



ECONOMÍA **MANEJO Y** **CONSERVACIÓN** **EN ÁREAS** **PROTEGIDAS** **DE MÉXICO**

VÍCTOR ÁNGEL HERNÁNDEZ TREJO

REYNA MARÍA IBÁÑEZ PÉREZ

RAMÓN VALDIVIA ALCALÁ

COORDINADORES

Universidad Autónoma de Baja California Sur
Universidad Autónoma Chapingo

ECONOMÍA, MANEJO Y CONSERVACIÓN
EN ÁREAS PROTEGIDAS DE MÉXICO



ECONOMÍA, MANEJO Y CONSERVACIÓN EN ÁREAS PROTEGIDAS DE MÉXICO

Víctor Ángel Hernández Trejo
Reyna María Ibáñez Pérez
Ramón Valdivia Alcalá
COORDINADORES

Universidad Autónoma de Baja California Sur
Universidad Autónoma de Chapingo
2019

D. R. © Víctor Ángel Hernández Trejo, Reyna María Ibáñez Pérez, Ramón Valdivia Alcalá, Luz Armenta, Elizabeth Olmos Martínez, Oscar Arizpe Covarrubias, Tsuyoshi Lucero Montañez, Gerzaín Avilés Polanco, Luis Felipe Beltrán Morales, Marco Antonio Almendarez Hernández, Franco Valderrama, Ana Maryury, Marcos Portillo Vázquez, Miguel Ángel Martínez Damián, Antonina Ivanova, Ekaterine A. Ramírez, Pablo Hernández, Diana Treviño Aguilar, Luis Almendarez Hernández, José Alberto Zepeda Domínguez, Adriana Elena Montoya Montes, Manuel Ángeles Villa.

D. R. © Universidad Autónoma de Baja California Sur, Carretera al sur km 5.5, La Paz, BCS

D. R. © Universidad Autónoma Chapingo

Primera edición, 2019

ISBN UABCS: 978-607-8654-07-9

Reservados todos los derechos. Ninguna parte de este libro puede ser reproducida, archivada o transmitida, en cualquier sistema –electrónico, mecánico, de fotorreproducción, de almacenamiento en memoria o cualquier otro–, sin hacerse acreedor a las sanciones establecidas en las leyes, salvo con el permiso escrito del titular del copyright. Las características tipográficas, de composición, diseño, formato y corrección son propiedad de los editores.

Diseño y formación electrónica:

Formas e Imágenes, S.A. de C.V., formaseimagenes@gmail.com

Impreso y hecho en México

Printed and made in México

AGRADECIMIENTOS

Al Fondo Sectorial en Investigación Básica SEP-Conacyt convocatoria 2014-1 por financiar el Proyecto número 241792 titulado “*Identificación y valoración de los servicios ecosistémicos de áreas marinas protegidas en el Golfo de California: una propuesta de cuotas de acceso para fortalecer esquemas de conservación*”, del cual esta obra es producto. A las instituciones participantes: Universidad Autónoma de Baja California Sur; la Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales (SEMARNAT) Delegación Baja California Sur; Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, Universidad Autónoma Chapingo; Colegio de Posgraduados Campus Montecillo y el Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas del Instituto Politécnico Nacional por sus aportaciones a la obra. A los jóvenes investigadores y colegas colaboradores del proyecto, quienes han mostrado que el trabajo conjunto y constancia trae frutos. A la Red de Investigación en Economía Ambiental y a la Organización Civil de Economistas Ambientales del Noroeste, A.C. (OCEANO).

CONTENIDO

INTRODUCCIÓN	11
ÁREAS NATURALES PROTEGIDAS EN BAJA CALIFORNIA SUR	13
Reyna María Ibáñez Pérez Luz Armenta, Elizabeth Olmos Martínez Oscar Arizpe	
VALORACIÓN ECONÓMICA AMBIENTAL DE LOS SERVICIOS RECREATIVOS DEL PARQUE NACIONAL ISLA ISABEL, MÉXICO	37
Víctor Hernández Trejo, Tsuyoshi Lucero Montañez Ramón Valdivia Alcalá	

VULNERABILIDAD SOCIO-AMBIENTAL
POR IMPACTO DE CICLONES TROPICALES
EN UN ÁREA NATURAL PROTEGIDA:
LORETO, BAJA CALIFORNIA SUR, MÉXICO 67

Gerzaín Avilés Polanco
Luis Felipe Beltrán Morales
Marco Antonio Almendarez Hernández

IMPACTO DE LA MEDICIÓN EN EL VOLUMEN
DE AGUA FACTURADA DE USO INDUSTRIAL:
UNA APLICACIÓN PARA LA RESERVA
DE LA BIOSFERA EL VIZCAÍNO,
BAJA CALIFORNIA, MÉXICO 93

Marco Antonio Almendarez-Hernández

VALORACIÓN ECONÓMICA
PARA LAS ÁREAS NATURALES
PROTEGIDAS MARINAS
DEL PARQUE NACIONAL HUATULCO,
OAXACA, MÉXICO 129

Franco Valderrama Ana Maryury
Marcos Portillo Vázquez,
Víctor Hernández Trejo
Miguel Ángel Martínez Damián

CAMBIO CLIMÁTICO Y TURISMO ALTERNATIVO EN LA RESERVA DE LA BIOSFERA EL VIZCAÍNO	161
Antonina Ivanova Ekaterine A. Ramírez Pablo Hernández	
EVALUACIÓN INTEGRAL DEL PARQUE NACIONAL DE CABO PULMO	209
Diana Treviño-Aguilar, Luis Almendarez-Hernández José Alberto Zepeda-Domínguez	
TURISMO EN LOS CABOS, BAJA CALIFORNIA SUR: UN ESTUDIO DE CAPACIDAD DE CARGA	249
Adriana Elena Montoya Montes Reyna Ibáñez-Pérez Elizabeth Olmos-Martínez Manuel Ángeles Villa	

