

LA DEMANDA DE AGUA EN ZARAGOZA. ESTIMACIÓN DE UN MODELO DINÁMICO CON DATOS DE PANEL.#

Fernando Arbués Gracia*

Inmaculada Villanúa Martín**

1.- Introducción

Los criterios de gestión centrados en la oferta tratan la problemática de los aprovechamientos urbanos de agua desde una perspectiva claramente productivista donde todo se reduce a aumentar las disponibilidades físicas del recurso dando prioridad a las soluciones técnicas. Frente a estos modelos, el principio básico que subyace en todo modelo de gestión de la demanda de agua es, como señala Winpenny (1994), "lograr que una oferta de agua dada se distribuya de la mejor manera posible de acuerdo con su modelo 'óptimo' de uso".¹

Para alcanzar este objetivo, será necesario -aunque no suficiente- que los usuarios del recurso tomen conciencia de que el agua es un bien económico, esto es, escaso y, por lo tanto, valioso. Para alentar entre los usuarios de los recursos hídricos este cambio de mentalidad que resulta tan necesario cuando la economía del agua se encuentra dentro de su fase de madurez, los responsables del servicio de suministro urbano de agua disponen, siguiendo la clasificación de la OCDE (1987), de cuatro grandes líneas de intervención -complementarias entre sí- en torno a las cuales articular las medidas de gestión de la demanda: las regulaciones legales, las medidas tarifarias, las campañas de informativas y/o educativas, y el control de tecnologías e infraestructuras -control operativo-.²

A continuación presentaremos un estudio empírico dirigido a conocer en qué medida las medidas tarifarias pueden promover un uso más eficiente del agua por parte de las familias conectadas al sistema de suministro urbano de la ciudad de Zaragoza. Por este motivo, el objetivo de nuestro estudio será obtener una estimación de la elasticidad-precio de la demanda del agua para los usos residenciales que nos permita evaluar el papel de los precios como instrumento de gestión dentro de este sistema de suministro urbano de agua específico. Para ello, nuestro trabajo se organiza de la siguiente forma: en primer lugar ofreceremos una

Este trabajo está realizado en el marco del proyecto P86/98 financiado por el CONSI+D de la Diputación General de Aragón.

* Departamento de Estructura e Hª Económica y Economía Pública de la Universidad de Zaragoza

** Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Zaragoza.

¹ Winpenny, J. (1994), pág. 27.

descripción general del marco en el que se desarrolla nuestro estudio, así como de las características generales de la muestra utilizada. Posteriormente, describiremos las variables que introducimos en nuestro modelo de demanda y comentaremos los rasgos fundamentales de la técnica de estimación aplicada al mismo. Finalmente presentaremos los resultados de la elasticidad-precio obtenidos.

2.- El marco general del estudio

El ámbito territorial en el que se circunscribe nuestro trabajo empírico es el término municipal de Zaragoza. Situada en la parte central de la cuenca del Ebro, Zaragoza presenta un clima mediterráneo continentalizado -esto es, elevadas temperaturas, con máximas sofocantes, en el periodo estival, e intenso frío en el invierno- con una cierta tendencia a la aparición de periodos de aridez, dado que las lluvias, además de escasas -334 mm. de media anual aproximadamente- presentan una marcada irregularidad intermensual e interanual, con largos periodos de tiempo en los que no se registra ninguna precipitación.

Desde una perspectiva demográfica, la ciudad de Zaragoza ha mantenido una senda de crecimiento sostenido desde principios de siglo, pasando de los 100.291 habitantes censados en el año 1900 a los 601.674 registrados en el Padrón Municipal de 1996. Esta población se encuentra distribuida de manera muy desigual, de modo que en las zonas más céntricas, donde la nota dominante es la edificación en bloque abierto, especialmente en altura -entre seis y doce plantas habitualmente-, se aprecia una mayor densidad de población que en las zonas periféricas y periurbanas, donde predominan las viviendas unifamiliares de baja altura con espacios libres privativos e instalaciones comunitarias, y las edificaciones típicas del medio agrario rural, respectivamente.³

En este contexto que acabamos de describir, Zaragoza se abastece de agua procedente del río Ebro, bien indirectamente a través del Canal Imperial de Aragón, o bien directamente de él, cuando hay obras o se realizan tareas de limpieza en el canal. Aunque en líneas generales la ciudad dispone de una abundancia relativa de agua, su dependencia de una única fuente de suministro la coloca a medio plazo en una situación delicada, dado que el continuo crecimiento de la población ha situado la demanda de agua del conjunto de la ciudad en unos

² En este sentido, *cf.* OCDE (1987), cap.1.

