



Fijación de precios para el servicio municipal de suministro de agua: un ejercicio de análisis de bienestar *

MARÍA ÁNGELES GARCÍA VALIÑAS **

Universidad de Oviedo

Recibido: Marzo, 2003

Aceptado: Marzo, 2005

Resumen

El propósito fundamental de esta investigación radica en el diseño de tarifas para el servicio municipal de suministro de agua en un contexto urbano, en base a objetivos de eficiencia, equidad y aspectos financieros (OCDE 1987, 1999, 2003). Las tarifas a contrastar están basadas en los esquemas teóricos propuestos por Ramsey (1927) y Feldstein (1972). Inicialmente, se plantea la estimación de la demanda de agua a nivel residencial e industrial/comercial, para el municipio de Elche (Alicante). Asimismo, los costes de la actividad han sido estimados, proponiendo, a partir de los cálculos anteriores diversos esquemas de precios. La investigación se cierra con la comparación de las tarifas propuestas con las vigentes para el año 2000 en términos de bienestar.

Palabras clave: precios óptimos, demanda y oferta de agua, bienestar social.

Clasificación JEL: D60, H20, Q21, Q25.

1. Introducción

Esta investigación ha centrado su atención en la fijación de precios para el suministro de uno de los recursos naturales más relevantes para el desarrollo y sostenimiento de las civilizaciones. La disponibilidad de agua, de manera sistemática, ha constituido desde tiempos remotos un factor determinante en la localización de las poblaciones y la actividad económica [Marshall (1879), Gibbons (1986)]. Al igual que otros recursos naturales, presenta un problema escasez relativa, determinada en su caso por una combinación de factores socioeconómicos, culturales y climáticos. De todos los usos consuntivos del agua, se ha optado por abordar aquellos localizados en las ciudades, puesto que, a pesar de no constituir los más relevantes en volumen demandado, son considerados como prioritarios desde el punto de vista de su abastecimiento ¹.

* Deseo agradecer la ayuda financiera prestada por el Instituto de Estudios Fiscales y la Fundación Banco Herrero, así como la excelente colaboración mostrada por el Ayuntamiento de Elche.

** Departamento de Economía, Universidad de Oviedo. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Avda. del Cristo, s/n, 33006, Oviedo (Asturias). e-mail: mariangv@uniovi.es.

Recientemente, la OCDE (2001) incluía, entre las recomendaciones en materia de agua para España, la necesidad de desarrollar políticas centradas en la gestión de la demanda. Entre ellas, destacaba el establecimiento de precios que condujeran a una utilización óptima del recurso. No obstante, el diseño de tarifas se convierte en una tarea complicada desde el momento en el que se pretenden alcanzar varios objetivos a un tiempo. Habitualmente, la fijación de precios en el sector público se ve condicionada a su implementación en un contexto multiobjetivo (Bös, 1994).

El conocimiento de la estructura y nivel de las tarifas para el agua mediante análisis descriptivo es planteado en algunos trabajos, tanto en el ámbito internacional [Dinar y Subramanian (1997), OCDE (1987, 1999, 2003)] como en España [AEAS ² (2002), Sáenz de Miera ³ (2002), INE (2003, a)]. En este sentido, a nivel internacional, es posible encontrar una serie de estudios que han propuesto esquemas de precios óptimos para el sector del agua, analizando su repercusión en términos de bienestar [Dixon (1990), Renzetti (1992), Kim (1995), Resende (1997), Nauges y Thomas (2000), Timmins (2002)]. Sin embargo en nuestro país, aún existen pocos estudios que hayan abordado esta cuestión, centrados fundamentalmente en aspectos relativos a la eficiencia [Trujillo (1994), Castro *et al.* (2002)].

La principal motivación de este trabajo ha consistido en diseñar tarifas para el agua que respondan a una serie de criterios previamente establecidos. Se pretende proponer un abanico de estructuras tarifarias, evaluando, mediante técnicas de microsimulación, las ganancias o pérdidas de bienestar que puede acarrear su implementación práctica, en sustitución de las tarifas reales. Básicamente, las tarifas planteadas responden a la consecución de eficiencia y equidad, los dos grandes criterios normativos que orientan la mayor parte de las intervenciones públicas.

El trabajo responde a la estructura siguiente. En primer lugar, han sido analizados los esquemas de precios a contrastar, ubicándolos desde el punto de vista de la teoría de los precios óptimos. Seguidamente, se ha procedido a caracterizar las condiciones del suministro del recurso en el municipio de Elche (Alicante), para lo que se ha contado con información sobre la demanda y los costes de la actividad de suministro. Por último, la investigación se ha cerrado con un ejercicio de microsimulación, comparando las tarifas propuestas con las vigentes para el año 2000. Finalmente, de los resultados obtenidos han sido extraídas algunas reflexiones a modo de conclusión.

2. Tarifas óptimas: variantes a contrastar

Es bien sabido que los propósitos que guían cualquier tipo de intervención pública pueden ser múltiples y cambiantes. Las políticas de fijación de precios en servicios públicos aspirarán a satisfacer numerosos requisitos y a constituir un instrumento válido para afrontar objetivos diversos (Bös, 1994). En el contexto concreto del suministro de agua en las ciudades, han sido destacados algunos objetivos relevantes, como la eficiencia, la equidad, la suficiencia financiera, la sencillez administrativa y/o la reducción de riesgos asociados a fallos en el suministro (OCDE 1987, 1999, 2003).

Comenzando por el primero de los criterios, el grado de ineficiencia de los precios puede ser aproximado a través de las desviaciones, que, con respecto a los costes marginales de producción presentan los mismos (Bös, 1985). Por añadidura, ante la presencia de consumidores heterogéneos, la demanda jugará un papel importante en la tarificación óptima desde esta perspectiva. Por otra parte, puesto que, para ciertos usos residenciales, estamos tratando el suministro de un bien de carácter preferente, y por motivos adicionales relacionados con la salud pública, parece adecuado considerar algún tipo de mecanismo que permita alcanzar equidad.

Adicionalmente, la tarifa aspira a generar los ingresos suficientes que permitan la cobertura de los costes asociados a la prestación del servicio. Igualmente, sería deseable diseñar una estructura financiera sencilla y accesible de comprender para los diferentes usuarios, para que éstos sean capaces de responder a sus principales parámetros. Por último, un objetivo adicional de la tarificación lo constituye el hecho de que los precios permitan racionar el uso del recurso, dando las correspondientes señales de escasez, a fin de evitar un suministro con interrupciones u otras alteraciones cualitativas del servicio ⁴.

Llegado este punto y dada la complejidad del sector objeto de análisis, el establecimiento de precios uniformes y lineales no parece una alternativa adecuada. Todo apunta a que, en contextos multiobjetivo, la opción de discriminar precios en función de criterios diversos puede dar más juego y generar mayores ganancias de bienestar (Willig, 1978).

La mayor parte de los servicios públicos plantean la prestación realizada a varios tipos de usuarios, fácilmente identificables. Por este motivo, hemos considerado las estructuras de precios basadas en el trabajo de Ramsey (1927). Su aportación, relativa a reglas de imposición óptima, sería inicialmente formalizada en el contexto de los precios para el sector público por Boiteaux (1956) y Baumol y Bradford (1970). El resultado de su modelo se puede condensar en la expresión siguiente:

$$\frac{(p_i - CMg_i)}{p_i} = \delta \cdot \frac{1}{\eta_{ii}} \quad [1]$$

La fórmula precedente es conocida como precios de Ramsey, precios de Ramsey-Boiteaux o regla de la elasticidad inversa. Respecto a la notación, p_i y CMg_i representan, respectivamente, el precio y el coste marginal del bien *i-ésimo*, y η_{ii} representa la elasticidad de la demanda de dicho bien con respecto a su propio precio. Por su lado, δ , se conoce bajo la denominación de *número de Ramsey*, constituyendo la constante que permite satisfacer la restricción presupuestaria planteada en el programa de optimización ⁵. Esta formulación conduciría al establecimiento de precios más elevados a aquellos grupos de usuarios con menor sensibilidad a variaciones en los precios, con la finalidad de minimizar las distorsiones en cuanto a decisiones de consumo respecta.

