

Saneamento urbano: a demanda residencial por água*

THOMPSON A. ANDRADE**
ANTÔNIO SALAZAR P. BRANDÃO***
WALDIR J. A. LOBÃO****
SALOMÃO LIPCOVITH Q. DA SILVA*****

A determinação de tarifas ótimas para a prestação de serviços públicos no setor de saneamento requer o conhecimento das características da demanda por água. Este artigo apresenta um estudo da demanda residencial por água. Na primeira parte, faz-se uma resenha bibliográfica onde são discutidos os principais problemas de especificação e estimação desta função; posteriormente, deriva-se um modelo teórico para a demanda por água, extraído-se algumas propriedades gerais; e, finalmente, usando-se dados empíricos coletados junto a consumidores residenciais de uma das empresas de saneamento, faz-se a estimação desta função demanda, estimando-se, entre outros parâmetros, a elasticidade-preço, de crucial importância para estudar a sensibilidade da receita deste serviço e para introduzir preços diferenciados para os usuários.

1 - Introdução

O setor de saneamento urbano no Brasil está passando por um processo de revisão, sendo objeto de vários estudos que procuram discutir diversos aspectos relativos à sua gestão. Entre estes aspectos, estão sendo examinadas a questão do financiamento dos serviços (na qual a tarifa é o instrumento central para o custeio dos mesmos e para a implementação de uma política de subsídio aos consumidores de baixa renda), a redefinição institucional do setor (aí incluindo a possibilidade de as empresas de saneamento serem

* Este trabalho é uma versão parcial e resumida de um relatório do projeto *Estudo da Função Demanda por Serviços de Saneamento* desenvolvido na Diretoria de Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada para o Projeto de Modernização do Setor Saneamento/Pnud — Projeto BRA 92/028.

** Técnico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e professor da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

*** Da Fundação Getúlio Vargas e professor da Universidade do Estado do Rio de Janeiro e da Universidade Santa Úrsula.

**** Assistente de pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e professor da Universidade Santa Úrsula.

***** Técnico do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas e professor da Universidade Santa Úrsula.

privatizadas e instituídos novos procedimentos para a sua regulação) e a preocupação com a melhoria das condições ambientais da população.

Este artigo é uma contribuição ao esforço de se definir em um contexto econômico as tarifas cobradas aos consumidores residenciais de água. Os parâmetros da demanda residencial por água, como as elasticidades-preço e renda, são importantes não apenas para determinar os preços ótimos a serem cobrados pelo consumo de água e para a quantificação da demanda futura por saneamento urbano, como também para que sejam estabelecidos os diferenciais tarifários a serem cobrados segundo o nível social dos consumidores.¹ A contribuição que este estudo faz é a estimativa econométrica da função demanda residencial por água, quantificando os parâmetros relevantes e testando a importância que algumas variáveis possivelmente têm na determinação da quantidade demandada pelos consumidores, levando-se em conta a discussão e a controvérsia encontrada na literatura econômica a respeito das determinantes desta função.

Deve-se notar que a quantificação da demanda futura por serviços de saneamento tem sido feita geralmente aplicando-se coeficientes de necessidade de tais serviços (como os índices da Organização Mundial de Saúde) sobre estimativas de crescimento da população. Embora esta metodologia seja bastante atrativa, dada a sua fácil aplicação, os resultados por ela obtidos são muito questionáveis do ponto de vista econômico e estatístico, principalmente por não levar em consideração, no método de estimação, variáveis econômicas usualmente reconhecidas como determinantes das quantidades demandadas, tais como o nível de renda do consumidor, o preço que ele paga pelo serviço e as suas preferências de consumo.

Além do problema da quantificação, verifica-se frequentemente, em estudos de revisão de tarifas públicas, o uso infundado e inadequado da hipótese de inelasticidade-preço da demanda por serviços de saneamento. Isto significa que se supõe, sem qualquer comprovação *a priori*, que alterações nas tarifas não provocam mudanças significativas nas quantidades demandadas pelos consumidores e, portanto, uma nova estrutura tarifária pode ser aplicada sobre as mesmas quantidades consumidas anteriormente, calculando-se desta forma o suposto acréscimo de receita gerado pelas novas tarifas. Este tipo de raciocínio não pode ser utilizado antes que a hipótese de inelasticidade-preço seja testada para a população geral e particularmente para as diferentes classes de consumidores, pois o efeito da variação das tarifas pode não ser o esperado, o que ocasionaria para as empresas de saneamento uma superestimação da receita prevista.

O trabalho apresenta-se dividido em outras três seções. A Seção 2 é uma resenha dos principais artigos que discutem o problema da especificação da demanda residencial por água, fazendo um resumo das principais questões relacionadas com a estimação desta função. A seção seguinte deriva teoricamente esta função demanda, estabelecendo algumas propriedades gerais que resultam do tipo de estrutura tarifária em bloco adotada pela maioria das empresas de saneamento no Brasil. A seção final traz os resultados empíricos da estimação desta função e de suas elasticidades.

¹ Ver em Andrade (1993 e 1994) a importância da elasticidade-preço da demanda na determinação da tarifa ótima.

2 - Demanda por água: uma resenha

Como vai se mostrar a seguir, pode-se perceber na literatura econômica sobre a demanda por água que existem duas classes de questões recorrentes. Primeiramente, destaca-se a controvérsia acerca da especificação da variável preço, de um lado alinhando-se os defensores do uso do preço marginal e diferença, de outro os que preferem o preço médio. É interessante notar que, embora o tema central do debate não mude, os argumentos em favor de uma ou de outra posição evoluem ao longo do tempo.

A segunda categoria de discussões concentra-se em aspectos econométricos, particularmente nas fontes dos freqüentes vieses das estimativas, os quais podem originar-se da simultaneidade entre preço e quantidade, por omissão de alguma variável relevante e por erro nas variáveis. Ressalte-se que tais problemas não são excludentes.

A literatura sobre estimação da demanda residencial por água é extensa e tem o seu marco inicial há pelo menos três décadas. As primeiras estimativas, como a de Headley (1963), pouca importância atribuíam a variáveis como preço e renda, preferindo recorrer a conceitos como o de “requisitos”, qual seja, um coeficiente fixo de água consumida por habitante. Ainda nos anos 60, Gottlieb (1963) e Howe e Linaweaver Jr. (1967), que incluíram explicitamente preços como variáveis determinantes da demanda, ilustram uma controvérsia até hoje não superada a respeito de qual deve ser a variável preço relevante para explicar a demanda: o preço médio ou o preço marginal. A diferença existe porque a água — assim como a eletricidade — é ofertada segundo tarifas que variam por blocos de consumo. O preço médio é simplesmente o valor total da conta dividido pela quantidade consumida de água, enquanto o preço marginal é aquele cobrado por unidade de consumo referente ao bloco onde recai a quantidade total consumida. Gottlieb prefere o preço médio, enquanto Howe e Linaweaver Jr. advogam o uso do preço marginal.

