

**Estimación de la demanda de agua para uso  
residencial urbano usando un modelo  
discreto-continuo y datos desagregados a nivel de  
hogar: el caso de la ciudad de Manizales, Colombia**

---

**Darío Jiménez, Sergio Orrego, Felipe Vásquez y Roberto Ponce**

Darío Jiménez, Sergio Orrego, Felipe Vásquez y Roberto Ponce

### Estimación de la demanda de agua para uso residencial urbano usando un modelo discreto-continuo y datos desagregados a nivel de hogar: el caso de la ciudad de Manizales, Colombia

**Resumen:** En el presente trabajo se estima la demanda de agua para uso residencial urbano en la ciudad de Manizales, Colombia, usando un modelo estructural que considera tanto la elección discreta del bloque de consumo como la elección continua sobre la cantidad a consumir. La demanda se estimó econométricamente utilizando una base de datos única para un país en desarrollo y que contiene información completa sobre el consumo mensual de agua, el tamaño del hogar, las características de la vivienda, variables climáticas, precio marginal por bloque de consumo e ingreso virtual para 490 hogares durante el período 1997-2013. Los resultados sugieren que el modelo estructural estimado, además de ser consistente con la maximización de la utilidad, parece ser la mejor aproximación empírica para la estimación econométrica de la demanda de agua para uso residencial urbano. La demanda de agua es inelástica, información que es relevante para la adopción de políticas y la regulación del recurso hídrico en áreas urbanas de Colombia.

**Palabras clave:** demanda de agua, maximización de la utilidad, estimación econométrica, elasticidad precio de la demanda.

**Clasificación JEL:** D12.

### Estimating water demand for urban residential use using a discrete-continuous model and disaggregated data at the household level: the case of the city of Manizales, Colombia

**Abstract:** The water demand for urban residential use is estimated for the city of Manizales, Colombia, using a structural model that includes both the discrete choice associated with the consumption block and the continuous choice related to the monthly amount of water consumed. The water demand is econometrically estimated using a unique database for a developing country, which contains data on monthly consumption of water, household size, housing characteristics, weather variables, the marginal price of the respective consumption block and the virtual income for 490 households during the period 1997-2013. The results suggest that the estimated structural model is consistent with utility maximization and seems to be the most appropriate empirical approach to estimate econometrically the water demand for urban residential use. Water demand is inelastic, information that is relevant for policy making and the regulation of water resources in urban areas of Colombia.

**Keywords:** water demand, utility maximization, econometric estimation, price elasticity of demand.

**JEL Classification:** D12.

### L'estimation de la demande en eau à usage résidentiel urbain à l'aide d'un modèle discret-continu et des données désagrégé au niveau des ménages: le cas de la ville de Manizales, Colombie

**Résumé:** Cet article estime la demande en eau à usage résidentiel urbain dans la ville de Manizales, Colombie. Pour ce faire, nous utilisons un modèle structurel qui tient en compte à la fois le choix discret sur la consommation et à la fois le choix continu sur la quantité consommée. La demande est estimée économétriquement en utilisant une seule base de données pour un pays en développement qui contient des informations complètes sur la consommation mensuelle d'eau, la taille des ménages, les caractéristiques du logement, les variables climatiques, le prix marginal de la consommation et le revenu virtuel pour 490 ménages, au cours de la période 1997-2013. Les résultats suggèrent que le modèle structurel estimé, en plus d'être compatible avec maximisation de l'utilité, semble être la meilleure approche empirique de l'estimation économétrique de la demande en eau pour un usage résidentiel urbain. D'après le modèle, la demande en eau est inélastique ce qui constitue une information important pour l'élaboration des politiques et pour la réglementation des ressources en eau dans les zones urbaines de Colombie.

**Mots-clés:** Demande en eau, maximisation de l'utilité, estimation économétrique, élasticité du prix de la demande.

**Classification JEL:** D12.

## **Estimación de la demanda de agua para uso residencial urbano usando un modelo discreto-continuo y datos desagregados a nivel de hogar: el caso de la ciudad de Manizales, Colombia**

Darío Jiménez, Sergio Orrego, Felipe Vásquez y Roberto Ponce\*

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Modelo econométrico. –III. Datos y variables explicadoras. –IV. Resultados y discusión. –Conclusiones. –Referencias.

doi: 10.17533/udea.le.n86a06

*Primera versión recibida el 23 de febrero de 2015; versión final aceptada el 8 de agosto de 2016*

### **Introducción**

Conflictos por el uso del agua podrían originarse por la asignación incorrecta de este recurso entre usos alternativos o entre regiones geográficas (Arbués, García & Martínez 2003; Hartwick & Olewiler, 1998; Worthington

---

\* *Darío F. Jiménez*: estudiante de maestría, Departamento de Economía, Universidad Nacional de Colombia, Medellín, Colombia. Dirección electrónica: dfjimenezn@unal.edu.co.

*Sergio A. Orrego*: Profesor Asociado, Departamento de Ciencias Forestales, Universidad Nacional de Colombia, Medellín, Colombia. Dirección postal: saorrego@unal.edu.co.

*Felipe A. Vásquez*: investigador, Escuela de Negocios y Economía, Universidad del Desarrollo, Concepción, Chile. Dirección electrónica: fvasquez@udd.cl.

*Roberto D. Ponce*: investigador, Escuela de Negocios y Economía, Universidad del Desarrollo, Concepción, Chile. Dirección electrónica: robertoponce@udd.cl.

Los autores agradecen al Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC) de Canadá, Programa de Agua y el Cambio Climático, por proporcionar la financiación para la realización de esta investigación. También se agradece a Aguas de Manizales S.A. E.S.P. por proporcionar la información mensual de consumo de agua y precios; así mismo, agradecen a los profesores Olga Ocampo de la Universidad Autónoma de Manizales y Jorge Vélez de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Manizales, por proporcionar la información de variables de clima.

& Hoffmann, 2006 y 2008). Dichos conflictos podrían intensificarse por la creciente escasez relativa de agua, su menor calidad, la deficiente gestión de los recursos hídricos (OCDE 2003, 2010), la variabilidad climática debido a la ocurrencia del fenómeno del Niño o la fase cálida del ENSO (por su sigla en inglés), el cambio climático (Hiscock & Tanaka, 2006; IPCC, 2007) y el crecimiento de la población (Schewe et al., 2014). Una gestión eficiente del agua en un escenario de creciente escasez y aumento de la demanda representa un propósito relevante en países en desarrollo, específicamente en áreas urbanas (MacDonald et al., 2014) de Latinoamérica y el Caribe (BID, 2014).

En las áreas urbanas el interés se centra en la estimación de la demanda de agua para uso residencial, por ser usualmente el uso más importante (Arbués et al., 2003). Aunque existe abundante literatura sobre la estimación de la demanda de agua para uso residencial urbano en países desarrollados (Foster & Beattie, 1979; Al-Qunaibet & Johnston, 1985; Pint, 1999; Nauges & Thomas, 2000; Martins & Fortunato, 2007; Olmstead, Hanemann & Stavins, 2007; Schleich & Hillenbrand, 2009; Miyawaki, Omori & Hibiki, 2011), son pocos los estudios en Latinoamérica que consideran un sistema de tarifas por bloques crecientes de consumo (BCC), el más usado en países en desarrollo (Whittington et al., 2015), junto con métodos econométricos que sean consistentes con la elección discreta-continua (bloque de consumo-cantidad) (Jaramillo-Mosqueira, 2005; Medina & Morales, 2007).

