

Estimación de la demanda de agua urbana y asignación del precio en ausencia de micromedición

Gerzaín Avilés-Polanco, Marco A. Almendarez-Hernández y Luis F. Beltrán-Morales

Sumario

Este trabajo se enfoca en la estimación de la tarifa óptima del servicio de agua residencial bajo un contexto de monopolio natural. Para ello, se estimó la elasticidad de la demanda bajo estructura de precios en bloque con técnicas de variables instrumentales. Se estimaron los costos de producción mediante una función Cobb-Douglas. El cálculo de la elasticidad precio y costo marginal permitió obtener el precio óptimo por metro cúbico por medio del enfoque Ramsey-Boiteaux. Se estimó un modelo logit multinomial para obtener la probabilidad de consumo de los hogares, debido a la inequidad de prácticas de discriminación de precios por micromedición. Se encontró que la demanda de agua es inelástica $\eta_p = -0.56$ ante variaciones en el precio. Adicionalmente, se estimó una función de costos, con lo cual se encontró que existen economías de escala (IEE=1.006) en el monopolio natural del agua de uso público urbano. Con la estimación de los determinantes de la demanda y de oferta se obtuvo el precio óptimo (\$11.10), que permitiría al monopolio recuperar sus costos y obtener beneficios nulos. Finalmente, los resultados del modelo Logit Multinomial muestran de manera consistente que es factible la incorporación de un mecanismo de asignación de una tarifa fija en un determinado bloque de consumo que sea auto revelada por las características mismas de la vivienda y del hogar.

Clasificación JEL: C51, D12, Q21, Q25.

1. Introducción

Uno de los principales problemas de las grandes áreas urbanas consiste en enfrentar el problema de sustentabilidad del servicio de provisión de agua, ya que éstas cada vez requieren mayores volúmenes para satisfacer la demanda que frecuentemente excede la capacidad de oferta (Soto y Bateman [2006]). Este incremento en la escasez pone de manifiesto la importancia de los aspectos físicos, económicos e institucionales del problema, sobre todo en regiones donde la disponibilidad de agua depende en gran medida de las características geológicas y climáticas del embalse, ya que estas determinan que el recurso sea renovable o agotable.

La estructura de mercado del servicio público de abastecimiento de agua es una de monopolio natural, ya que el estado determinó su exclusividad y que se considera que un solo productor será capaz de producir a un costo menor que dos

o más productores; es decir, la función de costos exhibe subaditividad, lo que justifica la existencia del monopolio. Los monopolios naturales surgen en industrias con altos costos de capital respecto a los costos variables y al tamaño del mercado, razón por la cual la fijación del precio es fundamental. Una intervención pública debe satisfacer los criterios normativos de eficiencia y equidad, al permitir cubrir los costos totales; además debe ser justa y equitativa. Otro aspecto importante del servicio público de abastecimiento de agua debe ser la sustentabilidad, que implica satisfacer y conciliar las necesidades de agua de actuales y futuras generaciones mediante precios que induzcan al uso eficiente del recurso.

El rezago de la inversión en infraestructura de micromedición a nivel nacional es de 54% en localidades mayores a cincuenta mil habitantes, lo cual cuestiona los principios de eficiencia económica y equidad del suministro de agua en México. Debido a la discriminación de precios entre hogares con medición y sin medición, esta situación podría originar subsidios al consumo, ya que el precio real por metro cúbico de los hogares sin micromedición, podría ser muy inferior al precio que pagan los hogares con medición, dando lugar a inequidad y falta de incentivos para el uso eficiente del recurso. Por otra parte, el rezago en micromedición sugiere déficit financiero de operación. Lo anterior ha motivado el análisis del mercado de agua de uso residencial mediante la estimación empírica del precio óptimo de la ciudad de La Paz, Baja California Sur. Por la escasa micromedición de 40%, déficit financiero, problemas de sustentabilidad del servicio hidrológico de provisión (causados por la sobreexplotación del acuífero; única fuente de provisión y con intrusión de agua marina), se plantea la necesidad de ampliar la oferta hídrica mediante fuentes alternas como la instalación de plantas de desalación de agua marina.

Este trabajo se divide en cinco partes. En la primera se describen los antecedentes de la literatura de demanda de agua urbana y estructuras tarifarias. En la segunda se presenta el marco teórico de los precios en bloque, la fijación de la función de costos y de precios óptimos mediante la elasticidad inversa de la demanda y la relevancia de los determinantes sociodemográficos en presencia de información asimétrica del consumo real causada por ausencia de medición. En la tercera se describen los materiales y métodos utilizados, que incluyen el área de estudio, la descripción de los datos, las especificaciones de modelos Cobb-Douglas, variables instrumentales, estimación del precio óptimo y el modelo Logit Multinomial. En la cuarta se desarrolla el análisis y discusión de los resultados. Finalmente, en la quinta se resume a manera de conclusión la contribución del estudio.

2. Antecedentes

La evidente necesidad de encontrar un instrumento de mercado que ayude a minimizar el costo de un consumo más eficiente del agua ha motivado a un rápido crecimiento en la literatura basada en estructuras de precios (Howe y Linaweaver [1967], Cavanagh, Hanemann y Stavins [2001], Martínez-Espinoira [2002]). De acuerdo a Klawitter [2003], el diseño del precio sustentable del agua urbana debe satisfacer y conciliar las necesidades actuales y de futuras generaciones mediante el uso eficiente del recurso, la recuperación de costos totales (incluyendo costos de suministro, costos de oportunidad y externalidades) y la consideración de principios de equidad y justicia para diferentes usuarios. Dalhuisen *et ál.* [2001] agrega que la estructura de precios debe cubrir los costos, ser justa, inducir al uso eficiente y ser administrativamente factible. En este sentido, la literatura de precios en bloque argumenta que los instrumentos de mercado pueden contribuir a minimizar el costo de lograr un determinado nivel de calidad ambiental. Recientemente en México se ha desarrollado un interés particular por el estudio de las funciones de la demanda de agua para uso urbano; Jaramillo-Mosqueira [2005] estimó sensibilidades de la demanda precio de -0.22 mediante el método de elección discreta continua y de -0.58 mediante el de variables instrumentales. Por otra parte, la literatura de la intervención pública en el suministro de agua y fijación de precios a nivel internacional es amplia; en ella destacan los estudios que proponen esquemas tarifarios óptimos como los de Renzetti [1992], Kim [1995], Nauges y Thomas [2000], Timmins [2002] y García-Valiñas [2005]. En México, el interés por el estudio de la eficiencia de los organismos operadores de agua es creciente, mediante el análisis de las políticas para reforzar el pago de servicios de agua potable y drenaje como respuesta a la morosidad en el pago de servicios de agua, Aguilar y Jean-Daniel [2009].

