

Efecto de la variabilidad climática sobre la demanda de agua para uso residencial urbano: el caso de la ciudad de Manizales, Colombia

Effect of Climatic Variability on Water Demand for Urban Residential Use: The Case of City of Manizales, Colombia

Darío F. Jiménez¹, Sergio A. Orrego², Daniel M. Cossio³,
Felipe A. Vásquez⁴, Roberto D. Ponce⁵

DOI: 10.13043/DYS.79.3

Resumen

Un modelo estructural consistente con la teoría de la utilidad se usó para derivar funciones de demanda de agua para uso residencial urbano en la ciudad de Manizales, Colombia. Características del hogar y la vivienda recolectadas en una encuesta, así como información de precio, ingreso, precipitación y una variable *dummy* para indicar si el mes correspondía a la fase cálida de El Niño,

1 Investigador, Corporación Científica Ingeobosque. Medellín, Colombia. Correo electrónico: dario.jimenez@ingeobosque.org. Autor para correspondencia.

2 Profesor asociado, Departamento de Ciencias Forestales, Universidad Nacional de Colombia. Medellín, Colombia. Correo electrónico: saorrego@unal.edu.co

3 Estudiante de maestría, Departamento de Economía, Universidad EAFIT. Medellín, Colombia. Correo electrónico: dcossio2@eafit.edu.co

4 Investigador Escuela de Negocios y Economía, Universidad del Desarrollo. Concepción, Chile. Correo electrónico: fvasquez@udd.cl

5 Investigador Escuela de Negocios y Economía, Universidad del Desarrollo. Concepción, Chile. Correo electrónico: robertoponce@udd.cl

Este artículo fue recibido el 10 de agosto del 2016, revisado el 13 de octubre del 2016 y finalmente aceptado el 13 de julio del 2017.

se incluyeron en la estimación econométrica de la demanda de agua para uso residencial urbano. Los resultados sugieren que la variabilidad climática, específicamente el fenómeno El Niño, influencia de manera positiva el consumo de agua. Los resultados de esta investigación constituyen información valiosa para la adopción de políticas y regulación del recurso agua en países en desarrollo, especialmente, en áreas urbanas y en situaciones en las que la oferta de agua podría reducirse por variabilidad climática asociada a la ocurrencia de El Niño.

Palabras clave del autor: demanda de agua, modelo de elección discreto/continuo, elasticidad, variabilidad climática.

Palabras clave Thesaurus: consumo de agua, demanda, áreas urbanas, comportamiento económico.

Clasificación JEL: D03, D10, D11, D12.

Abstract

A structural model which is consistent with utility maximization was used to estimate urban residential water demand in Manizales, Colombia. Housing and household characteristics collected using a survey, price, income, precipitation and a dummy variable representing whether a month corresponds to El Niño were considered in the estimation of the urban residential water demand. Results suggest that climate variability, particularly the occurrence of El Niño events, has a positive effect on water consumption. Results provide valuable information to policy makers and regulation of water resources in developing countries, specifically in urban areas and potential reduction of water supply given the occurrence of El Niño events.

Author's key words: Water demand, discrete/continuous choice model, elasticity, climate variability.

Key words thesaurus: Drinking water, demand, urban areas, economic behaviour.

JEL classification: D03, D10, D11, D12.

Introducción

La gestión eficiente del agua en áreas urbanas de países en desarrollo constituye un propósito relevante para el diseño e implementación de políticas públicas (BID, 2014; MacDonald *et al.*, 2014). Ello por el potencial aumento de conflictos por agua entre áreas geográficas o entre usos alternativos (Arbués, García-Valiñas y Martínez-Espiñeira, 2003; Hartwick y Olewiler, 1998; Worthington y Hoffmann, 2006, 2008). Conflictos que podrían intensificarse por la creciente escasez relativa de agua, su menor calidad, una deficiente gestión del recurso (OECD, 2003, 2010), por los potenciales efectos del cambio climático (Hiscock y Tanaka, 2006; IPCC, 2007) y por el crecimiento de la población (Schewe *et al.*, 2014).

El agua en las áreas urbanas se demanda principalmente para uso residencial, comercial e industrial (Dinar, Rosegrant y Meinzen-Dick, 1997; Hanemann, 1998, 2006). Sin embargo, el interés se centra en la estimación de la demanda de agua para uso residencial, por ser generalmente el más importante (Arbués *et al.*, 2003). La demanda de agua para uso residencial considera tanto el agua para uso discrecional como el no discrecional, asociados fundamentalmente a la satisfacción de necesidades básicas como consumo humano y al uso por fuera de la vivienda, respectivamente (Espey, Espey y Douglass, 1997; Hanemann, 1998; Olmstead, Hanemann y Stavins, 2007; Worthington y Hoffmann, 2006). La evidencia empírica sugiere que la demanda de agua discrecional exhibe una mayor variabilidad temporal y espacial (Arbués *et al.*, 2003; Nieswiadomy y Molina, 1989; Hanemann, 1998; Olmstead *et al.*, 2007), y podría estar determinada por variables de clima (Hewitt y Hanemann, 1995; Nieswiadomy y Molina, 1989; Olmstead *et al.*, 2007). La evidencia empírica de la potencial influencia del clima en la demanda de agua para uso discrecional contrasta con la escasa evidencia existente sobre la influencia del clima en la demanda de agua para uso no discrecional (Dinar *et al.*, 1997; Hanemann, 1998; Worthington y Hoffmann, 2006).

Los estudios de agua para uso residencial urbano tienen como objetivo principal derivar 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 de ingreso de la demanda es menor que 1 pero no que 0 y con signo positivo, lo cual sería consistente al considerar el agua un bien normal (Dandy, Nguyen y Davies, 1997; Gaudin, Griffin y Sickles, 2001).

En contraste, la demanda es inelástica en precio (Espey *et al.*, 1997; Worthington y Hoffmann, 2006), aunque no perfectamente inelástica (Martinez-Espiñeira, 2003). Para la estimación econométrica de la demanda de agua para uso residencial urbano se considera como apropiado el uso de bases de datos desagregadas en ámbitos de hogar (Danielson, 1979), las que generalmente no están disponibles en países en desarrollo (Naughes y Whittington, 2010).

En Latinoamérica son pocos los estudios sobre la estimación de la demanda de agua para uso residencial urbano que consideran un sistema de tarifas por bloques crecientes de consumo (BCC) (Jaramillo-Mosqueira, 2005; Medina y Morales, 2007), a pesar de que es el sistema de tarifa más utilizado en países en desarrollo (Whittington *et al.*, 2015). En el sistema de BCC la cantidad de agua consumida y el precio se determinan simultáneamente (Hewitt y Hanemann, 1995; Olmstead *et al.*, 2007), y la restricción presupuestaria del consumidor está constituida por segmentos lineales (Hewitt y Hanemann 1995; Pint, 1999). Esto contrasta sustancialmente con la abundante literatura existente en países desarrollados (Al-Qunaibet y Johnston, 1985; Foster y Beattie, 1979; Martins y Fortunato, 2007; Miyawaki, Omori y Hibiki, 2011; Nauges y Thomas, 2000; Olmstead *et al.*, 2007; Pint, 1999). Para derivar funciones de demanda consistentes con la teoría económica se requiere utilizar métodos econométricos acordes con la elección discreta del bloque de consumo y continua de la cantidad, como un modelo de elección discreta-continua (MDC) (Hewitt y Hanemann 1995; Olmstead *et al.*, 2007).

Con una base de datos muy completa sin referentes anteriores en un país en desarrollo y desagregada a nivel de hogar, este artículo aporta evidencia empírica sobre el potencial efecto de la variabilidad climática en la demanda de agua para uso residencial urbano. La demanda se estimó econométricamente usando el MDC e información de 490 suscriptores urbanos en la ciudad de Manizales y el período 1997-2013. Específicamente, información sobre consumo mensual de agua, tamaño del hogar, tipo de vivienda y número de baños, posesión de lavadora, una variable de clima correspondiente a la precipitación media mensual observada, una variable *dummy* para indicar si el mes a la fase cálida de El Niño/Oscilación del Sur (ENSO, por su sigla en inglés), precio marginal por bloque de consumo de agua e ingreso virtual. Los resultados de esta investigación constituyen información valiosa para la adopción de políticas y regulación del recurso agua en países en desarrollo, especialmente, en áreas urbanas y en situaciones en las que la oferta de agua podría reducirse por variabilidad climática asociada a la ocurrencia de El Niño.

El documento se estructura como sigue: se presenta la literatura relacionada sobre los determinantes de la demanda de agua y variables de clima. Luego, se presenta el modelo econométrico; el área de estudio, datos y variables utilizadas en la estimación econométrica; después, los resultados obtenidos y su discusión. Finalmente, se presentan las conclusiones e implicaciones en política pública.

