

ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO-LINEARES

José Airton Mendonça de Melo*

Paulo de Melo Jorge Neto**

Este trabalho estima funções de demanda residencial de água considerando o esquema de tarifas progressivas em blocos praticado pelas companhias de saneamento básico. A progressividade da tarifa, ainda que preserve a convexidade do conjunto orçamentário, induz o agrupamento das observações nos limites dos blocos e torna o preço uma variável dependente da quantidade consumida. Uma vez que tal problema está associado à violação da hipótese clássica de exogeneidade, utiliza-se, para solucionar esse problema, o modelo de escolha contínua/discreta proposto por Moffitt (1986). Conclui-se que a elasticidade-preço da demanda de água é aproximadamente unitária, sendo preço marginal e renda as variáveis mais relevantes do modelo.

1 INTRODUÇÃO

A estimação de uma função de demanda de água reveste-se de significativa importância para a implementação de políticas voltadas para a regulação, a modernização e a 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 ao revelar a sensibilidade do consumidor frente à variação de preço ou de 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 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 inseridas na função, especialmente quanto ao efeito renda no consumo futuro de água.

Uma função de demanda de água 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 avaliação estaria na concepção de políticas de subsídios de preços para os estratos da população com menor poder aquisitivo, de forma que somente aqueles dispostos a pagar abaixo do custo médio de provisão da água deveriam ser beneficiados por subsídios.

* Técnico do Banco do Nordeste e doutor em Economia pela Caen/UFC.

** Professor da Caen/UFC e Ph.D. em Economia pela Universidade de Illinois.

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

a) Hanke e Mare (1978), que, empregando dados de séries temporais para a cidade de Malmo, Suécia, estimaram um amplo intervalo de elasticidade-preço, entre $-0,01$ e $-6,71$;

b) Nieswiadomy e Molina (1989), empregando a técnica desenvolvida no estudo de McFadden, Puig e Kirschner (1977) – técnica que utiliza variáveis instrumentais para contornar o problema do sinal na elasticidade-preço da demanda e que passou a ser chamada de método McFadden –, estimaram um intervalo para a elasticidade-preço entre $-0,36$ e $-0,86$. A base de dados foi para a cidade de Denton, Texas, Estados Unidos, e representava um *cross section* mensal, com 101 consumidores residenciais em dois períodos: 1976 a 1980, para consumidores com tarifas em bloco decrescente; e 1981 a 1985, para consumidores com tarifas em bloco crescente;

c) Hewitt e Hanemann (1995), utilizando-se da base de dados de Nieswiadomy e Molina, mas empregando o modelo de Burtless e Hausman (1978), chegaram a um intervalo de elasticidade-preço entre $-1,57$ e $-1,63$; e

d) Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997) utilizaram 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 (5×10^{-7}).

No Brasil, o primeiro estudo de estimação de demanda residencial de água – considerando o problema da precificação em bloco – de que se tem conhecimento é o de Andrade *et al.* (1995). O estudo emprega o método McFadden e utiliza uma base de dados de 1986 da Companhia de Saneamento do Paraná (Sanepar) para 27 municípios do estado, totalizando 5.417 economias (unidades de consumo). A elasticidade-preço média da demanda de água foi estimada de acordo com a classe de renda do domicílio, com um valor médio da ordem de $-0,2404$, de um intervalo que variava de $-0,1652$ a $-0,6247$.

Em 1997, o Banco do Nordeste do Brasil (BNB) divulgou o denominado “Estudo de demanda de água do Nordeste e atualização dos índices de custo-eficiência de projetos de esgotamento sanitário”, objetivando assim subsidiar o dimensionamento e a viabilidade econômica de projetos de saneamento básico na região Nordeste. Consta desse estudo um leque de funções de demanda de água, estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e diferenciadas por duas variáveis *dummies*, uma representando a região do semi-árido e a outra, os domicílios com e sem rede pública de esgoto, sendo comum para ambas as regiões o valor estimado da elasticidade-preço da demanda de $-0,55$, e ligeiramente diferentes

nas elasticidades-renda: 0,21 para a região do semi-árido e 0,24 para fora dessa região. Nesse estudo, o sinal esperado da variável preço não foi afetado pelo problema da progressividade das tarifas porque a base de dados utilizada contemplava diversas fontes de abastecimento, com cerca de 50% das observações extraídas de fontes alternativas à rede pública de água, as quais não contemplam tarifas progressivas.

Seguindo a metodologia adotada por Andrade *et al.*, há registro na literatura nacional de dois outros estudos publicados posteriormente sobre estimações de demanda de água residencial, a saber:

a) O estudo de Mattos (1998), que emprega, além do método McFadden, duas técnicas alternativas denominadas: *i*) o método da variável instrumental, desenvolvido por Deller, Chicoine e Ramammurthy, *apud* Mattos (1998, p. 213); e *ii*) o método dos mínimos quadrados em dois estágios, utilizado por Wilder e Sillenborg, *apud* Mattos (1998, p. 215). Com uma base de dados mensais, da cidade de Piracicaba, em São Paulo, para os anos de 1993, 1994 e 1995, o estudo estimou em -0,25 a elasticidade-preço pelo método McFadden e em -0,21 e -0,19 respectivamente, pelos métodos (*i*) e (*ii*) acima mencionados; e

b) Pizaia, Machado e Jungles (2002) também desenvolveram um estudo que emprega os mesmos métodos utilizados por Mattos e ainda o dos MQO. Com uma amostra de 400 observações para o município de Londrina, no Paraná, e empregando o consumo residencial médio de um período de 24 meses – de janeiro de 1999 a dezembro de 2001 – como variável dependente, o estudo buscou se diferenciar ao apresentar os resultados por classes de renda; no entanto, muitos dos coeficientes estimados para a variável preço resultaram positivos. Mais ainda, alegando a impossibilidade de empregar o modelo funcional log-log, o estudo não apresentou qualquer estimativa referente às elasticidades.

