEA-Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada,(1995). *Estudo da função da demanda por serviços de saneamento e estudo da tarifação do consumo residência*. Projeto de Modernização do Setor de Saneamento-PMSS, Brasília.

KMENTA, J.(1988). *Elementos de Econometria: teoria econométrica básica*, vol,2 trad. Carlos Roberto de Araújo. Editora Atlas. S.Paulo.

MOFFITT, R.(1986). The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraint. *Journal of Business and Economic Statistics*. July 1986, v.4, No.3, p.317-328

MOFFITTT, R. (1986). The econometrics of piecewise-linear budget constraints: a survey and exposition of the maximum likelihood method. *Journal of Business & Economic Statistics* V. 4 No. 3 p.317-328.

NIESWIADOMY. M.L.; D.J. MOLINA. (1989).Comparing residential water demand estimates under decreasing an increasing block rates using household data. *Land Economics*. V.65, 1989, p.280-289.

NORDIN. John A. (1976). A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis: Comment. *The Bell Journal of Economics* 7(2), p.719-21,

OPALUCH, J.J.(1982). Urban Residential Demand for Water in the United States: Further Discussion. *Land Economics*. v. 58 (May), p.225-27.

----- (1984). A Test of Consumer Demand Response to Water Prices:Reply. *Land Economics*. v. 60 (Nov) p.417-21.

RIETVEL, P.; ROUWENDAL, J.; ZWART, B.(1997). Estimating water demand in urban Indonesia: a maximum likelihood approach to bloc rate pricing data. Disponível em <http://www.ideas.repec.org/p/dgr/uvatin19970072.html>. Acesso em 11/12/2004

SHIN, J.C. (1985). Perception of Price When Information is Costly: Evidence from Residential Electricity Demand. *Review of Economics and Statistics*. v.67(Nov.), p.591-98,

SIMONOFF, J.S.(1996). *Smoothing Methods in Statistic*. Springer-Verlag,

PMSS. Programa de Modernização do Setor de Saneamento, (1998). Sistema Nacional de Informação em Saneamento - *Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgoto*. Brasília-DF.

TAYLOR, Lester D. (1975). The Demand for Electricity: A Survey. *The Bell Journal of Economics* v.6 (1), p.74-110,

VARIAN, H.R.(1992). *Microeconomic Analysis*, 3rd.edition. W. W. Norton e Company. N.Yorque, London.

## 8. APÊNDICES

### APÊNDICE I: PLANO AMOSTRAL DO ESTUDO DO BNB

#### Introdução

O plano amostral para avaliação da demanda por água potável foi desenvolvido por etapas consecutivas sintetizadas a seguir e detalhadas adiante.

Inicialmente, foram criados 4 estratos de municípios com base em dados sócio-econômicos extraídos do Censo Demográfico de 1991. Posteriormente foi calculado o tamanho da amostra com base em teoria da amostragem aleatória estratificada, sendo os 10 Estados da Área de Estudo classificados em 4 categorias, de acordo com a predominância dos estratos formados em cada um. Para selecionar os domicílios, primeiro selecionou-se um Estado em cada classe, e em seguida alguns dos seus municípios, de tal forma a contemplar o tamanho da amostra calculada para cada estrato. Foi considerada, também, a representatividade dos municípios em região litorânea ou no interior da Área de Estudo.

Posteriormente, foi procedida a verificação dos resultados obtidos, introduzindo-se, a partir de discussão dos critérios descritos com o BANCO DO NORDESTE, uma nova regionalização fisiográfica, onde os municípios da Área de Estudo foram subdivididos em semi-árido e não semi-árido.

#### PESQUISA DE CAMPO

A partir da seleção dos municípios da amostra foram criados, por razões de logística, quatro grupos de trabalho para execução simultânea da pesquisa de campo.

O Grupo A foi composto por localidades situadas nos Estados do Piauí, Pernambuco e Bahia. O Grupo B foi composto por municípios localizados no Estado da Bahia, o Grupo C por municípios situados no Estado do Maranhão e o Grupo D por municípios de Pernambuco.

Os trabalhos foram iniciados simultaneamente em 11 de novembro de 1996 nos Estados do Piauí (Grupo A), Bahia (Grupo B), Maranhão (Grupo C) e Pernambuco (Grupo D), estendendo-se até meados de dezembro.

A aplicação dos questionários, em todos os casos, obedeceu sempre os critérios de distribuição por áreas com micromedição e áreas sem abastecimento de água potável e dentro destas regiões, a distribuição foi estratificada de forma a levantar informações por faixas de renda familiar. Na maioria dos casos a identificação de nível sócio-econômico dos domicílios foi realizada por observação dos coordenadores das equipes, pessoal altamente qualificado e com larga experiência em trabalhos de campo. A Tabela 17, a seguir, apresenta o resumo geral das pesquisas realizadas por municípios e por áreas de abastecimento.

Tabela 17: Água Potável - Pesquisas Realizadas

<i>Município</i>	<i>Entrevistas em Área</i>		<i>Total</i>
	<i>Hidrometrada</i>	<i>Sem Abastecimento</i>	
Santa Inês-MA	8	8	16
Presidente Dutra-MA	8	8	16
São Bernardo-MA	26	25	51
São Luis-MA	7	8	15
Francinópolis-PI	24	23	47
Picos-PI	7	7	14
Araripina-PE	7	7	14
Terra Nova-PE	7	7	14
Sobradinho-BA	0	14	14
São Pedro do Piauí-PI	23	24	47
Tracunhaém-PE	35	34	69
Escada-PE	39	30	69
Uruçuca-BA	7	16	23
Itagi-BA	69	0	69
Jaguaquara-BA	32	34	66
Santo Antonio de Jesus-BA	7	6	13
Cruz das Almas-BA	8	5	13
Salvador-BA	61	61	122
Riacho de Santana-BA	70	0	70
Cotegipe-BA	20	0	20
Barreiras-BA	21	21	42
<b>Total</b>	<b>486</b>	<b>338</b>	<b>824</b>

FONTE: BNB (1997).

## APÊNDICE II: ESTIMAÇÃO POR MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA NO SOFTWARE EVIDEWS

### A - GERAÇÃO DAS SÉRIES NO MÓDULO *PROGRAM DO EVIDEWS* - MODELO I

'construção das series para objeto *ML* do *eviews*'

smpl @first+163 @last-1

coef(4) alfa

coef(1) eps

coef(1) eta

param alfa(1) .55 alfa(2) -.802 alfa(3) .248 alfa(4) -.023

param eps(1) 0.8737

param eta(1) 0.37

'construção das funções'

series g1=alfa(1)+alfa(2)\*lpr1+alfa(3)\*lyv1+alfa(4)\*DSA

series g2=alfa(1)+alfa(2)\*lpr2+alfa(3)\*lyv2+alfa(4)\*DSA

series g3=alfa(1)+alfa(2)\*lpr3+alfa(3)\*lyv3+alfa(4)\*DSA

series g4=alfa(1)+alfa(2)\*lpr4+alfa(3)\*lyv4+alfa(4)\*DSA

series g5=alfa(1)+alfa(2)\*lpr5+alfa(3)\*lyv5+alfa(4)\*DSA

'construindo as series do Segm1: 0<segm<10'

series w1=(lc-g1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)

series t1=(ln10-g1)/eps(1)

series r1=(t1-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))\*w1)/@sqrt(1-

(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)

series s1=@dnorm(w1)\*@cnorm(r1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)

'construindo as series do ponto 10'

series k12=(ln10-g2)/eps(1)

series k11=(ln10-g1)/eps(1)

series u1=(ln10-lc)/eta(1)

series k1=@dnorm(u1)\*(@cnorm(k12)-@cnorm(k11))/eta(1)

'construindo as series Segm2: 10<segm<15'

series w2=(lc-g2)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)

series t2=(ln15-g2)/eps(1)

series r2=(t2-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))\*w2)/@sqrt(1-

(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)

series s2=@dnorm(w2)\*(1-@cnorm(r2))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)

'construindo as series do ponto 15'

series k22=(ln10-g3)/eps(1)

series k21=(ln10-g2)/eps(1)

series u2=(lc-ln15)/eta(1)

series k2=@dnorm(u2)\*(@cnorm(k22)-@cnorm(k21))/eta(1)

'construindo as series do Segm 3: 15<segm<20'

series w3=(lc-g3)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)

series t3=(ln20-g3)/eps(1)

series r3=(t3-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))\*w3)/@sqrt(1-

(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)

series s3=@dnorm(w3)\*(1-@cnorm(r3))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)

'construindo as series do ponto 20'

series k32=(ln10-g4)/eps(1)

series k31=(ln10-g3)/eps(1)

series u3=(lc-ln20)/eta(1)

series k3=@dnorm(u3)\*(@cnorm(k32)-@cnorm(k31))/eta(1)

'construindo as series do Segm4: 20<segm<30'

series w4=(lc-g4)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)

```

series t4=(ln30-g4)/eps(1)
series r4=(t4-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w4)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
series s4=@dnorm(w4)*(1-@cnorm(r4))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 30'
series k42=(ln10-g5)/eps(1)
series k41=(ln10-g4)/eps(1)
series u4=(lc-ln30)/eta(1)
series k4=@dnorm(u4)*(@cnorm(k42)-@cnorm(k41))/eta(1)
'construindo as series do Segm5: segm>30'
series w5=(lc-g5)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
series t5=(lnmax-g5)/eps(1)
series r5=(t5-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w5)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
series s5=@dnorm(w5)*(1-@cnorm(r5))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo a serie para armazenar as contribuições individuais de ML'
series logl1=log(s1+s2+s3+s4+s5+k1+k2+k3+k4)

```

## **B –CONSTRUÇÃO DAS ROTINAS NO OBJECT DO EViews PARA ESTIMAÇÃO POR MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA - MODELO I**

```

@logl logl07
'construção das series para objeto ml do eviews'
@param alfa(1) .55 alfa(2) -.802 alfa(3) .248 alfa(4) -.023
@param eps(1) 0.87
@param eta(1) 0.37
'construção das funções'
g1=alfa(1)+alfa(2)*lpr1+alfa(3)*lyv1+alfa(4)*DSA
g2=alfa(1)+alfa(2)*lpr2+alfa(3)*lyv2+alfa(4)*DSA
g3=alfa(1)+alfa(2)*lpr3+alfa(3)*lyv3+alfa(4)*DSA
g4=alfa(1)+alfa(2)*lpr4+alfa(3)*lyv4+alfa(4)*DSA
g5=alfa(1)+alfa(2)*lpr5+alfa(3)*lyv5+alfa(4)*DSA
'construindo as series do Segm1: 0<segm<10'
w1=(lc-g1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t1=(ln10-g1)/eps(1)
r1=(t1-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w1)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s1=@dnorm(w1)*@cnorm(r1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 10'
k12=(ln10-g2)/eps(1)
k11=(ln10-g1)/eps(1)
u1=(ln10-lc)/eta(1)
k1=@dnorm(u1)*(@cnorm(k12)-@cnorm(k11))/eta(1)
'construindo as series Segm2: 10<segm<15'
w2=(lc-g2)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t2=(ln15-g2)/eps(1)
r2=(t2-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w2)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s2=@dnorm(w2)*(1-@cnorm(r2))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 15'
k22=(ln10-g3)/eps(1)
k21=(ln10-g2)/eps(1)
u2=(lc-ln15)/eta(1)
k2=@dnorm(u2)*(@cnorm(k22)-@cnorm(k21))/eta(1)

```

```
'construindo as series do Segm 3: 15<segm<20'
w3=(lc-g3)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t3=(ln20-g3)/eps(1)
r3=(t3-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w3)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s3=@dnorm(w3)*(1-@cnorm(r3))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 20'
k32=(ln10-g4)/eps(1)
k31=(ln10-g3)/eps(1)
u3=(lc-ln20)/eta(1)
k3=@dnorm(u3)*(@cnorm(k32)-@cnorm(k31))/eta(1)
'construindo as series do Segm4: 20<segm<30'
w4=(lc-g4)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t4=(ln30-g4)/eps(1)
r4=(t4-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w4)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s4=@dnorm(w4)*(1-@cnorm(r4))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 30'
k42=(ln10-g5)/eps(1)
k41=(ln10-g4)/eps(1)
u4=(lc-ln30)/eta(1)
k4=@dnorm(u4)*(@cnorm(k42)-@cnorm(k41))/eta(1)
'construindo as series do Segm5: segm>30'
w5=(lc-g5)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t5=(lnmax-g5)/eps(1)
r5=(t5-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w5)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s5=@dnorm(w5)*(1-@cnorm(r5))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo a serie para armazenar as contrib.individuais de ML'
logl07=log(s1+s2+s3+s4+s5+k1+k2+k3+k4)
```

## C – RELATÓRIO DE SAÍDA PARA O MODELO I

---

Sample: 164 485				
Included observations: 322				
Evaluation order: By observation				
Convergence achieved after 5 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALFA(1)	1.989894	0.155125	12.82764	0.0000
ALFA(2)	-1.007753	0.059472	-16.94507	0.0000
ALFA(3)	0.081290	0.024496	3.318503	0.0009
ALFA(4)	-0.045420	0.039405	-1.152637	0.2491
EPS(1)	-0.071721	0.044732	-1.603366	0.1089
ETA(1)	0.188387	0.027855	6.763093	0.0000
Log likelihood	-688.5904	Akaike info criterion		4.314226
Avg.log likelihood	-2.138479	Schwarz criterion		4.384559
Number of Coefs.	6	Hannan-Quinn criter.		4.342305

---

FONTE: Elaborado pelo autor.