La literatura de la demanda de agua urbana señala la importancia de los precios como herramienta para el manejo de la demanda. Sin embargo, uno de los principales limitantes para el manejo consiste en la escasa micromedición. La falta de esta infraestructura puede llevar a distorsiones distribucionales, como subsidios hacia aquellos usuarios que no cuentan con medición y que se les asigna un consumo ficticio como la tarifa más baja. Esto ya que el organismo operador no cuenta con elementos para asignar una tarifa acorde a su consumo real, lo cual puede propiciar el uso ineficiente del recurso. Otro efecto importante en zonas urbanas, donde la oferta hídrica es menor a la demanda, consiste en externalidades causadas por el uso ineficiente del agua, ya que las autoridades frecuentemente, ante el incremento en la demanda y la limitada oferta, implementan prácticas de restricción como el tandeo.

La evidencia empírica indica que la medición y una estructura de precios en bloque reducen el uso del agua. No obstante, la diferencia en la dotación en infraestructura de medición en países desarrollados y subdesarrollados es considerable. Yepes y Dianderas [1996] encuentran que en países desarrollados es de 85 al 90%, mientras que en países en desarrollo es menor al 50%. En el caso de México, la información de micromedición es limitada. Un dato importante de acuerdo a la CNA [2008]: de una muestra de 39 ciudades con población mayor a 50,000 habitantes sólo el 46% de las tomas de agua cuentan con medición, mientras que el 54% la micromedición es nula. Otro aspecto que debemos considerar para efecto de análisis distributivo es la naturaleza de los sistemas de abastecimiento de agua, que suele ser de monopolio natural. Éste ofrece elementos para la participación pública, ya que las inversiones suelen ser grandes e indivisibles y hay una distinción importante entre costos marginales en el corto plazo y largo plazo. De tal manera que los costos fijos suelen ser altos mientras que los costos marginales son bajos. Además son comunes las economías de escala, que pueden dar origen a un costo marginal por debajo del costo promedio y, por tanto, a una ganancia neta baja o negativa. Cuando los costos del sistema se consideran "costos hundidos", los costos marginales suelen ser pequeños. Sin embargo, cuando la demanda crece y excede la capacidad de oferta, son necesarias nuevas inversiones, donde el costo marginal en el largo plazo estará por encima del de corto plazo, con un nivel de precios más alto. La asignación de tarifas puede incorporar elementos fiscales o subsidios para distintos grupos de consumidores y ser un instrumento para la redistribución de ingreso. En este sentido Feldstein [1972] propone una tarifa que incorpora un factor que disminuye la regresividad de las estructuras de precios.

3. Marco teórico

Para estimar el precio óptimo del servicio público de abastecimiento de agua se considera la restricción del ingreso concebida por Ramsey [1927] y formalizada para el precio de servicios públicos por Boiteaux [1956] y Baumol y Bradford [1970], la cual se describe partiendo de los siguientes supuestos. Se considera un organismo operador que produce n servicios, en cantidades $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ y precios $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$. La función de beneficios de los consumidores $Z = (p_1, p_2, \dots, p_n)$, con una función de beneficios $\pi = (p_1, p_2, \dots, p_n) = K$, donde $K = 0$ y la restricción satisface el punto de

equilibrio. El conjunto eficiente de precios que maximiza el excedente de los consumidores sujeto a la restricción del beneficio se da por

$$\begin{aligned} \underset{p_1, p_2, \dots, p_n, \lambda}{\text{Max}} L(p_1, p_2, \dots, p_n) &= Z \\ Z &= (p_1, p_2, \dots, p_n) + \lambda[K - \pi(p_1, p_2, \dots, p_n)] \end{aligned} \quad (1)$$

donde λ es el multiplicador Lagrangiano. La condición de primer orden para (1) es

$$\frac{\delta Z}{\delta p_i} = \frac{\lambda \delta \pi}{\delta p_i}, i = 1, \dots, n. \quad (2)$$

La ecuación (2) implica que el beneficio marginal del consumidor es proporcional al beneficio marginal del productor para todos los servicios. Donde la constante de proporcionalidad es el multiplicador de Lagrange. Para expresar esto en términos de elasticidad, la mejora del bienestar debe ser relacionada con los datos precio-cantidad de acuerdo a la proposición de Hicks, donde la derivada de la función de beneficio con respecto al precio es igual al negativo de la cantidad consumida antes del cambio en el precio

$$\frac{\delta Z}{\delta p_i} = -x_i, i = 1, \dots, n. \quad (3)$$

Tomando la derivada de la función de beneficios,

$$\frac{\delta \pi}{\delta p_i} = (IMg_i - CMg_i) \frac{dx_i}{dp_i}. \quad (4)$$

Asumiendo elasticidad cruzada cero,

$$IMg_i = p_i + \frac{x_i \delta p_i}{\delta x_i} \quad (5)$$

Sustituyendo (3), (4) y (5) en (2) y reordenando los términos tenemos

$$\frac{p_i - CMg_i}{p_i} = \frac{[(1 + \lambda/\lambda)]}{\eta_i} = \frac{\alpha}{\eta_i}, i = 1, \dots, n \quad (6)$$

Donde α es el número Ramsey, el cual es igual a $(1 + \lambda/\lambda)$ y η_i es la elasticidad precio de la demanda por metro cúbico de agua para uso residencial. Esto implica que la distancia del precio sobre el costo marginal debe ser igual a la

inversa de la elasticidad de la demanda precio, para obtener el precio eficiente que satisfaga la restricción del monopolio natural del agua. Esta formulación conduce a la determinación de precios más elevados en consumidores con menor sensibilidad a variaciones en los precios, esto con la finalidad de minimizar las distorsiones en decisiones de consumo. Ante ello, Feldstein [1972] retoma la tarificación de Ramsey-Boiteaux y la ajusta con un factor que considera las características distributivas de los consumidores que disminuye la regresividad de los precios. Sin embargo, en el presente trabajo se considera sólo el precio eficiente del metro cúbico de agua para uso residencial, esto permite compararlo con el precio bajo estructuras de precio en bloques. Como se aprecia en la formulación del precio óptimo en términos de eficiencia, es necesario conocer la elasticidad precio de la demanda de agua y el costo marginal, los cuales se obtienen en los siguientes apartados.

4. Estructura de precios en bloque

Las tarifas no lineales son comunes en estructuras de precios en industrias suministradoras, donde existen costos fijos sustanciales de producción. El impacto de precios no lineales sobre la demanda de los consumidores y de su bienestar depende del efecto sustitución e ingreso. Los precios no lineales son frecuentemente utilizados por las autoridades responsables del suministro de agua urbana. La elección del precio implica tasas constantes hasta cierto nivel de consumo y tasas crecientes o decrecientes por bloque. Con tasas constantes, los consumidores pagan siempre una cantidad igual por cada unidad consumida. Las tasas crecientes (decrecientes) por bloque implican un cobro mayor (menor) por la última unidad consumida dentro de cada bloque conforme se incrementa el consumo.