O estudo busca então 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 adotado pelas companhias de saneamento básico. Essa progressividade por faixas de consumo incentiva a formação de agrupamentos das observações em torno dos limites dessas faixas e ainda torna o preço uma variável dependente da quantidade consumida, implicando naturalmente uma violação à hipótese clássica de exogeneidade das variáveis independentes, assumida pelo método dos MQO.

Para tanto, será utilizado o modelo de dois erros que, embora considerado mais complexo, é mais apropriado para lidar com o problema da não-linearidade das restrições orçamentárias, causado pela progressividade das tarifas. Originalmente desenvolvido por Burtless e Hausman (1978), o método foi aperfeiçoado por Moffitt (1986) e passou a ser denominado modelo de escolha contínua/discreta. Além do

mais, emprega-se neste estudo uma base de dados de alcance regional, desenvolvida em 1996 pelo BNB, e cuja abrangência espacial é pioneira no país.

O trabalho é então composto por cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção refere-se ao modelo teórico geral da função de demanda sob a ótica da precificação em bloco, começando com os problemas decorrentes da aplicação direta do método dos MQO e encerrando-se com um resumo do método econométrico de máxima verossimilhança, apropriado ao presente contexto. A terceira refere-se à descrição estatística da base de dados utilizada no estudo. Na quarta seção, constam os resultados, acompanhados por uma análise econométrica sobre os parâmetros estimados. Na última, conclui-se o estudo.

2 A FUNÇÃO DE 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, nessa 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 1 ilustra os preços médios apurados pela amostra do estudo do BNB (1997) para as primeiras cinco faixas de consumo mais comuns entre as companhias.

Esse esquema de discriminação de preços por faixa de consumo implica restrições orçamentárias não-lineares, que, por sua vez, invalidam o procedimento de derivação da demanda em sua forma convencional. Ignorar essa discriminação na estimação de uma função consumo resulta, segundo Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997), nas seguintes consequências:

a) a estimação do parâmetro elasticidade-preço com sinal positivo, ao contrário do teoricamente esperado para um bem não inferior;

b) a estimação por 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; e

TABELA 1

Preço médio ponderado e faixas de consumo comumente utilizadas pelas companhias de saneamento – 1996

Faixa (m ³)	Até 10 ^a	10-15	16-20	21-30	Acima de 30
Preço (R\$/m ³)	4,40	0,58	0,75	0,83	1,01

Fonte: BNB (1997).

^a Nessa faixa, cobra-se uma tarifa fixa, independentemente do nível de consumo.

c) 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 em torno da escolha da variável relevante para representar o preço desse bem: se custo marginal ou se custo médio de provisão desse custo marginal. Graças aos argumentos persuasivos de Howe e Linaweaver (1967), *apud* Hewitt e Hanemann (1995), a partir de então o custo marginal passou a ser empregado 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* Hewitt e Hanemann (1995), sobre a 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 nas variáveis preço, quantidade e diferença, foram empregadas as técnicas das variáveis instrumentais e de mínimos quadrados em dois e três estágios. Os estudos de Opaluch (1982; 1984), Shin (1985) e Nieswiadomy e Molina (1989) são os exemplos mais citados na literatura internacional que passaram a adotar a variável diferença na especificação do modelo e as mencionadas técnicas.

No Brasil, o estudo de Andrade *et al.* (1995) foi o primeiro a utilizar aquela variável na estimação de demanda de água, aplicando-se, contudo, o método McFadden, correspondente a uma variação do método das variáveis instrumentais, empregado até então para resolver o problema do viés de simultaneidade causado pela tarifação em bloco.

Outro método mencionado na literatura para lidar com o problema da não-linearidade consiste em, primeiramente, proceder à linearização das restrições orçamentárias para só então aplicar a técnica dos MQO. 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 o método dos MQO. Ainda assim esse 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 originalmente 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 2.1, o emprego desse 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.

Conforme assinala Moffitt (1990, nota de rodapé 3), a heterogeneidade das preferências está presente também no problema com restrições lineares, refletindo diferenças de funções de utilidade e demanda entre os consumidores. No caso linear, contudo, admite-se que a elasticidade-preço e a elasticidade-renda são as mesmas para todos os consumidores, de forma que a referida heterogeneidade afeta somente o nível, e não os coeficientes da função de demanda.

Finalmente, deve-se 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.