³ Como pone de manifiesto EBROPOLIS (1998) "la vivienda unifamiliar está claramente menos desarrollada que en las ciudades europeas. No hay grandes extensiones de tejido urbano y organizado para vivienda unifamiliar aislada y en hilera" (EBROPOLIS, 1998, pág. 218).

niveles muy elevados, que cada vez se van aproximando más a los límites físicos de su fuente de abastecimiento.

Por último, sólo resta señalar que en el municipio de Zaragoza, el servicio de distribución domiciliaria de agua, en virtud de lo establecido en la Ley de Bases de Régimen Local, lo presta el ayuntamiento bajo la fórmula de gestión directa, por lo que nos encontramos ante un servicio prestado en régimen de monopolio por parte del Sector Público.

3.- Las características de la muestra.

Diversos autores -Schefter y David (1985) o Saleth y Dinar (1997)- insisten en la conveniencia de realizar los estudios empíricos acerca de la demanda de agua con fines residenciales a partir de datos individuales. En consonancia con estas recomendaciones nuestro trabajo se sustenta en un panel de datos correspondiente a una muestra aleatoria de 3.000 usuarios del servicio de suministro domiciliario de agua de Zaragoza. Dicho panel contiene la siguiente información:

1.- Los consumos registrados en los contadores de los domicilios recogidos en la muestra entre el 1 de noviembre de 1995 y 31 de octubre de 1998 -12 lecturas en total-.

2.- El precio unitario abonado por el agua consumida, calculado a partir de las tarifas oficiales recogidas en las correspondientes Ordenanzas Municipales.

3.- El valor catastral de las diferentes viviendas.

4.- El número de residentes registrados en el Padrón Municipal en cada uno de los domicilios.

5.- La disponibilidad de agua caliente central en los edificios de la muestra.

La información relativa al consumo, al valor catastral y al número de residentes por domicilio nos fue facilitada por el Servicio Municipal de Informática del Ayuntamiento de Zaragoza. Por su parte, los datos relativos a la disponibilidad de agua caliente central en los edificios se obtuvo a partir de una encuesta telefónica realizada al efecto. Finalmente, el precio del agua se obtuvo, como ya se ha apuntado, aplicando las tarifas vigentes en cada momento a los datos de consumo.⁴

⁴ El fuerte predominio del corte transversal sobre las series temporales que se aprecia dentro del panel de datos vino dado por las dificultades existentes para obtener un mayor número de registros temporales relativos al consumo de agua, ya que las bases de datos del servicio municipal de informática únicamente almacenaban las doce últimas lecturas registradas en el contador cada usuario, siendo necesario para la obtención de los registros previos un trabajo de procesamiento excesivamente costoso. Por este motivo se decidió compensar la escasez de datos temporales ampliando el espectro espacial de la muestra.

Una vez procesada la información original se procedió a eliminar aquellos elementos de la muestra en los que concurrían alguna de las siguientes circunstancias:

1.- Anomalías en los registros -fundamentalmente, consumos trimestrales negativos- que indicaban una posible avería del contador.

2.- El cambio del contador a lo largo del periodo.

3.- Invariabilidad de las lecturas del contador -o existencia de registros que apenas presentaban variación de un periodo a otro- que denotaban que la vivienda se encontraba habitualmente vacía.

4.- Existencia de anomalías en alguna de las restantes variables -valor catastral, número de residentes y disponibilidad de agua caliente central-.

El resultado fue una importante reducción de la muestra inicial, que pasó a ser de 1.596 individuos. Además, la existencia de un registro duplicado en buena parte de los usuarios de la muestra, motivó la eliminación del mismo, dejando en 11 el número de registros temporales considerados. Estos, una vez realizado el cálculo del consumo mediante la diferencia entre los registros de un periodo con los del anterior quedaron definitivamente reducidos a 10 observaciones correspondientes al periodo 1996-1998. De este modo, el panel pasó de los 36.000 registros que lo conformaban inicialmente -3.000 individuos por 12 observaciones temporales- a los 15.960 con los que finalmente se llevó a cabo el trabajo -1.596 individuos por 10 observaciones temporales-.

4.- El modelo propuesto.

Seguidamente, procederemos a presentar brevemente los aspectos más representativos de las variables que conforman la función de demanda de agua que pretendemos estimar.

1.- El consumo de agua.

