



Ministério da Educação – Brasil
Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri – UFVJM
Minas Gerais – Brasil

Revista Vozes dos Vales: Publicações Acadêmicas
Reg.: 120.2.095 – 2011 – UFVJM
ISSN: 2238-6424

QUALIS/CAPES – LATINDEX
Nº. 09 – Ano V – 05/2016
<http://www.ufvjm.edu.br/vozes>

Percepção do preço da água nos sistemas de abastecimento da Cidade de Teófilo Otoni, no Estado de Minas Gerais (MG), Brasil.

Prof^a. Dr^a. Raquel de Souza Pompermayer
Doutora em Ciências Florestais pela Universidade de Brasília
Docente da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri - UFVJM
Teófilo Otoni - MG - Brasil
<http://lattes.cnpq.br/4701309510886228>
E-mail: raquel.pomper@ufvjm.edu.br

Arthur Rocha dos Santos
Discente do curso de Ciência e Tecnologia Universidade
Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri
Teófilo Otoni - MG - Brasil
<http://lattes.cnpq.br/9538532221785400>

Sálvio Luiz de Figueiredo
Discente do curso de Engenharia de Produção Universidade
Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri
Teófilo Otoni - MG - Brasil
<http://lattes.cnpq.br/0210241215073471>

Resumo: O trabalho apresenta uma estimativa da demanda de água nos sistemas de abastecimento público na Cidade de Teófilo Otoni, Estado de Minas Gerais. O modelo de demanda de água apoiou-se na estrutura tarifária, visando capturar aspectos importantes tanto para o serviço de abastecimento de água quanto para os consumidores. Do lado da firma provedora de água potável, o conhecimento das características da curva de demanda urbana de água pode ser uma informação relevante para definição de tarifas que promovam uma maior arrecadação. Do lado do consumidor, a percepção de preço da água, levando-se em conta o regime

tarifário, constitui uma informação importante para incentivar a racionalização de seu uso. Assim, os efeitos das variáveis condicionantes do comportamento do consumidor de água do serviço de abastecimento estão dimensionados neste artigo. A demanda de água na área de estudo mostrou-se bastante elástica em relação a preço, sugerindo que os consumidores reagem às políticas de precificação da água.

Palavras-chave: demanda por água, preço marginal, MQO2E.

Introdução

Os primeiros estudos de demanda por água evoluíram do pressuposto de que o crescimento da população e o tipo de desenvolvimento urbano é que determinavam a quantidade de água necessária. Assumia-se implicitamente que o preço da água e a renda do consumidor não afetavam a sua demanda. Entretanto, nas últimas décadas, a utilização do preço como ferramenta de gestão do consumo de água, visando à efetividade na arrecadação, bem como a racionalização do seu uso, tem sido tema de crescente preocupação entre os agentes tomadores de decisão do setor de abastecimento público.

A percepção do consumidor quanto ao preço da água, levando-se em conta o regime tarifário, constitui uma informação importante para incentivar a racionalização de seu uso. Uma maneira de melhorar a percepção do valor econômico da água pelos usuários é a utilização de tarifas que reflitam o quanto os consumidores de diferentes classes de renda devem pagar pela água (POMPERMAYER, 2012). Nesse sentido, como podemos capturar e dimensionar a percepção do consumidor quanto ao preço, uma vez que a água é cobrada em tarifas por blocos de consumo. Mais além, qual o efeito que a renda exerce sobre o consumo quando há uma mudança para um bloco de consumo mais elevado.

Assim, ao elaborar um modelo de demanda de água, apoiando-se na estrutura tarifária, vários aspectos importantes são considerados, tanto para os serviços de água quanto para os consumidores. As variáveis condicionantes da demanda por água devem fornecer coeficientes consistentes com os relatos em experiências empíricas da literatura.