**D - GERAÇÃO DAS SÉRIES NO MÓDULO PROGRAM DO EIEWS - MODELO II**

```
simpl @first+163 @last
```

```
'construção das series para objeto ml do eiews'
```

```
coef(5) alfa
```

```
coef(1) eps
```

```
coef(1) eta
```

```
param alfa(1) -.802 alfa(2) .06 alfa(3) .11 alfa(4) .007 alfa(5) .0177
```

```
param eps(1) 0.8737
```

```
param eta(1) 0.37
```

```
'construção das funções'
```

```
series g1=alfa(1)*lpr1+alfa(2)*lyv1+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
```

```
series g2=alfa(1)*lpr2+alfa(2)*lyv2+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
```

```
series g3=alfa(1)*lpr3+alfa(2)*lyv3+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
```

```
series g4=alfa(1)*lpr4+alfa(2)*lyv4+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
```

```
series g5=alfa(1)*lpr5+alfa(2)*lyv5+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
```

```
'construindo as series do Segm1: 0<segm<10'
```

```
series w1=(lc-g1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
```

```
series t1=(ln10-g1)/eps(1)
```

```
series r1=(t1-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w1)/@sqrt(1-
```

```
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
```

```
series s1=@dnorm(w1)*@cnorm(r1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
```

```
'construindo as series do ponto 10'
```

```
series k12=(ln10-g2)/eps(1)
```

```
series k11=(ln10-g1)/eps(1)
```

```
series u1=(ln10-lc)/eta(1)
```

```
series k1=@dnorm(u1)*(@cnorm(k12)-@cnorm(k11))/eta(1)
```

```
'construindo as series Segm2: 10<segm<15'
```

```
series w2=(lc-g2)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
```

```
series t2=(ln15-g2)/eps(1)
```

```
series r2=(t2-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w2)/@sqrt(1-
```

```
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
```

```
series s2=@dnorm(w2)*(1-@cnorm(r2))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
```

```
'construindo as series do ponto 15'
```

```
series k22=(ln10-g3)/eps(1)
```

```
series k21=(ln10-g2)/eps(1)
```

```
series u2=(lc-ln15)/eta(1)
```

```
series k2=@dnorm(u2)*(@cnorm(k22)-@cnorm(k21))/eta(1)
```

```
'construindo as series do Seg m 3: 15<segm<20'
```

```
series w3=(lc-g3)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
```

```
series t3=(ln20-g3)/eps(1)
```

```
series r3=(t3-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w3)/@sqrt(1-
```

```
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
```

```
series s3=@dnorm(w3)*(1-@cnorm(r3))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
```

```
'construindo as series do ponto 20'
```

```
series k32=(ln10-g4)/eps(1)
```

```
series k31=(ln10-g3)/eps(1)
```

```
series u3=(lc-ln20)/eta(1)
```

```
series k3=@dnorm(u3)*(@cnorm(k32)-@cnorm(k31))/eta(1)
```

```
'construindo as series do Segm4: 20<segm<30'
```

```
series w4=(lc-g4)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
```

```
series t4=(ln30-g4)/eps(1)
```

```
series r4=(t4-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w4)/@sqrt(1-
```

```
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
```

```

series s4=@dnorm(w4)*(1-@cnorm(r4))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 30'
series k42=(ln10-g5)/eps(1)
series k41=(ln10-g4)/eps(1)
series u4=(lc-ln30)/eta(1)
series k4=@dnorm(u4)*(@cnorm(k42)-@cnorm(k41))/eta(1)
'construindo as series do Segm5: segm>30'
series w5=(lc-g5)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
series t5=(lnmax-g5)/eps(1)
series r5=(t5-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w5)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
series s5=@dnorm(w5)*(1-@cnorm(r5))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo a serie para armazenar as contrib.individuais de ML'
series logl12=log(s1+s2+s3+s4+s5+k1+k2+k3+k4)
series g1=alfa(1)*lpr1+alfa(2)*lyv1+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod

```

## **E - CONSTRUÇÃO DAS ROTINAS NO OBJECT DO EIEWS PARA ESTIMAÇÃO POR MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA - MODELO II**

```

@logl logl11
@param alfa(1) -.802 alfa(2) .06 alfa(3) .067 alfa(4) .007 alfa(5) .0177
@param eps(1) 0.8737
@param eta(1) 0.37
'construção das funções'
g1=alfa(1)*lpr1+alfa(2)*lyv1+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
g2=alfa(1)*lpr2+alfa(2)*lyv2+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
g3=alfa(1)*lpr3+alfa(2)*lyv3+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
g4=alfa(1)*lpr4+alfa(2)*lyv4+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
g5=alfa(1)*lpr5+alfa(2)*lyv5+alfa(3)*ltemp+alfa(4)*lqdidad+alfa(5)*lcomod
'construindo as series do Segm1: 0<segm<10'
w1=(lc-g1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t1=(ln10-g1)/eps(1)
r1=(t1-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w1)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s1=@dnorm(w1)*@cnorm(r1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 10'
k12=(ln10-g2)/eps(1)
k11=(ln10-g1)/eps(1)
u1=(ln10-lc)/eta(1)
k1=@dnorm(u1)*(@cnorm(k12)-@cnorm(k11))/eta(1)
'construindo as series do Segm2: 10<segm<15'
w2=(lc-g2)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t2=(ln15-g2)/eps(1)
r2=(t2-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w2)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s2=@dnorm(w2)*(1-@cnorm(r2))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 15'
k22=(ln10-g3)/eps(1)
k21=(ln10-g2)/eps(1)
u2=(lc-ln15)/eta(1)
k2=@dnorm(u2)*(@cnorm(k22)-@cnorm(k21))/eta(1)
'construindo as series do Segm 3: 15<segm<20'
w3=(lc-g3)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t3=(ln20-g3)/eps(1)

```

```

r3=(t3-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w3)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s3=@dnorm(w3)*(1-@cnorm(r3))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 20'
k32=(ln10-g4)/eps(1)
k31=(ln10-g3)/eps(1)
u3=(lc-ln20)/eta(1)
k3=@dnorm(u3)*(@cnorm(k32)-@cnorm(k31))/eta(1)
'construindo as series do Segm4: 20<segm<30'
w4=(lc-g4)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t4=(ln30-g4)/eps(1)
r4=(t4-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w4)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s4=@dnorm(w4)*(1-@cnorm(r4))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo as series do ponto 30'
k42=(ln10-g5)/eps(1)
k41=(ln10-g4)/eps(1)
u4=(lc-ln30)/eta(1)
k4=@dnorm(u4)*(@cnorm(k42)-@cnorm(k41))/eta(1)
'construindo as series do Segm5: segm>30'
w5=(lc-g5)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
t5=(lnmax-g5)/eps(1)
r5=(t5-(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))*w5)/@sqrt(1-
(eps(1)/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2))^2)
s5=@dnorm(w5)*(1-@cnorm(r5))/@sqrt(eps(1)^2+eta(1)^2)
'construindo a serie para armazenar as contrib.individuais de ML'
logl11=log(s1+s2+s3+s4+s5+k1+k2+k3+k4)

```

## F – RELATÓRIO DE SAÍDA PARA O MODELO II

LogL: LOGCRUZ				
Method: Maximum Likelihood (Marquardt)				
Date: 12/09/04 Time: 17:48				
Sample: 164 485				
Included observations: 322				
Evaluation order: By observation				
Convergence achieved after 50 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALFA(1)	-0.959679	0.083361	-11.51229	0.0000
ALFA(2)	0.151021	0.034156	4.421577	0.0000
ALFA(3)	0.038623	0.036475	1.058876	0.2897
ALFA(4)	0.160962	0.026217	6.139649	0.0000
ALFA(5)	0.216384	0.113775	1.901860	0.0572
EPS(1)	-0.175961	0.102665	-1.713939	0.0865
ETA(1)	-0.244876	0.059049	-4.147000	0.0000
Log likelihood	273.0000	Akaike info criterion		-1.652174
Avg. log likelihood	0.847826	Schwarz criterion		-1.570118
Number of Coefs.	7	Hannan-Quinn criter.		-1.619415

FONTE: Elaborado pelo autor.

### G – RELATÓRIO DE SAÍDA PARA O MODELO DE REGRESSÃO COM INTERCEPTO E PREÇO MÉDIO

LogL: LOGLH2O				
Method: Maximum Likelihood (Marquardt)				
Date: 08/30/04 Time: 16:48				
Sample: 1 486				
Included observations: 486				
Evaluation order: By observation				
Convergence achieved after 53 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALFA(1)	-2.385283	0.960667	-2.482944	0.0130
ALFA(2)	-5.143227	1.080814	-4.758659	0.0000
ALFA(3)	0.368560	0.090935	4.053026	0.0001
ALFA(4)	-0.009936	0.136209	-0.072950	0.9418
EPS(1)	0.706880	0.085378	8.279446	0.0000
ETA(1)	0.357641	0.022283	16.05007	0.0000
Log likelihood	-204.5224	Akaike info criterion		0.866347
Avg. log likelihood	-0.420828	Schwarz criterion		0.918029
Number of Coefs.	6	Hannan-Quinn criter.		0.886652

FONTE: Elaborado pelo autor.

### H – RELATÓRIO DE SAÍDA PARA O MODELO DE REGRESSÃO COM PREÇO MÉDIO, SEM INTERCEPTO E COM PREÇO CRUZADO COM RENDA

LogL: LOGCRUZ				
Method: Maximum Likelihood (Marquardt)				
Date: 09/09/04 Time: 10:45				
Sample: 1 485				
Included observations: 485				
Evaluation order: By observation				
Convergence achieved after 20 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALFA(1)	-1.174591	0.648688	-1.810718	0.0702
ALFA(2)	0.178617	0.027805	6.423918	0.0000
ALFA(3)	-0.506788	0.143319	-3.536081	0.0004
EPS(1)	1.104181	0.092889	11.88712	0.0000
ETA(1)	0.096411	0.004565	21.11793	0.0000
Log likelihood	-196.7725	Akaike info criterion		0.832051
Avg. log likelihood	-0.405716	Schwarz criterion		0.875187
Number of Coefs.	5	Hannan-Quinn criter.		0.849000

FONTE: Elaborado pelo autor.

**I – RELATÓRIO DE SAÍDA PARA O MODELO DE REGRESSÃO COM PREÇO MÉDIO, SEM INTERCEPTO, SEM A PRIMEIRA FAIXA DE CONSUMO E COM PREÇO CRUZADO COM RENDA**

LogL: LOGCRUZ				
Method: Maximum Likelihood (Marquardt)				
Date: 09/09/04 Time: 11:03				
Sample: 164 485				
Included observations: 322				
Evaluation order: By observation				
Convergence achieved after 34 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALFA(1)	-7.352277	0.717971	-10.24036	0.0000
ALFA(2)	0.137900	0.021889	6.299887	0.0000
ALFA(3)	-0.018314	0.128239	-0.142809	0.8864
EPS(1)	0.247809	0.038182	6.490127	0.0000
ETA(1)	0.197852	0.023062	8.579197	0.0000
Log likelihood	85.27532	Akaike info criterion	-0.498604	
Avg. Log likelihood	0.264830	Schwarz criterion	-0.439993	
Number of Coefs.	5	Hannan-Quinn criter.	-0.475205	

FONTE: Elaborado pelo autor.

### III. BEM-ESTAR SOCIAL E REGULAÇÃO DE PREÇO NO SETOR DE SANEAMENTO BÁSICO

#### 1. INTRODUÇÃO

Sabe-se que em mercados competitivos as empresas buscam naturalmente a eficiência econômica como uma estratégia de permanência no mercado. Como essa busca não ocorre em setores com poder de mercado, surge então a necessidade da regulação governamental com o objetivo de estabelecer mecanismos que incentivem tais setores a adotarem um comportamento semelhante ao de um ambiente competitivo.

O instrumento mais empregado para prevenir abuso do poder de mercado pelas empresas de prestação de serviços públicos e que operam sob regime de monopólio é o estabelecimento de tarifas. Particularmente, para o setor de saneamento básico, a regulação das tarifas justifica-se tanto por razões técnicas como sociais.

Além da necessidade de extensas redes para adução de água e de esgotamento sanitário, que impedem o surgimento de mais de uma empresa numa mesma área, diversos outros fatores levam o setor de saneamento a determinar um preço que o diferencie do obtido numa solução de equilíbrio competitivo. Cinco desses fatores são listados a seguir.

- i) necessidade de grandes volumes de investimento, com longos períodos de retorno e com parte significativa desses investimentos não recuperáveis (*sunk costs*);
- ii) ausência de informação completa sobre demanda e oferta da água;
- iii) baixos níveis de integração vertical e de mobilidade do capital, tanto para entrada como para saída;
- iv) custos diferenciados para cada sistema de produção, distribuição, esgotamento e tratamento.

As razões sociais para a regulação no setor de saneamento básico decorrem principalmente das seguintes constatações inerentes ao serviço de abastecimento de água potável.

- i) é essencial para a satisfação das necessidades básicas humanas, requerendo-se uma dotação diária mínima de consumo;

- ii) deve-se considerar os usos alternativos ao abastecimento urbano, como irrigação, energia elétrica, entre outros usos múltiplos;
- iii) contribui significativamente para o bem-estar da população, tanto diretamente pelo seu consumo, como pelas externalidades positivas advindas desse consumo<sup>15</sup> ;
- iv) constitui a mais importante infra-estrutura de indução do desenvolvimento econômico, quando comparado com uma situação de ausência dos serviços, com impacto sobre todas atividades socioeconômicas de uma região; e
- v) ameniza a pressão ambiental, quando comparado com uma situação sem serviços de saneamento, com impacto sobre todas atividades socioeconômicas de uma região.

Em função dos objetivos da função regulatória abaixo relacionados, a regulação no setor de saneamento constitui, por conseguinte, um instrumento-chave para alcançar o equilíbrio entre eficiência econômica e equidade social.

- i) universalização do acesso, através de preços e tarifas socialmente justas;
- ii) equidade dos serviços;
- iii) qualidade dos serviços (salubridade, pressão e continuidade);
- iv) transparência das informações; e
- v) democratização do controle e regulação.

Devido à essencialidade dos serviços de saneamento, os aspectos distributivos e a universalização constituem as metas mais importantes do marco regulatório desses serviços, especialmente no que tange à distribuição entre setores da economia, regiões geográficas e categorias populacionais por faixa de renda. Com isso, o foco da regulação em saneamento básico está na determinação da tarifa, sendo oportuno então apresentar a relação que existe entre função regulatória e eficiência produtiva.

O papel maior dos preços em uma economia é o de alocação dos recursos escassos. Em ambientes competitivos, o preço resultante é também o mais eficiente para a alocação dos recursos, entendendo-se por preço eficiente aquele que maximiza

---

15 Com destaque para os seguintes benefícios: i) a melhoria das condições sanitárias da população; ii) redução das taxas de morbidade e mortalidade provocadas por enfermidades de origem hídrica; iii) melhorias dos hábitos e atitudes da população beneficiária, relativamente ao uso da água e disposição final; iv) ganhos socioeconômicos, decorrentes dos custos evitados com internações hospitalares, faltas ao trabalho e mortes prematuras .

o bem-estar da sociedade. Mas além da ausência de mercados, outros fatores, como a cartelização de mercados oligopolizados e externalidades na produção, também concorrem para a distorção dos preços no mercado. Por tudo isso, recorre-se à função regulatória como uma forma de se estabelecer um mecanismo de preços que produza a segunda melhor alocação possível dos recursos.

Em termos de regulação da eficiência, a questão recai sobre como monitorar o custo operacional de uma empresa, distinguindo-se aqui dois tipos de eficiência: estática e dinâmica. A regulação sobre o primeiro tipo consiste ou em comparar, através dos seus gastos, se uma empresa é mais ou menos eficiente do que outra (eficiência relativa) ou em classificar quais empresas são eficientes e quais delas não são (eficiência absoluta). Já a regulação de eficiência dinâmica está relacionada com o tempo necessário para que a empresa possa reduzir seus custos no futuro.

Uma variedade de métodos de regulação de preços tem surgido na literatura. Para o caso da eficiência estática, os métodos mais tradicionais são o de custo marginal e o de custo médio. Por outro lado, a regulação dinâmica encampa toda a classe dos modelos associados a esquemas de incentivos, como regulação por taxa de retorno, preço-teto, regra de Ramsey-Boiteux, regra do componente de preço eficiente, dentre outros.

O fato é que, quando uma firma opera com economias de escala, tanto os métodos estáticos como os esquemas incentivados de regulação não aportam uma solução eficiente, no sentido do ótimo de Pareto. Além do mais, a regulação pelo custo marginal de um monopólio operando com retornos crescentes leva necessariamente à falência, pois as receitas neste caso ficam por definição abaixo do custo<sup>16</sup>.

<sup>16</sup> . Para ver como isso ocorre considere uma função-custo translog multiproduto,  $C$ , e observe que a elasticidade-custo do produto  $i$  qualquer,  $s_{qi}$ , é dada por

$$s_{qi} = \frac{\partial C}{\partial q_i} \frac{q_i}{C} = \frac{p_i q_i}{C} \text{ onde } p_i \text{ é preço do produto } q_i, \text{ e dado pelo custo marginal, } p_i = \partial C / \partial q_i$$

Por outro, sabe-se que o grau de retorno de escala global,  $rs$ , de uma firma multiproduto [BAUMOL, PONZAR e WILLIG, (1982)] é dado pelo recíproco do somatório das elasticidades-custos individuais dos produtos, ou seja,

$$rs = \frac{1}{\sum_i s_{qi}} = \frac{1}{\sum_i p_i q_i / C} = \frac{C}{R}$$

Logo, existem retornos crescentes de escala, ou seja,  $rs > 1$ , se e somente se a receita,  $R$ , gerada pela regulação via custo marginal for inferior ao custo total de produção, isto é,  $R < C$ .

Também é de conhecimento geral que a regulação pelo custo médio não maximiza o bem-estar social, já que em setores oligopolizados, o postulado do equilíbrio competitivo,  $p^* = CM_g = CMe$ , tende naturalmente a ser violado.