En el sistema de BCC la cantidad consumida de agua y el precio se determinan simultáneamente (Hewitt & Hanemann, 1995; Olmstead et al., 2007), y la restricción presupuestaria del consumidor está constituida por segmentos lineales (Pint, 1999). Tanto la endogeneidad como la restricción por segmentos lineales requieren el uso de métodos econométricos apropiados, los cuales son exigentes tanto en su especificación como en su estimación. Además, se considera como apropiado el uso de bases de datos desagregadas a nivel de hogar para la estimación de la demanda de agua (Danielson, 1979), las cuales generalmente no están disponibles en países en desarrollo (Nauges & Whittington, 2010). En la estimación econométrica de funciones de demanda de agua se han usado variables instrumentales (Terza & Welch, 1982; Nieswiadomy & Molina, 1989; Schleich & Hillenbrand, 2009), modelos de efectos fijos (Pint, 1999) y modelos de elección discreta-continua (MDC) (Hewitt & Hanemann,

1995; Miyawaki et al., 2011). La literatura más reciente sobre demanda de agua para uso residencial se fundamenta en el uso de MDC (Kleiber et al., 2014).

Usando una base de datos desagregada a nivel de hogar, el presente trabajo aporta evidencia empírica adicional sobre el uso de MDC para la estimación econométrica de la demanda de agua para uso residencial en Manizales, Colombia. La demanda de agua se estimó, para el período 1997-2013, con datos de consumo mensual de este recurso, así como el tamaño del hogar, la características de la vivienda (*dummy* para casa y posesión de lavadora, así como el número de baños), variables de clima (temperatura y precipitación media mensual), precio marginal por bloque de consumo e ingreso virtual de 490 hogares de la ciudad de Manizales. Los resultados de esta investigación constituyen información valiosa para la adopción de políticas y regulación del recurso agua en áreas urbanas de Colombia, donde el sector residencial constituye el segundo mayor consumo de agua luego de la producción agrícola, y la oferta de agua muy probablemente se podría reducir por la ocurrencia de El Niño (IDEAM, 2015).

## I. Revisión de literatura

La literatura existente sobre estimación de modelos de demanda de agua para uso residencial urbano reporta el uso de distintas técnicas econométricas. Se han usado mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mínimos cuadrados generalizados (MCG), mínimos cuadrados en dos y tres etapas (MC2E y MC3E), estimaciones no lineales y de variable instrumental (VI) (Terza & Welch, 1982; Nieswiadomy & Molina, 1989; Schleich & Hillenbrand, 2009). Para datos de panel se han aplicado MCO, MCG, máxima verosimilitud (ML), MC2E y modelos de efectos mixtos (Billings & Agthe, 1980; Chicoine & Ramamurthy, 1986; Pint, 1999; Martínez-Espiñeira, 2002). Para datos de series de tiempo se han usado modelos autorregresivos vectoriales y técnicas de cointegración (Martínez-Espiñeira, 2004); también se ha usado el MDC (Hewitt & Hanemann, 1995; Olmstead et al., 2007; Miyawaki et al., 2011). Algunos modelos se han estimado con observaciones de consumo de agua agregados por ciudad, y pocos se han estimado usando observaciones a nivel de hogar. Aunque datos desagregados a nivel de hogar parecen ser los adecuados para la estimación

de la demanda (Danielson, 1979), éstos generalmente no están disponibles en países en desarrollo (Nauges & Whittington, 2010).

En un sistema de tarifas BCC la cantidad consumida de agua y el precio se determinan simultáneamente, y la restricción presupuestaria del consumidor está constituida por segmentos lineales (Hewitt & Hanemann, 1995; Hewitt & Hanemann, 1995; Pint, 1999; Olmstead et al., 2007). Por tanto, para derivar las funciones de demanda se requiere el uso de métodos econométricos apropiados, los cuales podrían ser exigentes tanto en su especificación como en su estimación (Moffitt, 1986). El MDC se empleó para analizar el efecto de un impuesto al ingreso sobre la oferta de trabajo (Burtless & Hausman, 1978), y la primera aplicación a demanda de agua fue realizada por Hewitt & Hanemann (1995). Desde entonces otros autores, aunque pocos, han usado el MDC para estudiar la demanda de agua para uso residencial urbano (Pint, 1999; Rietveld, Rouwendal & Zwart, 2000; Olmstead et al., 2007; Olmstead, 2009; Miyawaki et al., 2011; Baerenklau, Schwabe & Dinar, 2014). En Latinoamérica, solo Jaramillo-Mosqueira (2005) y Medina & Morales (2007) lo han hecho.

El consumo de agua para uso residencial urbano considera como determinantes de la demanda tanto el ingreso como el precio (Moncur, 1987; Dandy, Nguyen & Davies, 1997; Gaudin, Griffin & Sickles, 2001; Arbués et al., 2003; Worthington & Hoffmann, 2006; Olmstead et al., 2007). La demanda también podría estar influenciada por variables demográficas de los hogares como cantidad de personas que los conforman y número de hombres y mujeres; variables relacionadas con características de la vivienda como antigüedad, número de cuartos de baño, tamaño del lote, área de la construcción; y variables de clima como temperatura y precipitación (Danielson, 1979; Foster & Beatie, 1979; Nieswiadomy & Molina, 1989; Espey, Espey & Douglass, 1997; Hanemann, 1998; Höglund, 1999; Arbués et al., 2003; Dalhuisen et al., 2003; Olmstead et al., 2007; Worthington & Hoffman 2008; Sebri, 2014). Con excepción de la demanda de agua para consumo humano, la demanda para uso residencial es una demanda derivada del uso de bienes y servicios que necesitan este recurso, específicamente lavadoras y uso de baños (Olmstead et al., 2007).

Los estudios de agua para uso residencial urbano tienen como objetivo principal estimar la función de demanda y calcular las elasticidades correspondientes, las cuales constituyen información relevante para el diseño e implementación de políticas adecuadas para la gestión del agua (Sebri, 2014). La evidencia empírica sugiere que la elasticidad ingreso de la demanda es menor que uno pero no cero (Moncur, 1987; Dandy et al., 1997; Gaudin et al., 2001), mientras es inelástica en precio (Espey et al., 1997; Arbués et al., 2003; Worthington & Hoffmann, 2006), aunque no perfectamente inelástica y que el clima podría también explicar variaciones en la demanda de agua (Dandy et al., 1997; Pint, 1999). Una elasticidad precio de la demanda promedio de  $-0,51$  se obtuvo en un metaanálisis en el que se incluyeron 124 valores estimados de elasticidad en el período 1963-1993 (Espey et al., 1997). Otro metaanálisis con casi 300 valores estimados de elasticidad en el período 1963-1998 reportó un valor medio de elasticidad precio de la demanda de  $-0,41$  (Dalhuisen et al., 2003). La estimación de un MDC con una excepcional base de datos de Estados Unidos y Canadá, y un sistema BCC, arrojó un valor de elasticidad precio condicionada al bloque en que se observó el consumo de  $-0,59$ , mientras la elasticidad no condicionada fue  $-0,33$  (Olmstead et al., 2007). Un MDC también se usó en estudios empíricos de demanda de agua para uso residencial en México y Colombia, arrojando valores de elasticidad precio condicionada al bloque de consumo de  $-0,22$  (Jaramillo-Mosqueira, 2005) y  $-0,24$  (Medina & Morales, 2007), respectivamente. Baerenklau et al. (2014) utilizaron datos de California para estimar un MDC para el período 2003-2011, y reportaron una elasticidad precio de  $-0,58$ . La evidencia empírica sugiere que la demanda de agua para uso residencial es inelástica. Excepciones son Rietveld et al. (2000), quienes usaron un MDC y obtuvieron una elasticidad precio de  $-1,28$  en Indonesia, y Miyawaki et al., (2011) quienes obtuvieron una elasticidad precio de  $-1,61$  en la estimación de la demanda de agua residencial en Japón para el período 2006-2007, pero usando un modelo de efectos aleatorios basado en una elección discreta continua.