Pese a constituir una regla frecuentemente empleada en la literatura de precios óptimos, el criterio de Ramsey puede conducir al incumplimiento del principio de equidad, puesto que en ciertas ocasiones, los usuarios de menor consumo y renta suelen caracterizar una demanda bastante más rígida. La propuesta de Feldstein (1972) parte de la tarificación Ramsey-Boi-

teaux, corrigiéndola mediante un factor que aminora la regresividad asociada a esta tipología de precios. Dicho modelo consideraría la utilidad marginal de la renta — $u'(y)$ — para ponderar excedentes individuales. Estableciendo una cuota fija, A , que asegure el equilibrio financiero ⁶, la expresión de la parte variable de la tarifa en dos partes adoptaría la formulación siguiente:

$$\frac{p_i - CMg_i}{p_i} = F \cdot \frac{1}{\eta_{ii}} \quad [2]$$

siendo

$$F = \frac{\int_0^\infty f(y)u'(y)x(p, y)dy - \int_0^\infty f(y)x(p, y)dy \int_0^\infty f(y)u'(y)dy}{\int_0^\infty f(y)x(p, y)dy \int_0^\infty f(y)u'(y)dy} \quad [3]$$

La ecuación [2] recoge la expresión que adoptaría la parte variable de la tarifa, donde F constituye el factor de ajuste que permite incorporar la equidad en los precios, $f(y)$ representa la función de densidad de la renta y $x(p, y)$ denota la función de demanda. La elasticidad de $u'(y)$ será relevante para fijar el componente redistributivo implícito en la tarifa: así, a mayor elasticidad, mayor sería la ponderación del excedente correspondiente a consumidores con bajos ingresos. Con la finalidad de obtener una expresión más concreta para [3], han sido definidas las siguientes funciones:

- Función *lineal* de demanda: $x = \alpha + \sum_{h=1}^{H-1} \phi_h v_h + \delta y$. Analizando la notación, y representa la renta, mientras que v haría alusión a las $H-1$ variables explicativas de la demanda restantes.
- Función de utilidad marginal de la renta *isoelástica*: $u'(y) = y^{-\phi}$. Esta forma funcional impone elasticidad constante, donde ϕ constituiría un parámetro que reflejaría el grado de aversión a la desigualdad.
- Función de densidad *log-normal*: $f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma y}} e^{-(1/2)[(\ln y - \mu)/\sigma]^2}$. Implica una distribución asimétrica de las probabilidades, con media μ y desviación típica σ . Es una función empleada habitualmente para modelizar distribuciones de la renta.
- Función de costes *Cobb-Douglas*: $C = \xi \prod_{i=1}^M w_i^{a_i} \prod_{j=1}^N x_j^{b_j}$. Se caracteriza por presentar elasticidades de sustitución constantes, así como proporciones fijas de los factores.

Considerando las funciones presentadas anteriormente, el parámetro F adopta la expresión que sigue a continuación:

$$F = \frac{Me^{\left(-\phi\bar{Y} + \frac{1}{2}(-\phi)^2 \sigma_Y^2\right)} + \delta e^{\left((-\phi+1)\bar{Y} + \frac{1}{2}(-\phi+1)^2 \sigma_Y^2\right)}}{\left[M + \delta e^{\left(\bar{Y} + \frac{1}{2}\sigma_Y^2\right)} \right] e^{\left(-\phi\bar{Y} + \frac{1}{2}(-\phi)^2 \sigma_Y^2\right)}} - 1 \quad [4]$$

En la fórmula precedente, \bar{Y} y σ_Y^2 , denotan respectivamente, la media y la varianza de la variable renta en logaritmos ⁷.

De forma adicional, para cada uno de los esquemas anteriores, se ha practicado una discriminación basada en el supuesto de la existencia de *demandas fluctuantes*. A consecuencia de dichas variaciones, las empresas suministradoras se enfrentan, por un lado, a períodos de demanda normal, en los que existen excesos de capacidad, y a otros períodos de demanda punta en los que, por el contrario, la capacidad es insuficiente. En este contexto, suele procederse a la discriminación de precios, fijando un precio diferente en cada uno de los períodos (p_i^n , p_i^p). La relación con los precios de Ramsey vendría dada por:

$$\frac{(p_i^n - CMg_i^{c/p})}{p_i^n} = \delta \cdot \frac{1}{\eta_{ii}^n} \quad [5]$$

$$\frac{(p_i^p - CMg_i^{l/p})}{p_i^p} = \delta \cdot \frac{1}{\eta_{ii}^p}$$

Como es posible apreciar en las expresiones [1] [2] y [5], se hace imprescindible conocer, entre otros, parámetros como la elasticidad de la demanda respecto a su propio precio, la elasticidad renta y los costes marginales, tanto a corto como a largo plazo ($CMg_{c/p}$, $CMg_{l/p}$). El estudio de dichos parámetros ha sido planteado en las secciones siguientes.

3. Demanda y oferta de agua en las ciudades: el caso de Elche

En este apartado se ha abordado el estudio de las condiciones del suministro de agua en un contexto urbano, analizando con detalle las características fundamentales de la demanda y la oferta. A estos efectos, ha sido considerado el término municipal, por constituir éste el ámbito de prestación del servicio de suministro de agua, así como de aplicación de las tarifas. La presente investigación maneja información relativa a Elche, municipio alicantino que cuenta con una población de derecho de 207.163 habitantes (INE, 2003, b). Asimismo, su densidad de población ronda los 600 habitantes por km². Está integrado por 22 núcleos de población de diferente carácter, incluyendo núcleos rurales y poblaciones calificadas como turísticas. No obstante, cerca del 90 por 100 de la población se encuentra concentrada en la ciudad de Elche. Respecto al clima, tratamos con un núcleo localizado en una zona árida, pero con rasgos mediterráneos, es decir, caracterizado por la concentración de la mayor parte de las precipitaciones en la estación otoñal.

En lo que a la prestación del servicio se refiere, la gestión ha sido pública durante el intervalo temporal manejado en este estudio. Hasta el año 2001, el servicio de agua ha sido prestado directamente por el Ayuntamiento sin mediación de empresa u organismo alguno. Finalmente, la tabla 1 refleja los rasgos básicos de la estructura de las tarifas para el agua en el municipio:

Tabla 1
Descripción de las tarifas vigentes en Elche

Características de la tarifa	Usuario	
	R	C/I
Tipo de tarifa	Por bloques crecientes	En dos partes
Número de bloques	4	—
¿Cuota fija?	Sí	Sí
Tipo de cuota fija	Uniforme	Uniforme
Facturación	Trimestral	Trimestral
Peculiaridades	Tarifa especial por familia numerosa	—

R: residencial, C/I: comercial/industrial.

Tal como se puede apreciar, no se aplican tarifas especiales a viviendas plurifamiliares, debido a la inexistencia de contadores colectivos en el municipio. Por otro lado, los usuarios residenciales que constituyen familia numerosa, ven eliminado el último bloque de la tarifa general, de tal modo que les serían de aplicación exclusivamente los tres primeros bloques⁸. A continuación, ha sido efectuado un análisis pormenorizado de la demanda y los costes en el municipio, planteando, en primer lugar, un modelo teórico para pasar, seguidamente, a realizar estimaciones de los principales parámetros que caracterizan el abastecimiento del recurso hídrico en el municipio.

3.1. Caracterización de las demandas de agua urbanas

El análisis de las preferencias de los usuarios constituye un elemento clave a considerar en el establecimiento de los precios. Así, ha sido realizada la estimación de los dos grupos de usuarios más relevantes en un las ciudades: usuarios residenciales y comercios/industrias abastecidos por la red urbana. Esperamos observar diversos grados de respuesta de cada colectivo ante variaciones en algunos parámetros económicos relevantes.

3.1.1. Modelo de demanda

En la estimación de funciones de demanda de agua, se ha planteado una especificación dinámica, en el contexto de datos de panel. Los trabajos empíricos que aplican metodologías adecuadas para el tratamiento de paneles de datos aún son escasos en este contexto [Moncur (1987), Höglund (1999), Pint (1999), Nauges y Thomas (2000, 2003), Martínez-Espiñeira (2002), Reynaud (2003), Arbues *et al.* (2004)]. Se ha propuesto una especificación lineal de las funciones de demanda, puesto que viene siendo una de las formas funcionales empleadas con mayor frecuencia en este contexto (Arbués *et al.*, 2003). Este tipo de funciones genera elasticidades mayores para usuarios que se enfrentan a mayores niveles de precios, aspecto que ha sido contrastado empíricamente (Billings y Day, 1989).