I. Literatura relacionada

Con excepción de la demanda de agua para consumo humano, la demanda para uso residencial urbano es una demanda derivada del uso de bienes y servicios que requieren el consumo de agua como lavadoras y uso de baños (Olmstead *et al.*, 2007). La estimación econométrica considera como determinantes el ingreso del hogar y el precio marginal por bloque de consumo (Arbués *et al.*, 2003; Olmstead *et al.*, 2007; Worthington y Hoffmann, 2006). La demanda también podría estar determinada por variables demográficas relacionadas con la cantidad de personas que conforman el hogar y el número de hombres y mujeres; variables relacionadas con características de la vivienda como antigüedad y área de la construcción, número de cuartos de baño, tamaño del lote (Arbués *et al.*, 2003; Foster y Beattie, 1979; Olmstead *et al.*, 2007; Sebrí, 2014). El clima podría también explicar las variaciones en la demanda de agua (Dandy *et al.*, 1997; Pint, 1999).

En un sistema de tarifas BCC, como el de Colombia, la cantidad consumida de agua y el precio se determinan simultáneamente (Hewitt y Hanemann, 1995; Olmstead *et al.*, 2007), y la restricción presupuestaria del consumidor está constituida por segmentos lineales (Hewitt y Hanemann 1995; Pint, 1999). Por tanto, para derivar las funciones de demanda se requiere el uso de métodos econométricos apropiados que podrían ser exigentes en su especificación y estimación (Hewitt y Hanemann, 1995; Moffitt, 1986; Olmstead *et al.*, 2007; Pint, 1999).

Estudios previos sobre la estimación econométrica de demanda de agua para uso residencial urbano reportan el uso de distintas técnicas econométricas, algunas de ellas con resultados no satisfactorios desde el punto de vista económico. Se han utilizado mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mínimos cuadrados generalizados (MCG), mínimos cuadrados en dos y tres etapas (MC2E y MC3E), variables instrumentales (VI) (Nieswiadomy y Molina, 1989; Schleich

y Hillenbrand, 2009; Terza y Welch, 1982) y modelos de efectos fijos (EF) (Pint, 1999). Para datos de panel se han aplicado MCO, MCG, máxima verosimilitud (ML), MC2E y modelos de efectos mixtos (Billings y Agthe, 1980; Chicoine y Ramamurthy, 1986; Martínez-Espiñeira, 2002). Para datos de series de tiempo se han usado modelos autorregresivos vectoriales y técnicas de cointegración (Martínez-Espiñeira, 2004). Los resultados muestran que las técnicas no son capaces de tratar correctamente el problema de endogeneidad en determinar el consumo y el precio, por lo cual los parámetros estimados de los modelos son inconsistentes. Cuando se utilizan mínimos cuadrados ordinarios (MCO) el coeficiente estimado de la variable precio tiene signo positivo (Griffin y Martin, 1981) consistente con lo reportado para modelos de EF (Pint, 1999). Finalmente, la literatura más reciente se fundamenta en el uso de MDC, el cual se considera una aproximación estructural consistente con la maximización de la utilidad (Hewitt y Hanemann, 1995; Kleiber *et al.*, 2014; Olmstead *et al.*, 2007).

El MDC se empleó para analizar el efecto de un impuesto al ingreso sobre la oferta de trabajo (Burtless y Hausman, 1978), y la primera aplicación a demanda de agua fue realizada por Hewitt y Hanemann (1995). El modelo permite considerar la tanto la endogeneidad como la restricción por segmentos lineales (Hewitt y Hanemann, 1995; Miyawaki *et al.*, 2011; Olmstead *et al.*, 2007). La función de máxima verosimilitud del modelo refleja la probabilidad de elegir un bloque de consumo combinada con la probabilidad de elegir un nivel de consumo en el bloque de consumo. Luego de ello, la especificación de dos términos de error permite controlar el no conocer todas las características relevantes de los suscriptores y cuando el suscriptor no controla totalmente su nivel de consumo. Los resultados muestran que el uso de MDC permite obtener curvas de demanda de pendiente negativa, consistente con la teoría económica (Baerenklau, Schwabe y Dinar, 2014; Miyawaki *et al.*, 2011; Olmstead *et al.*, 2007; Olmstead, 2009; Pint, 1999; Rietveld, Rouwendal y Zwart, 2000).

En Latinoamérica, Jaramillo-Mosqueira (2005) y Medina y Morales (2007) estimaron funciones de demanda de agua para uso residencial utilizando el MDC en Colombia y México, respectivamente. Los valores de elasticidad reportados de precio condicionada al bloque de consumo son $-0,24$ (Medina y Morales, 2007) y $-0,22$ (Jaramillo-Mosqueira, 2005). De acuerdo con la literatura relevante, los estudios consideran la inclusión de determinantes de la demanda correspondientes a características del hogar y la vivienda, precios marginales

por bloque de consumo e ingreso. Sin embargo, no consideran la inclusión de variables de clima ni de variabilidad climática. Por tanto, este sería el primer esfuerzo en Colombia de incluir variables de clima y de variabilidad climática en la estimación econométrica de demanda de agua para uso residencial urbano.

Las variables de clima se utilizan para caracterizar la estacionalidad del consumo de agua, la cual podría estar dominada por la variabilidad del consumo discrecional para el mantenimiento de zonas verdes y jardines en verano e invierno (Agthe y Billings, 1987; Gaudin, 2006; Moncur, 1987; Polebitski y Palmer, 2010). Los resultados previos muestran que el consumo de agua se relaciona positivamente con la evapotranspiración real y sería afectada positivamente cuando se considera hogares con mayores ingresos (Billings y Agthe, 1980; Hewitt y Hanemann, 1995; Nieswiadomy y Molina, 1989). Los estudios previos reportan relación positiva entre temperatura y consumo (Dharmaratna y Harris, 2012; Maidment y Miaou, 1986; Miaou, 1990; Renzetti, Dupont y Chitsinde, 2015). En contraste, otros autores reportan una relación negativa entre precipitación y consumo (Foster y Beattie, 1981; Maidment y Miaou, 1986; Miaou, 1990; Pint, 1999; Renzetti *et al.*, 2015).

Las variables de clima más utilizadas en estudios previos de demanda de agua para uso residencial son temperatura, precipitación, evapotranspiración real y evapotranspiración potencial (Agthe *et al.*, 1986; Morgan y Smolen, 1976; Nieswiadomy y Molina, 1989). Se han incluido valores promedios de temperatura mensual (Martinez-Espiñeira, 2003) y valores máximos (Polebitski y Palmer, 2010). También se han incluido valores promedios de precipitación mensual (Nieswiadomy y Cobb, 1993) y el número de días con precipitación en un mes o por año (Martinez-Espiñeira, 2002). Finalmente, también se utilizan índices basados en la tasa de evapotranspiración de referencia, el coeficiente de utilización de agua de las plantas de jardín al día, la precipitación diaria, la proporción efectiva de precipitación y superávit remanente de lluvia efectiva (Bamezai, 1997).

La variabilidad climática a escala global y a escala temporal interanual está fuertemente influenciada por la ocurrencia del evento ENSO. El Niño es la fase cálida del ENSO y corresponde a un aumento en las temperaturas superficiales del océano Pacífico tropical, lo que ocasiona alteraciones en los patrones de circulación de vientos, cambios en las presiones atmosféricas superficiales y en la precipitación. La Niña, por su parte, es la fase fría del ENSO (Poveda, 2004).

Los efectos del ENSO en el clima podrían generar consecuencias económicas al afectar sectores como la agricultura, la energía y la pesca (Costello, Adams y Polasky, 1998). Estudios previos reportan la influencia del ENSO en el aumento general de los precios (Berry y Okulicz-Kozaryn, 2008; Brunner, 2002; Laosuthi y Selover, 2007) y, en particular, el precio de los alimentos (Abril, Melo y Parra, 2015). También en el incremento de los precios de bienes básicos como maíz y sorgo (Laosuthi y Selover, 2007). Un incremento del 25% en el precio *spot* de la energía por influencia de El Niño fue estimado por García, Arango y Ortiz (2015).

La ocurrencia de El Niño en Colombia se caracteriza por una reducción en la precipitación y aumento en la temperatura, ello si se compara con los promedios históricos (Poveda y Jaramillo, 2000). Estas variables de clima han sido las más utilizadas en la estimación de demanda de agua para uso residencial. Por ello, es relevante evaluar cuál sería la influencia de la variabilidad climática sobre la demanda de agua para uso residencial urbano utilizando el MDC y datos desagregados en ámbitos de hogar, y verificar los cambios en la estimación empírica de las elasticidades.