El principal inconveniente que nos encontramos a la hora de escoger una especificación concreta para esta variable es que los periodos de lectura de los contadores instalados en los domicilios de los usuarios y que teóricamente tiene un carácter trimestral -92 días de media entre cada revisión del contador- no son del todo homogéneos, ya que en la práctica se encuentran situados en un intervalo que oscila entre los 63 y los 114 días -esto es, entre dos meses y tres meses y medio-.

Por este motivo hemos optado por utilizar como variable endógena el consumo diario de cada uno de los periodos de lectura considerados en el modelo. De esta manera, aunque se pierde realismo, ya que los individuos difícilmente van a ser capaces de conocer con precisión

la cantidad de agua que consumen cada día, ganamos en operatividad, ya que la opción escogida nos permite manejar una muestra de datos referidos a un periodo temporal uniforme.

2.- La renta.

La imposibilidad de acceder a información específica acerca de la renta disponible por parte de cada uno de los individuos que componen la muestra, nos indujo, de acuerdo con lo observado en diferentes trabajos empíricos -Dandy, Nguyen y Davies (1995) o Nieswiadomy y Molina (1989), entre otros-, a utilizar como indicador de esta variable el valor fiscal de la vivienda recogido en el Catastro Urbano. De este modo disponemos de una información a nivel individual que resulta mucho más fiable que la que podemos obtener a partir de los datos agregados sobre la renta disponible recogidos en las estadísticas oficiales.⁵ En cualquier caso, somos conscientes de las limitaciones que posee el valor catastral como referencia de la renta disponible en tanto que viene determinado por una serie de factores estándar establecidos con carácter general -valor del suelo, ubicación del edificio, tipo de construcción, etc.- que pueden dar una imagen equivocada acerca de la capacidad adquisitiva de los usuarios del servicio, ya que no permiten discriminar entre diferentes situaciones aparentemente iguales.

3.- Variables socioeconómicas.

Dentro de nuestro modelo de demanda se han considerado dos variables: el número de personas que residen en la vivienda y una ficticia que representa la disponibilidad de agua caliente central en el edificio -esto es, la existencia de consumos de agua individuales que quedan registrados en un contador comunitario diferente del particular y que, por tanto, no son abonados directamente al ayuntamiento por parte de los usuarios finales-.

4.- El precio.

El precio unitario abonado por el agua consumida en cada uno de los periodos considerados se calcula a partir de las tarifas oficiales recogidas en las Ordenanzas Municipales del Ayuntamiento de Zaragoza

En particular, estas tarifas constan de una parte fija y de un componente variable por tramos de consumo. La cuota fija es un precio público que se debe pagar para tener la posibilidad de disfrutar del servicio de suministro de agua, independientemente de si se hace

⁵ En este sentido, Dandy, Nguyen y Davies (1995) realizaron un contraste para comprobar el grado de fiabilidad de la utilización del valor catastral de la vivienda como variable *proxy* de la renta, obteniendo un coeficiente de correlación

uso de él.⁶ Por su parte, la cuota variable o "importe de consumo" se establece en función del volumen de agua registrado en cada contador, al que se le aplica un precio unitario que se extrae de una tarifa progresiva constituida por 140 tramos de consumo. Así, a diferencia de lo que sucede en las estructuras tarifarias por bloques al uso, donde las unidades situadas en distintos eslabones de consumo tienen precios diferentes para el usuario, en el caso del servicio de suministro de agua de Zaragoza, la tarifa establecida presenta la peculiaridad de que todas las unidades registradas se pagan al mismo precio, que es el que viene dado por el tramo donde se sitúa la última unidad consumida.

Bajo estas condiciones, resulta muy complicado -técnica y económicamente- que los usuarios individuales sean capaces de obtener la información necesaria para conocer con exactitud en cada instante cuál es el precio marginal asociado a su consumo. Ante estas circunstancias hemos considerado, en la línea de lo que proponen Charney y Woodward (1984) y Shin (1985), que los consumidores, al adoptar sus decisiones de consumo, tenderán a utilizar la información acerca del precio menos costosa para ellos que normalmente será la que les proporciona la factura de agua que reciben en sus domicilios periódicamente.⁷ De este modo, la especificación adoptada para la variable precio es el importe total que pagan los individuos por el agua consumida dividida por el número de días del periodo de lectura al objeto de disponer una medida homogénea. Dado que los individuos reciben las facturas del agua seis meses después de la lectura del contador (esto es, con dos lecturas de retraso), la elección de esta caracterización supone que en la práctica estamos utilizando la factura del agua consumida por cada individuo retardada dos periodos (p_{it-2}) y dividida por el número de días comprendido entre las lecturas del contador al objeto de disponer de una variable precio homogénea para todos los usuarios

5.- La estimación del modelo.

de Pearson de 0,9 entre la renta media de los individuos y el valor de su vivienda.