Las estructuras de precios multibloque han incrementado el interés en la especificación de modelos econométricos, contrario al análisis de demanda tradicional. La función de demanda con tasas de precios en bloque es no lineal, no diferenciable e incluye saltos discretos. Para mostrar un caso simple de estructuras no lineales con dos bloques, se consideran los siguientes supuestos: un consumidor con ingreso Y maximiza su función de utilidad cuasi cóncava $U(q, z)$ donde q representa el agua y z otro bien. El precio de z se normaliza a 1 y el agua es vendida bajo una tarifa de dos bloques que puede ser creciente o decreciente. Considerando a p_j , el precio del agua en el bloque j -ésimo, $j = 1, 2$ y l_1 el límite del primer bloque. La restricción presupuestaria es definida por dos segmentos lineales y la restricción presupuestaria puede ser descrita por las siguientes condiciones

$$l = \begin{cases} p_1 q + z, q < 0 = l_1 \\ p_1 l_1 + p_2 (q - l_1) + z, q > l_1 \end{cases} \quad (7)$$

o equivalentemente

$$l = \begin{cases} p_1 q + z, q < 0 = l_1 \\ l + (p_1 - p_2) l_1 = p_2 q + z, q > l_1 \end{cases} \quad (8)$$

donde $l + (p_1 - p_2) l_1$ es el ingreso virtual, el termino $(p_1 - p_2) l_1$ es conocido como *variable diferencia*, ya que representa la diferencia entre el ingreso y el ingreso virtual, es decir $(p_1 - p_2) l_1 * w_1$ o equivalentemente la diferencia entre lo que un hogar que consume en el segundo bloque paga y lo que debería de pagar si se le cobrara todas las unidades de consumo al precio del segundo segmento.

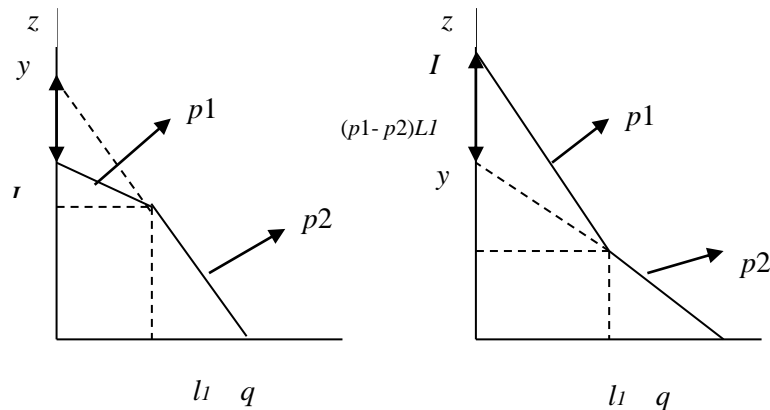
El ingreso virtual implica la medición del subsidio implícito que se deriva de la estructura tarifaria de precios en bloque (para propósitos empíricos el ingreso virtual se obtuvo mediante el cálculo de variable diferencia anteriormente señalada). Esta noción es introducida por Taylor [1975], quien sugiere que el precio marginal y el precio promedio no son suficientes. Posteriormente, Nordin [1976] desarrolla este enfoque mediante la inclusión de la variable diferencia, que indica el diferencial entre el pago si todas las unidades se cobraran al precio marginal y el pago actual del consumo. La variable diferencia es positiva bajo tasas de bloques crecientes y negativa bajo tasas decrecientes en bloque. Si esta es positiva, entonces se interpreta como un impuesto implícito al ingreso bajo precios en bloque decreciente y como un subsidio implícito al ingreso bajo estructuras crecientes en bloque.

Gráfica 1

Restricción presupuestaria bajo tarifas de precios en dos bloques

(a) Tarifas crecientes

(b) Tarifas decrecientes



Las tarifas multibloques generan conjuntos presupuestarios que difieren en dos formas de la restricción tradicional, es decir ésta no es lineal y puede ser convexa o no convexa. Lo anterior implica que, a diferencia de un esquema clásico de maximización donde el consumidor tendría que igualar solo una vez el precio marginal al beneficio marginal, con precios en bloque existe un precio marginal en cada bloque, hecho que amplía el número de opciones de consumo a 3 en una estructura de dos bloques (como se aprecia en la figura 2): uno al interior de cada bloque y uno más al pliegue entre ellos. Para analizar el comportamiento del consumidor en una estructura en bloques es necesario representar la elección del consumidor, la cual será discreta y continua, lo que lleva a la estimación de la demanda a través de funciones condicionales e incondicionales. La función de demanda es condicional a la elección y está dada por la elección hecha dentro de un bloque particular. La ecuación se expresa algebraicamente de la siguiente manera

$$q = \begin{cases} q^*(p_1, y_1) & q < l_1 \\ l_1 & q = l_1 \\ q^*(p_2, y_2) & q > l_1 \end{cases} \quad (9)$$

donde (p_1, p_2) y (y_1, y_2) representan los precios e ingreso virtual respectivamente en el bloque 1 y 2. El modelo de demanda incondicional se obtiene mediante la combinación de la elección discreta y continua:

$$q = \begin{cases} q^*(p_1, y_1) & q^*(p_1, y_1) < l_1 \\ l_1 & q^*(p_2, y_2) \leq l_1 \leq q^*(p_1, y_1) \\ q^*(p_2, y_2) & q > l_1 \end{cases} \quad (10)$$

Las tarifas de precios en bloque, crecientes o decrecientes, plantean dificultades para la modelación empírica. La literatura sobre agua también señala como principales factores que influyen en el consumo: los precios, variables climáticas, demográficas, composición y tamaño de los hogares, factores socioeconómicos, ingreso, nivel cultural, etc. Howe y Linaweaver [1967], Billings y Agthe [1980].

Costos de extracción y distribución

Con la finalidad de obtener el costo marginal, condición necesaria para estimar el precio óptimo, se especifica una función de costos Cobb-Douglas, caracterizada por presentar elasticidades de sustitución constantes y proporciones fijas de los factores. La función se representa de la siguiente manera

$$C = \xi \prod_{i=1}^M w_i^{a_i} \prod_{j=1}^N x_j^{b_j}, \quad (11)$$

Donde C representa los costos, w_i denota el precio del factor productivo i -ésimo, x_j es el bien/servicio i -ésimo ofrecido por el organismo operador de agua, mientras que ξ , a_i y b_i son los parámetros a estimar. Se consideran las participaciones en los costos de cada uno de los factores productivos, denotado por s_i , configurando el siguiente sistema, expresado en logaritmos y en términos aleatorios donde ε representa el error

$$\ln C = \ln \xi + \sum_{i=1}^M a_i \ln w_i + \sum_{j=1}^N b_j \ln x_j + \varepsilon_0 \quad (12)$$

$$s_1 = a_1 + \varepsilon_1$$

$$s_2 = a_2 + \varepsilon_2$$

$$s_M = a_M + \varepsilon_{M1}$$

Por construcción se verifica que,

$$\sum_{i=1}^M a_i = 1 \quad (13)$$

$$\sum_{i=1}^N s_i = 1$$

La restricción de (13) es que la función de costos tiene que ser homogénea de grado uno en precios, lo cual es un requerimiento teórico.