IMPACTO DE LA MEDICIÓN EN EL VOLUMEN DE AGUA FACTURADA DE USO INDUSTRIAL: UNA APLICACIÓN PARA LA RESERVA DE LA BIOSFERA EL VIZCAÍNO, MÉXICO

Marco Antonio Almendarez-Hernández¹

RESUMEN

En México no existen trabajos que hayan abordado los efectos de la medición sobre el volumen de agua facturada en el sector industrial. Las razones se deben a que es un uso de bajo consumo en comparación con el uso agrícola y el uso residencial, no solamente nacional sino también a nivel global. Sin embargo, el uso industrial no deja de ser un sector prioritario en cuanto a la necesidad de abastecimiento, puesto que requiere de agua para insertarla como insumo en sus cadenas de producción. La ausencia de medición en las tomas de agua de los usuarios ocasiona que adopten conductas de consumo que perjudican la disponibilidad de la misma, agravándose aún más este asunto en

¹ Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste

regiones áridas, donde los recursos hídricos son relativamente limitados. Por ello, con una especificación econométrica con datos de panel por el método de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS), se propone analizar la relación entre la colocación de medidores y el volumen de agua facturada, así como otras variables que son determinantes en la variable dependiente como la temperatura y la precipitación. Los hallazgos sugieren que en el corto plazo se incrementará el conteo del volumen de agua facturada, induciendo a que el organismo concesionario genere más recursos financieros. Se reportan elasticidades en la variable medidores de 0.14 y en la variable temperatura de 0.12.

PALABRAS CLAVE: medición, agua facturada, área natural protegida, datos de panel.

1. INTRODUCCIÓN

La Reserva de la Biosfera El Vizcaíno (RBV) se localiza en el municipio de Mulegé del estado de Baja California Sur y abarca un área de 2,546,790-25-00 ha Baja California Sur se caracteriza por presentar un tipo de clima seco, con bajas precipitaciones durante todo el año y mal distribuidas. Las escasas lluvias que ocurren en el estado y las condiciones del relieve obstaculizan su potencial aprovechamiento, ocasionando una disponibilidad relativamente limitada de los recursos hidrológicos.

Otra razón por la que el agua proveniente de las lluvias no es captada en cantidad suficiente para prolongar en el largo plazo el abastecimiento a sus habitantes, es que la entidad no posee la infraestructura hidráulica idónea. Esta situación, en combinación con las corrientes efímeras o arroyos que existen en la entidad, ha propiciado que la población extraiga agua subterránea y utilice otras vías de suministro como la instalación de plantas desalinizadoras.

Es importante mencionar que la forma como se recargan los acuíferos es a través de la porción de las precipitaciones que logra infiltrarse en el subsuelo. Sin embargo, hay que destacar que la mayor parte se evapora o escurre al mar. La cobertura del servicio de agua potable es del 97.6% y la de alcantarillado de 86.5%, indicando una posición por arriba de la media nacional con un diferencial a favor de 8.2% y 9.3%, respectivamente (CNA, 2003a).

La entidad cuenta con infraestructura disponible para la retención de agua en los siguientes tipos: 4 presas para el control de avenidas y recarga de acuíferos, 9 presas derivadoras destinadas a la agricultura, 66 bordos para la captación de escurrimientos, 26 manantiales de uso doméstico y, adicionalmente, 234 diques de gavión para el control de avenidas y azolves (Hernández, 1998). La infraestructura para la provisión de agua potable es la siguiente: 13 plantas potabilizadoras (4 son de toma de pozo y el resto son de toma de agua de mar), 17 plantas de tratamiento de aguas residuales municipales y 10 industriales (CNA, 2003a y 2003b).

El estudio abarca 6 localidades de la RBV, ya que son los sitios donde es suministrado el servicio de uso industrial. Las comunidades son Santa Rosalía, Guerrero Negro, Bahía Asunción, Bahía Tortugas, Mulegé y San Ignacio. Los territorios de Bahía Tortugas y Bahía Asunción pertenecen a la microregión Pacífico Norte. El aprovisionamiento de agua en esta región se realiza por medio del acueducto Vizcaíno-Pacífico Norte, con una longitud de 206 km y un caudal de 62 l/s, rasgo que lo considera como uno de los principales acueductos del país. Esta obra hidráulica fue concluida en el año de 1990 (SEMAR-NAT-CNA, 2004). Además, también existe el acueducto Palo Verde, el cual está a 60 metros de altitud.

El 95% de las viviendas de Bahía Asunción y 68% de las viviendas de Bahía Tortugas están conectadas a la red del Organismo Operador Municipal del Servicio de Agua Potable, Alcantarillado y Saneamiento de Mulegé (OOMSAPAS) (XII Censo general de Población y Vivienda 2000) y es el ente al que se le ha otorgado la concesión para prestar el servicio de uso residencial, comercial e industrial. Los pozos donde se extrae el agua cuentan con medidor de gasto marca McCrometer (excepto el pozo Vizcaíno III) y es de tipo propela.

La pesca es la actividad económica que proporciona el sustento y bienestar socioeconómico a los habitantes de esta microregión. Las especies que principalmente capturan los habitantes son abulón y langosta, siendo muy apreciadas en el mercado internacional, como el de Estados Unidos de América, algunos países orientales y europeos. El tipo de organiza-

ción para la explotación de estos productos marinos en general se basa en el modo de producción de cooperativas.

En Santa Rosalía, Guerrero Negro, San Ignacio y Heroica Mulegé los hogares que cuentan con agua entubada y están conectados a la red de agua potable de OOMSAPAS de Mulegé, ascienden a aproximadamente 87%, 87%, 93% y 90%, respectivamente (XII Censo General de Población y Vivienda 2000). El abastecimiento de agua de estas comunidades procede de pozos, los cuales cuentan con medidor de gasto marca McCrometer y es de tipo propela.