II. Modelo econométrico

La forma función de la demanda de agua para uso residencial urbano estimada en este trabajo es de tipo *log-log*, que permite comparar los resultados obtenidos con estudios empíricos previos. La función de demanda estimada fue:

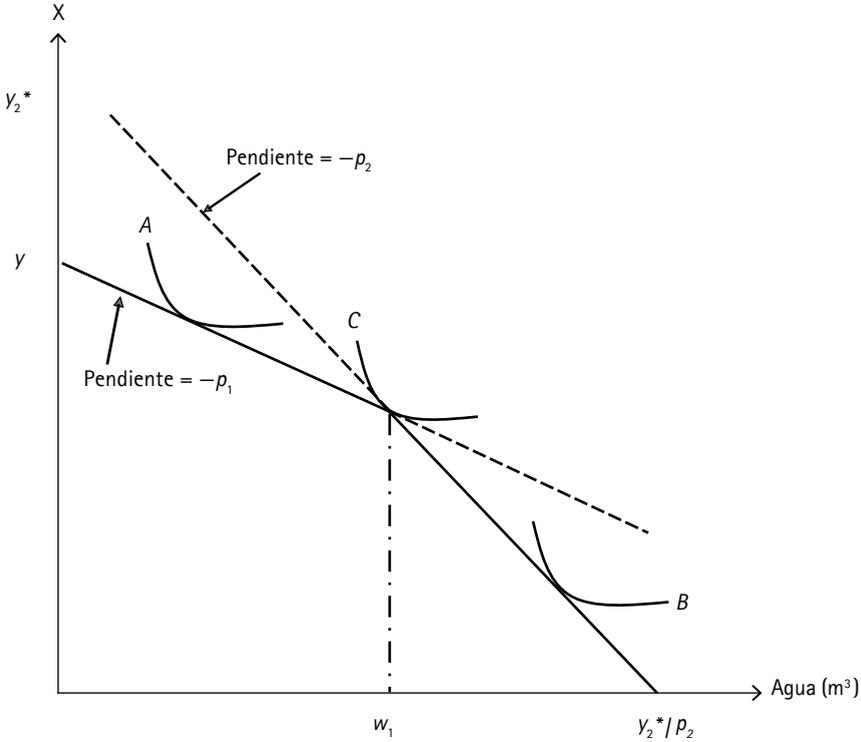
$$\ln w = \mathbf{Z}\delta + \beta \ln p + \gamma \ln \tilde{y} + \eta + \varepsilon \quad (1)$$

donde w es la demanda de agua; \mathbf{Z} es una matriz que contiene la información sobre características del hogar, la vivienda y las variables de clima; p es el precio que se enfrenta cada hogar; \tilde{y} es el ingreso virtual o el ingreso mensual del hogar ajustado por la diferencia de Nordin (Nordin, 1976). El término de error η denota la heterogeneidad de los consumidores, mientras que ε representa el error de optimización equivalente a la diferencia entre el consumo observado y el consumo óptimo, y que en estudios de demanda de agua podría explicarse por la existencia de fugas en los sistemas de provisión del agua. Los términos de error se asumen como independientes con media 0 y varianzas σ_{η}^2 y σ_{ε}^2 , respectivamente. Los parámetros a estimar son $\{\delta, \beta, \gamma\}$ (Burtless y Hausman, 1978; Moffitt, 1990; Olmstead *et al.*, 2007).

En una estructura de tarifas de agua en BCC la restricción de presupuesto del consumidor está constituida por varios segmentos lineales correspondientes a los k bloques de consumo, su respectivo precio marginal denotado como p_k , y $k-1$ *kink points* denotado cada uno por w_k . En la figura 1 se presenta la maximización de la utilidad con curvas de indiferencia hipotéticas y una estructura de tarifas de agua constituida por dos bloques crecientes de consumo, tal como corresponden a Manizales. Donde y es el ingreso y x son todos los otros bienes de consumo distintos al agua (Olmstead *et al.*, 2007). El consumidor tiene tres elecciones factibles de consumo: a) consumir en el segmento uno, b) consumir en el segmento dos, c) consumir en el *kink point* (w_1), que representa el valor de agua consumida de agua que origina un aumento en el precio marginal. El consumo observado de agua dependerá de la forma de la curva de indiferencia con respecto a la restricción de presupuesto, por lo que se presentan tres curvas de indiferencia distintas y se asume que no existen soluciones de esquina al considerar el agua como un bien necesario (Olmstead *et al.*, 2007).

Según Olmstead *et al.* (2007), la demanda de agua condicionada al primer bloque de consumo es menor que la cantidad de agua consumida representada por el *kink point* w_1 . Esta es también una demanda no condicionada y el consumidor se ubicará en el primer bloque de consumo (figura 1, curva de utilidad A). La demanda condicionada al segundo bloque de consumo excede w_1 . Por tanto, la demanda condicionada y no condicionada del bloque dos coinciden y el suscriptor consumirá en el segundo bloque (figura 1, curva de utilidad B). Existe la posibilidad de que el suscriptor consuma exactamente en el *kink point* w_1 (curva de utilidad C). Ello es posible si la demanda condicionada para el primer bloque es mayor que w_1 , y si la demanda condicionada para el segundo bloque es menor que w_1 . En este caso, la demanda no condicionada al bloque de consumo es w_1 , ajustada por un error de optimización, que tiene en cuenta el error aleatorio no observable para el hogar y el analista, y que provoca discrepancia entre el consumo óptimo de agua y el consumo observado. Estos consumidores desean localizarse en la porción de las restricciones presupuestarias que se extienden desde el *kink point* y se denotan por líneas punteadas. No obstante, estas opciones de consumo no son factibles. Todo se resume en la demanda no condicionada representada por la ecuación 2, la cual es función de demandas condicionadas y *kink points*, donde w es el consumo observado, $w_k^*(Z, p_k, \tilde{y}_k; \delta, \alpha, \gamma)$ es el consumo óptimo en el k -ésimo bloque de consumo y w_k es el consumo en el *kink point*. En la ecuación (2) $\ln w$ es el logaritmo del consumo mensual de agua, p_k es el precio marginal en el k -ésimo bloque, \tilde{y}_k es el ingreso virtual.

Figura 1. Maximización de la utilidad para una estructura de tarifas de agua constituida por dos bloques crecientes de consumo. El ingreso se denota como y y todos los otros bienes de consumo distintos al agua por x



Fuente: Olmstead *et al.* (2007)

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

Los parámetros de la ecuación (1) se estiman al maximizar el logaritmo de la función de verosimilitud representada por la ecuación (3), 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.

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

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

Manizales es la capital del departamento de Caldas, Colombia, y se ubica en el centro occidente de la región Andina del país. La población de Manizales en el 2014 fue de 369.981 (DANE, 2011). Tiene una superficie total aproximada de 392 km², de los cuales el 92% (360 km²) corresponde a la zona urbana y el 8% (31 km²) a la zona rural. Manizales tiene 11 sectores y 7 corregimientos correspondientes a divisiones político-administrativas definidas por el Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC) (Alcaldía de Manizales, 2012). 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. Con un 57% de

los establecimientos dedicados al comercio, el 17% a hotelería y restaurantes y el 7% a la industria manufacturera (Alcaldía de Manizales, 2012; Ministerio de Comercio, Industria y Turismo, 2013).

En la zona urbana de Manizales, la prestación del servicio de acueduto está a cargo de la empresa Aguas de Manizales S. A. ESP, empresa de capital mixto, constituida bajo la forma de sociedad por acciones. En enero del 2014 la empresa tenía 89.467 suscriptores para uso urbano de agua residencial, de los cuales 61.074 corresponden a estratos 1, 2 y 3; 14.497 a estrato 4 o de referencia para el establecimiento de las tarifas de agua, y 13.946 a estratos 5 y 6. De acuerdo con la información publicada por la empresa, en el año 2013 la cobertura del servicio de agua potable en Manizales fue del 99%, la continuidad del servicio fue del 100% y el agua no contabilizada fue del 25% (Aguas de Manizales, 2013a).

Para regular la oferta de agua se utilizan sistemas de almacenamiento como presas, con el objetivo de hacer coincidir temporalmente la oferta y la demanda. Cuando dicho sistema no está disponible, potenciales incrementos en la demanda o disminución en la oferta comprometerían la prestación del servicio y afectarían todos los sectores económicos y las ciudades que dependen del suministro de agua (Hanemman, 2006). El sistema de acueducto de Manizales no cuenta con represas, por tanto, depende de la oferta de agua disponible en la cuenca del río Chinchiná, la cual estaría determinada, entre otras condiciones hidroclimáticas, por el ENSO. El Niño produce una disminución de caudal que alcanza un promedio del 24%, con extremos del 80% en las cuencas alta y media alta. Estos cambios en el caudal se deben a las alteraciones en los patrones de precipitación, fundamentalmente (Ocampo, 2012).