2.1 O problema do consumidor

Para simplificar, supõe-se que o problema do consumidor se resume a dois bens, x e m , e que um dos bens em questão, o x (água), tenha preços diferenciados para apenas duas faixas de consumo, digamos as faixas de 0 a 10 e de 11 a 15 m³/mês. Normalizando-se o preço do bem m em 1, tem-se que o consumidor deseja maximizar $U(.)$ sujeito à seguinte restrição orçamentária não-linear em x :

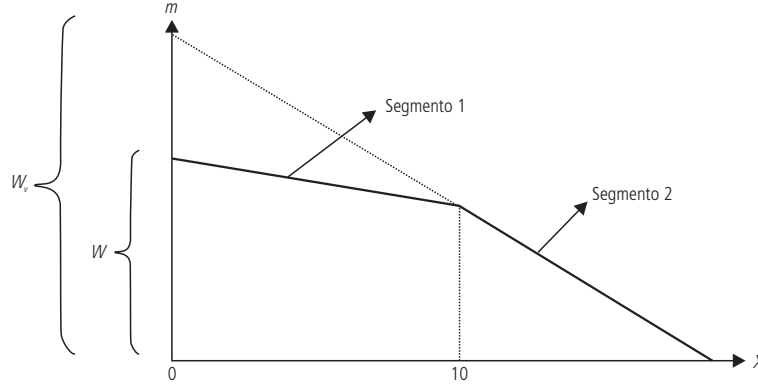
$$kp_1 + \max(x - k, 0)p_2 + m \leq w \quad (1)$$

onde k representa 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, e p e w representam, respectivamente, o preço do bem e a renda do consumidor. Assume-se que o bem x seja normal, porém o seu preço em um regime de tarifação em bloco é dado por:

$$\begin{aligned} p(x) &= p_1 \quad \text{se } x \leq k \\ p(x) &= p_2 \quad \text{se } x > k \end{aligned}$$

A ilustração do conjunto orçamentário no problema (1), com $p_2 > p_1$, pode ser vista no gráfico 1, com o eixo das abscissas representando a quantidade do bem

GRÁFICO 1

Conjunto orçamentário de um consumidor que enfrenta preços crescentes em bloco

em questão, x , e no eixo das ordenadas, o montante demandado do outro bem, m .

Com isso, a expressão (1) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} kp_1 + m &\leq w & \text{se } x \leq k \\ p_2x + m &\leq w + k(p_2 - p_1) = w_v & \text{se } x > k \end{aligned} \quad (2)$$

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 do gráfico 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 de demanda padrão, tal que a demanda do bem x agora é dada por:

$$\begin{aligned} g(p_1, w) &\text{ se } g(p_1, w) \leq k \text{ e } u_I(w, p_1) > u_I(w_v, p_2) \\ g(p_2, w_v) &\text{ se } g(p_2, w) > k \text{ e } u_I(w_v, p_2) > u_I(w, p_1) \\ k &\text{ se diferente} \end{aligned} \quad (3)$$

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

$$\begin{aligned} x &= d_1 g(p_1, w) + d_2 g(p_2, w_v) + (1 - d_1 - d_2)k \\ d_1 &= I\{k > g(p_1, w)\} \\ d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v)\} \end{aligned} \quad (4)$$

com $I\{\cdot\}$ representando 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 em w na expressão (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:

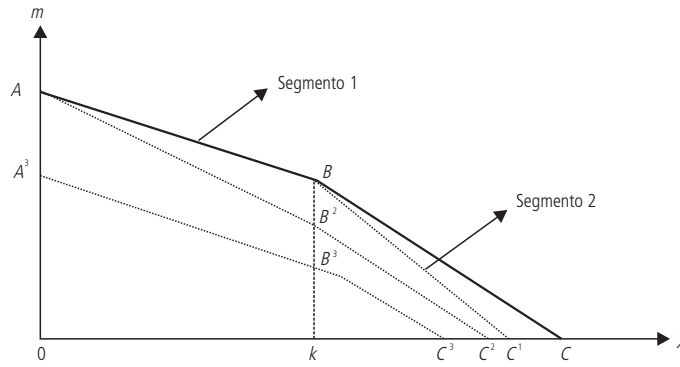
$$\begin{aligned} \partial x / \partial p_1 &= d_1 g_1(p_1, w) - d_2 g_2(p_2, w_v)k \leq 0 \\ \partial x / \partial p_2 &= d_2 [g_1(p_2, w_v) + g_2(p_2, w_v)k] \leq 0 \\ \partial x / \partial w &= d_1 g_2(p_2, w) + d_2 g_2(p_2, w_v) \geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

tal que o subíndice i ($i = 1, 2$) em $g_i(\cdot)$ expressa a derivada dessa função com respeito ao primeiro ou ao segundo argumento. O que diferencia as condições em (5) daquelas obtidas por uma função de demanda linear ordinária é a possibilidade de um efeito nulo sobre x por uma variação em p_1, p_2 ou em w sempre que x for igual a k , ou seja, $d_1 = d_2 = 0$.

Uma compreensão gráfica das condições (5) é dada no gráfico da restrição orçamentária apresentado por Moffitt (1986, p. 319) reproduzido no gráfico 2 para o presente contexto, com o preço do bem x diferenciado por faixas de consumo.

O gráfico 2 ilustra os efeitos de variações em p_1, p_2 e w . Inicialmente a área correspondente ao conjunto orçamentário é definida pelos pontos $0ABC$. Quando ocorre uma variação positiva em p_1 , $dp_1 > 0$, a área se reduz a $0AB^2C^2$. Com $dp_2 > 0$, a área se restringe a $0ABC^1$, enquanto 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 pode escolher uma alocação no ponto de quina (k), enquanto 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.