El cobro de la tarifa de uso industrial parte de un cobro mínimo y, cuando rebasa el límite de cada uno de los rangos sucesivos, el pago se incrementa por cada metro cúbico adicional consumido y dependerá del intervalo donde se encuentre ubicado. Por el concepto de alcantarillado tratamiento y saneamiento, se carga a la cuota un pago extra de 25%. Sin embargo, aquellos usuarios que no cuentan con medidor, se establece el cobro sobre la base de una cuota mínima.

La base legal para determinar el cobro de las cuotas y tarifas a los usuarios del servicio de agua potable y alcantarillado se fundamenta en la Ley de Aguas del estado de Baja California Sur. Precisamente en el artículo 109, fracción I, se señala que las tarifas deben ser capaces de generar autosuficiencia financiera para dotar a OOMSAPAS de los recursos suficientes, de tal manera que sea menos independiente del estado y de la federación. Un punto importante a considerar es que la Ley contempla el nivel socioeconómico de los usuarios del servicio de

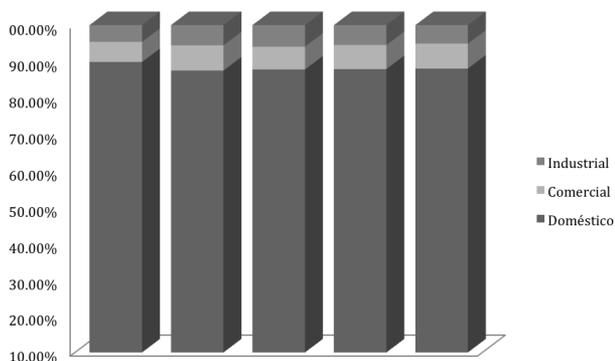
agua y corresponde al artículo 109, fracción 3, que define la inclusión de consumidores con una baja capacidad de pago, es decir, aquellos de bajos ingresos (Beltrán-Morales *et al.*, 2010).

La cabecera municipal del municipio de Mulegé es Santa Rosalía y es el lugar donde se concentra la mayor parte de la población urbana. Los habitantes de esta zona se dedican a actividades económicas como la pesca, la minería e industria de la transformación, el turismo y servicios gubernamentales. Por lo que respecta a Guerrero Negro, sobresalen las actividades económicas de la pesca, la minería de producción de sal, turismo de naturaleza y servicios gubernamentales. En San Ignacio, las actividades económicas relevantes son la pesca, la ganadería, la agricultura, el turismo rural y de naturaleza y servicios gubernamentales. En Heroica Mulegé, las actividades económicas más notables son el turismo y la pesca.

El uso agrícola es el consumo que absorbe la mayor cantidad extraída del acuífero Vizcaíno, registrando 93%, y 6% es destinado al público-urbano y de servicios (CNA, 2002). En la RBV, el tipo de uso de mayor consumo distribuido por OOMSAPAS es el sector doméstico, representando aproximadamente con 88% y 90%; en segundo lugar le sigue el sector comercial, con 6% y 7%, y en el último lugar se encuentra el sector industrial (gráfica 1). A pesar de que el uso residencial es el más importante por el volumen distribuido, el uso industrial también es prioritario debido a que el agua juega un papel crucial en los sistemas de producción y en la generación de valor agregado sobre los bienes y servicios que brinda esta rama a sus clientes.

Sin embargo, por tipo de facturación, el uso industrial se ubica en segundo lugar, y esto es debido a que son de mayor precio sus bloques de consumo que los del uso comercial (gráfica 2).

GRÁFICA 1. VOLUMEN DE AGUA FACTURADA POR TIPO DE USO



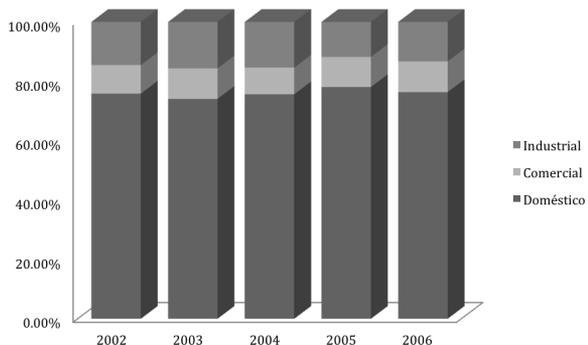
Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

Un aspecto importante a tomar en cuenta es que alrededor de un tercio de las tomas industriales no cuentan con medidor (gráfica 3). Se ha señalado en la literatura que la ausencia de medición conlleva a dificultades financieras a los concesionarios del servicio de agua, ya que, por un lado, deteriora y disminuye la disponibilidad de la misma, mientras que, por otro lado, los usuarios tienden a adoptar conductas de consumo no racional (Almendarez-Hernández *et al.*, 2015). Sin embargo, Bohanna (1998) y la Consumer Council for Water (2013) han argumentado que aquellos usuarios que se logra instalar medidores en sus

tomas de agua reciben grandes beneficios, ya que los incentiva a conservar la misma prologando su disponibilidad, genera conciencia sobre el pago justo de las tarifas y gastan menos dinero al disminuir el consumo. Además, los prestadores del servicio obtienen mayores recursos financieros para invertirlos en mejorar el servicio y ampliar su cobertura, mantener la infraestructura y una mayor vigilancia sobre el uso del líquido.

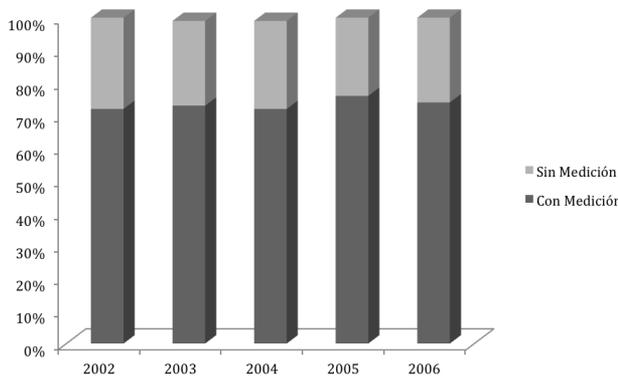
En la RBV, solamente dos trabajos se han realizado sobre estimaciones de la demanda de agua: una de uso residencial (Almendarez-Hernández *et al.* 2016) y otra de uso comercial (*Ibid et al.*, 2015). El primer estudio analiza los efectos de la percepción del precio con un modelo dinámico, sugiriendo que los consumidores reaccionen al precio promedio y no al precio marginal. La segunda investigación muestra evidencia de las magnitudes del impacto de colocar medidores en las tomas de agua comerciales y el pago no oportuno sobre la demanda de agua y calcula la elasticidad-precio, también con una especificación dinámica.