5. Materiales y métodos

Área de estudio

El área urbana de la ciudad de La Paz, Baja California Sur (BCS), se encuentra localizada en una región semiárida, donde no existen cuerpos de agua superficiales y la precipitación es escasa (una de las más bajas a nivel nacional). Esto ha llevado a la necesidad de sustraer agua subterránea mediante el bombeo en pozos costeros, generando la sobreexplotación del acuífero y provocando indirectamente intrusión de agua de mar. El volumen del déficit hídrico del acuífero de La Paz es de 2.98 millones de metros cúbicos (CNA [2005]). Esta área urbana fue considerada debido a que los hogares representan el sector con mayor demanda, con el 60.86% (de un total de 30 018,597 m³) del total de agua concesionada del acuífero de La Paz. De este porcentaje de uso urbano, sólo 40% de los usuarios contaban con medidor instalado en el 2007. Esta falta de medición ha propiciado una inadecuada facturación en el consumo, ya que el organismo asigna a estos consumidores un consumo ficticio menor o igual a 17m³ mensuales, tal medida genera la subvaloración y el uso ineficiente del recurso. Éste es un manual muy breve acerca de los procesos editoriales. Para una mayor referencia, acudir al manual de procesos editoriales.

Descripción de los datos de la demanda

En cuanto a la información utilizada para las estimaciones, esta corresponde a datos de corte transversal del periodo 2007, los cuales fueron obtenidos de dos fuentes: a) datos oficiales de consumo por hogar facturado, proporcionado por el Organismo Operador Municipal del Sistema de Agua Potable y Alcantarillado de La Paz, OOMSAPA y b) aquellos generados a partir de una encuesta. En la primera se seleccionaron a los usuarios domésticos mediante la clave de identificación individual, así como su consumo mensual promedio. Esto con el fin

de analizar la distribución de los hogares al interior de los 11 rangos de consumo de la estructura tarifaria de precios en bloque y con ello se estimó el tamaño óptimo de muestra, utilizando el estimador de consumo de agua. Se encontró que el 93.96% de los hogares que contaban con medición se concentraron en los tres primeros bloques, donde 27,568 ubicaron su consumo en el rango de 0 a 17 m³ mensuales; 9,515 en el rango de más de 17 a 24 m³ mensuales y 5,485 en el rango de más de 24 hasta 35 m³. La descripción de los bloques de consumo se muestra en la Tabla 1.

Tabla 1
Descripción bloques de consumo de agua urbana 2009

Bloque	Rango	Precio por metro cúbico
1	Hasta 17	5.44
2	Hasta 24	6.74
3	Hasta 35	10.57
4	Hasta 50	10.60
5	Hasta 80	15.41
6	Hasta 100	20.96
7	Hasta 125	25.64
8	Hasta 150	42.74
9	Hasta 250	46.70
10	Hasta 500	57.15
11	+ de 500	61.64

Fuente: OOMSAPA de La Paz

El tamaño óptimo de la muestra se obtuvo mediante el método aleatorio estratificado con fijación proporcional de acuerdo al estimador de consumo de agua antes mencionado y con un error de 4%, así como un nivel de confianza de 95%, el cual dio como resultado un tamaño de muestra de 594 hogares, ajustándolo a 600. En la Tabla 2, se muestra la descripción de las variables.

Tabla 2
Descripción de variables de demanda de agua

Variable	Descripción	Unidades	Media	Error Est.
Ingreso	Ingreso Familiar Mensual	Miles de peos por mes	8364.5	7702.05
Educación	Educación del Jefe de Hogar	Categoría	3.67	1.17
Edad	Edad del jefe del hogar	Ordinal	39.32	12.61

Miembros	Número de miembros	Ordinal	4.12	1.47
Cm ³ d	Consumo diario de Agua	m ³ / día	0.7	0.31
Lprecio	Logaritmo del precio	\$/m ³	1.72	0.29
M ² construcción	Metros cuadrados de construcción	m ²	84.73	23.67
Jardín	Hogares con jardín	Binario	0.63	0.48
Baños	Número de baños	Ordinal	1.53	0.74
Cisterna	Hogares con cisterna	Binario	0.71	0.45
Llaves	Número de llaves	Ordinal	3.7	1.5
Tandeo	Restricción en suministro	Binario	0.51	0.5
Almacena	Hogares que almacenan agua	Binario	0.79	0.4
Antigüedad	Número de años	Ordinal	14.46	13.17
Información	Conocimiento de situación del acuífero	Binario	0.67	0.46
<i>p1</i>	Precio marginal bloque 1	pesos/m ³	4.31	-
<i>p2</i>	Precio marginal bloque 2	pesos/m ³	5.34	-
<i>p3</i>	Precio marginal bloque 3	pesos/m ³	8.37	-
<i>p4</i>	Precio marginal bloque 4	pesos/m ³	8.40	-
<i>p5</i>	Precio marginal bloque 5	pesos/m ³	12.20	-
<i>p6</i>	Precio marginal bloque 6	pesos/m ³	16.60	-
<i>p7</i>	Precio marginal bloque 7	pesos/m ³	20.31	-
<i>p8</i>	Precio marginal bloque 8	pesos/m ³	33.84	-
<i>p9</i>	Precio marginal bloque 9	pesos/m ³	23.11	-
<i>p10</i>	Precio marginal bloque 10	pesos/m ³	45.26	-
<i>p11</i>	Precio marginal bloque 11	pesos/m ³	48.81	-
yvirtual2	Ingreso virtual en bloque2	\$000/año	109.00	124.65
yvirtual3	Ingreso virtual en bloque3	\$000/año	109.77	124.74
yvirtual4	Ingreso virtual en bloque4	\$000/año	109.77	124.74
yvirtual5	Ingreso virtual en bloque5	\$000/año	110.23	124.80
yvirtual6	Ingreso virtual en bloque6	\$000/año	111.86	125.00
yvirtual7	Ingreso virtual en bloque7	\$000/año	112.81	125.12
yvirtual8	Ingreso virtual en bloque8	\$000/año	116.25	125.56

yvirtual9	Ingreso virtual en bloque9	\$000/año	117.05	125.66
yvirtual10	Ingreso virtual en bloque10	\$000/año	119.16	125.95
yvirtual11	Ingreso virtual en bloque11	\$000/año	120.06	126.07

Fuente: elaboración propia.

Descripción de los datos de costos

La estructura de los datos sobre costos consiste en series cronológicas de frecuencia mensual que comprenden de enero de 2005 a noviembre de 2009. Se ha considerado la estimación de costos de largo plazo, para lo cual se toma como variable dependiente el costo total. En cuanto a las variables independientes, se consideraron los precios de tres factores productivos: capital (w_k), trabajo (w_l), energía eléctrica (w_e). Respecto a la producción se incluyó el volumen de agua facturado del organismo operador expresado en metros cúbicos (vm^3). La Tabla 3 muestra la descripción de las variables y estadística descriptiva de las variables.

Tabla 2

Descripción de variables de demanda de agua

Variable	Descripción	Media	Desviación estándar
w_k	Costo de capital representado por activos fijos netos	504,000,000.00	33,790,394.00
w_L	Costo de mano de obra como remuneraciones al personal	8,133,764.00	2,057,789.00
w_e	Costos de operación como electricidad y combustible	4,444,857.00	1,313,531.00
Vm^3	Producción expresada en volumen de agua facturada en metros cúbicos	1,376,288.00	70,385.12

Fuente: elaboración propia con base en cuadernos de información municipal.

