

Uma análise da demanda residencial por água usando diferentes métodos de estimação

ZILDA PAES DE BARROS MATTOS*

A atual complexidade dos sistemas de abastecimento de água urbanos e os seus altos custos de manutenção e expansão requerem dos formuladores de política informações mais precisas sobre as condições que afetam as funções de demanda e a oferta desse serviço de utilidade pública. Nesse sentido, este estudo teve como objetivo investigar a importância de variáveis econômicas e não-econômicas na quantidade demandada de água, no Município de Piracicaba (Estado de São Paulo), usando dados agregados e quatro métodos de estimação. Os resultados mostraram que o preço marginal (PMa) e uma variável intitulada como diferença (D) foram as únicas variáveis que explicaram as mudanças no consumo de água. O valor estimado para o coeficiente de elasticidade-preço da demanda foi igual a - 0,21, caracterizando assim uma demanda por água inelástica. Entretanto, por se tratar de um valor calculado a partir de dados agregados, deve ser interpretado com precaução.

1- Introdução

A complexidade dos sistemas de abastecimento de água das cidades brasileiras aumentou substancialmente nas últimas décadas, devido, principalmente, ao rápido crescimento da população urbana, que chegou, por exemplo, a 92,6% da população total do Estado de São Paulo, em 1991. De uma situação de relativa facilidade de obtenção de financiamento, os governos enfrentam atualmente sérias restrições orçamentárias para investir na expansão da oferta de água. As tecnologias de produção que passaram a ser adotadas por algumas empresas rurais e indústrias, por outro lado, reduzem o volume e pioram a qualidade das fontes de água, principalmente nas regiões consideradas mais desenvolvidas.

Em suma, podemos dizer que as atuais políticas de abastecimento de água dos centros urbanos dependem hoje de questões de diversas naturezas, como as econômicas, ambientais, políticas e gerenciais. A complexidade e os altos custos de manutenção e expansão dos sistemas de água certamente exigem mudanças nos modelos de política de abastecimento, os quais devem estar apoiados em melhores informações sobre as diversas áreas que afetam o sistema. Neste contexto, o objetivo deste trabalho foi investigar a importância de variáveis

* Professora do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Esalq/USP, Piracicaba, São Paulo.

econômicas e não-econômicas na quantidade demandada de água, a exemplo do que vem sendo feito, já há algum tempo, em outros países.¹ Uma breve revisão desses estudos é apresentada a seguir.

2 - Uma retrospectiva dos estudos realizados

A partir do final dos anos 60, as funções estimadas de demanda por água passaram a conter variáveis econômicas em seus argumentos. Desde então, a discussão na literatura tem centrado sua atenção nos diversos problemas que surgiram com a inclusão daquelas variáveis. Um desses problemas está relacionado com as tabelas de preços em blocos estabelecidas pelos órgãos que gerenciam o sistema. Tais tabelas podem apresentar preços tanto crescentes (como no Brasil) como decrescentes, para faixas crescentes de consumo.² Os primeiros estudos sobre demanda por água simplesmente ignoraram os preços em blocos e utilizaram o preço médio da água para representar o preço com o qual o consumidor se defronta. Esse preço médio era medido ou pelo preço correspondente à quantidade média consumida ou pelo valor da receita total dividido pela quantidade consumida [ver Wong (1972), Young (1973) e Foster e Beattie (1979)].

De acordo com Taylor (1975, p. 78), um dos pioneiros no estudo de demanda por bens que apresentam tabelas de preços em blocos,³ “quando o preço médio é definido *ex-post* como o gasto total dividido pela quantidade consumida, como é a prática mais comum, uma dependência negativa é estabelecida entre quantidade e preço que reflete nada mais do que aritmética”. Muitos autores contornaram o problema considerando o preço da última unidade consumida como o preço marginal (*P_{Ma}*) [ver Howe e Linaweaver Jr. (1967), Berry e Bonem (1974) e Danielson (1979)]. Este último usou o argumento de que a grande maioria das famílias de sua amostra se localizou no primeiro bloco de consumo para justificar somente o uso do preço correspondente àquele bloco, desprezando assim os demais preços da tabela.

Mas a utilização de um único *P_{Ma}*, segundo Taylor (1975), ignora o efeito-renda de mudanças nos preços intramarginais. Segundo ele, não somente um único preço marginal mas toda a tabela de preços é relevante para a decisão do consumidor. Assim, Taylor introduziu, além do *P_{Ma}*, uma variável independente

1 O único trabalho que estimou demanda residencial por água no Brasil, encontrado pela autora, foi o de Andrade *et alii* (1996), para o Estado do Paraná.

2 Os problemas econométricos com estimação de demanda quando existe uma tabela de preços em blocos foram apontados pela primeira vez na literatura por Houthakker (1951) em seu famoso estudo de demanda por eletricidade.