⁶ Como señalan las Ordenanzas Municipales la cuota fija está "integrada por la cuota del servicio (95%), que viene a retribuir una parte de los gastos fijos para el mantenimiento de la red municipal de abastecimiento, y el cargo por contador (5%), que viene a retribuir la parte proporcional al abastecimiento de los gastos de mantenimiento y alquiler de todos los contadores de propiedad municipal". (Ordenanzas Municipales, texto regulador 24-25, art.19.).

⁷ Como señalan Chicoine y Ramamurthy (1986), Foster y Beattie (1981) y Opaluch (1982 y 1984) la variable precio seleccionada debe reflejar la visión que los consumidores tienen de ella. En concreto, la percepción que tienen los individuos de la variable precio depende, según Shin (1985), del grado de conocimiento que éstos poseen de la estructura tarifaria. Los individuos no tienen, habitualmente, capacidad -técnica o económica- para manejar información perfecta de modo que optarán por otras alternativas más accesibles para ellos. De este modo el coste asociado a la obtención de información será, por tanto, el que en última instancia induzca a los consumidores a actuar en función de una u otra caracterización del precio.

En la literatura económica no existe ninguna evidencia que justifique plenamente cuál es la forma funcional más adecuada para la demanda de agua con fines residenciales. En nuestro caso hemos optado por estimar una ecuación de demanda que responde a la siguiente especificación:

$$q_{it} = e^{b_0 + \mathbf{d}p_{it-2} + x'_{it}\mathbf{b}} e^{u_{it}} \quad (1)$$

en términos lineales:

$$\ln q_{it} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{d}p_{it-2} + x'_{it}\mathbf{b} + u_{it} \quad (2)$$

donde \mathbf{b}_0 es el término independiente, \mathbf{d} es el parámetro del precio p_{it-2} , y \mathbf{b} es el vector de parámetros que acompaña al vector de variables x_{it} , que engloba a la renta, al número de componentes de la familia, y a la disponibilidad de agua caliente central. Por su parte, la perturbación u_{it} se descompone de la forma siguiente:

$$u_{it} = \mathbf{m}_i + v_{it}$$

siendo $\mathbf{m}_i \sim \text{IID}(0, \mathbf{S}_m^2)$ y $v_{it} \sim \text{IID}(0, \mathbf{S}_v^2)$, tal como viene definido en Baltagi (1995).

Como podemos apreciar en el modelo (2), se incluye p_{it-2} en el conjunto de variables explicativas. En este contexto, dada la estructura tarifaria vigente en Zaragoza donde el precio está ligado a la cantidad consumida, se observa que:

$$p_{it-2} = f(q_{it-2}) \quad (3)$$

de manera que el modelo (2) es dinámico, aunque la dinamicidad aparezca indirectamente.⁸

Esta circunstancia provoca que la variable p_{it-2} en (2) esté correlacionada con el término de perturbación u_{it} a través de \mathbf{m}_i . En este marco la estimación MCO de los parámetros es a una sesgada e inconsistente, incluso si en v_{it} se cumple la no autocorrelación, tal como señalan Baltagi (1995), Arellano y Bond (1991), y Arellano (1989).

Siguiendo a estos autores, la transformación adecuada para estimar correctamente nuestro modelo consiste en hacer primeras diferencias, esto es:

$$\ln q_{it} - \ln q_{it-1} = \mathbf{d}(p_{it-2} - p_{it-3}) + (x_{it} - x_{it-1})\mathbf{b} + (v_{it} - v_{it-1}) \quad (4)$$

de modo que eliminamos el efecto individual del término de perturbación que causaba la correlación con la variable precio. Además de dicho término, también desaparecen en (4) las variables explicativas exógenas (x), dado que se trata de variables socioeconómicas, que

⁸ En este sentido *cfr.* Blundell, Bond, Devereux y Schiantarelli (1992).

toman el mismo valor para los diferentes periodos de tiempo considerados. Consecuentemente, podemos escribir (4) como:

$$\Delta \ln q_{it} = \mathbf{d} \Delta p_{it-2} + \Delta v_{it} \quad (5)$$

por lo que podremos obtener la estimación de \mathbf{d} , pero no del resto de los parámetros.