GRÁFICO 2

Variações na restrição orçamentária**2.2 A especificação econométrica do modelo de preços em bloco**

Considerando-se 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:

$$\begin{aligned}
 x &= d_1 g[(p_1, w) + \eta] + d_2 g[(p_2, w_v) + \eta] + (1 - d_1 - d_2)k + \varepsilon \\
 d_1 &= I\{k > g(p_1, w) + \eta\} \\
 d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v) + \eta\}
 \end{aligned} \tag{6}$$

onde o termo estocástico η foi acrescentado para levar em consideração a heterogeneidade nas preferências do consumidor, ou seja, para representar, como já assinalado, diferenças nas funções de utilidade e de demanda entre indivíduos para uma dada especificação de família de funções. Enquanto ε é o tradicional erro de medição ou omissão das variáveis explicativas, ou ainda de otimização do modelo, no sentido de que a unidade de consumo toma a decisão para maximizar sua utilidade ao consumir um nível particular de x sob pleno conhecimento das preferências, mas o nível real ou observado pode diferir. Portanto, ε surge subsequentemente ao erro da heterogeneidade das preferências. Ambos os termos residuais 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 (6) também pode ser especificada em termos de logaritmos desde que seja apresentada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} x &= [d_1 g(p_1, w) e^\eta + d_2 g(p_2, w_v) e^\eta + (1 - d_1 - d_2) k] e^\varepsilon \\ d_1 &= I\{k > g(p_1, w) e^\eta\} \\ d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v) e^\eta\} \end{aligned} \quad (7)$$

Aplicando o logaritmo à primeira equação em (7), tem-se:

$$\begin{aligned} \log(x) &= \log[d_1 g(p_1, w) e^\eta + d_2 g(p_2, w_v) e^\eta + \\ &\quad + (1 - d_1 - d_2) k] + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

Lembrando-se 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 0. Então, substituindo na equação (6) os termos x , k e $(.)$ pelos seus valores expressos em log, obtém-se:

$$\begin{aligned} \log(x) &= d_1 \{\log[g(p_1, w)] + \eta\} + d_2 \{\log[g(p_2, w_v)] + \eta\} + \\ &\quad + (1 - d_1 - d_2) \log(k) + \varepsilon \\ d_1 &= I\{\log(k) > \log[g(p_1, w)] + \eta\} \\ d_2 &= I\{\log(k) < \log[g(p_2, w_v)] + \eta\} \end{aligned} \quad (9)$$

A equação $x = k$ em (6) ou $\log(x) = \log(k)$ em (9), ignorando-se o termo ε , ocorrerá sempre que d_1 e d_2 forem ambos 0. É com essa possibilidade que o modelo de Burtless e Hausman difere das outras técnicas, ao permitir uma flexibilidade para o caso de os valores observados do consumo de água se concentrarem em torno dos pontos de descontinuidades.

Finalmente, para estimar por máxima verossimilhança a especificação estocástica com dois erros dada em (9), faz-se necessário derivar a função de log-verossimilhança, o que pressupõe conhecimento sobre as distribuições $f_{\varepsilon, \eta}(\eta, \varepsilon)$ e

$g_{\eta + \varepsilon, \varepsilon}(\eta + \varepsilon, \varepsilon)$. E como a $cov(\eta, \varepsilon) = 0$, então, $f_{\varepsilon, \eta}(\varepsilon, \eta) = f_{\varepsilon}(\varepsilon) \cdot f_{\eta}(\eta)$. 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 de demanda com dois termos de erros, o de mensuração ou maximização e o de heterogeneidade das preferências.

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

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

De forma que:

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

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

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

de quina, tal que:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = \sum_{tudo} \log \left\{ \frac{\exp(-w_1^2/2)}{\sigma_v} \Phi(r_1) + \frac{\exp(-u^2/2)}{\sigma_{\varepsilon}} [\Phi(t_2) - \Phi(t_1)] + \right. \\ \left. + \frac{\exp(-w_2^2/2)}{\sigma_v} [1 - \Phi(r_2)] \right\} \end{aligned} \quad (10)$$

Assim,

$\text{Log}L$ representa a função de log-verossimilhança;

$$v = \eta + e;$$

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

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

$$t_j = (\log k - \log \tilde{x}_j) / \sigma_\eta \text{ (número de faixas de consumo)};$$

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

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

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

$$\sigma_v = \sqrt{\sigma_\epsilon^2 + \sigma_\eta^2}; \text{ e}$$

$$\rho = \sigma_\eta / \sigma_v$$

A somatória na expressão (10) é sobre todas as observações, sendo Φ a função de distribuição acumulada normal padrão. A ausência do termo $(2\pi)^{-1/2}$ nessa expressão para a função de densidade de probabilidade é em função de esse termo não afetar o resultado da maximização da função de verossimilhança.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

3.1 A fonte dos dados

Os dados empregados neste estudo correspondem à subamostra do consumo de água residencial por rede pública de abastecimento. Essa subamostra integra o já mencionado estudo do BNB (1997), que estimou uma série de funções de demanda residencial de água e de índices de custo-eficiência para projetos de esgotamento sanitário na região Nordeste, destinado a proporcionar parâmetros para o dimensionamento e a avaliação econômica de projetos de saneamento nessa região.

Os trabalhos de coleta de dados do estudo do BNB foram realizados no final de 1996 e contemplam uma amostra de 824 questionários, sendo 486 aplicados em domicílios ligados à rede pública e os outros 328 em domicílios abastecidos por carro-pipa, poço com bomba, busca e compra. O questionário abrange 62 perguntas, incluindo, além da quantidade e dos tipos de fontes de consumo, a caracterização física dos domicílios, a renda, a escolaridade, o número dos moradores no domicílio, a ocorrência de doenças e a infra-estrutura pública existente no domicílio.

O plano amostral da pesquisa segmentou os municípios do Nordeste e do norte do Estado de Minas Gerais em quatro estratos a partir de dados socioeconômicos extraídos do Censo Demográfico de 1991. Posteriormente, foi calculado o tamanho da amostra com base na 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 regionalização fisiográfica que classificava os municípios dentro e fora do semi-árido nordestino.