3 O trabalho de Taylor se referiu à demanda por eletricidade.

definida como o preço médio intramarginal (valor dos gastos do consumidor com eletricidade até o último bloco de preço exclusive dividido pela quantidade consumida até o último bloco exclusive) ou os gastos com eletricidade até o último bloco de preço exclusive. A omissão de qualquer uma das duas variáveis relacionadas ao preço, segundo Taylor, resultaria em coeficientes de elasticidade-preço superestimados.

Num comentário sobre a especificação do modelo de demanda proposto por Taylor, Nordin (1976) mostrou que as variáveis corretas a serem consideradas eram o preço marginal (preço cobrado pela última unidade) e a renda real depois de levar em conta os preços intramarginais. A última, chamada daí para a frente de *diferença* (*D*), foi definida pelo autor como a diferença entre o que o consumidor paga pela quantidade consumida até o último bloco exclusive e o que ele teria de pagar por essa quantidade se o preço marginal fosse cobrado por todas as unidades consumidas de água. Quando a tabela de preços é decrescente, os valores da variável *D* são positivos, representando, segundo Nordin, um “pagamento de entrada” (*lump sum*) que o consumidor tem de efetuar antes que lhe seja permitido pagar por tantas unidades do produto quanto queira ao *P_{Ma}*. Se a tabela for de preços crescentes, os valores da *diferença* serão negativos, representando “subsídios implícitos” aos consumidores. Entretanto, o sinal do coeficiente da *diferença*, em ambos os casos, deve ser negativo e de igual valor absoluto ao coeficiente de regressão da renda, segundo a especificação de Nordin. Espera-se que o coeficiente de elasticidade da *diferença* seja negativo quando a tabela é de preços decrescentes e positivo quando crescentes. Billings e Agthe (1980), concordando com a especificação de Nordin, estimaram a demanda por água tendo o *P_{Ma}* e a *D* como variáveis explicativas, além de outras como a renda e o clima, para a cidade de Tucson, no Estado do Arizona, Estados Unidos, no período setembro de 1973 a setembro de 1977.

Tanto nos modelos que utilizaram as variáveis de Nordin como naqueles que usaram somente o preço médio, existe o problema de simultaneidade, uma vez que a quantidade consumida determina o preço e este, por sua vez, é determinante da quantidade. Se o método de estimação dos quadrados mínimos ordinários (MQMO) é usado, estimativas tendenciosas dos parâmetros da demanda são obtidas. Segundo Henson (1984), espera-se que o coeficiente do *P_{Ma}* tenda a zero e o coeficiente da *diferença* tenda a um valor distante de zero, quando a tabela de preços em blocos é crescente. O inverso é esperado quando os preços são decrescentes.⁴ Além disso, a tendenciosidade será maior em valor absoluto

4 Se a tabela de preços é composta de duas partes — um custo mínimo fixo por mês e um preço constante por m³ —, o problema de simultaneidade é resolvido adequadamente quando o *P_{Ma}* é usado [ver Berndt (1991, p. 32)]. Entretanto, mesmo nesse caso, quando se usa o preço médio, o MQMO produz coeficientes tendenciosos [ver Henson (1984, p. 149)].

quanto maior for a diferença entre os preços marginais entre blocos [ver Hewitt e Hanemann (1995, p. 188)] e maior o número de blocos contidos na tabela de preços. Henson (1984, p. 149) lembra ainda que a tendenciosidade no coeficiente estimado de qualquer variável-preço endógena pelo MQMO não desaparece assintoticamente; logo, também são inconsistentes.

Além do problema da simultaneidade, vários autores [ver Griffin e Martin (1981), Terza e Welch (1982), Jones e Morris (1984), Henson (1984), Deller, Chicoine e Ramammurthy (1986) e Hewitt e Hanemann (1995)] chamaram a atenção para a possibilidade de o P_{Ma} e a D estarem correlacionados com o erro da regressão, especialmente quando as variáveis relacionadas a preço forem calculadas a partir de níveis de consumo observados *ex-post* e não de níveis de consumo predeterminados. Esse possível erro de medida pode resultar em estimativas tendenciosas dos parâmetros. A magnitude do viés, segundo Griffin e Martin (1981) numa crítica ao trabalho de Billings e Agthe (1980), irá depender da magnitude da variância do erro, ou seja, quanto maior for esta, maior a tendência da linha de regressão girar no sentido contrário ao da demanda real, quer dizer, na direção da curva de oferta.