En la especificación del sistema expresado en (12), ha sido restringido el precio de la energía, con la intención de imponer la restricción de homogeneidad de grado uno en precios.

Especificación de la demanda de agua de uso doméstico

Para estimar la demanda de agua de uso doméstico se usó el método de variables instrumentales (VI), el cual se caracteriza por utilizar una variable correlacionada

con las variables exógenas pero no correlacionada con el término estocástico. Esto con la finalidad de confrontar el problema de simultaneidad causada por el carácter endógeno de la variable precio, ya que ésta se ve afectada por el nivel de consumo. Este método trata el problema de endogeneidad con estimadores que muestran la relación teóricamente correcta entre el precio y el nivel de consumo. Con base en las aportaciones econométricas de la demanda de agua urbana desarrolladas por Cavanagh, Hanemann y Stavins [2001] y una aportación de información ambiental por parte de los usuarios, se especificó el modelo siguiente

$$cm^3 d = \exp(z\delta) p^\alpha \tilde{Y}^\beta \exp(\epsilon) \quad (14)$$

tomando logaritmos tenemos,

$$\ln cm^3 d = z\delta + \alpha \ln p + \beta \ln \tilde{Y} + \epsilon \quad (15)$$

donde el signo teóricamente esperado del coeficiente del logaritmo del precio ($\ln p$) es negativo, mientras que la cantidad $lcm^3 d$ y el nivel ingreso \tilde{Y} deberán estar positivamente relacionados. La matriz (z) contiene las características físicas, así como socioeconómicas descritas en la Tabla 5 y ϵ el término estocástico. Una aportación de este trabajo a la estimación de la demanda de agua residencial consiste en la incorporación de la variable información de forma dicotómica, la cual indica si el jefe del hogar está informado de la situación de sobreexplotación del acuífero, así como del problema de intrusión de agua de mar. Un aspecto importante que se debe considerar al interpretar los resultados es que los coeficientes de $\ln \text{precio}$ y $\ln \text{ingreso}$ no se pueden interpretar directamente como elasticidades debido a la restricción presupuestaria no lineal, ya que estos no reflejan la probabilidad de que los hogares cambien de bloques en respuesta a un cambio en el precio o nivel de ingreso. Debido a que la manera en que reaccionan los hogares ante incrementos en el precio y el nivel de ingreso está condicionada por el bloque de consumo, la interpretación de los coeficientes se hará como una medida de sensibilidad. En lo que respecta a la interpretación de los coeficientes de características físicas de las viviendas, así como de composición de los hogares, está será como cambios proporcionales del consumo de agua ante incrementos unitarios, ya que éstas entran exponencialmente en la función de demanda y requieren de la transformación a su forma exponencial.

Especificación del modelo Logit Multinomial

La especificación del modelo que explica la elección de los hogares por bloques de consumo, corresponde a un modelo Logit Multinomial, este modelo se aplica con el propósito de predecir la probabilidad de consumo de hogares que carecen

de medición. Cabe mencionar que un antecedente de estimaciones con modelos Logit Multinomial para predecir el consumo de hogares, se encuentra en Martínez-Espiñeira [2003], quien utiliza este modelo para predecir la proporción de hogares que consumen dentro de un bloque específico, donde la variable precio no es incorporada como variable explicativa debido a que no resulta estadísticamente significativa cuando se introduce. De acuerdo a la literatura empírica de la demanda de agua y electricidad, Houston [1982] asume que en hogares sin medición, el precio no determina la cantidad de consumo de los hogares y por tanto la ubicación al interior de algún bloque específico, debido a que los hogares maximizan su utilidad de acuerdo sus propias necesidades, las cuales son reveladas por las características físicas de las viviendas y tamaño del hogar. La conveniencia de utilizar un modelo Logit frente a uno Probit consiste en que en este último es necesario evaluar integrales múltiples asociadas a la distribución normal, razón por la cual el modelo Logit Multinomial ha sido ampliamente utilizado en la ciencia económica. Los modelos de Logit para elección múltiple están basados en modelos de utilidad aleatoria, es decir, cuando el i -ésimo consumidor debe elegir entre posibilidades, la utilidad de escoger la j -ésima opción es representada por

$$U_{ij} = \beta' z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (16)$$

Si el consumidor elige la j -ésima opción, es debido, a que de entre las j utilidades diferentes la máxima es U_{ij} , por lo tanto la especificación econométrica de la elección de consumo se construye teniendo en cuenta la probabilidad de que escoja la alternativa j -ésima de la siguiente manera

$$P(U_{ij} > U_{ik}) \text{ para cualquier otro } k \neq j. \quad (17)$$

En este sentido la modelación de la elección del consumo de los hogares sin medición, considera la maximización de la utilidad en función de las necesidades propias de los hogares, reveladas por las características socio-demográficas y físicas de las viviendas. En la estimación se consideraron los primeros cuatro bloques de consumo, ya que 94% de los hogares con medición se concentran en estos bloques. Por tal razón, la especificación econométrica asume que el consumidor tiene preferencias definidas sobre un conjunto de alternativas de consumo de agua mensual: 0) Elegir consumir dentro del primer bloque de 0 a 17 metros cúbicos mensuales; 1) consumir dentro del segundo bloque de 17.1 a 24 metros cúbicos mensuales; 2) ubicar su nivel consumo dentro del tercer bloque, es decir, de 24.1 a 35 metros cúbicos mensuales; 3) de 35.1 a 50 metros cúbicos.

$$U(\text{Alternativa } 0) = \beta x_{0i} + \epsilon_{0i} \quad (18)$$

$$U(\text{Alternativa } 1) = \beta x_{1i} + \epsilon_{1i}$$

$$U(\text{Alternativa } 2) = \beta x_{2i} + \epsilon_{2i}$$

$$U(\text{Alternativa } 3) = \beta x_{3i} + \epsilon_{3i}$$

Opción si $U(\text{alternativa } 0) > U(\text{alternativa } 1)$ para $0 \neq 1$.

Y observada = Opción si $U(\text{alternativa } 0) > U(\text{alternativa } 2)$ para $0 \neq 2$.

Opción si $U(\text{alternativa } 0) > U(\text{alternativa } 3)$ para $0 \neq 3$.