GRÁFICA 2. FACTURACIÓN POR TIPO DE USO



Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA.

GRÁFICA 3. PORCENTAJE DE TOMAS DE AGUA CON MEDICIÓN Y SIN MEDICIÓN



Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

2. ENFOQUE TEÓRICO DE LA MEDICIÓN DE LA DEMANDA DE AGUA INDUSTRIAL

La especificación y análisis econométrico del presente estudio se basa en el enfoque teórico de Chambuleyron (2003), que es aplicado al sector de uso de agua residencial. Este marco teórico es adaptado para el sector de la demanda de agua industrial, dado que el objetivo es estimar el efecto de la medición en el volumen de agua facturada y, por lo tanto, persigue los mismos fines en relación al ramo doméstico.

Existen dos escenarios posibles, siendo el primero aquel que consiste en que el organismo operador asume los costos de instalar los medidores, y el segundo comprende que, por voluntad propia, el consumidor decide colocar el medidor en su negocio. Bajo un entorno de no regulación, las decisiones que toman los dos agentes económicos sobre la inclusión de la medición son subóptimas, puesto que genera cambios en los beneficios de la compañía cuando se presenta el primer caso; el segundo caso, si se lleva a cabo, el excedente del consumidor es susceptible de alterarse.

En el escenario primero, en consecuencia, se genera una externalidad y, para remediar esta falla de mercado, debe existir un organismo regulador descentralizado que imponga impuestos pigouvianos hacia el agente económico que ha generado la externalidad. En el segundo escenario, se logra una solución socialmente óptima de la instalación de medidores con base a compensaciones mutuas, es decir, los consumidores deben

recibir compensaciones vía los beneficios que son producto del incremento de la medición y, a su vez, los usuarios deben absorber los costos de la medición conforme a un cargo mensual. El desarrollo de los dos escenarios son expuestos y los tomadores de decisiones pueden elegir el que sea más conveniente para lograr el cometido de generar los incentivos suficientes para instalar el número de medidores socialmente óptimo. Esto es importante resaltarlo, ya que la RBV presenta problemas de ineficiencias comerciales y físicas.

Las premisas sobre las que se desarrolla la estructura conceptual son cuatro:

1. existe una única compañía (organismo operador) proveedora del servicio a una ciudad con N industrias;
2. la compañía dada es la que suministra el servicio con medición y sin medición;
3. la compañía que ofrece a los usuarios el servicio sin medición cobra una tarifa fija mensual h por industria, acorde a las características físicas del establecimiento (antigüedad, área del terreno, área construida, etc.);
4. por el contrario, en el rubro del servicio medido cobra una tarifa mensualmente diferente ϕh , siendo $\phi < 1$ y carga al volumen de agua consumida por efectos de aguas residuales y tratadas en exceso.

La función de demanda de agua es la siguiente:

$$\theta w(a) \quad (1)$$

θ es un parámetro de demanda, se refiere al número de usuarios del sector industrial y $w(a) \leq 1$ es la función de demanda unitaria. Cuando los establecimientos superan el límite del umbral de consumo permitido θw^* , se hace un cargo mediante esta expresión $T(a) = \phi h + \theta a (\max[0, (w(a) - w^*)])$

Escenario 1:

1. El regulador fija $\phi = 1$
2. La compañía paga $\theta \left[\int_0^a w(x) dx - a w^* \right]$ a el usuario sujeto a medición.
3. La compañía incurre en el costo incremental C_m de medición por compañía e implica la compra e instalación del medidor, lectura del medidor y los costos de mantenimiento.

En este contexto, la empresa que ofrece el servicio de agua industrial escoge el sitio donde es adecuado medir, compensa la pérdida del excedente del consumidor y cubre los costos de medición.

Si el organismo operador respeta la regulación establecida para un usuario industrial, entonces los beneficios se estiman por:

$$\pi_{antes} = h + (0 - C_a)\theta \quad (2)$$

Después de que el sistema municipal solventa los costos de medición y compensa la disminución del excedente del consumidor, los beneficios son:

$$\pi_{después} = \theta \left\{ (a - C_a)w(a) - aw^* - \int_0^a w(x)dx + aw^* \right\} + h - C_m \quad (3)$$

La variación de los beneficios marginales del concesionario municipal de agua y la condición de equilibrio se escribe:

$$\Delta\pi = \theta_F^* \left\{ (a - C_a)w(a) - (0 - C_a) - \int_0^a w(x)dx \right\} - C_m = 0 \quad (4)$$

Si se resuelve el punto de corte, entonces

$$\theta_F^* = \frac{C_m}{\left[(a - C_a)w(a) - (0 - C_a) \right] + \int_a^0 w(x)dx} \quad (5)$$

Resulta la expresión que logra la decisión descentralizada socialmente óptima. Para el cliente, el excedente del consumidor se expresa por:

$$EC_{antes} = \theta \int_0^{\infty} w(x)dx - h \quad (6)$$

$$EC_{después} = \theta \left\{ aw^* \int_a^{\infty} w(x)dx - \int_0^a w(x)dx - aw^* \right\} - h \quad (7)$$

$$EC_{después} = \theta \int_0^{\infty} w(x)dx - h \quad (8)$$

$$\Delta EC_{después} = \theta \int_0^{\infty} w(x)dx - h - \theta \int_0^{\infty} w(x)dx + h = 0 \quad (9)$$

Con el mecanismo de incentivo el beneficiario se encuentra igual que antes de alcanzar la solución eficiente, generando una asignación óptima de recursos en el sentido de Pareto.