Numa linha investigatória um pouco diferente da desses autores que desenvolvem modelos que levam em conta toda a tabela de preços da água na decisão do consumidor, há autores que colocam em dúvida o entendimento dessas tabelas por parte dos consumidores. Shin (1985) argumenta que muito da incerteza acerca da especificação da função de demanda advém do fato de não se saber a qual preço o consumidor reage, se ao preço médio (P_{Me}) ou se ao preço marginal (P_{Ma}). Nieswiadomy e Molina (1989) testaram a hipótese de Shin estimando a demanda por água de consumidores de Tucson, Arizona, nos Estados Unidos, expostos aos dois tipos de tabelas de preços: decrescente para o período 1976/80 e crescente para o período 1981/85. O método de estimação utilizado foi o mesmo empregado por Hausman, Kinnucan e McFadden (1979), Terza (1986) e pelos próprios autores (Nieswiadomy e Molina) em trabalho publicado em 1989. Com base nos resultados, os autores concluíram que os consumidores muito provavelmente estavam respondendo ao P_{Me} e não ao P_{Ma} quando a tabela de preços era decrescente.⁵ Entretanto, os resultados sugerem que quando a tabela é de preços crescentes (como ocorre no Brasil) os consumidores estão respondendo ao P_{Ma} .

Dessas duas linhas de pesquisa, entretanto, a primeira é a que tem prevalecido na literatura, ou seja, a que defende a inclusão da tabela de preços nos modelos de demanda. Porém, as estimativas desses modelos, como vimos, podem apre-

⁵ Segundo os próprios autores, entretanto, esses resultados deveriam ser interpretados cuidadosamente, uma vez que o valor da variância do parâmetro percepção de preço (k) se mostrou muito alto.

sentar sérios problemas econométricos. Para contorná-los, alguns modelos de demanda usando métodos de estimação alternativos têm sido sugeridos na literatura. Por exemplo, Wilder e Willenborg (1975) usaram o método dos quadrados mínimos em dois estágios (MQMDE) para estimar a demanda por eletricidade. O mesmo método foi utilizado para estimar a demanda por água por Hewitt e Hanemann (1995) e também por Nieswiadomy e Molina (1989) em comparação com outros métodos de estimação. Esses últimos autores, no primeiro estágio, estimaram valores para o PMa e a D usando valores observados dessas variáveis como funções da renda, temperatura, tamanho do gramado da residência e preços das tabelas de preços em vigor no período analisado, pelo MQMO. No segundo estágio, o PMa e a D estimados foram variáveis explicativas do consumo observado de água, juntamente com a renda, clima, tamanho da residência, área do gramado e temperatura.

O método de estimação mais comumente utilizado na literatura, entretanto, tem sido o das variáveis instrumentais. Billings (1982), usando dados de um estudo anterior [ver Billings e Agthe (1980)], obteve valores do PMa e da D para cada tabela de preços. Primeiramente, estimou uma função de dispêndio total (DT) para cada tabela de preços na amplitude das quantidades encontradas no conjunto de dados. Isso quer dizer que, usando somente a tabela oficial de preços, a conta do consumidor para cada quantidade de água (Q) é calculada. Esses valores de DT são então “regressados” contra os valores correspondentes da quantidade, ou seja:

$$DT = a + bQ + u \quad (1)$$

para cada tabela de preços. O coeficiente angular da função estimada foi interpretado como o PMa e o coeficiente linear como a *diferença*. Seus resultados mostram que os coeficientes dessas duas variáveis foram não-tendenciosos enquanto as estimativas dos coeficientes das outras variáveis, incluindo renda, foram tendenciosos para baixo. Esse enfoque, também utilizado em estudos de demanda por eletricidade [Hewlett (1977) e Taylor, Blattenberger e Rennhack (1981),⁶ recebeu as seguintes críticas de Deller, Chicoine e Ramammurthy (1986): *a*) a estimativa da variável instrumental do preço não resolve o problema de medida da quantidade, tornando tendenciosas as instrumentais do PMa e da D ; e *b*) é possível que exista algum *feedback* de simultaneidade entre dispêndio total do consumidor e quantidade consumida de água.

6 Ambos citados por Deller, Chicoine e Ramammurthy (1986).

Nieswiadomy e Molina (1989) usaram o método desenvolvido por McFadden, Puig e Kirschner (1977), que em primeiro lugar estima o consumo de água como função dos preços das tabelas em blocos e de outras variáveis explicativas (renda, clima, tamanho da família, tamanho do gramado da residência e tamanho da residência). Em seguida, estimam os *PMas* usando valores observados dessa variável como função do consumo estimado e dos preços das tabelas. Esses valores estimados do *PMA* são utilizados no cálculo da variável *diferença*. Finalmente, os valores assim estimados do *PMA* e da *D* são utilizados como variáveis explicativas do consumo observado, juntamente com as demais variáveis explicativas.

O MQMO foi comparado com técnicas alternativas de variáveis instrumentais (VI) por Deller, Chicoine e Ramammurthy (1986) na estimativa da demanda residencial rural por água de distritos de Illinois nos Estados Unidos. Os autores concluíram que o método de VI é superior ao MQMO, embora “uma técnica de desenvolvimento de variável instrumental nem sempre pode ser preferida a outra. O melhor enfoque depende, em parte, da natureza dos dados disponíveis” (p. 345). Ressaltaram também que a especificação de Nordin não foi validada e que os resultados do MQMO não foram substancialmente diferentes daqueles obtidos com o uso das variáveis instrumentais.

