

## **Método Alternativo para Eliminar a Tendenciosidade na Estimação da Função Demanda Residencial Por Água**

Autoria: Marcia Gonçalves Pizaia, Rozane Alves, Antônio Edésio Jungles, Rita de Cássia de Oliveira Gomes

### **Resumo**

Este estudo tem como objetivo principal estimar a função demanda residencial por água para o município de Londrina, utilizando-se dois métodos de estimação, o de Mínimos Quadrados Ordinários e o MCFADDEN. O método MCFADDEN foi aplicado para solucionar o problema de tendenciosidade que ocorre em estimativas de demanda feitas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Procurou-se identificar quais variáveis explicam a demanda residencial por água e em quais proporções os consumidores de água de diversas classes de renda são afetados pelo aumento na fatura. Os resultados aqui obtidos permitiram inferir que, ao estimar a função demanda por água dos consumidores domésticos de Londrina, verificou-se que os coeficientes calculados para o preço marginal, diferença, renda e quantidade de cômodos existentes tiveram os sinais esperados e estatisticamente significativos, porém, não existe nenhuma resposta significativa a alterações no número de habitantes do domicílio. Portanto, uma elevação do preço da água interferirá no consumo de água de todas as classes de rendas analisadas. Ao serem alteradas essas quantidades de água demandadas pelos usuários, também poderá ser alterada a receita da companhia de saneamento, uma vez que a elasticidade-preço marginal é negativa em todas as estimativas.

**Palavras-chave** – método Mcfadden; função demanda por água; elasticidades.

## **1 INTRODUÇÃO**

Os estudos sobre estimação da curva de demanda residencial de água podem ser classificados de diferentes formas. Os primeiros trabalhos testaram a hipótese da inelasticidade-preço<sup>1</sup> da demanda de água residencial. No entanto, essa inelasticidade-preço deveria ser testada para diversas classes de consumidores residenciais. Nesta linha estão os trabalhos publicados até a década de 70 onde a preocupação era determinar quais variáveis eram relevantes para explicar sua demanda. Surge também uma outra questão: a qual preço o consumidor reage, ao preço marginal ou ao médio.

Em geral a literatura destaca a controvérsia da especificação da variável preço na função demanda, uns defendem o uso do preço marginal e diferença, e outros o preço médio<sup>2</sup>. O tema central não muda, mas os argumentos evoluem. Destacam-se, também, aspectos econométricos, fontes dos freqüentes vieses das estimativas, que podem originar da simultaneidade de preço e quantidade, por omissão de variáveis relevantes e por erro nas mesmas. Contudo, não são problemas excludentes.

Apesar de todos os métodos apresentados pelos autores em questão, não se chegou a nenhum consenso que pudesse resolver a questão dos erros nas variáveis, nem quanto à

---

<sup>1</sup> Como acreditavam que fossem quase todos os serviços de utilidade pública, não respondendo a variação do preço.

<sup>2</sup> O preço marginal é o preço cobrado na faixa de consumo. A variável diferença mede a diferença entre o valor cobrado na conta de água e o valor da conta ao preço marginal. O preço médio é o valor total da conta de água dividido pelo volume consumido.

variável diferença, em que a comparabilidade é dificultada pela não-uniformidade das regras tarifárias, pois preços crescentes geram diferenças negativas.

Outra questão bastante relevante está relacionada com o nível de desagregação dos dados. Isto é, se o apropriado seria utilizar os valores médios para o município, ou por residência, para a região ou para a nação. Além disso, os dados podem ser de série temporal, ou “cross-section”, ou uma combinação de ambos.

Parte do debate sobre a demanda de água resulta do sistema de sua cobrança, conhecido como estrutura tarifária em blocos, que determina preços diferenciados de acordo com as faixas de consumo. No Brasil, no caso de água, as tarifas são crescentes. Além disso, no primeiro bloco, consumo até 10 m<sup>3</sup>, todos pagam pelo consumo máximo do bloco, mesmo aqueles que consomem menos de 10 metros<sup>3</sup>.

Conforme Andrade et al. (1996), o primeiro trabalho sobre o tema foi o de Headley (1963) que pouca importância atribuiu às variáveis preço e renda. Gottlieb (1963) e Howe & Linaweaver (1967) incluíram preços como variáveis determinantes da demanda. Mas já existiam dúvidas sobre que preço explica a demanda, se o médio ou o marginal. Gottlieb (1963) utilizou o médio e Howe & Linaweaver (1967) o marginal.

Taylor (1975) e Nordin (1976) estudaram a demanda por eletricidade nos Estados Unidos, quando as tarifas cobradas eram decrescentes. Taylor (1975) critica os trabalhos que utilizam o conceito de preços marginais, baseados no preceito neoclássico que iguala custos e benefícios marginais. Discute que o efeito-renda da mudança do preço se dá pela mudança da faixa de consumo, captada pela inclusão simultânea do preço médio ou despesa total. Já Nordin (1976) propõe em lugar do preço médio a definição de uma variável equivalente a um pagamento que o consumidor precisa fazer antes de poder consumir as unidades que desejar ao preço marginal.

Wong (1972) usou duas séries de dados para Chicago. A primeira é uma série temporal (1951-61) com dados de Chicago. A segunda é um corte no tempo (cross-section). Na análise da metrópole, a demanda de água foi função do preço médio anual, da renda média da residência e da média de temperatura nos meses de verão. A regressão em forma logarítmica foi estimada com o método de Mínimos Quadrados Ordinários. Os resultados indicaram que, para o município, tanto temperatura, quanto renda foram mais importantes que o preço para explicar o consumo de água - parte da razão da insignificância do preço como variável explicativa é a baixa tarifa, que não estimula a economia no consumo.

O coeficiente do preço teve o sinal previsto pela teoria, ou seja, negativo, porém não significativo. No corte no tempo, preço e renda são significativos apenas nas cidades maiores. Nas menores, somente o preço tem influência na demanda de água.