A tabela 2 ilustra o número de entrevistas realizadas por municípios e por área de abastecimento.

TABELA 2

Número de entrevistas por municípios e área pesquisada

Município	Entrevistas em área		Total
	Rede pública	Outras fontes	
Santa Inês (MA)	8	8	16
Presidente Dutra (MA)	8	8	16
São Bernardo (MA)	26	25	51
São Luís (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 Antônio 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
Total	486	338	824

Fonte: BNB (1997).

3.2 Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

As estatísticas descritivas para as variáveis socioeconômicas utilizadas e que se mostraram relevantes na especificação da função de demanda residencial de água estão apresentadas na tabela 3.

TABELA 3
Estatísticas descritivas das variáveis explicativas empregadas

Estatística	Preço médio (R\$/m³)	Preço marginal (R\$/m³)	Renda (R\$/ familiar/mês	Tempo de moradia (anos)	Número de cômodos do domicílio	Idade do chefe de domicílio (anos)
Média	0,65	0,58	721,12	16,58	5,37	17,72
Máximo	1,01	2,29	6.000,00	75,00	16,00	88,00
Mínimo	0,44	0,00	40,00	1,00	2,00	0,60
Desvio-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	0,000	2,8E-05	0,000	0,000	0,000	0,000
Número de observações	486	486	486	486	486	486

Fonte: Elaboração do autor.

Em relação às variáveis relacionadas na tabela 3 fazem-se as seguintes considerações:

a) O preço médio do metro cúbico de água foi obtido pela divisão do valor da conta mensal de água pelo número de metros cúbicos consumidos de água, enquanto o preço marginal do metro cúbico de água corresponde ao valor da tarifa na última faixa de consumo, também em reais/metro cúbico. Teoricamente a correlação esperada entre consumo e preço é negativa.

b) A renda corresponde à renda familiar mensal do domicílio, em reais/mês. Para um bem normal, espera-se uma correlação positiva entre renda e consumo de um bem.

c) O tempo de moradia, expresso em número de anos, é computado desde a data em que o morador passou a ocupar o domicílio. Essa variável pode representar 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 uma correlação positiva com o consumo de água.

d) O número de cômodos pode ser interpretado tanto como uma variável *proxy* do número de pessoas na família como também um indicador de riqueza, portanto apresenta uma correlação positiva com o consumo de água.

e) 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 o chefe domiciliar envelhece, cresce o número de membros no domicílio. Portanto, espera-se uma correlação positiva entre idade e consumo de água.

Como afirmado anteriormente, sempre que um bem é tarifado em bloco, o preço do mesmo se torna uma variável endógena, o que viola o suposto de exogeneidade das variáveis explicativas de uma função de demanda no modelo clássico de regressão. Outro problema decorrente desse sistema de tarifação é o agrupamento de observações em torno dos pontos de mudança de faixas de consumo. A tabela 4 confirma esse problema ao mostrar a preponderância relativa das escolhas dos consumidores nos pontos de quina da amostra utilizada neste estudo.

Observa-se na tabela 4 que, entre os 163 consumidores situados na faixa de consumo mensal de água até 10 m³, 105 se localizam no extremo superior da faixa, e comportamento idêntico se verifica nas faixas seguintes, que têm como extremos superiores os pontos, 15, 20 e 30.

TABELA 4

Distribuição da variável consumo por faixa de consumo

Faixa de consumo (m ³)	Quantidade de domicílios	Frequência relativa (%)	Frequência acumulada (%)
$0,6 \leq x < 10$	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
$30 > x \geq 88$	51	10,49	100,00
Total	486	100,00	100,00

Fonte: Elaboração do autor.

4 RESULTADOS**4.1 Resultados da estimação pelo método dos mínimos quadrados ordinários**

Busca-se, com este primeiro resultado, apenas ilustrar uma das inconsistências do emprego do método dos MQO na estimação de funções de demanda em contexto de tarifas não-lineares, ou seja, a inversão do sinal teoricamente esperado numa relação preço-quantidade. Para isso, foi estimado um modelo de regressão linear da demanda de água em função do preço marginal da água e da renda domiciliar na forma funcional log-log com o emprego dos pacotes estatísticos Eviews e SPSS.

O resultado dessa regressão está ilustrado na tabela 5. Em que pese o alto grau de ajustamento do modelo, medido pelo R^2 ajustado em 82,1%, e da relevância estatística das variáveis explicativas, demonstrada pela estatística-t, o sinal

TABELA 5

Estimativas da função de demanda de água pelo método dos mínimos quadrados ordinários

Estatística	Constante	Preço marginal da água	Renda do domicílio
Coefficiente	3,579	2,176	0,035
Erro-padrão	0,023	0,051	0,013
Estatística-t	157,082	42,359	2,826
R^2		0,818	
R^2 ajustado		0,821	
Variável dependente: log do consumo de água por rede pública			

Fonte: Elaboração do autor.

da estimativa do coeficiente da variável preço, no caso a elasticidade-preço da demanda, resultou positivo, em 2,176, em contradição direta com o sinal negativo, esperado para essa relação.