En la figura 2 se presenta la estructura de tarifas del agua vigente en Colombia, considerando los seis estratos socioeconómicos y dos bloques de consumo correspondientes al consumo básico (< 20 m³/suscriptor-mes) y complementario (> 20 m³/suscriptor-mes). La existencia de los subsidios cruzados implica que por un consumo menor que el umbral superior del bloque de consumo básico (20 m³/mes), los suscriptores de los estratos 1, 2 y 3 pagan un precio menor del que pagan los consumidores en el estrato 4. En el bloque de consumo complementario pagan la tarifa del estrato 4. Finalmente, las tarifas de los suscriptores de los estratos 5 y 6 son mayores que la tarifa del estrato 4 para los dos bloques de consumo (véase la figura 2). En el cuadro 1 se presentan

los precios por bloque de consumo, así como los porcentajes de subsidio y contribución por estrato socioeconómico para la ciudad de Manizales, correspondientes a valores de diciembre del 2013.

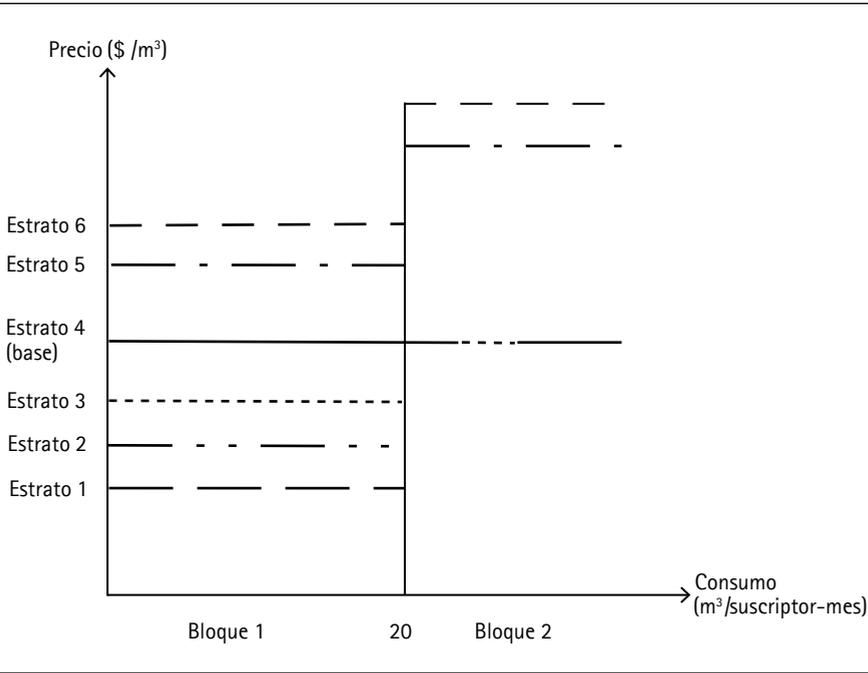
Cuadro 1. Porcentajes de subsidio y contribución, cargo fijo y precios marginales por bloque de consumo y estrato socioeconómico en Manizales, Colombia. Los valores corresponden a precios y costos reales (diciembre del 2013)

Estrato socioeconómico	Subsidio (%)	Contribución (%)	Cargo fijo	Consumo básico	Consumo complementario	Consumo suntuario
1	51		1,239	0,263	0,537	0,537
2	40		1,518	0,322	0,537	0,537
3	15		2,150	0,456	0,537	0,537
4	0	0	2,529	0,537	0,537	0,537
5		50	3,794	0,805	0,805	0,805
6		60	4,047	0,859	0,859	0,859

Pesos del 2014 usando una tasa de cambio del peso colombiano (TRM) de COP \$ 2.392,46 por dólar.

La información sobre características del hogar y de la vivienda se recolectó mediante la aplicación de una encuesta. La consolidación de la base de datos consideró la aplicación de la encuesta, la posterior digitalización y verificación de la consistencia interna, y la coherencia de la información y la base de datos final. Para el cálculo del tamaño de la muestra se utilizó la información de todos los suscriptores residenciales urbanos activos de Aguas de Manizales S. A. ESP para la zona urbana de Manizales, quienes cuentan con un sistema de medición de consumo y reportan pagos mensuales de sus facturas. También se usaron series de consumo de agua mensual por suscriptor y su varianza de consumo de agua por estrato socioeconómico reportados por Aguas de Manizales S. A. ESP, y publicados por la Superintendencia de Servicios Públicos. Se asumió un error de muestreo de 0,3 m³ mensual de agua por estrato y vivienda y un nivel de confianza del 95%. El tamaño de la muestra se calculó con el método de muestreo aleatorio simple para poblaciones finitas (Bartlett, Kotrlík y Higgins, 2001) y fue igual a 490 suscriptores.

Figura 2. Estructura de tarifas del agua en Colombia por estrato socioeconómico y bloque de consumo



La información de consumo mensual de agua y de tarifas para los 490 suscriptores encuestados fue proporcionada por Aguas de Manizales S. A. ESP para el período enero de 1997-diciembre del 2013, equivalente a 204 meses. La información se dio por suscriptor y estrato socioeconómico. Al multiplicar los suscriptores encuestados y el número de meses del período de análisis del estudio se obtuvieron 99.960 registros de consumo. En la figura 3 se presentan los consumos observados para los 490 hogares encuestados, período 1997-2013, de los cuales 80.526 correspondieron a consumos de agua mayores a 0. En el primer bloque de consumo (< 20 m³/ suscriptor-mes) se registraron 50.978 consumos, y 26.938 en el segundo bloque. Es importante mencionar que 2.610 registros de consumo mensual de agua fueron iguales a 20 m³/suscriptor-mes. En el rango de consumo 19-21 m³/suscriptor-mes hubo 7.847 registros de consumo (~10%). En la figura 4 se presenta el consumo histórico de agua para un consumidor representativo en cada estrato socioeconómico para el período 1997-2013.

Figura 3. Distribución de los consumos mensuales de agua (m³) para los hogares encuestados en Manizales, Colombia, período 1997-2013

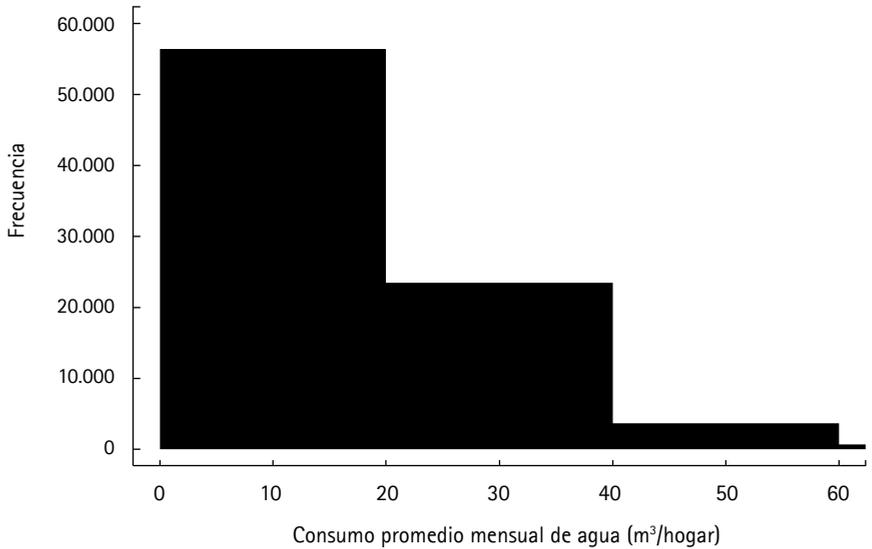
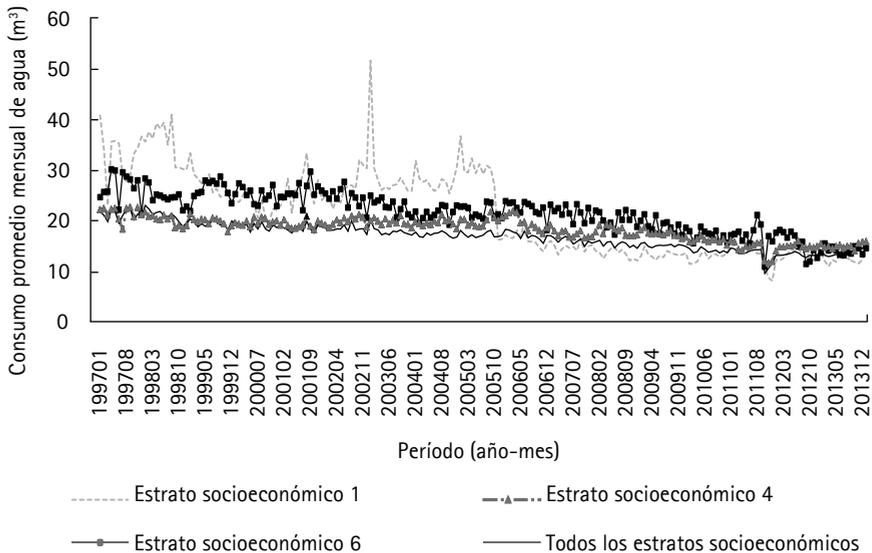