A área de estudo é a Cidade de Teófilo Otoni, situada no Vale do Rio Mucuri, no Estado de Minas Gerais. A área de abrangência do estudo possui população

urbana estimada em 110.076 habitantes, o que corresponde a cerca de 81% da população total do Município e alta densidade demográfica (cerca de 42 hab.Km⁻²) em relação ao Estado de Minas Gerais (33 hab.km⁻²). Tais características, aliadas às poucas oportunidades socioeconômicas, são refletidas num PIB per capita da ordem de 13.717,00 reais por habitante e num IDHM de 0,70, em 2010. Esse último colocou o Município atrás das cidades de Belo Horizonte (0,81) e Uberlândia (0,79), conforme dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento -PNUD (IBGE, 2010; PNUD, 2010).

Tais características configuram um cenário de degradação ambiental na bacia do Rio Mucuri, onde atividades de exploração de madeira e plantio de pastagens têm levado à supressão da cobertura vegetal em áreas de floresta nativa, reserva legal, área de preservação permanente e matas ciliares. O desmatamento tem comprometido as nascentes dos mananciais de abastecimento urbano (GODINHO et al., 2008). Seus efeitos sobre a qualidade e disponibilidade hídrica atual e futura para o abastecimento da população urbana é, ainda, desconhecido. A falta de um conhecimento da estrutura da demanda por água nos sistemas de abastecimento tem levado ao desinteresse na implantação de mecanismos voltados a conservação desse bem.

Nesse contexto, como o serviço de abastecimento da Cidade de Teófilo Otoni pode atuar para a obtenção de uma arrecadação financeira mais efetiva, bem como estimular a racionalização do seu uso, levando-se em conta a percepção do consumidor de água potável em relação ao seu preço. Para tanto, estimou-se uma função de demanda de água do sistema de abastecimento público da Cidade de Teófilo Otoni, tendo por base evidências empíricas internacionais e nacionais.

Desenvolvimento do Trabalho

Os dados empregados nas estimativas dos parâmetros da função de demanda foram levantados por meio de pesquisa de campo considerando-se a dimensão espacial. Os dados estão desagregados, no intuito de capturar as particularidades de cinco diferentes estratos de consumidores. O levantamento foi realizado nos cinco bairros mais populosos da área de estudo, atendidos pelo sistema de abastecimento público da Companhia de Saneamento de Minas Gerais – COPASA.

Um total de 140 questionários socioeconômicos foram aplicados em cada bairro, no período de março de 2014, totalizando de 700 residências.

Os dados de natureza desagregada permitem uma percepção mais realística acerca da relação entre o consumo de água e padrões socioeconômicos, tais como idade, hábitos de uso da água, renda individual e fatores comportamentais (POMPERMAYER, 1012). A partir dos dados obtidos por amostragem por domicílios especificam-se as variáveis explicativas do consumo de água.

Particularmente, os dados coletados referem-se às características dos domicílios, renda dos consumidores, bem como dados da conta de água do consumidor residencial. No intuito de identificar o impacto do perfil de consumo das residências e dos consumidores no comportamento da demanda residencial de água, assumiu-se o preço marginal e a diferença intramarginal como condicionantes. O preço marginal é o preço cobrado pela última unidade consumida de água, enquanto a variável diferença explica o efeito renda decorrente da mudança de faixa de consumo. Outras variáveis independentes especificadas são a renda do consumidor e a taxa cobrada pela coleta de esgotos.

Neste estudo, a incorporação das variáveis preço e diferença está sustentada na literatura que defende a inclusão da denominada especificação de Nordin (preço marginal e a variável diferença) na modelagem da demanda. Nordin (1976) destaca que os consumidores reagem não somente ao preço marginal, mas também, às variações em seu excedente, decorrentes da mudança de faixa de consumo. A especificação de Nordin considera toda a tabela de preços, na decisão do consumidor, capturando o efeito renda imposto pela estrutura tarifária.