Cuando la variable explicativa endógena está retardada un solo periodo se produce una correlación entre ésta -en incrementos- y la perturbación, que obliga a utilizar variables instrumentales. La estimación óptima en estos modelos se obtiene por el denominado Método Generalizado de los Momentos.⁹

Sin embargo, en nuestro caso -en la expresión (5)- no existe correlación entre Δp_{it-2} e Δv_{it} , puesto que no coinciden en ningún retardo, aunque sí existe un problema de autocorrelación en la perturbación.¹⁰

Si intentamos aproximarnos a este procedimiento para el modelo que nos ocupa, en una primera etapa estimaremos (5) por MCG, tomando como matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación (Δv_{it}) $\Omega = \mathbf{s}_v^2 I_N \otimes \mathbf{G}$, de orden $NT \times NT$, donde \otimes indica el producto Kroneker, e I_N la matriz identidad de orden N (número de individuos). Así obtendremos una primera estimación de \mathbf{d} ($\bar{\mathbf{d}}_1$), que será utilizada para calcular los residuos $\Delta \bar{v}_{it}$:

$$\bar{\mathbf{d}}_1 = (\Delta P'_{-2} \Omega^{-1} \Delta P_{-2})^{-1} (\Delta P'_{-2} \Omega^{-1} \Delta \ln q) \quad (6)$$

donde

$$\Delta P'_{-2} = (p_{i2} - p_{i1} \quad p_{i3} - p_{i2} \quad \dots \quad p_{iT} - p_{iT-1})'$$

$$\Delta \ln q' = (\ln q_{i4} - \ln q_{i3} \quad \ln q_{i5} - \ln q_{i4} \quad \dots \quad \ln q_{iT} - \ln q_{iT-1})'$$

Los residuos de la estimación anterior $\Delta \bar{v}_{it} = \Delta \ln q_{it} - \bar{\mathbf{d}}_1 \Delta p_{it-2}$, son utilizados para estimar nuevamente la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación:

⁹ Cfr. Arellano (1989), Arellano y Bond (1991) y Baltagi (1999).

¹⁰ Dado que $v_{it} \sim \text{IID}(0, \mathbf{s}_v^2)$, obtenemos $E[\Delta v_i \Delta v_i'] = \mathbf{s}_v^2 \mathbf{G}$ siendo \mathbf{G} una matriz cuadrada de orden T de la forma

$$\mathbf{G} = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 \end{pmatrix}$$

$$\bar{V}_N = \bar{S}^2 \sum_{i=1}^N \Delta \bar{v}_i \Delta \bar{v}_i' \quad (7)$$

donde \bar{S}^2 es estimado de la forma habitual $\bar{S}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \bar{v}_{it}}{T - K}$.

A partir de aquí, la segunda etapa de la estimación nos lleva a obtener el siguiente estimador para el parámetro del precio:

$$\bar{d} = \left(\Delta P_{-2}' \bar{V}_N^{-1} \Delta P_{-2} \right)^{-1} \left(\Delta P_{-2}' \bar{V}_N^{-1} \Delta \ln q \right)$$

(8) y el proceso completo hasta la obtención de \bar{d} puede denominarse “MCG en dos etapas”.

Alternativamente a este procedimiento de estimación, que sigue las mismas pautas establecidas por Arellano y Bond (1991) para la estimación de un panel dinámico, la práctica econométrica habitual cuando un modelo presenta problemas de autocorrelación desconocida, consiste en estimar por MCO en una primera etapa, utilizar los residuos de dicha estimación para obtener una estimación de la matriz de varianzas y covarianzas, y aplicar el procedimiento MCG en una segunda etapa. En términos analíticos, la estimación dada en (6) es sustituida por:

$$\bar{d}_1 = \left(\Delta P_{-2}' \Delta P_{-2} \right)^{-1} \left(\Delta P_{-2}' \Delta \ln q \right) \quad (9)$$

y en la segunda etapa se procede de la misma forma que en (7) y (8).

En nuestro estudio presentaremos los resultados obtenidos por ambos procedimientos de estimación, donde observaremos la similitud entre ambos.