O primeiro artigo a sintetizar este debate, intensificado a partir dos anos 80, foi escrito por Taylor (1975), que é um extenso levantamento dos estudos realizados sobre a demanda por eletricidade nos Estados Unidos. Nesta época e até muito tempo depois, as tarifas cobradas eram decrescentes em relação ao consumo. Taylor examina 11 artigos, dos quais apenas dois — Houthakker (1951) e Houthakker, Verleger e Sheehan (1973) — especificam preços marginais em suas estimativas de demanda. Os outros nove, sem maior preocupação em justificar a escolha, utilizam preços médios.

Taylor critica a preferência pelo preço médio com base no preceito neoclássico de que, em equilíbrio, consumidores igualam custos marginais a benefícios marginais. Isto, no entanto, não é suficiente. Existe um efeito renda, proveniente da mudança do preço com o bloco de consumo, que pode ser captado, segundo o autor, pela inclusão simultânea de uma variável do tipo preço médio ou despesa total. Desse modo, a especificação correta deve conter as duas variáveis como argumentos da função demanda.

Nordin (1976) emenda a recomendação de Taylor propondo, 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. Este pagamento se transformaria em subsídio no caso de tarifas crescentes com o consumo. Esta variável será exaustivamente explorada nos artigos que abordam o tema.

No plano econométrico, Taylor discute, ainda que introdutoriamente, dois tópicos recorrentes na literatura dos anos 80: o primeiro é o problema da simultaneidade entre preço e quantidade, uma vez que o preço médio é, a um só tempo, variável independente e resultado da divisão da despesa pela quantidade consumida (esta questão já havia sido cogitada por Howe e Linaweaver Jr.); e o segundo é a tendenciosidade das estimativas de elasticidade-preço caso se omita uma das duas variáveis preço. Este viés decorre da correlação positiva entre preços médio e marginal. Caso a especificação usada trabalhe com a despesa total e não o preço médio, o coeficiente estimado desta variável deve ser igual em magnitude, porém de sinal oposto ao coeficiente da variável renda.

Foster Jr. e Beattie (1979), divergindo inicialmente de Taylor, especificam um modelo de demanda residencial usando preços médios. Esta escolha, os próprios autores reconhecem, conduz a um problema de simultaneidade, parcialmente neutralizado pela natureza agregativa dos dados. Foram usados valores médios e medianos de consumo de água, preços, renda e número de residentes por domicílio relativos a 218 cidades americanas em 1960, nas quais em sua quase totalidade eram aplicadas tarifas decrescentes. Estimativas típicas obtidas para a elasticidade-preço situaram-se ao redor de -0,7, compatíveis com cálculos anteriores.

Seguindo orientação diversa e fortemente influenciados por Taylor e Nordin, Billings e Agthe (1980) especificam uma equação de demanda usando o preço marginal e a variável “diferença”, definida como a diferença entre o valor da conta de água efetivamente pago e o valor da conta ao preço marginal. O modelo foi estimado a partir de dados agregados e testado nas formas linear e log-linear. Ambas as versões explicam mais de 80% da variação no consumo de água. Para a especificação linear, a elasticidade-preço medida no ponto médio da amostra foi de -0,49. Para a especificação log-linear, a elasticidade-preço, constante, foi de -0,267. A elasticidade-preço composta das variáveis preço marginal e diferença comportou-se de modo similar à estimada em estudos anteriores que utilizaram apenas preços médios, como Wong (1972) e Young (1973).

Griffin e Martin (1981) comentam o trabalho de Billings e Agthe (1980) sustentando que suas estimativas são viesadas. O viés é introduzido porque as variáveis preço e diferença observadas não são aquelas que correspondem aos pontos em que a curva de demanda individual corta a “função tarifa”.² Estes pontos equivalem aos valores do consumo observado que, por causa do erro da regressão, podem se dispersar ao longo da função tarifa. Quando a variância do erro da regressão é suficientemente reduzida, as observações se mantêm próximas à curva de demanda e o viés é pequeno. Mas, se a variância cresce, um número cada vez maior de observações de quantidade consumida mudará indevidamente de bloco. Este efeito produzirá uma rotação na reta de regressão no sentido anti-horário que a aproximará da “função tarifa”. Como resultado, os coeficientes estimados pela regressão subestimam a influência do preço marginal e superestimam o efeito da variável diferença.

Billings (1982) reconhece a procedência das críticas de Griffin e Martin e adapta uma técnica desenvolvida por Taylor, Blattenberger e Rennhack (1981). Através de uma

2 “Função tarifa” é apenas a estrutura ou regra tarifária que liga preços cobrados a quantidades consumidas individualmente.

função receita total, o autor obtém estimativas para o preço marginal e para a variável diferença que não variam com o consumo observado, sendo portanto livres de erros de medição, e substituem os valores observados como argumentos da função demanda. Aplicando esta sistemática aos dados, chega-se a valores de elasticidade preço substancialmente mais elevados do que os originais, ocorrendo o inverso com a elasticidade em relação à variável diferença, conforme se verifica na Tabela 1 a seguir.

TABELA 1

Variável	Elasticidade - preço			
	Modelo original		Modelo alternativo	
	Linear	Log	Linear	Log
Preço	-0,49	-0,27	-0,66	-0,56
Diferença	-0,14	-0,12	-0,075	-0,087

Os mesmos Griffin e Martin, agora acrescidos da colaboração de Wade [ver Griffin, Martin e Wade (1981)], também dirigiram suas críticas a Foster Jr. e Beattie (1979). O alvo é o emprego da variável preço médio, obtido pela divisão do faturamento da empresa pelo volume de água consumida. O contexto em que Foster Jr. e Beattie trabalham, vale lembrar, é o de tarifas decrescentes. Por isto, independentemente de haver qualquer função de demanda, o formato da função tarifa produz uma relação tal que o preço médio seja alto em cidades onde o consumo é baixo, e vice-versa. Os pontos observados não representam uma curva de demanda. Ao contrário, significam equilíbrios entre as demandas em cada cidade da amostra usada por Foster Jr. e Beattie e a curva de oferta das respectivas firmas. Desse modo, os autores estimam uma curva de oferta e não de demanda. A sugestão de Griffin, Martin e Wade é que Foster Jr. e Beattie refaçam os cálculos levando em conta o formato da função tarifa.