4.2 Resultados da estimação pelo método de Burtless e Hausman

Para chegar aos resultados, empregando o método Burtless e Hausman, faz-se necessário adicionar os seguintes esclarecimentos:

a) 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 consumo empregadas pelas companhias de água mencionadas na tabela 1.

b) A variável renda foi substituída pela variável renda virtual, w_v , dada por $w_{vi} = w_i + k_{ij}(p_{ij} + 1 - p_{ij})$, onde i indexa a observação e j , as faixas de consumo consideradas no estudo, em conformidade com o que foi especificado na seção 2 deste estudo.

c) Além da renda virtual, foram geradas séries de preços considerando-se o valor médio da conta (preço médio da água) e o preço marginal por segmento de consumo. Com o emprego deste último, a amostra se reduziu a quatro segmentos, dado que a primeira faixa de consumo (0 a 10 m³) apresenta custo marginal nulo (tarifa fixa).¹

d) A preparação e a descrição estatística da base de dados foram processadas predominantemente através do pacote estatístico SPSS. Enquanto os modelos de regressão foram estimados pelo pacote Eviews (máxima verossimilhança, método Marquardt), utilizando-se dos recursos *program* e *maximum likelihood object*.²

e) Os valores iniciais dos parâmetros requeridos pelo método de máxima verossimilhança foram extraídos do modelo dos MQO, constantes na tabela 5, exceto aqueles referentes à variável preço, devido ao problema de inversão do sinal obtido, e ao erro de heterogeneidade, que não é estimado por MQO. Sendo -0,802 e 0,370, respectivamente, os valores por *tatonement* da elasticidade-preço e da heterogeneidade das preferências postulados para o processamento de maximização da função de verossimilhança empregada.

f) Com exceção da variável *dummy*, todas as demais foram expressas pelos seus logaritmos naturais.

1. Além das 163 observações que integravam a faixa de consumo com custo marginal nulo, foi excluído um *outlier*, no valor de 88 m³, por destoar significativamente dos demais valores.

2. O leitor interessado em conhecer a sequência dos comandos utilizados no estudo para a regressão por máxima verossimilhança no Eviews pode solicitá-la através do e-mail jamendoza@uol.com.br.

Os resultados principais da estimação da função de demanda de água residencial, empregando o modelo de escolha discreta/contínua de Burtless e Hausman com dois erros, estão apresentados nas tabelas 6 e 7, sucedidos por uma análise sobre os resultados obtidos.

A tabela 6 é a reprodução do relatório de saída para as melhores estimativas dos parâmetros de regressão empregando-se o método de Burtless e Hausman, aqui denominado modelo I.

A adição de outras variáveis explicativas, como o número de pessoas ou o número de cômodos no domicílio, na especificação funcional do modelo I não foi possível porque os resultados das estatísticas-z não somente as invalidavam, enquanto variáveis explanatórias, como também terminavam por invalidar, em algumas simulações, as variáveis teoricamente mais relevantes no modelo: o preço marginal e a renda virtual. Um resultado provavelmente decorrente da alta correlação entre a renda e o número de cômodos ou entre este e o número de pessoas, verificada nas simulações descartadas dos resultados da tabela 1, de MQO, por meio dos critérios *stepwise* de seleção de variáveis do pacote econométrico SPSS.

Também não se logrou êxito com a introdução no modelo I de uma variável *dummy* a mais – que valia 1 quando o domicílio estava ligado à rede de esgoto, e 0 para os demais casos –, com o objetivo de capturar a restrição de consumo imposta pela ausência de esgotamento no domicílio. A adição da variável impediu o processamento de maximização da função de verossimilhança no pacote Eviews.

TABELA 6

Estimação da função de demanda de água: modelo I – função com intercepto

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
<i>Dummy</i> semi-árido	-0,045420	0,039405	-1,152637	0,2491
Erro de heterogeneidade	-0,071721	0,044732	-1,603366	0,1089
Erro de especificação	0,188387	0,027855	6,763093	0,0000
Log-verossimilhança	-688.5904	Critério de Info Akaike		4,314226
Log-verossimilhança média	-2,138479	Critério de Schwarz		4,384559
Número de coeficientes	6	Critério de Hannan-Quinn		4,342305

Fonte: Elaboração do autor.

Na tabela 7, ilustram-se os resultados da estimação para o modelo funcional sem intercepto, o modelo II. Essa nova especificação foi intencional e possibilitou a convergência do processo de maximização da função de máxima verossimilhança com até três variáveis socioeconômicas adicionais: número de cômodos, tempo de moradia e a idade do chefe domiciliar, esta última tomada ao quadrado. Mas novamente não foi possível introduzir o número de pessoas no domicílio como variável explicativa do modelo por também impedir o processo de maximização da função, possivelmente pela dada correlação dessa variável com o número de cômodos.

Embora se reconheçam os problemas decorrentes da regressão sem intercepto,³ empregada no modelo II, assinala Gujarati (2000, p. 149) que “às vezes, a teoria subjacente impõe a ausência do termo do intercepto no modelo”. Além do modelo de precificação de ativos de capital – Capital Asset Price Model (CAPM) –, o autor cita como exemplo que pode se apropriar do modelo de intercepto zero a hipótese de Milton Friedman de renda permanente segundo a qual o consumo permanente é proporcional à renda permanente. Hipótese similar ocorre com o emprego da variação do excedente do consumidor como *proxy* da variação compensadora, em análise de viabilidade econômica de projetos de abastecimento de água. A fim de não limitar a disponibilidade a pagar do consumidor para um

TABELA 7

Estimação da função de demanda de água: modelo II – função sem intercepto

Variáveis	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-z	Probabilidade
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
Número de cômodos	0,216384	0,113775	1,901860	0,0572
Erro de heterogeneidade	-0,175961	0,102665	-1,713939	0,0865
Erro de especificação	-0,244876	0,059049	-4,147000	0,0000
Log-verossimilhança	-273,0000	Critério de Info Akaike		-1,652174
Log-verossimilhança média	0,847826	Critério de Schwarz		-1,570118
Número de coeficientes	7	Critério de Hannan-Quinn		-1,619415

Fonte: Elaboração do autor.

