

LA DEMANDA DE AGUA POTABLE EN MÉXICO: ESTIMACIONES PRELIMINARES

LUIS MIGUEL GALINDO* Y
JOSÉ LUIS MONTESILLO**

INTRODUCCIÓN

El rápido deterioro y el agotamiento de los recursos acuíferos del país en las últimas décadas ha llevado al desarrollo de una creciente conciencia de que el agua es un bien escaso y, por tanto, a plantearse la búsqueda de alternativas para solucionar este problema. La teoría económica contiene diversas alternativas para solucionar estos problemas (Boiteux, 1996), las cuales abarcan desde el uso de una regulación ambiental más estricta hasta la utilización de instrumentos económicos orientados a la solución de problemas ambientales (Cropper y Oates, 1992 y Baumol y Oates, 1982).

Manuscrito recibido en agosto de 1997; versión final, octubre de 1998.

* Profesor de la Facultad de Economía de la UNAM. Correo electrónico: galaliza@servidor.unam.mx

** Investigador del Instituto Mexicano de Tecnología del Agua (IMTA). Agradecemos los comentarios de Eduardo Donath, Enrique Salinas, Ignacio Perrotini, a los diversos participantes al seminario sobre economía ambiental en la Facultad de Economía de la UNAM, así como las sugerencias de dos dictaminadores anónimos de *Investigación Económica*.

El fundamento teórico de la utilización de instrumentos económicos consiste en asumir que los procesos económicos generan contaminantes que son arrojados al medio ambiente sin un costo para el productor privado pero sí para la sociedad (externalidades negativas). De este modo, cada agente realiza sus actividades económicas hasta el punto en que su ingreso marginal es cero sin considerar los costos sociales que ello implica (Raucher, 1986). Un impuesto Pigou que penalice a las actividades contaminantes permite entonces que los agentes económicos enfrenten una curva de costos que incluya a los sociales o externalidades negativas y permita alcanzar un punto de equilibrio en la producción (Cropper y Oates, 1992).

El objetivo principal de este trabajo es estimar las elasticidades ingreso y precio de la demanda de agua potable y determinar las condiciones en las que puede utilizarse un impuesto para regular su consumo. Desde luego los resultados de este estudio deben de tomarse con extrema precaución ya que sólo representan estimaciones preliminares dadas las dificultades para conseguir la información y la necesidad de utilizar variables únicamente aproximadas. El trabajo se divide en tres secciones. La primera incluye el marco teórico a utilizar; la segunda, presenta la evidencia empírica, y la tercera sección incluye algunas conclusiones y consideraciones generales.

MARCO TEÓRICO

El consumo de agua potable puede modelarse como la demanda de cualquier otro bien. En efecto, la teoría económica convencional argumenta que la demanda de agua potable es entonces función de las preferencias individuales sujeta a la conocida restricción presupuestal (Varian, 1984 y Deaton y Muellbauer, 1980). Esto puede representarse formalmente como:

$$\max U = U(X, Q) \quad [1]$$

sujeto a:

$$Y = \sum^i p_i x_i \quad [2]$$

donde U representa la utilidad del consumidor, X el vector del conjunto total de bienes disponibles, Q incluye los niveles de contaminación y degradación ambiental, Y es el ingreso total y p_i los precios del total de mercancías.¹ Así, la solución al problema de maximización de la utilidad del consumidor lleva a las conocidas demandas marshallianas definidas para el caso del agua como:

$$q = f(y, p_i) \quad [3]$$

donde q representa el consumo del agua y en donde se supone separabilidad débil en las funciones de demanda y funciones homogéneas de grado cero en precios.² La especificación empírica más utilizada para analizar la demanda de bienes de consumo considerando series históricas se define (Deaton y Muellbauer, 1980) como:

$$q_i = \beta_0 + \beta_1[y_t/p_t] + \sum \varepsilon_{ik}[p_i/p_t] + u_t \quad [4]$$

donde q_i representa el consumo total de agua potable en el país,³ (y_t/p_t) el ingreso real, base 1980, como una aproximación del gasto total y (p_i/p_t) el precio relativo del agua. Bajo el supuesto de que no existen bienes sustitutos para el agua potable puede entonces estimarse la ecuación [4] considerando exclusivamente al ingreso real y al precio relativo del agua.

La estimación de esta ecuación requiere el uso de métodos econométricos que consideren el orden de integración de las series y el posible problema de regresión espuria (Granger y Newbold, 1974). Existen, sin embargo, estudios anteriores sobre las elasticidades ingreso y precio del

¹ Para una presentación general de la inclusión de la calidad ambiental en la función de utilidad véase Cropper y Oates (1992).

² Esto es, la cantidad de agua demandada es independiente de la cantidad demandada de otros bienes (Varian, 1984).

³ El consumo de agua potable comprende al consumo de los hogares y el de algunas empresas que están conectadas a la red de distribución (INEGI, 1994).

agua con base en otros métodos de estimación, tales como modelos de ecuaciones simultáneas (Montesillo, 1996) o modelos dinámicos (Donald, 1986 y Nieswiodomy, 1989 y 1991) o con especificaciones más complejas (Chicane, *et al.*, 1986 y 1996).

El procedimiento de Johansen (1988) permite obtener un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para analizar la presencia de cointegración entre las series y además estimaciones insesgadas que permiten analizar las condiciones de exogeneidad del modelo. Las pruebas de exogeneidad son indispensables para conocer las condiciones bajo las cuales el modelo econométrico en cuestión puede utilizarse para realizar inferencias estadísticas válidas, pronósticos y simulaciones de política económica (Ericsson e Irons, 1994). En efecto, Ericsson (1994) argumenta que sin las condiciones de exogeneidad adecuadas es imposible utilizar algunas de las variables incluidas en el modelo como instrumentos de política económica.

El procedimiento de Johansen se basa en el uso del VAR que permite describir el comportamiento estocástico de los datos y derivar los estadísticos de prueba para analizar la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables consideradas. De este modo, el VAR puede representarse como:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + u_t \quad [5]$$

donde X_t es un vector de p dimensiones que incluye a todas las variables relevantes.⁴ La ecuación [5] puede entonces representarse en la forma de corrección de errores (Johansen, 1988 y 1995) tal como:

$$\Delta X_t = \sum \gamma_i \Delta X_{t-i} + P_0 X_{t-m} + u_t \quad [6]$$

En caso de que las variables incluidas inicialmente en el vector X_t sean I (1) entonces las series en ΔX_t son estacionarias I (0), por tanto, el sistema sólo está balanceado cuando $P_0 X_{t-m}$ es I (0). Esta última condi-

⁴ Por simplicidad no se representan por separado variables *dummys* y la posible presencia de un término constante o de tendencia.

ción se obtiene en caso de que la combinación lineal de las series incluidas en X_{t-m} cointegren. Esta condición sólo es posible si el rango de P_0 no es completo. Esto es, que el rango de $(P_0) = p < n$. El rango de P_0 es estimado en el procedimiento de Johansen utilizando el método de máxima-verosimilitud y de variables canónicas⁵ (Johansen, 1995).

La matriz P_0 puede desagregarse en dos matrices conocidas como $P_0 = \alpha\beta'$ donde β' representa los multiplicadores de largo plazo y son los coeficientes de ponderación de los desequilibrios de largo plazo en cada una de las ecuaciones del VAR, (Johansen, 1988 y 1995). De este modo en caso de que los coeficientes α sean cero para un subconjunto de ecuaciones del VAR, entonces las variables no endógenas de la ecuación puede considerarse que satisfacen la condición de exogeneidad débil. El estadístico de prueba de la exogeneidad débil se basa en una razón de máxima-verosimilitud entre el VAR sin restricciones y aquel restringido asumiendo la exogeneidad débil y se distribuye como una chi cuadrada (Johansen y Juselius, 1990 y Johansen y Juselius, 1992 y Galindo, 1997):

$$N \sum_i^r \ln \left[\frac{(1 - \gamma_1)}{(1 - \gamma_2)} \right] = \chi^2(rp) \quad [7]$$

donde N representa el número de datos, γ_1 es la raíz característica máxima del VAR con restricciones y γ_2 es la raíz característica máxima del VAR sin restricciones, r es el número de vectores de cointegración, p el número de parámetros.

EVIDENCIA EMPÍRICA

La base de datos utilizada en este trabajo se deriva de observaciones anuales de 1970 a 1993 y pretende aproximar lo mejor posible las varia-

⁵ El método de regresión en el caso de un rango reducido utilizando una función de máxima-verosimilitud fue originalmente desarrollado por Anderson en 1951 y aplicado a procesos estacionarios por Vela y Reinsel en 1987 y a series no estacionarias por Johansen en 1988. Véase para un resumen de esta historia Johansen, (1995).

bles a considerar. El consumo de agua potable (ca_t) fue aproximado por el producto de este sector asumiendo la igualdad entre oferta y demanda, la variable de gasto fue aproximada por el producto interno bruto a precios constantes (y_t), el precio del agua por el índice de precios del sector (pa_t) y los precios generales por el índice de precios al consumidor (p_t). Las pruebas de raíces unitarias de Dickey Fuller Aumentada (Dickey y Fuller, 1981) y de Phillips Perron (1988), sintetizadas en el cuadro 1, indican que el consumo del agua y el ingreso son variables no estacionarias de orden I (1) mientras que los índices de precios son no estacionarios de orden I (2) y la razón de estos (pra_t) es I (1).

Cuadro 1. *Pruebas de raíces unitarias*

Variable	ADF(1)	PP(1)
ca_t	4.51	6.95
Δca_t	-1.35	-2.35*
y_t	1.83	3.36
Δy_t	-2.33*	-2.31**
pra_t	0.08	13.48
Δpra_t	-2.96	2.71*
p_t	0.76	4.457
Δp_t	-0.653	-1.044
$\Delta \Delta p_t$	-4.229**	-6.197**
pa_t	2.79	4.37
Δpa_t	1.34	-2.42*
$\Delta \Delta pa_t$	-5.13**	-8.88**

Notas: ADF(1) = Prueba Dickey Fuller aumentada con un rezago para corregir posibles problemas de autocorrelación. PP(1) = Prueba Phillips Perron con un rezago por posibles problemas de autocorrelación. * = 10% de significancia; ** = 5% de significancia; *** = 1% de significancia.

Los resultados de las pruebas de orden de integración confirman la necesidad de utilizar estimaciones basadas en métodos de cointegración.

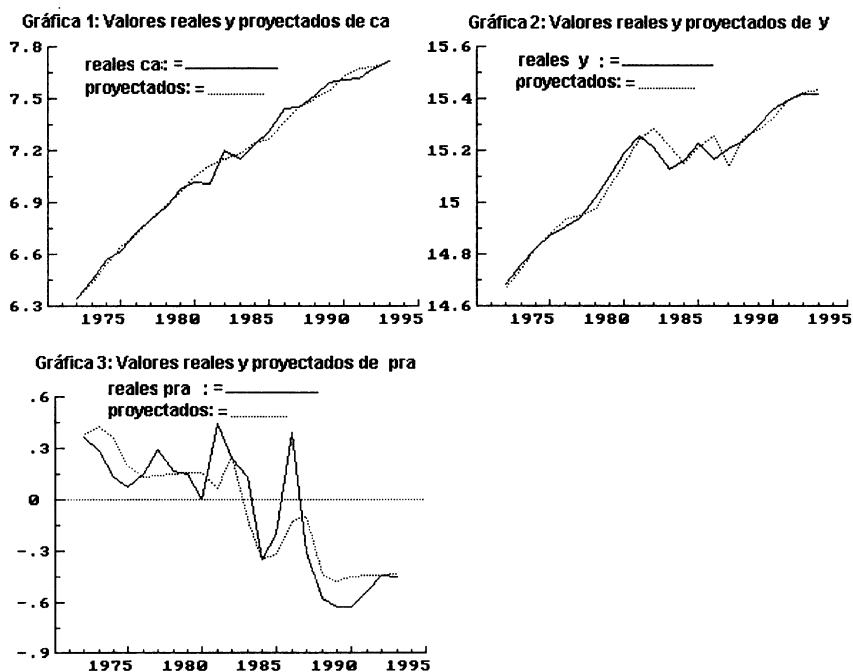
Con este propósito se procedió a especificar un modelo de vectores autorregresivos (VAR) sin restricciones de acuerdo con el procedimiento de Johansen (Johansen, 1995). La especificación utilizada incluye exclusivamente al consumo de agua (ca_t), al producto interno bruto (y_t) y a los precios relativos (pra_t) atendiendo a que el agua es un bien de consumo absolutamente indispensable. De este modo el VAR estimado puede escribirse como:

$$\begin{aligned} ca_t &= \sum \alpha_{t,i-1} ca_{t-i-1} + \sum \beta_{t,i} y_{t-i} + \sum \delta_{t,i} pra_{t-i} + u_{1t} \\ y_t &= \sum \alpha_{t,i} ca_{t-i} + \sum \beta_{t-i-1} y_{t-i-1} + \sum \delta_{t-i} pra_{t-i} + u_{2t} \\ pra_t &= \sum \alpha_{t,i} ca_{t-i} + \sum \beta_{t,i} y_{t-i} + \sum \delta_{t-i-1} pra_{t-i-1} + u_{3t} \end{aligned} \quad [8]$$

El VAR estimado tiene propiedades estadísticas satisfactorias. En efecto, el modelo no presenta evidencia de autocorrelación o heteroscedasticidad; asimismo no se rechaza la prueba de normalidad en los errores en las dos primeras ecuaciones (cuadro 2).⁶ Los coeficientes de correlación ente las variables reales y las proyectadas (cuadro 3) indican que el modelo tiene un alto poder explicativo, ya que estos estadísticos son de 0.99 y 0.98 para el consumo, el agua y el ingreso y disminuye a 0.85 con referencia al comportamiento de los precios relativos. En efecto, las gráficas 1, 2 y 3 permiten observar que los valores reales y los estimados por el VAR tienen un comportamiento muy similar.

Estos resultados indican que los residuales del modelo no muestran ningún patrón sistemático, por tanto, puede considerarse que el modelo o la parte sistemática contiene toda la información disponible y representa entonces una buena aproximación del proceso generador de información (Spanos, 1986).

⁶ La prueba de Jarque-Bera para normalidad es rechazada en la ecuación de precios. Este resultado es consecuencia de que el agua es un bien administrado y que su precio (tarifa) no lo fija el mercado, por lo que presenta movimientos bruscos que se reflejan en la presencia de errores extremos.



Cuadro 2. Pruebas estadísticas en el VAR

Prueba estadística	ca_t	y_t	pr_t
Autocorrelación			
$LM(1-2); F(2, 14)$	0.003[0.956]	0.26[0.610]	1.14[0.301]
Heteroscedasticidad			
$ARCH(6); F(1, 14)$	0.086 [0.77]	0.03[0.850]	0.95[0.343]
Normalidad			
$JB, X^2(2)$	5.27 [0.07]	8.44[0.014]*	3.38[0.184]
White			
$X^2(12)$	9.154 [0.68]	9.32[0.674]	15.82[0.199]

Notas:

 LM : Prueba de multiplicador de Lagrange; $ARCH$: Prueba de heteroscedasticidad autorregresiva de los errores; $WHITE$: Prueba de mala especificación con el cuadrado de los errores;

JB: Prueba de normalidad de Jarque-Bera;
Periodo: 1970-1993.

Cuadro 3. *Correlación de valores actuales y estimados*

ca_t	y_t	pra_t
0.99	0.98	0.85

Notas: Periodo 1970-1993.

La estimación de un vector de cointegración con base en el procedimiento de Johansen (1988) (las raíces características se reportan en el apéndice) indica la presencia de al menos un vector de cointegración. Este resultado es bastante sólido considerando que no obstante el reducido número de datos se rechaza la hipótesis de cero vectores de cointegración incluso a 1% de significancia estadística tanto por la prueba de la traza como de la raíz característica máxima.

Cuadro 4. *Estadísticos del procedimiento de Johansen*

H_0 : rango= p	$-T\log(1-\lambda_i)$	$T-nm$	95%	$-T\lambda\log(1-\lambda_{p+1})$	$T-nm$	95%
$p == 0$	27.28**	19.84*	17.9	36.17**	26.31*	24.3
$p \leq 1$	8.86	6.44	11.4	8.891	6.466	12.5
$p \leq 2$	0.03	0.02	3.8	0.03	0.02	3.8

Notas:

*(**) Rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%) de significancia;

p = número de vectores de cointegración;

$-T\log(1-\lambda_i)$: Prueba de la traza;

$-T\lambda\log(1-\lambda_{p+1})$: Prueba de la raíz característica;

Número de rezagos utilizados en el análisis (2).

Normalizando al vector de cointegración como una ecuación de demanda se obtienen coeficientes con un valor y signo consistente con la teoría económica:

$$ca_t = 0.53y_t - 0.08pra_t \quad [9]$$

La ecuación [9] indica que la elasticidad ingreso es positiva pero menor a uno. Este valor sugiere que el agua es un bien inferior ya que su consumo se eleva menos que proporcionalmente al crecimiento del ingreso (Deaton y Muellbauer, 1980). Por su parte se observa una elasticidad precio negativa y particularmente baja.

Las pruebas de razón de máxima-verosimilitud sobre el valor de los parámetros están sintetizadas en el cuadro 5. Estos resultados deben tomarse con precaución considerando el reducido número de datos disponibles para el análisis. Estas pruebas confirman que el consumo de agua crece menos que proporcionalmente al aumento del ingreso ($\beta_1 = 1$). En este sentido, puede rechazarse entonces la hipótesis del agua como un bien de lujo. Asimismo, los resultados sugieren que no puede rechazarse la hipótesis nula de que la demanda de agua no es sensible al comportamiento de los precios relativos ($\beta_2=0$). Sin embargo, esto puede explicarse por la escasa potencia de las pruebas como resultado del reducido número de grados de libertad, así como de la existencia de un vector de cointegración entre el agua y el ingreso.

Cuadro 5. *Pruebas de razón de máxima-verosimilitud en el procedimiento de Johansen*

$\beta_1=1$	$\beta_2=0$
$\chi^2(2)=10.22(0.060)**$	$\chi^2(2)=0.48(0.748)$

Nota: La prueba se distribuye como una chi-cuadrada con dos grados de libertad.

El análisis econométrico realizado no rechaza la prueba de exogeneidad débil [$\chi^2(2)=5.30[0.070]$] lo que indica que tanto el ingreso como los precios relativos son variables exógenas al sistema y pueden obtenerse inferencias estadísticas válidas del modelo en cuestión y desde luego modelar al agua como la variable endógena (Ericsson, 1994).

El teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987) permite entonces utilizar al vector de cointegración obtenido como mecanismo de corrección de errores en el procedimiento de lo general a lo específico (Hendry, 1995). Las estimaciones del modelo estadístico general permiten reportar los siguientes resultados:

$$\Delta ca_t = 0.38\Delta ca_{t-1} - 0.13\Delta y_t + 0.76\Delta y_{t-1} - 0.08\Delta pra_t + 0.007\Delta pra_{t-1} - 0.86ecm_{t-1} \quad [10]$$

(t) (1.59) (-0.13) (0.76) (-1.29) (0.14) (-1.84)

$$R^2 = 0.66$$

Autocorrelación:

Multiplicador de Lagrange: $LM(1): F(1,14) = 1.28[0.275]$

Heteroscedasticidad:

$ARCH: F(1,13) = 0.08[0.773]$

Normalidad:

Jarque-Bera: $X^2(2) = 3.48[0.174]$

Periodo de estimación: 1973-1993

La metodología de lo general a lo específico (Hendry, 1995) permite entonces obtener el modelo econométrico final definido como:

$$\Delta ca_t = 0.39\Delta ca_{t-1} + 0.63\Delta y_{t-1} - 0.07\Delta pra_t - 0.91ecm_{t-1} \quad [11]$$

(t) (1.76) (1.99) (-1.40) (-2.13)

$$R^2 = 0.66$$

Autocorrelación:

Multiplicador de Lagrange: $LM(1): F(1,16) = 0.84[0.371]$

Heteroscedasticidad:

$ARCH: F(1,15) = 0.22[0.638]$

Normalidad:

Jarque-Bera: $X^2(2) = 5.15[0.076]$

Periodo de estimación: 1973-1993

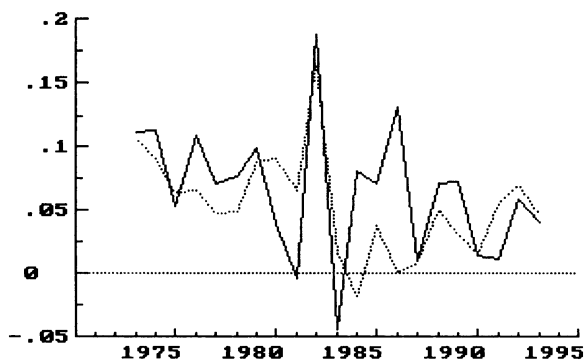
La ecuación [11] representa una aproximación adecuada al proceso generador de información (Spanos, 1986). En efecto, el coeficiente de determinación indica que los datos proyectados pueden simular satisfactoriamente el comportamiento real de la información. Esto se confirma en la gráfica 4 en donde se observa que los datos proyectados por el modelo y los datos reales son muy parecidos. Tampoco existe evidencia de autocorrelación o heteroscedasticidad y no se rechaza la hipótesis de normalidad en los residuales. El coeficiente del mecanismo de corrección de errores es negativo entre cero y menos uno y estadísticamente significativo. Este resultado es consistente con la teoría económica e indica que dado que el valor del coeficiente es cercano a uno de modo que prácticamente todo el ajuste se realiza en un año (Engle y Granger, 1987).

Las estimaciones al modelo por métodos recursivos indican asimismo la presencia de una fuerte estabilidad estructural. En efecto, las pruebas —gráfica 5—, muestran que los residuales no rompen las bandas de rechazo; también, las pruebas de Chow de un paso adelante y atrás indican que tampoco rechazan las hipótesis nulas de estabilidad en los parámetros. Finalmente, la prueba de Chow recursiva muestra también una relativa estabilidad estructural considerando que rompe la región de rechazo para un solo año del periodo de muestra.

Estos resultados indican que es posible construir un modelo econométrico para simular y proyectar el comportamiento del agua que contengan elasticidades reportadas en la ecuación [9]. Estas sensibilidades de respuesta del consumo del agua al ingreso y los precios relativos plantean limitaciones a las políticas económicas a instrumentar.

Gráfica 4. Valores reales y proyectados dca

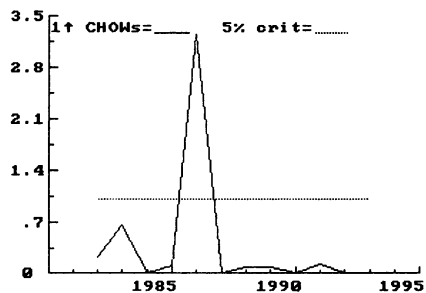
real dca . = _____ proyectados =



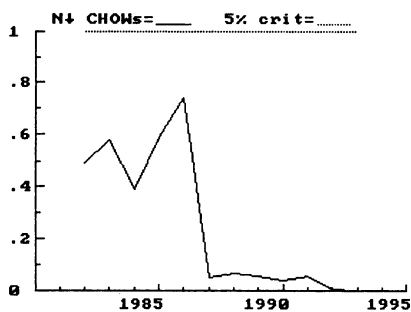
Gráfica 5: Estimaciones recursivas



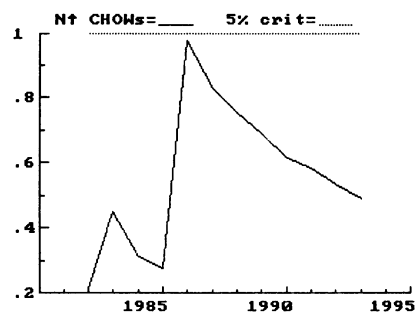
Gráfica 6: Estimaciones recursivas



Gráfica 7: Estimaciones recursivas



Gráfica 8: Estimaciones recursivas



CONCLUSIONES Y COMENTARIOS GENERALES

Los resultados de este estudio indican que el consumo del agua potable en México puede modelarse como la demanda de cualquier otro bien. Así, la demanda de agua potable es una función positiva del ingreso y negativa del precio relativo de ésta. La elasticidad ingreso es menor que uno lo que es confirmado por la prueba de razón de máxima-verosimilitud. Ello confirma que el agua es un bien de consumo básico. Por su parte, la elasticidad precio es negativa pero muy cercana a cero e incluso la prueba de razón de máxima-verosimilitud no rechaza la hipótesis nula de un coeficiente estadísticamente insignificante. Estos valores imponen restricciones importantes al uso del precio relativo (tarifa) como un instrumento económico para controlar el consumo de agua potable en México. Esto es, el consumo de agua tenderá a aumentar incluso en un escenario de moderado crecimiento económico como consecuencia de la baja elasticidad precio.

Las pruebas de exogeneidad débil indican que pueden utilizarse como variables exógenas a la demanda de agua potable el ingreso y el precio relativo. Esto sugiere que es posible utilizar al precio relativo como una variable de política económica para controlar el consumo del agua.

Los resultados obtenidos indican que si bien el precio relativo cumple con las condiciones estadísticas necesarias para utilizarse como un instrumento de política económica; sin embargo, la baja elasticidad del precio limita su capacidad de incidencia. En efecto, la fuerte estabilidad estructural de los parámetros sugiere que es posible utilizar al precio relativo como un instrumento de política ya que las modificaciones en el precio implican una magnitud de respuesta del consumo similar a la estimada por el parámetro, lo que permite realizar simulaciones. Sin embargo, las simulaciones realizadas sugieren que están limitadas las posibilidades para controlar el consumo de agua. De este modo, es indispensable que se instrumenten medidas que permitan incidir en la magnitud de la elasticidades ingreso y precio. En el primer caso, tratando de disminuir su dependencia del ingreso; y en el segundo, pretendiendo ele-

var la sensibilidad del consumo a movimientos en el precio. En este sentido es probable que políticas económicas orientadas a modificar las magnitudes de las elasticidades tengan mayor impacto que políticas orientadas a aprovechar las elasticidades actuales.

No obstante estas condiciones no debe descartarse el uso de un impuesto a las descargas en agua doméstica como un instrumento viable de política económica. En efecto, este tipo de impuestos para regular las descargas en agua ha sido relativamente exitoso en países como Holanda (European Environment Commission, 1996).

BIBLIOGRAFÍA

- Baumol, W y W. Oates, *La teoría de la política económica del medio ambiente*, Antoni Bosch, 1982.
- Boiteux, M., "La tarificación de las demandas de punta: aplicación de la teoría de la venta al costo marginal", *Electrónica*, Argentina, 1990.
- Chicoine, D. y G. Ramamurtly, "Evidence on the Specification of Price in the Study of Domestic Water Demand", *Land Economics*, vol. 62, 1996, pp. 26-29.eh.
- Chicoine, D., S. Deller y G. Ramamurtly, "Water Demand Estimation Under Block Rate Pricing: a Simultaneous Equation Approach", *Water Resources Research*, vol. 22, núm. 6, junio, 1986, pp. 859-863.
- Cropper, M. L. y W. E. Oates, "Environmental Economics: a Survey", *Journal of Economic Literature*, vol. XXX, junio, 1992, pp. 675-740.
- Cuthbertson, K., S. Hall y M. Taylor, *Applied Econometric Techniques*, Wiley and Sons, 1992.
- Deaton, A. y J. Muellbauer, *Economics and Consumers Behavior*, Cambridge University Press, 1980.
- Dickey, D. y A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root Econometrics", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, 1981, pp. 1057-1072.

- Donald, A. y B. Billings, "Dynamics Models of Residential Water Demand", *Water Resources Research*, vol. 16, núm. 3, junio, 1980, pp. 476-480.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, 1987, pp. 251-276.
- Ericsson, N. R., "Testing Exogeneity: an Introduction", en N. R. Ericsson y J. S. Irons (ed.) *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994, pp. 3-38.
- Ericsson, N. y J. S. Irons (eds.), *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994.
- European Environment Agency, *Environmental Taxes: Implementation and Environmental Effectiveness*, Copenhagen, Dinamarca, 1996.
- Galindo, L. M., "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna", *Investigación Económica*, vol. LVII, núm. 220, abril-junio, 1997, pp. 97-111.
- Granger, C. W. y P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 53, 1974, pp. 211-244.
- Hendry, D. F., *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, 1995.
- INEGI, *Sistema de cuentas nacionales*, México, 1994.
- Johansen, J. y K. Juselius, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK.", *Journal of Econometrics*, vol. 53, 1992, pp. 211-244.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, núm. 12, 1988, pp. 231-254.
- Johansen, S., "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, junio, núm. 14, vol. 3, 1992, pp. 453-463.
- Johansen, S., *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, 1995.
- Montesillo, J. L., *Determinación de la curva de oferta y demanda del servicio de agua potable en México*, documento de trabajo, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua (IMTA), 1996.

- Nieswiadomy, M. y D. Molina, "A Note on Price Perception in Water Demand Models", *Land Economics*, vol. 16, núm. 3, agosto, 1991, pp. 352-359.
- Nieswiadomy, M. y D. Molina, "Comparing Residential Water Demand Estimates under Decreasing and Increasing Block Rates using Households Data", *Land Economics*, vol. 65, núm. 3, agosto, 1989, pp. 280-289.
- Phillips, P. C. P. y P. Perron, "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, 1988, pp. 335-346.
- Raucher, R., "The Benefits and Costs of Policies Related to Groundwater Contamination", *Land Economics*, vol. 62, núm. 1, febrero, 1986, pp. 31-31.
- Spanos, A., *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press, 1986.
- Varian, H. R., *Microeconomics Analysis*, Norton International Student Edition, 1984.

APÉNDICE

CUADRO 1.a. *Raíces características del análisis de cointegración*

Valor característico λ_i	Rango
0.710	1
0.331	2
0.0014	3