Por fim, ressalta-se que a regulação contemplando esquemas incentivados é mais adequada para contextos de informação assimétrica, tais como em aquisições e leilões governamentais, ou em prestação de serviços públicos por empresas privadas, onde, em geral, é a empresa regulada que melhor conhece os parâmetros de custo e de demanda dos seus serviços prestados.

Diante do exposto, este estudo faz uma aplicação do modelo Ramsey-Boiteux no setor de saneamento básico, que diferentemente dos demais modelos, o regulador busca maximizar o bem-estar social sujeito à restrição do equilíbrio financeiro da empresa (receita  $\geq$  despesa).

Espera-se com este estudo demonstrar que, mesmo tratando-se de uma solução que exige informações complexas sobre parâmetros de custo e demanda e que ainda ignora a importância dos esquemas incentivados [LAFFONT e TIROLE, (1993), pág. 32], o modelo Ramsey-Boiteux é factível de aplicação e proporciona a melhor solução para o atual dilema enfrentado pelo setor de saneamento, ou seja, necessidade de expansão frente à defasagem tarifária e restrições fiscais do setor público para aporte de recursos. Para se ter uma idéia dessa necessidade, o Sistema Nacional de Informações em Saneamento, SNIS, do ano de 2002, mostra que 8,7% da população urbana brasileira ainda não tem acesso à rede d'água, mais ainda, apenas 27,3% dessa população é servida por rede de esgotamento sanitário e tratamento. Por outro lado, o esforço até agora empreendido para reestruturação tarifária no setor, em geral, garantiu apenas o equilíbrio entre despesas e receitas operacionais, o que não garante ainda o autofinanciamento do setor.

O estudo está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção dois inicia com uma breve discussão sobre os aspectos regulatórios, passando-se em seguida para uma sucinta apresentação dos principais modelos de regulação de preço e finalizando com uma retrospectiva da política nacional de saneamento básico, iniciada nos anos 70. A seção três descreve o problema da maximização de bem-estar social por uma agência reguladora, condicionado à manutenção de equilíbrio orçamentário da firma regulada. A solução deste problema resulta no denominado modelo de regulação de preços Ramsey-Boiteux. A quarta seção emprega este

---

modelo para determinar o par preço-quantidade que maximiza a função-bem-estar social no setor de saneamento básico do país, secundariamente é derivado o índice de Lerner, que mede a extensão do poder monopólio exercido pelo setor. Na última seção, encontram-se as conclusões e comentários sobre os resultados obtidos no estudo.

## **2. REGULAÇÃO E SANEAMENTO BÁSICO NO PAÍS**

### **2.1. Aspectos gerais sobre regulação**

A regulação abarca um amplo campo de atuação que vai muito além de preços. Definida como qualquer ação governamental destinada a limitar a liberdade de escolhas dos agentes econômicos, a regulação pode ter como objetivos a promoção da equidade social, garantia de qualidade, inovação tecnológica, eliminação de barreiras à entrada, punição à concorrência predatória, privatizações, lances de *franchising*, aquisições e leilões, arbitragem de conflitos, dentre outros.

No campo da economia da regulação, o objetivo maior é impedir preços abusivos praticados pelos setores da economia com poder de mercado (monopólios e oligopólios), encorajando-os a seguir comportamentos consistentes com os objetivos de bem-estar do governo [HILLIER, (1997)].

A inserção dos incentivos como um novo instrumento regulatório marcou o limite entre a teoria tradicional da regulação e a nova economia da regulação, levando-se em conta os avanços alcançados pelos modelos de Ramsey-Boiteux e Averch-Johnson os quais implicitamente tocam na questão dos incentivos, a teoria tradicional não conseguiu incorporar em sua análise os conceitos desenvolvidos pelo problema do agente-principal ou pela teoria dos jogos. Diferentemente, conceitos como esquemas de incentivos, informação assimétrica e desenho de mecanismos foram rapidamente absorvidos pela nova economia da regulação. Para isso foram fundamentais os estudos pioneiros, no início dos anos 80, de BARON e MYERSON apud LAFFONT e TIROLE (1993) e de SAPPINGTON apud LAFFONT e TIROLE (1993) ao demonstrar que algumas técnicas desenvolvidas para o controle de monopólios naturais poderiam ser melhor utilizadas como um problema de informação assimétrica, dado que a firma sempre deterá um maior nível de informação sobre sua estrutura de custos do que o agente regulador.

Segundo LAFFONT e TIROLE (1993), os esquemas atuais de incentivos devem ser analisados sob duas linhas divisórias. A primeira refere-se a um contexto em que a firma regulada pode receber transferências governamentais, tendo em vista que as receitas pelas vendas ao consumidor não cobrem totalmente suas despesas. Tais transferências podem ocorrer sob diversas formas, tais como subsídios diretos, financiamentos a juros subsidiados, ou não reembolsáveis, provisão de insumos públicos a preços defasados, dentre outras.

A segunda linha está relacionada ao poder dos esquemas de incentivos, entendendo-se por poder o grau do incentivo presente num esquema, como, por exemplo, um contrato para implantação de um projeto público por agentes privados em que o governo se compromete a reembolsar os custos,  $C$ , decorrentes do projeto e ainda oferece ao agente uma transferência<sup>17</sup>,  $t$ , representada pelo esquema linear do tipo  $t = a - bC$ , onde  $a$  é um valor fixo e  $b$ , a fração de custos a ser assumida pelo agente privado. Nesse exemplo  $b \in [0; 1]$  representa o poder do esquema, em que  $b=0$  significa um esquema de baixíssimo poder, caracterizando, por sua vez, os chamados contratos *cost-plus*, enquanto  $b=1$  resulta em esquemas altamente poderosos tais como os contratos de preço fixo.

Com base nessas duas linhas, aqueles autores apresentam em uma tabela os principais esquemas de incentivos, reproduzida a seguir, em que os mesmos são classificados em três níveis, conforme o poder do incentivo e a existência ou não de transferências governamentais.

**Tabela 2.1 - Poder dos Esquemas de Incentivos Comumente Usados**

Poder	Transferências Governamentais Permitidas?	
	<b>Sim</b> (comum em aquisições governamentais e empresas públicas)	<b>Não</b> (comum em empresas privadas reguladas)
<b>Muito alto</b> <i>residual claimant</i> para a firma)	Contratos de preços fixos	Preço-teto ( <i>price caps</i> )
<b>Intermediário</b> (compartilhamento de custo ou lucro)	Contratos de incentivo	Regulação com incentivo
<b>Muito baixo</b> <i>residual claimant</i> para o governo ou consumidores	Contratos <i>cost plus</i>	Taxa de retorno ( <i>cost-of-service</i> )

Fonte: LAFFONT e TIROLE (1993), p.11

<sup>17</sup> Tal esquema leva ao denominado *residual claimant* (resíduo a pagar), ou seja, além do pagamento previsto pelo serviço (produto) prestado (oferecido), o agente recebe uma compensação de valor aleatório com a conclusão do serviço.

Um aprofundamento sobre os métodos citados na Tabela 2.1 será feito a seguir, logo após uma breve apresentação dos métodos tradicionais de regulação de eficiência estática: custo marginal e custo médio.

## 2.2. Regulação pelo custo marginal

Para uma derivação mais formal da regra de preço pelo custo marginal, considere uma economia hipotética cujo planejador social deseja maximizar o bem-estar social a partir da quantidade  $q$  de um determinado bem fornecido por uma única firma monopolística cuja função-custo associada é dada por  $C(q)$ . Represente por  $S(q)$  o excedente bruto do consumidor derivado do consumo de  $q$  unidades desse bem. Considere também que  $p = p(q) = S'(q)$  seja a função-demanda inversa desse bem. O problema do planejador é escolher a quantidade do bem tal que resolva o seguinte problema de maximização de bem-estar social.

$$\text{Max}_{q \geq 0} \left\{ \sum S(q) - C(q) \right\}$$

A solução desse problema é a regra de preço  $p = CMg$ , que na literatura da regulação, é denominada de *first-best*, já que o par preço-quantidade resultante é o que maximiza o bem-estar social.

O método do custo marginal, embora teoricamente leve o monopólio a agir como uma empresa perfeitamente competitiva, sofre, na prática, de duas restrições que comprometem a sua aplicação. Uma está relacionada à necessidade do conhecimento pela agência reguladora dos custos reais do monopólio, cujo interesse pode ser o de ocultar, dado o problema da assimetria da informação. A outra se refere a uma situação em que a tarifa pelo custo marginal poderia levar à falência do monopólio sempre que custo médio associado ao nível de produção ótima for superior ao custo marginal.

Essa última situação ocorre sempre que a origem do monopólio for a presença da propriedade subaditividade<sup>18</sup> de custos em sua tecnologia de produção, a qual é

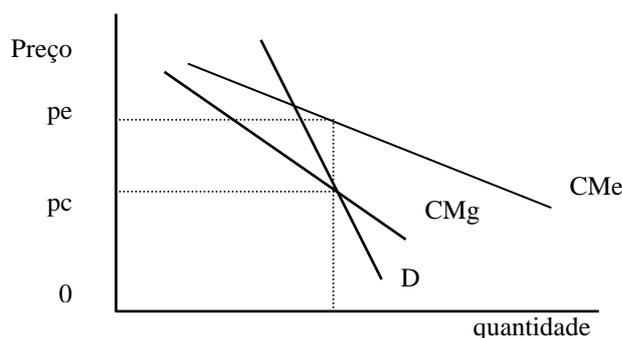
<sup>18</sup> Para o caso de uma firma do tipo monoproduto, define-se subaditividade de custos a situação em que custa menos produzir uma dada quantidade de um bem por uma firma do que em duas. Enquanto que numa firma multiproduto, existe subaditividade de custos se e somente se a seguinte inequação for verdadeira.

$$C_a(q^*) < C_b(q_1) + C_c(q_2)$$

Em que  $C_i$  representa a função-custo da firma  $i$  ( $i=a, b, c$ ) associada à produção  $q_1$  e  $q_2$  de dois bens, com  $q^*=q_1+q_2$ . A condição necessária para que esta inequação ocorra é a presença de economias de escala em toda a amplitude

determinante para a formação dos chamados monopólios naturais<sup>19</sup>. O Gráfico 1 seguinte ilustra essa situação em que a determinação do preço ótimo (onde o custo marginal, CMg, iguala a demanda, D) resulta numa tarifa inferior ao custo médio, CMe, do monopólio, sendo o CMe uma função decrescente da quantidade produzida em razão da presença de economias de escala.

**GRÁFICO 1: Tarifa pelo custo marginal de um monopólio natural**



### 2.3. Regulação pelo custo médio

O método do custo médio busca estabelecer um preço de acordo com o custo médio associado à produção do bem. Comumente, estabelece-se uma tarifária correspondente a uma média dos custos de todas as empresas do setor. Pela sua simplicidade, o modelo tornou-se um dos mais empregados em política de preços-teto (*price caps*) no setor de saneamento.

As vantagens associadas ao método da regulação pelo custo médio resultam dos seguintes aspectos: i) poder recuperar os custos da firma regulada, ii) ser facilmente implementado; e iii) poder conduzir um ganho de eficiência alocativa. Como desvantagem, admite-se que o método pode levar a uma perda de eficiência técnica, por eliminar o incentivo da empresa em reduzir seus custos, uma vez que tal iniciativa implicaria em redução da tarifa.

---

relevante de produção. Porém, economias de escala são condição necessária e suficiente somente no caso de uma firma monoproduto, BAUMOL et alii (1982).

<sup>19</sup> Além de razões técnicas, os monopólios também surgem por interesses políticos, econômicos ou legais, a exemplos da produção bélica e das patentes de produção. Mas, é a mencionada subaditividade de custos que define a existência de um monopólio natural, cuja natureza tecnológica não permite mais de uma firma no mercado

## 2.4. Contratos *cost plus*

A regulação de preços por contratos *cost plus*<sup>20</sup> é comumente usada em aquisições públicas. Nessa modalidade, o governo paga o custo incorrido ao contratado, adicionado de um valor fixo implicitamente proporcional ao valor da aquisição realizada. Esse valor, contudo, é estabelecido independentemente da performance real do contratado. Há diversas formas de determinar o preço usando este método, como por exemplo,

$$P = (CVM + CF\%)(1 + MK\%)$$

De maneira que

P: preço;

CVM: custo variável médio;

CF%: percentual de reembolso do custo fixo;

MK% percentual da margem de ganho (*markup*)

Quando simplesmente é acrescentado ao custo variável médio apenas um montante correspondente ao custo fixo, diz-se tratar de uma precificação do tipo *turnkey pricing*.

Dentre as vantagens da precificação *cost plus* cabem destacar as seguintes: i) facilidade de cálculo e de administração; ii) requerimentos mínimos de informações; iii) tendência a estabilizar o mercado; e iv) vantagens éticas. Como desvantagens têm-se: i) tendência a ignorar o papel dos consumidores ou dos competidores, já que sua fórmula é estabelecida pela agência reguladora ou pelo *staff* da empresa; ii) necessidade de emprego de dados de custos históricos contábeis em vez de preços substitutos; iii) emprego de nível de produção padronizado para a atribuição dos custos fixos; iv) inclusão de custos não recuperáveis (*sunk costs*) em vez de custos incrementais; iv) desconsideração de custos de oportunidade.

## 2.5. Contratos de preços fixos

Também comuns em aquisições governamentais, os contratos de preços fixos são extremamente poderosos, porque impõem à contratada o incentivo máximo em controlar custos e desempenho. O governo paga à firma contratada somente um valor fixo, sem qualquer reembolso governamental de custos para a firma.

<sup>20</sup>Dado que uma tradução direta, custo mais, não expressaria bem o termo em português, preferiu-se mantê-lo em sua denominação original, o inglês.

Este tipo de contrato é apropriado em aquisições de produtos ou serviços em que prevaleçam as seguintes condições: i) o contratante deve oferecer um preço razoável; ii) haja uma adequada competição de preço no mercado; iii) possibilidade de comparação com aquisições similares anteriores, para efeito de embasamento de custos; iv) disponibilidade de custos ou informação de preços que possibilite uma estimativa realística do custo e do desempenho; e v) as incertezas de desempenho sejam razoavelmente estimadas de forma a permitir que a contratada aceite o contrato de custo fixo apesar do risco envolvido.

## **2.6. Contratos de incentivos**

Os contratos de incentivos para aquisições situam-se entre as modalidades de *cost plus* e preços fixos. Em termos dos esquemas de incentivos lineares anteriormente mencionados, esses contratos abarcariam todos aqueles cujo valor da fração reembolsável pela firma,  $b$ , esteja compreendido no intervalo entre zero e um, ou seja,  $b \in (0; 1)$ . Nessa modalidade de contratos, governo e contratado compartilham os custos incorridos pelas aquisições realizadas de acordo com alguma regra predeterminada, tal como aquela mencionada no esquema linear.

## **2.7. Regulação por taxa de retorno**

A regulação por taxa de retorno, por preço-teto e demais formas compreendidas entre essas duas modalidades são empregadas em ambientes caracterizados por empresas privadas prestadoras de serviços de utilidade pública e que não recebem transferências governamentais. LAFFONT e TIROLE (1993) preferem a denominação mais descritiva para esse método, custo pelo serviço (*cost-of-service*), já que qualquer outro método pode também calcular sua taxa de retorno. Esses autores lembram que, historicamente, este método é o mais importante para regulação de preços em setores como telecomunicações, energia e ferrovias.

Através desse método, o regulador arbitra uma tarifa para cada tipo de serviço prestado pela empresa regulada de modo a garantir uma taxa de retorno considerada razoável sobre o capital da empresa. A determinação dessa tarifa envolve, contudo, uma série de dificuldades. A primeira delas refere-se à decisão sobre que ativos podem ser contabilizados no capital da empresa. A inclusão indiscriminada de qualquer ativo incentiva a empresa a investir excessivamente em ativos desnecessários às suas atividades.