## II. Modelo econométrico

En este trabajo se usó una forma funcional *log-log* de la demanda de agua para uso residencial urbano, la cual suele ser la forma estimada en anteriores

estudios y permite comparar los resultados obtenidos con estudios empíricos previos. La función de demanda estimada fue:

$$\ln w = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \beta \ln p + \gamma \ln \tilde{y} + \eta + \varepsilon, \quad (1)$$

donde  $w$  es la demanda de agua;  $\mathbf{Z}$  es una matriz que contiene la información sobre características del hogar, la vivienda y variables de clima;  $p$  es el precio al que se enfrenta cada hogar y  $\tilde{y}$  es el ingreso virtual o el ingreso mensual del hogar ajustado por la diferencia de Nordin (Nordin, 1976). El término de error  $\eta$  denota la heterogeneidad de los consumidores, mientras que  $\varepsilon$  representa error de optimización, equivalente a la diferencia entre el consumo observado y el consumo óptimo, que en estudios de demanda de agua podría explicarse por la existencia de fugas en los sistemas de provisión de esta. Los términos de error se asumen independientes con media cero y varianzas  $\sigma_\eta^2$  y  $\sigma_\varepsilon^2$ , respectivamente. Los parámetros a estimar son  $\{\boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma\}$  (Burtless & Hausman, 1978; Moffitt, 1990; Olmstead et al., 2007). El sistema de tarifas del agua en la ciudad de Manizales consiste en dos BCC. Por tanto, el consumo de agua de un hogar podría ubicarse en el primer bloque, en el segundo bloque o el punto donde cambia la pendiente de la restricción presupuestaria o *kink point*. Basado en Olmstead et al., (2007) las posibles decisiones de consumo se representan por la ecuación (2), donde  $w^*$  denota el consumo óptimo en un bloque de consumo y  $w_1$  denota el consumo en el *kink point*.

$$\ln w = \begin{cases} \ln w_1^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) + \eta + \varepsilon & \text{si } -\infty < \eta < \ln w_1 - \ln w_1^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) \\ \ln w_1 + \varepsilon & \text{si } \ln w_1 - \ln w_1^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) < \eta < \ln w_1 \\ & \quad - \ln w_2^*(\mathbf{Z}, p_2, \tilde{y}_2; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) \\ \ln w_2^*(\mathbf{Z}, p_2, \tilde{y}_2; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) + \eta + \varepsilon & \text{si } \ln w_1 - \ln w_2^*(\mathbf{Z}, p_2, \tilde{y}_2; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) < \eta < \infty \end{cases} \quad (2)$$

Los parámetros de la ecuación (1) se estiman al maximizar el logaritmo de la función de verosimilitud representada por la ecuación (3) (Olmstead et al., 2007), en la cual la primera sumatoria corresponde al consumo en los  $K$  segmentos lineales de la restricción presupuestaria y la segunda al consumo en  $K - 1$  *kink points*;  $\Phi(\cdot)$  representa la función de distribución acumulada de una variable normal estándar.



$$\ln L = \sum \ln \left[ \sum_{k=1}^k \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp\left(-\frac{(s_k)^2}{2}\right)}{\sigma_v} \right) (\Phi(r_k) - \Phi(n_k)) \right. \\ \left. + \sum_{k=1}^{k-1} \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp\left(-\frac{(u_k)^2}{2}\right)}{\sigma_\varepsilon} \right) (\Phi(m_k) - \Phi(t_k)) \right] \quad (3)$$

donde,

$$v = \eta + \varepsilon, \quad \rho = \text{corr}(v, \eta), \quad t_k = \frac{(\ln w_k - \ln w_k^*(\cdot))}{\sigma_\eta}, \quad r_k = \frac{(t_k - \rho s_k)}{\sqrt{1 - \rho^2}},$$

$$s_k = \frac{(\ln w_i - \ln w_k^*(\cdot))}{\sigma_v}, \quad m_k = \frac{(\ln w_k - \ln w_{k+1}^*(\cdot))}{\sigma_\eta},$$

$$u_k = \frac{(\ln w_i - \ln w_k(\cdot))}{\sigma_\varepsilon}, \quad n_k = \frac{(m_{k+1} - \rho s_k)}{\sqrt{1 - \rho^2}}.$$

### III. Área de estudio, datos y variables explicadoras

El municipio de Manizales, Colombia, está ubicado en la región centro-occidente de la región andina del país. Tiene una superficie total aproximada de 392 km<sup>2</sup>, de los cuales el 92% (360 km<sup>2</sup>) corresponde a la zona urbana y 8% (31 km<sup>2</sup>) a la zona rural. Manizales tiene 11 sectores y 7 corregimientos (Alcaldía de Manizales, 2012), correspondientes a divisiones político administrativas definidas por el Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC). Las principales actividades económicas del municipio son el comercio, los servicios, la agricultura y ganadería y, en menor proporción, la industria. En el municipio se encuentran instaladas aproximadamente 12.504 empresas; 57% de los establecimientos están dedicados al comercio, 17% a hotelería y restaurantes, y 7% a la industria manufacturera (Alcaldía de Manizales, 2012). La

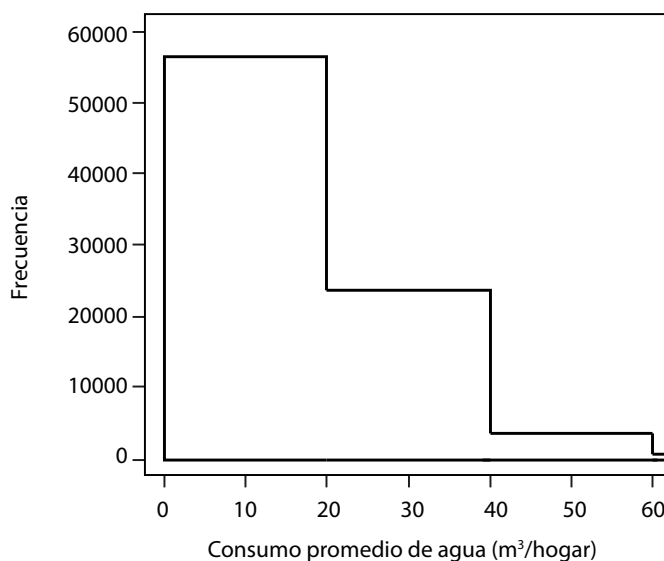
población de Manizales en el año 2014 fue 369.981 (Departamento Administrativo Nacional de Estadística –DANE–, 2011), con una tasa de crecimiento muy cercana a cero (Alcaldía de Manizales, 2012). La población mayor de 60 años es cada vez más abundante, mientras la población infantil tiende a disminuir. La empresa Aguas de Manizales S.A.E.S.P. es una empresa de capital mixto, constituida bajo la forma de sociedad por acciones. En enero de 2014 la empresa tenía 89.467 suscriptores para uso de agua residencial urbano, de los cuales 61.074 corresponden a estratos uno, dos y tres y reciben subsidios; 14.497 pertenecen a estrato cuatro o de referencia para el establecimiento de las tarifas de agua y 13.946 corresponden a estratos cinco y seis, los cuales hacen contribución según el criterio de solidaridad vigente en la legislación colombiana. Para el año 2013 la cobertura del servicio de agua potable en Manizales fue del 99 %, la continuidad del servicio del 100 % y el agua no contabilizada el 25 % (Aguas de Manizales, 2013).