Quatro métodos de estimativa foram comparados por Terza (1986): MQMO, VI desenvolvida por McFadden, Puig e Kirschner (1977), MQMDE desenvolvido por Wilder e Willenborg (1975) e o método próbite em dois estágios (MPDE) desenvolvido por Terza e Welch (1982). O autor considerou os resultados do MPDE superiores aos métodos de VI e MQMDE, argumentando que esses, devido à linearização da tabela de preços, muito provavelmente, mais do que compensam a correlação entre preço e erro da regressão. Entretanto, os resultados do MQMDE reportados pelo autor foram muito próximos aos resultados do MPDE.

Fica claro, portanto, que não há, até o momento, um método de estimação alternativo ao MQMO que seja preferível a outros. Para estimar a demanda por água no Município de Piracicaba, utilizamos quatro métodos de estimativa: MQMO, dois métodos de VI e o MQMDE.

3 - O modelo de demanda e os métodos de estimativa usados

Como resultado da revisão de outros estudos, as seguintes variáveis foram selecionadas para explicar o consumo de água por ligação (*C*)⁷ no Município de Piracicaba no Estado de São Paulo:

⁷ Ligação se refere a uma conexão de água encanada que pode ser de uma residência com uma família ou de um edifício de apartamentos com várias famílias.

Preço marginal (P_{Ma}). É o preço cobrado no bloco de consumo médio, em cada mês do período, em reais por m³.

Diferença (D). É o valor, em reais, da diferença entre o efetivamente pago e o que seria pago ao preço marginal, pela quantidade média de água consumida, por ligação, no mês, como especificada por Nordin. Para nossa amostra, a *diferença* pode ser comparada a um subsídio, uma vez que a tabela é de preços crescentes. Portanto, quanto maior seu valor, maior, espera-se, deverá ser o valor do consumo por ligação.

Residentes por ligação (H). O tamanho da família foi primeiramente reconhecido como variável explicativa do consumo de água por Howe e Linaweaver Jr. (1967). Representa o número médio de pessoas residentes por ligação. Assim, espera-se que quanto maior seja o seu valor, maior o consumo de água por ligação.

Renda por ligação (R). Por ser um bem normal, espera-se que quanto maior for a renda, maior deverá ser o consumo de água por ligação.

Temperatura e precipitação (T e U). A média mensal dessas duas variáveis foi também incluída como variável explicativa. Espera-se que quanto maior for a temperatura, maior deverá ser o consumo e este deverá ser menor, quanto maior for a precipitação.

Assim, o seguinte modelo foi estimado primeiramente pelo MQMO:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{Ma_t} + \alpha_2 D_t + \alpha_3 H_t + \alpha_4 R_t + \alpha_5 T_t + \alpha_6 U_t + v_t \quad (t = 1, \dots, 48) \quad (2)$$

onde:

v é o erro da regressão e $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ e α_6 são parâmetros a serem estimados. Espera-se que α_1, α_2 e α_6 sejam negativos e α_3, α_4 e α_5 , positivos.

Método da Variável Instrumental 1 (VII)

Esse método foi utilizado por Deller, Chicoine e Ramammurthy (1986). No primeiro estágio estima-se a função de demanda expressa em (2). O consumo assim estimado para cada mês (C_t), juntamente com a tabela de preços (W_t) vigente em cada mês, é usado para calcular o P_{Ma} e a D , ou seja:

$$P_{Ma_t} = k_0 + \sum_{j=1}^3 k_{jt} W_{jt} + k_4 \hat{C}_t + e_t \quad (3)$$

$$D_t = r_0 + \sum_{j=1}^3 r_j W_{jt} + r_4 \hat{C}_t + u_t \quad (4)$$

onde W_j representa respectivamente o custo fixo cobrado pelos primeiros 10 m³ (W_1), o preço marginal médio (W_2) e a média das mudanças nos preços marginais dos diferentes blocos da tabela de preços (W_3).⁸ Os valores estimados de PMa e da D foram então utilizados no cálculo da demanda por água, juntamente com as outras variáveis explicativas, ou seja:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{PMa}_t + \beta_2 \hat{D}_t + \beta_3 H_t + \beta_4 R_t + \beta_5 T_t + \beta_6 U_t + z_t \quad (5)$$

Método da Variável Instrumental 2 (VI2)

Esse método, desenvolvido por McFadden, Puig e Kirschner (1977), foi utilizado por diversos autores, dentre eles Andrade *et alii* (1996), para calcular a demanda por água no Estado do Paraná. Consiste em estimar, no primeiro estágio:

$$C_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^3 \delta_j W_{jt} + \delta_4 H_t + \delta_5 R_t + \delta_6 T_t + \delta_7 U_t + y_t \quad (6)$$

As estimativas do consumo por ligação assim obtidas (\hat{C}_t) são, por sua vez, utilizadas para calcular os preços marginais de cada mês do período:

$$PMa_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^3 \phi_j W_{jt} + \phi_4 \hat{C}_t + s_t \quad (7)$$

Os preços marginais estimados e as diferenças calculadas a partir deles são, juntamente com as outras variáveis explicativas, utilizados para estimar a demanda como especificada em (2).