Na tentativa de suplantar os possíveis vieses de estimativas, bem como a simultaneidade entre preço e quantidade consumida, recorreu-se ao procedimento desenvolvido por Taylor et al. (1981) e, posteriormente, testado por Billings (1982). Posteriormente, usado por Martínez-Espiñeira (2003) e Martínez-Espiñeira e Nauges (2004), esse tipo de solução resulta numa aproximação linear para a conta total de água. O método de Billings (1982) utiliza as quantidades e as receitas observadas para derivar um preço marginal e uma diferença intramarginal constante para cada estrutura tarifária. No período estudado, estimam-se para a estrutura tarifária da COPASA, os valores das variáveis, preço marginal e da diferença intramarginal.

Já o impacto da renda sobre o consumo de água potável é estudado por meio do parâmetro elasticidade-renda da demanda. Para tanto, a ideia envolvida é que as famílias de baixa renda são as que menos consomem. Por uma questão equidade social, levando-se em conta os benefícios sociais do abastecimento de água potável, as famílias de baixa renda devem ser subsidiadas e a fonte de financiamento de tais subsídios deve ser a tarifa dos consumidores de maior nível de renda (FONTENELE et al., 2011).

Como todo bem normal, a demanda de água deve aumentar proporcionalmente ao aumento da renda. A influência das tarifas em blocos crescentes e decrescentes afetam potencialmente a significância e magnitude da elasticidade-renda (WORTHINGTON e HOFFMAN, 2008). Geralmente, as estimativas da elasticidade-renda são inelásticas e de pequena magnitude, segundo estudos de Gaudinet al. (2001), e Garcia e Reynaud (2004) Hoffman et al., (2006), Gaudin (2006) ,Schleich e Hillenbrand (2009) e corroborados em Pompermayer (2012). Visando relacionar o consumo residencial com a renda familiar, numa localidade específica e de grupo de consumidores específicos, em determinado período de tempo, as observações sobre renda familiar serão tomadas em faixas de renda, conforme empregado por Andrade et al. (1995) e Pizaia e Camara (2007).

Por outro lado, a concepção de uma estrutura com tarifas menores para a categoria de baixa renda, com o propósito de favorecer a população pobre, tem algumas restrições. Isso porque se observa que existe uma tendência de mudanças no estilo de moradia da população urbana, principalmente das cidades maiores. Tal tendência torna o espaço mais restrito e mais caro. Portanto, as residências são cada vez menores, com aumento da participação dos apartamentos em detrimento da proporção de casas. Como consequência, observa-se tendência de redução do consumo de água por residência (FONTENELE et al., 2011). Outro aspecto que contribui para o aprofundamento dessa tendência é a mudança de estilo de vida no meio urbano, pois uma proporção cada vez maior de pessoas tende a passar mais horas do dia fora de casa. Tal característica é um fator adicional na redução do consumo de água por imóvel, independente do nível de renda. O resultado é o crescimento da participação de consumidores em faixas de menores de consumo, incluindo aqueles de renda média e alta que se beneficiam dos subsídios

Nesse sentido, aspectos relacionados às características físicas da residência, bem como hábitos de consumo dos residentes e seu perfil socioeconômico serão incluídos no modelo previsto, avaliando-se a magnitude de seus efeitos sobre a demanda residencial de água.

A magnitude dos efeitos de uma mudança no preço sobre a quantidade de água demandada pelos consumidores é indicada pela elasticidade-preço da demanda. Geralmente, a demanda estimada de água é muito inelástica a preço, pois a água não tem substitutos para usos básicos. Por outro lado, valores inelásticos se devem ao baixo nível de percepção do consumidor da estrutura tarifária, já que a conta de água normalmente representa uma pequena proporção de sua renda (CHICOINE e RAMAMURTHY, 1986; ARBUÉS et al., 2000).

A estrutura de demanda, representada pela Equação 1, assume a hipótese de que os consumidores adaptam sua conduta em relação ao consumo de água, face às mudanças no seu preço, e, no longo prazo, modificam seus hábitos de uso da água. Dessa forma, o consumo residencial de água relaciona-se inversamente com o seu preço.

$$\ln Q_i^D = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln P_i^{mg} + \beta_2 \ln D_i^I + \beta_3 \ln R_i^M + \beta_4 \ln P_i^E + \mu_i \quad (1)$$

A variável Q_i^D é a variável dependente, representando a quantidade de água consumida no sistema de abastecimento. As variáveis independentes são P_i^{mg} , é o preço marginal da água; R_i^M é a renda do consumidor; P_i^E é a tarifa de esgoto; D_i^I é a diferença intramarginal e; μ_i é o termo de erro que captura o efeito de todos os outros fatores omitidos no modelo, os quais determinam a quantidade consumida de água.

Os parâmetros estimados são $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$, que expressam a reação na quantidade de água demandada face as alterações em cada variável. A expectativa é um efeito negativo para o preço marginal ($\beta_1 < 0$), positivo para renda do consumidor ($\beta_3 > 0$) e positivo para diferença intramarginal ($\beta_2 > 0$). Admite-se, ainda, um efeito positivo para a taxa de esgoto sobre a demanda por água ($\beta_4 > 0$). Apoiada nessas hipóteses deriva-se a curva de demanda agregada por água na forma funcional logarítmica, devido à possibilidade de obtenção das elasticidades direto dos coeficientes. Todas as hipóteses foram avaliadas por meio dos valores p dos coeficientes t, admitindo-se valores significativos até 10% de probabilidade.

Na modelagem da demanda residencial de água, a existência de simultaneidade entre preço e quantidade é bastante discutida na literatura. Isso porque existem regressores endógenos, ou seja, correlacionados com o termo de erro. Como preço e quantidade estão condicionados pela regra tarifária, então, uma correlação entre o preço e o termo de erro estocástico é estabelecida (ANDRADE et al, 1995; PIZAIA e CAMARA, 2007).

É primordial num modelo de demanda ou de oferta a sua identificação. Este aspecto tem influência na obtenção de resultados coerentes e consistentes do ponto de vista teórico. Numa especificação típica de demanda, os preços são endógenos, isto é, os preços observados decorrem da interação entre produtores e consumidores. Tal característica requer a distinção das alterações de preços e de quantidades decorrentes do deslocamento da curva de oferta daquelas resultantes do deslocamento da curva de demanda. Como consequência, os métodos “tradicionais” de estimação da demanda geram coeficientes de preço menos negativos do que são na realidade. Assim, a identificação de demanda busca a obtenção de estimativas livres de inconsistências.

De forma genérica, numa relação de simultaneidade, a variável dependente (Y) é determinada pelas variáveis explanatórias (X) e algumas delas, por sua vez, são determinadas por Y. Diferentemente dos modelos de equação única, os modelos de equações simultâneas estimam os parâmetros sem levar em conta informações fornecidas pelas demais equações do sistema.

Quando um modelo é estimado por MQO, a condição de identificação é que cada variável explicativa seja não correlacionada com o termo de erro. Tendo em vista a interdependência entre o termo de erro estocástico e a variável (ou variáveis) explanatória endógena, o método dos MQO é inapropriado para a estimação de uma equação em um sistema de equações simultâneas (GUJARATI, 2006).

Para corrigir o problema da simultaneidade entre consumo e preço, recorreu-se aos métodos de equação única, mais especificamente, ao Método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios - MQ2E. Tal método pode ser aplicado com propriedade no contexto de equações simultâneas, fornecendo estimadores não visados e consistentes (GUJARATI, 2006). A partir de variáveis instrumentais é possível identificar (ou estimar de forma consistente) os parâmetros de uma equação do modelo de equações simultâneas (WOOLDRIDGE, 2002).

O problema da identificação é a possibilidade de se obter, ou não, os parâmetros da equação estrutural a partir dos coeficientes estimados na forma reduzida. Se isso puder ser alcançado, diz-se que a equação em pauta é identificada. Do contrário, trata-se de um modelo não identificado ou subidentificado (GUJARATI, 2006). No caso estudado, a função de demanda é identificada quando a variável P^{me} (Eq. 2) desloca a oferta sem afetar a equação de demanda. Para cada variação em P^{me} e nenhum erro, a equação de demanda é delineada (WOOLDRIDGE, 2002).

A presença do deslocador não observado da demanda (isto é, o termo de erro) faz com que a equação de demanda seja estimada com erro. No entanto, os estimadores serão consistentes, desde que a variável P^{me} não esteja correlacionada com o erro. Na especificação de duas equações simultâneas, a função de oferta de água potável, especificada na Equação 2, é fundamental na identificação do sistema de equações simultâneas e, portanto, na aplicação do método do MQ2E.

$$\ln Q_i^S = \ln y_0 + \gamma_1 \ln P_i^{me} + \mu_i \quad (2)$$

Onde, Q_i^S é a variável dependente, representada pela quantidade ofertada de água na localidade i ; P_i^{me} é o preço efetivo da água (preço efetivamente cobrado na fatura mensal de água), correspondente aos blocos de consumo na localidade i e; μ_i é o termo de erro.

Essencialmente, o MQ2E envolve duas aplicações sucessivas de MQO que busca “purificar” a variável explanatória estocástica (P^{mg}) do termo de erro. Esse objetivo é alcançado executando-se um procedimento de dois estágios. Conforme Gujarati (2006), o procedimento em dois estágios fornece estimadores consistentes, isto é, que convergem para seus valores verdadeiros à medida que a amostra aumenta indefinidamente¹. O primeiro estágio consiste em executar a regressão na

¹ Destaque-se que em pequenas amostras, os valores estimados da variável endógena, provavelmente, serão correlacionados com o erro. Entretanto, tal correlação desaparece à medida que a amostra tende ao infinito. Assim, em pequenas amostras, o procedimento MQ2E pode levar a uma estimação tendenciosa.

forma reduzida da variável endógena P_i^{mg} sobre todas as variáveis predeterminadas no sistema, estimando-se os valores de \hat{P}_i^{mg} na Equação 3.

$$P_i^{mg} = \pi_0 + \pi_1 P_i^{ms} + \pi_2 D_i^I + \pi_3 R_i^M + \pi_4 P_i^E + \mu_i \quad (3)$$

No segundo estágio, os valores de \hat{P}_i^{mg} estimados são substituídos na equação estrutural original e, então, executa-se a regressão por MQO conforme a Equação 4.

$$\ln Q_i^D = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln \hat{P}_i^{mg} + \beta_2 \ln D_i^I + \beta_3 \ln R_i^M + \beta_4 \ln P_i^E + \mu_i \quad (4)$$

Tendo em vista a compatibilidade de dados e considerando a dimensão espacial, a análise das variáveis determinantes da demanda residencial de água irá restringir-se àquelas de natureza econômica e socioeconômica.

Resultado e Discussões

Ao analisar os dados coletados e, principalmente, ao definir qual variável classificaria um maior grupo de pessoas levaram-se em conta as discrepâncias no número habitantes entre residências. Desse modo, ao agregar os dados por número de pessoas na residência resultaria em um número maior de grupos. As residências foram classificadas de acordo com uma escala de 1 a 10 pessoas. Em seguida, separou-se cada grupo de pessoas na seguinte estrutura tarifária por bloco de consumo da COPASA. A estrutura tarifária compreende as seguintes faixas de consumo: 0 a 6 m³; maior que 6 a 10 m³; maior que 10 a 15 m³; maior que 15 a 20 m³; maior que 20 a 40 m³ e maior que 40m³. Na divisão em classes de consumo, adotamos a classe residencial tarifa social até 10 m³ e a classe residencial social maior que 10 m³. Essas duas classes são famílias cadastradas em programas do governo e que possuem desconto na conta da água. Há outras duas classes levantadas, a residencial até 10 m³ e residencial maior que 10 m³, as quais não possuem cadastro em programas do governo, sendo cobrados valores de referencia pela Companhia de Saneamento.

As análises foram realizadas no programa *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS), linearizando a estrutura tarifária por meio de regressões das quantidades de água (Q_i^D) consumidas em cada bloco de consumo sobre as

despesas com água (D_t) em cada faixa de consumo. Determinaram-se, assim, o preço marginal (P_i^{mg}) e variável diferença (D_i^l).

Determinadas as variáveis, preço marginal e diferença, aplicou-se o Método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios - MQ2E. ($\ln Q_t^d$) para a estimação dos parâmetros definidos na Equação 1. Assim, as elasticidades da demanda em relação às variáveis explicativas da demanda, taxa de esgoto cobrada pela companhia de abastecimento público ($\ln P_i^E$), renda média da família ($\ln R_i^m$), preço marginal ($\ln P_i^{mg}$), variável diferença ($\ln D_i^l$) estão especificadas na Equação 5.

$$Q_i^D = 13,133 - 3,518 \ln P_i^{mg} - 0,308 \ln R_i^m + 1,266 \ln P_i^E + 0,710 \ln D_i^l + \mu_i \quad (5)$$

<i>t statistic</i> =	(5,057)	(- 4,279)	(- 2,341)	(6,004)	(5,500)
<i>sig.</i> =	(0,04)	(0,08)	(0,66)	(0,02)	(0,03)

R^2 (ajustado) = 0,94

O Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios forneceu coeficientes significativos e um elevado R^2 . As variáveis selecionadas explicam 94% das variações no consumo de água consumo da água. Para reforçar a relevância das variáveis explicativas determinou-se o nível de significância individual, por meio da estatística t. Os resultados apontam o coeficiente t da variável P_i^{mg} significativo ao nível de 8% de probabilidade. A este nível de significância, a demanda mostrou-se elástica em relação a preço ao marginal. Isso significa que o aumento no preço marginal reduz a quantidade num proporção maior que a variação do preço. Os coeficientes t mais significativos foram verificados para as variáveis P_i^E e D_i^l , com exceção da variável renda (R^m) no modelo MQO. Assim, elimina-se a hipótese que deveria ser confirmada ($\beta_3 > 0$), já que seu efeito sobre a demanda não é significativo. Esse resultado pode ser explicado pelo fato aumentos na renda do consumidor de água levam estes consumidores a utilização de poços como fonte alternativa e às mudanças de hábitos como: lavagem de carros em lava jatos, utilização de lavanderias, pet shops e refeições em restaurantes, nos quais são serviços que demandam uma quantidade considerável de água, incorrendo vieses nas estimações.

Por outro lado, as tarifas praticadas pela companhia de saneamento poderão afetar as quantidades de água demandadas por eles.

Ao serem alteradas as quantidades de água demandadas pelos usuários, também se altera a receita total da companhia prestadora de serviços, incorrendo menor arrecadação pela companhia. A magnitude das alterações nas quantidades de água é extraída mediante o coeficiente do parâmetro do preço marginal, β_1 . O método de estimação adotado permitiu encontrar elasticidade preço da demanda, $\beta_1 = 3,52$, negativo, confirmando que um aumento de 1% no preço da água poderá vir a diminuir 3,52% na quantidade de água demandada pelo setor residencial. Tal valor não é condizente com experiências recentes na literatura (PIZAIA e CAMARA, 2007; POMPERMAYER, 2012). Tais experiências evidenciam demanda inelástica em relação ao preço. Em estudo realizado no Distrito Federal, Pompermayer (2012) encontrou as elasticidades-preço da demanda da ordem de 0,15 e 0,18 em duas classes de consumidores de água do sistema de abastecimento. No caso estudado, esta característica elástica da demanda pode ser explicada pelo fato dos consumidores do sistema contar com fontes alternativas alternativa de abastecimento, como poços, cisternas e armazenamento da água pluvial.

ANDRADE et al. (1995) especifica as funções de demanda doméstica de água, levando em consideração diferentes classes de renda dos usuários, observa-se que o nível de renda mensal proporciona uma reação maior ou menor em relação ao aumento marginal. O autor constatou que, em classes de baixa renda com até dois salários mínimos a diminuição da quantidade é proporcionalmente maior (igual a -0,62) do que a redução observada em outras classes de renda; -0,21 (acima de dez salários mínimos), -0,16 (de dois a dez salários) e -0,22 (classe de renda geral).

A demanda de água em relação à diferença intramarginal é menor que um e positiva, em torno de 0,71, no período analisado. O valor positivo para a elasticidade-diferença indica que o consumidor está pagando um valor de conta inferior ao que ele pagaria se ela fosse cobrada ao preço marginal (Pompermayer, 2012), ou seja, ele está se beneficiando de um subsídio.

Por fim, podemos considerar que o modelo de demanda de água desenvolvido, poderá contribuir para a definição de tarifas mais justas e a promoção da arrecadação ajustada à realidade social das famílias que habitam a Cidade de Teófilo Otoni.

Conclusões

A endogeneidade na variável de preço marginal foi expurgada via MQ2E, promovendo um coeficiente de preço estatisticamente significativo. A partir da obtenção de uma elasticidade negativa conclui-se que os consumidores de água reagirão a mudanças de preço, inversamente à alteração da quantidade de água demandada. Portanto, um aumento no preço da água poderá vir a diminuir a quantidade de água demandada pelo setor residencial. Além do mais, esta redução será em uma fração maior que a variação sofrida no preço da água. O coeficiente de renda do consumidor não apresentou significância estatística em decorrência de vieses nas estimações. Com base nessa evidência empírica, seria interessante realizar uma nova estimativa da demanda de água na área de estudo, usando dados desagregados (*cross-sectional*) levantados por meio de questionário. O interesse seria observar as mudanças na renda do consumidor, associadas às variáveis indicativas de mudanças de hábitos dos consumidores (traduzidos por meio de variáveis *dummy*). Desse modo, quantificar de maneira realística os efeitos da renda na demanda de água.

Referências

ANDRADE, T.; BRANDÃO, A. S. P.; LOBÃO, W. J. A. SILVA, S. L. Q. Saneamento urbano: a demanda residencial por água. *Pesq. Plan. Econ.*, v.25, n.3, p. 427-448, 1995.

ARBUÉS, F.; BARBERÁN, R.; VILLANÚA, I. Water price impact on residential water demand in the city of Zaragoza, a dynamic panel data approach. 40th European Congress of the European Regional, Studies Association (ERSA), Barcelona, Espanha. 2000.

BILLINGS, B. Specification of Block Rate Price Variables in Demand Models. *Land Economics*, v.58, n. 3 p. 386-394, 1982.

CHICOINE, D. L.; RAMAMURTHY, G. Evidence on the specification of price in the study of domestic water demand. *Land Economics*, v. 62, n.), p. 26–32.1986.

DEPARTAMENTO DE ÁGUAS E ENERGIA ELÉTRICA. DAE. Elaboração do Plano Estadual de Recursos Hídricos, seu Programa de Investimentos e a Regulamentação da Cobrança pelo Uso dos Recursos Hídricos, do Estado de São Paulo: Etapa 9 impacto da cobrança pelo uso da água por tipo de usuário. Secretaria de Energia, Recursos Hídricos e Saneamento, 2004. 141p.

FONTENELE, R. E. S. Estimativa da demanda de água residencial urbana no estado do Ceará, Organizações Rurais & Agroindustriais. Disponível em: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=87813162004>> Acesso em: abr. 2014.

GARCIA, S.; REYNAUD, A. Estimating the benefits of efficient water pricing in France. *Resource and Energy Economics*, v.26, n.1, p. 1–25, 2004.

GAUDIN, S. Effect of price information on residential water demand. *Applied Economics*, v. 38, p.383–393, 2006.

GAUDIN, S.; GRIFFIN, R.; SICKLES, R. Demand specification for municipal water management: evaluation of the Stone–Geary form. *Land Economics*, v. 77, n.3, p.399-422, 2001.

GODINHO, A. L. F. Proposta de Criação do Comitê da Bacia Hidrográfica dos Afluentes Mineiros do Rio Mucuri MU1. Comissão Pró-Comitê de Bacia Hidrográfica dos Afluentes Mineiros do Rio Mucuri. Disponível em: <<http://comites.igam.mg.gov.br/legisla%C3%A7%C3%A3o>> Acesso em: 12 fev. 2013.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. 3. ed., São Paulo: Makron Books, 2006. 846p.

HOFFMAN, M.; WORTHINGTON, A.C. HIGGS, H. Urban water demand with fixed volumetric charging in a large municipality: The case of Brisbane, Australia. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, n. 50, p. 347–359, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Brasília, 2010. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm>> Acesso em: 15 dez 2014.

MARTÍNEZ-ESPIÑEIRA, R. Estimating water demand under increasing-block tariffs using aggregate data and proportions of users per block. *Environmental and Resource Economics*, v. 26, n.1, p.5–23. 2003.

MARTÍNEZ-ESPIÑEIRA, R.; NAUGES, C. Is all domestic water consumption sensitive to price control? *Applied Economics*, v.36, n.15. p.1697-1703, 2004.

MARTINS, R.; FORTUNATO, A. Residential water demand under block rates- a Portuguese case study. *Grupo de Estudos Monetários e Financeiros, GEMF*, n.9, 19p., 2005.

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.

PIZAIA, M. G.; CÂMARA, M. R. G. Utilização dos métodos MQO2, mcfadden e variável instrumental em estimativas para a capital paranaense. In: XLV Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2007, Londrina, Paraná. Anais do XLV Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2007.

POMPERMAYER, R. S. Valoração econômica do serviço de proteção da qualidade hídrica. Tese (Doutorado em Ciências Florestais), Universidade Brasília, Brasília, 2012. 178p.

SCHLEICH, J.; HILLENBRAND, T. Determinants of residential water demand in Germany. *Ecological Economics*, v. 68, n.6, p.1756 – 1769, 2009.

TAYLOR, L. D.; BLATTENBERGER, G. R.; RENNHACK, R. K. Residential energy demand in the United States. Electric Power Research Institute, Inc, 1981.

WOOLDRIDGE, J. M. Introdução a Econometria: uma abordagem moderna. São Paulo: Thomson learning, 2ª ed., 2002.

WORTHINGTON, A. C. HOFMAN, M. An empirical survey of residential water demand modeling. *Journal of Economic Surveys*, v.22, n.5, p.842-871, 2008.

Processo de Avaliação por Pares: (*Blind Review* - Análise do Texto Anônimo)

Publicado na Revista Vozes dos Vales - www.ufvjm.edu.br/vozes em: 14/06/2016

Revista Científica Vozes dos Vales - UFVJM - Minas Gerais - Brasil

www.ufvjm.edu.br/vozes

www.facebook.com/revistavozesdosvales

UFVJM: 120.2.095-2011 - QUALIS/CAPES - LATINDEX: 22524 - ISSN: 2238-6424

Periódico Científico Eletrônico gratuito (Acesso Aberto) divulgado nos programas brasileiros

Stricto Sensu (Mestrados e Doutorados) e em universidades de 38 países,

em diversas áreas do conhecimento.