La información sobre características del hogar y de la vivienda se recolectó mediante una encuesta. Para el cálculo del tamaño de la muestra se usó el consumo de agua mensual por suscriptor y su varianza de series de consumo de agua por estrato publicados por la Superintendencia de Servicios Públicos, asumiendo un error de muestreo de  $0,3 \text{ m}^3$  mensual de agua por estrato y vivienda, y un nivel de confianza del 95 %. El tamaño de la muestra fue de 490 suscriptores. La consolidación de la base de datos se realizó entre febrero y mayo de 2014. El tamaño de la muestra se calculó con el método de muestreo aleatorio simple para poblaciones finitas (Bartlett, Kotrlik & Higgins, 2001). La información sobre consumo medido de agua y tarifas fue proporcionada por Aguas de Manizales S.A.E.S.P., para el período 1997-2013. En el Gráfico 1 se presentan todos los consumos observados para los 490 hogares encuestados para el período señalado. En el Gráfico 2 se presenta el consumo histórico de agua para un consumidor representativo para cada estrato socioeconómico, durante el mismo período.

La información de clima fue proporcionada por el Instituto de Estudios Ambientales de la Universidad Nacional de Colombia (IDEA), Sede Manizales. La información proviene de la compilación y procesamiento de registros históricos mensuales de estaciones climáticas ubicadas en la zona urbana de la ciudad de Manizales. Para la variable precipitación se usaron los registros de

25 estaciones, y la superficie continua de valores se obtuvo mediante métodos de *kriging*. Para la variable temperatura se usaron los registros de siete estaciones y modelos de interpolación lineal en función de la altitud. Los datos de altitud se obtuvieron de un modelo de elevación digital del terreno proporcionado por el Servicio Geológico de Estados Unidos (USGS por sus siglas en inglés). Los valores de precipitación presentaron mayor variabilidad temporal si se compara con los valores de temperatura. La variabilidad espacial y temporal de la temperatura y precipitación en la ciudad de Manizales facilitó la inclusión de estas variables en la estimación de las demandas.

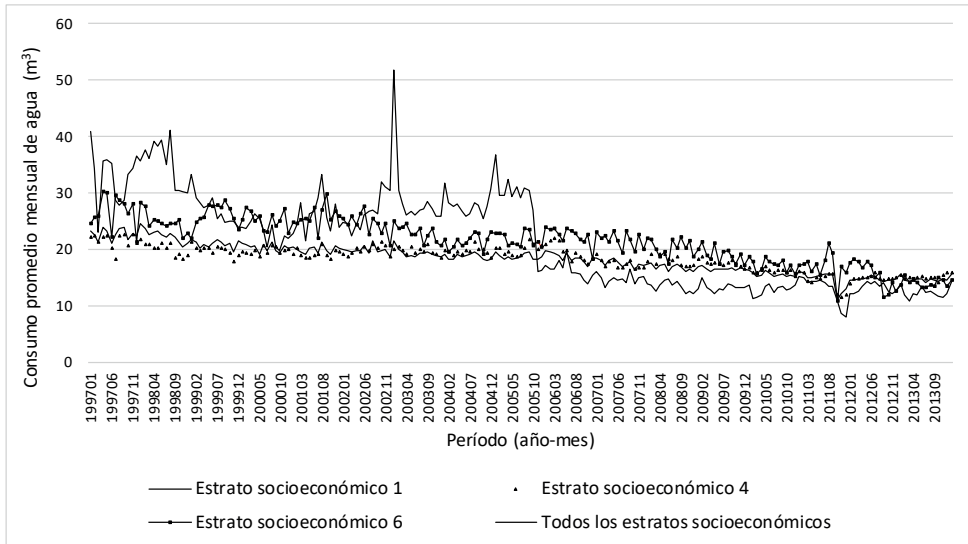
**Gráfico 1.** *Distribución de los consumos mensuales de agua ( $m^3$ ) para los hogares encuestados en Manizales, Colombia (1997-2013).*



*Fuente:* elaboración propia.

La selección de las variables explicadoras de la demanda de agua para uso residencial urbano se realizó con base en lo reportado por estudios empíricos previos (Espey et al., 1997; Dalhuisen et al., 2003; Arbués et al., 2003; Olmstead et al., 2007; Worthington & Hoffman 2008; Sebri, 2014), y se presentan en la Tabla 1.

**Gráfico 2.** Consumo promedio mensual de agua ( $m^3$ ) para un consumidor representativo y por estrato socio-económico, Manizales, Colombia (1997-2013).



Fuente: elaboración propia.

La variable diferencia de Nordin (Nordin, 1976) denotada por  $d_k$  se define como la diferencia entre el costo de consumir una cantidad de agua pagando todas las unidades de consumo al mismo precio marginal y lo que se paga como resultado del sistema de tarifas en bloques de consumo. Para el cálculo de  $d_k$  para cada hogar se usó la ecuación (4):

$$d_k = -\text{cargo fijo} - \sum_{j=1}^{k-1} (p_j - p_{j+1}) w_j, \quad (4)$$

donde  $w_j$  es el límite superior del bloque de consumo o *kink point* y  $p_j$  y  $p_{j+1}$  denotan los precios marginales en el  $j$ -ésimo y  $j + 1$ -ésimo bloque de consumo, respectivamente. El cargo fijo podría considerarse como el costo de conexión al servicio de provisión de agua y no se incluye como argumento en la función de demanda. El valor de  $d_k$  puede ser positivo o negativo, y depende del cargo fijo, del sistema de tarifas por bloques crecientes o decrecientes y

del bloque de consumo observado. Si  $d_k$  es positiva se considera un subsidio que se agrega al ingreso, y si es negativa se considera una suma única que se deduce del ingreso (Hewitt & Hanneman, 1995).