Escenario 2:

1. El regulador fija $\phi = 1$.
2. La compañía paga $\theta \left[\int_0^a w(x) dx - aw^* \right]$ a el usuario sujeto a medición.
3. El usuario paga por los costos de medición a través de m .
4. El excedente del consumidor antes de introducir la medición se expresa como,

$$EC_{antes} = \theta \int_0^{\infty} w(x) dx - h \quad (11)$$

Una vez que al usuario se le transfiere el pago por parte del organismo operador y paga los costos de medición, obtiene

$$EC_{después} = \theta \left\{ aw^* + \int_a^{\infty} w(x) dx + [(a - C_a)w(a) - (0 - C_a)] - aw^* \right\} - h - m$$

y, suponiendo que $m = C_m$, la condición de equilibrio está dada por

$$\Delta EC = \theta_c^* \left\{ \int_a^0 w(x) dx + [(a - C_a)w(a) - (0 - C_a)] \right\} - C_m = 0 \quad (13)$$

Resolviendo el punto de corte θ

$$\theta_c^* = \frac{C_m}{[(a - C_a)w(a) - (0 - C_a)] + \int_a^0 w(x)dx} = \theta_R^*$$

Obteniendo la decisión descentralizada socialmente óptima. Adicionalmente, el sistema municipal está en la misma situación que antes de introducir la medición, conllevando a un incremento en el bienestar en el sentido de Pareto. El organismo operador antes de la medición obtiene los beneficios siguientes:

$$\pi_{antes} = h + (0 - C_a)\theta \quad (15)$$

Una vez que al negocio le es reembolsado conforme se incrementan los beneficios marginales, los beneficios del concesionario municipal se expresan como:

$$\pi_{después} = \theta \{(a - C_a)w(a) - aw^* - (a - C_a)w(a) + (0 - C_a) + aw^*\} + h - C_m + m$$

$$\pi_{después} = h + \theta(0 - C_a)$$

$$\pi_{después} = \theta(0 - C_a) - \theta(0 - C_a) + h - h$$

Restableciendo la optimización.

3. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO ECONÓMTRICO DE LA RELACIÓN ENTRE LA MEDICIÓN Y EL VOLUMEN DE AGUA FACTURADA DE USO INDUSTRIAL

La especificación econométrica de la función es la siguiente:

$$\ln w_{it} = \beta_1 \ln m_{it} + \beta_2 \ln t_{it} + \beta_3 \ln p_{it} + v_{it}$$

donde $\ln w_{it}$ es el logaritmo natural del volumen de agua facturada de la comunidad i -ésima en el tiempo t y fue información proporcionada por OMMSAPAS; $\ln m_{it}$ es la variable que representa el logaritmo natural del número de usuarios que cuentan con medidor y fueron datos facilitados por OMMSAPAS; $\ln t_{it}$ es el logaritmo natural de la temperatura media mensual y fueron valores concedidos por CONAGUA; $\ln p_{it}$ es el logaritmo natural de la precipitación mensual y fueron cifras provistas por CONAGUA. Las perturbaciones v_{it} siguen un proceso AR(1), donde $v_{it} = \rho v_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$, siguiendo a Baltagi (2005), $|\rho| < 1$ y $\varepsilon_{it} : IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$, μ_i son independientes de las v_{it} y $v_{i0} : (0, \sigma_\varepsilon^2 / (1 - \rho^2))$. La base de datos comprende un periodo mensual de 2002 a 2006 y abarca las comunidades de Santa Rosalía, Guerrero Negro, Mulegé, Santa Rosalía, Bahía Tortugas, Bahía Asunción y San Ignacio.

4. MÉTODO DE ESTIMACIÓN

El tratamiento econométrico utilizado para analizar empíricamente la función es el método de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS, por su acrónimo en inglés). Para ello, partimos del modelo siguiente:

$$y_{it-1} = \alpha_i + X'_{it-1}\beta + \epsilon_{it-1} \quad (1)$$

Si se multiplican ambos miembros de (1) por ρ , resulta

$$\rho y_{it-1} = \rho \alpha_i + \rho X'_{it-1}\beta + \rho \epsilon_{it-1} \quad (2)$$

Y si se resta (1) de (2), se obtiene

$$(y_{it} - \rho y_{it-1}) = \alpha_i(1 - \rho) + \beta(X'_{it} - \rho X'_{it-1}) + V_{it} \quad (3)$$

Donde: $V_{it} = \epsilon_{it} - \rho \epsilon_{it-1}$.

Expresando (3) como $y_{it}^* = \alpha_i^* + X_{it}^{*\prime}\beta^* + V_{it}$ (4)

Donde $\alpha_i^* = \alpha_i(1 - \rho)$, $y_{it}^* = (y_{it} - \rho y_{it-1})$, $X_{it}^{*\prime} = (X'_{it} - \rho X'_{it-1})$ representa una matriz de tamaño $(n \times m)$, que contiene las variables independientes especificadas en la función y $\beta^* = \beta$, siendo un vector de parámetros de tamaño $(m \times 1)$. Este método de estimación es común utilizarlo cuando la estructura de los errores no es esférica, produciendo su aplicación mejoras en la inferencia y estimaciones eficientes e insesgadas de los errores y coeficientes.

Es importante señalar que en la literatura existe un gran debate sobre el uso de los estimadores de FGLS y Errores Estándar Corregidos para Panel (PCSE, por su acrónimo en inglés). Beck y Katz (1995) demostraron en su trabajo empírico que FGLS presenta ventajas cuando el número de periodos de tiempo (T) es al menos dos veces el número de unidades transversales (N). Baltagi (2005) sugiere que es necesario usar FGLS cuando T/N . Reed y Ye (2011) en su reciente estudio realizaron dos recomendaciones sobre el mejor desempeño de FGLS como estimador: 1) si la preocupación principal es la eficiencia y $T/N \geq 1.50$, es preferible usar FGLS (Parks); 2) si la preocupación principal es eficiencia, siendo $N > T$ y la presencia de heterocedasticidad en un conjunto dado de datos medida por un coeficiente es > 1.67 , entonces es preferible usar FGLS (heterocedástico) o FGLS (heteroscedástico y correlación serial).