⁸ Por exemplo, quando os preços marginais são 0,27, 0,47, 0,80, 0,90, 0,94, 0,98, 1,07 e 1,09, W_2 é igual a 0,82 e W_3 igual à média dos valores 0,20, 0,33, 0,10, 0,04, 0,04, 0,09 e 0,02, ou seja, 0,12.

Método dos quadrados mínimos em dois estágios

Esse método, utilizado por Wilder e Willenborg (1975), consiste em estimar, no primeiro estágio:

$$PMA_t = \epsilon_0 + \epsilon_1 H_t + \epsilon_2 R_t + \epsilon_3 T_t + \epsilon_4 U_t + \sum_{j=1}^7 \epsilon_{jt} W_{jt} + z_t \quad (8)$$

$$D_t = \gamma_0 + \gamma_1 H_t + \gamma_2 R_t + \gamma_3 T_t + \gamma_4 U_t + \sum_{j=1}^7 \gamma_{jt} W_{jt} + y_t \quad (9)$$

onde PMA_t e D_t são respectivamente o preço marginal e a diferença observados. As estimativas dessas duas variáveis através de (8) e (9) são, juntamente com a renda, número de residentes, temperatura e precipitação, utilizadas como variáveis explicativas da demanda por água no segundo estágio.

Após a estimação da demanda pelos quatro métodos, aplicou-se o teste de especificação de Hausman (1978), o qual testa a hipótese de nulidade (H_0) de que as variáveis-preço são exógenas contra a hipótese alternativa (H_a) de que são variáveis endógenas. Para tal, calcula-se a estatística m , que possui distribuição χ^2 :

$$m = b' (V_{MA} - V_{MQMO})^{-1} b \quad (10)$$

onde b é o vetor dos coeficientes da regressão e V é a matriz de variância-covariância dos coeficientes; MA indica método alternativo ao MQMO.

4 - Os dados

Conforme exposto na Seção 3, nosso interesse é estimar esta função:

$$C_i = C_i [PMA(C_i), D_i(C_i), R_i, Z_i] \quad (11)$$

onde:

C_i = quantidade demandada de água da residência i ;

$PMA(C_i)$ = tarifa marginal correspondente ao bloco de consumo no qual se situa o consumo C_i ;

$D_i(C_i)$ = diferença entre o valor da conta efetivamente cobrada e o valor da conta que seria cobrada à tarifa PMA_i pelo consumo de água da residência i ;

R_i = renda na residência i ; e

Z_i = outros atributos que afetam C_i .

A estimativa dessa função necessita de dados *micro*, ou seja, aqueles referentes a uma amostra com observações feitas em residências. Os dados de que dispomos para a cidade de Piracicaba são de natureza agregada no período janeiro de 1993 a dezembro de 1996 — o consumo total residencial de água e o número total de ligações por mês. Assim, em vez de estimar a equação (11), calculamos a equação:

$$C_{m,t} = C_{m,t} [PMA_t(C_{m,t}), D_t(C_{m,t}), R_{m,t}, Z_{m,t}] \quad (12)$$

onde m se refere ao valor médio e t ao mês de observação.

O consumo total residencial de água, o número de ligações por mês e os preços (Tabela 1) vigentes no período foram fornecidos pelo Serviço Municipal de Água e Esgoto de Piracicaba.

Os dados de pluviosidade e de temperatura utilizados são médias mensais de temperaturas e precipitações ocorridas no município [ver *Boletim Meteorológico* (1996)].

Os dados sobre a população referem-se à população total do município, uma vez que não foi possível obter dados sobre a população urbana. Entretanto, essa não deve ser uma limitação grave, tendo em vista que a população urbana, já em 1991, representava mais de 95% da população total do Município de Piracicaba [ver IBGE (1991)].

Dados sobre a renda urbana do município são inexistentes para o período. Como *proxy* para essa variável foi utilizada a variável *valor adicionado* do município nos quatro anos considerados na análise, obtidos na Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, via Internet.⁹ Um resumo desses dados é apresentado na Tabela 2 e os dados originais se encontram disponíveis aos interessados.

⁹ A Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados define valor adicionado como o valor das saídas de mercadorias, acrescido do valor das prestações de serviços no município, deduzido o valor das entradas de mercadorias, em cada ano civil.