**Tabla 1.** Estadísticas descriptivas de variables explicadoras

Variable	Descripción	Unidades	Media	Std. Dev.	Min.	Max.
<i>Id</i>	Código de identificación del hogar	Numero	42855		1365	107267
<i>Econclase</i>	Estrato socio-económico	Numero	3,24	1,15	1	6
<i>W</i>	Demanda mensual de agua	m <sup>3</sup>	18,51	12,14	1	231,00
<i>w<sub>1</sub></i>	Cantidad de agua en el <i>kink point</i>	m <sup>3</sup>	20	0	20	20
<i>Bloque_consumo</i>	Consumo en bloque 1: 1 si es sí; 0 si es no.		0,63	0,48	0	1
<i>inc</i>	Ingreso mensual.	\$000	1263,19	859,79	600,00	5900,00
<i>d<sub>k</sub></i>	Diferencia de Nordin.	\$000	-5,31	4,62	-18,72	31,39
<i>incnor</i>	Ingreso mensual más la diferencia de Nordin	\$000	1256,33	859,03	581,28	5899,63
<i>p<sub>1</sub></i>	Precio marginal del bloque 1.	\$	844,10	376,55	110,00	2056,00
<i>p<sub>2</sub></i>	Precio marginal del bloque 2.	\$	1053,00	304,07	273,00	2056,00
<i>dummy_casa</i>	Tipo de residencia: 1 si es casa; 0 si es apartamento.	0/1	0,90	0,30	0	1
<i>número_baños</i>	Número de baños.	Numero	1,36	0,57	1	4
<i>tamaño_hogar</i>	Tamaño del hogar.	Numero	3,56	1,51	1	10
<i>dummy_lavadora</i>	1 si posee lavadora; 0 en caso contrario.	0/1	0,87	0,33	0	1
<i>temp</i>	Temperatura media mensual, 1997-2013.	°C	17,01	0,98	6,25	20,05
<i>pmm</i>	Precipitación media mensual, 1997-2013	mm	170,82	90,26	0,6	540,14

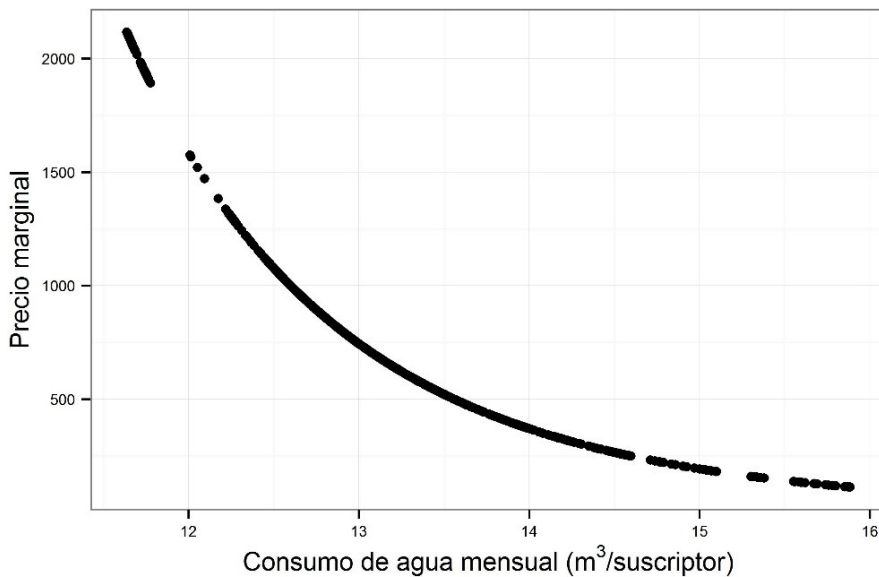
*Nota:* Precios, ingresos y la diferencia de Nordin, COP\$2014.

*Fuente:* elaboración propia.

#### IV. Resultados y discusión

En la Tabla 2 se presentan los resultados econométricos de la estimación del MDC para una función de demanda *log-log* de agua para uso residencial urbano en Manizales, para el período 1997-2013. Los coeficientes estimados del ingreso mensual ajustado por la diferencia de Nordin ( $\bar{y}$ ) y el coeficiente del precio ( $\bar{p}$ ) fueron estadísticamente significativos. El signo del coeficiente estimado de ingreso fue positivo, consistente con el supuesto de considerar el agua como un bien normal. El signo del coeficiente del precio fue negativo y es consistente con la teoría económica. La curva de demanda estimada usando el MDC y valores medios de las variables explicadores se presenta en el Gráfico 3.

**Gráfico 3.** *Demanda de agua para uso residencial urbano. Manizales, Colombia (1997-2013)*



*Nota:* Se usaron los valores medios de las variables explicadoras incluidas en la función de demanda estimada.

*Fuente:* elaboración propia

**Tabla 2.** Resultados econométricos de la función de demanda de agua para uso residencial urbano, Manizales, Colombia (1997-2013)\*

Variable	Parámetro estimado MDC
Constante	3,22 (43,93)
<i>dummy_casa</i>	0,30 (35,86)
<i>N°_baños</i>	0,03 (12,06)
<i>tamaño_hogar</i>	0,01 (16,58)
<i>dummy_lavadora</i>	0,10 (14,98)
<i>temp</i>	-0,02 (-6,54)
<i>pmm</i>	-0,0003 (-10,37)
<i>p</i>	-0,10 (-20,26)
$\tilde{y}$	0,05 (12,11)
$\sigma_\eta$	0,008 (3,77)
$\sigma_\varepsilon$	0,68 (400,95)
Log-L promedio	-1,038

*Nota:* La variable dependiente en el modelo fue el logaritmo del consumo mensual de agua. Las variables explicadoras fueron: *dummy\_casa*, con valor 1 para casa y 0 para apartamento; *N°\_baños*, número de baños; *tamaño\_hogar*, número de ocupantes de la vivienda; *dummy\_lavadora*, con valor 1 si posee lavadora y 0 en caso contrario; *p*, precio marginal del agua (\$/m<sup>3</sup>);  $\tilde{y}$ , ingreso virtual mensual expresado en cien mil pesos (\$100.000); *temp*, temperatura media mensual (°C); *pmm*, precipitación media mensual (mm). Finalmente,  $\sigma_\eta$  es la desviación estándar del error correspondiente a la heterogeneidad no observada de las preferencias de los consumidores, y  $\sigma_\varepsilon$  es la desviación estándar del error de optimización representado por la discrepancia entre consumo óptimo y observado, como resultado de la posible existencia de fugas en la red de provisión de agua. Log-L promedio es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud dividido por el número de observaciones. Los valores en paréntesis corresponden a valores de *t*.

El coeficiente estimado de la variable precio fue  $-0,10$  y corresponde a la elasticidad condicionada al bloque de consumo. Por tanto, la demanda de agua para uso residencial urbano en Manizales es inelástica. Este resultado es consistente con estudios previos de demanda de agua que usaron el MDC (Jaramillo-Mosqueira, 2005; Olmstead et al., 2007; Medina & Morales, 2007; Baerenklau et al., 2014), y podría explicarse por la inexistencia de sustitutos cercanos del agua (Foster & Beattie, 1979; Savenije & van der Zaag, 2002; Arbués et al., 2003; Worthington & Hoffmann, 2006) y por el uso del agua para satisfacer necesidades tan básicas como la preparación de alimentos o el consumo humano (Savenije & van der Zaag, 2002). En países con ingresos *per cápita* altos en Europa, Schleich & Hillenbrand (2009) sugieren que la baja sensibilidad de los hogares ante cambios en los precios del agua se debe principalmente a que el gasto de un hogar en el servicio de provisión de agua es muy bajo en comparación con los gastos totales del hogar.