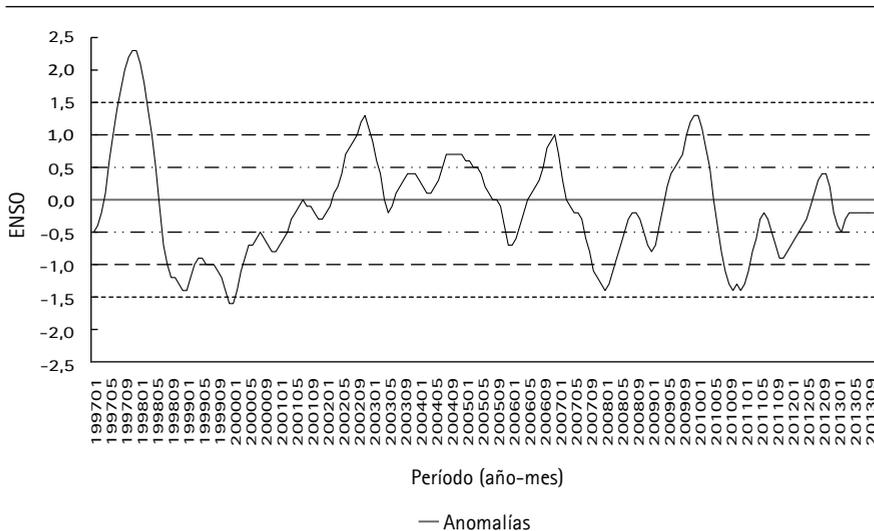
Figura 4. Consumo promedio mensual de agua (m³) para un consumidor representativo y por estrato socioeconómico, Manizales, Colombia, período 1997-2013



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. La superficie continua de valores de precipitación se obtuvo mediante métodos de *kriging* y se usaron los registros de 25 estaciones. La variabilidad espacial y temporal de la precipitación en la ciudad de Manizales facilitó su inclusión en la estimación de las demandas.

Para identificar las fases del ENSO y su duración se usó el Índice Oceánico El Niño (ONI, por su sigla en inglés), generado por el Centro de Predicción Climática de la Administración Nacional Atmosférica y Oceánica (NOAA, por su sigla en inglés) de Estados Unidos. El ONI se basa en el cálculo de anomalías de temperatura superficial del mar, que corresponden a la desviación de la temperatura observada para un mes específico con respecto a un promedio histórico de 30 años. Un promedio móvil de 3 meses de los valores de anomalías igual o mayor a $+0,5\text{ }^{\circ}\text{C}$ por lo menos para 5 períodos consecutivos define un mes El Niño, mientras que un promedio igual o inferior a $-0,5\text{ }^{\circ}\text{C}$ define un mes La Niña. El valor del ONI determina la intensidad de cada fase. El Niño (La Niña) es débil cuando el ONI está entre $+0,5$ y $+0,9\text{ }^{\circ}\text{C}$ ($-0,9$ y $-0,5\text{ }^{\circ}\text{C}$), moderado (a) cuando es $>+0,9\text{ }^{\circ}\text{C}$ ($<-0,9\text{ }^{\circ}\text{C}$), y fuerte cuando es $>+1,4\text{ }^{\circ}\text{C}$ ($<-1,4\text{ }^{\circ}\text{C}$). En la figura 5 se presentan las fases de ENSO para el período 1997-2013.

Figura 5. Fases de El Niño/Oscilación del Sur (ENSO), período 1997-2013



La selección de las variables explicadoras de la demanda se realizó a partir de lo reportado por estudios empíricos previos (Arbués et al., 2003; Dalhuisen et al., 2003; Espey et al., 1997; Olmstead et al., 2007; Sebri, 2014; Worthington y Hoffman, 2008) y se presentan en el cuadro 2. 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):

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

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 el 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 y Hanneman, 1995).

IV. Resultados y discusión

En el cuadro 3 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, período 1997-2013⁶. El modelo se estimó en GAUSS™ 14.

6 Se estimó el MDC con la inclusión de otras variables, como aquellas relacionadas con número de personas en el hogar con educación con nivel de educación equivalente al menos a nivel 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. Una variable *dummy* para los hogares de los estratos que recibieron subsidios. Las variables no fueron estadísticamente significativas por lo cual no se incluyeron en el modelo final. La función de demanda también se estimó 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 y Molina (1989).

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas de variables explicadoras

Variable	Descripción	Unidades	Media	Std. Dev.	Mín.	Máx.
<i>id</i>	Código de identificación del hogar	Número	42855		1.365	10.7267
<i>estrato</i>	Estrato socioeconómico	Número	3,24	1,15	1	6
<i>W</i>	Demanda mensual de agua	m ³	18,51	12,14	1	231,00
<i>w₁</i>	Cantidad de agua en el <i>kink point</i>	m ³	20	0	20	20
<i>bloque_consumo</i>	<i>Dummy</i> para bloque de consumo: 1 primer bloque; 0 en caso contrario		0,63	0,48	0	1
<i>ingmen</i>	Ingreso mensual	\$000	0,53	0,36	0,25	2,47
<i>d_k</i>	Diferencia de Nordin	\$000	-0,002	0,002	-0,008	0,013
<i>ingnor</i>	Ingreso mensual más la diferencia de Nordin	\$000	0,525	0,359	0,243	2,466
<i>p₁</i>	Precio marginal del bloque 1	\$	0,353	0,157	0,046	0,859
<i>p₂</i>	Precio marginal del bloque 2	\$	0,440	0,127	0,114	0,859
<i>dummy_casa</i>	<i>Dummy</i> para tipo de vivienda: 1 casa; 0 apartamento	0/1	0,90	0,30	0	1
<i>número_baños</i>	Número de baños	Número	1,36	0,57	1	4
<i>tamaño_hogar</i>	Tamaño del hogar	Número	3,56	1,51	1	10
<i>dummy_lavadora</i>	<i>Dummy</i> para posesión lavadora: 1 sí; 0 en caso contrario	0/1	0,87	0,33	0	1
<i>dummy_ENSO</i>	<i>Dummy</i> para fase de ENSO: 1 El Niño, 0 Niña o Neutro	0/1	0,20	0,40	0	1
<i>pmm</i>	Precipitación media mensual, 1997-2013	mm	170,82	90,26	0,6	540,14

Precios, ingresos y la diferencia de Nordin expresados en dólares del 2014, usando una tasa de cambio del peso colombiano (TRM) de COP \$ 2,392.46.

Cuadro 3. Resultados econométricos de la función de demanda de agua para uso residencial urbano, Manizales, Colombia, período 1997-2013

Variable	Parámetro estimado MDC
Constante	2,81 (75,94)
<i>dummy_casa</i>	0,30 (36,12)
<i>número_baños</i>	0,04 (16,32)
<i>tamaño_hogar</i>	0,01 (16,41)
<i>dummy_lavadora</i>	0,10 (15,22)
<i>dummy_ENSO</i>	0,008 (1,87)
<i>pmm</i>	-0,001 (-6,97)
<i>p</i>	-0,10 (-19,87)
\tilde{Y}	0,05 (12,47)
σ_{η}	0,008 (-2,88)
σ_e	0,68 (400,83)
Log-L promedio	-1,03

Los coeficientes estimados de las variables explicadoras fueron estadísticamente significativas. El signo del coeficiente estimado de ingreso mensual ajustado por la diferencia de Nordin (\tilde{Y}) fue positivo, lo cual es consistente con el supuesto de considerar el agua como un bien normal. El signo del coeficiente del precio (p) fue negativo consistente con la teoría económica. La curva de demanda estimada usando el MDC y valores medios de las variables explicadores se presentan en la figura 6. Las variables de características del

hogar y la vivienda en los modelos se correlacionaron positivamente con la demanda de agua (cuadro 4).

Cuadro 4. Cambio porcentual en el consumo mensual de agua por un cambio unitario en las variables de características del hogar y la vivienda, y variables de clima en la ciudad de Manizales, Colombia

Variable	MDC (Δ porcentual)
<i>dummy_casa</i>	+34%
<i>número_baños</i>	+3%
<i>tamaño_hogar</i>	+1%
<i>dummy_lavadora</i>	+10%
<i>dummy_ENSO</i>	+~1%
<i>pmm</i>	-0,03%

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; *número_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; *dummy_ENSO* con valor de 1 para mes El Niño y 0 mes La Niña o neutro; *pmm*, precipitación media mensual (mm); *p*, precio marginal del agua (\$/m³); \bar{y} ingreso virtual mensual expresado en cien miles de pesos (\$ 100.000). Finalmente, σ_η es la desviación estándar del error correspondiente a la heterogeneidad no observada de las preferencias de los consumidores, y σ_ε 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*.