Las alternativas 0, 1, 2, 3 = j . El consumidor tiene una función de utilidad indirecta

$$U = V(j, y, s_{ji}, \epsilon_{ij}, \eta). \quad (19)$$

Donde y es el ingreso, s_{ij} son los atributos (cantidad) de la alternativa j para cada $i \in ij$, son los atributos no observados de la alternativa j , η son las características no observadas del consumidor. La probabilidad de que los individuos escojan entre un conjunto de alternativas J_i es

$$P_j = \text{Pr ob} V[(\epsilon_{i1}, \dots, \epsilon_{ij}, \eta) = j | V(j, y, s_{ji}, \epsilon_{ij}, \eta) > V(k, y, s_{ki}, \epsilon_{ki}, \eta) \quad (20) \\ k \neq j.$$

Las alternativas de probabilidad tienen una forma Logit Multinomial

$$P_{ji} = \text{Pr ob} [U_{ij} > U_{ik}, k \neq j] \quad (21) \\ = \frac{\exp[(\alpha_0^{ij} + \alpha_1 y_{ji} + \alpha_2 s_{ji})]}{\sum_{j=1}^m \exp[(\alpha_0^{ik} + \alpha_1 y_{ik} + \alpha_2 s_{ki})]}.$$

Cabe mencionar que existe una indeterminación al momento de estimar los parámetros. Para solucionar esto, se normaliza el modelo tomando los parámetros del valor de cero, $\beta = 0$, es decir, se estima tomando como base $(J-1)$. Adicionalmente, los coeficientes estimados en el multinomial no son fáciles de interpretar, para realizar la estimación es necesario calcular los efectos marginales, es decir, el cambio en la probabilidad de elegir un determinado nivel de consumo ante un cambio en la variable explicativa

$$\frac{\partial P(Y = m | X)}{\partial x_k} = P(Y = m | X) \cdot \left[\beta_{mk} - \sum_{j=0}^4 \beta_{mk} P(Y = j | X) \right], x_k \text{ es continua} \quad (22)$$

$$\frac{\Delta P(Y = m|X)}{\Delta x_k} = P(Y = m|X, x_k = 1) - P(Y = m|X, x_k = 0), x_k \text{ es discreta} \quad (23)$$

6. Resultados

Los resultados del modelo estimado por el método de Variables Instrumentales, se muestran en la Tabla 4, en ésta se aprecia que los coeficientes estimados presentan los signos acordes al marco teórico estadísticamente significativos. El resultado del coeficiente de $\ln \text{ precio}$ ($\eta_p = -0.56$), indica que los hogares que enfrentan estructuras de precios en bloques reaccionan ajustando su consumo ante incrementos en el precio.

Tabla 4
Resultado de la estimación de la demanda por VI

Variable	Coefficiente	Error estándar
Lprecio	-0.5658	0.057587***
Lingreso	4.7300E-07	2.53E-07
Baños	0.1482	0.04173***
Almacena	-0.0706	0.046771*
Miembros	0.0632	0.015077***
Antigüedad	0.0163	0.004729***
Antigüedad ²	-0.0003	0.0000952***
Información	-0.0976	0.040373**

Nota: (*) indica significancia al 10%; (**) significancia al 5%; (***) significante al 1%.

Estos resultados confirman que la demanda de agua de los hogares es inelástica respecto al precio. La variable ingreso no resultó estadísticamente significativa. La interpretación de los coeficientes de características de los hogares requiere de una transformación, ya que éstas entran exponencialmente en la función de demanda. La transformación de los coeficientes a sus homólogos con antilogaritmos nos permite su interpretación como cambios proporcionales del consumo de agua ante incrementos unitarios. El efecto del incremento de un baño más implica un incremento en el consumo de agua del 16%. Los hogares

que tienen dentro de sus hábitos de consumo el almacenamiento de agua consumen alrededor de 1% menos de agua con respecto a aquellos que no lo hacen. El efecto del incremento de un miembro en el hogar, representa un incremento en el consumo de agua del 6.5%. La antigüedad de la vivienda determina el nivel de consumo como lo indica la misma en forma lineal y al cuadrado, ya que por cada año que se incrementa ésta, la demanda de agua crece 1.6%; aunque en hogares de mayor antigüedad el consumo es menor que en aquellos de menor número de años. En cuanto al efecto de la información de los consumidores respecto a la situación de sobre explotación del acuífero, el coeficiente revela que los hogares que tienen conocimiento consumen 0.90% menos agua en relación a aquellos que no saben.

En cuanto a la función de costos del organismo operador, los resultados se presentan en la Tabla 5.

Tabla 5
Resultados de estimación de costos

Variable	Coficiente	Error estándar	T-Stud.	Prob.
Constante	5.520273	0.776703	7.107316	0.00
$\ln V m^3$	-1.483865	0.215104	-6.898363	0.00
$(\ln V m^3)^2$	0.102259	0.014897	6.864588	0.00
W_l	0.019019	0.000837	22.71172	0.00
W_k	0.973824	0.000853	1141.104	0.00
R^2	0.99			

Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 5 es posible apreciar la capacidad explicativa del modelo y la significancia estadística de las variables explicativas con un nivel de confianza de 99% y con los signos esperados. La participación del capital w_k , en los costos de largo plazo es considerable, ya que este representa el 97% del costo de largo plazo. En cuanto al factor productivo trabajo w_l , éste contribuye 2% a los costos totales, mientras que el combustible y energía w_e es prácticamente irrelevante en el largo plazo con una participación menor al 1% en los costos totales. Por otro lado, se contrastó la existencia de economías de escala en la producción mediante el índice de economías de escala *IEE*

$$IEE = 1 - \frac{\delta \ln CT}{\delta \ln Y} \quad (24)$$

El cual arrojó un valor de 1.006 confirmando la presencia de economías de escala, indicando que los costos aumentan menos que proporcionalmente con el nivel de extracción y distribución del recurso hídrico. Sin embargo, la literatura económica indica que para empresas muy grandes las economías de escala se reducen y eventualmente desaparecen. Para considerar lo anterior se incorporó un término cuadrático en el logaritmo del volumen de agua facturada de metros cúbicos vm^3 en la función de costos (que representa el comportamiento de los costos medios de largo plazo en forma de u). Los signos de los parámetros que acompañan al logaritmo de la producción $\ln vm^3$ y del cuadrado del logaritmo de la producción $((\ln vm^3)^2)$ corroboran lo anterior: los costos decrecen al aumentar el nivel de producción hasta alcanzar un mínimo y posteriormente se incrementan al aumentar el nivel de producción. La estimación de la función de costos permitió estimar el costo marginal de largo plazo evaluado en la media del intervalo temporal considerado $CMg_{lp} = 2.33$. En cuanto al precio óptimo, se obtuvo de acuerdo a la especificación de la ecuación (6), considerando el número de Ramsey que constituye la constante que permite satisfacer la restricción presupuestaria planteada en el programa de optimización. El precio óptimo se muestra en la Tabla 6 con el precio por metro cúbico de los cinco primeros bloques de consumo, sólo para efectos comparativos.

Tabla 6

Precio por metro cúbico en bloques de 2010 y precio óptimo

Bloque	Rango	Precio por metro cúbico	Precio óptimo
1	Hasta 17	5.73	
2	Hasta 24	7.10	
3	Hasta 35	11.13	11.10
4	Hasta 50	11.16	
5	Hasta 80	16.23	

Fuente: elaboración propia.