La elasticidad ingreso en el modelo MDC fue  $0,05$ , consistente con la evidencia empírica que sugiere un valor bajo de elasticidad ingreso de la demanda en las estimaciones de demanda de agua para uso residencial (Chicoine & Ramamurthy, 1986; Moncur, 1987). El resultado obtenido en esta investigación es similar al valor de elasticidad ingreso reportado por Baerenklau et al. (2014), quienes estimaron un MDC en Estados Unidos para el período 2003-2011. El resultado para Manizales es similar a  $0,02$ , que fue el valor de elasticidad ingreso de la demanda obtenido con un MDC en México (Jaramillo-Mosqueira,

---

\* Se estimó el MDC con la inclusión de otras variables. Algunas de ellas fueron: aquellas relacionadas con el número de personas en el hogar con educación por lo menos equivalente a básico medio; variables representando la presencia de niños y adultos mayores en el hogar; una variable *dummy* de ahorro de agua; una variable *dummy* con valor de 1 para hogares que reutilizaron agua; y una variable *dummy* para los hogares de los estratos que recibieron subsidios. Las variables no fueron estadísticamente significativas y por ello no se incluyeron en el modelo final. Las funciones de demanda también se estimaron por MCO y con un modelo de efectos fijos, obteniéndose un signo positivo del coeficiente estimado de la variable precio, lo cual no es consistente con la teoría económica. También se estimó un modelo de efectos aleatorios, obteniéndose un valor de elasticidad precio de la demanda de  $-8,38$ , cuyo valor no parece ser razonable. No se utilizó VI por la dificultad de seleccionar instrumentos correctos con la estructura del sistema de tarifas, como lo expresan Nieswiadomy & Molina (1989).



2005). No obstante, el resultado difiere del 0,17 obtenido en Estados Unidos y Canadá (Olmstead et al., 2007), y del 0,14 reportado por Medina & Morales (2007) para Colombia.

Las variables de características del hogar y la vivienda en los modelos correlacionaron positivamente con la demanda de agua (Tabla 2). En la Tabla 3 se presenta el cambio porcentual en el consumo mensual de agua ante un cambio unitario en las variables de características del hogar, la vivienda y el clima en la ciudad de Manizales. Los resultados sugieren que la demanda de agua en una casa es mayor en  $\sim 34\%$  si se compara con el consumo en un apartamento (Tabla 3). El mayor consumo de agua en casa podría explicarse por un mayor consumo de agua para uso discrecional, específicamente el uso asociado con el lavado de patios y el riego de jardines. Un total de 161 hogares encuestados ( $\sim 33\%$ ) que habitaban una casa reportaron el uso de agua para el lavado de patios. El consumo promedio mensual de agua de los hogares encuestados que residían en casas y que usaron agua para el lavado de patio fue de  $16,11 \text{ m}^3$ , lo cual es mayor a  $14,86 \text{ m}^3$ , que corresponde al consumo promedio de agua en casas que no usaron agua en este uso discrecional.

**Tabla 3.** Cambio porcentual en el consumo mensual de agua por un cambio unitario en las variables de características del hogar, la vivienda y el clima. Manizales, Colombia (1997-2013)

Variable	MDC ( $\Delta$ porcentual)
<i>dummy_casa</i>	+34 %
<i>Nº_baños</i>	+3 %
<i>tamaño_hogar</i>	+1 %
<i>dummy_lavadora</i>	+10 %
<i>Temp</i>	-2 %
<i>Pmm</i>	-0,03 %

Fuente: elaboración propia.

Al aumentar en uno el número de baños y el número de ocupantes en una vivienda, la demanda de agua se incrementa 3 y 1 %, respectivamente (Tabla

3), lo que es explicado, posiblemente, por un mayor consumo de agua para uso no discrecional, específicamente preparación de alimentos y aseo personal. En estudios previos que usaron el MDC se obtuvieron signos positivos en los coeficientes de las variables número de ocupantes del hogar y número de baños, como ocurrió en Estados Unidos y Canadá (Olmstead et al., 2007), México (Jaramillo-Mosqueira, 2005) y Colombia (Medina & Morales, 2007). Finalmente, la posesión de lavadora aumenta la demanda de agua en  $\sim 10\%$  (Tabla 3).

Se obtuvo un signo negativo para las variables de clima temperatura y precipitación media mensual. La demanda mensual de agua disminuye  $\sim 2\%$  y  $\sim 0,03\%$  por un incremento de  $1^\circ\text{C}$  y 1 mm en la temperatura y la precipitación, respectivamente (Tabla 3). Los resultados de las variables de clima indican que en los períodos que aumenta la temperatura, en los cuales también suele presentarse poca precipitación, el consumo de agua es menor. El resultado se podría explicar al asumir que la temperatura y la precipitación influyen más el uso discrecional del agua que el no discrecional. En un estudio realizado en el norte de España en el que se usó un modelo de efectos fijos, las variables de clima mensuales fueron estadísticamente significativas, pero sus respectivos coeficientes fueron de baja magnitud. Se concluyó que el clima no fue un determinante de la cantidad demandada de agua porque el consumo discrecional no fue significativo con respecto al consumo total (Martínez-Espiñeira, 2002). En general, la demanda discrecional de agua tiende a ser menos inelástica que la demanda no discrecional, en la que el agua se usa para satisfacer necesidades básicas (Savenije & van der Zaag, 2002; Martínez-Espiñeira & Nauges, 2004).

En Manizales, un aumento en la temperatura podría disminuir el uso discrecional del agua, que se relaciona con una menor frecuencia del lavado de patios en las casas, el tipo de vivienda que prevalece en la ciudad. El resultado de la variable temperatura difiere de la relación positiva encontrada entre temperatura y consumo de agua reportada en trabajos empíricos previos (Foster & Beattie, 1979; Espey et al., 1997; Dalhuisen et al., 2003; Olmstead et al., 2007; Worthington & Hoffman 2008; Sebri, 2014) que fueron realizados en países con estaciones climáticas, y en los cuales las variables de clima fueron utilizadas para el control de la estacionalidad en el consumo de agua. El

consumo en verano se asocia principalmente al consumo no discrecional correspondiente al mantenimiento de jardines. Resultados previos sugieren que la demanda de agua es más elástica en verano, lo cual se explica por la mayor variabilidad en el consumo de agua no discrecional. Un trabajo en California en el que se estimó un MDC usando datos de 599 hogares, durante el período 1982-1992, reportó elasticidades precio de la demanda en valor absoluto en el rango 0,02-1,24, con el mayor valor de elasticidad observado en verano (Pint, 1999).

El signo negativo del coeficiente de la variable precipitación sugiere que cuando llueve más los hogares usan una menor cantidad de agua proporcionada por la empresa Aguas de Manizales S.A. E.S.P. Es decir, una mayor cantidad de precipitación implicaría un aumento de la adquisición del agua de fuentes alternas. En Manizales, aproximadamente 11 % de los hogares encuestados reportaron la recolección de agua lluvia como fuente alterna de suministro de agua, usada fundamentalmente en el mantenimiento de los jardines y el lavado de patios. Un estudio previo en el que evaluó la respuesta del consumo diario de agua a cambios en variables de clima (Maidment & Miaou, 1986) concluyó que la influencia de la precipitación está determinada por la ocurrencia de un evento de lluvia y por su magnitud. Según Maidment y Miaou (1986) y Miaou (1990) la precipitación inicialmente reduce la demanda de agua, pero su efecto disminuye con el tiempo; ello podría ser consistente con el argumento de Schleich y Hillenbrand (2009) sobre la importancia de la variación temporal de la precipitación en la demanda de agua para uso residencial.