Para las variables incluidas en la matriz **Z** como las de características del hogar, la vivienda y el clima en la ciudad de Manizales se estimó el cambio porcentual en el consumo mensual de agua ante un cambio unitario en las variables (véase el cuadro 4). Estas variables entran exponencialmente en la función de demanda; una consecuencia lógica de esto es la imposibilidad de explicarse de manera directa como efectos marginales. Sin embargo, si transformamos estos coeficientes a su forma exponencial los valores resultantes podrán interpretarse como cambios proporcionales del consumo diario de agua ante

incrementos unitarios en cada variable (Jaramillo-Mosqueira, 2005). El consumo en casas es mayor que el consumo en apartamentos, en aproximadamente un 34% (cuadro 4). Resultado que podría explicarse por el mayor consumo de agua para uso discrecional asociado al lavado de patios. De acuerdo con la información colectada en la encuesta 161 suscriptores encuestados (~33%) que habitaban una casa reportaron el uso de agua para el lavado de patios. Asimismo, el consumo promedio mensual de agua de los suscriptores encuestados que residían en casas y que usaron agua para el lavado de patios fue 16,11 m³ mayor a los 14,86 m³ que corresponde al consumo promedio de agua en casas que no usaron agua en este uso discrecional.

Por un incremento unitario en el número de baños y de ocupantes en la vivienda la demanda de agua es afectada positivamente y se incrementa en un 3% y un 1%, respectivamente (cuadro 4). Este resultado podría explicarse por incrementos en el uso no discrecional, asociado fundamentalmente a la preparación de alimentos y aseo personal. Estudios previos que usaron el MDC 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 y Morales, 2007). Finalmente, la posesión de lavadora aumenta la demanda de agua en ~10% (cuadro 4).

En contraste, para la precipitación media mensual se obtuvo un signo negativo en el coeficiente estimado. Por tanto, la demanda mensual de agua disminuye ~0,03% por un incremento de 1 mm en la precipitación. Finalmente, por el fenómeno de El Niño el consumo mensual se incrementa en aproximadamente un 1% (cuadro 4).

El uso discrecional del agua asociado a actividades por fuera de la vivienda podría estar determinado esencialmente por el clima y las características del jardín y patios. En los jardines, los requerimientos de riego por unidad de área varían según el tipo de suelo, la pendiente del terreno, la cantidad y frecuencia de la precipitación, la temperatura y el viento. Mientras que la cantidad de agua utilizada en patios depende de la frecuencia de lavado, principalmente (Hewitt y Hanemann, 1995; Nieswiadomy y Molina, 1989; Olmstead *et al.*, 2007). Entonces, los resultados de la ciudad de Manizales podrían explicarse por la flexibilidad espacial y temporal del consumo no discrecional. De acuerdo con un estudio de Martínez-Espiñeira (2002) y realizado en España, las variables

de clima determinan el consumo total de agua en una vivienda cuando el consumo discrecional es significativo en relación con el consumo total de la vivienda (Martínez-Espiñeira, 2002). Es decir, cuando el consumo total es cercano al consumo no discrecional la demanda de agua podría no ser fácilmente modificable (Martínez-Espiñeira y Nauges, 2004). Es importante considerar que el uso discrecional del agua tiende a ser más elástico y es adaptable a las condiciones de clima. Si se requiere, en temporadas de lluvias, podría reducirse el riego de jardín o aumentarse en temporadas más secas. En contraste, el uso no discrecional es menos flexible dado que una reducción significativa en la cantidad de agua que se usa para satisfacer necesidades básicas podría comprometer el bienestar de las personas (Martínez-Espiñeira y Nauges, 2004; Savenije y Van der Zaag, 2002).

El signo negativo del coeficiente de la variable precipitación sugiere un aumento en la precipitación de los hogares que usan una menor cantidad de agua del servicio de acueducto de Aguas de Manizales S. A. ESP. Es decir, hay un aumento en el consumo de agua de fuentes alternas. En Manizales, ~11% de los hogares encuestados reportaron la recolección de agua lluvia como fuente alterna de suministro y se usa en el mantenimiento de los jardines y en el lavado de patios. Un estudio previo en el que se evaluó la respuesta del consumo diario de agua a cambios en variables de clima (Maidment y 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 y su efecto disminuye con el tiempo, lo cual 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.

En Colombia, El Niño se manifiesta mediante un aumento de la temperatura y la disminución de la precipitación (Poveda y Jaramillo, 2000), lo cual podría ser consistente con los resultados, según los cuales hay una relación positiva entre la ocurrencia de El Niño y el consumo de agua para uso residencial (cuadro 4). Principalmente, porque la precipitación es una fuente alternativa de agua a la provista por la empresa de acueducto, lo cual reduce el consumo total de la vivienda. Sin embargo, con reducciones significativas en la precipitación como sucede en El Niño, los suscriptores incrementan su consumo discrecional, destinando agua del acueducto a actividades por fuera de la vivienda como el lavado de patios y mantenimiento de jardines. Es decir, El Niño induce un

aumento en el uso no discrecional del agua fundamentalmente para el mantenimiento de patios y jardines.

Por la especificación de la función de demanda tipo *log-log* el coeficiente estimado de la variable *precio* corresponde a la elasticidad condicionada al bloque de consumo observado. Para la ciudad de Manizales, el coeficiente estimado fue $-0,10$, es decir, la demanda de agua es inelástica. Resultado que es consistente con estudios previos de demanda de agua que usaron el MDC (Baerenklau *et al.*, 2014; Jaramillo-Mosqueira, 2005; Medina y Morales, 2007; Olmstead *et al.*, 2007), y que podría explicarse por la inexistencia de sustitutos cercanos del agua (Arbués *et al.*, 2003; Foster y Beattie, 1979; Savenije y Van der Zaag, 2002; Worthington y Hoffmann, 2006), y por el uso del agua para satisfacer necesidades tan básicas como la preparación de alimentos o el consumo humano (Savenije y Van der Zaag, 2002). En países de Europa con ingresos per cápita altos, Schleich y 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.

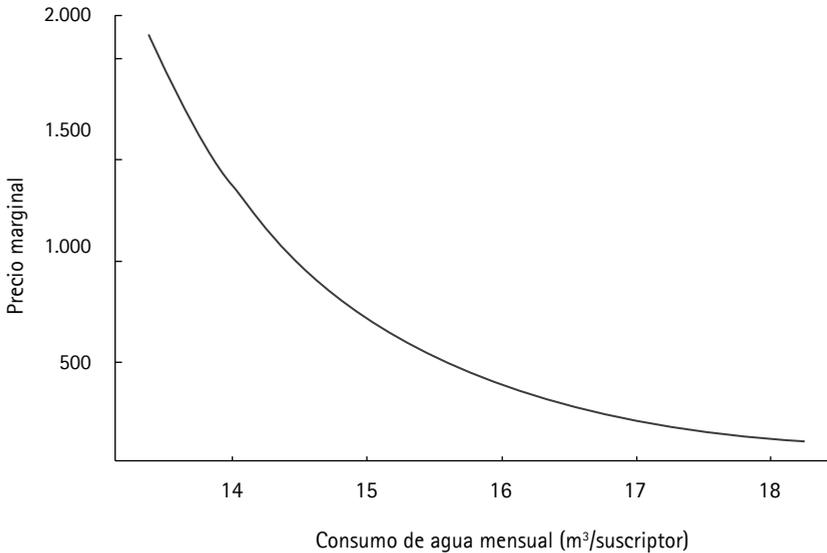
La elasticidad ingreso fue $0,05$, consistente con la evidencia empírica que sugiere un valor bajo de elasticidad ingreso de la demanda en las estimaciones de demanda de agua para uso residencial (Chicoine y Ramamurthy, 1986; Moncur, 1987). El resultado de esta investigación es similar al valor de elasticidad 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, 2005). No obstante, el resultado difiere de $0,17$, obtenido en Estados Unidos y Canadá (Olmstead *et al.*, 2007), y de $0,14$ reportado por Medina y Morales (2007) para Colombia.

La especificación del modelo MDC considera dos términos de error. De acuerdo con Pint (1999), esta especificación del modelo es intuitivamente más plausible, porque los investigadores podrían no considerar todas las características relevantes de las viviendas y los hogares para la estimación de la demanda de agua, y porque es muy probable que los hogares no controlen de forma eficiente su consumo de agua.

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 el sistema de distribución de agua. Para el 2013, el valor reportado de pérdidas técnicas y no técnicas fue del 25% en la ciudad de Manizales (Aguas de Manizales, 2013b). Los suscriptores encuestados podrían ser homogéneos en sus preferencias con respecto al consumo de agua para uso residencial. En estudios previos que usaron el MDC la magnitud del error de preferencias fue mayor que la magnitud del error de optimización (Baerenklau *et al.*, 2014; Hewitt y Hanemann, 1995; Jaramillo-Mosqueira, 2005; Medina y Morales, 2007; Miyawaki *et al.*, 2011; Olmstead *et al.*, 2007; Rietveld *et al.*, 2000), contrario a lo obtenido para Manizales.