5. RESULTADOS

La estadística descriptiva de las variables usadas en el ambiente de datos de panel se muestra en la tabla 1.

TABLA 1. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LA BASE DE DATOS

VARIABLE	MEDIA	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	MÍNIMO	MÁXIMO
Volumen de agua facturada	4.9002	0.4628	3.0910	5.9915
Medidores	2.1307	0.8381	0.6931	3.4965
Temperatura	3.0262	0.2354	2.3530	3.4920
Precipitación	3.0262	24.8350	0.0000	218.0000

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

Un paso previo a la estimación de la función de volumen de agua facturada de uso industrial es el contraste de las pruebas de raíces unitarias en el contexto de datos de panel y son las siguientes: 1) Breitung (2000); 2) Levin *et al.*, 2002; 3) Im, Pesaran y Shin (2003), conocida como IPS y; 4) las pruebas tipo Fisher (Baltagi y Kao, 2000), conocidas como la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en inglés) y Phillips-Perron (PP). Las tablas 2 a la 9 para cada una de las series contempladas en el modelo de regresión indican que se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad a los niveles convencionales de significancia.

TABLA 2. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE LOGARITMO NATURAL DEL VOLUMEN DE AGUA FACTURADA DE SERVICIO DE USO INDUSTRIAL CON CONSTANTE

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	-6.8780	0.0000	6	353
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran y Shin W-stat	-7.2521	0.0000	6	353
ADF-Fisher Chi-square	77.6163	0.0000	6	353
PP-Fisher Chi-square	80.0903	0.0000	6	354

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

TABLA 3. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE LOGARITMO NATURAL DEL VOLUMEN DE AGUA FACTURADA DEL SERVICIO DE USO INDUSTRIAL CON TENDENCIA

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	-8.7764	0.0000	6	354
Breitung t-stat	-3.0625	0.0011	6	348
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran y Shin W-stat	-7.78341	0.0000	6	354
ADF-Fisher Chi-square	78.6106	0.0000	6	354
PP-Fisher Chi-square	77.3026	0.0000	6	354

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

TABLA 4. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE LOGARITMO NATURAL DE TOMAS DE AGUA QUE CUENTAN CON MEDIDOR DEL SERVICIO DE USO INDUSTRIAL CON CONSTANTE

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	7.3622	1.0000	5	278
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran y Shin W-stat	-4.9846	0.0000	5	278
ADF-Fisher Chi-square	48.2523	0.0000	5	278
PP-Fisher Chi-square	77.9951	0.0000	5	275

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

TABLA 5. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE LOGARITMO NATURAL DE TOMAS DE AGUA QUE CUENTAN CON MEDIDOR DEL SERVICIO DE USO INDUSTRIAL CON TENDENCIA

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	15.2057	1.0000	5	278
Breitung t-stat	-1.1178	0.1318	5	273
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran y Shin W-stat	-1.8239	0.0341	5	278
ADF-Fisher Chi-square	18.9456	0.0410	5	278
PP-Fisher Chi-square	56.1303	0.0000	5	295

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

TABLA 6. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE LOGARITMO NATURAL DE LA TEMPERATURA MEDIA MENSUAL CON CONSTANTE.

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	3.0523	0.9989	6	325
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran y Shin W-stat	-12.4145	0.0000	6	325
ADF-Fisher Chi-square	154.5730	0.0000	6	325
PP-Fisher Chi-square	43.8080	0.0000	6	354

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

Tabla 7. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE LOGARITMO NATURAL DE LA TEMPERATURA MEDIA MENSUAL CON TENDENCIA

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	8.6067	1.0000	6	322
Breitung t-stat	-2.1965	0.0140	6	316
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran y Shin W-stat	-12.2866	0.0000	6	322
ADF-Fisher Chi-square	139.4100	0.0000	6	322
PP-Fisher Chi-square	26.0537	0.0105	6	354

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

Tabla 8. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE PRECIPITACIÓN TOTAL MENSUAL CON CONSTANTE.

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	-12.8318	0.0000	6	352
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-12.8318	0.0000	6	352
ADF-Fisher Chi-square	135.9560	0.0000	6	352
PP-Fisher Chi-square	148.2430	0.0000	6	354

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

TABLA 9. RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL PARA LA SERIE PRECIPITACIÓN TOTAL MENSUAL CON TENDENCIA

MÉTODO	ESTADÍSTICO	PROB.*	UNIDADES TRANSVERSALES	OBSERVACIONES
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso común de raíz unitaria)				
Levin, Lin y Chu t stat	-14.3407	0.0000	6	353
Breitung t-stat	-10.4320	0.0000	6	347
Hipótesis nula de no estacionariedad (supone un proceso individual de raíz unitaria)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-12.1627	0.0000	6	353
ADF-Fisher Chi-square	130.6390	0.0000	6	353
PP-Fisher Chi-square	124.9540	0.0000	6	354

Nota: *Las probabilidades para las pruebas de Fisher son calculadas usando una distribución chi-cuadrada asintótica. Todas las pruebas suponen normalidad asintótica. La selección automática de rezagos está basada sobre el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés). Selección de la amplitud de Newey-West usando Bartlett Kernel.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

Para contrastar la presencia de heteroscedasticidad entre secciones cruzadas, se aplicaron la prueba del estadístico ajustado de Bartlett (Sokal y Rohlf, 1995), la prueba de Levene (1960), la prueba de Brown-Forsythe (1974a y 1974b) para los residuos. Los resultados para el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS por su acrónimo en inglés) revelaron que la hipótesis nula de varianzas iguales en cada subgrupo es rechazada a los niveles usuales de significancia e indica que existe heteroscedasticidad entre secciones cruzadas (tabla 10). En el tratamiento econométrico con FGLS, la hipótesis nula no es rechazada, por lo que se ha tratado el problema de heteroscedasticidad (tabla 11).