TABELA I

Preço do metro cúbico de água cobrado dos residentes, por bloco de consumo: Piracicaba, Estado de São Paulo — 1993/95

(Em valores correntes)^a

Ano	Mês	Até 10 m ³	11 a 15 m ³	16 a 20 m ³	21 a 25 m ³	26 a 30 m ³	31 a 40 m ³	41 a 50 m ³	51 a 80 m ³	+ de 80 m ³	
1993	Janeiro	16.071,20	3.044,30	5.353,64	9.048,26	10.246,04	10.693,45	11.105,22	12.078,32	12.305,38	
	Fevereiro	20.314,00	3.848,00	6.767,00	11.437,00	12.951,00	13.524,00	14.037,00	15.267,00	15.554,00	
	Mai	42.167,00	7.987,00	14.048,00	23.741,00	26.884,00	28.074,00	29.138,00	31.690,00	32.286,00	
	Junho	54.851,00	10.389,00	18.274,00	30.882,00	34.971,00	36.519,00	37.903,00	41.222,00	41.998,00	
	Julho	71.509,00	13.544,00	23.824,00	40.261,00	45.592,00	47.610,00	49.414,00	53.741,00	54.753,00	
	Agosto	95,30	18,00	31,80	53,70	60,80	63,50	65,90	71,70	73,00	
	Setembro	128,00	24,00	43,00	72,00	82,00	85,00	89,00	97,00	98,00	
	Outubro	175,00	33,00	59,00	98,00	112,00	116,00	122,00	132,00	134,00	
	Dezembro	326,00	62,00	109,00	182,00	208,00	216,00	227,00	246,00	249,00	
	1994	Janeiro	461,00	88,00	154,00	257,00	294,00	306,00	321,00	348,00	352,00
		Fevereiro	645,00	123,00	215,00	359,00	411,00	428,00	449,00	487,00	492,00
		Março	915,00	174,00	305,00	509,00	583,00	607,00	637,00	691,00	698,00
Abril		1.336,00	254,00	445,00	743,00	851,00	886,00	930,00	1.009,00	1.019,00	
Mai		1.956,00	372,00	652,00	1.088,00	1.246,00	1.297,00	1.362,00	1.478,00	1.492,00	
Julho		1,04	0,20	0,35	0,58	0,67	0,69	0,73	0,79	0,80	
Julho		1,41	0,27	0,47	0,78	0,91	0,93	0,99	1,07	1,08	
Outubro		1,69	0,32	0,56	0,94	1,09	1,11	1,19	1,28	1,29	

FONTE: Serviço Municipal de Água e Esgoto de Piracicaba.

^a De janeiro a julho de 1993 os valores estão expressos em cruzeiros; de agosto de 1993 a maio de 1994 em cruzeiros reais; e de julho de 1994 a outubro de 1995 em reais.

TABELA 2

Estatísticas descritivas

Variável	Unidade	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Consumo/ligação mensal	m ³	20,70	1,20	18,50	23,50
Preço marginal	R\$/m ³ *	0,53	0,13	0,28	0,81
Diferença	R\$	-6,38	2,45	-10,78	-2,40
Renda mensal	R\$	15.773,26	717,02	14.403,61	18.010,73
Residentes	Número de ligações	4,10	0,12	3,90	4,60
Temperatura média mensal	°C	22,50	2,70	17,30	26,60
Precipitação média mensal	mm	123,00	95,10	0,00	415,50

* Todos os valores monetários da tabela estão expressos em reais de agosto de 1994.

5 - Resultados

Os resultados obtidos se encontram na Tabela 3. Os valores calculados da estatística m do teste de especificação de Hausman foram superiores ao valor crítico do χ^2 somente para os modelos de variáveis instrumentais. Para a estimativa que usou o MQMDE, o valor obtido de m rejeitou a hipótese de superioridade desse método em relação ao MQMO. Esse resultado pode ser explicado, em parte, pelos baixos valores do R^2 ajustado e do teste F para essa estimativa da demanda. Foi o único método a apresentar não significância para a variável P_{Ma} . Dos dois métodos usando variáveis instrumentais, o VI1 produziu resultados superiores aos do VI2, a começar de suas fortes variáveis instrumentais. Além disso, o R^2 e o teste F são mais altos para esse método que também foi o único a apresentar os sinais esperados para todas as variáveis.

De todas as variáveis explicativas incluídas no modelo, somente o P_{Ma} e a D foram significativas. O valor do coeficiente de elasticidade-preço, calculado a partir do coeficiente do P_{Ma} da regressão e dos valores médios das variáveis, foi igual a -0,21. Valores próximos foram obtidos para o modelo estimado pelo MQMO (-0,19) e para o da VI2 (-0,25).

O coeficiente de elasticidade da *diferença* do modelo VI1 foi igual a 0,25. Para a amostra estudada, entretanto, a renda não foi significativa, contrariando nossas expectativas iniciais.