Uma segunda dificuldade refere-se à escolha da taxa de retorno adequada. Embora o custo de capital se apresente como uma referência óbvia, sua determinação não é uma tarefa simples. Se por um lado, é fácil determinar o custo do capital da empresa sobre os títulos emitidos, e até mesmo das ações preferenciais, pelo lado das ações ordinárias a tarefa é muito complexa, já que a taxa de retorno, exigida pelos acionistas, está sujeita a diferentes métodos de cálculos [PINTO Jr. e FIANI, (2002) p.520].

Uma terceira dificuldade do método consiste na obtenção de dados precisos sobre os custos incorridos pela empresa, bem como sobre dados de demanda para efeito de equalização entre receitas e custos totais. O que requer do regulador estudos técnicos especializados sobre a oferta e demanda dos serviços regulados. Este requerimento torna o método pouco apropriado para regulação de serviços que apresentam constantes mudanças tecnológicas nas condições de custo ou nos hábitos de consumo.

O método também é fortemente criticado por não fornecer incentivos adequados à eficiência, uma vez que a preocupação é com a garantia de uma taxa mínima de lucro para a empresa regulada.

Por fim, o método é conhecido pelo denominado *efeito Averch-Johnson*, derivado do fato de que o regulador, ao estabelecer a taxa retorno adequada (base para o cálculo da tarifa), tende a estabelecer uma taxa acima do valor de mercado, uma vez que a restrição de participação de qualquer firma no serviço regulado é a de obter lucro maior ou igual ao do mercado. Ao proceder assim, o regulador estará tornando o capital da empresa regulada mais barato do que ele efetivamente é. Por conseguinte, a empresa tenderá a substituir trabalho por capital, já que este último fator de produção está sendo implicitamente subsidiado. A contraparte desse efeito é que maior intensidade de capital significa freqüentemente não apenas melhor qualidade, como também tecnologias mais modernas [PINTO Jr. e FIANI, (2002) p.522].

## **2.8. Regulação por preço-teto (*price caps*)**

Como ocorre com o método da taxa de retorno, a regulação pelo preço-teto também fixa o preço dos serviços prestados pela empresa regulada, porém caberá a empresa escolher qualquer nível de preço menor ou igual ao teto estabelecido.

Em relação ao da taxa de retorno, o método preço-teto se diferencia em três aspectos. Primeiro, adota, para efeito de reajuste tarifário, uma visão prospectiva

sobre a planilha de custos da empresa, em lugar dos custos históricos (contábeis) adotados pelo da taxa de retorno. Segundo, a empresa tem flexibilidade para redução dos seus preços, permitindo assim ajustar sua estrutura de preços relativos. Terceiro, supõe-se que os prazos para as revisões regulatórias sejam exógenos, usualmente a cada quatro ou cinco anos.

Pelo seu alto poder de incentivo, a regulação por preço-teto tornou-se o método mais difundido na atualidade, especialmente nos setores em processos de rápida inovação tecnológica como telecomunicações. Inicialmente utilizado pela British Telecom, em 1984, acabou se expandindo para outros setores e também para outros países como Estados Unidos e Brasil.

A fórmula tradicional de reajuste tarifário pelo método preço-teto é a que adota um índice de preço de varejo, deduzido de um percentual, denominado Fator X, que reflete os ganhos de produtividade obtidos pelo setor com o progresso tecnológico, resultando no chamado IPV-X (em inglês RPI-X, *retail price index minus X*). O Brasil adotou exatamente essa fórmula para reajustes anuais das tarifas no setor energia elétrica, empregando, contudo, um índice preponderantemente por atacado, IGP-M<sup>21</sup>, e um Fator X específico por concessionária<sup>22</sup>.

Embora questionáveis, a literatura sobre regulação adiciona quatro vantagens do esquema tarifário preço-teto, em relação ao método da taxa de retorno, a saber:

- i) Para o caso de uma empresa multiproduto, o método atinge somente os serviços em que a empresa regulada atua como monopolista, deixando livre da regulação os serviços prestados em mercados competitivos. Este é o caso, por exemplo, da Petrobrás, onde somente o monopólio das refinarias tem seu preço regulado, enquanto o preço na distribuição é livremente determinado pela concorrência.
- ii) A fórmula IPV-X implicitamente aporta um importante mecanismo de incentivo à eficiência e à inovação tecnológica. Como o Fator X representa a produtividade média do setor, a estratégia ótima de uma firma é baixar sua estrutura de custos a patamares inferiores ao do mercado como uma forma de obter ganhos reais a cada reajuste.

---

<sup>21</sup> O Índice geral de preços de mercado, IGP-M, bem como o IGP-DI (Disponibilidade Interna) são índices calculados pela Fundação Getúlio Vargas que refletem uma média ponderada do índice de preços por atacado, IPA, (peso 60%), índice de preços a consumidor, IPC, (peso 30%) e do índice nacional da construção civil, INCC, (peso 10%).

<sup>22</sup> Em 2001, conforme a Agência Nacional de Energia Elétrica, ANEEL, o Fator X empregado na Espírito Santo Centrais Elétricas foi de 1,89%.

- iii) Por não envolver levantamento de dados contábeis de cada empresa regulada, supõe-se um menor custo do aparato da regulação com o método preço-teto.
- iv) A simplicidade da fórmula preço-teto minimiza o chamado “risco de captura”, ou seja, o risco do regulador ser manipulado pela empresa com falsos dados sobre custos e demanda, tendo em vista a assimetria informacional em favor da empresa.

Pelo menos três das últimas vantagens podem ser neutralizadas frente aos seguintes problemas presentes no modelo preço-teto.

- i) A fórmula IPV-X pode também representar um desestímulo ao investimento. Uma forma de aumentar a taxa de lucro em situações de teto é reduzir a base de capital sobre a qual essa taxa é calculada. Para enfrentar esse problema, resta a agência reguladora envidar esforço adicional para controlar os planos de investimentos e a qualidade dos serviços prestados pela firma regulada, invalidando, com isso, parte da segunda vantagem anteriormente mencionada.
- ii) Um outro problema, que afeta tanto a vantagem três como a quatro anteriormente mencionadas, surge com o cálculo do Fator X, o elemento responsável pela natureza auto-ajustável do teto do preço. O cálculo desse fator não pode desconsiderar elementos como a taxa de retorno da firma regulada, valor de seus ativos, custo de capital, produtividade e dados de demanda, fazendo do processo de regulação preço-teto tão complexo quanto o método da taxa de retorno.
- iii) Por fim, a escolha do próprio IPV apropriado não é uma tarefa fácil. Um índice geral de preços aporta vantagens e desvantagens em ajustar incorretamente os custos reais da firma regulada. Além disso, mesmo na presença de ciclos econômicos de queda de preços nos insumos, a tendência de qualquer índice de preços no varejo é sempre crescente.

## **2.9. Regulação incentivada (compartilhamento de lucro ou custo)**

A regulação incentivada contempla qualquer modelo de regulação cujo poder do incentivo circunscreve-se entre regulação por taxa de retorno e preço-teto. Usualmente são concebidos sob a forma de um plano modulado, em que os preços são reajustados para baixo sempre que a taxa de retorno da firma regulada superar a taxa-meta previamente estabelecida, sendo esse ajustamento implementado paulatinamente a fim de preservar o lucro realizado da firma.

LAFFONT e TIROLE (1993) citam como uma aplicação desse modelo o plano de 1986 para a Companhia Telefônica de Nova Iorque, que estipulava que as receitas da companhia seriam reajustadas por um montante equivalente a  $(r - 15\%) / 2$  se  $r > 15\%$  (ajuste para baixo), para  $(13\% - r) / 2$  se  $r < 13\%$  (ajuste para cima), e sem reajuste se  $(13\% \leq r \leq 15\%)$ , onde  $r$  é a taxa de retorno observada.

## **2.10. Regulação e estrutura institucional do setor de saneamento básico no país**

Somente com a instituição do Plano Nacional de Saneamento, Planasa<sup>23</sup>, em 1969, que o país passou a contar com uma política nacional para o setor de saneamento [SOUSA, (1989)]. Nesse plano já se estabelecia que o setor deveria ser auto-sustentado, através de tarifas realistas que cobrissem os custos de operação, manutenção e gerassem excedentes para investimentos futuros.

O sistema tarifário desse plano já previa o uso de subsídios cruzados, tal que usuários de menor renda deveriam pagar uma tarifa menor do que a dos usuários de maior poder aquisitivo. Ademais, a base geográfica para a prestação dos serviços deveria extravasar os limites municipais, de forma a garantir economias de escala nas operações e ainda possibilitar que os superávits obtidos em determinadas localidades compensassem eventuais déficits em outras.

Em cada estado foi criada uma companhia de saneamento básico para receber concessões dos municípios que aderissem ao Planasa e ao Fundo de Água e Esgotos, FAE, devendo este fundo ser mantido pelas três esferas de governo: municípios (25%), estados (37,5%), e a União (37,5%), através de empréstimos do Sistema Financeiro de Saneamento, um dos braços do então Banco Nacional de Habitação, BNH. Com a crescente centralização das receitas na União promovida pela reforma tributária de 1967, a participação dos municípios no fundo tornou-se inviável, passando o aporte de recursos para o fundo na razão 1:1 entre o estado e o BNH/SFS.

Entre 1968 e 1988, o Planasa investiu no setor de saneamento recursos da ordem de 1,214 bilhão de UPC (cerca de R\$ 23,772 bilhões, a preços atuais), sendo 69% em água e 31% em esgoto [BNH/CEF apud SOUZA (1989)]. Este modelo, contudo, não conseguiu transpor suas dificuldades de implementação, tal que em

<sup>23</sup> Efetivamente, o Planasa só começou a funcionar dois anos depois, 1971, quando passou a destinar recursos para os estados criarem suas próprias companhias de saneamento.

1990, sua estrutura foi completamente abandonada, apontando-se como responsáveis por esse desenlace os seguintes fatores:

- i) dificuldades dos estados para a composição dos recursos, implicando na criação de uma linha de crédito para que os estados pudessem integralizar sua participação no FAE;
- ii) defasagens tarifárias, em função dos sucessivos planos de combate à inflação iniciados nos anos 80;
- iii) inadimplências das empresas estaduais junto ao SFS, em função das tarifas defasadas e da falta de recursos orçamentários;
- iv) baixo retorno dos empréstimos e a queda real na arrecadação do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço, FGTS, principal fonte do SFS.

Além dessas dificuldades enfrentadas, o Planasa foi também criticado em função das seguintes atitudes:

- i) excluiu da política de saneamento e dos financiamentos os municípios que não aderiram ao plano;
- ii) não interferiu sobre as concessionárias estaduais, no sentido de considerar o lado social das questões do saneamento; e
- iii) excluiu de suas aplicações os serviços de limpeza urbana.

De qualquer forma, a extinção do Planasa deixou um vazio no setor de saneamento, tal que entre 1990 e 1994 o setor experimentou sua maior crise de financiamento e os mais baixos níveis de investimento. Em parte agravada pela crise de solvência do FGTS. Por outro lado, o Projeto de Lei da Câmara 199/93, que buscava definir uma política nacional de saneamento, teve o veto integral pelo Governo Federal, frustrando as expectativas das entidades envolvidas no projeto e mantendo a indefinição no setor.

Com o início efetivo do Programa de Modernização do Setor de Saneamento, PMSS, em 1994, novamente foi proposta a construção de uma nova política de saneamento, baseada em novos princípios, inclusive aqueles estabelecidos e derivados da Constituição Federal de 1988.

Entre os anos de 1995 e 1998, a retomada dos investimentos no país possibilitou um novo equilíbrio das contas do FGTS, contudo, o setor de saneamento não teve como acompanhar esta retomada uma vez que a maioria das prestadoras

encontrava-se impedida de tomar créditos em função de persistentes desequilíbrios financeiros, restando como alternativa aderir aos programas de reestruturação tarifária e de renegociação de dívidas.

Numa tentativa de definir novas diretrizes para o setor e de ocupar o vazio deixado pelo veto do PLC 199/93, o Senado Federal apresentou em 1996 um novo Projeto de Lei para o Saneamento, o PLS 266/96. Novamente o projeto esbarrou, ao tocar no ponto mais sensível do setor, a definição da titularidade em sistemas integrados, o caso das regiões metropolitanas. Historicamente, foram os municípios que sempre exerceram o poder de concessão para exploração dos serviços de saneamento básico, mas a Constituição Federal de 1988 não deixou claro sobre a titularidade deste poder. De acordo com o inciso XX, do artigo 21 da Constituição Federal, é de competência exclusiva da União instituir as diretrizes para o desenvolvimento urbano, inclusive de habitação, saneamento básico e transportes urbanos. Nestes termos, o poder normativo federal está restrito à fixação de diretrizes básicas a serem observadas pelas demais entidades da federação, na ação reguladora da atividade de sua competência constitucional, bem como na definição de prioridades com vistas à universalização do acesso aos serviços de água tratada e esgotamento sanitário, buscando otimizar o esforço público na referida área.

Até o presente, ainda não se tem uma política de regulação do setor aprovada, mas o debate vem se aprofundando a cada ano. Em 2001 a Câmara dos Deputados apresentou dois anteprojetos de Leis Federais tentando regulamentar respectivamente os incisos IX do Art. 23 e o XX do Art. 21 da Constituição Federal que tratam, na ordem, da cooperação da União com Estados e Município em matéria de saneamento básico e das diretrizes nacionais para o saneamento básico. Já no ano, 2004, a Presidência da República criou, através do Decreto de 22 de setembro, o Grupo de Trabalho Interministerial, com a finalidade de analisar e consolidar as contribuições da sociedade ao anteprojeto de lei que estabelece diretrizes para os serviços públicos de saneamento básico e a Política Nacional de Saneamento Ambiental, PNSA.

Um esboço atual da estrutura institucional dos serviços de saneamento básico no Brasil e de sua estrutura tarifária é apresentado em seguida.

Os serviços de saneamento básico do país compreendem o sistema de produção e distribuição de água; a coleta, o afastamento e o tratamento do esgoto sanitário; e são prestados à população por três níveis organizacionais distintos (SNIS 2002):

- i) prestador de serviços de abrangência regional: compreende 25 companhias estaduais e a autarquia estadual do Acre, legalmente constituídas para administrar serviços e operar sistema(s) isolado(s) ou integrado(s) em vários municípios;
- ii) prestador de serviços de abrangência microrregional: compreende consórcios intermunicipais, legalmente constituídos para administrar serviços e operar sistema(s) isolado(s) ou integrado(s) a mais de um município, normalmente adjacentes e agrupados em uma pequena quantidade.
- iii) prestador de serviços de abrangência local: compreende os serviços municipais (públicos ou privados), legalmente constituídos para administrar serviços e operar sistema(s) no município em que estão sediados.

Em relação ao modelo tarifário, as companhias de saneamento aplicam uma estrutura relativamente uniforme que combina o modelo da tarifa em duas partes (*two-part tariffs*) com a precificação crescente em bloco (*block-increasing tariffs*). A primeira parte da tarifa corresponde a um valor fixo que embute uma franquia de até dez metros cúbicos de água ao mês e busca recuperar os custos fixos das empresas. A segunda parte, a precificação em bloco crescente, busca atender dois objetivos: i) servir como um esquema de incentivos à racionalização do consumo d'água, na medida em que o aumento de consumo é acompanhado por correspondente aumento da tarifa por unidade de consumo; e ii) funcionar como o instrumento operacional do mencionado subsídio cruzado, previsto desde o Planasa. Com isso, a conta mensal paga pelo consumidor de água por abastecimento de rede é calculada incorporando o denominado efeito cascata, a seguir especificada.

$$V(x_i) = A \quad \text{se } x_i \leq 10$$

$$V(x_i) = A + \sum_{i=1}^n p_i x_i \quad \text{se } x_i > 10$$

sendo

$V(x_i)$ : valor da conta mensal de água (R\$/mês);

A: parte fixa da tarifa que contempla um consumo de até 10 m<sup>3</sup>/mês;

$p_i$ : preço da água na faixa "i" (R\$/m<sup>3</sup>),

$x_i$ : consumo mensal de água na faixa "i" ( $m^3/mês$ ); com  $x_i > 10$

n: número total de faixas de consumo consideradas.

