

## EVALUACIÓN ECONOMETRICA DE LA DEMANDA DE AGUA DE USO RESIDENCIAL EN MÉXICO\*

*Luis A. Jaramillo-Mosqueira\*\**

### RESUMEN

Este trabajo intenta explorar la manera en que los consumidores de agua de uso residencial responderían ante incrementos en su precio, cambios en la estructura de cobro del mismo y la aplicación de políticas de conservación; para ello, se estima la función de demanda de agua con precios escalonados en la región central del país utilizando técnicas de estimación que van desde el uso de *variables instrumentales* (VI) hasta un método de estimación de *opción discreta-continua* (ODC). Los datos utilizados —transversales y longitudinales con frecuencia intraanual— arrojan una sensibilidad de los consumidores posiblemente pequeña, pero que se ubica por encima de la encontrada en la bibliografía reciente y que se explica por la naturaleza de corto plazo de los datos. Se generan conclusiones interesantes en torno de las características físicas y de consumo de los hogares y la variable climática utilizada.

### ABSTRACT

This paper explores the reaction of consumers of urban water due to price variations, changes in price structure and the application of conservation policies. To do so, we estimate water demand function under block prices for the central region of Mexico relying mainly on *Instrumental Variables* (IV) and *Discrete-Continuous Choice* models (DCC) techniques already used in literature: Available data —longitudinal and cross-sectional monthly data— yield quite low sensitivity but superior to those observed in recent literature and feasible to be explained given the short-run nature of data. The analysis

\* *Palabras clave:* demanda de agua residencial, consumo eficiente, modelación de precios en bloque, modelos no lineales. *Clasificación JEL:* C51, D12, Q25. Artículo recibido el 19 de enero y aceptado el 7 de octubre de 2004. Este trabajo fue presentado para su discusión en las sesiones del I Congreso Latinoamericano de Economistas Ambientales realizado en Cartagena de Indias, Colombia, julio de 2003. El autor agradece las opiniones y sugerencias vertidas por Leopoldo Dimas (Prisma-El Salvador) y Karina Schoengold (U. C. Berkeley) que sin duda ayudaron a mejorar los resultados.

\*\* Instituto Nacional de Ecología, Secretaría del Medio Ambiente y Recursos Naturales. Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) (correo electrónico: jaramil@ine.gob.mx). Agradezco la puntual ayuda de Gabriela Alarcón en la elaboración de este artículo; como siempre, el enfoque y errores remanentes en este trabajo son responsabilidad exclusiva del autor.

generates interesting conclusions regarding consume and households characteristics as well as for the climatic variable introduced.

## INTRODUCCIÓN

En años recientes se ha desarrollado un interés particular por el estudio de las funciones de demanda de agua para uso residencial (véase Howe y Linaweaver, 1967; Billings y Agthe, 1980; Griffin y Martin, 1981; Hanemann, 1997; Martínez-Espíñeira, 2002; Pashardes y Hajispyrou, 2002). El propósito *primo* de estas investigaciones se centra, en su mayor parte, en darle continuidad a la búsqueda, hasta ahora incesante, de un instrumento de mercado que ayude a minimizar el costo de lograr un consumo más eficiente del agua y que, por supuesto, redunde en una mejor distribución entre las demandas competidoras (por ejemplo, industrial y agrícola) al efectuar el cobro por el uso de la misma mucho más equitativo. Como recomendación a este problema algunos economistas han sugerido que el precio, como señal de mercado, podría ser el mecanismo ideal para motivar a los consumidores individuales a realizar un uso más racional del agua. La expresión intuitiva de la idea anterior es que la eficiencia en el consumo de agua se lograría si la administración de ésta funcionara dentro del contexto de un mercado competitivo.

De igual manera que en muchos otros países, en el caso mexicano se observa que los organismos que operan la distribución de agua son en su mayoría entidades descentralizadas del sector público; en este contexto el análisis se dificulta y adquiere mayor relevancia demostrar que aun con este tipo de esquemas se pueden aplicar incentivos costo-efectivos que permitan el uso eficiente del líquido durante periodos de escasez de corto y largo plazos. Los resultados de este análisis pretenden proporcionar a los elaboradores de política la información pertinente en torno de la manera cómo los consumidores podrían responder ante un conjunto de instrumentos de demanda, como incrementos de los precios, cambios en la estructura misma de los precios y, por supuesto, políticas de conservación no ligadas directamente al precio del agua.

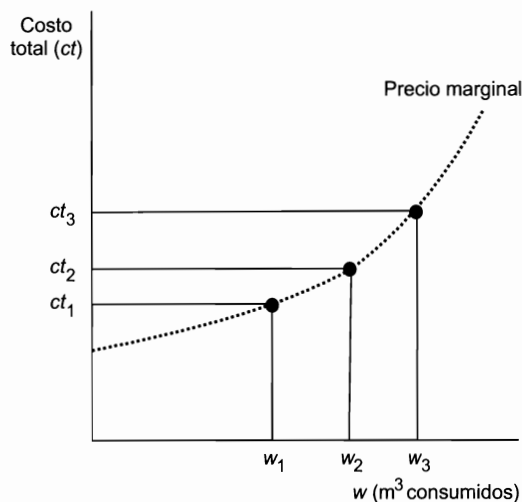
Dificultades propias a la estimación de las funciones de demanda que permiten cuantificar estas reacciones —sobre todo con estruc-

turas de precios en bloque— han salido a flote cuando se intenta identificar un precio acorde con un planteamiento conservacionista y que al mismo tiempo pueda contextualizarse en un enfoque competitivo. Para su resolución, la bibliografía propone distintas metodologías, en las que se encuentran la utilización de técnicas que se valen del uso de variables instrumentales y también de las que modelan simultáneamente el carácter continuo y discreto de la demanda por agua. Algunas de estas técnicas se retoman y complementan el cuerpo de este trabajo, el cual se presenta de la siguiente manera: en la sección I se introduce en la teoría económica el concepto de precios en bloque; la sección II describe las técnicas de estimación y se presenta el modelo econométrico aplicado a una región del centro del país; la última sección presenta y explica los resultados de los modelos a partir de los coeficientes estimados. Al final se describe brevemente las conclusiones del análisis y se hace algunas recomendaciones de política.

## I. LA TEORÍA ECONÓMICA Y LOS PRECIOS EN BLOQUE

En la actualidad es muy común observar esquemas de cobro de tarifas por algún servicio o producto cuya función de demanda depende de una restricción presupuestaria articulada linealmente, es decir, la restricción se observa como un conjunto convexo o no convexo de segmentos lineales unidos por pliegues. Algunos de estos cobros incluyen el de impuestos (Hausman y Taylor, 1981), el de consumos de energía eléctrica y agua (de uso residencial, industrial y agrícola) y, en ocasiones, el de algunas transferencias. En el caso de México, dos modos característicos de cobro por el consumo de agua de uso residencial son: *i*) tasas constantes y *ii*) tasas crecientes por bloques; un modo adicional no observable en el caso del agua en este país son las tasas decrecientes por bloque. Con tasas constantes los usuarios pagan una cantidad siempre igual por cada metro cúbico consumido, tasa que con frecuencia es acompañada por un costo fijo con el concepto de mantenimiento y servicio. En las gráficas 1 y 2 se presenta el caso más interesante en sus dos versiones: tasas crecientes y tasas decrecientes por bloques, respectivamente; como podemos observar las tasas crecientes (decrecientes) implican un cobro mayor