Foster Jr. e Beattie (1981a) replicam alegando que o uso da variável preço marginal leva a resultados estatisticamente superiores apenas quando os consumidores são "bem informados". Dada a complexidade da estrutura tarifária e o presumido desconhecimento por parte dos consumidores da existência de preços marginais, o preço médio seria, então, uma boa *proxy* para o preço percebido pelos consumidores. Para reforçar a argumentação, Foster Jr. e Beattie (1981b) reespecificam a função demanda ao estilo de Taylor e Nordin. Tendo como argumentos o preço marginal e a variável diferença, esta nova especificação tem um poder explicativo cinco pontos percentuais menor que a inicial.

Quanto ao problema de identificação, Foster Jr. e Beattie afirmam que Griffin, Martin e Wade confundem a oferta agregada da empresa com a regra tarifária observada pelo indivíduo. Um deslocamento da demanda levaria o consumidor a outro ponto de equilíbrio sobre a função tarifa e não sobre a curva de custo marginal da empresa. Cada

empresa utiliza sua própria regra tarifária. É a variação tarifária de empresa para empresa que permite identificar a demanda.

Numa bem-sucedida tentativa de articular as duas vertentes da discussão, Opaluch (1982) sugere dois testes de hipóteses, construídos sob uma especial especificação da função de demanda por água, e capazes de indicar qual dentre os dois conceitos de preço médio ou marginal deve fazer parte da função de demanda.

Chicoine e Ramamurthy (1986) testam empiricamente o procedimento idealizado por Opaluch utilizando dados de uma pesquisa por domicílios realizada em uma região rural de Illinois. As tarifas neste contexto são decrescentes. Os dados consistem em séries temporais para os 12 meses de 1982. Para contornar os conhecidos problemas de simultaneidade e erro de medida, os autores excluem os domicílios que consomem no primeiro bloco e aplicam mínimos quadrados ordinários. A justificativa para a exclusão é que os maiores deslocamentos da demanda ocorrem quando o consumo passa do bloco 1 para o bloco 2. O viés de seleção amostral que este expediente introduz é considerado de menor importância.

Usando a estrutura de testes de hipóteses estabelecida por Opaluch, os autores sustentam empiricamente que a especificação apropriada é a medida decomposta de preço médio. Isto quer dizer que os coeficientes das variáveis preço marginal e preço decomposto (preço médio menos preço marginal) têm os sinais esperados e são significativos ao nível de 5%. Os autores associam este resultado, que reforça a hipótese de consumidores desinformados acerca da fixação da tarifa, à reduzida participação — 1,3% em média — das despesas com água na renda familiar.

O problema da tendenciosidade em estimativas de demanda feitas pelo método dos mínimos quadrados ordinários em presença de tarifas marginais crescentes é o aspecto discutido por Terza e Welch (1982). Partindo da especificação de Taylor e Nordin, os autores advertem que, por causa de um problema de seleção de amostra, os coeficientes da regressão serão viesados. Um aumento do erro aleatório desloca a curva de demanda e o consumo muda de bloco. Como o consumo e o preço estão interligados pela regra tarifária, estabelece-se uma correlação entre o erro e a variável preço que origina o viés. Um método em dois estágios que soluciona o problema da simultaneidade entre consumo e preço é desenvolvido por Hausman, Kinnucan e McFadden (1979). Este método, que hoje em dia é muito utilizado nos trabalhos de estimação de demanda por água, recebe o nome do primeiro autor (McFadden) e, em linhas gerais, consiste na geração de uma variável *proxy* para o preço marginal, não correlacionada ao erro aleatório e, conseqüentemente, gerando estimativas de MQO com boas propriedades. Um método alternativo que soluciona o mesmo problema pode ser visto em Heckman (1978), cuja metodologia, no segundo estágio, também utiliza-se da estimação de mínimos quadrados ordinários.

Nieswiadomy e Molina (1988) comparam resultados obtidos com as técnicas de mínimos quadrados ordinários, mínimos quadrados em dois estágios e variáveis instrumentais. Os dados usados, ressaltam os autores, formam o único conjunto disponível de séries temporais de observações de consumo individual de água ante a tarifas crescentes. O modelo é uma variação da especificação de Taylor e Nordin.

Há vários resultados interessantes a sublinhar. Primeiramente, o método de mínimos quadrados gera um coeficiente positivo para a variável preço, viés acentuado pelas tarifas

crescentes. A variável diferença tem um coeficiente não-significativo. Outro resultado merecedor de destaque é o fato de que, tanto no caso de mínimos quadrados em dois estágios como no de variáveis instrumentais, uma vez suprimida a simultaneidade, os coeficientes da variável preço tornam-se não-significativos. Mesmo considerando ajustamento com defasagem, a sensibilidade a preços continuou desprezível. Os autores encerram reconhecendo que a determinação da elasticidade-preço da demanda por água será sempre dificultada por ser o consumo uma fração minúscula da renda.

Nieswiadomy e Molina (1991) testam a reação dos mesmos consumidores quando sujeitos a estruturas tarifárias crescentes e decrescentes. Seguindo metodologia proposta por Shin (1985), os autores utilizam na especificação da demanda um parâmetro de percepção de preços assim definido:

$$P^* = P_{mg} (P_{me} + P_{mg})^k$$

onde P^* é o preço percebido pelo usuário, P_{mg} o preço marginal, P_{me} o preço médio e k o parâmetro de percepção de preços. Se o consumidor responde apenas ao preço marginal (P_{mg}), então $k = 0$. Se, contrariamente, ele responde apenas ao preço médio (P_{me}), então $k = 1$. O modelo considera ainda como variável independente o consumo defasado.

Curiosamente, os mesmos consumidores demonstram reações diversas a preços quando se defrontam com tarifas decrescentes ou crescentes. Sob o primeiro cenário, os consumidores parecem reagir primordialmente a preços médios, enquanto no segundo a variável-chave é o preço marginal. Ambas as conclusões são enfraquecidas pela elevada variância do parâmetro k estimado.