Esta estrutura, contudo, nem sempre tem gerado receitas suficientes para cobrir as despesas operacionais do setor de saneamento, ficando os investimentos sempre a cargo de transferência governamentais. Apesar dos esforços de reestruturação tarifária implementada a partir da segunda metade dos anos 90, o Diagnóstico do setor em 2001 [PMSS, (2002)] mostra que apenas as companhias da região Sudeste estão, em média, com suas tarifas praticadas acima das despesas totais unitárias. Esta situação é preocupante porque são nas regiões com maiores defasagens as que apresentam os menores índices de cobertura dos serviços, as regiões Norte e Nordeste, conforme ilustra a Tabela 2.2 seguinte.

**Tabela 2.2 – Receitas, Despesas e Tarifas dos Prestadores de Serviços de Saneamento, 2001, segundo região geográfica.**

<i>Regiões</i>	<i>Atendimento Urbano de Água % (*)</i>	<i>Receita operacional R\$ milhões</i>	<i>Despesas totais R\$ milhões</i>	<i>Tarifa média R\$/m<sup>3</sup> (a)</i>	<i>Despesa por m<sup>3</sup> R\$/m<sup>3</sup> (b)</i>	<i>Defasagem tarifária c=(a/b)</i>
Norte	67,6	229,7	277,9	1,18	1,70	69,4%
Nordeste	90,9	1.487,4	1.684,2	0,95	1,16	81,9%
Sudeste	91,9	5.852,4	5332,9	1,14	1,07	106,5%
Sul	98,4	1.595,5	1472,1	1,25	1,39	89,9%
C.Oeste	90,7	634,01	686,9	1,06	1,20	88,3%
Brasil	91,1	9.799,1	9.454,0	1,12	1,15	97,4%

Fonte – PMSS, Diagnóstico 2001. (\*) refere-se somente aos prestadores de abrangência regional.

### 3. O MODELO DE REGULAÇÃO RAMSEY-BOITEUX

Além das dificuldades apresentadas pelos modelos até aqui levantados, foi visto que, na presença de retornos crescentes de escalas, a regulação de preços pelo custo marginal leva a firma regulada à falência. A regra de Ramsey-Boiteux é uma solução para regulação de preços em monopólios multiprodutos com orçamentos equilibrados.

Para visualizar esse modelo, considere uma firma monopolista produzindo  $n$  produtos,  $q_1, \dots, q_n$  ao custo  $C(q_1, \dots, q_n)$ . Suponha que as demandas desses produtos sejam independentes. Seja  $S_k(q_k)$  o excedente bruto do consumidor associado ao

consumo do bem  $k$ . Represente a função-demanda inversa desse bem por  $P_k = P_k(q_k) = S'(q_k)$ <sup>24</sup>.

Em conformidade com o postulado do equilíbrio parcial da estrutura de Boiteux, a maximização do bem-estar social, condicionada à restrição de que a receita da firma pelos  $n$  produtos vendidos,  $\sum_k P_k(q_k)q_k$ , seja suficiente para cobrir seus custos, consiste na escolha pela agência reguladora da quantidade que resolve o seguinte problema.

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\{q_1, \dots, q_n\}} \left\{ \sum_k S_k(q_k) - C(q_1, \dots, q_n) \right\} \\ & \text{sujeito a} \\ & \sum_k P_k(q_k)q_k \geq C(q_1, \dots, q_n) \end{aligned} \quad (3.1)$$

Ignorando-se soluções de canto (*ie.*,  $p_k = 0$ ), o Lagrangeano,  $L$ , deste problema é dado por

$$L = \sum_k S_k(q_k) - C(q_1, \dots, q_n) + \lambda \left[ \sum_k P_k(q_k)q_k - C(q_1, \dots, q_n) \right] \quad (3.2)$$

Onde  $\lambda \geq 0$  é o multiplicador de Lagrange, uma medida do preço social (*shadow price*) da restrição orçamentária. A condição de primeira ordem para a equação (3.2) resulta na seguinte expressão.

$$(1 + \lambda)[P_k(q_k) - C'(q_k)] = -\lambda P'(q_k)q_k \quad (3.3)$$

O preço calculado em (3.3) é o preço ótimo de Ramsey-Boiteux. O rearranjo dessa equação, em que  $\varepsilon_p = -q_1'(p_k)[p_k/q_1(p_k)]$  representa a elasticidade-preço da demanda, leva ao denominado índice de Lerner, expresso a seguir.

$$\frac{P_k - C'(q_k)}{P_k} = \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{1}{\varepsilon_k} = \frac{\alpha}{\varepsilon_k} \quad \text{para todo } k = 1, 2, \dots, n. \quad (3.4)$$

---

<sup>24</sup> Lembrar que o excedente bruto do consumidor é dado por:  $S_k(q_k) = \int_0^{q_k} p_K(x_k) dx_k$ , onde  $S'_k(q_k) = p_k(q_k)$

O índice de Lerner<sup>25</sup> é um número situado no intervalo [0; 1] que mede o poder de monopólio de uma empresa sobre um determinado produto, tal que, quanto maior for esse número, maior o poder de monopólio. Observa-se que o índice de Lerner [a razão (preço-custo marginal)/preço] é inversamente proporcional à elasticidade de demanda pelo bem, em outras palavras, quanto maior for a elasticidade-preço, maior será a redução na quantidade consumida de um bem, em função de uma elevação no seu preço e, conseqüentemente, maior a perda de bem-estar dos consumidores.

O termo  $\alpha = \frac{\lambda}{1 + \lambda}$  é chamado de número de Ramsey, com  $\lambda \in [0; \infty)$ , onde

$\lambda=0$  implica em  $\alpha=0$  e, portanto,  $p_k=C'(q_k)$ , ou seja, a solução obtida em mercados competitivos. Por outro lado, quando  $\lambda \rightarrow \infty$ , tem-se que  $\alpha \rightarrow 1$  levando à solução de maximização de lucro pelo monopólio.

A determinação de tarifas pela regra Ramsey-Boiteux, além de não comprometer o equilíbrio orçamentário da empresa, apresenta outra vantagem em relação ao emprego do método do custo marginal. A regra considera indiretamente, através das elasticidades da demanda, a disponibilidade a pagar dos consumidores pelo bem ou serviço ofertado.

Concernente a sofisticação da regra Ramsey-Boiteux, ela é ainda insatisfatória em pelo menos três aspectos [LAFFONT e TIROLE (1993)]. Primeiro, deve-se ressaltar que os princípios básicos da economia estabelecem que uma alocação eficiente é aquela em que cada unidade consumida é paga pelo custo que esta unidade impõe à empresa, ou seja, preços iguais aos custos marginais. Por conseguinte, no desenho de um esquema linear de tarifas para serviços de utilidade pública, os custos fixos não deveriam ser cobrados dos consumidores, mas pagos pelo governo. O modelo de Ramsey-Boiteux exogenamente ignora as transferências do governo para a empresa, tal que, em geral, resulta numa tarifa superior ao custo marginal.

Um segundo problema do modelo está na dificuldade de sua implementação, tendo em vista os parâmetros envolvidos no modelo. Determinar o custo marginal de uma empresa requer da agência reguladora pleno conhecimento sobre custos

---

<sup>25</sup> A aplicação do índice de Lerner, conforme assinalam PINDICK e RUBINFELD (2002), pode não detectar o poder potencial do monopólio de uma empresa sempre que esta vier a praticar preços abaixo do seu preço ideal. Em uma empresa privada isso poderia ocorrer possivelmente para evitar ser fiscalizada nos termos da lei, enquanto em monopólios estatais tais preços são normalmente praticados por conveniência política dos governantes.

operacionais, que nem sempre são verdadeiramente revelados pela empresa. Por outro lado, para obter a elasticidade-preço da demanda de um bem é necessária a estimação de uma função-demanda.

O terceiro problema surge pelo fato de o modelo de Ramsey-Boiteux pressupor uma função-custo exógena, no sentido em que os gerentes e empregados não influenciam nos custos da empresa. Similarmente, a função-demanda é independente de qualquer esforço empreendido pelo pessoal da empresa para elevar a qualidade. Com efeito, o modelo não faz qualquer menção sobre incentivos das firmas reguladas.

#### 4. DETERMINAÇÃO DO PREÇO DE RAMSEY- BOITEUX NO SETOR DE SANEAMENTO

##### 4.1. Considerações Iniciais

Considerando-se a natureza operacional das empresas do setor de saneamento (monopólios técnicos, prestadores, em geral, de mais de um serviço); as externalidades presentes no consumo dos serviços prestados; a necessidade de equilíbrio orçamentário do setor, em face da reduzida capacidade de investimento do setor público; e ainda as restrições de implementações apresentadas pelos demais modelos de regulação de preço, esta seção emprega o modelo de regulação de preço Ramsey-Boiteux para determinar a tarifa que maximiza o bem-estar social sem inviabilizar o equilíbrio econômico-financeiro do setor.

A solução para a variável-preço na equação (3.4) é dada pela seguinte equação:

$$P_k(q_k) = \frac{\varepsilon_k}{\varepsilon_k + \alpha} C'(q_k), \quad (4.1)$$

A substituição dos parâmetros  $\lambda$  e  $\varepsilon_k$  e da expressão para o  $C'(q_k)$  em (4.1) fornece o valor do preço Ramsey-Boiteux,  $p^*$ , que maximiza a função-bem-estar social dada em (3.1).

Por fim, a substituição de  $p^*$  na expressão para  $P_k(q_k)$  determina a quantidade,  $q^*$ , de Ramsey-Boiteux, completando assim o par  $(p^*, q^*)$  que maximiza o bem-estar social com equilíbrio orçamentário.

## **4.2. A estimação dos parâmetros e das equações do modelo**

De acordo com expressão (4.1), os instrumentos necessários para a agência reguladora estabelecer o par preço-quantidade que maximiza o bem-estar empregando o modelo de Ramsey-Boiteux são os seguintes: i) a função-demanda, a fim de obter a elasticidade-preço da demanda; e ii) a função-custo, que fornece o custo marginal. As subseções seguintes descrevem como tais instrumentos foram obtidos e empregados para efeito do propósito deste estudo.

### **4.2.1. A função-demanda de água**

A maior parte dos estudos registrados na literatura sobre estimativas de elasticidades de consumo de água residencial conclui que a demanda deste bem é relativamente inelástica frente a variações de preços, contudo, a amplitude do intervalo dessas estimativas é significativamente ampla.

Na função de demanda de água estimada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA, (1995)] para 27 municípios do Estado do Paraná, numa amostra com 5.417 observações, o valor médio da elasticidade-preço encontrado foi de  $-0,6247$ . Consta também nesse estudo um quadro com várias estimativas de elasticidade-preço da demanda de água publicadas em periódicos internacionais entre os anos 1957 a 1982, todas situadas no intervalo de  $-0,267$  a  $-0,76$ . Já o estudo sobre demanda de água realizado em 1997 pelo Banco do Nordeste, BNB (1997), contemplando toda a região Nordeste, estimou em  $-0,5502$  o valor da elasticidade-preço da demanda de água na região.

Em função dessa discrepância no valor do parâmetro elasticidade-preço da demanda de água, será adotado neste estudo um intervalo que terá como limite inferior o valor obtido no estudo do BNB e como limite superior a unidade, obtida na função de demanda estimada pelo autor no segundo ensaio, aproveitando a disponibilidade de dados do mencionado estudo do BNB. A seguir, serão apresentadas sucintamente as duas funções de demandas empregadas na derivação dos limites referenciais para elasticidade-preço da demanda de água.

A razão para empregar a elasticidade da função de demanda do BNB como referência, deve-se à maior abrangência da amostra utilizada, em vários estados do Nordeste e para diferentes tipos de abastecimento de água - rede, caminhão-pipa, poço com bomba e busca em cacimbas, rios e nascentes. Foram estimadas duas funções, uma para a região do semi-árido e outra para fora, diferenciando-se apenas em relação ao parâmetro da elasticidade-renda,  $0,21057$  para o semi-árido e  $0,2388$

para a região fora do semi-árido. Os parâmetros da função para a região fora do semi-árido estão apresentados na Tabela 4.1.A seguinte.

**Tabela 4.1.A- Função-demanda de água para a região do semi-árido do Nordeste**

**(método dos mínimos quadrados ordinários)**

<i>Estatística</i>	<i>Constante</i>	<i>Preço marginal d'água</i>	<i>Renda do domicílio</i>	<i>Nº de Cômodos</i>	<i>Tempo de Moradia</i>	<i>Dummy Esgoto</i>
Coeficiente	0,49071	-0,55021	0,23881	0,08030	0,01789T	0,26910
Estatística t	2, 810	14,95	7,195	5,017	7,739	2,911
R <sup>2</sup> ajustado	0,5213		Estatística F		115,3442	

FONTE: BNB (1997)

Sobre as variáveis constantes na Tabela 4.1.A, cabem os seguintes esclarecimentos.

- i) a variável dependente, tomada em log, corresponde ao consumo domiciliar de água, medido em metros cúbicos ao mês;
- ii) a variável preço, em log, corresponde ao custo em R\$/m<sup>3</sup> da água a preços de ago/1996;
- iii) a renda do domicílio, em log, está em R\$/mês e a preços de ago/1996;
- iv) o número de cômodos existentes no domicílio pode ser interpretado tanto como uma variável “proxi” do número de pessoas na família, quanto como um indicador de riqueza;
- v) o tempo de moradia da família no domicílio, por sua vez, representa uma “proxi” da variável número de pessoas na família, com efeito, espera-se que uma família que habita um imóvel por mais tempo seja mais consolidada, implicando numa correlação positiva no consumo de água.
- vi) variável *dummy* busca captar os efeitos sobre o consumo decorrente da existência ou não de sistema de esgotamento sanitário, assumindo o valor 1 para domicílios conectados à rede de esgoto e 0 para os não conectados.

Tomando-se os valores médios estimados pelo estudo para as variáveis renda (R\$ 307,96 família/mês), número de cômodos (4,47), tempo de moradia (10,13 anos) e o percentual de domicílios conectados à rede de esgoto para a variável *dummy*, obtém-se a função-demanda de água particularizada para a variável preço, a saber:

$$\text{LnQ} = 2,6684 - 0,5502\text{LnP} \quad (4.2)$$

Assim, elasticidade-preço da demanda de água,  $\varepsilon_p$ , corresponde a

$$\varepsilon_p = -0,5502$$

Apesar de a função do BNB contemplar um universo maior de consumidores e de alternativas de abastecimento de água, duas importantes constatações motivaram a estimação de uma nova função de demanda de água. Primeiramente, pela necessidade de se obter uma função-demanda de água, considerando somente consumidores residenciais servidos por rede pública de abastecimento, de maneira a compatibilizar a utilização dos parâmetros obtidos nessa função com aqueles estimados na fronteira de custo das companhias de saneamento. Uma segunda motivação foi em razão do método dos mínimos quadrados ordinários empregado no estudo do BNB. Como o preço cobrado pelas companhias de abastecimento de água é determinado por um esquema de tarifas crescentes em bloco, o método econométrico mais apropriado para lidar com esse contexto é o de máxima verossimilhança, desenvolvido por BURTLESS e HAUSMAN (1978), conforme apresentado no segundo ensaio.

A aplicação do modelo de Burtless e Hausman, com a constante na função, resultou numa equação de demanda de água em função apenas das variáveis preço, renda e de uma *dummy*, para indicar se o domicílio encontra-se na região do semi-árido ou fora desta região. Com isso, a especificação funcional, em sua forma log-log é dada pela seguinte expressão:

$$\log x_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{j=1}^5 d_j \log p_{jt} + \alpha_2 \sum_{j=1}^5 d_j \log w_{vjt} + \alpha_3 Z \quad (4.3)$$

onde os subíndices “t” indexam a observação à unidade de “cross-section” e “j”, o preço e a renda virtual correspondentes ao segmento de consumo;

$\log x$  : logaritmo natural do consumo de água, medido em m<sup>3</sup>/família/mês;

$\alpha_0, \dots, \alpha_3$  : parâmetros a ser estimados;

$\log p$  : logaritmo natural do preço d’água, medido em R\$/m<sup>3</sup>;

$\log w_v$  : logaritmo natural da renda virtual<sup>26</sup> do domicílio em R\$/família/mês;

Z: *dummy*, valendo 1 se o domicílio encontra-se na região do semi-árido e 0 se fora dessa região;

<sup>26</sup> Para efeito de adequação ao modelo, a variável renda,  $y$ , é transformada com a adição do termo  $k_i(p_a - p_s)$ , referente a cada ponto de consumo em que haja mudança de preço, com  $p_a$  representando a tarifa d’água na faixa anterior e  $p_s$  o da faixa seguinte, e  $k_i$  é o valor de consumo d’água no ponto dessa mudança.

$d_j$ : função indicadora,  $I_{\{j\}}$ , com  $\sum_{j=1}^5 d_j = 1$  se a alocação encontra-se no segmento  $j$  e  $\sum_{j=1}^5 d_j = 0$  se a alocação escolhida for um ponto de quina qualquer.

Na estimação da expressão (4.3), o modelo de Burtless, em sua especificação estocástica, adiciona dois termos aleatórios, um para indicar o erro de medição e outro para medir a heterogeneidade das preferências do consumidor. Os valores estimados dos parâmetros desse modelo estão apresentados na Tabela 4.1.B seguinte,

**Tabela 4.1.B – Estimação da função-demanda de água pelo método de Burtless e Hausman (máxima verossimilhança, Marquardt)**

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística z	Probabilidade
Constante	1,989894	0,155125	12,82764	0,0000
Preço Marginal	-1,007753	0,059472	-16,94507	0,0000
Renda virtual	0,081290	0,024496	3,318503	0,0009
Dummy semi-árido	-0,045420	0,039405	-1,152637	0,2491
Erro Heterogeneidade	-0,071721	0,044732	-1,603366	0,1089
Erro Especificação	0,188387	0,027855	6,763093	0,0000
Log-verossimilhança	-688.5904	Critério de Info Akaike		4,314226
Log-verosim. média	-2,138479	Critério de Schwarz		4,384559
Nºde coeficientes	6	Critério de Hannan-Quinn		4,3423 05

Fonte. Calculado pelo autor

Repetindo-se o mesmo procedimento para a obtenção da equação (4.2), obtém-se a função-demanda de água particularizada para a variável-preço, a saber:

$$\ln Q = 2,4650 - 1,00775 \ln P \quad (4.4)$$

cuja elasticidade-preço da demanda de água é diretamente dada pelo coeficiente da variável preço, ou seja,  $\varepsilon_p = -1,0075$

#### 4.2.2. A função-custo de produção de água

A função-custo de produção de água potável empregada neste estudo foi estimada no primeiro ensaio, por conseguinte, nesta subseção somente serão rerepresentadas as especificações funcionais e os respectivos parâmetros estimados. O modelo estimado consiste numa fronteira de custo translog, dado pela seguinte especificação econométrica:

$$\begin{aligned} \ln[c(w, q, T) / w_3] = & \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln(w_1 / w_3) + \alpha_2 \ln(w_2 / w_3) \\ & + \delta_{12} \ln(w_1 / w_3) \ln(w_2 / w_3) + 1/2[\delta_{11} \ln^2(w_1 / w_3) + \delta_{22} \ln^2(w_2 / w_3)] \\ & + \gamma_1 \ln q_1 + \gamma_2 \ln q_2 + 1/2(\gamma_{11} \ln^2 q_1 + \gamma_{22} \ln^2 q_2) + \gamma_{12} \ln q_1 \ln q_2 \\ & + \lambda_{11} \ln q_1 \ln(w_1 / w_3) + \lambda_{21} \ln q_1 \ln(w_2 / w_3) + \\ & \lambda_{12} \ln q_2 \ln(w_1 / w_3) + \lambda_{22} \ln q_2 \ln(w_2 / w_3) + \psi_1 T + \psi_2 T^2 + v \end{aligned} \quad (4.5)$$

Os dados para estimação da equação (4.5) foram do tipo painel com 44 companhias de saneamento do país, sendo 25 estaduais e 19 municipais, durante os anos de 1998, 1999, 2000 e 2001, totalizando 176 observações, extraídos do diagnóstico anual do Sistema Nacional de Informação em Saneamento, PMSS (1998 a 2001) e da Agência Nacional de Energia Elétrica, ANEEL. Uma descrição das variáveis empregadas nesta equação é feita em seguida:

- $c$ : custo anual total, em R\$1,00, incorrido pela companhia com os seguintes serviços: i) despesas de exploração (pessoal próprio, produtos químicos, energia elétrica, serviços de terceiros, água importada e outras despesas); ii) serviços da dívida (juros e encargos); iii) depreciação, provisão e amortização; e iv) outras despesas;
- $q_1$ : volume anual de água faturado pelas companhias de saneamento, em 1.000 m<sup>3</sup>;
- $q_2$ : volume anual de esgoto faturado pelas companhias de saneamento, em 1.000 m<sup>3</sup>;
- $w_1$ : custo médio anual, em R\$1,00, da mão-de-obra direta, obtido a partir da relação despesas com pessoal/número de empregados próprios;
- $w_2$ : custo médio anual da energia elétrica, em R\$/MWh (ANEEL-consumo de serviços públicos), acrescido de um percentual que variava de 12% a 25%, correspondente à alíquota média do ICMS.
- $w_3$ : custo anual, em R\$1,00, da provisão para depreciação e amortização do ativo imobilizado, empregado como *proxy* do fator de produção capital;
- $T$ : finalmente, expressa o tempo para indicar a variação tecnológica no tempo da função de produção.

A Tabela 4.2 a seguir reproduz a estimativa final por máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de custo especificada na equação (4.5).

**Tabela 4.2 - Estimação dos parâmetros da fronteira de custo translog para o setor de saneamento**

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estimativa do Coeficiente</i>	<i>Razão "t" Assintótica</i>
Constante	$\alpha_0$	-18,3832	-8,3495
$\ln w_1$	$\alpha_1$	7,8661	9,9495
$\ln w_2$	$\alpha_2$	-6,4227	-8,1438
$\ln w_3$	$\alpha_{3(*)}$	-0,4434	
$\ln w_1 \ln w_1$	$\bar{\delta}_{11}$	-1,6531	-6,9068
$\ln w_2 \ln w_1$	$\bar{\delta}_{21(*)}$	1,4691	
$\ln w_3 \ln w_1$	$\bar{\delta}_{31(*)}$	0,1840	
$\ln w_1 \ln w_2$	$\bar{\delta}_{12}$	1,4691	6,4274
$\ln w_2 \ln w_2$	$\bar{\delta}_{22}$	-1,1871	-4,7010
$\ln w_3 \ln w_2$	$\bar{\delta}_{32(*)}$	-0,2820	
$\ln w_1 \ln w_3$	$\bar{\delta}_{13(*)}$	0,1840	
$\ln w_2 \ln w_3$	$\bar{\delta}_{23(*)}$	-0,2820	
$\ln w_3 \ln w_3$	$\bar{\delta}_{33(*)}$	1,0031	
$\ln q_1$	$\gamma_1$	1,7547	3,2351
$\ln q_2$	$\gamma_2$	-0,8041	-2,8374
$\ln q_1 \ln q_1$	$\gamma_{11}$	0,0180	0,1343
$\ln q_2 \ln q_1$	$\gamma_{21(*)}$	0,0553	
$\ln q_1 \ln q_2$	$\gamma_{12}$	0,0553	1,0218
$\ln q_2 \ln q_2$	$\gamma_{22}$	0,0129	0,4289
$\ln w_1 \ln q_1$	$\lambda_{11}$	-0,1980	-1,5146
$\ln w_2 \ln q_1$	$\lambda_{21}$	0,2625	1,6402
$\ln w_3 \ln q_1$	$\lambda_{31(*)}$	-0,0645	
$\ln w_1 \ln q_2$	$\lambda_{12}$	0,1817	3,4309
$\ln w_2 \ln q_2$	$\lambda_{22}$	-0,1047	-1,6436
$\ln w_3 \ln q_2$	$\lambda_{32(*)}$	-0,0770	
T	$\psi_1$	-0,0550	-0,6039
T <sup>2</sup>	$\psi_2$	0,0132	0,7348
Valor da função de log-verossimilhança		8,3621	

Fonte. Calculado pelo autor. (\*) estimados a partir das condições de homogeneidade da função-custo e de simetria da função-translog.

Dada a equação de custo especificada em (4.5), obtém-se o custo marginal de produção do bem  $i$ ,  $CMg_i$ , pela diferenciação dessa equação em relação à quantidade,  $q_i$ , ou seja,

$$CMg_i = \frac{\hat{C}}{q_i} sq_i \quad (4.6)$$

onde  $\hat{C}$  é valor de  $c$  estimado na equação (4.5) e  $sq_i$  é a flexibilidade (elasticidade) do custo em relação ao nível de produção do bem  $i$ , ( $i = 1, 2$ , água e esgotamento), definida por:

$$sq_1 = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln q_1} = \gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + (\gamma_{12} + \gamma_{21}) \ln q_2 + \lambda_{11} \ln w_1 + \lambda_{21} \ln w_2 + \lambda_{31} \ln w_3 \quad (4.7.A)$$

$$sq_2 = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln q_2} = \gamma_2 + \gamma_{22} \ln q_2 + (\gamma_{12} + \gamma_{21}) \ln q_1 + \lambda_{12} \ln w_1 + \lambda_{22} \ln w_2 + \lambda_{32} \ln w_3 \quad (4.7.B)$$

De posse dos dados empregados na estimação da equação (4.5), dos respectivos parâmetros apresentados na Tabela (4.2) e das equações (4.7.A) e (4.7.B), obtêm-se as estimativas dos custos marginais para água e esgoto por simples substituição dos mesmos na equação (4.6). A Tabela 4.3.A seguinte aporta os resultados obtidos com este procedimento para valores constantes de 1998.

**Tabela 4.3.A - Custos marginais médios de água e esgoto a preços constantes de 1998**

**Em R\$ 1000 por m<sup>3</sup>**

Serviço	Valor	Ano			
		1998	1999	2000	2001
Água	Máximo	990,76	945,13	1240,37	911,41
	Médio	655,53	620,19	615,47	630,05
	Mínimo	276,93	221,89	281,13	315,13
Esgoto	Máximo	613,93	557,05	944,49	602,88
	Médio	377,85	346,25	351,31	344,19
	Mínimo	101,74	78,16	103,45	112,37

Fonte: Calculado pelo autor. (\*) estimados considerando-se água e esgoto como um único bem, serviços de saneamento (monoproduto)

A Tabela 4.3.B seguinte reproduz a Tabela 4.3.A, mas com os valores transformados em preços correntes para o período em estudo.

**Tabela 4.3.B - Custos marginais médios de água e esgoto a preços correntes**

**Em R\$ 1000 por m<sup>3</sup>**

Serviço	Valor	Ano			
		1998	1999	2000	2001
Água	Máximo	990,76	1119,41	1607,40	1298,57
	Médio	655,53	734,55	797,59	897,70
	Mínimo	276,93	262,81	364,32	449,00
Esgoto	Máximo	613,93	659,77	1223,96	858,98
	Médio	377,85	410,10	455,26	490,41
	Mínimo	101,74	92,57	134,06	160,10

Fonte: Calculado pelo autor. (\*) estimados considerando-se água e esgoto como um único bem, serviços de saneamento (monoproduto).

### 4.3. Cálculo do preço e quantidade de Ramsey-Boiteux e do índice de Lerner

Por uma questão de desconhecimento sobre parâmetros de elasticidade-preço da demanda por serviços de esgotamento sanitário, os cálculos do preço e quantidade de Ramsey-Boiteux e do índice de Lerner serão realizados apenas para o serviço de abastecimento de água referente ao último ano do período estudado, 2001. Vale

salientar que a prática no país é de calcular a tarifa dos serviços de esgotamento sanitário como um percentual da tarifa de água, tal que, entre uma companhia e outra, este percentual tem variado entre 50 e 100%.

Para cada um dos três parâmetros requeridos no modelo (elasticidade, preço social da restrição e custo marginal), será considerado um intervalo de valores, obtendo-se com isso os valores médios, máximos e mínimos do preço e da quantidade de Ramsey e do índice de Lerner. Além disso, essa simulação permite que seja determinada a flexibilidade do preço e da quantidade à variação naqueles parâmetros.

Na primeira simulação, admite-se que a magnitude da elasticidade-preço esteja compreendido no intervalo de valores estimados através das equações (4.2) e (4.4), ou seja,  $\varepsilon_p \in (-0,55 \text{ } -1,00)$ . Na segunda simulação, admite-se que o intervalo de valores para o número de Ramsey,  $\alpha$ , seja dado por  $\alpha \in (0,1 \text{ } 0,5)$ .

A terceira simulação foi construída para o intervalo de valores do custo marginal de produção água, a preços correntes do ano de 2001, apresentado na Tabela 4.3.B, ou seja,  $CMg \in (449 \text{ } 1.299)$ .

Com uma quarta simulação, buscou-se determinar, através do modelo de Ramsey-Boiteux, qual seria o valor de  $\lambda$  que levaria à quantidade mínima de água sugerida pela Organização Mundial de Saúde, OMS, empregando para esse fim os valores médios do custo marginal de água, apresentado na Tabela 4.3.B, e da elasticidade-preço da demanda anteriormente mencionada.

A Tabela 4.4 seguinte aporta os valores médios, máximos e mínimos dos preços de Ramsey e suas respectivas elasticidades, obtidos com as simulações anteriormente mencionadas. Assim, a primeira linha dessa tabela mostra, por exemplo, que o preço médio que maximiza o bem-estar social no setor de saneamento, mantendo-se o equilíbrio financeiro do setor, é de R\$ 1.552 por mil m<sup>3</sup> de água, enquanto que a flexibilidade desses preços à variação na elasticidade preço da demanda é de -0,445. A segunda e terceira linhas mostram esses valores considerando-se, respectivamente, os valores médios dos intervalos dos demais parâmetros. Os valores médios das três simulações estão apresentados na última linha da tabela.

**Tabela 4.4 – Estimativas do preço Ramsey-Boiteux para água potável por rede de abastecimento**

Simulação	Variação	Preço de Ramsey (R\$ 1000 m <sup>3</sup> )			
		Médio	Máximo	Mínimo	Flexibilidade
(1)	Elasticidade, $ \epsilon  \in (0,55 \ 1,01)$ (*)	1 552	2 004	1 263	-0,445
(2)	Número de Ramsey, $\alpha \in (0,1 \ 0,5)$ (*)	1 420	2 293	1 017	0,298
(3)	Custo Marginal, CMg $\in (449 \ 1.299)$ (*)	1 344	2 159	747	1,000
<i>Média</i>		1 439	2 152	1 009	-

Fonte: Calculado pelo autor. (\*) tomando-se os demais parâmetros pelos valores médios dos seus respectivos intervalos, ou seja, com  $\alpha = 0,31$  e  $CMg = 898$ , e  $|\epsilon| = 0,779$ .