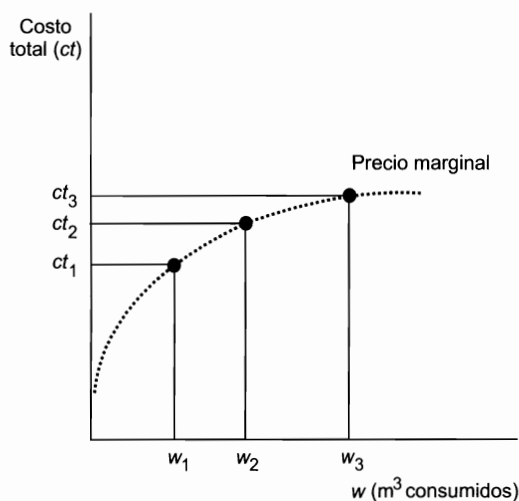
**GRÁFICA 1. Estructura creciente de precios por bloque trisegmentada**



(menor) por la última unidad consumida dentro de cada bloque conforme nos desplazamos de izquierda a derecha del cuadrante.

Los precios en bloque en cualquiera de sus dos versiones (crecientes o decrecientes) plantean dificultades a la econometría y a la teoría económica cuando se intenta estimar la función de demanda por

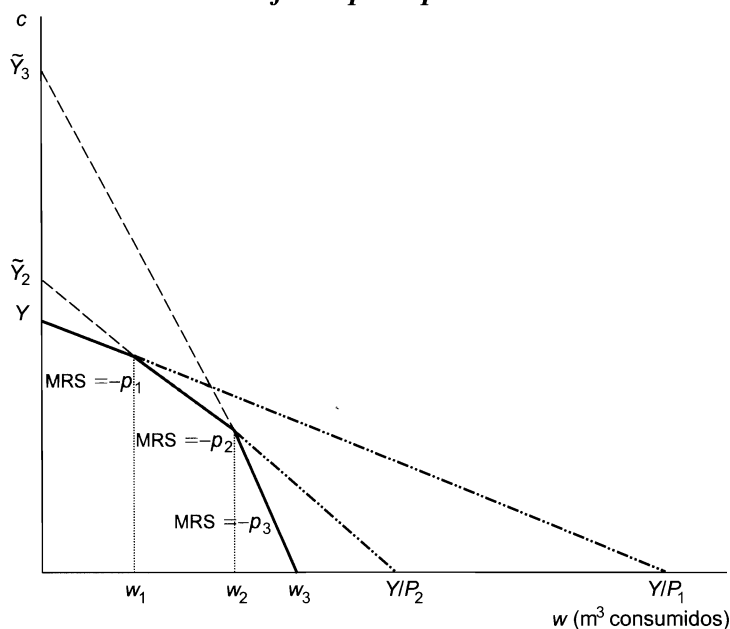
**GRÁFICA 2. Estructura creciente de precios por bloque trisegmentada**

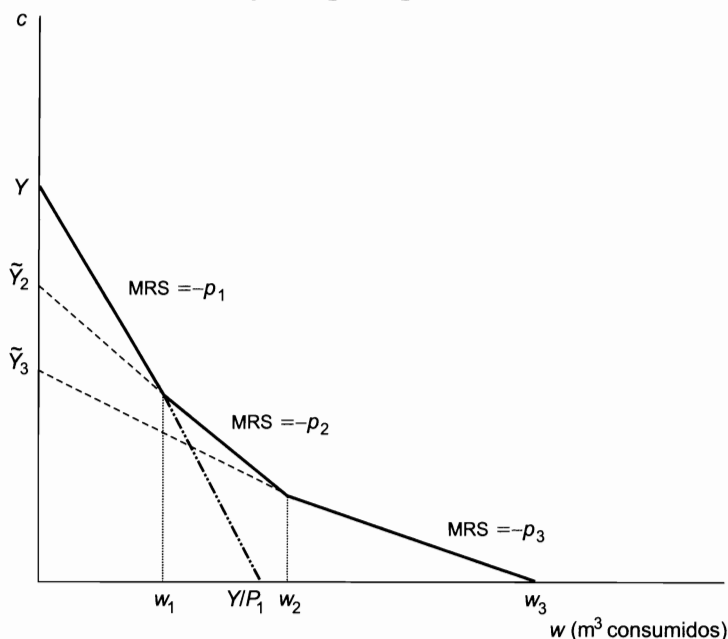


agua; por un lado y partiendo de un esquema de maximización, las restricciones presupuestarias en estos programas se muestran como un conjunto de segmentos lineales convexos o no convexos cuyo gradiente es cada vez mayor (primer caso) o menor (segundo caso), según nos movamos de izquierda a derecha (gráficas 3 y 4). Como ejemplo, supongamos un caso de bloques crecientes en el que el consumidor puede generar utilidad a partir de dos bienes, digamos comida ( $c$ ) y agua ( $w$ ); aquí el precio del primer bien está normalizado a uno y para el segundo existen tres costos unitarios diferentes que dependen del consumo que se realice.

Claramente se observa en la gráfica 5 que el programa de maximización implícito en un enfoque de bloques crecientes puede resolverse gráficamente definiendo tangencias (puntos A, B, C) de las diferentes curvas de utilidad con la restricción presupuestaria articulada, representando en conjunto a un grupo de consumidores heterogéneos; comparado con un esquema clásico de maximización —en el que el consumidor tendría que igualar una sola vez el precio marginal al beneficio marginal— con precios en bloque existe un precio marginal distinto en cada bloque, lo que amplía el número de opciones de

GRÁFICA 3. *Conjunto presupuestario convexo*



GRÁFICA 4. *Conjunto presupuestario no convexo*

consumo a cinco (para el conjunto de consumidores), es decir, tres al interior de los segmentos y uno más por cada pliegue entre ellos.

Algebraicamente podemos escribir la restricción presupuestaria con precios crecientes trisegmentados en los siguientes términos,