3 - O modelo de demanda por água: aspectos teóricos

Esta seção tem por objetivo fundamentar teoricamente a especificação de uma função de demanda residencial por água quando o preço deste bem é definido segundo uma estrutura tarifária em blocos de consumo (ETB). À luz da teoria microeconômica, é feita a hipótese de que os consumidores agem de forma racional, restritos aos seus orçamentos familiares, e definem as suas preferências quanto às quantidades dos diversos bens que podem adquirir (neste caso, água e não-água) maximizando as suas funções utilidade. Com a resolução deste conhecido problema de otimização, deriva-se uma função de demanda bastante geral, que pode ser particularizada na medida em que se particularize também a função utilidade. A partir daí, podem-se definir propriedades gerais sobre a função, seus parâmetros e suas elasticidades, permitindo-se também analisar comparativamente as especificações teóricas com as principais especificações apresentadas na seção anterior.

Consideremos agora que a cobrança pelos serviços de água e esgoto normalmente se faz por meio do que se convencionou chamar estrutura tarifária em blocos (ETB), que se caracteriza por definir preços diferenciados, geralmente crescentes, para os diversos

blocos de consumo previamente determinados pela empresa de saneamento responsável pelos serviços.

Uma característica básica da ETB é que, na primeira faixa de consumo, todos os usuários pagam pelo consumo máximo, quer utilizem ou não aquela quantidade. Isto significa, em outras palavras, que existe uma decisão inicial do consumidor em participar ou não do serviço de água e depois decisões marginais com relação à passagem para blocos de consumo mais elevados. Neste trabalho, estaremos interessados apenas no segundo caso, pois a amostra disponível para o estudo empírico contém apenas usuários que estão ligados ao sistema.

Inicialmente, consideraremos o problema genérico de maximização da utilidade para, em seguida, particularizarmos a função utilidade com vistas à obtenção de restrições mais fortes. Para simplificar a análise, trabalharemos com o caso onde existem apenas dois bens na cesta do consumidor e ETB com apenas dois blocos de consumo.

Suponhamos que existam apenas dois bens: água, cuja quantidade consumida será denotada por a , e o agregado dos demais bens, cuja quantidade será denotada por x . O preço de x é q e a renda do consumidor é m . A ETB e o valor da despesa com consumo de água são, respectivamente:

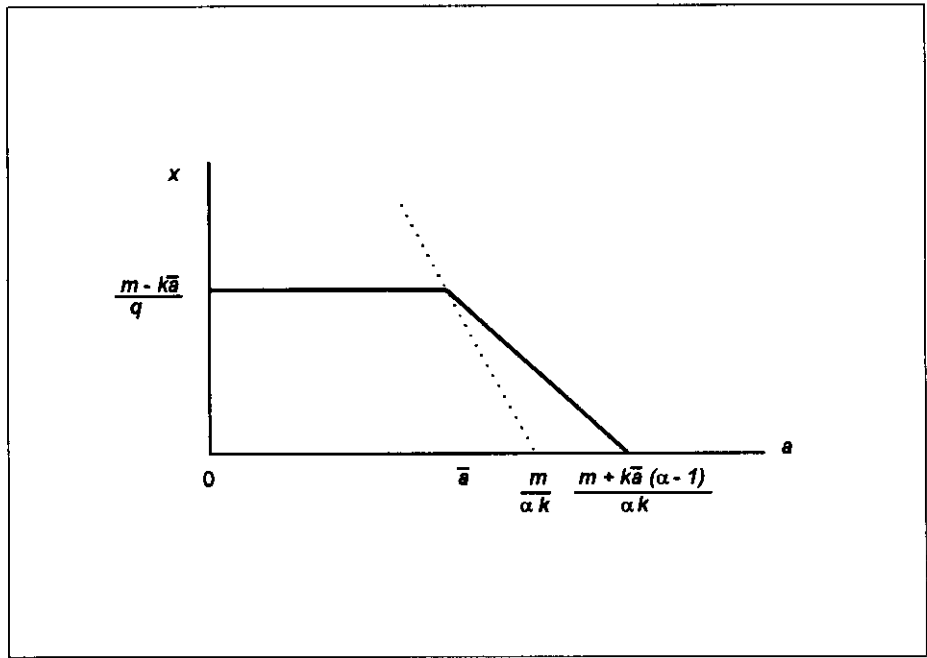
$$(a) = \begin{cases} k & \text{se } 0 < a \leq \bar{a} \\ \alpha k & \text{se } a > \bar{a} \end{cases} \quad P \quad e \quad V(a) = \begin{cases} k\bar{a} & \text{se } 0 < a \leq \bar{a} \\ k\bar{a} + \alpha k(a - \bar{a}) & \text{se } a > \bar{a} \end{cases}$$

Normalmente α é um número superior à unidade. Como consequência desta ETB, a restrição orçamentária $V(a) + qx = m$ é não-linear e apresenta um ponto de “quina”. Pode-se observar, no gráfico a seguir, que este ponto corresponde ao limite máximo do primeiro bloco (\bar{a}). Outra observação pertinente é que, para cada nível de consumo de x , o consumo correspondente de água é maior do que se o preço da água fosse determinado da forma convencional, qual seja, todo o consumo sendo cobrado pelo preço marginal.

Depreende-se, do simples exame do gráfico, que consumidores que maximizam utilidade e que conhecem o sistema de preços em vigor não devem consumir menos do que o limite superior do primeiro bloco (\bar{a}). Os desvios que possivelmente ocorrem explicam-se pelo desconhecimento da ETB ou por saciedade. A expressão $k\bar{a}(\alpha - 1)$ representa a diferença entre o valor da conta ao preço αk e o valor da conta efetivamente paga sob a ETB. Esta diferença representa uma transferência em forma de subsídio concedida pela empresa de saneamento aos consumidores que registram consumo acima do primeiro bloco. Ela é muito importante sob o ponto de vista da especificação da função de demanda. Em particular, como veremos a seguir, não é suficiente incluir apenas o preço marginal na curva de demanda.