A Tabela 4.5 apresenta os valores das quantidades de água obtidos com a substituição do preço de Ramsey,  $p^*$ , na equação (4.2), considerando-se as simulações acima mencionadas. Com a primeira hipótese, o valor médio para  $q^*$  foi de 11,43 m<sup>3</sup> por família/mês, ou seja, cerca de 101,3 litros por habitantes ao dia (l/hab/d), considerando-se 3,76 habitantes por domicílios (IBGE-Censo 2001). Enquanto que a flexibilidade da quantidade em relação à variação na elasticidade preço da demanda é de 0,348. A média dos valores médios das quantidades de Ramsey para todas as simulações está apresentada na última linha, que é de 12,18 m<sup>3</sup> por família/mês.

**Tabela 4.5– Estimativas da quantidade Ramsey-Boiteux para água potável por rede de abastecimento.**

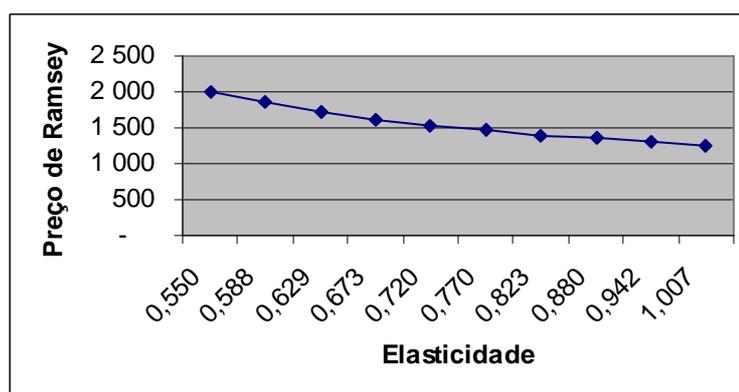
Simulação	Valor do Parâmetro	Quantidade de Lerner – ( m <sup>3</sup> /família/mês)			
		Médio	Máximo	Mínimo	Flexibilidade
(1)	Elasticidade, $ \epsilon  \in (0,55 \ 1,01)$ (*)	11,43	12,68	9,83	0,348
(2)	Número de Ramsey, $\alpha \in (0,1 \ 0,5)$ (*)	12,24	14,29	9,13	-0,086
(3)	Custo Marginal, CMg $\in (449 \ 1.299)$ (*)	12,86	16,93	9,44	-0,234
<i>Média</i>		12,18	14,63	9,47	-

Fonte: Calculado pelo autor. (\*) tomando-se os demais parâmetros pelos valores médios dos seus respectivos intervalos, ou seja, com  $\alpha = 0,31$  e  $CMg = 898$ , e  $|\epsilon| = 0,779$ .

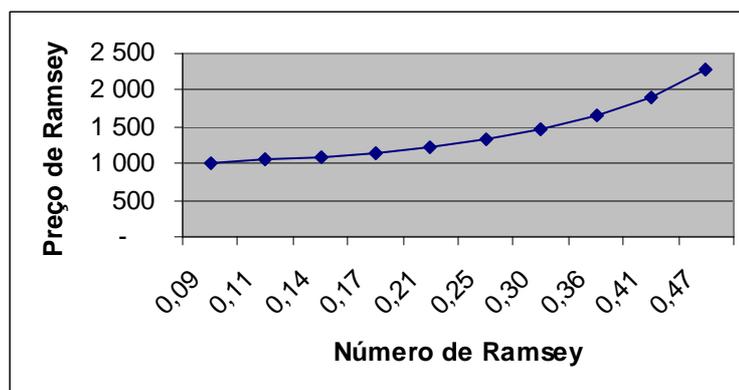
Ainda como resultado das três primeiras simulações, foram gerados os Gráficos 4.1, 4.2 e 4.3 do preço Ramsey-Boiteux como função de cada um dos parâmetros e dos seus respectivos intervalos de domínio. Pode-se observar por esses gráficos que o preço Ramsey se mostra mais sensível à variação na magnitude da elasticidade do que variação no número de Ramsey. A propósito, tem-se que a variação de 83,02% entre o limite inferior e o superior do intervalo da elasticidade-preço resulta numa variação de 36,98% a menor no nível daquele preço, ou seja, a

elasticidade do preço de Ramsey em relação à elasticidade-preço da demanda é negativa em 0,445; enquanto que a variação de 421% no intervalo do parâmetro  $\alpha$  aumenta em somente 125,53% o preço, ou seja, uma elasticidade de 29,8%. Já a variação entre preço e custo marginal é de um para um em razão da própria fórmula de Ramsey.

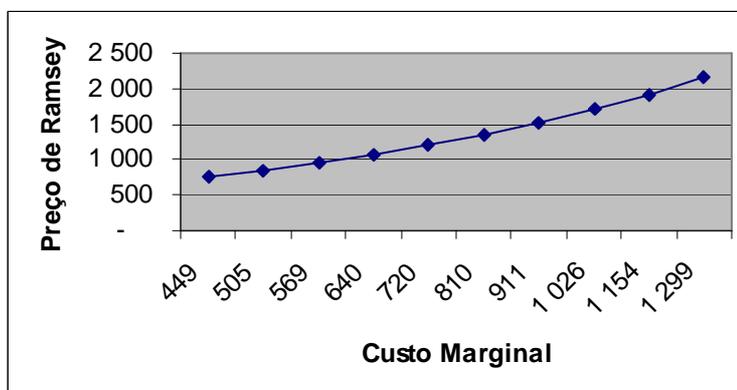
**Gráfico 4.1 – Estimação do preço Ramsey-Boiteux em função da elasticidade-preço da demanda de água**



**Gráfico 4.2 – Estimação do preço Ramsey-Boiteux em função dos custos sociais dos fundos públicos**



**Gráfico 4.3 – Estimação do preço Ramsey-Boiteux em função do custo marginal de produção de água**



Em relação à quarta simulação, para um custo marginal médio de R\$ 898 e uma elasticidade média de -0,779, o resultado é que quando o preço social da restrição orçamentária atinge o valor de 0,71, o consumo de água por habitante alcança o valor mínimo recomendado pela OMS de 65 l/hab/dia, o equivalente a 9,65 m<sup>3</sup>/família/mês pela estrutura funcional da Equação (4.3). Para este valor de  $\lambda$ , o preço Ramsey-Boiteux seria elevado para o nível de R\$ 1.915 por mil m<sup>3</sup>.

A Tabela 4.6 apresenta os valores estimados para o índice de Lerner, considerando o intervalo de valores para a elasticidade-preço da demanda e outro para o parâmetro  $\alpha$ . Observa-se que a variação para mais de 83,20% no parâmetro da elasticidade preço da demanda reduz o valor do índice de Lerner em 45,36%, o equivalente a uma elasticidade de -0,546. Enquanto que a flexibilidade deste índice em relação ao número de Ramsey é positiva e unitária.

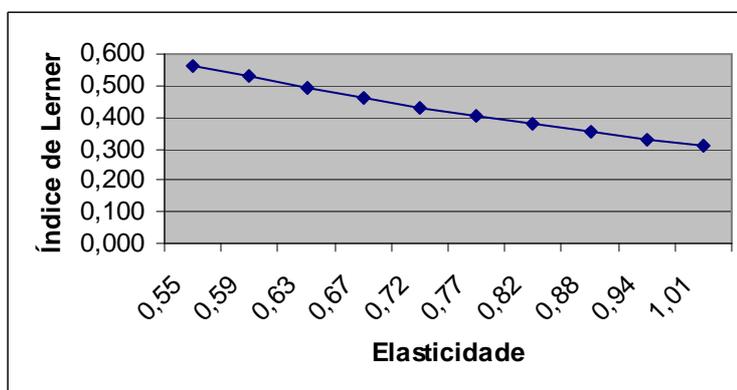
**Tabela 4.6 – Estimativas do índice de Lerner para as companhias de saneamento básico**

Simulação	Valor do Parâmetro	Índice de Lerner			
		Médio	Máximo	Mínimo	Flexibilidade
(1)	Elasticidade, $ \epsilon_p  \in (0,55 \text{ } 1,01)$ (*)	0,425	0,564	0,308	-0,546
(2)	Número de Ramsey, $\alpha \in (0,1 \text{ } 0,5)$ (*)	0,324	0,608	0,117	1,00
Média		0,374	0,586	0,212	-

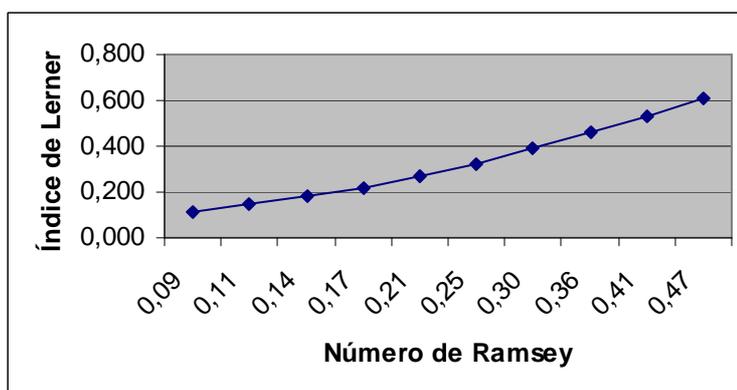
Fonte: Calculado pelo autor. (\*) tomando-se os demais parâmetros pelos valores médios dos seus respectivos intervalos, ou seja, com  $\alpha = 0,31$  e  $CMg = 898$ , e  $|\epsilon_p| = 0,779$

Uma visualização do comportamento do índice de Lerner frente à variação nessas variáveis consta nos Gráficos 4.4 e 4.5 seguintes.

**Gráfico 4.4 – Estimação do índice de Lerner em função da elasticidade-preço da demanda de água**



**Gráfico 4.5 – Estimação do índice de Lerner em função do número de Ramsey**



#### **4.4. Análise dos resultados e de suas relações com a eficiência técnica no setor de saneamento**

Cabe agora fazer uma análise comparando os preços e quantidades de Ramsey, estimados anteriormente, com o custo marginal e as tarifas efetivamente praticadas pelas companhias de saneamento, todos eles em preços correntes do ano de 2001. Em seguida, realiza-se uma analogia dos resultados dessa análise com o nível de eficiência operacional do setor, estudado no primeiro ensaio deste estudo.

O sumário dos valores médios do preço e da quantidade de Ramsey, dos custos marginais e médios e das tarifas praticadas no setor no ano de 2001 está apresentado na Tabela 4.7 seguinte. Um primeiro ponto a ser observado nesta tabela é o fato de o custo médio observado encontrar-se acima do custo marginal médio estimado. O que implica que, na ausência de transferências governamentais, a regulação de preço pela regra do custo marginal inviabilizaria o setor.

**Tabela 4.7 – Tarifas nominais, custos e consumo de água das companhias de saneamento básico – Em 2001**

<i>Valores em R\$ 1000 por m<sup>3</sup></i>				<i>Quantidades médias Em m<sup>3</sup> por família/mês</i>	
<i>Preço Médio de Ramsey (*)</i>	<i>Custo Marginal Médio Estimado</i>	<i>Custo Médio Observado (**)</i>	<i>Tarifa média praticada(**)</i>	<i>Ramsey(*)</i>	<i>Observado(**)</i>
1.439	898	1.150	1.120	12,18	14,3

Fontes: (\*) Calculado pelo autor, (\*\*) PMSS (2001), referem-se somente aos prestadores de abrangência regional.

Pelos valores ilustrados na Tabela 4.7, tem-se que o preço médio de Ramsey estimado supera em 60,2%, o custo marginal médio obtido, em 25,1% o valor do custo médio observado e em 28,5% o valor médio da tarifa de água praticada no país, ou seja, para que as empresas do setor de saneamento alcancem ou equilíbrio financeiro, faz-se necessário um reajuste tarifário da ordem de 28,5% nas tarifas praticadas naquele ano. Por conseguinte, o consumo médio mensal de água das famílias, a quantidade Ramsey-Boiteux, cairia para um patamar inferior em 17,4% ao observado naquele ano, passando de 14,3 para 12,18 m<sup>3</sup> por família ao mês.

Ressalte-se, contudo, que o valor do reajuste acima determinado, além de generalizado, está associado ao estado de natureza operacional do setor, cuja implementação ignoraria por completo o nível de eficiência vigente no setor.

No primeiro ensaio deste estudo, além da fronteira estocástica de custo para o setor, foi estimado o nível de eficiência técnica presente no setor. Entendendo-se por eficiência técnica a habilidade de uma firma em obter o nível de máximo de produção, dado o conjunto de insumo. E uma forma empregada para medir esta eficiência é pela razão entre o produto observado de cada firma e o custo mínimo potencial definido naquela fronteira, para o dado o vetor de insumos.

Os resultados do índice de eficiência estimados por esse procedimento, para o ano de 2001, estão apresentados na Tabela 4.8 seguinte, compreendendo as 44 companhias integrantes da amostra. O índice médio de eficiência para o conjunto é de 0,78, sendo que a unidade representa a eficiência máxima. Depreende-se dessa tabela que a Companhia de Água e Esgoto do Ceará, Cagece, foi naquele ano, empresa como melhor desempenho, com 0,97 de eficiência máxima. O menor índice

foi de 0,17, obtido pela companhia de saneamento do município de Moji Guaçu, em São Paulo.

**Tabela 4.8 – Índices médios estimados de eficiência técnica das companhias de saneamento - Em 2001**

<i>Ordem</i>	<i>Companhia</i>	<i>Índice Médio de Eficiência</i>
1	Cagece/CE	0,97
2	Cesan/ES	0,96
3	Jundiaí/SP	0,93
4	Copasa/MG	0,93
5	Paraguá/PR	0,93
6	Cedae/RJ	0,93
7	Sanepar/PR	0,93
8	Embasa/BA	0,92
9	Uberlândia/MG	0,92
10	Sabesp/SP	0,92
11	Casan/SC	0,91
12	Sanesul/MS	0,91
13	Caern/RN	0,91
14	Caesa/AP	0,90
15	S.Carlos/SP	0,90
16	Caema/MA	0,90
17	Caesb/DF	0,89
18	Casal/AL	0,89
19	Saneago/GO	0,89
20	Saneatins/TO	0,88
21	Juiz de Fora/MG	0,88
22	Caer/RR	0,87
23	Deso/SE	0,87
24	Cagepa/PB	0,86
25	Compesa/PE	0,83
26	Petropolis/RJ	0,82
27	Limeira/SP	0,81
28	Valinhos/SP	0,81
29	Cosanpa/PA	0,79
30	Araçatub/SP	0,79
31	Cachoeira do Itapemerim/ES	0,78
32	Agespisa/PI	0,78
33	Pocos de Caldas/MG	0,77
34	Campinas/SP	0,74
35	Corsan/RS	0,69
36	Marilia/SP	0,67
37	Diadema/SP	0,66
38	Uberaba/MG	0,55
39	Itabuna/BA	0,52
40	Cosama/AM	0,46
41	Caerd/RO	0,44
42	Santo.André/SP	0,32
43	Resende/RJ	0,31
44	Moji Guaçu/SP	0,17
Média da amostra		0,78

Fonte: Calculado pelo autor

O mesmo teste estatístico realizado para averiguar a existência dessa magnitude de eficiência, além de rejeitar a hipótese nula (inexistência de ineficiência), revelou que 92,65% da variação residual da fronteira estocástica estimada deve-se à presença da ineficiência técnica no setor.