Para verificar la existencia de autocorrelación se aplicaron dos pruebas: la Durbin-Watson y aquella sugerida por Wooldridge (2002). En la primera prueba, el estadístico es muy bajo, indicando la aparición de autocorrelación. En la segunda prueba, la hipótesis nula de que los errores idiosincráticos originales están no correlacionados es rechazada a los niveles convencionales de significancia, y así lo muestran los valores t-estadístico, el F-estadístico y la chi-cuadrada para el método OLS. Con el tratamiento FGLS, el problema de autocorrelación es resuelto. Por lo tanto, la especificación econométrica correcta para estimar la función es el método FGLS (tabla 12).

TABLA 10. PRUEBA DE IGUALDAD DE VARIANZAS DE LOS RESIDUOS DE OLS

MÉTODO	GRADOS DE LIBERTAD	VALUE	PROBABILIDAD
Bartlett	3	11.2849	0.0103
Levene	(3, 356)	5.3501	0.0013
Brown-Forsythe	(3, 356)	3.2832	0.0210

Fuente: elaboración propia, con base en estimaciones

TABLA 11. PRUEBA DE IGUALDAD DE VARIANZAS DE LOS RESIDUOS DE FGLS

MÉTODO	GRADOS DE LIBERTAD	VALUE	PROBABILIDAD
Bartlett	5	1.9766	0.8524
Levene	(5, 348)	1.2334	0.2929
Brown-Forsythe	(5, 348)	0.7511	0.5857

Fuente: elaboración propia, con base en estimaciones

TABLA 12. ESTIMACIONES DEL EFECTO DE LA MEDICIÓN EN EL VOLUMEN DE AGUA FACTURADA

VARIABLE	OLS			FGLS		
	COEFICIENTE	T-ESTADÍSTICO	PROB.	COEFICIENTE	T-ESTADÍSTICO	PROB.
Constante	5.0458	15.9466	0.0000	4.2281	21.1963	0.0000
Medidores	5.0458	2.9652	0.0032	0.1438	4.0060	0.0001
Temperatura	-0.1103	-1.0102	0.3131	0.1203	2.1927	0.029
Precipitación	-0.0004	-0.4318	0.6662	-0.0003	-1.1265	0.2607
AR(1)					0.83	
R2		0.0246			0.7207	
F-estadístico		2.9968**			225.1744*	
PRUEBA SECCIÓN TRANSVERSAL DE DEPENDENCIA						
<i>Breusch Pagan LM</i>		65.3638*			14.4306	
<i>Pesaran scaled LM</i>		8.0997*			-1.1994	
<i>Pesaran CD</i>		5.7558*			0.7491	
DURBIN-WATSON		0.3259			2.4728	
PRUEBA WOOLDRIDGE DE AUTOCORRELACIÓN						
<i>t-estadístico</i>		45.8986*				
<i>F-estadístico</i>		2106.685*				
<i>Chi-cuadrada</i>		2106.685*				
Observaciones		360			354	

Nota: *significancia al 1%; **significancia al 5%; ***significancia al 10%.

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

Adicionalmente, se realizó la prueba F para elegir entre Efectos Fijos (FE, por su acrónimo en inglés) y OLS y se aplicó la prueba LM para decidir entre Efectos Aleatorios (RE, por su acrónimo en inglés) y OLS se contrastó la prueba de Hausman (1978) para seleccionar entre RE y FE. Al final resultó que el modelo adecuado fue RE (cuadro 13), sin embargo, la variable medidores mostró el signo contrario acorde con lo que sugiere la teoría económica y la evidencia empírica en el corto plazo, ya que se espera que, a medida que se incrementa la implantación de medidores en las tomas de agua, se aumente el conteo del volumen de agua facturada, mientras que en el largo plazo impactará en la disminución de la demanda de agua (Almendarez-Hernández *et al.* 2015; Hussain *et al.* 2002).

Dado que las variables están transformadas en logaritmos naturales, los coeficientes son interpretados como elasticidades. Iniciando con la primera variable, un incremento del 1% en los medidores aumenta 0.14% el conteo del volumen de agua facturada. Un programa que consista en establecer medidores en las tomas de agua encauzará a que los consumidores usen el agua racionalmente e incrementará los ingresos del sistema municipal con cualquiera de los escenarios que adopte el concesionario, ya sea tomar la iniciativa de colocar los medidores ya sea que los usuarios elijan la instalación de la medición en sus negocios. En cualquiera de los dos casos se obtendrá una solución socialmente óptima. De las variables climatológicas, la única que resultó estadísticamente significativa a los niveles usuales de significancia fue la temperatura, y advierte que un

aumento de ésta del 1% incrementa 0.12% el volumen de agua facturada (tabla 13). El verano es la temporada que registra las más altas temperaturas medias y el ramo industrial requiere una proporción mayor del recurso hídrico para el funcionamiento de sus sistemas de producción. Sin embargo, la magnitud del coeficiente es baja, conduciendo a que la construcción de una política relacionada con el manejo de agua que use como instrumento económico un esquema de tarifas diferenciadas en temporada no tenga efectos sustanciales en reducir la demanda de agua.