Aunque nuestro interés inicial se centra en conocer el signo y magnitud del coeficiente del precio, el modelo (2) presentaba otras variables explicativas, de carácter socioeconómico, que no aparecen en el modelo en diferencias dado en (5), aunque sí están en el mismo de un modo implícito. Para aproximarnos al valor de los parámetros que acompañan a dichas variables podemos utilizar un método similar al denominado procedimiento “de Durbin en dos etapas”, técnica ampliamente utilizada en modelos lineales cuando existe autocorrelación desconocida. En concreto, conocido \bar{d} , de la ecuación (2) obtenemos:

$$q_{it} - \bar{d} p_{it-2} = x_{it}' \mathbf{b} + e_{it} \quad (10)$$

$$\Delta v_i' = (v_{i4} - v_{i3} \quad v_{i5} - v_{i4} \quad \dots \quad v_{iT} - v_{iT-1}).$$

expresión que se corresponde con un modelo estático de datos de panel, cuya estimación nos permitirá obtener una aproximación a b . Teniendo en cuenta que todas las variables explicativas son efectos individuales en sí mismos, por cuanto ninguna de ellas varía en el tiempo, una forma lógica de estimar (10) es utilizando la muestra total. No obstante, dado el carácter constante de las variables explicativas a lo largo del tiempo, otra alternativa será estimar el modelo utilizando la media temporal (que únicamente afectaría a la variable dependiente).¹¹

Al observar los resultados de las estimaciones propuestas, el estadístico LM revela cierto grado de heteroscedasticidad. Aunque la causa de tal problema es desconocida, la solución al problema requiere evitar la heterogeneidad de los datos. En este sentido, nuestra muestra consta de 1596 familias de Zaragoza, que se dividen en tres zonas diferentes, para cada una de las cuales, la lectura de contador se realiza en un mes diferente. Si dividimos la muestra total en estas tres zonas, y realizamos una estimación diferente para cada una de ellas, en muchos casos, el valor del estadístico LM para contrastar heteroscedasticidad disminuye considerablemente, llegando incluso a aceptar la hipótesis nula de homoscedasticidad cuando realizamos la estimación con la muestra de medias temporales.

6.- Los resultados de la estimación.

Los resultados obtenidos al estimar el modelo de demanda (2) se encuentran recogidos en los cuadros 1, 2 y 3. En concreto, en los cuadros 1 y 2 podemos observar la estimación del parámetro δ -tanto para la ciudad en su conjunto, como para las tres zonas de lectura de contadores existentes en ella- mediante las dos técnicas descritas anteriormente, junto con las correspondientes elasticidades-precio (η) -máxima, mínima y media-.¹²

¹¹ Además de estas dos formas de estimar la especificación anterior, resulta interesante saber si es mejor estimar con toda la muestra, o existen diferencias temporales que hacen más aconsejable realizar una estimación diferente para cada período temporal. En este sentido, podemos contrastar la hipótesis nula de una estimación total, frente a la hipótesis alternativa de realizar una estimación diferente para cada período, a través del estadístico F. El resultado del contraste aconseja, en todos los casos, tratar la muestra en conjunto.

¹² En relación con el parámetro δ debemos recordar que, dada la especificación de la ecuación de demanda inicial (1), éste representa el cambio porcentual que se produce en la cantidad demandada de agua ante una variación unitaria en el precio. Consecuentemente la elasticidad-precio de la demanda (η) se ajustará a la expresión: $\eta = \delta p_{it-2}$.

CUADRO 1
ESTIMACIÓN EN DOS ETAPAS (MCO-MCG)

	$\bar{\delta}$	$\eta_{max.}$	$\eta_{min.}$	$\bar{\eta}$	Var(η)
Estimación total (T=15960)	-0,0015951 (-1190,74022)	-0,0038549	-0,67396	-0,055276	0,0012815
Estimación zona 1 (T=5740)	-0,0010160 (-106,15645)	-0,0024553	-0,42927	-0,035565	0,00059662
Estimación zona 2 (T=6150)	-0,0032408 (-240,28658)	-0,017265	-0,61479	-0,10621	0,0040415
Estimación zona 3 (T=4070)	-0,0010111 (-168,76767)	-0,012753	-0,27088	-0,037408	0,00058047

CUADRO 2
ESTIMACIÓN MCG EN DOS ETAPAS

	$\bar{\delta}$	$\eta_{max.}$	$\eta_{min.}$	$\bar{\eta}$	Var(η)
Estimación total (T=15960)	-0,0015509 (-3413,4947)	-0,0037480	-0,65528	-0,053744	0,0012115
Estimación zona 1 (T=5740)	-0,0011164 (-218,30219)	-0,0026979	-0,47168	-0,039079	0,00072033
Estimación zona 2 (T=6150)	-0,0020435 (-78,91894)	-0,010886	-0,38765	-0,066971	0,0016068
Estimación zona 3 (T=4070)	-0,0016060 (-137,92072)	-0,020256	-0,43025	-0,059418	0,0014645

En ellos podemos apreciar como el parámetro tiene signo negativo en consonancia con las demandas normales donde cantidad y precio presentan una relación inversa. Así pues, los usuarios residenciales de la ciudad de Zaragoza ante una subida en su factura del agua responderán reduciendo su consumo, si bien como ponen de manifiesto las elasticidades-precio estimadas esta respuesta será en un porcentaje menor, ya que en todos los casos presentados éstas son en valor absoluto inferiores a la unidad -demanda inelástica-.