Figura 6. Demanda estimada de agua para uso residencial urbano en la ciudad de Manizales, Colombia, período 1997-2013. La curva corresponde a los valores medios de las variables explicadoras



V. Conclusiones e implicaciones en política pública

En la ciudad de Manizales la demanda de agua para uso residencial se estimó con 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 con información de 490 hogares sobre consumo mensual de

agua medido, período 1997-2013, así como tamaño del hogar, tipo de vivienda y número de baños, posesión de electrodomésticos que requieren agua para su funcionamiento, específicamente lavadora, una variable de clima correspondiente a la precipitación media mensual observada, una variable *dummy* para indicar si el mes correspondía a la fase cálida del ENSO o fenómeno de El Niño, precio marginal por bloque de consumo de agua e ingreso virtual. Las variables de características del hogar y la vivienda se correlacionaron positivamente con la demanda de agua. Con respecto al clima, la ocurrencia de El Niño aumentó en ~1% el consumo mensual de agua para uso residencial en Manizales. Esto contrasta con una correlación negativa entre precipitación y demanda de agua. 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 en ámbitos de hogar. Los resultados sugieren que el modelo estructural estimado es consistente con la maximización de la utilidad y parece ser la mejor aproximación empírica para la estimación econométrica de la demanda de agua para uso residencial urbano. Esto si se compara con estimaciones econométricas alternativas como MCO o modelos de efectos mixtos.

La información proporcionada en este estudio podría ser relevante para la adopción de políticas y regulación del recurso agua. Estudios previos como el de Sebri (2014) muestran que la estimación de las demandas de agua y las elasticidades varían de acuerdo con la ubicación geográfica, a saber, Estados Unidos, Europa y otras partes del mundo, así como según el nivel de desarrollo de los países (países en desarrollo vs. países desarrollados). Por tanto, permitiría a los tomadores de decisiones basarse en los resultados locales y no en estudios realizados en otros países para formular algunas políticas para la gestión y manejo del consumo de agua. De igual manera, contar con una base de datos de hogares es más útil para formular políticas adecuadas. Los datos individuales reflejan mejor la heterogeneidad de las preferencias de los hogares hacia el consumo de agua.

Olmstead y Stavins (2009) y Baerenklau *et al.* (2014) compararon el diseño de políticas de conservación del agua basadas en enfoques prescriptivos y enfoques de mercado, como el diseño de sistemas de tarifas. Ellos comparan la capacidad de las políticas para alcanzar los objetivos, rentabilidad, equidad distributiva y factibilidad política. Los resultados muestran que el uso de herramientas basadas en precios es más rentable que el racionamiento y medidas prescriptivas. En promedio, se encontró un aumento del 10% en el precio del

agua para reducir la demanda residencial entre un 3% y un 4% (Olmstead y Stavins, 2009).

En este artículo se presentan estimaciones de elasticidades que permiten el diseño de herramientas basadas en precios para el diseño de políticas de consumo de agua. Las ventajas del uso de los precios como un incentivo para la conservación provienen de permitir que los hogares respondan al aumento de los precios del agua en la forma de su elección, en lugar de instalar una tecnología obligatoria o reducir los usos especificados. Aunque es desafiante desde una perspectiva empírica, futuras investigaciones podrían considerar la estimación independiente de la demanda de agua discrecional y no discrecional. Esto para verificar la influencia potencial de la variabilidad climática sobre la demanda de agua para uso discrecional.

Agradecimientos

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 esta investigación. También se agradece a Aguas de Manizales S. A. ESP por proporcionar la información mensual de consumo de agua y precios; asimismo, 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.

Referencias

1. Abril, D., Melo, L., & Parra, D. (2015). *Impactos de los fenómenos climáticos sobre el precio de los alimentos en Colombia* (Borradores de Economía, 902). Banco de la República.
2. Agthe, D., & Billings, R. (1987). Equity, price elasticity, and household income under increasing block rates for water. *American Journal of Economics and Sociology* 46(3), 273-286.
3. Agthe, D., Billings, R., Dobra, J., & Raffiee, K. (1986). A simultaneous equation demand model for block rates. *Water Resources Research*, 22(1), 1-4.

4. Aguas de Manizales. (2013a). Primera Jornada de Actualización en Acueducto y Alcantarillado. Agua no contabilizada en los sistemas de Acueducto. Manizales, Caldas. Recuperado de <http://www.aguasde-manizales.com.co/Inicio/JornadaActualizaci%C3%B3ndeAcueductoAlcantarillado/tabid/1393/Default.aspx>.
5. Aguas de Manizales. (2013b). *Indicadores de gestión aguas de Manizales*. Manizales, Caldas.
6. Alcaldía de Manizales. (2012). Plan de Desarrollo Manizales 2012-2015: Gobierno en la Calle. Manizales, Caldas.
7. Al-Qunaibet, M., & Johnston, R. (1985). Municipal demand for water in Kuwait: Methodological issues and empirical results. *Water Resources Research*, 21(4), 433-438.
8. Arbués, F., Garcia-Valiñas, M., & Martínez-Espiñeira, R. (2003). Estimation of residential water demand: A state-of-the-art review. *The Journal of Socio-Economics*, 32(1), 81-102.
9. Baerenklau, K., Schwabe, K., & Dinar, A. (2014). The residential water demand effect of increasing block rate water budgets. *Land Economics*, 90(4), 683-699.
10. Bamezai, A. (1997). On weather normalizing customer-level billing data. *Water Resources Research*, 33(5), 1171-1178.
11. Bartlett, J., Kotrlík, J., & Higgins, C. (2001). Organizational research: Determining appropriate sample size in survey research. *Information Technology, Learning, and Performance Journal*, 19(1), 43-49.
12. Berry, B., & Okulicz-Kozaryn, A. (2008). Are there ENSO signals in the macroeconomy? *Ecological Economics*, 64(3), 625-633.
13. Banco Interamericano de Desarrollo (BID). (2014). Recursos hídricos y adaptación al cambio climático en Latinoamérica y el Caribe: directrices estratégicas y líneas de acción propuestas, 45.

14. Billings, R., & Agthe, D. (1980). Price elasticities for water: A case of increasing block rates. *Land Economics*, 56(1), 73-84.
15. Brunner, A. (2002). El Niño and World Primary Commodity Prices: Warm Water or Hot Air? *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 176-183.
16. Burtless, G., & Hausman, J. (1978). The effect of taxation on labor supply: Evaluating the gary negative income tax experiment. *Journal of Political Economy*, 86(6), 1103-1130.
17. Chicoine, D., & Ramamurthy, G. (1986). Evidence on the specification of price in the study of domestic water demand. *Land Economics*, 62(1), 26-32.
18. Costello, C., Adams, R., & Polasky, S. (1998). The value of El Niño forecast in the management of salmon: A stochastic dynamic assessment. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4), 765-777.
19. Dalhuisen, J., Raymond, J., De Groot, H., & Nijkamp, P. (2003). Price and income elasticities of residential water demand: A meta-Analysis. *Land Economics*, 79(2), 292-308.
20. Dandy, G., Nguyen, T., & Davies, C. (1997). Estimating residential water demand in the presence of free allowances. *Land Economics*, 73(1), 125-139.
21. Danielson, L. (1979). An analysis of residential demand for water using micro time-series data. *Water Resources Research*, 15(4), 763-767.
22. Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2011). Estimaciones y proyecciones de población período 1985-2020. Bogotá.
23. Dharmaratna, D., & Harris, E. (2012). Estimating residential water demand using the stone-geary functional form: The case of Sri Lanka. *Water Resources Management*, 26(8), 2283-2299.
24. Dinar, A., Rosegrant, M., & Meinzen-Dick, R. (1997). Water allocation mechanisms: principles and examples. Washington, D. C.: World Bank, IFPRI.