TABELA 3

Variável	MQMO	VII		VI2		VI2			Primeiro estágio			Segundo estágio
		P _{Ma}	D	P _{Ma}	D	C	P _{Ma}	D	P _{Ma}	D	D	
Constante	14,66 (3,49)***	14,06 (3,17)***	-2,145 (-19,67)***	43,13 (20,38)***	17,29 (2,99)***	4,88 (0,84)	-1,31 (-2,17)**	40 (2,48)**	16,23 (2,31)**			
P _{Ma}	-7,33 (-1,82)*	-8,17 (-1,87)*			-10,02 (-2,62)***				-5,67 (-1,27)			
D	-0,73 (-3,34)***	-0,82 (-3,498)***			-1,03 (-4,21)***				-0,68 (-2,28)**			
H	-0,79 (-0,42)	1,05 (0,56)			-0,54 (-0,22)				-1,58 (-0,46)			
R	0,000378 (1,19)	0,00068 (0,23)			0,00028 (0,70)				0,00047 (0,807)			
T	0,122 (2,05)**	0,01 (0,15)			0,0027 (0,025)				0,098 (0,775)			
U	-0,00165 (-1,155)	-0,000378 (0,026)			-0,00020 (-0,11)				-0,0016 (-0,814)			
W ₁			-8,89 (-2,99)***	182,40 (2,45)**		-190,27 (-2,32)**	-17,91 (2,09)**	421,42 (2,03)**				
W ₂			18,38 (3,096)***	-395,84 (3,42)		373,89 (2,28)**	36,24 (2,13)**	-946,02 (-2,50)**				
W ₃			-16,67 (-3,02)***	1.117,46 (2,53)**		-309,54 (-2,02)**	-32,12 (-2,02)**	2.907,93 (1,58)				

(continua)

(continuação)

Variável	MQMO	VII		VI2		Primeiro estágio		Segundo estágio		
		VII	PMa	D	VI2	C	PMa	D	C	D
C			0,11	-2,22	-	-	-	-	-	-
F	20,762	21,62	(22,37)***	(-22,84)**	-	-	-	-	-	-
R ² (ajustado)	0,716	0,724	161,20	153,42	11,90	6,38	8,16	7,22	7,64	7,64
D-Watson	1,88	-	0,931	0,928	0,58	0,44	0,52	0,48	0,46	0,46
Elasticidade-Preço	-0,19	-0,21	-	-	-	-	-	-	-	-
Teste de Hausman	-	11,84	-	-	-0,25	-	-	-	-	-
					162,92					0,93

*Significativo a 10%.

**Significativo a 5%.

***Significativo a 1%.

O coeficiente da variável número de residentes por ligação só apresentou o sinal esperado na estimativa da demanda pelo método VII, embora não tenha sido significativo. Finalmente, as variáveis selecionadas para representar o clima (temperatura e precipitação) apresentaram o sinal correto em todas as estimativas, mas não foram significativas em nenhuma.

6 - Sumário e conclusões

Estudos de demanda por bens que são vendidos de acordo com tabelas de preços crescentes (ou decrescentes), como acontece com a água, apresentam problemas de especificação e de estimação. O MQMO, se utilizado, resulta em estimativas tendenciosas e inconsistentes. Esse estudo utilizou o MQMO, VI e MQMDE para estimar a demanda por água na cidade de Piracicaba, Estado de São Paulo. O teste de Hausman confirmou a superioridade dos métodos de VI em relação ao MQMO, não ocorrendo o mesmo para o MQMDE. Dos dois métodos que utilizaram variáveis instrumentais, o da VII, apresentado por Deller, Chicoine e Ramammurthy (1986), resultou em um ajuste melhor do que o da VI2, mais próximo ao desenvolvido por McFadden, Puig e Kirschner (1977).

De todas as variáveis incluídas no modelo, somente o *P_{Ma}* e a *D* foram significativas, explicando 71% das variações no consumo por ligação. À semelhança dos demais estudos encontrados na literatura, a especificação de Nordin quanto à igualdade dos valores absolutos e de sinais contrários dos coeficientes da *D* e da renda não foi validada.

O coeficiente de elasticidade-preço da demanda para o modelo que utilizou o método VII foi de $-0,21$. Numa perspectiva de privatização dos serviços estatais cada vez mais ampla, resultado como este pode servir como subsídio a uma política de aumento de preços cobrados pela água ofertada às populações urbanas. Entretanto, é preciso lembrar que tal valor se refere a dados agregados, reconhecidamente uma limitação do estudo.

Além disso, as elasticidades-preço da demanda de consumidores de diferentes classes de renda podem diferir, fazendo que o efeito de políticas de aumento de preços sobre as quantidades consumidas de água varie entre as classes. Dessa forma, a receita total arrecadada pela empresa de saneamento também seria afetada, podendo não atingir o nível almejado pela política.