3. Os problemas mais comuns em regressão pela origem são: a) erro de especificação, caso o verdadeiro modelo contemple intercepto; e b) não comparabilidade do coeficiente de determinação convencional do modelo com intercepto, com o R^2 bruto, possível de ser utilizado em regressão pela origem.

bem essencial à vida, costuma-se empregar nessa análise a função de demanda de água sem o intercepto.⁴

Em termos de significância das variáveis explanatórias, as estatísticas-*z* revelam que apenas as variáveis *dummy* para o semi-árido, na tabela 6, e tempo de moradia, na tabela 7, não se mostraram individualmente relevantes no modelo, uma vez que os valores calculados de *z* não permitem a rejeição da hipótese nula sobre os coeficientes estimados dessas duas variáveis, considerando-se os níveis de significância de até 10%.

Em ambos os modelos, a hipótese nula sobre o parâmetro erro de heterogeneidade das preferências do consumidor somente pode ser rejeitada para níveis de significância relativamente altos, 10,9% no primeiro caso e 8,6% no segundo. Em outras palavras, com níveis de significância abaixo desses patamares, usualmente 5%, não se verificam diferenças significativas entre as funções de utilidade dos consumidores estudados, o que fortalece o argumento de que tais diferenças afetam apenas o nível e não a inclinação da função estimada.

Quanto ao erro de especificação, rejeita-se, em ambos os modelos, a hipótese nula para o valor médio do parâmetro estimado, ou seja, mesmo que a unidade de consumo tenha pleno conhecimento das preferências, ao maximizar sua função de utilidade, ainda pode haver, como esperado, erro de omissão de variáveis ou ainda de medição, decorrente, por exemplo, de diferença entre o consumo observado e o efetivamente realizado.

Em termos da magnitude da elasticidade-preço da demanda, ambas as regressões chegam a um valor modular próximo da unidade, de $-1,0078$ no modelo I e $-0,9597$ no II. Portanto, um valor modular acima tanto do intervalo obtido por Nieswiadomy e Molina (1989), de $[-0,9; -0,3]$, quanto do obtido por Andrade *et al.* (1995), de $[-0,6247; -0,1652]$, estudos nos quais empregaram variáveis instrumentais como métodos de estimação. Mas a magnitude dos valores aqui estimados encontra-se, contudo, abaixo daquela obtida por estudos que utilizaram o mesmo método de máxima verossimilhança empregado. Lembrando que Hewitt e Hanemann (1995) estimaram entre $-1,63$ e $-1,57$ o intervalo da elasticidade-preço, enquanto o valor médio obtido por Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997) foi de $-1,28$.

Diferentemente dos resultados aproximados obtidos na elasticidade-preço, os valores estimados nos dois modelos para a elasticidade-renda divergiram um do outro: $0,08129$ no modelo I e $0,15102$ no II. Cabe assinalar que esses valores excedem o intervalo estimado por Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997), de

4. No manual do Simulador de Obras Públicas (Simop), um guia do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), essa recomendação é atendida com o emprego da curva de demanda com elasticidade-preço constante, tipo III.

[0,046; 0,052], mas estão abaixo do valor estimado por Hewitt e Hanemann (1995), de 0,18.

Conforme Moffitt (1986, p. 326), a razão entre a variância estimada do termo residual da heterogeneidade e a do erro de mensuração fornece um indicativo do grau de agrupamentos das observações em determinados pontos de uma base de dados. Para esse fim, foi realizada uma nova simulação, a partir do modelo I, em que a variável preço marginal foi substituída pelo preço médio. Retoma-se com isso a faixa de consumo de até 10 m³ da base de dados, na qual 21,6% das suas observações situam-se nesse limite, conforme mostrado na tabela 4. O valor dessa razão para essa nova simulação foi calculado em 14,68, confirmando-se o acentuado grau de agrupamento dos dados no presente estudo. Para os resultados dos modelos I e II, os valores obtidos para essa razão foram, respectivamente, de 2,58 [= (0,044732/0,027855)²] e 3,02 [= (0,102665/0,059049)²], indicando ainda a presença de agrupamentos, quando comparados com os valores catalogados por Moffitt (1986, p. 325, tabela 1), que variam de 1,2 a pouco acima de 10.

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

a) A convergência no modelo foi alcançada após a quinta interação no modelo I e após a quinquagésima no modelo II, com as contribuições de cada observação somando -688,59 no modelo I e -273 no modelo II. Empregou-se o algoritmo de Marquardt (configuração padrão do Eviews) para a maximização da função de log-verossimilhança.

b) A 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).

5 CONCLUSÕES

Neste estudo, foi utilizada 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 agrupamentos (*clusterings*) de observações em torno dos limites das faixas de consumo. Essa tendência foi observada 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). Tal comportamento pode ser explicado como uma estratégia do consumidor de evitar pagar sua alocação de consumo pelo preço maior da faixa subsequente, muito embora a conta de água seja calculada pelo somatório dos custos do consumo de cada faixa, exceto na primeira faixa (até 10 m³), 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, quanto em termos de inversão do sinal negativo esperado para o parâmetro elasticidade-preço. Isso foi claramente constatado no presente estudo, cuja aplicação direta daquele método resultou numa elasticidade-preço da demanda positiva de 2,176.