Passemos agora a considerar o seguinte problema de maximização:

$$\begin{aligned} \text{Max.} \quad & U(x, a) \\ \text{s. a} \quad & V(a) + qx = m \end{aligned}$$



Conforme já notamos, não existe qualquer decisão adicional a ser tomada quanto ao consumo de água no primeiro bloco. Este deverá ser sempre igual ao limite máximo (\bar{a}). No segundo bloco, contudo, a situação é distinta, e o consumo deverá ser determinado pelas condições de primeira ordem do problema:

$$(\alpha k) U_x - q U_a = 0 \quad \text{e} \quad V(a) + qx = m$$

onde U_x e U_a indicam as respectivas derivadas parciais da função utilidade. Do sistema de equações gerado por estas condições, determinam-se as seguintes expressões para os efeitos preço e renda:

$$\text{(efeito preço)} \quad \frac{\partial a}{\partial \alpha} = \frac{-kq U_x + k(a - \bar{a}) [ak U_{xx} - q U_{ax}]}{\Delta}$$

$$\text{(efeito renda)} \quad \frac{\partial a}{\partial m} = \frac{q U_{ax} - \alpha k U_{xx}}{\Delta}$$

$$\text{onde } \Delta = -[q^2 U_{aa} + 2\alpha k q U_{ax} + (ak)^2 U_{xx}] > 0.$$

Pode-se observar que os sinais dos efeitos não podem ser determinados *a priori*. Entretanto, para funções utilidade separáveis temos que ($U_{ax} = 0$), e neste caso o efeito preço é negativo e o efeito renda positivo. Podemos obter também o efeito compensado de uma variação em α , mas para isso faz-se necessário resolver o problema de minimização de gastos:

$$\begin{aligned} \text{Min. } & V(a) + qx = m \\ \text{s. a } & U(x, a) = \bar{U} \end{aligned}$$

Utilizando-se os procedimentos usuais, pode-se mostrar que:

$$\left. \frac{\partial a}{\partial \alpha} \right|_{U = cte} = \frac{-kqU_x}{\Delta} < 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial a}{\partial \alpha} = \left. \frac{\partial a}{\partial \alpha} \right|_{U = cte} - k(a - \bar{a}) \frac{\partial a}{\partial m}$$

Observa-se neste caso que a equação de "Slutsky" é um pouco diferente da equação tradicional. Ao invés de termos o efeito renda ponderado pela quantidade, este aparece ponderado pela expressão $k(a - \bar{a})$. Reescrevendo em termos de elasticidades:

$$\epsilon_\alpha = \left. \epsilon_\alpha \right|_{U = cte} - \frac{\alpha k(a - \bar{a})}{m} \epsilon_m$$

Nota-se, assim, que a elasticidade renda está ponderada pela participação na renda do gasto que excede ao gasto mínimo. Pode-se verificar das relações entre as elasticidades que, quando o gasto com água tende a ser uma parcela muito pequena da renda, o resultado tradicional é aproximadamente válido.

Para que se possa aprofundar e detalhar um pouco mais a análise da demanda neste caso, é necessário que se façam algumas hipóteses sobre o comportamento do consumidor, especificando sua função utilidade. Como exemplificação do problema de maximização apresentado anteriormente para o caso geral, apresentaremos a seguir um caso particular desenvolvido com uma função de utilidade do tipo Cobb-Douglas. Quando a utilidade é do tipo:

$$U(x, a) = \beta \log x + \rho \log a$$

onde $\beta > 0$, $\rho > 0$ e $\beta + \rho = 1$.

Para um consumidor no primeiro bloco, já vimos que ($a = \bar{a}$), uma vez que consumidores que maximizam utilidade e conhecem o sistema de preços em vigor não

devem consumir menos do que o limite superior do primeiro bloco (\bar{a}). Para um consumidor no segundo bloco, após todo o processo de maximização, pode-se mostrar que a demanda por água é dada por:

$$a = \frac{m + (\alpha k - k)\bar{a}}{\alpha k} \frac{\rho}{\rho + \beta} = \rho \frac{[m + (\alpha k - k)\bar{a}]}{\alpha k}$$

onde a expressão $m + (\alpha k - k)\bar{a}$ revela que, por estar no segundo bloco de consumo, este usuário está recebendo uma transferência referente ao seu consumo do primeiro bloco. Esta transferência, usualmente chamada de diferença, aparece somada à renda na função de demanda. Desta forma:

- a) o preço marginal é a variável relevante para uma decisão de consumo;
- b) devido ao efeito renda, a diferença entre o valor da conta efetivamente pago e aquele que deveria ser pago, caso o sistema de preços fosse o mesmo utilizado para o bem x , deve aparecer na função demanda; e
- c) o coeficiente da variável renda na função demanda é igual ao coeficiente da diferença.

Esta forte restrição teórica em c não tem sido verificada na maioria dos estudos empíricos que procuraram estimar a função demanda por água. Conforme será visto na próxima seção, esta restrição também não se verifica nos resultados obtidos neste trabalho.

Note-se que a demanda pelo bem x , para o consumidor que se encontra no segundo bloco de consumo, é dada por:

$$x = \frac{\beta}{\beta + \rho} \frac{[m + (\alpha - 1)k\bar{a}]}{q}$$

A diferença embutida na ETB tem obviamente impacto sobre a demanda do bem x . Em particular, tal como no caso da demanda por água, a diferença deve aparecer na especificação da demanda pelos demais bens. Adicionalmente, o seu coeficiente é igual ao coeficiente da variável renda.

Voltando a falar sobre o bem água, os efeitos e as elasticidades-preço e renda para consumidores no segundo bloco são, respectivamente:

$$\text{(efeito preço)} \quad \frac{\partial a}{\partial \alpha} = - \frac{\rho}{\alpha^2} \left(\frac{m}{k} - \bar{a} \right) < 0$$

$$\text{(efeito renda)} \quad \frac{\partial a}{\partial m} = \frac{\rho}{\alpha k} > 0$$

$$\text{(elasticidade-preço)} \quad \epsilon_{\alpha} = \frac{\alpha}{a} \frac{\partial a}{\partial \alpha} = - \frac{m - k\bar{a}}{m + (\alpha - 1)k\bar{a}} < 0$$

$$\text{(elasticidade-renda)} \quad \epsilon_m = \frac{m}{a} \frac{\partial a}{\partial m} = \frac{m}{m + (\alpha - 1)k\bar{a}} > 0$$

Observemos que:

- a) o efeito e a elasticidade-preço são ambos negativos e funções crescentes de α ;
- b) o efeito e a elasticidade-renda são ambos positivos, onde o efeito independe do nível de renda, mas a elasticidade é função crescente do mesmo; e
- c) mantida fixa a ETB e na medida em que a renda do consumidor tende a níveis mais elevados, as elasticidades-preço e renda tendem, respectivamente, para -1 e 1.

Um outro aspecto importante e que deve ser verificado diz respeito ao comportamento do consumidor em termos do seu grau de satisfação diante da função de utilidade utilizada no modelo. Através da função de utilidade indireta, que denotamos por H , pode-se verificar que:

$$\frac{\partial H}{\partial \alpha} = \frac{k\bar{a}}{m + (\alpha - 1)k\bar{a}} - \frac{(1 - \beta)}{\alpha}$$

onde o sinal desta expressão é, *a priori*, indeterminado. A condição necessária e suficiente para que o sinal seja negativo e a relação ganhe maior significado econômico é que:

$$\alpha < \left(\frac{1 - \beta}{\beta} \right) \left(\frac{m - k\bar{a}}{k\bar{a}} \right)$$

Então, uma vez satisfeita esta condição, um aumento no preço da água α reduz o nível de utilidade do consumidor e um aumento da renda m tem um efeito contrário ao do preço, o que, do ponto de vista econômico, é considerado um comportamento bastante racional.