Como se aprecia en la Tabla 6, el precio óptimo de Ramsey-Boiteaux, es mayor que los precios de los dos primeros bloques. Cabe mencionar que el precio de Ramsey es preferible en términos de eficiencia, pero no así en términos de equidad, ya que en ocasiones los consumidores de menor ingreso suelen presentar

una menor elasticidad-precio en términos absolutos, lo cual haría que estos hogares presentaran mayores precios que aquellos con una mayor elasticidad de la demanda. No obstante, representa un valor de referencia al momento de diseñar estructuras tarifarias por bloque o por cargo fijo. En cuanto a la asignación del precio en hogares sin micromedición en una estructura de precios en bloques en la Tabla 7, se muestran los resultados del modelo Logit Multinomial que estima la probabilidad de los hogares a elegir un bloque de consumo. La categoría de referencia en la variable dependiente son los hogares que ubicaron su nivel de consumo en el primer bloque, hasta 17m³. Como se puede apreciar, todas las variables resultaron estadísticamente significativas al 1% de significancia.

Tabla 7
Resultados del modelo Logit Multinomial

Variable	Prob[Y = 1]		Prob[Y = 2]		Prob[Y = 3]	
	Coficiente.	Error Est.	Coficiente.	Error Est.	Coficiente.	Error Est.
Constante	-2.3541	(0.0077)	-4.5026	(0.0100)	-9.0072	(0.0118)
Edad	-0.0017	(0.0001)	-0.0019	(0.0001)	-0.0153	(0.0001)
Ingreso	-4.92E-05	(1.32E-07)	-5.12E-07	(1.42E-07)	-5.73E-06	(1.42E-07)
Miembros	0.1087	(0.0009)	0.2842	(0.0009)	0.5856	(0.0012)
M ² construcción	0.0007	(5.62E-05)	-0.0109	(6.31E-05)	0.0176	(7.06E-05)
Jardín	-0.2447	(0.0027)	0.6956	(0.0034)	-0.4069	(0.0034)
Baños	0.5253	(0.0017)	0.7526	(0.0018)	0.9985	(0.0021)
Cisterna	0.3946	(0.0030)	0.4794	(0.0035)	0.4848	(0.0038)
Llaves	0.1231	(0.0008)	0.2352	(0.0008)	0.5005	(0.0008)

(Función de logverosimilitud -5356577. Rest. logverosimilitud -6100275.0 Chi cuadrado 1487397.0). Porcentaje de predicciones correctas 75.16667.

Fuente : elaboración propia

Los coeficientes estimados son estadísticamente significativos al 1% de significancia, así como el modelo en su conjunto. Los efectos marginales sobre la probabilidad de elegir el nivel de consumo en cada uno de los bloques se encuentran en la Tabla 8. El coeficiente de la variable edad, revela que la probabilidad de incurrir en los bloques de mayor consumo disminuye al incrementarse la edad.

Tabla 8
Efectos marginales del modelo Multinomial

Variable	Prob[Y = 0]	Prob[[Y = 1]	Prob[[Y = 2]	Prob[[Y = 3]
----------	-------------	---------------	---------------	---------------

	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
Constante	1.105833800 (-0.00157593)	-0.072842 (-0.00113163)	-0.40618494 (-0.00119874)	-0.62680683 (-0.00079199)
Edad	0.001126390 (.206707D-04)	.496846D-04 (.160963D-04)	.907377D-05 (.138185D-04)**	-0.00118515 (.110098D-04)
Ingreso	.555954D-05 (.249494D-07)	-.743489D-05 (.188965D-07)	.150434D-05 (.175998D-07)	.371016D-06 (.103933D-07)
Miembros	-0.06642859 (-0.00017646)	-0.0018053 (-0.00012901)	0.02661353 (-0.00012509)	0.04162038 (.985193D-04)
M ² construcción	.215750D-04 (.106956D-04)*	0.00014 (.811453D-05)	-0.00174173 (.806606D-05)	0.00157648 (.484375D-05)
Jardín	-0.01630149 (-0.00054)	-0.05173 (-0.00039794)	0.10685467 (-0.00042778)	-0.03882406 (-0.0002569)
Baños	-0.17347299 (-0.0003729)	0.04090 (-0.00024307)	0.07114727 (-0.00022126)	0.06142513 (-0.00015951)
Cisterna	-0.10930656 (-0.00057555)	0.03780 (-0.00046765)	0.04565308 (-0.00045216)	0.02585153 (-0.00030211)
Llaves	-0.05929390 (-0.00014756)	0.00332 (-0.00011731)	0.02079542 (-0.00010609)	0.03517437 (.648596D-04)

(*)Indica no significativo al 5% de significancia; (**) indica no significativo al 10% de significancia.

En cuanto al nivel de ingreso, los resultados sugieren que el nivel de ingreso tiene un efecto muy pequeño en la determinación del nivel de consumo. Esto probablemente se deba a que la proporción del ingreso que se destina al pago del servicio de agua es muy pequeño. Con respecto a la variable *miembros*, ésta resultó interesante ya que revela que el efecto del incremento de un miembro adicional por encima del promedio (4 miembros) resulta en un incremento en la probabilidad de ubicar su nivel de consumo en los bloques de 24.1 a 35 y de 35.1 a 50m³ de 2.6 a 4.1%, respectivamente. El efecto del incremento de un metro cúbico de construcción por arriba del promedio (84.73m²) de las viviendas conlleva un incremento en la probabilidad de consumir en el último bloque. Otra variable relevante es jardín, ya que hogares que cuentan con jardín tienen una mayor probabilidad de consumir en bloque 24.1 a 35m³, de 10.7% con respecto a aquellos que no cuentan con jardín.

Por otra parte, los hogares que cuentan con un baño adicional tienen una probabilidad menor de 17.3% de ubicar su nivel de consumo en el primer bloque con respecto a aquellos que sólo cuentan con un baño, en este sentido hogares con

un baño adicional presentan la mayor probabilidad de ubicarse en bloque de consumo de 24.1 a 35m³ con 7.11%. Los hogares que cuentan con cisterna tienen 11% menor probabilidad de ubicar su nivel de consumo en el primer bloque, mientras que la mayor probabilidad de consumo se encuentra en el bloque de 24.1 a 35m³ con 4.5%. El efecto del incremento de una llave adicional respecto al número de llaves promedio (4), resulta en una disminución en la probabilidad de 6%, mientras que los hogares que cuentan con una llave por encima del promedio tienen una probabilidad de 2 a 3.5% de ubicar su nivel consumo en los bloques de 24.1 a 35m³ y 35.1 a 50m³, respectivamente.

Estos resultados tienen implicaciones relevantes en términos de políticas de manejo de agua urbana, ya que los organismos operadores de agua municipal, ante la ausencia de micromedición, podrían establecer una cuota fija para aquellas viviendas sin medidor donde la tarifa asignada sea autorevelada por las características propias de los hogares y viviendas de manera transitoria hasta la instalación de los medidores en las tomas domiciliarias. La propuesta del mecanismo de asignación de tarifa fija a los usuarios sin medidor sería mediante la aplicación de cuestionarios en el momento de la contratación del servicio y/o al momento de realizar el pago de las facturas de consumo, las cuales requerirán de validación mediante encuestas *in situ*. Las entrevistas deben incluir preguntas acerca de las características físicas como metros cuadrados de construcción de la vivienda, si cuenta con jardín, el número de baños, si cuenta con cisterna, el número de llaves, así como el número de miembros del hogar. La asignación de la tarifa de algún bloque de consumo se obtendrá considerando las probabilidades estimadas de incurrir en algún bloque de consumo de los hogares con medición. Lo anterior dará como resultado una mejora en las finanzas de los organismos, que les permitirá incrementar la dotación de medidores y el uso más eficiente del recurso.