A solução apropriada para enfrentar estruturas de preços em bloco veio com o sofisticado método desenvolvido por Burtless e Hausman (1978). Ao empregar a técnica de estimação por máxima verossimilhança, esses autores construíram um modelo de escolha contínua/discreta suficientemente flexível para suportar agrupamentos de observações. Para tanto, o método adiciona em sua especificação estocástica dois termos residuais, um representando o tradicional erro de mensuração (ou de especificação) e o outro para levar em conta a heterogeneidade das preferências dos consumidores, explicada 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 em estudos internacionais que empregaram o referido modelo, os quais têm se mostrado notadamente acima dos intervalos estimados nos estudos que utilizaram o método das variáveis instrumentais.

Ainda que não se tenha logrado êxito na estimação da elasticidade-preço da demanda como função da renda, o valor unitário obtido para esse parâmetro proporciona uma explicação para a queda do consumo de água dos consumidores de maior poder aquisitivo, ocorrida concomitantemente com a política de recomposição tarifária no setor de saneamento, implementada a partir da segunda metade dos anos 1990. Essa redução do consumo vinha sendo explicada pela tendência secular de redução no tamanho das famílias. Mas como essa tendência também está presente na população de baixa renda e esta não reduziu seu consumo tanto quanto as classes mais favorecidas – as mais afetadas pelo aumento das tarifas – fica claro que a sensibilidade do consumidor à variação no preço da água era maior do que a deduzida em estudos anteriores.

O fato é que a redução do consumo, decorrente do aumento das tarifas, praticamente tem anulado o efeito do esquema do subsídio cruzado atrelado à política tarifária em vigor, da qual se esperava que a taxação mais alta nas classes de maior consumo seria suficiente para compensar a perda de receitas resultante do consumo subsidiado às populações menos favorecidas. Obviamente que esse

esquema não se mostra eficaz quando o bem em questão deixa de ser inelástico, tal qual aqui constatado para o caso da água. Eis, portanto, mais um fator derivado do modelo de subsídios cruzados que vem dificultando o equilíbrio financeiro do setor de saneamento no país.

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

ABSTRACT

This paper estimates residential water demand functions taking into account the increasing block rate pricing schedule usually set by water utilities. This schedule preserves the convexity of budget set but it induces the clustering of data around the kinks, as well as it makes the price variable be endogenous. To consider explicitly this problem, we use the Moffitt's (1986) discrete/continuous choice model. It is shown that price elasticity of water consumption is close to one and that the price and income are the most relevant variables in the model.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, T. A.; BRANDÃO, A. S. P.; LOBÃO, W. J. de A.; SILVA, L. Q. da. Saneamento urbano: a demanda residencial por água. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 3, p. 427-448, 1995.
- BLOMQUIST, S. Estimation methods for male labor supply functions, how to take account for nonlinear taxes. *Journal of Econometrics*, n. 70, p. 383-405, 1996.
- BNB. *Estudo de demanda de água do Nordeste e atualização dos índices de custo-eficiência de projetos de esgotamento sanitário* – Fortaleza, Estudos executados pela PBLM, 1997 (Relatório Final-Revisão 1).
- BURTLESS, G.; HAUSMAN, J. A. The effect of taxation on labour supply: evaluating the gary income maintenance experiment. *Journal of Political Economy*, n. 86, p.1.101-1.130, Dec. 1978.
- GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 3ª ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.
- HANKE, S.; MARE, L. Residential water demand: a pooled, time series, cross section study of Malmo, Sweden. *Water Resources Bulletin*, n. 18, p. 621-625, Aug. 1978.
- HEWITT, J. A.; HANEMANN, S. M. A discrete/continuous approach to residential water demand under block rate price. *Land Economics*, v. 71, n. 2, p. 173-192, 1995.
- MATTOS, Z. P. de B. Uma análise da demanda residencial por água usando diferentes métodos de estimação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 207-224, 1998.
- McFADDEN, D.; PUIG, C.; KIRSCHNER, D. Determinants of the long-run demand for electricity. THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION, 1977. *Proceedings...* Business and Economic Section, Part I, p. 109-113, Aug. 1977.

MOFFITT, R. The econometrics of piecewise-linear budget constraints: a survey and exposition of the maximum likelihood method. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 4, n.3, p.317-328, 1986.

_____. The econometrics of kinked budget constraints. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, n. 2, p.119-139, 1990.

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

NORDIN, J. A. A proposed modification of Taylor's demand analysis: comment. *The Bell Journal of Economics*, v. 7, n. 2, p. 719-721, 1976.

OPALUCH, J. J. Urban residential demand for water in the United States: further discussion. *Land Economics*, v. 58, p. 225-227, May 1982.

_____. A test of consumer demand response to water prices: reply. *Land Economics*, v. 60, p. 417-421, Nov. 1984.

PIZAIA, M. G.; MACHADO, B. P.; JUNGLES, A. E. A cobrança pelo uso da água bruta e a estimação da função de demanda residencial por água. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 36, n. 6, p. 847-877, 2002.

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

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

SHIN, J. C. Perception of price when information is costly: evidence from residential electricity demand. *Review of Economics and Statistics*, v. 67, p. 591-598, Nov. 1985.

TAYLOR, L. D. The demand for electricity: a survey. *The Bell Journal of Economics*, v. 6, n. 1, p. 74-110, 1975.

(Originais recebidos em janeiro de 2007. Revistos em fevereiro de 2007.)