Finalmente, en el modelo MDC los errores fueron estadísticamente significativos. La especificación del modelo MDC que tiene en cuenta dos términos de error es intuitivamente más plausible, dado que los investigadores podrían no observar todas las características relevantes de las viviendas y los hogares para la estimación de la demanda de agua, y que es muy probable que los hogares no controlen de manera eficiente su consumo de agua (Pint, 1999). La magnitud del error de optimización fue mayor que la magnitud del error relacionado con la heterogeneidad de las preferencias. Los resultados del error de optimización podrían estar relacionados con las pérdidas técnicas y no técnicas de agua, que se asocian principalmente con las fallas en la red de transporte, las conexiones y el sistema de distribución de agua. Ello

es consistente con un valor reportado de pérdidas técnicas y no técnicas de aproximadamente 25 % en la ciudad de Manizales para el año 2013 (Aguas de Manizales, 2013). Según el error de preferencias, los hogares encuestados en Manizales podrían ser un tanto homogéneos en sus preferencias con respecto a la demanda de agua para uso residencial. En estudios previos que usaron el MDC las magnitudes de los errores fueron contrarias a las obtenidas en Manizales; es decir, la magnitud del error de preferencias fue mayor que la magnitud del error de optimización (Hewitt & Hanemann, 1995; Jaramillo-Mosqueira, 2005; Olmstead et al., 2007; Medina & Morales, 2007; Rietveld et al., 2000; Miyawaki et al., 2011; Baerenklau et al., 2014).

### Conclusiones

Los estudios de agua para uso residencial urbano se suelen centrar en la estimación de funciones de demanda y sus correspondientes elasticidades. En la ciudad de Manizales, Colombia, la demanda de agua para uso residencial se estimó usando un modelo estructural que considera tanto la elección discreta del bloque de consumo como la continua sobre la cantidad a consumir. La demanda se estimó econométricamente utilizando información de 490 hogares sobre el consumo mensual de agua, el tamaño del hogar, las características de la vivienda (*dummy* para casa y la posesión de lavadora, así como el número de baños), variables de clima (temperatura y precipitación media mensual), precio marginal por bloque de consumo e ingreso virtual, para el período 1997-2013. Las variables de características del hogar y la vivienda correlacionaron positivamente con la demanda de agua, mientras que las variables de clima correlacionaron negativamente. La demanda de agua resultó inelástica en precio, lo cual es consistente con lo reportado en estudios previos que usaron el MDC y bases de datos con información a nivel de hogar. Los resultados sugieren que el modelo estructural estimado, además de ser consistente con la maximización de la utilidad, parece ser la mejor aproximación empírica para la estimación econométrica de la demanda de agua para uso residencial urbano, si se compara con estimaciones econométricas alternativas como MCO o modelos de efectos fijos o aleatorios. Por tanto, la información provista por el modelo es relevante para la adopción de políticas y regulación del recurso del agua en áreas urbanas de Colombia. Futuras investigaciones

deberían separar el consumo de agua discrecional del no discrecional, para así evaluar su correspondiente elasticidad precio de la demanda y verificar la hipótesis que plantea que las variables de clima influyen principalmente la demanda de agua para uso discrecional. Finalmente, en el presente trabajo se utilizó información promedio mensual de las variables de clima temperatura y precipitación, pero sería deseable usar valores máximos cuando éstos estén disponibles.

### Referencias

- AGUAS DE MANIZALES (2013). *Indicadores de gestión aguas de Manizales*. Recuperado de: <http://www.aguasdemanizales.com.co/RendicionCuentas/Informes> (2 de febrero de 2016).
- ALCALDÍA DE MANIZALES (2012). *Plan de Desarrollo 2012-2015. Gobierno en la Calle*. Recuperado de: <http://manizales.gov.co/RecursosAlcaldia/201504302248316380.pdf> (2 de febrero de 2016).
- AL-QUNAIBET, Mohammad & JHONSTON, Richard (1985). “Municipal Demand for Water in Kuwait: Methodological Issues and Empirical Results”, *Water Resources Research*, Vol. 21, No. 4, pp. 433-438.
- ARBUÉS, Fernando; GARCÍA-VALIÑAS, María & MARTÍNEZ-ESPIÑEIRA, Roberto (2003). “Estimation of Residential Water Demand: A State-of-the-Art Review”, *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 32, No. 1, pp. 81-102.
- BAERENKLAU, Kenneth; SCHWABE, Kurt & DINAR, Ariel (2014). “The Residential Water Demand Effect of Increasing Block Rate Water Budgets”, *Land Economics*, Vol. 90, No. 4, pp. 683-699.
- BARTLETT, James; KOTRLIK, Joe & HIGGINS, Chadwick (2001). “Organizational Research: Determining Appropriate Sample Size in Survey Research”, *Information Technology, Learning, and Performance Journal*, Vol. 19, No. 1, pp. 43-49.
- BILLINGS, R. Bruce & AGTHE, Donald (1980). “Price Elasticities for Water: A Case of Increasing Block Rates”, *Land Economics*, Vol. 56, No. 1, pp. 73-84.

- BURTLESS, Gary & HAUSMAN, Jerry (1978). "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, pp. 1103-1130.
- CHICOINE, David & RAMAMURTHY, Ganapathi (1986). "Evidence on the Specification of Price in the Study of Domestic Water Demand", *Land Economics*, Vol. 62, No. 1, pp. 26-32.
- DALHUISEN, Jasper; FLORAX, Raymond; DE GROOT, Henry & NIJKAMP, Peter (2003). "Price and Income Elasticities of Residential Water Demand: A Meta-Analysis", *Land Economics*, Vol. 79, No. 2, pp. 292-308.
- DEPARTAMENTO ADMINISTRATIVO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS (2011). *Estimaciones y Proyecciones de Población período 1985-2020*. Recuperado de: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/proyecciones-de-poblacion> (2 de febrero de 2016).
- DANDY, Graeme; NGUYEN, Tin & DAVIES, Carolyn (1997). "Estimating Residential Water Demand in the Presence of Free Allowances", *Land Economics*, Vol. 73, No. 1, pp. 125-139.
- DANIELSON, Leon E. (1979). "An Analysis of Residential Demand for Water Using Micro Time-Series Data", *Water Resources Research*, Vol. 15, No. 4, pp. 763-767.
- ESPEY, Molly; ESPEY, Jae & DOUGLASS, Shaw (1997). "Price Elasticity of Residential Demand for Water: A Meta-Analysis", *Water Resources Research*, Vol. 33, No. 6, pp. 1369-1374.
- FOSTER, Henry & BEATTIE, Bruce (1979). "Urban Residential Demand for Water in the United States", *Land Economics*, Vol. 55, No. 1, pp. 43-58.
- GAUDIN, Sylvestre; GRIFFIN, Ronald & SICKLES, Robin (2001). "Demand Specification for Municipal Water Management: Evaluation of the Stone-Geary Form", *Land Economics*, Vol. 77, No. 3, pp. 399-422.
- HANEMANN, Michael (1998). "Determinants of Urban Water Use". In: J. D. Baumann, J. J. Boland & W. M. Hanemann, *Urban Water Demand Management and Planning* (pp. 31-76). New York: McGraw-Hill.