25. Espey, M., Espey, J., & Douglass, S. (1997). Price elasticity of residential demand for water: A meta-analysis. *Water Resources Research*, 33(6), 1369-1374.
26. Foster, H., & Beattie, R. (1981). On the specification of price in studies of consumer demand under block price scheduling. *Land Economics*, 57(4), 624-629.
27. García, J., Arango, S., & Ortiz, A. (2015). *Impacto de la regulación en la eficiencia asignativa del mercado spot eléctrico colombiano* (Documentos de Trabajo 15-12). Centro de Investigaciones Económicas y Financieras. Universidad EAFIT.
28. Gaudin, S. (2006). Effect of price information on residential water demand. *Applied Economics*, 38(4), 383-393.
29. Gaudin, S., Griffin, R., & Sickles, R. (2001). Demand specification for municipal water management: Evaluation of the stone-gearry form. *Land Economics*, 77(3), 399-422.
30. Griffin, A., & Martin, W. (1981). Price elasticities for water: A case of increasing block rates: Comment. *Land Economics*, 57(2), 266-275.
31. Hanemann, M. (1998). Determinants of urban water use. En J. D. Baumann, J. J. Boland & W. M. Hanemann (eds.), *Urban Water Demand Management and Planning* (pp. 31-76). Nueva York: McGraw-Hill.
32. Hanemann, M. (2006). The Economic conception of water. En P. Rogers, R. Llamas & L. Martinez (eds.), *Water crisis: Myth or reality* (pp. 61-91). Reino Unido: Taylor & Francis.
33. Hartwick, J., & Olewiler, N. (1998). *The economics of natural resource use* (2 ed.). Massachusetts: Addison-Wesley Reading.
34. Hewitt, J., & Hanemann, M. (1995). A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing. *Land Economics*, 71(2), 173-192.

35. Hiscock, K., & Tanaka, Y. (2006). Potential impacts of climate change on groundwater resources: From the high plains of the US to the flatlands of the UK. *Proceedings of the National Hydrology Seminar: Water Resources in Ireland and Climate Change* (pp. 19–26), November 14.
36. Intergovernmental Panel on Climate Change (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 [Solomon, S., D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K. B. Averyt, M. Tignor & H. L. Miller (eds.)]. Cambridge y Nueva York: Cambridge University Press.
37. Jaramillo-Mosqueira, L. (2005). Evaluación econométrica de la demanda de agua de uso residencial en México. *El Trimestre Económico*, 72, 286(2), 367–390.
38. Kleiber, A. Smith, K., Kaminsky, M., & Strong, A. (2014). Measuring price elasticities for residential water demand with limited information. *Land Economics*, 90(1), 100–113.
39. Laosuthi, T., & Selover, D. (2007). Does El Niño affect business cycles? *Eastern Economic Journal*, 33(1), 21–42.
40. MacDonald, R., Webera, K., Padowski, J., Flörke, M., Christof, S., Green, P., Gleeson, T., Eckman, S.; Lehner, B., Balk, D., Boucher, T., Grill, G., & Montgomery, M. (2014). Water on an urban planet: Urbanization and the reach of urban water infrastructure. *Global Environmental Change*, 27, 96–105.
41. Maidment, D. R., & Miaou, S. (1986). Daily water use in nine cities. *Water Resources Research*, 22(6), 845–851.
42. Martínez-Espiñeira, R. (2002). Residential water demand in the Northwest of Spain. *Environmental and Resource Economics*, 21(2), 161–187.

43. Martínez-Espiñeira, R. (2003). Estimating water demand under increasing-block tariffs using aggregate data and proportions of users per block. *Environmental and Resource Economics*, 26(1), 5-23.
44. Martínez-Espiñeira, R. (2004). *An estimation of residential water demand using cointegration and error correction techniques* (Working Papers), Canadá: St Francis Xavier University. Recuperado de <http://www.stfx.ca/>.
45. Martínez-Espiñeira, R., & Nauges, C. (2004). Is all domestic water consumption sensitive to price control? *Applied Economics*, 36(15), 1697-1703.
46. Martins, R., & Fortunato, A. (2007). Residential water demand under block rates - A portuguese case study. *Water Policy*, 9(2), 217-230.
47. Medina, C., & Morales, L. (2007). *Demanda por servicios públicos domiciliarios en Colombia y subsidios: implicaciones sobre el bienestar*. Bogotá: Banco de la República.
48. Miaou, S. (1990). A class of time series urban water demand models with nonlinear climatic effects. *Water Resources Research*, 26(2), 169-178.
49. Ministerio de Comercio, Industria y Turismo. (2013). Departamento de Caldas. Oficina de estudios económicos. Santa Fe de Bogotá, Colombia.
50. Miyawaki, K., Omori, Y., & Hibiki, A. (2011). Panel data analysis of Japanese residential water demand using a discrete/continuous choice approach. *Japanese Economic Review*, 62(3), 365-386.
51. Moffitt, R. (1986). The econometrics of piecewise-linear budget constraints: A survey and exposition of the maximum likelihood method. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(3), 317-328.
52. Moffitt, R. (1990). The econometrics of kinked budget constraints. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 119-139.
53. Moncur, J. (1987). Urban water pricing and drought management. *Water Resources Research*, 23(3), 393-398.

54. Morgan, W. D., & Smolen, J. C. (1976). Climatic indicators in the estimation of municipal water demand. *Water Resources Bulletin*, 12(3), 511-518.
55. Nauges, C., & Thomas, A. (2000). Privately operated water utilities, municipal price negotiation, and estimation of residential water demand: The case of France. *Land Economics*, 76(1), 68-85.
56. Nauges, C., & Whittington, D. (2010). Estimation of water demand in developing countries: An overview. *World Bank Research Observer*, 25(2), 263-294.
57. Nieswiadomy, M. L., & Cobb, S. L. (1993). Impact of pricing structure selectivity on urban water demand. *Contemporary Policy Issues*, 11(3), 101-113.
58. Nieswiadomy, M. L., & Molina, D. J. (1989). Comparing residential water demand estimates under decreasing and increasing block rates using household data. *Land Economics*, 65(3), 280-289.
59. Nordin, J. (1976). A proposed modification of Taylor's demand analysis: Comment. *The Bell Journal of Economics*, 7(2), 719-721.
60. Ocampo, O. (2012). *Análisis de vulnerabilidad de la cuenca del río Chinchiná para condiciones estacionarias y de cambio climático*. Trabajo de grado, Facultad de Ingeniería, Departamento de Ingeniería Química. Universidad Nacional de Colombia, sede Manizales.
61. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2003). *Social issues in the provision and pricing of water services*. Paris.
62. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2010). *Pricing water resources and water and sanitation services*. Paris.
63. Olmstead, S., & Stavins, R. (2009). Comparing price and nonprice approaches to urban water conservation. *Water Resources Research*, 45(4).
64. Olmstead, S. (2009). Reduced-form vs. structural models of water demand under non-linear prices. *Journal of Business and Economic Statistics*, 87(1), 84-94.

65. Olmstead, S., Hanemann, M., & Stavins, R. (2007). Water demand under alternative price structures. *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(2), 181-198.
66. Pint, E. (1999). Household responses to increased water rates during the California drought. *Land Economics*, 75(2), 246-266.
67. Polebitski, A., & Palmer, R. (2010). Seasonal residential water demand forecasting for census tracts. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 136(1), 27-36.
68. Poveda, G., & Jaramillo, A. (2000). ENSO-related variability of river discharge and soil moisture in Colombia, biospheric aspects of the hydrologic cycle. *IGBP*, 8, 3-6.
69. Poveda, G. (2004). La hidroclimatología de Colombia: una síntesis desde la escala interdecadal hasta la escala diurna. *Revista de la Academia Colombiana de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales*, 28(107), 201-222.
70. Renzetti, S., Dupont, D., & Chitsinde, T. (2015). An empirical examination of the distributional impacts of water pricing reforms. *Utilities Policy*, 34, 63-69.
71. Rietveld, P., Rouwendal, J., & Zwart, B. (2000). Block rate pricing of water in Indonesia: An analysis of welfare effects. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 36(3), 73-92.
72. Savenije, H., & Van der Zaag, P. (2002). Water as an economic good and demand management paradigms with pitfalls. *Water International*, 27(1), 98-104.
73. Schewe, J., Heinke, J., Gerten, D., Haddeland, I., Arnell, N., Clark, D., Dankers, R., Eisner, S., Fekete, B., Colón-González, F., Gosling, S., Kim, H., Liu, X., Masaki, Y., Portmann, F., Satoh, Y., Stacke, T., Tang, O., Wada, Y., Wisser, D., Albrecht, T., Frieler, K., Piontek, F., Warszawski, L., & Kabat, P. (2014). Multimodel assessment of water scarcity under climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111(9), 3245-3250.

74. Schleich, J., & Hillenbrand, T. (2009). Determinants of residential water demand in Germany. *Ecological Economics*, 68(6), 1756-1759.
75. Sebri, M. (2014). A meta-analysis of residential water demand studies. *Environment, Development and Sustainability*, 16(3), 499-520.
76. Terza, J., & Welch, W. (1982). Estimating demand under block rates: Electricity and water. *Land Economics*, 58 (2), 181-188.
77. Whittington, D., Nauges, C., Fuente, D., & Wu, X. (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*, 34, 70-81.
78. Worthington, A., & Hoffman, M. (2006). *A state of the art review of residential water demand modelling*. Australia: University of Wollongong, School of Accounting and Finance Australia.
79. Worthington, A., & Hoffman, M. (2008). An empirical survey of residential water demand modelling. *Journal of Economic Surveys*, 22(5), 842-871.