Comenzando por la demanda de agua a nivel residencial, el agua constituye un bien de primera necesidad para los hogares, de ahí que parezca especialmente relevante reflejar las

inercias existentes en el consumo, formalizando un modelo de *ajuste parcial*, en el que se incorpora la variable dependiente retardada. Así, se propone una especificación de las funciones de demanda tal como sigue:

$$x_{it} = \alpha + \rho x_{it-1} + \beta p_{it-2} + \gamma s_t + \delta f_i + \mu_i + e_{it} \quad [6]$$

Analizando en detalle la notación, x_{it} denota el consumo que realiza en el período t el individuo i -ésimo, figurando como variable explicativa el consumo del período anterior⁹, x_{it-1} . Se incorporan asimismo otras variables independientes, entre las que figura el precio, p_{it-2} , que ha sido incluido con un retardo de dos períodos, reflejando así posibles retrasos en la reacción de los usuarios. Se intuye que dicha reacción será más lenta que la atribuida a otros usuarios debido a la presencia de hábitos en el consumo. Así se espera que, aunque el usuario doméstico tenga conocimiento de la factura y su gasto total en agua en el período siguiente, reaccione al cabo de dos períodos. En consecuencia, hemos optado por incorporar el precio correspondiente a dos períodos precedentes.

Por su lado, el vector s_t incluye variables que presentan cambio temporal, pero no así por individuos, reflejando, básicamente, aspectos del clima en cada período. Por f_i representamos un vector de características individuales de las que se dispone información, y que no sufren ninguna modificación o que presentan escasa variabilidad en el intervalo temporal analizado. Se trata de algunos aspectos socioeconómicos, que reflejarían la capacidad económica de los hogares, así como su tamaño, y que tienen una influencia destacable sobre la demanda de agua (Arbués *et al.*, 2003). Finalmente, los dos últimos componentes de la ecuación estarían reflejando un término de error compuesto, en el que tiene cabida la heterogeneidad individual no observable, que ha sido denotada por μ_i , y el resto de perturbaciones aleatorias, especificados mediante el componente e_{it} , variable temporal e individualmente. La notación restante hace alusión al conjunto de parámetros a estimar.

Respecto a la especificación de las demandas comerciales/industriales, se ha modificado ligeramente la estructura dinámica recogida en la ecuación [6]. Así, hemos supuesto una mayor velocidad en el ajuste, introduciendo la variable precio con un solo retardo, por razones que serán explicadas con posterioridad en mayor profundidad. Además, ha sido incluida en la ecuación la variable dependiente retardada, pero no la relativa al trimestre inmediatamente precedente, sino al mismo trimestre correspondiente al año anterior, reflejando así inercias estacionales:

$$x_{it} = \alpha + \rho x_{it-4} + \beta p_{it-1} + \gamma s_t + \zeta r_i + \mu_i + e_{it} \quad [7]$$

En la expresión precedente, el vector de variables constantes en el tiempo, r_i , se identifica con indicadores del tipo y nivel de actividad de las empresas, que constituyen factores importantes a considerar en la estimación de las demandas industriales [Renzetti (2002), Reynaud (2003)]. Al igual que sucedía con las economías domésticas, el término de error aparece desglosado.

3.1.2. Datos y variables: demandas

Para proceder a la estimación del modelo anterior hemos contado con dos paneles de datos completos, cuyas dimensiones, tanto transversal (N) como temporal (T) se recogen en la tabla siguiente:

Tabla 2
Bases de datos para las estimaciones de demanda: características

Usuario	N	Intervalo temporal	Frecuencia	T	$N \times T$
R	1.525	1994(3)-2000(4)	Trimestral	27	41.175
C/I	80	1994(3)-2000(4)	Trimestral	27	2.160

R: residencial, C/I: comercial/industrial.

La mayor parte de la información, esto es, la relativa a consumos, tarifas, características de los contadores, así como la información socioeconómica restante ha sido facilitada por diversos departamentos del Ayuntamiento de Elche. Por su parte, el Instituto Nacional de Meteorología ha proporcionado la información climática relativa al municipio.

Como variable dependiente, ha sido considerado el consumo del trimestre por vivienda, expresado en m^3 . Las variables independientes empleadas en las estimaciones son mostradas en la tabla 3. Pese a que en ella se recogen todas las variables utilizadas en las estimaciones, es preciso hacer alguna aclaración respecto a aquellas de tipo socioeconómico.

Comenzando por los precios, dada la complejidad que presentan las tarifas para el agua, parece difícil que se verifique la hipótesis de usuarios perfectamente informados [Charney y Woodard (1984), Opaluch (1984)]. De ahí que hayamos especificado esta variable como el precio medio pagado por unidad de consumo ¹⁰. La presencia de información imperfecta explica igualmente la consideración del precio retardado. Tal como se mencionó con anterioridad, el medio más razonable del que disponen los usuarios para obtener información sobre el precios y consumos lo constituye la factura. De esta forma, existe un retardo real en la recepción de aquella por parte de los usuarios, ya que éstos la reciben en el período siguiente a la realización del consumo.

Asimismo, el día de recepción de dicha factura en el período correspondiente no es el mismo para todos los usuarios, dependiendo, entre otros factores, del medio de pago elegido. Los encargados del suministro nos comentaban como, en general, los usuarios domésticos recibían la factura con algo más de retraso que los usuarios comerciales o industriales. De ahí que hayan sido considerados diferentes retardos de la variable precio en cada caso, dos para los usuarios residenciales, $P(-2)$, y uno para las empresas, $P(-1)$.

Respecto a los hogares, se ha pretendido mostrar diferencias de capacidad económica mediante una aproximación de la renta familiar. En este sentido, se ha procedido a tomar el valor catastral de las viviendas, medida empleada como proxy de la renta, en ausencia de in-

formación desagregada en este sentido [Howe y Linaweaver (1967), Nieswiadomy y Molina (1989)].

Con relación a las demandas comerciales/industriales, no se dispone de información relativa al nivel de producción de las entidades, si bien se ha aproximado mediante un indicador de localización. La categoría fiscal de la calle en la que se sitúa el negocio, recogida en la normativa del Impuesto de Actividades Económicas, es el índice empleado en este caso ¹¹. Hemos definido una variable ficticia —*C123*—, que toma valor uno en el caso de que la actividad este localizada en una calle de primera segunda o tercera categoría, y cero en caso contrario.

Tabla 3
VARIABLES INDEPENDIENTES EMPLEADAS EN LAS ESTIMACIONES DE DEMANDA

VARIABLES CLIMÁTICAS (s_t)	<i>TMAX</i> : media de las temperaturas máximas del período <i>PRECIP</i> : precipitación total del período.
VARIABLES SOCIO-ECONÓMICAS (f_t, r_t)	<i>RENTA</i> : aproximación mediante el valor catastral de la vivienda <i>NPER</i> : número de personas que habitan en la vivienda Empresas: <i>HOSTEL, COMERC, INDUS</i> : dummies de actividad <i>C123</i> : dummy de localización
VARIABLES DE PRECIO (p_{it})	Hogares: <i>P(-2)</i> : precio medio correspondiente a dos períodos precedentes Empresas: <i>P(-1)</i> : precio medio correspondiente al período precedente
RETARDOS DE LA VARIABLE DEPENDIENTE (x_{it-s})	Hogares: <i>CONSUMO(-1)</i> : consumo correspondiente al período anterior Empresas: <i>CONSUMO(-4)</i> : consumo correspondiente al mismo período del año anterior
OTRAS VARIABLES	Hogares: B1: dummy; 1= usuario consumiendo en el primer bloque de la tarifa B2: dummy; 1= usuario consumiendo en el segundo bloque de la tarifa Empresas: D1996... D2000: dummies anuales

Adicionalmente, se ha manejado información relativa al tipo de actividad desarrollada por las empresas. Concretamente, se han definido tres dummies, representativas de cuatro categorías de actividad. Así, diferenciamos, por un lado, servicios de hostelería, *HOSTEL*, incluyendo alojamiento y actividades de restauración en diversas variantes. En segundo lugar, actividades industriales, *INDUS*, de tipo manufacturero y agroalimentario, incluyendo también en esta categoría talleres de reparación ubicados en las poblaciones ¹². Finalmente, se han distinguido dos categorías adicionales, agrupando, por un lado, las actividades comerciales del municipio, *COMERC*, y por otro, el resto de negocios.

A continuación se presentan los estadísticos descriptivos de las dos muestras, agrupados en función del tipo de usuario considerado. En el caso comercial/industrial, el consumo re-

gistrado es, en media, superior al residencial. Del mismo modo, es posible apreciar que el precio medio es superior para las empresas que para los hogares. Por último, se observa cómo el tamaño medio del hogar ilicitano se sitúa alrededor de tres personas.

Tabla 4
Estadísticos descriptivos: demandas urbanas

Variable	Usuario			
	R		C/I	
	Media	Desv. típ.	Media	Desv. típ.
CONSUMO (m^3 /trimestre)	32,11	26,63	92,03	297,87
P ($€/m^3$, base 2001)	0,72	0,97	1,56	1,70
TMAX ($^{\circ}C$)	23,39	4,90	23,39	4,95
PRECIP (mm.)	485,81	255,72	485,81	258,65
RENTA ($€/trimestre$, base 2001)	1.984,37	604,03	—	—
NPER (personas/vivienda)	3,46	1,26	—	—
C123	—	—	0,40	0,49

R: residencial, C/I: comercial/industrial.

3.1.3. Resultados: estimación de las demandas urbanas

El tratamiento econométrico aplicado en especificaciones dinámicas como las propuestas anteriormente ha sido el Método Generalizado de Momentos [Greene (2003), Arellano (2003)]. Es un sistema de variables instrumentales que trata de aprovechar las variables en niveles desfasadas como instrumentos a fin de solventar los problemas que surgen al diferenciar las ecuaciones. Asimismo, a fin de aprovechar la información individual invariante en el tiempo, se han considerado como instrumentos adicionales las mismas variables en diferencias (Blundell y Bond, 1998). Con el objeto de contrastar la buena elección de los instrumentos empleados se ha incluido el estadístico propuesto por Sargan (1958). Asimismo, se ha planteado el contraste de especificación de Hausman (1978), a fin de observar si nuestro modelo de efectos aleatorios se manifiesta superior a la especificación de efectos fijos.

Se aprecia cómo la mayor parte de los coeficientes estimados resultan significativos, presentando los signos esperados *a priori*. Asimismo, se rechaza la presencia de un esquema autorregresivo de segundo orden para los errores en diferencias, verificándose por el contrario el de primer orden, tal como cabría esperar. Puede observarse la significatividad de la variable precio en todos los casos, así como del consumo retardado. Este último hecho puede poner de manifiesto la relevancia de los hábitos de consumo de agua para los usuarios residenciales, así como las inercias estacionales en el caso de las actividades económicas.

Respecto a las variables climáticas, se muestra el impacto de las temperaturas en la demanda de agua a todos los niveles, al igual que sucede en gran parte de las aplicaciones empíricas en este contexto [Stevens *et al.* (1992), Agthe and Billings (1997)]. De hecho, la climatología constituye uno de los factores con gran poder explicativo, utilizado frecuentemente

Tabla 5
Resultados de las estimaciones: demandas urbanas

Variables	Usuario			
	R		C/I	
	Coef.	t-stud.	Coef.	t-stud.
<i>CONSUMO(-1/-4)</i>	0,008***	5,2	0,252***	115,0
<i>P(-2/-1)</i>	-4,192***	11,1	-5,756***	53,6
<i>B1</i>	-67,035***	122,3	—	—
<i>B2</i>	-50,667***	115,2	—	—
<i>TMAX</i>	0,107***	17,0	2,642***	35,8
<i>PRECIP</i>	0,00009	0,5	0,013***	12,7
<i>RENTA</i>	0,006***	22,7	—	—
<i>NPER</i>	3,912***	36,2	—	—
<i>HOSTEL</i>	—	—	223,155***	26,7
<i>COMERC</i>	—	—	89,552***	17,9
<i>INDUS</i>	—	—	353,867***	102,1
<i>C123</i>	—	—	71,256***	11,9
<i>D1996</i>	—	—	-5,677***	3,19
<i>D1997</i>	—	—	35,004***	20,1
<i>D1998</i>	—	—	8,002***	4,5
<i>D1999</i>	—	—	15,997***	11,5
<i>D2000</i>	—	—	10,345***	7,8
Constante	52,307***	84,4	84,060***	32,0
Sargan test χ_r^2		319,2 (<i>r</i> = 317)		336,9 (<i>r</i> = 338)
Hausman test χ_s^2		3,02 (<i>s</i> = 6)		7,50 (<i>s</i> = 9)
AR(1) test N (0,1)		-2,822**		-2,944***
AR(2) test N (0,1)		-0,996		-1,231

R: residencial; C/I: comercial/industrial.

*** significativo al 1 por 100; ** significativo al 5 por 100; * significativo al 10 por 100.

mente en la elaboración de predicciones sobre la evolución de la demanda de agua en las ciudades [Baumann *et al.* (1997), Cubillo *et al.* (2001), Caridad y Moreno (2002)].

Los coeficientes de las variables dummy relativas al tipo de actividad desarrollada por los usuarios comerciales/industriales se muestran como significativamente distintos de cero y presentan la relación que cabría esperar de antemano, registrándose los mayores niveles de consumo para los sectores hostelero e industrial. En el caso de las estimaciones de demanda residencial, se aprecia la significatividad del coeficiente que acompaña a la variable NPER. Así, dadas las economías de escala que se generan en el uso del agua, el incremento en dicho uso es menos que proporcional al incremento del tamaño del hogar (Höglund, 1999).

En la tabla 6 se observa cómo, en la media de las muestras, las demandas son inelásticas respecto al precio y a la renta. En los resultados obtenidos se aprecia claramente cómo los usuarios industriales presentan mayor sensibilidad a variaciones en los precios. Igualmente, las elasticidades precio ponen de manifiesto una sensibilidad ligeramente superior en perio-

Tabla 6
Elasticidades: precio (η_{ii}^n , η_{ii}^p) y renta (η_{iy})

	Usuario	
	R	C/I
η_{ii}^n	-0,09 (0,013)	-0,12 (0,044)
η_{ii}^p	-0,11 (0,037)	-0,13 (0,048)
η_{iy}	0,39 (0,071)	—

R: residencial, C/I: comercial/industrial.

Errores standard entre paréntesis.

dos de demanda alta. En definitiva, los resultados obtenidos en este trabajo reafirman los mostrados por la evidencia empírica en el contexto que nos ocupa. La casi totalidad de las aplicaciones en este campo muestran cómo la demanda reacciona ante cambios en los precios, pero su sensibilidad es reducida, ya que el abanico de valores registrados para la elasticidad se sitúa por debajo de la unidad [Renzetti (2002), Arbués *et al.* (2003)].

3.2. Determinación de los costes derivados del abastecimiento de agua

Una vez caracterizadas las preferencias de los usuarios, es preciso abordar la estimación de los costes derivados de la prestación. Los precios para el servicio de suministro de agua deberían cubrir la totalidad de los desembolsos efectuados por el ente de suministro, respondiendo por tanto al objetivo de equilibrio financiero. Pese a que la literatura de recursos naturales recoge diferentes componentes del coste a considerar (Rogers *et al.*, 1997), este trabajo se ha centrado exclusivamente en la estimación de los costes productivos, debido a la mayor incertidumbre existente en cuanto al cálculo del resto de elementos del coste asociado al recurso.

3.2.1. Modelo de oferta

La literatura ofrece diversas posibilidades a la hora de calcular los costes marginales. Desde metodologías de estimación econométrica [Feigenbaum y Teeples (1983), Renzetti (1992), Bhattacharyya *et al.* (1995), Timmins (2002)] hasta fórmulas de cálculo directo [Turvey (1976), Saunders y Wardford (1976)]. En este estudio, se ha optado por el empleo de técnicas de estimación paramétricas. De esta manera, ha sido planteada una función de costes tipo *Cobb-Douglas*:

$$C = \xi \prod_{i=1}^M w_i^{a_i} \prod_{j=1}^N x_j^{b_j} \quad [8]$$

donde C denota el coste, w_i representa el precio del factor productivo i -ésimo, x_j denota el bien/servicio j -ésimo producido por la empresa, pudiendo hacer referencia igualmente a va-

riables tecnológicas, y ξ , a_i y b_i son los parámetros del modelo a estimar. Asimismo, se han considerado las participaciones en costes de cada uno de los factores productivos, S_i , configurando el sistema que figura a continuación, expresado en logaritmos y en términos aleatorios —donde ε representa el término de error—:

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

$$\begin{aligned} S_1 &= a_1 + \varepsilon_1 \\ S_2 &= a_2 + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ S_M &= a_M + \varepsilon_M \end{aligned} \quad [9]$$

Además, ha de verificarse que,

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^M a_i &= 1 \\ \sum_{i=1}^M S_i &= 1 \end{aligned} \quad [10]$$

Mediante la primera de las restricciones recogidas en [10] se está imponiendo la presencia de homogeneidad de grado uno en precios de la función de costes, cuestión que constituye un requerimiento teórico de la misma. La segunda condición implicaría el cumplimiento de $\sum_{i=1}^M \varepsilon_i = 0$ (Greene, 2003).

3.2.2. Datos y variables: costes

El intervalo temporal disponible manejado en esta aplicación abarca desde el año 1985 hasta el 2000, ambos inclusive. Se ha procedido a la estimación de funciones de costes a corto y largo plazo para el municipio de Elche. Como variable dependiente ha sido especificado el coste variable, CV , para la estimación a corto plazo y el coste total, CT , en la estimación a largo plazo, incluyendo en este último caso costes operativos y de capital.

Respecto a las variables independientes, han sido considerados los precios de cuatro factores productivos: trabajo (w_L), capital (w_K), energía eléctrica (w_E) y agua (w_A). Se ha procedido a incluir este último precio en las funciones de costes debido a la importancia que tienen los gastos en adquisición de caudales a suministradores externos. El organismo suministrador adquiere a proveedores externos la totalidad del caudal requerido para la prestación del servicio ¹³.

En lo referente a la producción, ha sido incluido un único producto, computado como el número de m^3 que finalmente son suministrados, M^3_{SUM} . Para ello, se ha calculado la diferencia entre los m^3 totales y las pérdidas que tienen lugar en la red de distribución hasta llegar al consumidor final. Por último, en la especificación a corto plazo se ha eliminado el precio del capital como variable independiente, incluyendo en su lugar una variable representativa

Tabla 7
VARIABLES INDEPENDIENTES EMPLEADAS EN LAS ESTIMACIONES DE COSTES

PRECIOS DE LOS FACTORES PRODUCTIVOS	w_L : coste medio laboral w_K : rendimiento de la deuda pública a largo plazo + 2 por 100 (depreciación de capital) w_E : precio medio de la energía eléctrica para diversos usuarios industriales (UNESA) w_A : precio medio del agua abonado a proveedores externos
PRODUCTO	M^3_{SUM} : cantidad de agua finalmente suministrada
OTRAS VARIABLES	Km_{RED} : kilómetros de tubería incluidos en la red de la prestación (c/p)

del *stock* de capital. En este sentido, se ha incluido el número de kilómetros de tubería integrados en la red de la prestación (Km_{RED}), a manera de aproximación del factor capital, reflejando la capacidad y extensión de la entidad suministradora. En la tabla 8 se recogen los estadísticos descriptivos fundamentales de las variables anteriormente descritas.

Tabla 8
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS: COSTES

Variable	Media	Desv. típ.
CT	7.167.825,18	789.512,85
CV	6.149.886,56	473.728,23
w_L	21.962,15	1.748,47
w_A	0,25	0,01
w_E	0,12	0,01
w_K	0,09	0,03
M^3_{SUM} ($m^3/año$)	12.864.826,30	1.679.528,81
Km_{RED} (Km)	519,96	34,92

Las variables monetarias vienen expresadas en €, base 2001.

3.2.3. Resultados: estimación de los costes

El sistema planteado en la expresión [9] ha sido estimado mediante un SURE (sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas) iterativo, que permite mejorar la significatividad del modelo respecto a una estimación independiente de cada función. Ha sido eliminado del sistema el precio de la energía eléctrica con la finalidad de imponer la restricción de homogeneidad de grado uno en precios. Los resultados de las estimaciones se presentan en la tabla 9:

Como es posible apreciar, la capacidad explicativa del sistema supera el 60 por 100 en todos los casos. Es relevante destacar la significatividad del coeficiente que acompaña al nivel de producción, en todas las estimaciones bajo el signo esperado. A partir de los resultados obtenidos es posible obtener valores para los costes marginales, recogidos en la tabla 10.

Tabla 9
Resultados de las estimaciones: costes

Variable	Especificación			
	c/p		l/p	
	Coef.	t-stud.	Coef.	t-stud.
w_L	0,151***	30,569	0,126***	26,372
w_A	0,655***	48,121	0,544***	37,799
w_K	—	—	0,168***	15,818
M^2_{SUM}	0,294**	2,252	0,633***	4,120
Km_{RED}	0,917***	2,820	—	—
Constante	4,868***	4,324	5,782***	2,245
R^2	0,926		0,688	

*** significativo al 1 por 100; ** significativo al 5 por 100; * significativo al 10 por 100.

Tabla 10
Costes medios y marginales a corto y largo plazo
(en €/m³)

	Año 2000	Media
$CVMe$	0,439	0,477
$CTMe$	0,573	0,557
$CMg^{c/p}$	0,129	0,141
$CMg^{l/p}$	0,363	0,352

Los costes medios y marginales han sido calculados en la media del intervalo temporal considerado. De igual modo se muestran los resultados obtenidos para el año 2000, ejercicio económico que constituirá la base para el análisis del bienestar efectuado en sección siguiente¹⁴. Tal como se aprecia, los valores para el coste marginal en el largo plazo superan en todos los casos el registrado en el corto plazo (Renzetti, 1992). La cuantía de los costes marginales a corto y largo plazo ha sido tomada como referencia en el cálculo de tarifas óptimas basadas en la estacionalidad.

4. Análisis de bienestar: comparación de las tarifas vigentes con las propuestas

Una vez realizado el análisis de los principales parámetros que caracterizan la demanda y los costes asociados al servicio, han sido valoradas diversas tarifas alternativas en términos de bienestar. Una de las características comunes a todas ellas será su sencillez, puesto que este es uno de los requisitos exigidos por la OCDE (1987, 1999) a la hora de abordar el diseño de precios en este contexto. De ahí, que se hayan planteado estructuras simples en cuanto a su estructura, a fin de compararlas con las tarifas vigentes.

La maximización del bienestar social, en ocasiones incluyendo ponderaciones de índole distributiva en la función objetivo, así como restricciones que impliquen la autofinanciación del servicio, han sido aspectos considerados en este trabajo. Para todas las tarifas propuestas se da cumplimiento a la restricción presupuestaria, en el sentido de que los ingresos igualen los costes derivados de la prestación.

Finalmente, es preciso señalar que se ha aplicado el mismo sistema de medición del bienestar para todos los grupos de consumidores, tanto residenciales como comerciales, a efectos de su comparación y agregación. En ambos casos, ha sido utilizado el concepto de excedente del consumidor para el cálculo de las variaciones de bienestar (Willig, 1976). Se han computado las ganancias (+) o pérdidas (-) de bienestar derivadas del paso de las tarifas reales a las tarifas propuestas.

Con el fin de realizar la simulación, han sido tomados como referencia los datos correspondientes al año 2000, por ser este el último año de la muestra utilizada en este estudio. Como caso base para dicha simulación, se han manejado los valores del consumo y los precios para dicho año. Las tarifas propuestas figuran en la tabla 11. Se puede observar cómo la tarificación Ramsey conduce a la fijación de precios más reducidos para aquellos usuarios cuya demanda es más elástica. Este hecho da origen a la presencia de subvenciones cruzadas entre grupos de usuarios ¹⁵, en perjuicio de los usuarios residenciales.

Siguiendo las recomendaciones de la OCDE (1987, 1999, 2003), sólo para los clientes domésticos ha sido recogida la formulación de Feldstein con ponderaciones en base a la equidad. A medida que se incrementa el parámetro de aversión a la desigualdad, ϕ , el precio variable se incrementa, a la par que se reduce la cuota fija. En la tabla 11 se recoge un rango de valores para el parámetro. Cuando el parámetro toma el valor cero, la parte variable de la tarifa igualaría los costes marginales, mientras que en los casos restantes superaría dichos costes, dando lugar a la tarifa bipartita propuesta por Coase (1946). Se han calculado tarifas para algunos valores de ϕ hasta llegar a una tarifa en dos partes cuya cuota fija fuera negativa ¹⁶.

Mientras se permite variación del parámetro ϕ para los usuarios residenciales, se ha mantenido constante el parámetro en el caso de los usuarios comerciales/industriales, suponiendo un valor igual a 0, es decir, no introduciendo ajustes por equidad para este tipo de consumidores. Asimismo, puesto que los precios de Ramsey generaban subsidios cruzados en perjuicio de los usuarios residenciales y dado que las tarifas que se aplican son diferentes para cada tipo de usuario (Coase para usuarios comerciales/industriales y Feldstein para los residenciales), hemos impuesto la restricción presupuestaria de forma separada para cada tipo de usuario, reflejándose este hecho en el importe de la cuota fija, A , que tiene como finalidad última cubrir el déficit financiero que se derivaría en caso de facturar exclusivamente todas las unidades al precio variable.

Una vez determinadas las tarifas, se presentan a continuación los cálculos de las variaciones en el bienestar individual asociadas a las mismas. Los resultados muestran las variaciones en el excedente del consumidor al pasar de las tarifas reales a las propuestas. Feldstein aconsejaba realizar el cálculo de dichas variaciones de bienestar en términos unitarios, es de-

Tabla 11
Tarifas propuestas: usuarios urbanos
(en €)

Tarifa		Usuario				
		R		C/I		
		Trim. 3.º	Resto	Trim. 3.º	Resto	
CASO BASE	<i>p</i>	0,28	0,25	0,60	0,60	
	<i>A</i>	6,00	6,00	14,91	14,91	
RAMSEY	<i>p</i>	1,04	0,49	0,82	0,36	
	<i>A</i>	—	—	—	—	
FELDSTEIN	ϕ					
	0	<i>p</i>	0,36	0,13	0,36	0,13
		<i>A</i>	11,85	11,85	31,93	31,93
	0,1	<i>p</i>	0,39	0,13	—	—
		<i>A</i>	11,58	11,58	—	—
	0,25	<i>p</i>	0,41	0,15	—	—
		<i>A</i>	11,08	11,08	—	—
	0,5	<i>p</i>	0,45	0,16	—	—
		<i>A</i>	10,19	10,19	—	—
	0,75	<i>p</i>	0,52	0,19	—	—
		<i>A</i>	9,03	9,03	—	—
	1	<i>p</i>	0,61	0,23	—	—
		<i>A</i>	7,51	7,51	—	—
	1,25	<i>p</i>	0,73	0,28	—	—
		<i>A</i>	5,41	5,41	—	—
	1,5	<i>p</i>	0,89	0,35	—	—
		<i>A</i>	2,38	2,38	—	—
	1,75	<i>p</i>	1,14	0,47	—	—
		<i>A</i>	-2,45	-2,45	—	—

R: residencial, C/I: comercial/industrial.

p = precio variable, *A* = cuota fija trimestral. Para los usuarios comerciales e industriales, $\phi = 0$.

cir, como pérdidas o ganancias de bienestar generadas, en este contexto, por m^3 . En este sentido, se plantean dos indicadores de bienestar global por unidad de consumo:

$$\lambda_0 = \frac{\Delta \nabla W_p}{X_0 \bar{u}'(y)} \quad [11]$$

$$\lambda_1 = \frac{\Delta \nabla W_p}{X_1 \bar{u}'(y)} \quad [12]$$

Así, las dos expresiones se calculan como cociente de la variación del bienestar asociado a las nuevas tarifas (ponderado en el caso de los hogares para las tarifas que incorporan ajustes por equidad) entre el consumo registrado. El primer índice, λ_0 , considera el consumo producido a los precios existentes, mientras que el segundo de los índices, λ_1 , contempla el consumo realizado bajo las tarifas propuestas. En ambos casos, $\bar{u}'(y)$ denota la utilidad marginal promedio. La tabla 12 refleja una medida de bienestar agregada considerando la totalidad de

los usuarios. Ésta ha sido obtenida calculando una media ponderada en función del peso que supone su demanda sobre la demanda total del municipio.

Tabla 12
Variaciones del bienestar agregado
(en €/m³)

Tarifa			Usuario		
			R	C/I	Media
RAMSEY		λ_0	0,020 (0,005)	1,076 (0,217)	0,305 (0,081)
		λ_1	0,020 (0,006)	1,016 (0,189)	0,289 (0,077)
FELDSTEIN	0	λ_0	0,177 (0,045)	0,567 (0,122)	0,277 (0,068)
		λ_1	0,180 (0,057)	0,547 (0,117)	0,274 (0,066)
	0,1	λ_0	0,177 (0,045)	—	0,277 (0,068)
		λ_1	0,180 (0,058)	—	0,274 (0,066)
	0,25	λ_0	0,176 (0,044)	—	0,276 (0,067)
		λ_1	0,178 (0,057)	—	0,272 (0,066)
	0,5	λ_0	0,175 (0,043)	—	0,275 (0,064)
		λ_1	0,177 (0,056)	—	0,273 (0,065)
	0,75	λ_0	0,173 (0,043)	—	0,274 (0,063)
		λ_1	0,176 (0,055)	—	0,271 (0,064)
	1	λ_0	0,170 (0,041)	—	0,273 (0,060)
		λ_1	0,173 (0,053)	—	0,269 (0,063)
	1,25	λ_0	0,169 (0,040)	—	0,271 (0,060)
		λ_1	0,172 (0,049)	—	0,267 (0,062)
	1,5	λ_0	0,164 (0,040)	—	0,267 (0,060)
		λ_1	0,165 (0,047)	—	0,263 (0,063)
	1,75	λ_0	0,152 (0,039)	—	0,259 (0,056)
		λ_1	0,154 (0,047)	—	0,255 (0,060)

R: residencial, C/I: comercial/industrial.

Para los usuarios comerciales e industriales, $\phi = 0$.

Errores standard entre paréntesis.

Se puede apreciar cómo los precios de Ramsey benefician en mayor medida a los usuarios comerciales/industriales, en términos de ganancia por unidad consumida. Para los usuarios residenciales, sin embargo, parece ser más ventajosa cualquiera de las tarifas en dos partes planteadas. El hecho de considerar mayor igualitarismo en la función de bienestar social implica leves mermas en el bienestar, aspecto que es posible observar en casi todos los cuadros recogidos anteriormente. Se deduce, por tanto, la existencia de un *trade-off* entre el objetivo de eficiencia económica y el de equidad. En este sentido, la aplicación empírica realizada por Buisán (1992) para el servicio de suministro eléctrico es coincidente, en cuanto a la relación existente entre las variaciones de bienestar y el nivel de igualitarismo implícito en la función de bienestar social.

Finalmente, tan sólo queda reseñar que la propuesta de tarifas para un ejercicio puntual debería ser acompañada por algún tipo de fórmula de revisión a fin de guiar la tendencia de los precios a lo largo de un intervalo temporal predeterminado. En este sentido, han sido planteados algunos mecanismos regulatorios que podrían ser adecuados en este contexto, consistentes en la fijación de límites a la evolución de las tarifas [Laffonte y Tirole (1993), Bös (1994)].

5. Conclusiones

La fijación de precios en el sector público resulta una tarea realmente complicada, puesto que, habitualmente persigue alcanzar diversos objetivos de forma simultánea. En esta investigación se ha abordado con detalle el diseño de tarifas óptimas para el servicio de suministro de agua en las ciudades. Han sido planteadas dos modalidades de tarifas: los precios de Ramsey (1927) y las tarifas en dos partes propuestas por Feldstein (1972). Ambas fórmulas se caracterizan por ser sencillas, puesto que la simplicidad de las tarifas constituye un aspecto relevante, a fin de que los usuarios sean conocedores de las mismas, contribuyendo a mejorar la efectividad del precio como instrumento de gestión de la demanda en este contexto. Asimismo, en los dos casos hemos impuesto la restricción presupuestaria de que los ingresos generados por las mismas igualen los costes de producción. También consiguen ganancias de eficiencia, y en el caso de la modalidad de Feldstein, es introducida la equidad en las tarifas.

A estos efectos, el análisis empírico ha sido centrado en el municipio alicantino de Elche. Los resultados han mostrado como, todas las fórmulas propuestas, basadas en la estacionalidad, han conseguido generar, en media y en términos globales, ganancias de bienestar para los usuarios urbanos. Mientras que las tarifas de Ramsey benefician en mayor medida a las empresas, los hogares se ven beneficiados en mayor medida por las tarifas en dos partes propuestas.

En este sentido, se constata como la fórmula de Feldstein (1972) permite incluir equidad sin reducir en gran medida el bienestar global. Este esquema se presenta como una alternativa a otras fórmulas que permiten conseguir equidad, tales como los mínimos de consumo, fuertemente distorsionantes en términos de eficiencia (Castro *et al.*, 2002), o las bonificaciones en función de características personales, que carecen en algunos casos de la suficiente difusión o efectividad. De igual modo, la dificultad de la puesta en práctica de esquemas de

subsidios en este contexto (Gómez-Lobo *et al.*, 2000) identifica como una alternativa viable el ajuste por equidad en las tarifas propuesto por Feldstein.

Derivado de los resultados obtenidos nos atrevemos a sugerir la aplicación de esta última modalidad de tarifas, en tanto en cuanto la regla de Ramsey, puede ir en contra del principio de equidad, básicamente desde la óptica de su estructura. En este ejercicio y en general [Arbués *et al.* (2003), Renzetti (2002)] la demanda de agua de los hogares se presenta con menor elasticidad respecto al precio que la correspondiente a usuarios industriales o comerciales. De ahí que, pese a que en términos globales las ganancias de bienestar sean ligeramente superiores en caso de fijar las tarifas de Ramsey, se señale la conveniencia de la introducción de ajustes por equidad, a fin de inclinar la balanza a favor de los usuarios residenciales, en base a los criterios marcados por la OCDE en este contexto (1987, 1999, 2003).

Notas

1. Consúltese el artículo 60.3 del Real Decreto Legislativo 1/2001 de 20 de julio, por el que se aprueba el *Texto Refundido de la Ley de Aguas*.
2. La Asociación Española de Abastecimientos de Agua y Saneamiento (AEAS) realiza periódicamente encuestas desde el año 1987, a fin de conocer y difundir la realidad del sector del agua en España. En sus publicaciones se muestran, entre otros aspectos, estadísticas relativas a la estructura de las tarifas del agua aplicadas en los municipios españoles, presentando los resultados por estratos de población.
3. En dicho trabajo se efectúa un análisis detallado del sistema tarifario en España, mostrando el procedimiento de fijación de tarifas que llevan a cabo algunas empresas españolas de abastecimiento de agua.
4. Véase Crew *et al.* (1995) para una excelente revisión de fijación de precios ante la presencia de excesos de demanda y racionamiento.
5. La cuantía de δ dependerá del nivel de beneficios que haya sido fijado en la restricción presupuestaria [Laffont y Tirole (1993), Bös (1994), Lasheras (1999)]. Asimismo, su expresión concreta, que vendrá determinada en todo caso por el coste sombra de los fondos públicos (Laffont y Tirole, 1993), variará en función de la ponderación que se le otorgue a la función de beneficios del productor en la función objetivo a maximizar.
6. En el caso de que el establecimiento de p conduzca a un déficit financiero para la entidad suministradora, la cuota fija, A , se calcularía a fin de eliminar dicho déficit:

$$A = \frac{CT - IT}{N}$$

El establecimiento de la cuota fija resultaría de dividir la diferencia positiva —si existiera— de los costes — CT — totales e ingresos totales — IT — entre el número de usuarios conectados a la red.

7. Nótese que, $M = \left(\alpha + \sum_{h=1}^{H-1} \phi_h v_h \right)$
8. A fin de apreciar la dimensión de los bloques, la estructura de los mismos en la tarifa residencial aplicable al servicio de abastecimiento para el año 2000, sería la siguiente (cifras en € base 2001, sin impuestos):

Bloque 1: $x \leq 10 \text{ m}^3/\text{trim.}$: 0,21

Bloque 2: $10 < x \leq 49 \text{ m}^3/\text{trim.}$: 0,40

Bloque 3: $49 < x \leq 99 \text{ m}^3/\text{trim.}$: 0,83

Bloque 4: $x > 99 \text{ m}^3/\text{trim.}$: 1,50

En esta tesitura, a los hogares que constituyen familia numerosa, se les aplicaría el precio de 0,83 para cantidades superiores a $49 \text{ m}^3/\text{trim.}$

9. Algunos trabajos empíricos [Moncur (1987), Dandy *et al.* (1997), Nauges y Thomas (2003)] han incorporado la variable dependiente retardada como variable explicativa.
10. La literatura presenta como opciones más habituales en la especificación de esta variable, el *precio marginal* (precio del último bloque en el que se sitúa el consumidor) aislado, o junto a la denominada variable *diferencia* (Nordin, 1976) y el *precio medio*. Un resumen de este problema de especificación puede ser consultado en Arbués *et al.* (2003).
11. La categoría fiscal de la calle es determinada en el Impuesto de Actividades Económicas a fin de ajustar la cuota tributaria en función de la localización del negocio. En este sentido, factores como la proximidad al centro de la ciudad o el precio del m^2 de suelo en la zona son tenidos en cuenta a la hora de clasificar las vías públicas.
12. Es preciso señalar, que, en ningún caso han sido incorporadas en la muestra industrias de tamaño grande, situadas, por lo general, en polígonos industriales, debido a problemas a la hora de realizar cruces con información procedente de otras fuentes. Asimismo, el porcentaje que suponen las actividades comerciales y de servicios en la muestra manejada asciende al 74 por 100.
13. Dado que el municipio de Elche se sirve de dos proveedores, el precio del factor productivo agua ha sido calculado como media ponderada en función de la proporción de caudales adquiridos a cada suministrador.
14. Los resultados obtenidos en este trabajo parecen acordes con los obtenidos en otros estudios empíricos que estiman costes marginales en este mismo contexto. Así, en lo que respecta a las aplicaciones a nivel internacional, los cálculos oscilan entre 0,04 $\$/m^3$ y 0,86 $\$/m^3$ [Turvey (1976), Renzetti (1992), Timmins (2002)]. En nuestro país, encontramos el trabajo de Trujillo (1994), que calcula costes marginales derivados del abastecimiento de agua en la ciudad de Las Palmas, obteniendo un valor de 0,82 $\€/m^3$. No obstante, dicho valor se presenta superior al obtenido en este trabajo, dadas las diferencias del sistema de abastecimiento derivado de la insularidad.
15. En este sentido, han sido señalados diversos criterios a fin de detectar la existencia de subsidios entre grupos de usuarios (Bös, 1994).
16. Observando los resultados de la tabla 11, el valor del parámetro ϕ que generaría una cuota fija nula estaría comprendido en el intervalo (1,5, 1,75). Concretamente, dicho valor sería de 1,644059.

Referencias

- Agthe, D. E. y R. B. Billings (1997), "Equity and conservation pricing policy for a government-run water utility", *Aqua*, 46 (5): 252-260.
- Arbués, F., M. A. García-Valiñas y R. Martínez-Espiñeira (2003), "Estimation of residential water demand: a state of the art review", *The Journal of Socio-Economics*, 32 (1): 81-102.
- Arbués, F., R. Barberán e I. Villanúa (2004), "Price impact on residential water demand: a dynamic panel data approach", *Water Resources Research*, 40 (11): W11402, 10.1029/2004WR003092.
- Arellano, M. (2003), *Panel Data Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- Asociación Española de Abastecimientos de Agua y Saneamiento (AEAS) (2002), Suministro de Agua Potable y Saneamiento en España (2000), VIII Encuesta Nacional de Abastecimiento, Saneamiento y Depuración, Madrid.
- Baumann, D. D., J. J. Boland y W. M. Hanemann (1997), *Urban Water Demand Management and Planning*, New York: McGraw-Hill.
- Baumol, W. J. y D. F. Bradford (1970), "Optimal departures from marginal cost pricing", *American Economic Review*, 60: 265-283.

- Bhattacharyya, A., T. H. Harris, R. Narayanan y K. Raffiee (1995), "Allocative efficiency of rural Nevada water systems: a hedonic shadow cost function approach", *Journal of Regional Science*, 35 (3): 485-501.
- Billings, R. B. y W. M. Day (1989), "Demand management factors in residential water use: the Southern Arizona experience", *Journal of the American Water Works Association*, 81 (3): 58-64.
- Blundell, R. y S. Bond (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.
- Boiteux, M. (1956), "Sur la gestion des monopoles publics astreints à l'équilibre budgétaire", *Econometrica*, 24: 22-40.
- Bös, D. (1985), "Public sector pricing", en A. J. Auerbach y M. Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics*, I: 129-211, North Holland, Amsterdam: Elsevier Science.
- Bös, D. (1994), *Pricing and Price Regulation*, North Holland, Amsterdam: Elsevier Science.
- Buisán, A. C. (1992), "Tarifas óptimas en dos partes: el caso de la energía eléctrica residencial en España", *Investigaciones Económicas*, 16 (1): 99-125.
- Caridad, J. M. e I. Moreno (2002), "La demanda de agua en zonas urbanas: métodos alternativos de predicción a corto plazo", Comunicación presentada al *III Congreso Ibérico sobre Gestión y Planificación de aguas*, Sevilla.
- Castro, F., J. M. Da-Rocha y P. Delicado (2002), "Desperately seeking θ 's: estimating the distribution of consumers under increasing block rates", *Journal of Regulatory Economics*, 22 (1): 29-58.
- Charney, A. H. y G. C. Woodard (1984), "A test of consumer demand response to water prices: reply", *Land Economics*, 60 (4): 414-416.
- Coase, R. H. (1946), "The marginal cost controversy", *Economica*, 13: 265-283.
- Crew, M. A., C. S. Fernando y P. R. Kleindorfer (1995), "The theory of peak-load pricing: a survey", *Journal of Regulatory Economics*, 8: 215-248.
- Cubillo, F., J. C. Ibáñez y F. J. Fernández (2001), *Estudio de la Demanda de Agua para Uso Urbano en la Comunidad de Madrid*, Madrid: Dirección de Ingeniería y Nuevas Tecnologías, Canal de Isabel II.
- Dandy, G., T. Nguyen y C. Davies (1997), "Estimating residential water demand in the presence of free allowances", *Land Economics*, 73 (1): 125-139.
- Dinar, A. y A. Subramanian (1997), *Water Pricing Experiences: An International Perspective*, Washington DC: The World Bank.
- Dixon, P. (1990), "A general equilibrium approach to public utility pricing: determining prices for a water authority", *Journal of Policy Modelling*, 12 (4): 745-767.
- Feigenbaum, S. y R. Teeple (1983), "Public versus private water delivery: a hedonic cost approach", *The Review of Economics and Statistics*, 65: 672-678.
- Feldstein, M. S. (1972), "Equity and efficiency in public sector pricing: the optimal two-part tariff", *Quarterly Journal of Economics*, 86 (2): 175-187.
- Gibbons, D. C. (1986), *The Economic Value of Water*, Washington: Resources for the Future.
- Gómez-Lobo, A., V. Foster y J. Halpern (2000), "Information and modelling issues in designing water and sanitation subsidy schemes", *World Bank PR Working Papers- Infrastructure. Telecom, power and water*, 2345, Washington DC: World Bank.

- Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, 5th edition, London: Prentice Hall International.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification test in econometrics", *Econometrica*, 46: 1251-1272.
- Höglund, L. (1999), "Household demand for water in Sweden with implications for a potential tax on water use", *Water Resources Research*, 35 (12): 3853-3863.
- Howe, C. W. y F. P. Linaweaver (1967), "The impact of price on residential water demand and its relationship to system design and price structure", *Water Resources Bulletin*, 3: 13-32.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (1999), *Indicadores sobre el Agua*, http://www.ine.es/daco/daco42/ambiente/agua/otros_indica_agua99.pdf.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2003a), *Estadísticas Ambientales sobre el Agua*, 2001, <http://www.ine.es/prensa/np288.pdf>.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2003b), *Cifras de población referidas al 1/1/03. Población de municipios por sexo*, <http://www.ine.es/pob03/pob03frame.htm>.
- Kim, H. Y. (1995), "Marginal cost and second-best pricing for water services", *Review of Industrial Organisation*, 10 (3): 323-338.
- Laffont, J. J. y J. Tirole (1993), *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, Cambridge, Mass.: The MIT Press.
- Lasheras, M. A. (1999), *La Regulación Económica de los Servicios Públicos*, Barcelona: Ariel.
- Laffont, J. J. y J. Tirole (1993), *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, Cambridge, Mass.: The MIT Press.
- Marshall, A. (1879), "Water as an element of national wealth", en A. Pigou (ed.), *Memorials of Alfred Marshall*, 1956, New York: Kelley y Millman, 134-141.
- Martínez-Espiñeira, R. (2002), "Residential water demand in the Northwest of Spain", *Environmental and Resource Economics*, 21 (2): 161-187.
- Moncur, J. (1987), "Urban water pricing and drought management", *Water Resources Research*, 23: 393-398.
- Nauges, C. y A. Thomas (2000), "Privately-operated water utilities, municipal price negotiation and estimation of residential demand: the case of France", *Land Economics*, 76 (1): 68-85.
- Nauges, C. y A. Thomas (2003), "Long-run study of residential water consumption", *Environmental and Resource Economics*, 26 (1): 25-43.
- Nieswiadomy, M. L. y D. J. Molina (1989), "Comparing residential water estimates under decreasing and increasing block rates using household data", *Land Economics*, 65 (3): 280-289.
- Nordin, J. A. (1976), "A proposed modification of Taylor's demand analysis: comment", *The Bell Journal of Economics*, 7 (3): 719-721.
- OCDE (1987), *Pricing of Water Services*, París.
- OCDE (1999), *Household Water Pricing in OCDE Countries*, París: Environment Policy Committee.
- OCDE (2001), *Environmental Performance Reviews (1st Cycle): Conclusions & Recommendations 32 Countries (1993-2000)*, París.
- OCDE (2003), *Social Issues in the Provision and Pricing of Water Services*, París.

- Opaluch, J. (1984), "A test of consumer demand response to water prices: reply", *Land Economics*, 60 (4): 417-421.
- Pint, E. M. (1999), "Household responses to increased water rates during the California drought", *Land Economics*, 75 (2): 246-266.
- Ramsey, F. P. (1927), "A contribution to the theory of taxation", *Economic Journal*, 37: 47-61.
- Real Decreto Legislativo 1/2001, de 20 de julio.
- Renzetti, S. (1992), "Evaluating the welfare effects of reforming municipal water prices", *Journal of Environmental Economics and Management*, 22: 147-163.
- Renzetti, S. (2002), *The Economics of Industrial Water Use*, Cheltenham, UK: Elward Elgar Publishing.
- Resende, M. (1997), "Ramsey pricing and regulator's social welfare weights: an empirical application", *Review of Industrial Organization*, 12 (3): 413-416.
- Reynaud, A. (2003), "An econometric estimation of industrial water demand in France", *Environmental and Resource Economics*, 25 (1): 213-32.
- Rogers, P., R. Bhatia y A. Huber (1997), *Water as a Social and Economic Good: How to Put the Principle into Practice*, World Bank.
- Saénz de Miera, G. (2002), *Agua y Economía. Hacia una Gestión Racional de un Recurso Básico*, Colección Estudios, Servicio de Publicaciones de la Universidad Autónoma de Madrid.
- Sargan, J. D. (1958), "The estimation of econometrics relationships using instrumental variables", *Econometrica*, 26: 393-415.
- Saunders, R. J. y J. J. Warford (1976), *Village Water Supply: Economic and Policy in the Developing World*, Baltimore: John Hopkins University Press.
- Stevens, T. H., J. Miller y C. Willis (1992), "Effect of price structure on residential water demand", *Water Resources Bulletin*, 28 (4): 681-685.
- Timmins, C. (2002), "Measuring the dynamic efficiency costs of regulators preferences: municipal water utilities in the arid west", *Econometrica*, 70 (2): 603-629.
- Trujillo, L. (1994), "La fijación de precios óptimos en el suministro urbano de agua", *Revista de Economía Aplicada*, 5 (2): 111-135.
- Turvey, R. (1976), "Analysing the marginal cost of water supply", *Land Economics*, 7 (4): 158-168.
- Willig, R. D. (1976), "Consumer's surplus without apology", *American Economic Review*, 66 (4): 589-597.
- Willig, R. D. (1978), "Pareto superior non-linear outlay schedules", *The Bell Journal of Economics*, 9: 56-59.

Abstract

The main focus of this paper is the issue of pricing for urban water services, achieving objectives of efficiency, equity, and financial considerations (OECD, 1987; 1999; 2003). The tariffs to be tested are based on the theoretical frameworks proposed by Ramsey (1927) and Feldstein (1972). As a necessary first step to fix optimal prices, the estimation of residential and industrial/commercial water demands in the municipality of Elche (Alicante) has been carried out. The costs of water supply have also been estimated, and based on the previous estimations, different pricing schemes have been proposed. The research finishes up with the comparison, in welfare terms, of the proposed tariffs with the real tariffs of the year 2000.

Key words: optimal pricing, water demand and supply, social welfare.

JEL Classification: D60, H20, Q21, Q25.

OBSERVATORIO

El auge experimentado en las últimas décadas por la investigación en el campo de la Economía Pública viene explicado, en gran medida, por las indudables conexiones que existen entre los temas objeto de estudio y los problemas a los que se enfrentan en sus agendas los responsables del sector público. La interacción entre los problemas a resolver y los resultados de la investigación económica ofrece, sin duda, interesantes posibilidades de análisis con un importante valor añadido tanto para los decisores políticos como para los investigadores en estas materias.

*Con este espíritu, la sección **Observatorio de Economía Pública** afronta la presentación de artículos originales dirigidos esencialmente al estudio de problemas o cuestiones relevantes y de actualidad directamente relacionadas con el diseño y la reforma de las políticas públicas. También tienen cabida en esta sección aquellos trabajos originales, tanto teóricos como empíricos orientados a la evaluación de los resultados derivados de actuaciones públicas concretas.*

Todos los trabajos aquí publicados están sometidos al proceso regular de evaluación establecido para la Revista, independientemente de si se trata de originales propuestos por los autores o si han sido solicitados por el Consejo Editor.

* * * *

The importance gained in recent decades by the area of Public Economics is, to a large extent, due to the unquestionable links between the matters under study and the problems which the public sector must face in their agenda. The interaction between problems to be solved and the results of economic research without doubt provides interesting possibilities for analysis, with a high value added for decision-makers and researchers on these issues.

*Bearing this in mind, the section **Public Economics Policy Watch** is intended to present original articles essentially aimed at studying relevant problems or contemporary issues directly associated with the design and the reform of public policies. This section will also include original works, which may be both theoretical and empirical, with a view to the assessment of results derived from specific public actions.*

All the works published in this section are subject to the usual assessment process established by the journal, whether they have been submitted by authors or commissioned by the Board of Editors.