Para entender a razão de ser desse grau de eficiência, foram arrolados no mesmo ensaio alguns indicadores de desempenho operacional do setor que, possivelmente, estariam associados com esse grau. Mesmo não se obtendo a correlação esperada para todos os indicadores trabalhados, uma simples leitura dos mesmos evidencia o baixo nível de eficiência operacional do setor. O maior exemplo é o nível de perdas de distribuição de água que, para um valor de *benchmark* nacional de 25%, constatou-se que havia companhia com 91% de perdas. Em média, as companhias perdiam 45,17% de toda água aduzida e tratada até chegar à porta do consumidor. A Tabela 4.9 seguinte ilustra as estatísticas sobre essas perdas, a evasão de receitas (receita operacional total menos arrecadação total)/(receita operacional total) e o índice de hidrometração (percentual de medidores nas ligações).

**Tabela 4.9 – Indicadores de Desempenho Operacional nas Companhias de Saneamento Básico – Em 2001**

Índice	Valor em %			
	Máximo	Médio	Mínimo	Desvio Padrão
Perdas de distribuição	91,40	45,17	5,30	15,75
Evasão de receitas	53,00	13,33	2,10	11,44
Hidrometração	100,00	85,05	26,50	20,04

Fonte: PMSS (1998 a 2001).

Em seguida, analisa-se a relação entre o grau de eficiência técnica e a determinação do preço de Ramsey. Pela equação (4.6) observa-se que variações no de eficiência das empresas afetam o custo marginal através do termo  $\hat{C}$ , correspondente à estimação do valor de  $c$  na equação (4.5), por outro lado foi visto que a elasticidade do preço de Ramsey à variação do custo marginal é positiva e unitária, em função da própria fórmula Ramsey-Boiteux. Assim, um exercício interessante de análise consiste em determinar quais seriam os preços de Ramsey que estariam associados aos custos marginais sob um contexto de eficiência máxima alcançável. Uma referência para essa eficiência máxima é o valor alcançado pela empresa mais eficiente, no caso a Cagece, com 0,97.

Uma forma de proceder este exercício é agrupar as empresas de acordo com suas capacidade produtiva, tal como realizado no primeiro ensaio, em que as 44 empresas analisadas foram segmentados entre pequenas, médias e de grande porte.

A Tabela 4.10 aporta o primeiro resultado do procedimento anterior. Na primeira linha do corpo dessa tabela, têm-se os valores médios, em percentuais, dos índices de eficiência constantes na Tabela 4.9, de acordo com o porte da companhia. Na segunda linha, constam os valores correspondentes desses percentuais em relação ao valor eficiente. Enquanto a última linha mostra os percentuais necessários de aumento para que cada grupo de empresas alcance o índice máximo de eficiência.

**Tabela 4.10 - Índices estimados de eficiência técnica das companhias de saneamento de acordo com o porte - Em 2001**

<i>Discriminação</i>	<i>Porte da Cia</i>		
	<i>Pequeno</i>	<i>Médio</i>	<i>Grande</i>
(a) Índice médio de eficiência	69,0%	80,3%	89,1%
(b) = (a)÷0,97 Em relação ao índice máximo	71,1%	82,7%	91,8%
(c) = [1- 1/(b)] Aumento requerido para a eficiência	40,65%	20,92%	8,93%

Fonte: Calculado pelo autor

O passo seguinte consiste em calcular o custo marginal e o respectivo preço de Ramsey associado ao nível de eficiência observado no ano 2001, o que já possibilita fazer uma comparação desse custo com o preço de Ramsey e com a tarifa média praticada naquele ano, de acordo com o porte da companhia. É isso que está apresentado na Tabela 4.11 seguinte cuja

**Tabela 4.11 – Custos marginais, tarifas e preços de Ramsey de água nas companhias de saneamento básico - Em 2001**

**Em R\$ mil**

<i>Discriminação</i>	<i>Porte da Cia</i>		
	<i>Pequeno</i>	<i>Médio</i>	<i>Grande</i>
Custo marginal observado	867,78	845,81	992,72
Tarifa média praticada	874,02	1027,32	1156,98
Preço de Ramsey	1442,92	1406,39	1650,66

Fonte: Calculado pelo autor

Na Tabela 4.12 a seguir, repete-se o procedimento da tabela anterior, porém os valores referem-se ao custo marginal e ao preço de Ramsey determinados sob um contexto de eficiência máxima do setor. Para isso, os valores estimados na fronteira de custos, o termo  $\hat{C}$  da equação (4.5), foram multiplicados pelos valores constantes na segunda linha da Tabela 4.10 anterior.

**Tabela 4.12 – Custos marginais, tarifas e preços de Ramsey de água nas companhias de saneamento básico - Em 2001**

Em R\$ mil

Discriminação	Porte da Cia		
	Pequeno	Médio	Grande
Custo marginal eficiente	616,99	699,48	911,31
Tarifa média praticada	874,02	1027,32	1156,98
Preço de Ramsey eficiente	1025,93	1163,07	1515,30

Fonte. Calculado pelo autor.

Finalmente, têm-se na Tabela 4.13 seguinte os percentuais de reajustes necessários para equalizar as tarifas vigentes com os preços de Ramsey obtidos numa situação com ineficiência e em outra sem ineficiência.

**Tabela 4.13 – Reajustes requeridos para a equalização das tarifas com os preços de Ramsey de água nas companhias de saneamento básico - Em 2001**

Reajuste requerido para alcançar o Preço de Ramsey	Porte da Cia		
	Pequeno	Médio	Grande
(a) Sobre o custo marginal vigente	65,09%	36,90%	42,67%
(b) Sobre o custo marginal eficiente	17,38%	13,21%	30,97%
(c)=(a)÷(b) Relação reajuste vigente/reajuste eficiente	3,75	2,79	1,38

Fonte. Calculado pelo autor.

Portanto, uma comparação entre os valores constantes nas últimas linhas das Tabelas 4.10 e 4.13 mostra que aumentos de 40,65%, 20,92% e 8,93% nos níveis de eficiências nas empresas de pequeno, média e grande porte, respectivamente, reduz o percentual de reajuste necessário para que essas empresas alcancem os seus equilíbrios financeiros, respectivamente, em 3,75, 2,79 e 1,38 vezes.

## 5. CONCLUSÃO

O artigo iniciou ressaltando a necessidade de um marco regulatório para o setor de saneamento básico do país em função de duas importantes linhas de especificações inerentes à produção e ao bem ofertado. Por um lado, a tecnologia de produção de água é caracterizada por uma gama de fatores que leva o setor a operar sob regime de monopólio. Nesse regime, o preço tende naturalmente a desviar do valor socialmente ótimo alcançado em mercados competitivos, com conseqüente redução do bem-estar social, medido pela denominada perda do peso morto do

monopólio, ou seja, o equilíbrio natural do monopólio é produzir menos e a preço maior.

Por outro lado, trata-se de provisão de um bem essencial para satisfação das necessidades humanas, a água, cercado por fortes externalidades positivas em seu consumo. Assim sendo, o marco regulatório para a provisão dos serviços de abastecimento de água deve ter como meta maior a universalização do seu consumo, sempre tendo em mente tarifas socialmente justas.

Em seguida foram apresentados os principais métodos que compõem o corpo da abordagem normativa da regulação de preço. Os métodos do custo marginal e do custo médio integram a abordagem da teoria tradicional da regulação, a qual não considera os esquemas de incentivos nem o problema da assimetria da informação. O método do custo marginal, apesar de levar a uma solução de Pareto ótimo, não se aplica para contextos de retornos crescentes de escala em toda amplitude relevante de produção, onde naturalmente os custos marginais encontram-se abaixo dos custos médios. Regular por custos médios pode, por sua vez, incentivar a empresa regulada a não perseguir a eficiência técnica, uma vez que a empresa será sempre remunerada pela sua estrutura de custos.

Face à abordagem estática dos métodos tradicionais, surgiram os novos modelos regulatórios, que ao se basearem nos esquemas de incentivos deram forma à nova economia da regulação. Alguns destes métodos não levam em conta a existência de transferências governamentais para empresas reguladas, como contratos de preços fixos e contratos *cost plus*, por serem mais apropriados à regulação de concessionárias privadas de serviços públicos, tais como os métodos do preço-teto e da taxa de retorno.

O modelo de regulação de preço Ramsey-Boiteux prevalece sobre os demais para contextos de empresas multiprodutos. Sua aplicação pressupõe a existência de uma agência reguladora que busca maximizar o bem-estar da sociedade condicionado ao equilíbrio orçamentário da empresa.

Sem desconsiderar suas restrições, a aplicação do modelo Ramsey-Boiteux de regulação de preço é certamente o que mais se aproxima à realidade do setor de saneamento no país. Assim acreditando, este artigo buscou levantar os instrumentos teóricos necessários para determinar o par preço-quantidade que maximizaria o bem-estar social em consumo de água potável fornecido pelas companhias de saneamento empregando o referido modelo.

Em função de discrepâncias na estimação do parâmetro elasticidade-preço da demanda de água para o país, optou-se pela adoção de dois estudos referenciais sobre o valor deste parâmetro. Com isso, a determinação do par preço-quantidade foi realizada para intervalos de valores em cada um desses parâmetros, inclusive para o custo marginal de produção de água. O par preço-quantidade Ramsey-Boiteux que maximizaria o bem-estar do consumidor garantindo o equilíbrio financeiro do setor como um todo foi uma tarifa de R\$ 1.439,00 por mil m<sup>3</sup> e um consumo de 12,18 m<sup>3</sup>/família/mês. Contra uma tarifa de R\$ 1.120,00 por mil m<sup>3</sup> e um consumo de 14,3 m<sup>3</sup>/família/mês observados no ano de 2001. Com isso, serianecessário, em termos gerais, um reajuste tarifário da ordem de 28,5% sobre a tarifa praticada no ano de estudo para que o setor alcançasse o seu equilíbrio financeiro. Foi visto, contudo, que previamente à implementação de qualquer política de reestruturação tarifária, faz-se necessário a adoção de medidas visando melhorar o nível de eficiência técnica do setor de saneamento, cujos indicadores de desempenho operacional mostraram-se excessivamente baixos, a exemplo do nível de perdas de distribuição de água no qual o setor vem perdendo 4,5m<sup>3</sup> para cada 10 m<sup>3</sup> de água aduzida e tratada.

Por outro lado, a análise de sensibilidade do preço Ramsey-Boiteux mostrou que o mesmo é mais sensível à variação na elasticidade-preço da demanda de água do que à variação no número de Ramsey. A relação entre a variação da elasticidade e a do preço de Ramsey mostra que um aumento de 10% no primeiro parâmetro leva a uma redução de 4,45% no preço. Por outro lado, tem-se que esta medida de sensibilidade para um aumento de 10% no número de Ramsey resulta num aumento de cerca de 2,9% naquele preço.

Um resultado que interessa destacar é que quando o preço social da restrição orçamentária for 0,71, o preço Ramsey-Boiteux leva ao nível mínimo de consumo de água sugerido pela Organização Mundial de Consumo, da ordem de 65 litros por habitante ao dia.

Foram calculados ainda os valores para o índice de Lerner, objetivando medir o grau do poder de monopólio exercido pelo setor de saneamento. O resultado obviamente também depende dos valores assumidos para o parâmetro  $\lambda$  e para a elasticidade-preço da demanda. Com os valores adotados no estudo, o índice médio de Lerner para o setor encontra-se no intervalo [0,117 0,608], com valor médio de 0,374.

Finalmente, o ensaio conclui fazendo uma simulação sobre a necessidade de reajuste de preços frente a um contexto em que cada companhia de saneamento implementasse uma política de melhoria de sua eficiência visando alcançar o patamar já alcançado pela empresa mais eficiente. O resultado foi surpreendente, porque mostrou, por exemplo, que se as empresas de pequeno porte aumentasse em 40,65% seu nível médio de eficiência, da ordem de 0,69, quando a unidade seria a eficiência máxima, a necessidade de reajuste da tarifa, para efeito de equalização da tarifa praticada com o preço de Ramsey, cairia de 65,09% para 17,38%, enquanto para as empresas de médio e grande portes esses percentuais seriam, respectivamente, de 36,9% para 13,21% e de 42,67% para 30,97%, ou seja, nos três casos, as diferenças de reajustes seriam de 3,75, 2,79 e 1,38 vezes a menor.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AURIOL, E. e PICARD, P.M.(2004). *Privatizations in Developing Countries and the Government's Budget Constraint*. ARCADE and IDEI Université de Toulouse I e University of Manchester, School of Economic Studies. Disponível na Internet: [http://idei.fr/doc/by/auriol/auriol\\_picard.pdf](http://idei.fr/doc/by/auriol/auriol_picard.pdf)
- BARON, D.; MIERSON, R.(1982). Regulating a monopolist with unknown costs. *Econometrica*. v. 50 p.911-930.
- BAUMOL, WILLIAM J.; J.C.PANZAR, E ROBERT D.WILLIG (1982). *Contestable Markets and the Theory of Industrial Structure*. New York: Harcourt Brace Javanovich.
- BURTLESS, G.; HAUSMAN, J.A. (1978, "The effect of Taxation on Labour Supply: Evaluating the Gary Income Maintenance Experiment", *Journal of Political Economy*, 86(Dec):1101-30,
- BNB (1997). Banco do Nordeste do Brasil. *Estudo de Demanda de Água do Nordeste e Atualização dos Índices de Custo-Eficiência de Projetos de Esgotamento Sanitário da Região Nordeste do Brasil*. Executado pela empresa PBLM - Consultoria Ltda, sob a supervisão técnica de José Airton Mendonça de Melo e Ximena Montenegro, Fortaleza.
- GUJARATI, D.N. (1992) *Econometria*. Segunda Edición, (traducido de la 2ª edición en inglés de Basic Econometrics) McGraw-Hill Interamericana de México S. A. Naucalpan de Juarez.
- HILLIER, B.(1997). *The Economics of Asymmetric Information*. St.Martin's Press Ltd, New York, N.Y.
- IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. 1995. *Estudo da função da demanda por serviços de saneamento e estudo da tarifação do consumo residencial*. Projeto de Modernização do Setor de Saneamento – PMSS. Brasília.
- KIM, H.YOUNG (1995). Marginal cost and second-best pricing water services. *Review of Industrial Organization*. No. 10 p.323-338.
- LAFFONT J.J, TIROLE J. (1993). *A Theory of Incentive in Procurement and Regulation* Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- MAS-COLLEL, A. WHINSTON M.D, and GREEN, J.R (1995), *Microeconomic Theory*, Oxford University Press, New York.
- PINDYCK, R.S e RUBINFELD, D.L.(2002) *Microeconomia*. Printice Hall Brasil, S.Paulo.
- PINTO Jr, H.Q. e FIANI, R. (2002). Regulação econômica. In: KUPFER, D. e HASENCLEVER, L.(orgs.) *Economia Industrial - fundamentos teóricos e práticas no Brasil*, Editora Campus, Rio de Janeiro.
- PMSS (1998, 1999, 2000 e 2001). Programa de Modernização do Setor de Saneamento. *Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgotos*. Presidência da República – Sec. Especial de Desenvolvimento Urbano/Departamento de Programas Especiais, Brasília-DF.
- SAPPINGTON, D.(1982). Optimal regulation of research and development under imperfect information. *Bell Journal of Economics*. v.13, p.354-368.

SOUSA, E.B de. (1989) Sugestões para uma nova política de saneamento básico urbano. In *Para a década de 90: prioridades e perspectivas de políticas públicas*. Instituto de Planejamento Econômico e Social. Instituto de Planejamento – IPEA/IPLAN, Brasília:

VARIAN, H.R.(1989) *Price discrimination*. In: SCHMALENSEE, R., WILLIG, R.D. (eds.) *Handbook of industrial organization*. Amsterdam: North-Holland, p.597-654

WORLD BANK, (1998), “*World Development Indicators*”. <http://www.worldbank.org>.