Portanto, estudos a partir de dados *micro* tornar-se-ão indispensáveis na avaliação dos efeitos redistributivos das atuais assim como de futuras políticas de preços que possam vir a ser adotadas.

Finalmente, esses estudos deveriam abranger outras regiões do Brasil, pois as elasticidades-preço da demanda por água em estados do Sul e Sudeste devem ser diferentes das de outras regiões, como por exemplo a região Nordeste. A

geração dessas informações, com a finalidade de subsidiar políticas de abastecimento de água, deve ser incentivada pelos órgãos gerenciadores dos sistemas.

Abstract

The present complexity of urban water supply systems as well as its high maintenance and expansion costs require, from policy makers, more precise information about the conditions that affect the demand and the supply functions of this service. Thus, this study had the objective to investigate the importance of economic and non economic variables on the amount of water demanded in the Município de Piracicaba, SP, using aggregated data and four statistical methods of estimation. The results showed that marginal price (P_M) and a variable known as the difference (D) were the only variables that explained variations in water consumption. The estimated value for the price elasticity coefficient was equal to -0.21, therefore characterizing an inelastic water demand. Because it is a value estimated from aggregated data, it should be interpreted with caution.

Bibliografia

- ANDRADE, T. A. *et alii*. *Estudo da função demanda por serviços de saneamento e estudo da tarifação do consumo residencial*. Rio de Janeiro: IPEA, maio 1996 (Texto para Discussão, 415).
- BERNDT, E. R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company, 1991.
- BERRY, D. W., BONEM, G. W. Predicting the municipal demand for water. *Water Resources Research*, v. 10, n. 6, p. 1.239-1.242, Dec. 1974.
- BILLINGS, B. R. Specification of block rate price variables in demand models. *Land Economics*, v. 58, n. 3, p.386-394, Aug. 1982.
- BILLINGS, B. R., AGTHE, D. E. Price elasticities for water: a case of increasing block rates. *Land Economics*, v. 56, n. 1, p. 73-84, Feb. 1980.
- BOLETIM METEOROLÓGICO. São Paulo: Departamento de Física e Agrometeorologia, Esalq/USP, 1996.
- DANIELSON, L. E. An analysis of residential demand for water using micro time-series data. *Water Resources Research*, v. 15, n. 4, p. 763-767, Aug. 1979.
- DELLER, S. C., CHICOINE, D. L., RAMAMMURTHY, G. Instrumental variables approach to rural water service demand. *Southern Economic Journal*, v. 53, p. 333-346, Oct. 1986.
- FOSTER, H., BEATTIE, B. R. Urban residential demand for water in the U.S. *Land Economics*, v. 55, n. 1, p. 43-58, Feb. 1979.

- GRIFFIN, A. H., MARTIN, W. E. Price elasticities for water: a case of increasing block rates: comment. *Land Economics*, v. 57, n. 2, 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, n. 2, May 1981.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, p. 1.251-1.271, Nov. 1978.
- HAUSMAN, J. A., KINNUCAN, M., MCFADDEN, D. A two-level electricity demand model: evaluation of the Connecticut time-of-day pricing test. *Journal of Econometrics*, v. 10, p. 263-289, Aug. 1979.
- HENSON, S. E. Electricity demand estimates under increasing block rates. *Southern Economic Journal*, v. 51, p. 147-156, July 1984.
- HEWITT, J. A., HANEMANN, W. M. A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing. *Land Economics*, v. 71, n. 2, p. 173-192, May 1995.
- HEWLETT, J. G. Changing patterns of household's consumption of energy commodities. *Proceedings of the American Statistical Association. Business and Economic Section, Part I*, p. 99-108, Aug. 1977.
- HOUTHAKKER, H. S. Electricity tariffs in theory and practice. *Economic Journal*, v. 61, p. 1-25, Mar. 1951.
- HOWE, C. W., 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.
- IBGE. *Censo Demográfico 1991*.
- JONES, C. V., MORRIS, J. R. Instrumental price estimates and residential water demand. *Water Resources Research*, v. 20, n. 2, p.197-202, Feb. 1984.
- MCFADDEN, D., PUIG, C., KIRSCHNER, D. Determinants of the long-run demand for electricity. *Proceedings of the American Statistical Association. Business and Economic Section, Part I*, p. 109-113, Aug. 1977.
- MORGAN, W. D. Residential water demand: the case from micro data. *Water Resources Research*, v. 9, n. 4, p. 1.065-1.067, Aug. 1973.
- NIESWIADOMY, M. L., MOLINA, D. J. Comparing residential water demand estimates under decreasing and increasing block rates using household data. *Land Economics*, v. 65, n. 3, p. 280-304, Aug. 1989.
- . A note on price perception in water demand models. *Land Economics*, v. 67, n. 3, p. 352-359, Aug. 1991.