- HARTWICK, John & OLEWILER, Nancy (1998). *The Economics of Natural Resource Use* (2<sup>nd</sup> Ed). Massachusetts: Pearson.
- HEWITT, Julie & HANEMANN, Michael (1995). "A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing", *Land Economics*, Vol. 71, No. 2, pp. 173-192.
- HISCOCK, Kevin & TANAKA, Yu (2006). *Potential Impacts of Climate Change on Groundwater Resources: from the High Plains of the US to the Flatlands of the UK*. Recuperado de: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.507.8251&rep=rep1&type=pdf> (2 de febrero de 2016).
- HÖGLUND, Lena (1999). "Household Demand for Water in Sweden with Implications of a Potential Tax on Water Use", *Water Resources Research*, Vol. 35, No. 12, pp. 3853-3863.
- IDEAM (2015). *Estudio Nacional del Agua 2014*. Bogotá D.C.: Autor.
- IPCC (2007). *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge, United Kingdom and New York, USA: Cambridge University Press.
- JARAMILLO-MOSQUEIRA, Luis (2005). "Evaluación Econométrica de la Demanda de Agua de Uso Residencial en México", *El Trimestre Económico*, Vol. 72, No. 286(2), pp. 367-390.
- KLEIBER, Allen; SMITH, Kerry; KAMINSKY, Michael & STRONG, Aaron (2014). "Measuring Price Elasticities for Residential Water Demand with Limited Information", *Land Economics*, Vol. 90, No. 1, pp. 100-113.
- MCDONALD, Robert; WEBERA, Katherina; PADOWSKI, Julie; FLÖRKE, Martina; CHRISTOF, Schneider; GREEN, Pamela;... MONTGOMERY, Mark (2014). "Water on an Urban Planet: Urbanization and the Reach of Urban Water Infrastructure", *Global Environmental Change*, Vol. 27, pp. 96-105.
- MAIDMENT, David & MIAOU, Shaw-Pin (1986). "Daily Water Use in Nine Cities", *Water Resources Research*, Vol. 22, No. 6, pp. 845-851.

Jiménez, Orrego, Vásquez y Ponce: Estimación de la demanda de agua para uso residencial...

- MARTÍNEZ-ESPIÑEIRA, Roberto (2002). “Residential Water Demand in the Northwest of Spain”, *Environmental and Resource Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 161-187.
- MARTÍNEZ-ESPIÑEIRA, Roberto & NAUGES, Céline (2004). “Is really all domestic water consumption sensitive to price control?”, *Applied Economics*, Vol. 36, No. 15, pp. 1697-1703.
- MARTINS, Rita & FORTUNATO, Adelino (2007). “Residential Water Demand under Block Rates - A Portuguese Case Study”, *Water Policy*, Vol. 9, No. 2, pp. 217-230.
- MEDINA, Carlos & MORALES, Leonardo (2007). “Demanda por Servicios Públicos Domiciliarios en Colombia y Subsidios: Implicaciones sobre el Bienestar”, *Borradores de Economía*, No. 467. Banco de la República, Colombia.
- MIAOU, Shaw-Pin (1990). “A Class of Time Series Urban Water Demand Models with Nonlinear Climatic Effects”, *Water Resources Research*, Vol. 26, No. 2, pp. 169-178.
- MIRALLES-WILHELM, Fernando (2014). *Recursos hídricos y adaptación al cambio climático en Latinoamérica y el Caribe: directrices estratégicas y líneas de acción propuestas*. Recuperado de: <http://www.asocam.org/biblioteca/files/original/8c024a3b987e43f3acce9d690d51f83b.pdf> (15 de enero de 2016).
- MIYAWAKI, Koji; YASUHIRO, Omori & HIBIKI, Akira (2011). “Panel Data Analysis of Japanese Residential Water Demand Using a Discrete/Continuous Choice Approach”, *The Japanese Economic Review*, Vol. 62, No. 3, pp. 365-386.
- MOFFITT, Robert (1986). “The Econometrics of Pieceswise-Linear Budget Constraints: A Survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, No. 3, pp.317-328.
- MOFFITT, Robert (1990). “The Econometrics of Kinked Budget Constraints”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, pp.119-139.



- MONCUR, James (1987). "Urban Water Pricing and Drought Management", *Water Resources Research*, Vol. 23, No. 3, pp. 393-398.
- NAUGES, Céline & THOMAS, Alban (2000). "Privately Operated Water Utilities, Municipal Price Negotiation, and Estimation of Residential Water Demand: The Case of France", *Land Economics*, Vol. 76, No. 1, pp 68-85.
- NAUGES, Céline & WHITTINGTON, Dale (2010). "Estimation of Water Demand in Developing Countries: An Overview", *World Bank Research Observer*, Vol.25, No. 2, pp. 263-294.
- NIESWIADOMY, Michael & MOLINA, David (1989). "Comparing Residential Water Demand Estimates under Decreasing and Increasing Block Rates Using Household Data", *Land Economics*, Vol. 65, No. 3, pp. 280-289.
- NORDIN, John (1976). "A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis: Comment", *The Bell Journal of Economics*, Vol. 7, No. 2, pp. 719-721.
- OCDE (2003). *Social Issues in the Provision and Pricing of Water Services*. Paris: OECD Publishing.
- OCDE (2010). *Pricing Water Resources and Water and Sanitation Services*. Paris: OECD Publishing.
- OLMSTEAD, Sheila (2009). "Reduced-Form versus Structural Models of Water Demand under Nonlinear Prices", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 27, No. 1, pp. 84-94.
- OLMSTEAD, Sheila; HANEMANN, Michael & STAVINS, Robert (2007). "Water Demand under Alternative Price Structures", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 54, No. 2, pp. 181-198.
- PINT, Ellen (1999). "Household Responses to Increased Water Rates during the California Drought", *Land Economics*, Vol. 75, No. 2, pp. 246-266.
- RIETVELD, Piet; ROUWENDAL, Jan & ZWART, Bert (2000). "Block Rate Pricing of Water in Indonesia: An Analysis of Welfare Effects", *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, Vol. 36, No. 3, pp. 73-92.

Jiménez, Orrego, Vásquez y Ponce: Estimación de la demanda de agua para uso residencial...

- SAVENIJE, Hubert & VAN DER ZAAG, Pieter (2002). "Water as an Economic Good and Demand Management Paradigms with Pitfalls", *Water International*, Vol. 27, No. 1, pp. 98-104.
- SCHEWE, Jacob; HEINKE, Jens; GERTEN, Dieter; HADDELAND, Ingierd; ARNELL, Nigel; CLARK, Douglas; ... KABAT, Pavel (2014). "Multimodel Assessment of Water Scarcity Under Climate Change", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, Vol. 111, No. 9, pp. 3245-3250.
- SCHLEICH, Joachim & HILLENBRAND, Thomas (2009). "Determinants of Residential Water Demand in Germany", *Ecological Economics*, Vol. 68, No. 6, pp. 1756-1769.
- SEBRI, Maamar (2014). "A Meta-Analysis of Residential Water Demand Studies", *Environment, Development and Sustainability*, Vol. 16, No. 3, pp. 499-520.
- TERZA, Joseph & WELCH, W. Pete (1982). "Estimating Demand under Block Rates: Electricity and Water", *Land Economics*, Vol. 58, No. 2, pp. 181-188.
- WHITTINGTON, Dale; NAUGES, Céline; FUENTE, David; WU, Xun (2015). "A Diagnostic Tool for Estimating the Incidence of Subsidies Delivered by Water Utilities In Low- And Medium-Income Countries, With Illustrative Simulations", *Utility Policy*, Vol. 34, pp. 70-81.
- WORTHINGTON, Andrew & HOFFMAN, Mark (2006). "A State of the Art Review of Residential Water Demand Modelling", *Working Papers Series*, No. 06/27. School of Accounting and Finance, University of Wollongong, Australia.
- WORTHINGTON, Andrew & HOFFMAN, Mark (2008). "An Empirical Survey of Residential Water Demand Modelling", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22, No. 5, pp. 842-871.