7. Conclusiones

En este trabajo se estimó la sensibilidad de la demanda de agua respecto al precio, ingreso, determinantes socio-demográficos, así como de las características físicas de las viviendas. Se encontró que la demanda de agua es inelástica $\eta_p = -0.56$ ante variaciones en el precio. Adicionalmente, se estimó una función de costos, la cual permitió contrastar la existencia de economías de escala en el monopolio natural del agua de uso público urbano, encontrando presencia de economías de escala (IEE=1.006). Con la estimación de los determinantes de la demanda y de oferta se obtuvo el precio óptimo (\$11.10), que permitiría al monopolio recuperar sus costos y obtener beneficios nulos.

En cuanto a la asignación del precio en hogares sin medición, se especificó un modelo Logit Multinomial con el cual se estimó la probabilidad de consumo explicada por las características sociodemográficas y físicas de las viviendas, como determinantes de la demanda de agua. Los resultados del modelo Logit Multinomial muestran de manera consistente que es factible la incorporación de un mecanismo de asignación de una tarifa fija en un determinado bloque de consumo que sea auto revelada por las características mismas de la vivienda y del hogar.

Por un lado, el resultado de la variable miembros muestra que el incremento de un miembro adicional por encima del promedio tiene como efecto un aumento en la probabilidad de 2.6 y 4.1% de consumir en los bloques de 24.1 a 35 y de 35.1 a 50m³, respectivamente. La variable jardín indica que hogares que cuentan con éste tienen una mayor probabilidad de consumir en el tercer bloque con 10.7%. Por otra parte, hogares que cuentan con un baño adicional tienen 7.1% mayor probabilidad de ubicarse en tercer bloque. Las viviendas con cisterna cuentan con una probabilidad 4.5% mayor de que su consumo se encuentre en el penúltimo bloque. Otra variable importante para la asignación de tarifas fijas es el número de llaves, ya que el incremento de en una llave adicional respecto al promedio aumenta la probabilidad del 2 a 3.5% de que el nivel de consumo se encuentre en los dos últimos bloques. Estos resultados indican que la demanda de agua responde a variaciones en las características físicas de las viviendas, así como de conformación de los hogares como lo muestran las estimaciones de la demanda de agua por medio de variables instrumentales.

8. Referencias

- Aguilar B. y Jean D. (2009), "Aspectos institucionales y políticas para reforzar el pago de los servicios de agua en Nuevo Laredo, Tamaulipas, y Laredo, Texas", *Gestión y Política Pública*, Vol. XVIII., Núm. 2, 341-377.
- Baumol, W. J. y Bradford, D. F. (1970), "Optimal departures from marginal cost pricing", *American Economic Review*, Núm. 60, pp. 265-283.
- Billings, B. and Agthe, D. [1980], "Price elasticities for water: A case of increasing block rates", *Land Economics*, Núm.56, pp. 73-84.
- Boiteux, M. (1956), "Sur la gestion des monopoles publics astreints à l'équilibre budgétaire", *Econometrica*, Núm. 24, pp. 22-40.
- Cavanagh, S.M., *et al.*, (2001), "Muffled Price Signals: Household Water Demand Under Increasing-Block Price". Mimeo-grafiado.

- Chermak, P., y Brookshire (2005), "Economics of Transboundary Aquifer Management", *Ground Water*, Vol. 43, Núm. 5, pp. 731-736.
- Comisión Nacional del Agua, (2008) Estadísticas del agua en México, CNA.
- Estadísticas del agua en México (2005), CNA.
- Dalhuisen J., *et ál.* (2001), "Thematic report on the economics of water in metropolitan areas, European Commission: Environment and Climate Programme", DG XII, *Human Dimension of Environmental Change: Metropolitan Areas and Sustainable Use of Water*. Disponible en: <http://www.feweb.vu.nl/>.
- Feldstein, M. S. (1972), "Equity and efficiency in public sector pricing: the optimal two-part tariff", *Quarterly Journal of Economics*, Núm. 86, pp. 175-187.
- García-Valiñas Maria A. (2005), "Efficiency and Equity in Natural Resources Pricing: A Proposal for urban Water Distribution Service", *Environmental and Resource Economics*, Vol. 32, Núm. 2, pp. 183-204.
- Houston, D. (1982), "Revenue Effects from Changes in a Declining Block Pricing Structure", *Land Economics*, Núm. 58, pp. 351-363.
- Howe, C. W., *et al.*, (1967), "The impact of Price on Residential Water Demand and its Relation to System Demand and Price Structure", *Water Resources Research*, Vol. 1, Núm.3, pp 13-32.
- Jaramillo, L. A. (2005), "Evaluación Econométrica de la Demanda de Agua de Uso Residencial en México", *El Trimestre Económico*, Vol. LXXII (2), Núm. 286, pp. 267-390.
- Kim, H. Y. (1995), "Marginal cost and second-best pricing for water services", *Review of Industrial Organization*, Núm. 10, pp. 323-338.
- Klawitter, S. (2003), "A methodical approach for multi criteria sustainability assessment of water pricing in urban areas". Paper presented at the 2003 Berlin Conference on the Human Dimensions of Global Environmental Change.
- Martínez, R., (2003), "Estimating Water Demand under Increasing-Block Tariffs Using Aggregate Data and Proportions of Users per Block", *Environmental and Resource Economics*, Núm. 26, pp. 5-23.

- Nauges, C. y Thomas A., (2000), "Privately-operated water utilities, municipal price negotiation and estimation of residential demand: the case of France", *Land Economics*, Núm. 76, pp. 68-85.
- Nordin, J.A. (1976), "A proposed modification of Taylor's demand analysis: Comment". *Bell Journal of Economics*, pp 7719-721.
- Ramsey, F. P. (1927), "A contribution to the theory of taxation", *Economic Journal*, Núm. 37, pp. 47-61.
- Renzetti, S. (1992), "Evaluating the welfare effects of reforming municipal water prices", *Journal of Environmental Economics and Management*, Núm. 22, pp.147-163.
- Soto G., y Bateman, I. J., (2006), "Scope sensitivity in households' willingness to pay for maintained and improved water supplies in a developing world urban area: Investigating the influence of baseline supply quality and income distribution upon stated preferences in Mexico city", *Water Resources*, Vol. 42, pp. 1-15.
- Taylor, L.D. (1975), "The demand for electricity: A survey". *Bell Journal of Economics*, Vol. 6, pp. 74-110.
- Timmins, C. (2002), "Measuring the dynamic efficiency costs of regulators preferences: municipal water utilities in the arid west", *Econometrica*, Núm. 70, pp. 603-629.
- Yepes, G. y Dianderas A. (1996). Water and Wastewater Utilities Indicators, Water and Sanitation Division, World Bank. Disponible en: <http://www.worldbank.org/>