Em comparação com os artigos comentados na seção anterior, dois aspectos devem ser ressaltados:

a) da especificação obtida para a função de demanda, torna-se incontestável o paradigma de Taylor e Nordin, pois as variáveis preço marginal e diferença intramarginal aparecem como variáveis explicativas da quantidade consumida de água; e

b) das definições de ETB e diferença intramarginal, verificam-se claramente as relações de simultaneidade entre consumo, preço marginal e diferença intramarginal, o que realmente explica a existência de vieses nos estimadores de MQO e justifica a aplicação de métodos de correção do tipo McFadden.

4 - Estimação da função de demanda residencial por água

Nesta seção apresentamos o resultado final dos nossos esforços para estimar a função demanda residencial por água. Primeiramente, faremos uma breve descrição dos dados utilizados na estimação. Posteriormente, comentaremos a técnica de estimação empregada e os resultados obtidos.

Os dados utilizados são oriundos de uma pesquisa por amostragem realizada em 1986 pela Empresa de Saneamento do Paraná (Sanepar) em 27 municípios deste mesmo estado. As informações com as quais trabalhamos referem-se a 5.417 residências, cada uma com uma única ligação de água, cujo consumo foi devidamente registrado por meio de um medidor (hidrômetro). As características físicas dos domicílios e as demais informações sobre os residentes foram coletadas através de um questionário preenchido nas residências.

Entre as diversas variáveis disponíveis, fez-se uma seleção das que poderiam afetar o consumo residencial, como o preço marginal, a renda familiar, o número de pessoas residentes, a área construída do domicílio, o número de cômodos e algumas outras. Após várias experiências, restaram como variáveis explicativas da demanda residencial de água apenas as seguintes: o preço marginal, a diferença intramarginal, a renda familiar e o número de pessoas residentes.

A informação sobre o consumo residencial mensal de água informado na amostra foi entendida como a quantidade demandada de água na residência. A hipótese é de que não havia restrições na quantidade produzida de água.

É importante ressaltar que as informações sobre renda familiar estão registradas em estratos de renda discretos, segundo o número de salários mínimos da época: de 0 a 1; mais de 1 a 2; mais de 2 a 5; mais de 5 a 10; mais de 10 a 20; e mais de 20.

A variável diferença é a mesma discutida nas seções anteriores. Como já foi visto, ela é de fundamental importância para explicação do consumo, e sua existência neste caso deve-se ao fato de que a estrutura tarifária vigente na época da pesquisa e empregada pela Sanepar para cobrar o consumo residencial era a seguinte:

TABELA 2

Consumo mensal (m ³)	Tarifa por unidade de consumo (Cr\$) ^a
0 a 10	1,37
11 a 15	1,45
16 a 20	1,87
26 a 50	2,59
Mais de 50	3,61

^a Valor a ser cobrado por unidade de consumo que exceder ao limite do bloco de consumo anterior.

O valor mínimo da conta era de Cr\$ 13,70, qualquer que fosse o consumo dentro do primeiro bloco de consumo. A variável diferença é definida como o resultado da diferença entre o valor da conta cobrado ao preço marginal e o valor da conta cobrado ao usuário.³ Exemplificando, como o valor mínimo da conta era de Cr\$ 13,70, para um usuário que consumisse 8 m³, esta diferença é igual a $(8 \times 0) - 13,70$, isto é, - Cr\$ 13,70; já para um consumo igual a 12 m³, a diferença é igual a $(12 \times 1,45) - (10 \times 1,37 + 2 \times 1,45)$, isto é, Cr\$ 0,80.

Deve-se notar que a variável diferença tem valores negativos para os consumos até 10 m³ e valores positivos para consumos superiores a 10 m³. Interpreta-se o valor negativo da diferença como um *imposto* cobrado ao consumidor, ou seja, um acréscimo colocado sobre sua conta, funcionando como um desestímulo ao consumo; quando a diferença é positiva, o fato de um usuário estar pagando um valor de conta 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.

Pelo fato de que a variável diferença pode assumir valores negativos e nulos, isto impediu que fosse usada uma especificação log-log para a função de demanda residencial, o que permitiria testar uma estimativa constante para as elasticidades da demanda. Por este motivo, resolveu-se trabalhar na estimação apenas com a especificação linear.

Nas seções anteriores, mostrou-se a importância de se usar um método de estimação que corrigisse o problema da simultaneidade entre consumo e preço e, ao mesmo tempo, apresentasse estimadores com boas propriedades. Dois métodos que satisfazem estas exigências foram utilizados em nossos exercícios de estimação da função de demanda: o de Mínimos Quadrados em dois Estágios, bastante divulgado na literatura economé-

³ O preço marginal é zero na primeira faixa porque o custo é fixo, igual a Cr\$ 13,70.

trica, e o de McFadden, que consiste nos seguintes procedimentos: a) estimação da função de demanda na sua forma estrutural; b) estimação de uma variável *proxy* para o preço utilizando os valores estimados das quantidades consumidas de água; e c) reestimação da função de demanda, usando agora a variável *proxy* obtida em b no lugar da verdadeira variável preço.⁴

Após algumas experiências, decidiu-se seguir a especificação sugerida por Taylor e Nordin com a presença do preço marginal e a variável diferença, e utilizar o método de McFadden para estimar os parâmetros da função demanda.⁵

O modelo foi especificado como:

$$\begin{aligned} \text{Quantidade demandada} = & \alpha_0 + \beta_1 * \text{Preço marginal} + \beta_2 * \text{Diferença} + \\ & + \beta_3 * \text{Renda} + \beta_4 * \text{Número de pessoas} + \varepsilon \end{aligned}$$

A estimação desta equação foi feita para a amostra geral e para três subamostras:

- a) para os usuários com renda mensal de até dois salários mínimos;
- b) para os usuários com renda mensal superior a dois salários mínimos até 10 salários mínimos; e
- c) para os usuários com renda mensal superior a 10 salários mínimos.