Por su parte, en el cuadro 3 se recogen las estimaciones de los parámetros correspondientes a las restantes variables incluidas en el modelo original (1) -la renta (\hat{b}_1); el número de residentes en la vivienda (\hat{b}_2); la disponibilidad de agua caliente central en el edificio (\hat{b}_3)- así como del término independiente (\hat{b}_0).

CUADRO 3

ESTIMACION DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO INICIAL^(*)

	\hat{b}_0	\hat{b}_1	\hat{b}_2	\hat{b}_3	R^2
Estimación total (T=15960)	-1.9889 (-60.3133)	0.2148 10 ⁻⁷ (5.7849)	0.2628 (30.2485)	-0.1661 (-7.1155)	0.3927
Estimación zona 1 (T=5740)	-2.03361 (-40.2020)	0.1489 10 ⁻⁷ (2.6773)	0.2749 (19.8963)	-0.1037 (-2.6867)	0.4285
Estimación zona 2 (T=6150)	-1.9868 (-32.6607)	0.3697 10 ⁻⁷ (4.5269)	0.2509 (17.1774)	-0.2443 (-6.4577)	0.3695
Estimación zona 3 (T=4070)	-1.96044 (-29.1532)	0.1795 10 ⁻⁷ (2.8897)	0.260266 (14.6516)	-0.1315 (-2.7734)	0.3707

(*) Excepto el parámetro del precio (δ).

A la luz de los resultados obtenidos podemos destacar cómo la renta -aproximada a través del valor catastral-, aunque, en consonancia con otros estudios -Dandy, Nguyen y Davies (1997), Hansen (1996) o Nieswiadomy y Molina (1989), por citar algunos ejemplos- posee una relación directa sobre el consumo de agua -tal y como muestra el signo positivo de β_1 - ésta es muy reducida, como indica el valor estimado del parámetro -estadísticamente significativo, como se deduce del valor del t-ratio aunque muy próximo a cero en todos los casos-.

Así mismo, el número de residentes genera también un efecto positivo sobre el consumo de agua de las familias, lo cual concuerda claramente tanto con los resultados estimados en otros trabajos empíricos -Howe y Linaweaver (1967), Hanke y De Maré (1984) o Nieswiadomy (1992), por ejemplo- como con lo esperado a partir de un simple ejercicio de lógica.

Por su parte, la estimación del parámetro correspondiente a la variable *dummy* que nos indicaba la existencia o no de agua caliente central en el edificio (β_3), presenta en todos los casos signo negativo lo cual se corresponde con nuestra previsión inicial acerca de que la existencia de un abastecimiento de agua caliente “paralelo” al que proporciona el servicio municipal de suministro de agua y que se refleja en el contador individual de cada usuario, promueve una disminución de los consumos registrados en estos contadores ya que parte del agua que se utiliza -especialmente en los meses de invierno- se obtiene a partir del sistema de abastecimiento “comunal” instalado en el edificio.

7.- Consideraciones finales.

La estimación de la función de demanda de agua en la ciudad de que hemos realizado a partir de un panel de datos nos permite observar cómo a pesar de que la estructura tarifaria establecida por el municipio hace que los consumidores reaccionen a una subida de los precios disminuyendo su consumo -tal y como muestra el signo del parámetro δ recogido en los cuadros 1 y 2-, dicha respuesta es muy limitada en tanto que la elasticidad se sitúa en valor absoluto por debajo de la unidad.