A tendenciosidade da estimativa da elasticidade do preço aparece em decorrência da correlação entre preço médio e marginal. Foster & Beattie (1979) apresentam modelo de demanda residencial por água para os Estados Unidos baseado no preço da água, preço de bens substitutos, renda, e gostos e preferências. Com o uso de preços médios e reconhecida a agregação dos dados, minimiza-se o problema de simultaneidade existente entre preço e quantidade demandada de água (apud ANDRADE et al, 1996).

Danielson (1979) estima uma função de demanda residencial para Raleigh, Carolina do Norte, usando como variáveis independentes a temperatura, a precipitação, o valor da residência, o preço da água e o tamanho da residência. O estudo usa um modelo econométrico proposto por Kmenta para uma série temporal com diferentes municípios (pooled cross-section e time-series), obtida por amostragem nas residências, onde o consumo foi dividido em interno, externo e total. O resultado foi o seguinte: a elasticidade-preço do uso externo foi superior ao interno e a maior parte da variação na demanda foi explicada pelo tamanho das residências (AMARAL, 2000).

Billings & Agthe (1980) especificaram as estimativas de elasticidade-preço, concluindo que o preço marginal medeia a diferença do valor cobrado para o valor da conta ao preço marginal, que em tarifas crescentes tem sinal negativo. Os dados se referem ao consumo de água em Tucson, Arizona, entre jan.1974 e set. 1977, testado em modelo linear e log-linear, explicando mais de 80% da variação no consumo de água. O resultado da estimativa para a elasticidade-preço log-linear foi igual a 0,267.

Griffin & Martin (1981) comentam o trabalho de Billings & Agthe (1980), sustentando que as estimativas feitas pelos autores são viesadas. A equação estimada é uma combinação da demanda com a regra tarifária. O viés acontece porque preço e diferença observados não correspondem aos pontos em que a curva de demanda individual corta a “função tarifa”, pontos esses gerados pelo erro da regressão. Isso resulta na subestimação do preço marginal e superestimação do efeito da variável diferença. Os resultados das estimativas para a elasticidade-preço em modelo linear foi de -0,49 e em modelo log-linear foi de -0,27 (apud ANDRADE et al., 1996).

Billings & Agthe (1981) reconhecem as críticas de Griffin & Martin (1981), reestimando a regressão, excluindo as principais causadoras do viés. Assim a elasticidade-preço aumenta e a elasticidade-diferença diminui, resultando no fortalecimento do modelo. Trata-se de uma solução improvisada.

Griffin, Martin & Wade (1981) criticam as estimativas de Foster & Beattie (1981) quanto ao emprego da variável preço médio. Estes, trabalhavam com as tarifas decrescentes, e, quando independentes da demanda, a “função tarifa” produz relação tal que o preço médio é alto onde o consumo é baixo e vice-versa, sugerem-lhes refazerem as estimativas considerando as características da função tarifa.

Em resposta, os dois tentam provar que a variável preço médio é defensável e que o problema de identificação é desprezível, observando que o uso do preço marginal só dá resultados quando os consumidores são bem-informados. Quanto ao problema de identificação, Foster & Beattie (1981) afirmam que Griffin, Martin & Wade (1981) confundem a oferta agregada da empresa com a regra tarifária e que o deslocamento da demanda levaria o consumidor ao ponto de equilíbrio.

Foster & Beattie (1981) defendem o uso do preço médio, reespecificando a função demanda com argumentos sobre o preço marginal e a variável diferença. O primeiro é calculado através das contas individuais, sugestão de Griffin, Martin & Wade (1981). O exercício utiliza o preço médio. No confronto, a especificação tem um poder explicativo cinco pontos percentuais maior que a alternativa. Opaluch (1982) sugere uma outra especificação da função demanda.

Terza & Welch (1982) discutiram o problema da tendenciosidade em estimativas de demanda feitas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Com base em Taylor (1975) e Nordin (1976), advertiram sobre o problema de seleção de amostra, cujos coeficientes da regressão serão viesados. Consumo e preço estão interligados pela regra tarifária, e a correlação entre erro e variável preço gera o viés. Um método para solucionar o problema é desenvolvido por Mcfadden, Puig & Kirschner (1977), método que consiste na geração da variável proxy para o preço marginal, não correlacionado com o erro aleatório.

Polzin (1984) critica a abordagem proposta por Nordin (1976), pois perde-se um grau de liberdade, piorando a especificação do modelo. Isto é relevante quando a série é pequena ou com muitos parâmetros para estimar (apud AMARAL, 2000).

Billings (1982) adapta uma técnica desenvolvida por TAYLOR, para solução do viés. Taylor, Blattenberger & Rennhack (1981) com uma função receita total, obtêm cálculos para o preço marginal e variável diferença, os quais não variam com o consumo, sendo livres de erros de medição, o que é contestado por Ohsfeldt (1983) que diz que a aproximação por meio da função receita total não evita tal problema, concluindo que, em metade dos casos,

existem erros nas variáveis, recomendando o uso do teste de Hausman (1978) que detecta erros em variáveis independentes (apud ANDRADE et al., 1996).

O método de Opaluch (1982) é revisado por ele e por Charney & Woodward (1984), que enfatizam: a) com consumidores não-informados, usa-se o preço médio defasado; b) não cabe ajustar a renda para os que respondem aos preços médios; e c) o método não evita a simultaneidade. Não houve preocupação com os consumidores pouco informados, porque o preço médio corrente e o defasado são correlacionados e estes consumidores têm uma percepção vaga da variável preço. No entanto, a simultaneidade é problema maior. O autor realiza a derivação teórica, com equações de Slutsky, da especificação econométrica da função demanda. Schefter & David (1985) propõem a explicação para a repetição de resultados que contrariam a postulação de Taylor sobre a igualdade dos coeficientes das variáveis diferença e renda. Eles incluem na demanda uma contabilização da dispersão do consumo entre os domicílios, tornando-se possível encontrar um valor que reconcilie os dados com aquela proposição.

Chicoine & Ramamurty (1986) experimentam o procedimento de Opaluch através de dados domiciliares de Illinois, no ano de 1982, com tarifas decrescentes. Para contornar a simultaneidade e erro de medida, excluem os domicílios cujo consumo está na primeira faixa e aplicam Mínimos Quadrados Ordinários. Justificam a exclusão, porque o acréscimo ocorre quando o consumo passa da faixa 1 para a faixa 2.

A partir dos testes de hipóteses estabelecidos por Opaluch (1984), os autores experimentam a medida decomposta de preço médio. E o resultado reforça a hipótese levantada para o caso de consumidores desinformados, sendo associado à reduzida participação, cerca de 1,3%, das despesas com água na renda da família.

Nieswiadomy & Molina (1988) comparam os resultados obtidos com as técnicas de Mínimos Quadrados Ordinários, em dois estágios e variáveis instrumentais, que formam o único estudo de séries temporais de observações de consumo individual de água diante de tarifas crescentes. Porém, os consumidores têm reações diversas a preços quando se defrontam com tarifas decrescentes ou crescentes.

Matos (1998) estima a equação de demanda residencial de água para o município de Piracicaba, Estado de São Paulo, usando o modelo proposto por Nordin. Apesar da limitação de dados existentes, ela utiliza os diferentes métodos de estimação: Mínimos Quadrados Ordinários; variável instrumental e mínimos quadrados em dois estágios. Os métodos de variáveis instrumentais foram superiores ao de Mínimos Quadrados Ordinários, confirmado pelo teste de Hausman. As únicas variáveis significativas foram preço marginal e diferença. Os resultados encontrados para o Brasil são semelhantes aos demais, isto é, não existe igualdade dos valores absolutos e sinais contrários nos coeficientes estimados para diferença e renda.

Carrera-Fernandez & Menezes (2000) estudaram as determinantes da disponibilidade a pagar pelos serviços de abastecimento de água e a demanda de água potável para a região de Sabaé - Bahia, utilizando o método de valoração contingencial. Constatam que a disposição dos consumidores para pagar o serviço de água é inferior ao necessário para melhorar o abastecimento de água, atendendo toda a população. O estudo constata que deve haver uma grande participação do poder público para melhoria dos sistemas de abastecimento público de água potável, pois os consumidores não estão dispostos a aumentar os preços da fatura para poder cobrir os investimentos necessários.

Amaral (2000) também estima a demanda de água para a cidade de Piracicaba, sendo estimada a demanda total e residencial média, utilizando séries temporais e X11, para o período de 1990-1999. Analisa os efeitos do componente sazonais e de ciclo-tendência do consumo de água. Os resultados mostraram que as séries de consumo tiveram comportamentos sazonais e que existe uma tendência de queda do consumo residencial médio

e de aumento nos consumos total e residencial total nos últimos dez anos. O estudo concluiu que o consumo de água em Piracicaba pode ser explicado principalmente pelo consumo passado da série e temperatura.

Nesse contexto, o presente estudo tem a finalidade de estimar, através da função demanda residencial por água, quanto aos acréscimos efetuados nas tarifas cobradas aos usuários residenciais pertencentes às classes de renda baixa, média e alta, afetam as quantidades demandadas por estes.

Além dessa introdução, este trabalho está subdividido em três seções. Em seguida, são apresentadas as fontes dos dados e definidas as variáveis e os dois métodos de estimação, que são: o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o método MCFADDEN - Método que foi utilizado por Andrade et al. (1995), Mcfadden, Puig e Kirschner (1977) Heckman (1978). Posteriormente são apresentados e discutidos os resultados das estimatições. Finalizando, na última seção, fazem-se as considerações finais.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

Existem muitas maneiras de estimar a função demanda residencial por água, conforme discutido na seção anterior. Optou-se, neste estudo, pela utilização de dois métodos estatísticos de estimação da função demanda. O primeiro é o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o segundo é o método MCFADDEN.

O método MCFADDEN faz-se necessário, devido à existência de simultaneidade entre as variáveis preço e quantidade demandada de água, uma vez que o método dos Mínimos Quadrados Ordinários não elimina os vieses dos parâmetros estimados, e então é necessário estimar essa função com estimador mais consistente.

### 2.1 Material

A base de dados utilizada neste trabalho para estimação da função demanda tiveram duas fontes: parte das informações foram fornecidas pela Empresa de Saneamento do Paraná, SANEPAR, e parte cedida pela pesquisa de campo feita pelo Instituto Bonilha, entre 15/11/2000 e 31/12/2000, contratada pela SANEPAR, para determinação do Índice SANEPAR de Satisfação do Consumidor Residencial para o Estado (MARCHETTI & MULLER, 2001).

Utilizou-se como referência a categoria residencial de água, no município de Londrina: cada observação foi representada como ligação de água, cujo consumo foi registrado através de um medidor (hidrômetro).

A variável dependente desta estimação é a quantidade demandada de água no município. Optou-se, quando da coleta dos dados pertinentes a esta variável, pela adoção de uma média de 24 meses, que foram de 01/1999 a 12/2000. Essa média foi determinada a partir de filtagens mensais de dados, efetuadas no programa original de banco de dados da SANEPAR (PARANÁ, 1967).

A variável preço marginal é obtida com base na Tabela 1, que mostra as tarifas da SANEPAR. Observa-se que o preço marginal da primeira faixa de consumo é zero, porque o custo na primeira faixa é fixo, igual a R\$ 9,26 por  $10 \text{ m}^3$ , isto é, paga-se 0,926 por  $\text{m}^3$ , mesmo consumindo uma quantia inferior a  $10 \text{ m}^3$ .

**Tabela 1 - Tarifa unitária excedente (em m<sup>3</sup>)**

Tarifa Residencial (R\$)	
Consumo Mensal em (m <sup>3</sup> )	Tarifa por unidade de consumo
0 até 10 m <sup>3</sup>	0,926
11 m <sup>3</sup> a 30 m <sup>3</sup>	1,42 *
acima de 30 m <sup>3</sup>	2,33 *

Fonte: Tabela Tarifária (SANEPAR, 2000).

\* Valor cobrado por unidade consumida, excedente ao bloco de consumo anterior.

A variável diferença intramarginal é de fundamental importância para explicação do consumo e é definida como o resultado da diferença entre o valor da conta cobrado de acordo com o preço marginal e o valor da conta cobrado ao usuário. Como exemplo desta variável temos um usuário que paga o valor mínimo da fatura de água, R\$ 9,26, consumindo 7 m<sup>3</sup>; neste caso, a variável diferença é igual a  $(7 \times 0) - 9,26$ , isto é, -9,26. No caso de um consumo de 12 m<sup>3</sup>, a diferença é igual a  $(12 \times 1,42) - (10 \times 0,926 + 2 \times 1,42)$ , ou seja, R\$ 4,94. A variável diferença apresentará valores negativos para os consumos até 10 m<sup>3</sup>, e valores positivos para consumos superiores a 10 m<sup>3</sup>.

As informações sobre a variável renda familiar estão registradas em estratos de renda discretos, segundo o valor de salário mínimo estipulado em 2000, de R\$ 151,00. Esses estratos são considerados para usuários que têm renda mensal de até 1; mais que 1 até 5; mais que 5 até 10; mais que 10 até 15; mais que 15 até 20 e mais que 20 salários mínimos. Tais dados foram obtidos em Marchetti & Muller (2001).

O Quadro 1 mostra os dados obtidos na pesquisa, com referência à renda familiar urbana. Nota-se que o maior número de observações é pertinente à faixa de renda daqueles que recebem de um a cinco salários mínimos, atingindo 58% do total das amostras obtidas; e o menor número de observações, representado por 5% do total, é da classe alta, que recebe mais de 20 salários mínimos por mês.

**Quadro 1 - Perfil de renda em salário mínimo**

Renda Familiar, em Salário Mínimo*	Renda Média Mensal	Número de Observações
Até 1	151,00	29
Mais de 1 a 5	453,00	207
Mais de 5 a 10	1.132,50	68
Mais de 10 a 15	1.887,50	39
Mais de 15 a 20	2.642,50	31
mais de 20	6.795,00	26

Fonte: Marchetti & Muller (2001) e dados da pesquisa (maio 2001).

\*Salário mínimo referente ao ano 2000, que é de R\$ 151,00.

**Quadro 2 - Número observações por Grupo de Renda**

Renda Baixa Até 5 s.m. (a)	Renda Média Mensal (5 a 20] s.m. (b)	Renda Alta Acima de 20 s.m. (c)	Renda Média e Alta (5 a acima de 20] (d) = b+c	Total de Observações (e) = a+b+c
236	138	26	168	400

Fonte: Marchetti & Muller(2001) e dados da pesquisa (maio 2001).

As observações da amostra relativas à variável número de residentes e número de cômodos foram determinadas na pesquisa citada anteriormente.

## 2.2 Métodos

Similarmente ao apresentado em ANDRADE et al. (1995), neste trabalho, a função demanda residencial de água é estimada para os consumidores urbanos da SANEPAR, que enfrentam bloco crescente de taxas de consumo. O modelo de demanda de água, comumente usado na literatura, explica a demanda por água como uma função direta do preço marginal, da renda familiar, do número de pessoas residentes no domicílio e da diferença intramarginal<sup>3</sup>. A função demanda é descrita na equação (1).

$$Q_i = \pi_0 + \pi_1 P_i + \pi_2 D_i + \pi_3 R_i + \pi_4 N_i + \pi_5 C_i + u_i \quad (1)$$

Na função demanda  $Q_i$  é a variável dependente, representando a quantidade demandada do bem  $i$ . ( $i$ , é o bem água). As variáveis independentes são  $P_i$ , o preço marginal de  $i$ ;  $D_i$ , a diferença intramarginal;  $R_i$ , a renda familiar;  $N_i$ , o número de pessoas residentes;  $C_i$ , o número de cômodos; e  $u_i$  o termo erro, variável que representa todos os outros fatores que determinam a quantidade demandada de  $i$  (incluindo os preços de outros bens e serviços). Os parâmetros a serem estimados são  $\pi_0, \pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$  e  $\pi_5$  que expressam a reação da quantidade. Com relação aos sinais esperados para estes parâmetros, espera-se que os coeficientes associados ao preço marginal tenham um sinal negativo, já o da diferença poderá ser positivo ou negativo e com referência à renda, número de habitantes e quantidade de cômodos existentes em cada domicílio, a teoria econômica sugere que tenham sinais positivos. Em seguida, descreve-se a fonte de dados de onde essas variáveis originaram, explicando-se, detalhadamente, cada variável e a técnica de estimação aqui adotada.

Supondo haver diferença significativa na demanda residencial por água entre usuários de diferentes níveis de renda, efetuam-se três estimativas para todas as residências, para residências com renda baixa e média e alta. A primeira estimativa é para o caso de renda geral que conta com 400 observações da amostra. A segunda refere-se à demanda por água por parte daqueles usuários de baixa renda, totalizando 236 observações da amostra. A terceira relaciona-se com os de renda média e alta, que obtiveram 168 observações da amostra.

Espera-se que a classe de baixa renda seja afetada pelo aumento do preço da água, diminuindo o seu consumo, e que esse acréscimo não afete tanto as classes de renda média e alta. Da mesma maneira, espera-se que as variáveis explicativas, como renda, número de habitantes, entre outras, expliquem a demanda residencial por água.

Não será possível usar uma especificação log-log para a função demanda residencial, devido ao fato de a variável diferença apresentar valores negativos. Utiliza-se uma especificação linear e, devido ao problema da simultaneidade existente entre consumo e preço, será utilizada a técnica de estimação utilizando o método MCFADDEN - método adotado em Andrade et. al., (1996) e em Mcfadden, Puig Nieswiadomy & Kirschner (1977).

O método MCFADDEN é usado para solucionar o problema da simultaneidade do consumo e preço que estão interligados pela regra tarifária, estabelecendo-se uma correlação

---

<sup>3</sup> Diferença intramarginal é a diferença entre o valor da conta cobrado de acordo com o preço marginal, e valor da conta cobrado ao usuário.

entre o erro e a variável preço que origina o viés. Abaixo, seguem os métodos a serem aplicados e os procedimentos adotados.

Primeiramente, estima-se a função quantidade de água demandada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários, estimando-se a função demanda na sua forma estrutural, ou seja, levando-se em conta a seguinte equação:

$$Q_i = \pi_0 + \pi_1 P_i + \pi_2 D_i + \pi_3 R_i + \pi_4 N_i + \pi_5 C_i + u_i \quad (1)$$

O método MCFADDEN é o segundo método utilizado, que é realizado em cinco etapas. Este método objetiva eliminar a simultaneidade entre o preço e a quantidade de água demandada, resultando em parâmetros estimados consistentes. A primeira etapa é a estimação da função demanda, em sua forma estrutural, isto quer dizer, estima-se a função demanda definida na equação (1). A segunda consiste em obter o valor estimado da quantidade demandada ou  $\hat{Q}_i$ , com base na função demanda estimada na primeira etapa. A terceira considera  $PE$  como o preço efetivo e consiste na estimação da seguinte equação:

$$P_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{Q}_i + \gamma_2 PE_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

A quarta é a obtenção do valor estimado do preço marginal ou  $\hat{P}_i$ , com base na equação (2). A quinta e última etapa é a estimação da equação demanda, novamente, com o preço marginal estimado, obtido na quarta etapa:

$$Q_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{P}_i + \beta_2 D_i + \beta_3 R_i + \beta_4 N_i + \beta_5 C_i + u_i \quad (3)$$

### 3 RESULTADOS OBTIDOS NA ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DEMANDA

A seguir são apresentados e avaliados os resultados encontrados na estimação da função demanda residencial por água por parte de usuários de diferentes níveis de renda. Para tanto, foram efetuadas três estimativas para a classe de renda residencial baixa, para as classes de renda média/alta e para todas as classes.

Com a obtenção dos resultados das estimações, verifica-se, através das estimativas dos parâmetros, quanto aumentos efetuados nas tarifas cobradas aos usuários residenciais afetam as quantidades demandadas por estes.

As Tabelas 2 e 3 mostram os resultados das estimativas da função de demanda residencial por água, em sua forma estrutural, para os três casos estudados, utilizando-se dois métodos de estimativas. Primeiramente, mostram-se os resultados para o método Mínimos Quadrados Ordinários e logo após para o MCFADDEN. Observa-se nessas Tabelas que quase todos coeficientes obtidos para os parâmetros estimados são significativos ao nível de 1%, exceção foi o coeficiente da variável número de habitantes para os dois modelos.

Torna-se necessário reafirmar que o método Mínimos Quadrados Ordinários não elimina os vieses dos parâmetros estimados, uma vez que existe simultaneidade das variáveis preço e quantidade demandada de água. Na tentativa de amenizar tal problema, utilizou-se o método MCFADDEN, que é um estimador mais consistente conforme Andrade & Lobão (1996).

**Tabela 2-Estimativas da função demanda residencial por água, para as classes de renda: Geral, Baixa e Média/Alta, pelo Método Mínimos Quadrados Ordinários, em que a variável dependente é a quantidade de água demandada.**

Variáveis Explicativas	Renda Geral	Renda baixa	Renda média/alta
Constante	29,312 (0,000)**	6,5178 (0,000)**	89,108 (0,000)**
Preço Marginal	-42,275 (0,000)**	4,0091 (0,000)**	-117,47 (0,000)**
Diferença	2,9468 (0,000)**	0,51864 (0,000)**	5,6847 (0,000)**
Renda	0,0080205 (0,000)**	0,0033890 (0,108)	0,0021170 (0,305)
Nº Habitantes	0,63828 (0,333)	0,020290 (0,883)	0,47993 (0,569)
Nº Cômodos	2,5342 (0,004)**	0,38465 (0,005)**	6,3652 (0,000)**
R <sup>2</sup> - ADJ	0,63453	0,9081	0,7777
Elasticidade Preço Mg.	-1,8290	0,2625	-4,0570
Elasticidade Diferença	0,9897	0,0841	2,2974
Elasticidade Renda	0,2996	0,0900	0,0880
Elasticidade Número Hab.	0,0796	0,0053	0,0346
Elasticidade Cômodos	0,5417	0,1311	1,0425

Fonte: Dados da pesquisa (agosto 2001).

Nota: nível de significância em parênteses:

\*\* Significativo com um nível de 0,01. (de 0,00 até 0,01)

\* Significativo com um nível de 0,05. (de 0,01 até 0,05)

Nota-se em todas as regressões que a estimativa para o coeficiente  $\beta_1$  é menor que zero e significativa ao nível de 1% (exceção ocorreu no caso de renda baixa para o método MQO). Conforme o esperado teoricamente, tal coeficiente é negativo por vários motivos, entre os quais, a água residencial é um bem normal, significando que variações no preço marginal afetam inversamente as variações na quantidade demandada de água. Com a utilização do método MCFADDEM, espera-se que toda a endogeneidade na variável preço tenha sido eliminada. Portanto, como é observado nas tabelas 2 e 3, os coeficientes para o modelo MCFADDEM são os seguintes: para os usuários pertencentes às classes de renda geral igual a -2.906, baixa igual a -2.4346 e média/alta igual a -198.25.

A estimativa para o coeficiente  $\beta_2$  é maior que zero e significativa em todas as regressões, ao nível de significância de 1%. A obtenção de um coeficiente  $\beta_2$  maior que zero está indicando que exigir do consumidor o pagamento de uma diferença maior afetará positivamente a quantidade de água consumida.

**Tabela 3 - Estimativas da função demanda residencial por água, para as classes de renda: Geral, Baixa e Média/Alta, para o Método MCFADDEN, em que a variável dependente é a quantidade de água demandada.**

Variáveis Explicativas	Renda Geral	Renda baixa	Renda média/alta
Constante	27,739 (0,004)**	9,0446 (0,000)**	344,56 (0,000)**
Preço Marginal	-32,906 (0,000)**	-2,4346 (0,034)*	-198,25 (0,000)**
Diferença	0,96132 (0,000)**	0,91265 (0,000)**	0,79607 (0,015)**
Renda	0,014458 (0,000)**	0,00659 (0,004)**	0,00922 (0,004)**
Nº Habitantes	-1,1888 (0,0952)	0,27482 (0,063)	-1,6669 (0,195)
Nº Cômodos	3,9299 (0,000)**	0,50672 (0,001)**	6,6924 (0,002)**
R <sup>2</sup> - ADJ	0,5570	0,8950	0,4734
Elasticidade Preço Mg.	-1,4237	-0,1594	-6,8468
Elasticidade Diferença	0,3229	0,1480	0,3217
Elasticidade Renda	0,5400	0,1749	0,3835
Elasticidade Número Hab.	-0,1483	0,0712	-0,1200
Elasticidade Cômodos	0,8400	0,1728	1,0960

Fonte: Dados da pesquisa (agosto 2001).

Nota: nível de significância em parênteses:

\*\* Significativo com um nível de 0,01. (de 0,00 até 0,01)

\* Significativo com um nível de 0,05. (de 0,01 até 0,05)

Afirmam Andrade et al. (1996, p.27): "... quando a diferença é positiva, o fato de o usuário estar pagando um valor de conta que é inferior ao que pagaria se ela fosse cobrada ao preço marginal significa que o consumidor está se beneficiando de um subsídio, o que estimula o seu consumo".

Os resultados obtidos neste estudo para o coeficiente do parâmetro diferença são mais explicativos do que os derivados de outros estudos empíricos - em Billings & Agthe (1980), Billings (1982) e Nieswiadomy & Molina (1988) - foram encontrados coeficientes não-significativos ao nível de 1% para a variável diferença. Tal fato se deve à falta de uniformidade da regra tarifária da Sanepar, isto é, o preço é cobrado por faixas de consumo (conforme a faixa de consumo aumenta, aumenta também o preço cobrado daquela faixa).

A estimativa para o parâmetro  $\beta_3$  também é maior que zero, em todas as estimações, e estatisticamente significativa ao nível de 1% em todas as estimações obtidas através do método MCFADDEN. Esse resultado corresponde ao esperado, uma vez que, quanto maior a renda, maior a quantidade demandada de água.

A estimativa para o coeficiente de  $\beta_4$  não é significativa em todos os modelos, considerando um nível de significância de 5% e indicando que o número de pessoas residentes no domicílio pouco influenciará na demanda pelo consumo de água dessa residência. Já os resultados das estimativas para o coeficiente  $\beta_5$  são significativas em todas as regressões, a um nível de 1%.

As elasticidades da demanda residencial por água também são apresentadas neste trabalho nas Tabelas 2 e 3. De acordo com o esperado, foram encontradas, nos dois métodos

econométricos apresentados, elasticidades diferentes para cada faixa de renda. Serão analisadas apenas as elasticidades encontradas através do método MCFADDEN, método este que obteve resultados mais significativos e consistentes.

Foi obtida uma elasticidade-preço marginal negativa em todos os casos estimados. Somente para a classe de renda baixa, tem-se uma elasticidade menor que um, sendo maiores as elasticidades para os casos de renda geral e rendas média/alta. A literatura interpreta o primeiro resultado da seguinte forma: quando a elasticidade é menor que um, o preço afeta a quantidade demandada, porém, preços maiores afetam a quantidade demandada por água em uma proporção menor que a variação no preço. Por outro lado, quanto maior o nível de renda do consumidor, maior estará condicionada esta reação a um preço marginal maior, assim como uma elasticidade maior.

Confirmando tal interpretação, as elasticidades aqui obtidas, em módulo, são iguais a 0,1594, 1,4237 e 6,8468, respectivamente para os casos dos usuários de renda baixa, de renda geral e dos de renda média/alta. Portanto, quanto maior a renda da classe, maior a elasticidade obtida. Vale frisar que a elasticidade é baixa (menor que um) apenas para a classe baixa, o que indica que uma baixa elasticidade-preço está implicando uma pequena resposta da quantidade de água demandada às variações no preço.

Quanto às elasticidades maiores obtidas para as outras classes de renda, estas podem ter sido derivadas a partir da tabela progressiva de preços da SANEPAR, onde o valor da conta é calculado em forma de cascata, que impõe um pagamento de subsídio maior para a classe de renda baixa que consome pouca água. Portanto, um preço mais elevado da água incidirá mais sobre a classe de renda com poder aquisitivo maior, provocando diminuição acentuada da quantidade de água demandada por essa classe.

Andrade & Lobão (1996, p.2) fazem o seguinte comentário sobre a cobrança em forma de cascata: "... O pressuposto deste tipo de estrutura tarifária é o de que ela subsidia o consumo do usuário pobre, já que se espera que haja uma associação entre o nível de renda do usuário e o seu consumo de água".

A elasticidade-diferença da demanda residencial por água encontrada é positiva e menor que um, para todas as classes de renda. Os valores encontrados foram: para os consumidores de baixa renda 0,1480; para os de renda geral 0,3229 e para os de renda média/alta 0,3217. Verifica-se que esta elasticidade é menor para os consumidores de baixa renda do que para os usuários que estão na classe média/alta e geral. Isso significa que conforme aumenta a quantidade de água consumida, tende a aumentar o valor desta elasticidade.

A elasticidade-renda obtida é positiva e menor do que 1 em todas as regressões. Tal resultado significa que a renda poderá afetar a quantidade demandada por água dos consumidores residenciais. Tal fato é notado a partir dos coeficientes encontrados: para o caso de renda baixa 0,1749; para os de renda geral 0,5400; e para os de renda média/alta 0,3835. Espera-se que, conforme a renda aumenta, aumenta a quantidade de água demandada. Dessa forma, conclui-se que, quanto maior for o acréscimo da renda do consumidor, maior será a quantidade de água demandada, mas de forma que aumentos nesta renda afetam as quantidades demandadas por água em uma fração bem menor que a variação na renda.

Ao serem comparadas as elasticidades da classe de renda baixa com as da classe alta, verifica-se que a classe baixa obteve elasticidade menor que a alta, comportamento este que deveria ser o inverso, o que indica que quanto maior a renda mais elástica é a quantidade demandada de água.

As estimativas para o coeficiente da variável número de habitantes obtidas não são significativas em todos os modelos, a um nível de significância de 1%. Não obstante, uma análise dessa elasticidade torna-se imprecisa;

A elasticidade-número de cômodos existentes em cada domicílio é positiva em todas as estimativas e menor do que 1 na maioria das vezes. Os resultados foram os seguintes: para a classe de renda baixa 0,1728; para os de renda geral 0,8400; e para os de renda média/alta 1,0960, indicando que sempre que aumenta o número de cômodos, a demanda por água torna-se mais elástica.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A estimativa da função demanda residencial por água, esta, no presente trabalho, é feita utilizando-se uma fonte de dados de consumo de água contendo 400 observações amostrais obtidas, parte em Marchetti & Muller (2001) e parte na SANEPAR. Para evitar confundir efeitos de agregação, este modelo utilizou dados de residências individuais, considerando os clientes individuais da Companhia de Saneamento do Paraná, que pagam seu consumo baseando-se numa tabela progressiva de preços.

Do mesmo modo que Nieswiadomy & Molina (1991), este estudo também examina as reações dos consumidores individuais de água às mudanças de preço sob uma tabela de bloco crescente de consumo.

Dentre as estimativas efetuadas, os resultados que obtiveram coeficientes mais significativos e consistentes foram aqueles conseguidos através do método MCFADDEN. A partir desses resultados, conclui-se que mudanças efetuadas nas tarifas cobradas aos usuários, afetam as quantidades de água demandadas para os três casos de rendas analisados, geral, baixa e média/alta. Ao serem alteradas essas quantidades de água demandadas pelos usuários, também altera-se a receita total da companhia prestadora de serviços e, conseqüentemente, será afetado o custo de produção da companhia, pela redução nas quantidades totais demandadas. Tais afirmativas são confirmadas através do coeficiente do parâmetro do preço marginal,  $\beta_1$  e das elasticidades-preço marginal, que são negativos em todas estimativas; contudo, uma elevação no preço da água poderá vir a diminuir a quantidade de água demandada pelo setor residencial. Porém, a redução da demanda de água será maior para a classe de renda geral e para a classe de renda média/alta do que para a classe de renda baixa.

Além disso, um acréscimo na renda dos consumidores de água aumenta as quantidades de água demandadas por esses, todavia, tal aumento deverá afetar as quantidades demandadas por água em uma porcentagem menor que a variação na renda. De forma semelhante, conforme aumenta o número de cômodos existentes em cada residência, podem também aumentar as quantidades de água demandadas pelos domicílios. Já o número de habitantes residentes nos domicílios pouco poderão influenciar na demanda pelo consumo de água das residências.

Supondo haver certa diferença na demanda residencial por água entre usuários de diferentes níveis de renda, efetuaram-se três estimativas; uma para todas as residências e duas específicas conforme a renda baixa, e a média em conjunto com a alta. Os resultados aqui obtidos são muito importantes, visto que, nos métodos utilizados, a maioria das variáveis explicativas (preço marginal, diferença, renda, número de habitantes) foram significativas e tiveram os sinais esperados.

Torna-se necessário destacar o ótimo resultado das estimativas, uma vez que a endogeneidade na variável de preço da água (preço marginal) foi expurgada via MCFADDEN, acarretando um coeficiente de preço estatisticamente significativo. Esse resultado é bastante semelhante aos resultados de estudos anteriores. Devido ao fato de ser negativo esse coeficiente, os consumidores de água irão reagir a mudanças de preço, inversamente à alteração da quantidade de água demandada por eles.

Conclui-se que a quantidade demanda por água é explicada pelas variáveis preço marginal, diferença intramarginal, renda familiar e número de pessoas residentes, para os casos de rendas analisados (geral, baixa e média/alta). Dessa forma, pode-se afirmar que mudanças efetuadas nas tarifas cobradas aos usuários podem afetar as quantidades de água demandadas por eles. Ao serem alteradas essas quantidades de água demandadas pelos usuários, também poderá ser alterada, em uma fração significativa, a receita total da companhia de saneamento.

Tais afirmativas são confirmadas através da elasticidade-preço marginal, que é negativa em todas as estimativas. São obtidas elasticidades menores que um 0,1594 (valor apresentado em módulo) para as classes de renda baixa; e acima de um 1,4237 e 6,8468 (valor apresentado em módulo), para as classes geral e média/alta, respectivamente. Portanto, um acréscimo no preço da água poderá vir a diminuir a quantidade de água demandada pelo setor residencial; no entanto, esta redução será em uma fração menor que a variação sofrida no preço da água apenas para a classe de renda baixa. Já as classes de renda geral, média e alta sofrerão mais o aumento do preço da água, podendo responder a este acréscimo, alterando suas quantidades de água consumida de forma mais acentuada.

De acordo com o encontrado na maioria dos trabalhos econométricos, os valores para a elasticidade-preço marginal deveriam ser negativos e menores que zero em todas as estimativas. No entanto, neste trabalho encontra-se tal resultado apenas para a classe de renda baixa. Já para as classes de renda geral, média e alta foram obtidas elasticidades negativas, porém maiores que um (em módulo). Tal viés poderá ter sido derivado a partir da tabela progressiva de preços da SANEPAR, onde o valor da conta é calculado em forma de cascata, que impõe um pagamento de subsídio maior para a classe de renda baixa que consome pouca água. Portanto, tal aumento no preço da água incidirá mais sobre a classe de renda mais elevada, provocando diminuição mais acentuada da quantidade de água demandada por essa classe.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARAL; A. M. P. **Consumo total e residencial de água tratada: aplicação de modelos de séries temporais em Piracicaba, SP**. Tese de Doutorado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – Universidade de São Paulo – USP. Ago. 2000, 92 p.

ANDRADE, T. A. et al. Saneamento urbano: a demanda residencial por água. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.25, n.3, p.427-448, 1995.

ANDRADE, T. A. et al. **Estudo da função demanda por serviços de saneamento e estudo da tarifação do consumo residencial**. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. 63 p. (Texto para Discussão, n. 415).

ANDRADE, T. A.; LOBÃO, W. J. de A. **Tarifação social no consumo residencial de água**. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. 59 p. (Texto para Discussão, n. 438).

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **Informação e documentação: Apresentação de citações em documentos: NBR 10520**. Rio de Janeiro, 2001.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **Informação e documentação: Trabalhos acadêmicos, apresentação: NBR 14724**. Rio de Janeiro, 2001.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **Informação e documentação:** Referências - elaboração: NBR 6023. Rio de Janeiro, 2000.

BILLINGS, B. R., AGTHE, D. E. Price elasticities for water: a case of increasing block rates. **Land Economics**, v.56, p.73-84, Feb. 1980

BILLINGS, B. R., AGTHE, D. Price elasticities for water: a case of increasing block rates: reply. **Land Economics**, v.57, p.276-278, May 1981.

BILLINGS, B. R. Specification of block rate variables in demand models. **Land Economics**, v.58, p.386-394, Aug. 1982

CARRERA-FERNANDEZ, J.; MENEZES, W. F. A avaliação contingente e a estimativa da função de demanda por água potável. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n.1, Jan-Mar, 2000, p. 8 – 34.

CHARNEY, A. H., WOODWARD, G. C. A test of consumer demand response to water prices: comment. **Land Economics** , v.60, p.414-416, Nov. 1984.

CHICOINE, D. L., RAMAMURTHY, G. Evidence on the specification of price in the study of domestic water demand. **Land Economics** , v.62, p.26-32, Feb. 1986.

DANIELSON, L.E. Na analysis of residential demand for water using micro time-series data. *Water Resources Research*, v.15, p.763-767, Aug. 1979.

FOSTER Jr., H. S., BEATTIE, B. R. Urban residential demand for water in the United States. **Land Economics**, v.55, p. 43-58, Feb 1979

FOSTER Jr., H. S., BEATTIE, B. R. Urban residential demand for water in the United States: reply. **Land Economics**, v.57, p.257-265, May 1981;

GOTTLIEB, M. Urban domestic demand for water: a Kansas study . **Land Economics** , v.39, p.204-210, May 1963.

GRIFFIN, A. H., MARTIN, W. E. Price elasticities for water: a case of increasing block rates: comment. **Land Economics** , v.57, p.266-275, May 1981

GRIFFIN, A. H., MARTIN, W. E., WADE J. C. Urban residential demand for water in the United States: comment. **Land Economics**, v.57, p.252- 256, May 1981

HAUSMAN, J. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v.46, p.1.251-1.271, 1978.

HEADLEY, C. The relation of family income and use of water for residential and commercial purposes in the San Francisco Oakland Metropolitan area. **Land Economics**, v.39, p. 441-449, Nov. 1963 ; HOWE, C. W.;

HECKMAN J. J. Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system. **Econometrica** , v.46, p.931-959, July 1978.

- LINAWEAVER Jr., F. P. The impact of price on residential water demand and its relation to system design and price structure. **Water Resources Research**, v.3, n.1, p.13-32, 1967;
- MARCHETTI, R. Z.; MULLER, P. H. **Índice SANEPAR de satisfação do consumidor residencial**. Relatório da Pesquisa. Curitiba, 2001. 23p. pte.1 e 2.
- MATTOS, Z.P.B. Uma análise da demanda residencial por água usando diferentes métodos de estimação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v.28, n.1, p. 207-223, jan. 1998.
- MCFADDEN, D. C.; PUIG, C.; KIRSCHNER, D. **Determinants of the long-run demand for electricity**. Washington: Proceedings of the American Statistical Association, 1977. 10 p.
- NIESWIADOMY, M. L.; MOLINA, D. J. Urban water demand estimates under increasing block rates. **Growth and Change**, v.19, p.1-12, Winter 1988.
- NIESWIADOMY, M. L.; MOLINA, D. J. A note on price perception in water demand models. **Land Economics**, v.67. p. 352-592, Aug. 1991.
- OHSFELDT, R. L. Specification of block rate price variables in demand models: comment. **Land Economics** , v.59, p.365-369, Aug. 1983;
- OPALUCH, J. J. Urban residential demand for water in the United States: firther discussion. **Land Economics**, v.58, p.225-227, May 1982.
- OPALUCH, J. J. A test of consumer demand response to water prices: reply . **Land Economics** , v.60, p.417-421, Nov. 1984.
- PARANÁ. Constituição (1967). **Constituição do Estado do Paraná**: decreto n. 3926, de 17 de outubro de 1988. Regulamentos dos Serviços Prestados pela SANEPAR. Curitiba, Paraná. 1988.
- POLZIN, P. E. The especification of price in estudies of consumer demand under block price scheduling: addictional empirical evidence. **Land Economics**, v.60, n. 3, p.306-309, Aug. 1984.
- SCHEFTER, J. E., DAVID, E. L. Estimating residential water demand under multi-part tariffs using aggregate data . **Land Economics** , v.61, p.273-280, Aug. 1985.
- TAYLOR, L. D. The demand for electricity: a survey. **The Bell Journal of Economics**, v.6, p.74-110, Spring 1975; NORDIN, J. A. A proposed modification of Taylor's demand analysis: comment. **The Bell Journal of Economics** , v.7, p.719-721, Autumn 1976.
- TAYLOR, L. D., BLATTENBERGER, G. R., RENNHAACK, R. K. **Residential energy demand in the United States**. Data Resources, Inc., July 1981;
- TERZA, J. V., WELCH, W. P. Estimating demand under block rates: electricity and water. **Land Economics**, v.58, p.181-188, May 1982.

WONG, S.T. A model of municipal water demand: a case study of northeastern Illinois. **Land Economics**. v.48, n.2, p. 181-188, Feb. 1972.