Os sinais esperados para as estimativas dos parâmetros são os seguintes:

a) $\beta_1 < 0$, já que, por hipótese, a água residencial é um bem normal, o que significa que variações no preço marginal afetam inversamente as variações na quantidade demandada, conforme esperado teoricamente;

b) $\beta_2 \leq 0$: quando na variável diferença predominar o efeito de *imposto* desta variável, a estimativa terá um sinal negativo, o que significa que uma diferença maior (ou seja, um imposto maior cobrado aos usuários) afeta inversamente a quantidade demandada; se a diferença significar um *subsídio*, a estimativa será positiva, já que uma diferença maior terá como efeito uma quantidade demandada maior;

c) $\beta_3 > 0$, já que se espera que, quanto maior a renda, maior a quantidade demandada de água; e

d) $\beta_4 > 0$: quanto maior o número de residentes na economia, maior a quantidade demandada de água.

4 Ver Hausman, Kinnucan e McFadden (1979). O método foi usado por Shin (1985) e, também, por Nieswiadomy e Molina (1991).

5 Estas experiências referem-se não apenas ao uso de métodos alternativos, mas também de diferentes especificações, com o uso de vários conjuntos de variáveis.

As Tabelas 3 a 6 registram os resultados obtidos na estimação da função de demanda residencial por água para o caso geral, quando os usuários têm renda mensal até dois salários mínimos, mais de dois a 10 salários mínimos e mais de 10 salários mínimos, respectivamente.

Na coluna central das tabelas aparecem as estimativas para as elasticidades da demanda residencial de água. Como o modelo estimado é da forma linear, estas elasticidades variam ao longo da demanda e, por isto, estão calculadas no ponto médio desta função. Em todas as tabelas, o sinal (*) informa que o coeficiente da variável não é significativo ao nível de 10 % e o sinal (**) indica o teste $H_0: \beta_i = 0$, para $i = 1, 2, 3, 4$.

Com base nas estimativas mostradas nas Tabelas 3 a 6, podem ser feitas as seguintes observações quanto à elasticidade da demanda residencial de água:

a) A elasticidade-preço marginal desta demanda é, em módulo, menor que 1, ou seja, o preço marginal afeta a quantidade demandada, mas aumentos neste preço reduzem as quantidades demandadas por água em uma proporção menor que a variação no preço. Isto, certamente, se deve à essencialidade deste bem. Entretanto, o nível de renda mensal do usuário condiciona esta reação a um preço marginal maior: no caso dos usuários de baixa renda (até dois salários mínimos), a diminuição na quantidade demandada é proporcionalmente maior (igual a -0,60) que a redução feita na amostra geral e nas duas outras classes de renda (igual a -0,24, -0,16 e -0,22, respectivamente), comportamento este derivado da restrição imposta pelo orçamento mais apertado do consumidor de baixa renda.

b) As elasticidades-diferença da demanda residencial por água são negativas e maiores que -1, para os usuários com renda até dois salários mínimos (igual a -0,79) e com renda maior que dois até 10 salários mínimos (igual a -0,13), enquanto, para as famílias de

TABELA 3

Quantidade consumida de água (m³): método McFadden — classe de renda geral

Variáveis explicativas	Coefficiente estimado	Elasticidade estimada	Estatística t	Probabilidade sob H_0 (**)
Constante	17,470374	—	63,890	0,0001
Preço marginal	-3,304701	-0,2404	-18,258	0,0001
Diferença	0,852801	0,0574	80,546	0,0001
Renda	0,000050	0,0192	3,525	0,0004
Número de pessoas	0,151069	0,0433	3,790	0,0002
F^2 - ADJ = 0,8248			F-Valor = 6374,873	

TABELA 4

*Quantidade consumida de água (m³):
método McFadden — classe de renda até dois salários mínimos*

Variáveis explicativas	Coefficiente estimado	Elasticidade estimada	Estatística <i>t</i>	Probabilidade sob H_0 (**)
Constante	26,209507	—	42,600	0,0001
Preço marginal	-9,963014	-0,6247	-18,819	0,0001
Diferença	1,448022	-0,7963	35,112	0,0001
Renda	(*)	(*)	(*)	(*)
Número de pessoas	(*)	(*)	(*)	(*)
R^2 - ADJ = 0,7808			F-Valor = 1983,291	

TABELA 5

*Quantidade consumida de água (m³):
método McFadden — classe de renda de dois a 10 salários mínimos*

Variáveis explicativas	Coefficiente estimado	Elasticidade estimada	Estatística <i>t</i>	Probabilidade sob H_0 (**)
Constante	16,595581	—	55,272	0,0001
Preço marginal	-2,251711	-0,1652	-12,552	0,0001
Diferença	0,761797	-0,1320	61,196	0,0001
Renda	0,000077	0,0197	1,929	0,0539 *
Número de pessoas	0,054447	0,0184	1,681	0,0929 *
R^2 - ADJ = 0,8546			F-Valor = 4705,986	

TABELA 6

*Quantidade consumida de água (m³):
método McFadden — classe de renda acima de 10 salários mínimos*

Variáveis explicativas	Coefficiente estimado	Elasticidade estimada	Estatística <i>t</i>	Probabilidade sob H_0 (**)
Constante	15,847641	—	13,903	0,0001
Preço marginal	-3,049551	-0,2163	-4,441	0,0001
Diferença	0,840580	0,5063	30,624	0,0001
Renda	(*)	(*)	(*)	(*)
Número de pessoas	0,598712	0,1085	3,939	0,0001

R^2 - ADJ = 0,7773 F-Valor = 1282,321

maior renda e para a amostra toda, as elasticidades-diferença são positivas e menores que 1 (iguais a 0,50 e 0,06, respectivamente). A interpretação destes resultados já foi antecipada: as elasticidades negativas se devem ao fato de os consumos destes usuários estarem predominantemente no bloco de consumo onde a variável *diferença* funciona como um imposto cobrado aos consumidores (ou seja, entre 0 e 10 m³); a elasticidade positiva se deve ao efeito de *subsídio* embutido na estrutura tarifária para os consumos superiores a 10 m³, o qual deve predominar no caso dos usuários com renda superior a 10 salários mínimos. Verifica-se que a elasticidade-diferença é maior em módulo (igual a -0,79) para os consumidores de baixa renda do que para os usuários que estão no que se chama de classe média (igual a -0,13), explicável da mesma forma.

c) A variável renda, *per se*, não afeta a quantidade demandada por água, ou afeta de forma bastante reduzida, praticamente nula. Como pode ser observado, aparecem valores de elasticidades-renda estatisticamente diferentes de zero apenas nos casos geral e para consumidores com classe de renda de dois a 10 salários mínimos, que são 0,0192 e 0,0197, respectivamente. Este resultado é claramente insatisfatório do ponto de vista analítico, pois a expectativa era de que o nível de renda apresentasse um efeito positivo mais significativo sobre a quantidade demandada.

d) Da mesma forma, a variável número de pessoas residentes no domicílio apresenta elasticidades praticamente nulas, como nos casos das famílias situadas nas classes de renda até dois salários mínimos e mais de dois a 10 salários mínimos, e ainda extremamente baixas (iguais a 0,11 e 0,04, respectivamente) para as famílias com renda mensal superior a 10 salários mínimos e para o caso geral. Este resultado talvez se explique pela pouca variabilidade amostral existente no tamanho das famílias.