En este contexto de demanda inelástica resulta evidente que la capacidad que ofrecen las políticas de demanda basadas exclusivamente en los precios para promover un uso eficiente del agua es muy limitada. La explicación a esta circunstancia la encontramos ante todo en la combinación de tres elementos: en primer lugar porque el agua constituye un bien de primera necesidad –como denota el valor estimado de b_1 - ofertado en régimen de monopolio –lo que impide a los usuarios cambiar de proveedor-; en segundo lugar porque los individuos no disponen de buenos sustitutivos para muchos de los usos residenciales del agua –higiene personal, limpieza, etc.-; y en tercer lugar por el reducido porcentaje que representa la factura del agua en relación con la renta disponible de las familias. En este contexto, salvo que suba el precio en una cuantía considerable los individuos no se verán incentivados a reducir el consumo ya que seguirán considerando la factura del agua como un “gasto menor”, esto es, poco significativo -al menos en términos cuantitativos-. Sin embargo, una subida excesiva del precio que permitiese mejorar la sensibilidad de la demanda ante cambios en él, aunque aumentaría la eficiencia en el uso del agua por parte de las familias, provocaría problemas desde el punto de vista de la equidad ya que muchos individuos de rentas bajas verían dificultado su acceso a un bien indispensable como es el agua viendo así disminuir su calidad de vida -peores condiciones higiénicas, mala alimentación, etc.-.

Así pues, podemos concluir señalando que si bien la utilización de las medidas tarifarias puede ayudar a racionalizar el uso del agua por parte de los usuarios de las ciudades si se desea realmente lograr el “modelo óptimo de uso” al que se refiere Winpenny (1994) estas actuaciones deberán ser completadas con otras actuaciones como campañas educativas e informativas orientadas a concienciar a la población acerca de la escasez real del recurso, programas de incentivos a la utilización de tecnologías ahorradoras de agua o bien medidas dirigidas a mejorar la eficiencia del sistema de distribución evitando fugas o tomas ilegales.

8.- Bibliografía.

Arellano, M. (1989), “A note on the Anderson-Hsiao estimator for panel data”, *Economics Letters*, 31, págs. 337-341.

Arellano, M. y Bond, S. (1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, 58, págs. 277-297.

Ayuntamiento de Zaragoza (1996, 1997 y 1998), *Ordenanzas Municipales*, Ayuntamiento de Zaragoza, Zaragoza.

Baltagi, B.H. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley and Sons, Chichester.

Blundell, R., Bond, S., Devereux, M. y Schiantarelli, F. (1992), “Investment and Tobin’s q: evidence from company panel data”, *Journal of Econometrics*, 51, págs. 233-257.

Charney, A.H. Y Woodard, G.C. (1984), “A Test of Consumer Demand Responses to Water Prices: Comment”, *Land Economics*, 60, 4, págs. 414-416.

Dandy, G., Nguyen, T. y Davies, C. (1997), “Estimating Residential Water Demand in the Presence of free Allowances”, *Land Economics*, 73, 1, págs. 125-139.

EBRÓPOLIS (1998), “Plan estratégico de Zaragoza y su área de influencia”, EBRÓPOLIS, Zaragoza.

Foster, H.S. y Beattie, B.R. (1981), “On the Specification of Price in Studies of Consumer Demand under Block Price Scheduling”, *Land Economics*, 57, 4, págs.624-629

Hanke, S.H. y de Maré, L. (1984), “Municipal Water Demands”, en Kindler, J. Y Russell, C.S. (eds.) (1984), *Modelling Water Demands*, Academic Press, Londres.

Hansen, L.G. (1996), “Water and Energy Price Impacts on Residential Water Demand in Copenhagen”, *Land Economics*, 72, 1, págs. 66-79.

Howe, C.W. y Linaweaver, F.P. (1967), “The Impact of Price on Residential Water Demand and Its Relation to System Design and Price Structure”, *Water Resources Research*, 3, 1, págs. 13-32.

Nieswiadomy, M.L. (1992), “Estimating Urban Residential Water Demand: Effects of Price Structure, Conservation, and Education”, *Water Resources Research*, 28, 3, págs. 609-615.

Nieswiadomy, N.M. y Molina, D.J. (1989), “Comparing residential water demands estimates under decreasing and increasing block rates using household data”, *Land Economics*, 65, 3, págs. 280-289.

OCDE (1987), *Pricing Water Services*, OCDE, París.

Saleth, R.M. y Dinar, A. (1997), *Satisfying Urban Thirst*, World Bank Technical Paper n° 395, Banco Mundial, Washington.

Shin, J.-S. (1985), “Perception of price when price information is costly: evidence from residential electricity demand”, *Review of Economics and Statistics*, 67, 4, págs. 591-598.

Schefter, J.E. y David, E.L. (1985), “Estimating Residential Water Demand under Multi-Part Tariffs Using Aggregate Data”, *Land Economics*, 61, 3, págs. 272-280.

Taylor, L.D. (1975), “The demand for electricity: a survey”, *The Bell Journal of Economics*, 6, 1, págs. 74-110.

Winpenny, J. (1994), *Managing Water as an Economic Resource*, Routledge, Londres.