TABLA 13. ESTIMACIONES DEL EFECTO DE LA MEDICIÓN EN EL VOLUMEN DE AGUA FACTURADA

VARIABLE	FE			RE		
	COEFICIENTE	T-ESTADÍSTICO	PROB.	COEFICIENTE	T-ESTADÍSTICO	PROB.
Constante	4.6301	21.0467	0.0000	4.6077	16.4149	0.0000
Medidores	-0.2520	-5.5916	0.0000	-0.2383	-5.3886	0.0000
Temperatura	0.2664	3.8788	0.0001	0.2642	3.8488	0.0001
Precipitación	0.00009	0.1676	0.8670	0.00008	0.1481	0.8823
R ²		0.6642			0.1007	
F-estadístico		86.7866*			13.2925*	
Prueba F de efectos fijos		133.7092				
PRUEBA LM PARA EFECTOS ALEATORIOS						
<i>Breusch-Pagan</i>					3435.736*	

<i>Honda</i>		58.61515*
<i>King-Wu</i>		58.61515*
<i>Standardized Honda</i>		73.93771*
<i>Standardized King-Wu</i>		73.93771*
<i>Prueba de Hausman</i>		4.6991
DUR- BIN-WAT- SON	0.8986	0.8807
Observaciones	360	360

Nota: *significancia al 1%; **significancia al 5%; ***significancia al 10%

Fuente: elaboración propia, con base en OOMSAPAS y CONAGUA

6. CONCLUSIONES

El presente trabajo mostró resultados relevantes en la demanda de agua industrial en general, puesto que es la única investigación que se ha abordado en México y en áreas naturales protegidas sobre la relación que guarda el volumen de agua facturada y la instalación de la medición. Se pudo observar en el estudio que cualquier agente económico (organismo concesionario y consumidor) que tome la decisión de poner medidores en sus tomas de agua conllevará que se alcance una solución socialmente óptima, ya que los dos se benefician.

La implementación de un programa de medición provocará que en el corto plazo se incrementen los ingresos del sistema

municipal, los cuales pueden ser utilizados en mejorar el servicio, ampliar la cobertura y proporcionar mantenimiento en el sistema de distribución. En el largo plazo, incentivará a modificar patrones en el consumo de agua de los usuarios, causando reducciones en la misma y permitirá, a su vez, que mejore su manejo.

REFERENCIAS

- Almendarez-Hernández, M. A., Avilés Polanco, G., Hernández Trejo, V., Ortega-Rubio, A. y Beltrán Morales L. F. (2016). “Residential water demand in a Mexican Biosphere Reserve: Evidence of the Effects of Perceived Price”. *Water*, 8(10). pp. 428.
- Almendarez-Hernández, M. A., Avilés-Polanco, G., y Beltrán-Morales, L. F. (2015). “Demanda de agua de uso comercial en la reserva de la biosfera El Vizcaíno, México: Una estimación con datos de panel”. *Nova Scientia*. 7(15). pp. 553-576.
- Baltagi, B. y Chihwa, K. (2000). “Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey”. En: B. Baltagi (Ed.). *Advances in Econometrics, vol. 15 (7-52)*. The Netherlands: Elsevier Science.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Gran Bretaña: John Wiley & Sons.
- Beck, N. y Katz, J. (1995). What To Do (and Not To Do) With Time Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*, 89(3). pp. 634-647.

- Beltrán-Morales, L. F., Almendarez-Hernández, M. A., Avilés-Polanco, G., Salgado-Beltrán, L. y Troyo-Diéguéz, E. (2010). “Estructura tarifaria del recurso agua en la Reserva de la Biosfera del Vizcaíno, B.C.S. México”. En: L. F. Beltrán-Morales, S. Chávez-López, A. Ortega-Rubio (Eds.). *Valoración Hidrosocial en la Reserva de la Biosfera del Vizcaíno*. BCS. México (99-112). La Paz, México: CIBNOR.
- Bohanna, D. (1998). “Water meters: an incentive to conserve and a signal to the market”. *Economic Affairs*. 18(2). pp. 10-13.
- Breitung, J. (2000). “The local power of some unit root tests for panel data”. En: B. Baltagi (Ed.). *Advances in Econometrics*. vol. 15(161-178). The Netherlands: Elsevier Science.
- Brown, M. B., y Forsythe, A. B. (1974). “Robust tests for equality of variances”. *Journal of the American Statistical Association*. 69. pp. 364-367.
- Chambouleyron, A. (2003). “An incentive mechanism for decentralized Water Metering Decisions”. *Water Resources Management*. 17. pp. 89-111.
- CNA (2003a). “Inventario Nacional de Plantas Municipales de Potabilización y de Tratamiento de Aguas Residuales en Operación”. México D.F.
- CNA (2003b). *Situación del subsector agua potable, alcantarillado y saneamiento a diciembre de 2003*. México: D.F.
- CNA (2002). *Determinación de la Disponibilidad de Agua en el Acuífero Vizcaíno Estado de Baja California*, México. Subgerencia de Evaluación y Modelación Hidrológica. México, D.F.: CNA.
- Consumer Council for Water. (2013). “The Customer Impact of Universal Metering Programmes: Report of Research Findings”. United Kingdom: Consumer Council for Water.
- Hausman, J. (1978). “Specification tests in econometrics”. *Econometrica*. 46. pp. 1251-1271.

- Hernández, M. (1998). *Desarrollo, Planificación y Medio Ambiente en Baja California Sur*. México: UABCS-Gobierno del Estado de Baja California Sur.
- Hussain, I., Thrikawala, S., y Barker, R. (2002). “Economic Analysis of Residential, Commercial, and Industrial Uses of Water in Sri Lanka”. *Water International*. 27(2). pp. 183-193.
- Im, K., Pesaran, M., y Shin, Y. (2003). “Testing for unit roots in heterogeneous panels”. *Journal of Econometrics*. 115(1). pp. 53-74.
- INEGI. Baja California Sur, *Resultados definitivos XII Censo General de Población y Vivienda*, 2000.
- Levene, H. (1960). “Robust Tests for Equality of Variances”. En I. Olkin, et al. (Eds.). *Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling* (278-292). Palo Alto: Stanford University Press.
- Levin, A., Lin, C., y Chu, C. (2002). “Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”. *Journal of Econometrics*. 108(1). pp. 1-124.
- Reed, W., y Haichun Y. (2011). “Wich panel data estimator Should I use?” *Applied Economics*. 43(8). pp. 985-1000.
- SEMARNAT-CNA (2004). *Estadísticas del agua en México*. México: SEMARNAT-CNA.
- Sokal, Robert R., y F. James Rohlf (1995). *Biometry*. New York: W. H. Freeman and Company.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology.