



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>

Determinantes da oferta de água potável em sistemas produtores: o caso do Distrito Federal - DF

Prof^a. Dr^a. Raquel de Souza Pompermayer
Doutora em Ciências Florestais pela Universidade de Brasília - UNB
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

Prof. Dr. Altamir Fernandes de Oliveira
Docente do Instituto de Ciência Engenharia e Tecnologia - ICET
Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri - UFVJM
Teófilo Otoni - MG - Brasil
<http://lattes.cnpq.br/2974319270935111>
E-mail: altamirf83@gmail.com

Prof. Elton Santos Franco
Docente do Instituto de Ciência Engenharia e Tecnologia – ICET
Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri – UFVJM
Teófilo Otoni - MG – Brasil
<http://lattes.cnpq.br/4567279725703307>
E-mail: prof.eltonsantos@gmail.com

Introdução

A manutenção da qualidade e da disponibilidade hídrica para abastecimento público constitui um dos principais serviços ambientais prestados por áreas protegidas. A degradação da cobertura florestal natural tem efeitos negativos sobre os fluxos de água no solo, alterando os níveis de vazão na bacia hidrográfica (NUNEZ et al., 2006 ; LELE, 2009). O avanço da urbanização sobre os mananciais tem comprometido, particularmente, o serviço ambiental de provimento de qualidade hídrica e, por conseguinte, alterações nos custos de tratamento da água em bacias desprotegidas de florestas ripárias e cobertura vegetal.

No Brasil, existem várias áreas protegidas que cumprem essa finalidade, com destaque para o Parque Nacional de Brasília, no Distrito Federal, responsável pela provisão de água para a Companhia de Saneamento do Distrito Federal (CAESB). Recentemente, a Agência Nacional de Águas – ANA divulgou nota técnica sobre a adequação ou necessidade de modificação das condicionantes existentes no Código Florestal e demais legislações correlatas, particularmente quanto aos impactos nos recursos hídricos e seus múltiplos usos. Constam-se considerações sobre ampliação dos benefícios de áreas protegidas em bacias hidrográficas para melhoria da qualidade e ampliação da oferta de água, principalmente, para abastecimento humano (ANA, 2010).

A Companhia de Saneamento de Brasília – CAESB é a empresa responsável pelos serviços de abastecimento de água no Distrito Federal. Segundo informações de 2010, a empresa atendeu naquele ano 2.3 milhões de pessoas, isto é, cerca de 96% da população urbana (CODEPLAN, 2010). A maioria das bacias hidrográficas de captação que integram os sistemas produtores da CAESB integra unidades de conservação, com destaque para o Parque Nacional de Brasília, a Estação Ecológica de Águas Emendadas, a Área de Proteção Ambiental do Descoberto, a Estação Ecológica do Jardim Botânico, entre outras. Com a aprovação do Plano Diretor de Ordenamento Territorial do Distrito Federal – PDOT, as pequenas captações passaram a contar com mais um instrumento legal de proteção (Áreas de Proteção de Mananciais) (SIAGUA, 2008).

As diferentes formas de manejo da floresta podem comprometer a provisão de água naturalmente purificada (insumo ambiental da produção de água potável pela

empresa de saneamento). As mudanças na qualidade do insumo ambiental se refletem nos custos médios e marginais afetando a oferta de água no sistema de abastecimento. Em mercados de livre concorrência, a curva de oferta informa qual a quantidade que a empresa escolhe produzir para alcançar o nível ótimo de produção. Ou seja, onde os custos marginais superam os custos variáveis médios. Teoricamente, a curva de custo marginal define a curva de oferta da empresa no curto prazo, quando custo marginal é igual a preço. Porém, isso somente ocorre no segmento ascendente da curva de custo marginal acima do ponto mínimo da curva de custo variável médio (PINDYCK e RUBINFELD, 2002 ; MENDES, 2004).

Em geral, os serviços públicos de provimento de água potável comportam grandes instalações, auferindo retornos de escala crescentes e, portanto, caracterizam um monopólio (HOSKING e PREEZ, 2004). Contudo, os serviços de abastecimento enfrentam grandes custos fixos e custos marginais muito baixos. Tal característica provavelmente configura custos marginais inferiores aos custos médios, caracterizando uma restrição à obtenção da curva de oferta a partir da curva de custo marginal.

Lei Nº 9.433/1997 orienta a gestão de recursos hídricos no Brasil, que constituiu a água como bem público, de um recurso natural limitado, dotado de valor econômico e orienta que a a gestão dos recursos hídricos deve ser descentralizada e contar com a participação do Poder Público, dos usuários e das comunidades. No que diz respeito a questão da água como um bem público, ao assumir preço igual aos custos marginais ou médios, a decisão acarreta a ineficiência econômica, uma vez que os ganhos da comercialização não são suficientes para cobrir os custos. No caso estudado, os custos marginais foram decrescentes ao longo do período analisado. Tal aspecto constitui um obstáculo na obtenção curva de oferta diretamente da curva de custo marginal do insumo ambiental, o que é coerente com as características particulares do bem.

Diante desse inconveniente, propõe-se uma forma alternativa para observar comportamento do fornecedor do serviço de abastecimento de água potável no Distrito Federal em relação ao preço percebido pelos consumidores. Para tanto, derivou-se uma aproximação da oferta de água pela empresa monopolística, onde a elasticidade da oferta em relação a preço foi extraída, levando-se em conta os principais determinantes da produção de água na área de estudo.

Material e métodos

Estimação das variáveis condicionantes da oferta de água nos sistemas produtores

Custo médio do insumo ambiental

Nos sistemas produtores estudados, analisaram-se o comportamento do custo médio do insumo ambiental com a mudança da qualidade ambiental. É consensual adotar a turbidez da água como a variável representativa qualidade da água bruta superficial. As descargas de sedimentos são a maior fonte de poluição dos corpos de água, contribuindo com cerca de, 98 % do total sólidos em suspensão, 52% da DBO5, 88% do nitrogênio total e 86 % do de fósforo total (GIANESSI e PESKIN, 1981). O uso da turbidez é bastante difundido em modelos que buscam capturar os efeitos da qualidade hídrica sobre, visando capturar seus efeitos sobre o custo em plantas de tratamento de água (FORSTER et al. 1987; HOLMES, 1988; DEARMONT et al. 1998; MURRAY e FORSTER e 2001; ELSIN et al., 2010). Todavia, para conciliar os dados mensais de custos de tratamento com os dados mensais o parâmetro indicador da qualidade ambiental, definiu-se a vazão específica de contribuição para a captação (na ETA e/ou UTS), como proxy de turbidez. Assim, a variável ambiental entra como um fator de produção de água potável, podendo ser representado respectivamente pelas equações:

- Captação do manancial i a jusante do ponto de observação da vazão

$$S_t^e = \sum_{i=1}^n \frac{(Q_{it}^s + Q_{it}^c)}{A_j} \quad (1)$$

-Captação do manancial i a montante do ponto de observação da vazão

$$S_t^e = \sum_{i=1}^n \frac{Q_{it}^s}{A_j} \quad (2)$$

- S_t é a vazão específica de contribuição para a provisão de água filtrada naturalmente na unidade operacional de tratamento (ETA e/ou UTS) em metros cúbicos por mês por quilometro quadrado do i -ésimo manancial no período t ;
- Q_{sit} é o fluxo de água sazonal que efetivamente contribui para a captação do sistema produtor no i -ésimo manancial em metros cúbicos por mês no período t ;
- Q_{ct} é a vazão de água do i -ésimo manancial captada na unidade de tratamento (ETA e/ou UTS) em metros cúbicos por mês no período t ;
- A_j é a área de drenagem da j -ésima bacia hidrográfica.

A variável ambiental, S_e , é tratada como um insumo de uma atividade econômica (no processo produtivo de água potável) e, como qualquer outro insumo, pode ser equacionado com seus impactos na produção do bem com preço de mercado. Ou seja, a vazão de contribuição para captação no sistema é relacionada com os custos variáveis de tratamento na unidade operacional, CV. Os custos variáveis incluem todos os gastos decorrentes dos recursos que variam diretamente com a produção de água potável. Como as quantidades produzidas variam diretamente com os níveis de fatores de produção variáveis, os custos variáveis se alteram com o nível de produção.

O custo médio do insumo ambiental corresponde ao valor dos gastos com os insumos da produção de água (material de tratamento, trabalho e energia), em R\$ por mês, por unidade de vazão específica de contribuição para a captação, em $m^3/mês.Km^2$. Essa variável é representada da seguinte forma:

$$CMe (S^e) = \frac{CV (S^e)}{S^e} \quad (3)$$

Preço marginal da água nos sistemas de abastecimento

O preço marginal é o preço cobrado pela última unidade consumida de água, enquanto a diferença explica o efeito renda decorrente das tarifas fixas e intramarginais. Neste estudo, a incorporação dessa variável está sustentada na literatura que defende a inclusão da denominada especificação de Nordin (1976) (preço marginal e a variável diferença) na modelagem da demanda. Segundo o autor, os consumidores reagem não somente ao preço marginal, mas também, às variações em seu excedente, decorrentes da mudança de faixa de consumo.

A especificação leva em conta toda a tabela de preços na decisão do consumidor, capturando o efeito renda, imposto pela estrutura tarifária. A diferença intramarginal é a diferença entre o que o consumidor efetivamente paga pela quantidade de água consumida e o que o consumidor pagaria se todas as unidades fossem vendidas ao preço marginal. Na especificação do preço marginal, recorreu-se a um procedimento desenvolvido por TAYLOR et al. (1981) e, posteriormente, testado por BILLINGS (1982). Recentemente 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. Tal procedimento utiliza as quantidades e as receitas observadas para derivar um preço marginal e uma diferença intramarginal constante para cada estrutura tarifária. Os valores de receita total são regredidos sobre os correspondentes valores de quantidades, obtendo-se:

$$RT = \alpha + \beta QT \quad (3.4)$$

Tomando-se a derivada de primeira ordem da função resultante, obtém-se:

$$\hat{\beta} = \frac{\partial RT}{\partial Q} = P_{mg} \quad (3.5)$$

Na Equação 3.5, a inclinação da função de receita total corresponde ao preço marginal instrumental ($\hat{\beta}$), isto é, o preço marginal estimado. O intercepto estimado para a função de receita total é a variável diferença, ou seja, $\alpha = D$. O procedimento de estimação resulta na representação de cada estrutura tarifária por PMg e D, constantes para todas as observações sob cada estrutura tarifária. Essencialmente,

o método propõe uma linearização artificial da estrutura tarifária para derivar variáveis instrumentais de preço marginal e de diferença intramarginal.

Utilizando-se o procedimento de BILLINGS (1982), regrediram-se dados agregados de receita total e da quantidade de água comercializada, nos oito blocos de consumo, no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2008. Desse modo, estimaram-se nas categorias “residencial popular” e “residencial normal” o preço marginal e a variável diferença:

$$RT_{ij} = \alpha_i + \beta_i \times QT_{ij} + \mu_i \quad (5)$$

Onde,

- RT_{ij} é a receita total nos blocos 1, ..., j (j=1, 2, 3, ..., 8) no i-ésimo mês (i=1, 2, 3, ... 96);
- Q_{ij} é a quantidade consumida total de água potável nos blocos 1,..., j (j=1, 2, 3, ..., 8) no i-ésimo mês (i=1, 2, 3, ... 96);
- μ_i é igual ao termo de erro estocástico no i-ésimo mês;
- β_i é a inclinação da função de receita total no i-ésimo mês;
- α_i é o intercepto da função de receita total no i-ésimo mês.

Apesar da natureza dos dados (series temporais de dados mensais em nível agregado) podem ocorrer limitações decorrentes de incertezas e imprecisões nas observações. Os dados agregados são menos sensíveis aos erros de medição, comparados às observações desagregadas (correspondentes a usuários individuais e faturamento periódico).

Fonte de dados

Na análise da produção de água, escolheram-se, convenientemente, seis bacias de captação dos sistemas produtores da Companhia de Saneamento do Distrito Federal – CAESB. No intuito de eliminar possíveis estimativas tendenciosas, excluíram-se, da análise da oferta, os sistemas produtores que integram reservatórios, visto que eles desempenham a função de manutenção da qualidade e da disponibilidade hídricas. Tendo em vista a complexidade para isolar a influência

da contribuição individual de cada bacia nos custos de tratamento, selecionaram-se os sistemas produtores com base nos seguintes critérios:

- Único sistema produtor, cuja captação do manancial está associada a uma unidade operacional de tratamento de água (ETA ou UTS);
- Dois ou mais sistemas produtores com características de ocupação similares, com mananciais associados a uma unidade operacional de tratamento de água (ETA ou UTS);
- Um ou mais sistemas produtores cuja captação do manancial está associada a duas unidades de tratamento (ETA e/ou UTS) com pequenas nuances nas quantidades de insumo utilizadas no processo de purificação da água.

Para se estabelecer uma ligação entre as mudanças na qualidade do insumo ambiental (água bruta) na bacia de captação e os custos na planta de tratamento, dispõem-se séries temporais de dados de vazões observadas monitoradas nos pontos de captação das bacias estudadas, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2010. A medida da vazão observada (m^3/s) é expressa como uma medida da contribuição da área de drenagem (km^2) para a captação do sistema produtor. Assim, a área de drenagem foi considerada na obtenção da contribuição específica ($m^3/s \cdot km^2$).

Os gastos com tratamento de água correspondem aos dados de séries temporais mensais de custos de mão de obra nas unidades operacionais, químicos e energia elétrica, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2010. Os dados de produção nos sistemas selecionados referem-se aos dados de séries temporais mensais das quantidades produzidas, igualmente no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2010. Nesse período, os valores dos custos variáveis de tratamento foram corrigidos com base no mês de dezembro de 2010, utilizando valores mensais do Índice de Preços ao Consumidor (IGP –M), calculados pela Fundação Getúlio Vargas – FGV.

Dados do sistema de abastecimento público da área de estudo, utilizados para a especificação do preço marginal, foram levantados na Companhia de Saneamento do Distrito Federal – CAESB. A abrangência das amostragens compreende o

período 2001 a 2008, disponível numa base de dados de séries temporais mensais referentes à comercialização da água na categoria residencial: a) receita mensal total arrecadada com a comercialização (R\$ por mês); b) volume mensal de água consumido (m³ por mês).

Convenientemente, os dados de consumo e de receita total foram considerados de forma desagregada por faixas de consumo, nas duas principais categorias usuárias de água da área de abrangência do estudo. Como os consumidores de água estão sujeitos a um regime tarifário em blocos crescentes, os dados desagregados em faixas de consumo, permitem determinar o preço percebido pelos consumidores, bem como o preço médio efetivamente cobrado mensalmente pela água comercializada.

No setor residencial, os dados de consumo do sistema de abastecimento são desagregados em duas categorias: a residencial normal e a residencial popular. Tal classificação é utilizada pela Companhia de Saneamento Ambiental do Distrito Federal – CAESB, para a aplicação das tarifas mensais utilizadas para cobrança dos serviços água e esgoto. As unidades de consumo residenciais são enquadradas nas referidas categorias, tendo em vista o disposto no Artigo 7º, do Decreto nº 20.658, de 30 de setembro de 1991, que estabelece uma pontuação e classificação conforme as características físicas das residências.

Aproximação para a oferta de água nos sistemas produtores

Como o setor água caracteriza um “monopólio natural”, grande parcela dos custos não depende diretamente da quantidade fornecida, já que estão associados às infraestruturas ou tecnologias. Tratam-se dos custos fixos incorridos, quer forneça muita ou pouca água e, portanto, não estão incluídos nos custos marginais (pelo menos para o curto prazo, quando as infraestruturas se mantêm constantes). Isso porque, no curto prazo a oferta somente pode ser alterada devido a ajustes nos fatores variáveis, sem a possibilidade de mudança nos fatores fixos.

¹ Decreto Nº 20.658, 30 de setembro de 1999, que regulamenta a Lei Nº 442, de 10 de maio de 1993, que dispõe sobre a classificação de tarifas dos serviços de água e esgotos do distrito federal e dá outras providências. Disponível em: <http://www.caesb.df.gov.br/ conteudo/Legislacao/Decretos/Decreto20658.asp>.

Segundo Mendes (2004), o período de duração de tempo tem um impacto sobre a capacidade de resposta dos produtores. Quanto maior for o período, mais elástica tenderá a ser a curva de oferta, porque haverá mais tempo para o ajuste da produção. Assim, quando não há possibilidade de mudanças nem nos fatores variáveis, a oferta é limitada pela escassez do recurso, tornando-se relativamente inelástica ou até perfeitamente inelástica em relação a preço. Neste caso, como existem economias de escalas, infere-se que a produção é ajustada num intervalo de tempo onde apenas os fatores variáveis são alterados (isto é, no curto prazo), portanto, espera-se oferta de água é inelástica a preço.

Do exposto acima, determinou-se a partir da Equação 6 uma resposta da empresa monopolística em relação ao preço da água potável. Para tanto, derivou-se uma função que relaciona a quantidade de água produzida pelos sistemas produtores (Q_t) com o preço da água percebido pelos consumidores, isto é, o preço marginal da água (P_{mgt}), com o custo médio do insumo ambiental (CM_e) e com a sazonalidade (D_t).

$$\ln Q_t^o = \beta_1 + \beta_2 \ln P_{mgt} + \beta_3 \ln CM_e + \beta_4 D_t^s + \mu_t \quad (6)$$

As expectativas teóricas das elasticidades são $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$, os quais expressam as elasticidades-preço da oferta e elasticidade-custo da oferta, respectivamente. O parâmetro β_2 reflete o acréscimo percentual na quantidade ofertada com o aumento de 1% no preço da água comercializada. A resposta da firma (fornecedor de água) é função do preço percebido pelos consumidores, ou seja, do preço marginal. Esse preço representa o valor marginal que os consumidores atribuem a cada unidade do bem, pois, se estão dispostos a pagar alguma coisa é porque o bem lhes traz um benefício correspondente. No período chuvoso, D_t recebe o valor 1, enquanto no período seco atribui-se a ela o valor 0. Assim, ao considerar o período seco como referência, o coeficiente β_4 é o “intercepto diferencial”, indicando quanto a quantidade de água ofertada no período em pauta (chuvoso) aumenta ou diminui em relação ao período base (seco). Assume-se, portanto, $\beta_4 < 0$ indicando que no período chuvoso, a diminuição da qualidade ambiental provocada pelo aumento da turbidez da água, ocasiona uma redução da quantidade de água produzida em comparação com o período seco.

Detalhe importante diz respeito à qualidade das respostas fornecidas por um modelo, a qual está condicionada a sua estrutura e aos dados incorporados. Nesse sentido, recorreu-se a testes estatísticos para avaliar a consistência das formulações especificadas, tanto do lado da oferta de água quanto para a demanda. A estatística F permitiu testar a hipótese nula de que os coeficientes angulares são iguais a zero. Se valor de F calculado superar o F crítico da tabela de F, ao nível de significância α , rejeita-se a hipótese de nulidade (H_0), caso contrário, não se rejeita H_0 . De maneira alternativa, quando o valor p do F calculado for suficientemente baixo, rejeita-se H_0 (GUJARATI, 2006).

O teste de d de Durbin-Watson evidencia a presença de autocorrelação serial, com base nos resíduos estimados na análise de regressão. O método utiliza limiares para situar o valor d calculado, fornecendo suporte à decisão quanto à presença de correlação serial positiva ou negativa. Na detecção e mensuração da colinearidade calculou-se o Fator Inflacionário da Variância (FIV) para cada variável explicativa. Se as variáveis explicativas estiverem correlacionadas, então o FIV será igual a 1. Se o conjunto for altamente correlacionado, então o FIV poderá até exceder a 10. Já um valor de FIV acima de 10 sugere demasiada correlação entre a variável em questão e as demais variáveis explicativas (LEVINE et al., 2000).

Resultados e discussão

As estimativas dos parâmetros da equação (6) estão apresentadas nas equações (7) e (8), respectivamente, para as categorias normal e popular. A resposta da firma monopolista em relação ao preço da água percebido pelos consumidores é estimada, buscando capturar ainda os efeitos causados pelas variações no custo médio do insumo ambiental e na sazonalidade sobre a quantidade de água produzida. A sensibilidade do produtor face às variações no preço da água é mensurada pela elasticidade-preço da oferta. Esse parâmetro é utilizado para mensurar a magnitude do deslocamento da curva de oferta para a esquerda, decorrente da perda do serviço ambiental de proteção hídrica na bacia de captação.

Categoria normal:

$$\begin{aligned}
 \text{Qot} = & 2,611 + 0,455 \text{ lnPmgt} - 0,0081 \text{ lnCMet} - 0,096 \text{ lnDst} \\
 (7) \\
 t = & (4,11) \quad (3,89) \quad (-0,25) \quad (-4,45) \\
 \text{valor p} = & (0,00) \quad (0,00) \quad (0,80) \quad (0,01) \\
 \text{FIV} = & \quad (1,07) \quad (1,54) \quad (1,45) \\
 & N=95 \quad R2(\text{ajustado})= 0,38 \quad F= 13,95 \quad d = 0,81
 \end{aligned}$$

Categoria popular:

$$\begin{aligned}
 \text{Qot} = & 1,640 + 0,704 \text{ lnPmgt} - 0,048 \text{ lnCMet} - 0,086 \text{ lnDst} \\
 (8) \\
 t = & (2,14) \quad (4,49) \quad (-1,75) \quad (-4,09) \\
 \text{valor p} = & (0,04) \quad (0,00) \quad (0,08) \quad (0,00) \\
 \text{FIV} = & \quad (1,08) \quad (1,14) \quad (1,10) \\
 & N=95 \quad R2(\text{ajustado})= 0,39 \quad F= 16,17 \quad d = 0,83
 \end{aligned}$$

Os resultados da regressão apresentados nas equações (7) e (8) Nas categorias normal e popular, as variáveis selecionadas explicam 38% e 39% da evolução da oferta de água nos sistemas produtores, respectivamente. Para reforçar a relevância das variáveis explicativas, a estatística F evidencia que o conjunto das variáveis utilizadas no modelo foi significativo para valores p inferiores a 5%, em ambas as categorias. Os valores de FIV de cada uma das variáveis explicativas foram inferiores a 10, evidenciando certa colinearidade entre as variáveis explicativas. Em ambas as categorias os baixos valores para o teste d de Durbin-Watson evidenciam problemas de autocorrelação positiva a 5% de probabilidade.

Como existem dois regimes de tarifas, diferenciadas por classes de usuários, o produtor depara-se com diferentes reações dos consumidores face às alterações do preço. Em ambas as categorias de consumidores (normal e popular) os efeitos do preço marginal sobre a oferta de água foram altamente significativos, com valores p dos coeficientes t inferiores a 5% de probabilidade.

Nas categorias normal e popular, as elasticidades preço da oferta foram estimadas em 0,45 e 0,70, respectivamente. Assim, na categoria popular, a elasticidade preço da oferta, indica que o aumento de 1% no preço ocasiona um aumento de 0,7%, enquanto na categoria normal, o incremento na produção de água é menos proporcional, isto é, de 0,45%. Os valores obtidos são coerentes com as respostas do produtor face às reações do consumidor a preço. Ou seja, como a demanda de água é mais inelástica na categoria popular, o produtor manifesta resposta mais elástica com relação ao preço. Isso porque um aumento de preço faria com o usuário dessa categoria reduzisse sua demanda menos que proporcionalmente, em comparação com a categoria normal, proporcionando um maior aumento da receita gerada (isto é, maior arrecadação).

Na categoria normal, os valores não significativos para os coeficientes da variável CMe, indicam que os custos médios do insumo ambiental não influenciam o comportamento da oferta de água. Porém, na categoria normal, os coeficientes significativos para valores p acima de 5% sugerem pouca influência dessa variável na produção de água. Tal aspecto é coerente com as características de um monopólio natural (presença de economias de escala), onde a empresa opera com baixos custos médios e marginais.

Assim, baixas magnitudes das elasticidades da oferta em relação aos custos médios, iguais 0,0081 e 0,045, são estimadas nas categorias normal e popular, respectivamente. Em contrapartida, verificam-se, em ambas as categorias, coeficientes para variável Ds significativos para valores p inferiores a 5% de probabilidade. Do ponto de vista estatístico, o coeficiente de intercepto diferencial do período chuvoso é diferente daquele do período base (seco), sugerindo a influência da sazonalidade na oferta.

Conclusões

Nas categorias popular e normal, a empresa monopolística reagiu de forma inelástica a preço no curto prazo, com as magnitudes das elasticidades estimadas em 0,70 e 0,45, respectivamente. Em ambas as categorias, a elasticidade-preço é condizente com as expectativas teóricas, isto é, a oferta de água é inelástica, pelo menos no curto prazo. Por outro lado, as magnitudes desses parâmetros refletem que, os ajustes na produção de água não se confrontam com a escassez do insumo ambiental.

A influência do custo médio do insumo ambiental sobre a quantidade de água ofertada pelos sistemas produtores foi praticamente desprezível, em razão de seu comportamento decrescente com o aumento do nível do insumo ambiental. Esse aspecto evidencia a presença de economias de escala, caracterizando um monopólio natural, o qual constitui uma barreira de entrada, desestimulando outras empresas a entrarem no mercado para concorrer com o monopolista.

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS. ANA. **Modificações das condicionantes existentes no Código Florestal**. Nota Técnica nº 045/2010-SIP-ANA. Disponível em: http://www.isa.utl.pt/def/files/File/disciplinas/tpf/TecProdFlor_Mod1_Aula3a.pdf

. Acesso em: 12 dez. 2011.

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

COMPANHIA DE SANEAMENTO DO DISTRITO FEDERAL. CAESB. **Informações das captações de água operadas pela CAESB. DP/PHI/PHIP/PHIPP**, 42p, 2005.

COMPANHIA DE SANEAMENTO BÁSICO DE BRASÍLIA. SIAGUA. **Sinopse do Sistema de Abastecimento de Água**, CAESB, Brasília, DF, 2008.

COMPANHIA DE PLANEJAMENTO DO DISTRITO FEDERAL. CODEPLAN. **Anuário Estatístico do Distrito Federal. Governo Do Distrito Federal, Secretaria de Estado de Desenvolvimento Urbano, Habitação e Meio Ambiente**, SEDUMA, 2010. Disponível em: <http://www.codeplan.df.gov.br/> Acessado em: 10 dez. 2011.

DEARMONT, D.; MCCARL, B. A.; D. A. TOLMAN. Costs of Water Treatment Due to Diminished Water Quality: A Case Study in Texas. **Texas A&M University Department of Agricultural Economics**. College Station, Texas, 1997.

FORSTER, L.; BARDOS, C. P.; SOUTHGATE, D. D. Soil erosion and water treatment costs. **Journal of Soil Water and Conservation**, 42, n.5, p. 349–352, 1987.

GIANESSI, L. P.; PESKIN, H. M. Analysis of National Water Pollution Control Policies, 2. Agricultural Sediment. **Water Resources Research**, v.17, n. 4, p. 9-27, 1981.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3. ed., São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

HOSKING, S.G. ; PREEZ, M. The Valuation of Water for Conservation Projects in South Africa, *Journal of Development Southern Africa*, v. 21, n.. 2, 2004

LELE, S. Watershed services of tropical forest: from hydrology to economic valuation to integrated analysis. **Current Opinion in Environmental Sustainability**, v.1, p. 148-155, 2009.

LEVINE, D. M.; BERENSON, M. L.; STEPHAN, D. **Estatística: teoria e aplicações – usando MS-Excel**. Livros Técnicos e Científicos, LTC, Rio de Janeiro, 2000.

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. 2003a.

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

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.

NUNEZ, D.; NAHUELHUAL, L.; OYARZUN, C. Forests and water: The value of native temperate forests in supplying water for human consumption. **Ecological Economics**, v.58, n. 3, p. 606– 616, 2006.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. São Paulo: Prentice Hall, 5ª ed., 2002.

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

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.