$$Y_1 = p_1 w + c \quad w \leq w_1 \quad (1)$$

$$Y_2 = p_1 w_1 + p_2 (w - w_1) + c \quad w_1 < w \leq w_2 \quad (2)$$

$$Y_3 = p_1 w_1 + p_2 (w_2 - w_1) + p_3 (w - w_2) + c \quad w > w_2 \quad (3)$$

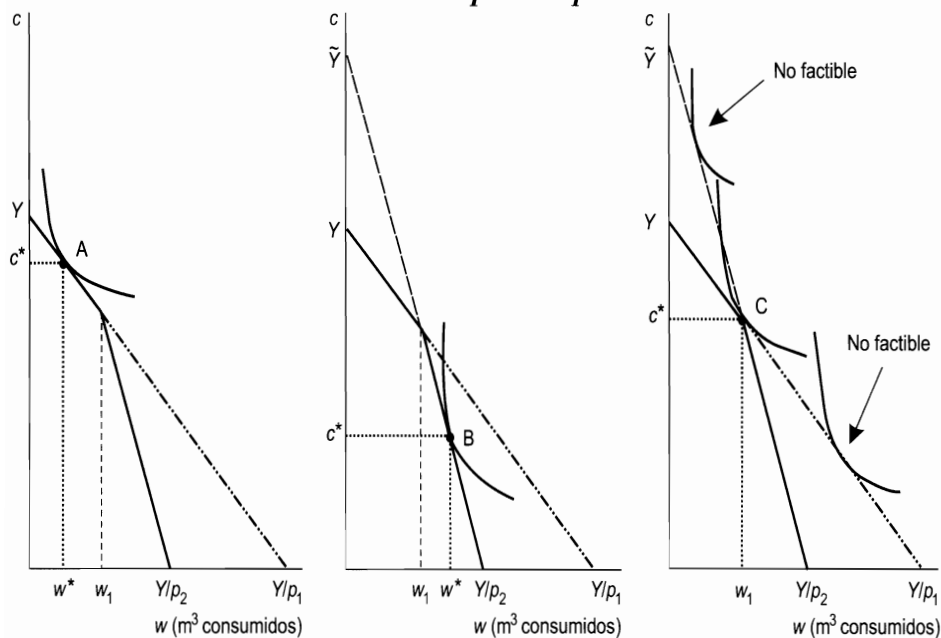
en los que  $Y_i$  es el ingreso,  $p_i$  y  $w_i$  el precio y el consumo en el  $i$ -ésimo bloque. Si extendemos con una línea punteada cada uno de los segmentos de la restricción hasta encontrar el eje de las ordenadas obtendremos lo que se llama “ingreso virtual ( $\tilde{Y}_i$ )”;<sup>1</sup> formalmente tenemos que,

$$\tilde{Y} = p_2 w + c \quad w_1 < w \leq w_2 \quad (4)$$

$$\tilde{Y} = p_3 w + c \quad w > w_2 \quad (5)$$

<sup>1</sup> Se considera “ingreso virtual” al que el consumidor tendría si todo su consumo (de agua, en este caso) fuera cobrado al precio marginal del último metro cúbico ( $m^3$ ) consumido.

GRÁFICA 5. *Maximización de utilidad con precios crecientes por bloque*



La diferencia entre  $Y_2$  y  $\tilde{Y}_2$  es  $(p_2 - p_1)w_1$  y entre  $Y_3$  y  $\tilde{Y}_3$  es  $(p_3 - p_2)w_2 + (p_2 - p_1)w_1$ . En otras palabras, el ingreso virtual incluye un subsidio *lump-sum* para los usuarios que tienen su consumo por encima del primer bloque. El uso del ingreso virtual valida la utilización de los precios marginales como covariante a partir de que diferencia perfectamente (al aumentar de manera proporcional el ingreso virtual correspondiente) entre consumidores ubicados en niveles idénticos de  $w_i$  o de  $p_i$  cuando estos pagan tasas marginales distintas en bloques previos.

De manera generalizada (gráfica 5) el programa de maximización cuya solución resulta en el nivel más alto de utilidad alcanzable —dados los precios marginales ( $p_i$ ) y de ingresos virtuales ( $\tilde{Y}_i$ )— se puede expresar de la siguiente manera,

$$v(p, \tilde{Y}) = \text{MAX}_{w, c} U(w_i, c_i) \quad \text{sujeito a} \quad \sum_{i=1}^{n-(n-i)} p_i w_i + c_i \leq \tilde{Y}_i \quad (6)$$

Si  $v(p, \tilde{Y}) \equiv H(p, u_{\max})$ , entonces los consumos resultarán de la siguiente manera,

$$w < w_1 \quad \text{si y sólo si} \quad U(w_1, c^*) < V(p_1, Y) > V(p_2, \tilde{Y})$$

$$w > w_1 \quad \text{si y sólo si} \quad U(w_1, c^*) < V(p_2, \tilde{Y}) > V(p_1, Y)$$

$$w = w_1 \quad \text{si y sólo si} \quad V(p_1, Y) < U(w_1, c^*) > V(p_2, \tilde{Y})$$

es decir, el consumidor se encontrará en el punto (A) si la función de utilidad indirecta al nivel  $(p_1, Y)$  es estrictamente mayor que aquella en el nivel  $(p_2, \tilde{Y})$ ; consumirá dentro del bloque 2 si al nivel  $(p_2, \tilde{Y})$  obtiene mayor utilidad que al de  $(p_1, Y)$  [punto B] y por último, consumirá en el pliegue [punto C] si el nivel de consumo  $(w_1, c^*)$  ofrece mayor utilidad que las otras dos funciones marshallianas. Aquí, el ingreso virtual que intersecta el eje horizontal ayuda a mostrar cómo cambia el consumo cuando existe una estructura de precios por bloque. Retomando la ecuación (2) es fácil mostrar que el consumo de agua con una estructura de precios por bloque bisegmentada cambia en la siguiente relación,

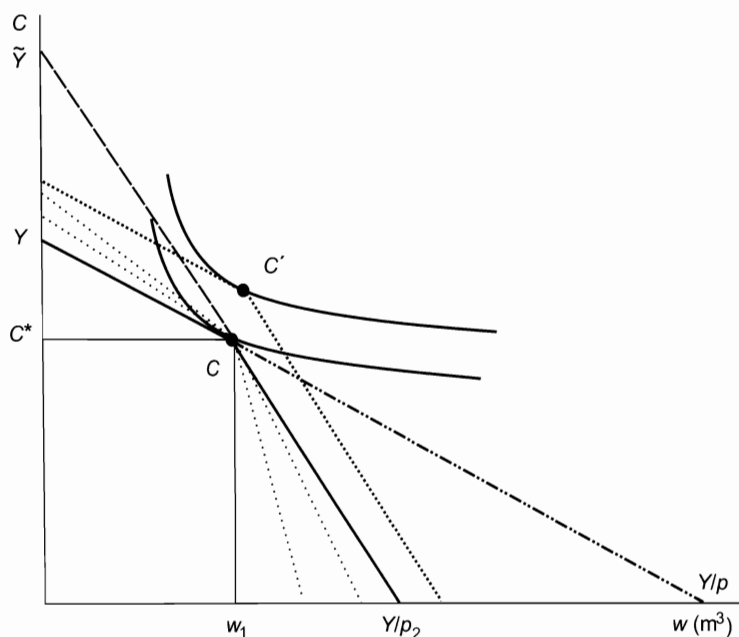
$$\frac{Y}{p_1} - \frac{p_2}{p_1} c - \left[ 1 + \frac{p_2}{p_1} \right] \Delta w_1 = w \quad \text{en la que} \quad \Delta w_1 = w_1 - w \quad (7)$$

es decir, el consumo de agua cambia negativamente a una tasa  $(p_2/p_1)$  hasta el punto donde se ubica el pliegue ( $w_1$  en el punto C); después de ese punto (es decir, cuando  $\Delta w_1 > 0$ ) la tasa caída se incrementa en  $[1 + (p_2/p_1)]$ .

La gráfica 6 muestra lo anterior y también permite observar cómo la existencia de pliegues dentro de las restricciones presupuestarias complica el claro entendimiento del enfoque de maximización clásico con una restricción presupuestaria lineal, dado que las muy conocidas relaciones entre precio, ingreso y precio y la cantidad demandada no siempre se cumple. Precisamente, el consumo en los pliegues no responderá de manera “intuitiva” a cambios en los precios como tampoco lo hará ante cambios en el ingreso. Por ejemplo, si suponemos que  $(c)$  y  $(w)$  son bienes normales, un incremento en el ingreso podría al final ocasionar un aumento en el consumo del bien  $(c)$ , pero no forzosamente un cambio en el bien  $(w)$ ; por otro lado, cualquier cambio en los precios relativos sólo modificará el gradiente de los segmentos de la restricción presupuestaria de acuerdo con la dirección del cambio en los precios (gráfica 6).



GRÁFICA 6. Consumo óptimo con variaciones en precios e ingreso



La anterior aseveración muestra no sólo la importancia de las decisiones de política, sino también la relevancia de hacer un correcto tratamiento econométrico para predecir los efectos de los cambios en la política de precios. Claramente es necesario estimar de modo econométrico el precio marginal y las elasticidades-ingreso para los individuos que consumen dentro del mismo segmento, así como también determinar cuándo y cómo los individuos se verán motivados a cambiar de segmento o inclusive, de pliegue; además, se necesita conocer la distribución de los individuos en cada segmento de la restricción debido a que personas distintas en diferentes puntos de consumo reaccionarán de manera ambigua a cambios dentro de la misma restricción.

### *La econometría de los precios en bloque*

En la sección anterior resaltan dos importantes problemas que a su vez se plantean como objetivos por alcanzar cuando se modela la demanda de agua con precios en bloque. El primero se relaciona con el llamado problema de simultaneidad (es decir, las caracterizaciones

discretas de la restricción y continua de la cantidad demandada deben modelarse simultáneamente); el segundo problema se presenta por el carácter endógeno de la especificación, debido al hecho de que al ser el precio —por definición en una función de demanda— una variable exógena, ésta es afectada directamente por la cantidad consumida;<sup>2</sup> en consecuencia, la causalidad va de la opción del bloque por consumir, y por ende de la cantidad, a la opción del precio marginal por pagar. La situación se agrava aún más si se intenta estimar la función de demanda “completa” correlacionando la cantidad consumida, basándose en cada una de las pendientes de los segmentos, pues por un lado no considera la naturaleza no lineal de la restricción y, por otro, la especificación del modelo con sólo un término estocástico provocaría una correlación sistemática entre el tamaño del error, el precio marginal y el ingreso virtual;<sup>3</sup> tal especificación daría como resultado estimadores de la función de demanda sesgados e incongruentes.

Una primera aproximación a esta problemática es la utilización de métodos que se sirven de variables instrumentales (VI) —en este tipo de modelos se utiliza una variable explicativa que está correlacionada con las demás variables exógenas pero no correlacionada con el término estocástico. Esta técnica de modelación resuelve en buena medida el problema de endogeneidad y resulta en estimadores que se caracterizan por ser congruentes (es decir, muestran la relación inversa entre el precio y la cantidad consumida), pero no resuelven de fondo el problema de simultaneidad; si es insoluto este problema, no será posible evaluar acertadamente los cambios en la política de precios o prever incrementos en el consumo, debido a que la elasticidad-precio correcta forzosamente debe tomar en cuenta tanto la elasticidad de la demanda condicionada al bloque de consumo respectivo como también la elasticidad de la probabilidad de consumir dentro de ese mismo bloque. La esencia de estos modelos VI se encuentra, por ejemplo, en la utilización del método bietápico (2SLS),

<sup>2</sup> Greene (2000) confirma que la presencia y grado de la endogeneidad se determinan según la manera en cómo se presenta el modelo, una aseveración que sin duda resultará importante en el presente trabajo.

<sup>3</sup> Al no permitir que los coeficientes varíen entre individuos se estaría dejando fuera de la especificación la heterogeneidad de las preferencias no observadas, provocando que los individuos respondan idénticamente ante cambios en la restricción, sin duda una característica nada deseable para la formulación de políticas destinadas a influir en el consumo.

que consiste primero en la estimación de un precio medio que se utiliza y, en una segunda etapa, en estimar la demanda.

Un método más refinado es el de opción discreta-continua (ODC) propuesto por Cavanagh, Hanemann y Stavins (2001). El modelo originalmente fue aplicado a las funciones de oferta laboral con impuestos directos marginalmente graduados y consiste en una función de máxima verosimilitud formulada para dos términos estocásticos a partir de la cual se obtiene una esperanza matemática; al maximizar esta probabilidad se generan los estimadores de los parámetros buscados. En este método, la manera específica de la función logarítmica de verosimilitud a maximizar dependerá de la estructura de precios que enfrenta cada consumidor.

## II. EL MODELO ECONÓMETRICO

### 1. *Descripción de los datos*

Los datos que fueron utilizados en la elaboración del análisis se obtuvieron de una encuesta que realizó el Instituto Nacional de Ecología (INE) en diferentes regiones del Estado de México, comprendidas en su mayor parte por tres municipios que, dadas sus características, resultan de importancia significativa a nivel urbano-residencial: Toluca de Lerdo, Atizapán de Zaragoza y Coacalco de Berriozábal.<sup>4</sup> La disponibilidad de información referente a usuarios urbanos que poseen un medidor de consumo en sus domicilios y la riqueza de la misma, en lo que a las características de los hogares y del consumo se refiere, fue determinante en la elección de las regiones. Un muestreo probabilístico estratificado polietápico sirvió para seleccionar los hogares (es decir, las unidades de muestreo) por visitar, sumando en total 750 registros, de manera que los resultados obtenidos en la encuesta son factibles de generalizar a todos los usuarios urbanos y finalmente a los localizados en zonas habitacionales en las distintas regiones del país.

Al ser uno de los objetivos del trabajo explorar la manera en la cual los consumidores de agua de uso residencial responderán ante

<sup>4</sup> La información de la ubicación geográfica de los medidores y registros de consumo fue proporcionada por los tres organismos operadores que abastecen de agua potable a las distintas regiones del estudio.

incrementos el precio del bien, sobre todo con una estructura de tarifas escalonadas, se recolectó información (no disponible al público)<sup>5</sup> de los consumos generados entre los ocho y 24 meses anteriores a la encuesta. La amplitud temporal de los datos permitió además estimar el efecto de la temperatura y la humedad en el consumo por medio de una variable climática. Las viviendas con medidor de consumo registradas por la Comisión de Aguas del Estado de México (CAEM) y otros organismos operadores fueron sometidas a la estratificación siguiente, de acuerdo con las especificaciones que establecen ellos mismos y la Secretaría de Desarrollo Urbano y Obras Públicas del Estado de México: *i*) vivienda en zona tipo popular y media baja, *ii*) vivienda en zona tipo media media y media alta, *iii*) vivienda en zona tipo alta baja, *iv*) vivienda en zona tipo alta media, *v*) vivienda en zona tipo alta alta. Este tipo de estratificación además de comprender a los diferentes tipos de usuarios de acuerdo con su zona habitacional, garantiza estadísticamente que los resultados del estudio sean generalizables a las demás zonas urbanas del país. El tamaño de la muestra para estos dominios se calculó con base en la proporción de personas que ingresan recursos monetarios por estrato —variable principal— a las unidades de muestreo, resultando en los mayores tamaños de muestra y garantizando la cobertura de las demás variables de interés.

Una vez determinados los estratos se realizó la fijación de la muestra de acuerdo con el consumo en metros cúbicos mensuales que a continuación se describen: *i*) de 0 a 10, *ii*) de 10.01 a 20, *iii*) de 20.01 a 35, *iv*) de 35.01 a 60, *v*) de 60.01 a 85, *vi*) de 85.01 a 125 y *vii*) más de 125. La técnica utilizada para la fijación intraestrato fue del tipo Neyman, frecuentemente utilizada para asignar  $n$  elementos por estrato minimizando la varianza de los estimadores. Los procedimientos de muestreo, pruebas estadísticas y correcciones por población finita se describen con detalle en Cochran (1963), Ostle y Mensing (1975) y Mayer *et al* (1998). La encuesta consistió en preguntas contextualizadas en tres grandes características (consideradas en el momento de realizar la muestra): las del consumo,<sup>6</sup> las físicas de los hogares y, por supuesto, las socioeconómicas de las familias.

<sup>5</sup> La información de consumos periódicos fue proporcionada por la Comisión de Aguas del Estado de México (CAEM) por medio de sus distintos organismos operadores descentralizados.

<sup>6</sup> Esta información se complementó con una variable climática.

La estadística descriptiva de las variables utilizadas en el modelo se describe brevemente en el cuadro 1 y más adelante se presenta la distribución de la variable dependiente (consumo) en sus dos versiones: consumo diario de agua y el logaritmo natural del mismo (gráfica 6). En el cuadro 1 también se observa que la totalidad de los consumidores de la muestra enfrenta una estructura de precios crecientes por bloque. Una característica por resaltar en nuestro análisis es que éstas no varían según la estación del año,<sup>7</sup> sino más bien lo hacen de acuerdo con la caracterización socioeconómica que se atribuye a las regiones consideradas por la Comisión de Agua Potable del Estado de México.<sup>8</sup> Esta cualificación da como resultado una estructura de precios que consta de ocho bloques con consumos diarios que van desde los 0.02 m<sup>3</sup> como mínimo hasta los 4.03 m<sup>3</sup> como máximo; dentro de estos bloques, los consumidores enfrentan precios marginales que fluctúan entre los 0.12 pesos por m<sup>3</sup> (el más barato) en el municipio de Coacalco de Berriozábal, hasta los 12.81 pesos (el más caro dentro de las zonas que analizamos) en el municipio de Atizapán de Zaragoza.

## 2. La especificación del modelo

En la gráfica 7 se presenta la distribución de la demanda diaria por agua en niveles y en su forma logarítmica. Es evidente que la utilización de una transformación monotónica de ésta produce una distribución mucho más normal; además, la misma transformación permite diferenciar de manera cuantitativa a los consumidores con niveles de demanda significativamente distintos de la media. En este sentido, la especificación más conveniente será entonces la bilogarítmica<sup>9</sup> y estará dada por la siguiente ecuación.

$$\ln w_i = \alpha \ln p_i + \beta \ln \tilde{Y}_i + vX + \eta + \varepsilon \quad (8)$$

en la que  $\ln p$  es el logaritmo del precio marginal,  $\tilde{Y}$  el ingreso virtual,  $X$  la matriz que contiene las características socioeconómicas de

<sup>7</sup> Este hecho es algo común en algunos países con mayor ingreso *per capita*.

<sup>8</sup> Esta caracterización es acorde con la clasificación que hace la Secretaría de Desarrollo Urbano y Obras Públicas del Estado de México.

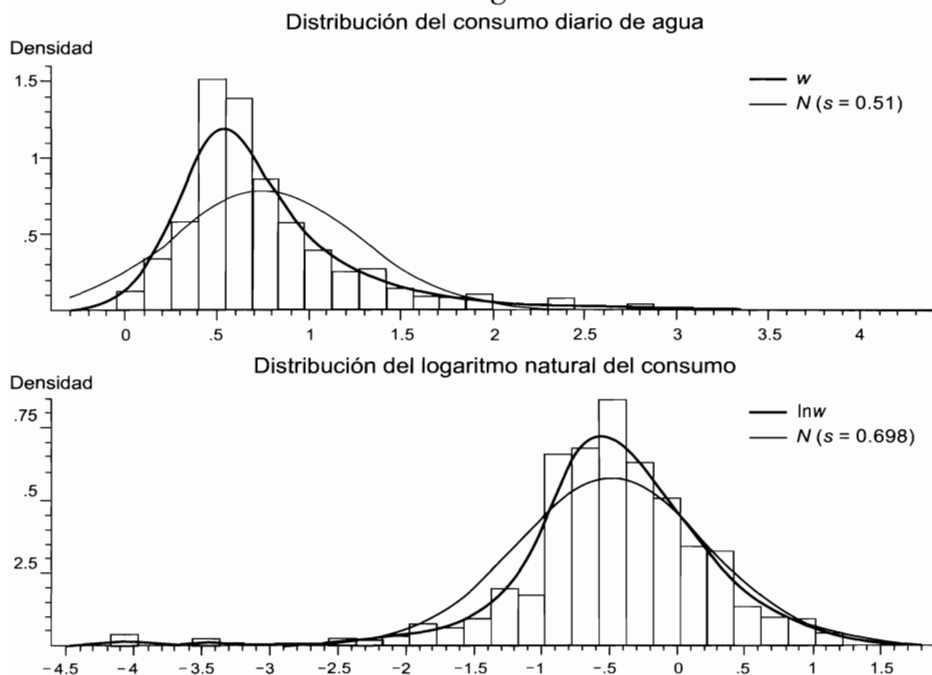
<sup>9</sup> Probada la bondad de la forma funcional de Hewitt y Hanemann (1995) y Cavanagh *et al* (2001), utilizamos la misma especificación para nuestro análisis.

**CUADRO 1. Estadística descriptiva de las variables en el modelo**

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Unidades</i>	<i>Media</i>	<i>S.D.</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
<i>w_</i>	Demanda de agua de uso doméstico	m <sup>3</sup> /día	0.76	0.51	0.02	4.03
<i>ln_w</i>	Logaritmo natural de la demanda diaria	m <sup>3</sup> /día	−0.48	0.70	−0.09	1.39
<i>famz</i>	Número de integrantes en la familia	entero	4.47	1.72	1	21
<i>adults</i>	Número de adultos	entero	2.76	1.21	1	11
<i>permt</i>	Habitantes permanentes en domicilio	entero	−0.48	0.70	0	1
<i>contrib</i>	Número de personas con ingresos	entero	1.67	0.99	0	8
<i>my</i>	Ingreso mensual del hogar	miles de pesos/mes	10.51	42.78	0.10	800
<i>y</i>	Ingreso anual bruto	miles de pesos/año	126.18	513.39	1.20	9 600
<i>owner</i>	Domicilio propio	binario	0.92	0.28	0	1
<i>rent</i>	Monto de la renta	pesos/mes	2 066.89	1 549.64	0	8 000
<i>sqft</i>	Área de construcción	m <sup>2</sup>	107.75	129.14	62	3 000
<i>lotz</i>	Área del terreno o lote	m <sup>2</sup>	154.57	207.57	65	4 500
<i>age</i>	Antigüedad de la construcción	años/10	1.88	1.35	0.01	10
<i>bthrm</i>	Número de baños en el hogar	entero	1.84	0.79	1	7
<i>wc</i>	Número de excusados	entero	1.84	0.80	1	7
<i>sinks</i>	Número de lavamanos	entero	1.81	0.80	0	7
<i>ac</i>	Poseen aire acondicionado	binario	0.04	0.19	0	1
<i>garden</i>	Poseen jardín	binario	0.58	0.49	0	1

<i>wtrgdn</i>	Frecuencia de riesgo del jardín	entero	1.67	1.19	0	7
<i>bill</i>	Costo bimestral por uso de agua	pesos/bimestre	259.95	352.14	0	5 150
<i>svgmth</i>	Uso de método de ahorro	binario	0.38	0.49	0	1
<i>cterun</i>	Flujo de agua continuo o racionado	binario	1.22	0.43	0	1
<i>wtrcst</i>	Poseen sistema de almacenaje	binario	0.41	0.49	0	1
<i>wstwtr</i>	Demanda agua adicional	binario	0.07	0.26	0	1
<i>xtause</i>	Usos extraordinarios de agua	entero	2.25	1.86	0	9
<i>seas</i>	Temporada: lluvia = 1; sequía = 0	binario	0.48	0.63	0	1
<i>maxt</i>	Temperatura máxima	°C	22.30	3.54	0	39
<i>mp1</i>	Precio marginal en bloque 1	pesos/m <sup>3</sup>	1.67	1.50	0.12	3.12
<i>mp2</i>	Precio marginal en bloque 2	pesos/m <sup>3</sup>	2.42	2.13	0.13	4.32
<i>mp3</i>	Precio marginal en bloque 3	pesos/m <sup>3</sup>	2.75	2.29	0.14	4.41
<i>mp4</i>	Precio marginal en bloque 4	pesos/m <sup>3</sup>	3.46	2.91	0.15	5.62
<i>mp5</i>	Precio marginal en bloque 5	pesos/m <sup>3</sup>	4.79	4.08	0.16	7.87
<i>mp6</i>	Precio marginal en bloque 6	pesos/m <sup>3</sup>	6.06	5.20	0.18	10.06
<i>mp7</i>	Precio marginal en bloque 7	pesos/m <sup>3</sup>	6.69	5.77	0.21	11.24
<i>mp8</i>	Precio marginal en bloque 8	pesos/m <sup>3</sup>	7.58	6.55	0.23	12.81
<i>vy2</i>	Ingreso virtual en bloque 2	miles de pesos/año	132.25	518.61	1.2	9 603
<i>vy3</i>	Ingreso virtual en bloque 3	miles de pesos/año	148.31	522.84	1.22	9 604
<i>vy4</i>	Ingreso virtual en bloque 4	miles de pesos/año	162.87	531.21	1.23	9 604
<i>vy5</i>	Ingreso virtual en bloque 5	miles de pesos/año	183.45	540.59	1.26	9 605
<i>vy6</i>	Ingreso virtual en bloque 6	miles de pesos/año	198.74	544.67	1.26	9 605
<i>vy7</i>	Ingreso virtual en bloque 7	miles de pesos/año	205.49	548.9	1.264	9 605
<i>vy8</i>	Ingreso virtual en bloque 8	miles de pesos/año	209.64	550.14	1.27	9 607

### GRÁFICA 7. *Distribución del consumo diario de agua potable en la región*



las familias y del consumo,  $\eta$  un primer término estocástico atribuible al modelador debido a que no conoce las características que diferencian a cada consumidor y que determinan la heterogeneidad entre estos y  $\varepsilon$  representa un segundo término estocástico que incorpora la diferencia entre el consumo planeado y el observado, algo también fuera de la previsión del modelador.

La ecuación anterior supone que la determinación de los niveles de consumo de acuerdo con el conjunto de variables explicativas es una función exponencial que tiene la forma siguiente,

$$w = A p^{\alpha} \bar{Y}^{\beta} \quad (9)$$

en la que  $A = \exp^{vX} \exp^{\eta + \varepsilon}$ . La interpretación del coeficiente de la variable precio en esta especificación bilogarítmica se hará cuando el método de estimación no sea estrictamente lineal, pues ello no tomaría en cuenta la discontinuidad de la restricción presupuestaria. Una interpretación *a priori* del coeficiente  $\alpha$  esperaría una relación



negativa entre el precio y la cantidad demandada; por otro lado, la inclusión de la matriz  $X$  responde también a la necesidad de incluir la heterogeneidad de las características de los consumidores.

Las correlaciones esperadas entre las variables incluidas en la caracterización de los hogares y la demanda por agua son positivas, sobre todo para las variables *age*, *bthrm*, *wc*, *sinks*. Las variables socioeconómicas que se espera resulten estadísticamente significativas y correlacionadas de manera positiva con el consumo son *famz* y *my*. Basados en Cavanagh, Hanemann y Stavins (2001), incluimos la variable *age* suponiendo que los hogares con mayor antigüedad poseen en su mayoría instalaciones que generan más consumo. Los métodos de estimación utilizados incluyen el uso de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) —tan sólo para efectos de comparación—, la estimación utilizando variables instrumentales (VI) y, por último, una modificación del modelo de opción discreta-continua (ODC) utilizado por Cavanagh, Hanemann y Stavins (2001) a su vez retomado de Waldman (2000).

### III. RESULTADOS

Tomando en cuenta que los estimadores reflejarán hasta cierto punto las elasticidades precio e ingreso de la demanda condicionada obviamente al bloque de consumo, interpretamos entonces a éstos como la “sensibilidad” de los usuarios a consumir agua ante cambios en los precios y el ingreso y no como tales elasticidades.<sup>10</sup> Un tema que provoca preocupación entre los académicos cuando se estima cualquier tipo de función de demanda por agua es el llamado “tandeo”, sobre todo para algunas regiones como la analizada. En este sentido, en el estudio y por ende en la encuesta, se incorporaron variables que captan estas características de escasez, a decir, las variables de (a) si utilizan algún método de ahorro de agua (*svgmth*), si poseen algún sistema de almacenaje (*cwtrcst*) o si consumen según flujo continuo o racionado y/o tandeo (*cterun*). El tratamiento estadístico antes y durante la modelación detectó problemas de multico-

<sup>10</sup> Para estimar estrictamente las elasticidades respectivas, Cavanagh, Hanemann y Stavins (2001) sugieren utilizar el operador de expectativas en la función de demanda condicional en su forma primaria, simular entonces un cambio en el precio o el ingreso y calcular después el cambio resultante en la demanda esperada.

linealidad entre las variables y advirtió la posibilidad de sufrir incongruencia e ineficiencia en los estimadores, algo nada deseable particularmente en un estudio que utiliza un muestreo probabilístico. De manera puntual se calcularon los índices del factor de inflación de varianza (FIV)<sup>11</sup> para cada una de las variables en el estudio y se observó que los mayores (más de 80) fueron para estas tres variables en particular. Además, se realizó un diagnóstico general para colinealidad denominado *Condition Number*,<sup>12</sup> en el que hubo que recalcular la matriz de momentos aumentada para evitar la dependencia de los eigenvalores de las unidades de medida en las variables. Los valores que arroja la relación  $\gamma\sqrt{\lambda_{\max}/\lambda_{\min}}$  mejoran significativamente de niveles de 60 a 20 en promedio al eliminar al menos dos de estas variables. Dadas las pocas posibilidades de realizar un tratamiento correcto del problema y la certeza de que cualquiera de estas variables refleja escasez significativa en los hogares, se optó por conservar la variable *svgmth* y eliminar tanto *cterun* como *wtrcst*. Es necesario puntualizar que la decisiones de eliminar-conservar variables estuvo determinada en gran medida por la posibilidad que cada una de ellas ofrecía para generar recomendaciones de política respecto a la demanda; la mejor opción fue, por supuesto, ponderar el uso de algún método de ahorro de agua en el hogar.

En el cuadro 2 se presentan los estimadores de los coeficientes del modelo de demanda con sus respectivos errores estándar y niveles de significación estadística. Como podemos observar en el cuadro 2, es sorprendente que los estimadores generados por el método MCO con datos de corte transversal<sup>13</sup> resultan en variables estadísticamente significativas, aunque por prudencia metodológica nos reservamos la interpretación de los coeficientes, debido a que la correlación entre aquéllas y el término estocástico, como sabemos, redundará en estimadores insesgados e ineficientes.

<sup>11</sup> El factor de inflación de varianza mide el incremento en la varianza muestral de los coeficientes estimados por causa de la colinealidad; se calcula utilizando el  $j$ -ésimo valor en la diagonal de la inversa de la matriz de correlación. Valores preferentemente muy por debajo de diez son aceptables.

<sup>12</sup> El *Condition Number* se calcula como la raíz cuadrada de la proporción entre los eigenvalores máximo y mínimo. Los eigenvalores se obtienen de la matriz de momentos aumentada y corregida (Greene, 2000); los valores de este parámetro menores a 20 son aceptables.

<sup>13</sup> Al utilizar los datos de corte transversal de manera estricta en este modelo eliminamos el problema de ponderar puntualmente la variación temporal y espacial sin importar su peso relativo en la muestra.

CUADRO 2. *Estimadores de los coeficientes del modelo de demanda con tres especificaciones distintas*

<i>Variable</i>	<i>MCO</i>	<i>VI</i>	<i>ODC</i>
<i>lnprecio</i>	1.679 (0.043)***	-0.582 (-0.083)***	-0.223 (-0.050)***
<i>famz</i>	0.016 (0.011)*	0.148 (0.053)*	0.173 (0.038)**
<i>adults</i>	-0.034 (0.016)**	-0.038 (0.115)	0.042 (0.103)
<i>lny</i>	0.010 (0.021)	0.023 (0.001)***	0.021 (0.009)**
<i>sqft</i>	0.001 (0.000)***	0.056 (0.012)*	0.032 (0.0011)**
<i>lotz</i>	-0.008 (0.000)***	0.001 (0.000)	0.003 (0.000)*
<i>age</i>	0.001 (0.001)	0.022 (0.005)**	0.018 (0.000)***
<i>bthrm</i>	0.052 (0.021)**	0.170 (0.049)***	0.238 (0.033)***
<i>ac</i>	-0.207 (0.096)**	0.024 (0.012)*	0.093 (0.048)
<i>garden</i>	-0.008 (0.031)	0.228 (0.022)**	0.193 (0.001)***
<i>bill</i>	-0.093 (0.042)**	-0.159 (0.051)*	-0.142 (0.034)***
<i>svgmth</i>	-0.029 (0.032)	-0.169 (0.005)**	-0.201 (0.001)***
<i>seas</i>	—	0.207 (0.035)**	0.133 (0.014)***
<i>constant</i>	-3.675 (0.250)***	—	—

\* Significación al 10 por ciento.

\*\* Significación al 5 por ciento.

\*\*\* Significación al 1 por ciento.

La estimación del modelo con método VI<sup>14</sup> y ODC utilizando un panel de datos equilibrado<sup>15</sup> con una frecuencia intraanual arroja resultados interesantes. En el caso del método VI se demuestra que el uso de instrumentales corrige el problema de endogeneidad entre el precio y la cantidad demandada, lo que resulta en estimadores con signos acordes con la teoría y altos niveles de significación estadística —evidencia de esta corrección resulta de la comparación con los estimadores con MCO—; de manera específica, el coeficiente de la variable *lnprecio* es más grande de lo esperado, aunque el efecto que éste puede tener en la demanda diaria por agua es pequeño. La variable idiosincrásica *bill* llama la atención por su signo y significación estadística, dado que esta variable nos muestra la manera en que la sola creencia de los consumidores en torno de lo que pagan por su consumo puede determinar su demanda, aun en un entorno de racionalidad limitada en el que los usuarios no conocen con certeza el precio marginal que están pagando.

<sup>14</sup> La estimación del modelo VI utilizando un panel de datos se hizo manualmente utilizando el programa Econometric Views.

<sup>15</sup> Véase en contraparte Espiñeira (2001) para la modelación de la demanda por agua con un panel de datos no equilibrado.

Los hogares, las familias y el consumo

Los coeficientes de las variables seleccionadas relativas a las características de las familias, los hogares y el consumo de los que demandan agua potable en esta región de estudio requieren una cuidadosa interpretación, pues éstas entran exponencialmente en la función de demanda; consecuencia lógica de ello es la imposibilidad de explicarse de manera directa como efectos marginales. Sin embargo, si transformamos estos coeficientes a su forma exponencial los valores resultantes podrán interpretarse como cambios proporcionales del consumo diario de agua ante incrementos unitarios en cada variable. Las tasas proporcionales de cambio se presentan en el cuadro 3.

CUADRO 3. *Efectos de las variables seleccionadas en la demanda de agua*

Variable	MCO	VI	ODC
famz	1.016	1.163	1.188
adults	0.966	1.023	1.042
sqft	1.001	1.058	1.032
lotz	0.992	1.001	1.000
age	1.001	1.023	1.018
bthrm	1.053	1.185	1.268
ac	0.813	1.024	1.097
garden	0.992	1.256	1.212
bill	0.911	0.844	0.867
svgmth	0.971	0.685	0.633
seas	—	1.229	1.142

Una vez más, los coeficientes factibles de interpretar confiablemente son los de las dos últimas columnas del cuadro 3. Los datos muestran que durante el verano los consumidores demandan entre 14 y 23% más de agua en promedio, comparado con el invierno. Una variable por demás interesante dado que nos permite cuantificar el efecto que tiene el número de baños por casa habitación en el consumo de agua es *bthrm*, pues a partir de la estimación sabemos que por cada baño adicional la demanda se incrementa entre 18 y 26%; además, si la casa tiene jardín el consumo diario aumenta entre 21 y 25% aproximadamente y, algo aún más interesante, por cada 100 pesos de incremento en la variable idiosincrásica *bill* el consumo diario podría verse reducido a cerca de 16%, lo que nos hace pensar que de incrementarse el diferencial de precios marginales entre blo-

ques e informar a los consumidores de estos cambios se produciría una reducción significativa de la demanda de agua.

Un poco más abajo en el mismo cuadro, podemos observar que por cada integrante adicional en la familia el consumo diario se incrementa entre 16 y 18%, aproximadamente; si el área de la casa tiene un metro cuadrado adicional de construcción, el consumo crecerá entre 3 y 6%; algo que resulta significativo para nuestras conclusiones es que por cada año adicional que tenga la casa, el consumo se incrementará entre 1.8 y 2%, es decir, existe un efecto estadísticamente identificable entre la antigüedad de la casa y la demanda diaria por agua; este último resultado discrepa de la lógica observada en trabajos anteriores, dado que para otros países es lógico entender que cuanto más recientes sean las construcciones mayor será el consumo, pues contarán con aditamentos adicionales consumidores de agua (por ejemplo, como tinas de baño, humidificadores, sistemas elaborados de enfriamiento, etc.), mientras que en México a mayor antigüedad mayor será la ineficiencia y el deterioro de las instalaciones y, por ende, mayor el consumo.

### CONCLUSIONES

La actual preocupación por una administración y consumo eficientes del agua de uso doméstico ha motivado diversos estudios para determinar las elasticidades-precio de la demanda por agua e ingreso de los consumidores de la misma. En México al igual que en otros países latinoamericanos la observancia de un consumo que excede la capacidad de suministro por parte de los organismos operadores ha planteado a los economistas la necesidad de buscar instrumentos efectivos de demanda que faciliten el manejo y distribución del recurso. Una respuesta natural a esta problemática puede ser el precio, y precisamente en esta misma línea utilizamos información del consumo generado en la región centro de México; con esta información se estima la función de demanda por agua para uso urbano-residencial utilizando técnicas econométricas de uso reciente en estudios de la administración de recursos naturales. Como características principales de este trabajo se encuentran: *i*) el uso de datos con una frecuencia mensual para dos periodos del año —verano e invierno—;

*ii*) el uso de una variable climática que determine diferencias en el consumo en función del periodo; *iii*) la factibilidad de aplicar los resultados, dadas las condiciones del muestreo y el manejo de la información, hacia otras regiones urbanas y residenciales del país, y *iv*) la posibilidad de analizar tarifas multibloque en lugar de estructuras bisegmentadas.

Comparando nuestros resultados con los de la bibliografía reciente, este trabajo plantea que los usuarios que enfrentan precios por bloque tienen mayor sensibilidad ante variaciones en el precio, comparado por supuesto, con los que consumen con precios uniformes; adicionalmente a estas aseveraciones y utilizando cambios simulados en los precios, hemos encontrado que cuanto más alto es el bloque de consumo en el que se ubique el usuario, más elástica será la demanda de éste ante cambios en el precio. Aún más, la amplitud del periodo de estudio indica que dicha sensibilidad —entre  $-0.22$  y  $-0.58$  según el método de estimación— es sólo de corto plazo, pues en un año es difícil para los usuarios modificar sus costumbres; el anterior argumento explica en parte el reducido valor absoluto del estimador  $\ln \text{precio}$  y posibilita, si se trabaja con un mayor rango de datos longitudinales, generar una elasticidad-precio mucho mayor. Algunas de las variables que resultan de interés en nuestro estudio, como *bthrm*, *ac*, *garden* y sobre todo *svgmth*, indican en conjunto la posibilidad de crear mecanismos que puedan, en el mediano y largo plazos, tener beneficios para la sociedad y el medio ambiente; un caso particular es motivar el uso de dispositivos ahorro-eficientes en cualquier instalación consumidora de agua (por ejemplo, baños, lavabos, sistemas de riego doméstico, etc.); de igual manera, se plantea que la revisión de los sistemas domésticos de conducción de agua potable para las residencias que cuentan con más de 15 años de antigüedad podría significar un ahorro del líquido de alrededor de 30 por ciento.

Si concluimos a partir de los resultados que el precio es en efecto un instrumento de demanda mucho más eficaz y sobre todo viable para resolver la problemática del agua comparado, por supuesto, con un enfoque de oferta que intente aumentar su disponibilidad (algo inverosímil para el caso mexicano), definitivamente se introduce la oportunidad de reelaborar las estructuras multibloque apli-

cadras en México de manera que el cobro además de ser eficiente fuera más equitativo; un caso concreto es la restricción a los usuarios para ubicar su consumo en no más de tres bloques consecutivos —el bloque de consumo actual menos dos segmentos— con una diferencia significativa entre los precios marginales en cada bloque; lo anterior, por ejemplo, motivaría a los grandes consumidores a ubicar su demanda en un bloque más bajo debido a que dejarían de recibir el beneficio del “subsidio implícito” de los primeros bloques que se describe en la sección 1; además, incrementaría los ingresos de los organismos operadores colocándolos en mejor posición para atender sus operaciones de distribución y, por último, encarecería significativamente el m<sup>3</sup> de líquido para los consumidores que destinan el bien para un uso distinto del básico o que hacen un uso indiscriminado y que, por ende, se ubican en los bloques más altos.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agthe, D. E., B. R. Billings, J. L. Dobra y K. Raffiee (1986), “A Simultaneous Equation Demand Model for Block Rates”, *Water Resources Research*, volumen 22, núm. 1, pp. 1-4.
- Billings, B. R. (1982), “Specification of Block Rate Price Variables in Demand Models”, *Land Economics*, vol. 58, núm. 3, pp. 386-394.
- , y D. E. Agthe (1980), “Price Elasticities for Water: A Case of Increasing Block Rates”, *Land Economics*, vol. 1, núm. 56, pp. 73-78.
- Cavanagh, S. M., W. M. Hanemann y R. N. Stavins (2001), “Muffled Price Signals: Household Water Demand Under Increasing-Block Prices”, mimeografiado.
- Cochran W. G. (1963), *Sampling Techniques*, Nueva York, John Wiley Sons, segunda edición.
- Deaton, Angus, y J. Muellbauer (1980), “An Almost Ideal Demand System”, *The American Economic Review*, vol. 70, núm. 3, pp. 312-326.
- Greene W. H. (2000), *Econometric Analysis*, Nueva Jersey, Prentice Hall, segunda edición.
- Griffin, A. H., y William E. Martin (1981), “Price Elasticities for Water: A case of Increasing Block Rates: Comment”, *Land Economics*, vol. 1, núm. 57, páginas 266-275.
- Hanemann, W. M. (1997), “Price Rate Structures”, D. D. Baumann, J. J. Bolland y W. M. Hanemann (comps.), *Urban Water Demand Management and Planning*, Nueva York, McGraw-Hill, pp. 137-179.
- Hausman, J., y W. Taylor (1981), “Panel Data and Unobservable Individual Effects”, *Econometrica*, vol. 46, núm. 6, pp. 1377-1398.

- Hewitt, J. A., y W. M. Hanemann (1995), "A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand Under Block Rate Pricing", *Land Economics*, vol. 71, núm. 2, pp. 137-175.
- Howe, C. W., y F. P. Linaweaver (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.
- Maddala, G. S. (1993), *The Econometrics of Panel Data*, Mark Blaug y Adrian Darnell, series eds., vols. 1 y 2.
- Martínez-Espínçira, R. (2002), "Residential Water Demand in the Northwest of Spain", *Environmental and Resource Economics*, vol. 21.
- Mas-Colell, A., M. D. Whinston y J. R. Green (1995), *Microeconomic Theory*, Nueva York, Oxford University Press.
- Mayer, P. W., W. B. de Oreo, E. M. Opitz, J. C. Kiefer, W. Y. Davis, B. Dziegielewski y J. O. Nelson (1998), *Residential End Uses of Water Demand*, Denver, American Water Works Association Research Foundation.
- Ostle, B., y R. W. Mensing (1975), *Statistics in Research*, The Iowa State University Press, tercera edición.
- Pashardes, P., y Soteroula Hajispyrou (2002), "Consumer Demand and Welfare Under Increasing Block Prices", *Discussion Paper*, núm. 7, University of Cyprus.
- Waldman, Donald M. (2000), "A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing: Comment", *Land Economics*, vol. 72, núm. 2, pp. 322-323.