Em comparação com os resultados apresentados na Seção 2, pode-se dizer que as estimativas obtidas para as elasticidades-preço, diferença e renda da demanda não são muito diferentes das encontradas pelos outros autores, embora não sejam muito comparáveis devido aos diferentes conjuntos de dados e métodos de estimação.

Já a hipótese de inelasticidade-preço, referida na introdução deste artigo, é confirmada pelas estimativas obtidas. Entretanto, não é possível sustentar a hipótese de que ela assuma um valor constante, qualquer que seja o nível de renda do consumidor, pois, na medida em que os consumidores são diferenciados segundo classes de renda, as elasticidades estimadas também se diferenciam fortemente. Isso implica que o uso arbitrário da hipótese de inelasticidade-preço para prever receitas futuras pode ainda levar a resultados bastante distorcidos.

No que tange aos problemas básicos discutidos na Seção 2, os quais poderiam prejudicar uma estimativa adequada da demanda residencial por água, quais sejam, a questão do viés de simultaneidade e a controvérsia do uso do preço marginal ou do preço médio, deve-se notar que as estimativas registradas foram feitas usando-se um método de estimação que procurou eliminar os problemas analisados naquela seção. Em primeiro lugar, a questão do viés de simultaneidade foi resolvida com a aplicação do método de dois estágios de McFadden. Por outro lado, na especificação da função demanda foi implicitamente utilizado o modelo de Taylor e Nordin, o qual desagrega o preço médio em dois componentes, o preço marginal e a diferença de preço, que, no julgamento dos autores deste artigo, é a forma mais adequada para representar o efeito preço sobre a demanda no caso específico da estrutura de tarifas utilizada pelas empresas de saneamento no Brasil.

Finalmente, deve-se registrar que é intenção dos autores reestimar a demanda residencial por água usando dados que serão especialmente coletados entre consumidores servidos por diferentes empresas de saneamento. No presente estudo, os dados utilizados foram apenas os que estavam disponíveis na amostra coletada no Estado do Paraná. É desejável do ponto de vista da estabilidade das estimativas que haja maior variabilidade no que diz respeito às variáveis mais relevantes na explicação das quantidades demandadas, o que se pretende conseguir com as planejadas novas amostras.

Abstract

The derivation of optimal tariffs for the supply of water services requires the knowledge of the characteristics of the water demand. This article is a study of the residential demand for water in Brazil. In its first section, the article presents a bibliographical survey of the main problems related to the specification and the estimation of this function; in the second section is developed a theoretical model for the water demand from which useful general results are obtained; finally, in the last section the residential demand function for water is estimated using empirical data collected among consumers. This study produced an estimation of the demand price-elasticity for water, an important economic parameter that allows both the assessment of the sensitivity of the revenue to price changes and the establishment of price differentials among consumers.

Bibliografia

- ANDRADE, T. A. Objetivos distributivos e preços discriminatórios para empresas prestadoras de serviços públicos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 3, p. 433-460, dez. 1993.
- . As tarifas dos serviços públicos e a pobreza. *Revista Brasileira de Economia*, v. 48, n. 3, p. 371-388, jul./set. 1994.
- BILLINGS, B. R. Specification of block rate variables in demand models. *Land Economics*, v. 58, p. 386-394, Aug. 1982.
- . Specification of block price variables in demand models: reply. *Land Economics*, v. 59, p. 370-371, Aug. 1983.
- 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.
- . Price elasticities for water: a case of increasing block rates: reply. *Land Economics*, v. 57, p. 276-278, May 1981.
- 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.
- FOSTER Jr., HENRY, S., BEATTIE, B. R. Urban residential demand for water in the United States. *Land Economics*, v. 55, p. 43 - 58, Feb. 1979.
- . Urban residential demand for water in the United States: reply. *Land Economics*, v. 57, p. 257-265, May 1981a.
- . On the specification of price in studies of consumer demand under block price scheduling. *Land Economics*, v. 57, p. 624-629, Nov. 1981b.
- 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. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, p. 1.251-1.271, 1978.
- HAUSMAN, J. A., KINNUCAN, M., MCFADDEN, D. A two-level electricity demand model. *Journal of Econometrics*, v. 10, p. 263-289, 1979.

- 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.
- HECKMAN, J. J. Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system. *Econometrica*, v. 46, p. 931-959, Jul. 1978.
- HOUTHAKKER, H. S. Some calculations of electricity consumption in Great Britain. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 114, Part III, p. 351-371, 1951.
- HOUTHAKKER, H. S., VERLEGER, P. K., SHEEHAN, D. P. Dynamic demand analyses for gasoline and residential electricity. *Data Resources, Inc.* 1973.
- 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.
- NIESWIADOMY, M. L., MOLINA, D. J. Urban water demand estimates under increasing block rates. *Growth and Change*, v. 19, p. 1-12, Winter 1988.
- . A note on price perception in water demand models. *Land Economics*, v. 67, p. 352-592, Aug. 1991.
- NORDIN, J. A. A proposed modification of Taylor's demand analysis: comment. *The Bell Journal of Economics*, v. 7, p. 719-721, Autumn 1976.
- 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: 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.
- 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.
- SHIN, JEONG-SHIK. 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, p. 74-110, Spring 1975.
- TAYLOR, L. D., BLATTENBERGER, G. R., RENNHACK, R. K. Residential energy demand in the United States. *Report to Electric Power Research Institute, Data Resources, Inc.*, Jul. 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 on municipal water demand: a case study of northeastern Illinois. *Land Economics*, v. 48, p. 34-44, Feb. 1972.

YOUNG, R. A. Price elasticity of demand for municipal water: case study of Tucson, Arizona. *Water Resources Research*, v. 9, p. 1.068-1.072, Aug. 1973.

(Originais recebidos em agosto de 1995. Revistos em setembro de 1995.)