



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

**Estimación de la demanda de agua para uso  
residencial urbano en la ciudad de Manizales,  
Colombia, bajo escenarios contrastantes de cambio  
climático**

**Darío Felipe Jiménez Narváez**

**Universidad Nacional de Colombia**

**Facultad de Ciencias Humanas y Económicas**

**Departamento de Economía**

**Medellín, Colombia**

**2015**

**Estimación de la demanda de agua para uso  
residencial urbano en la ciudad de Manizales,  
Colombia, bajo escenarios contrastantes de cambio  
climático**

**Darío Felipe Jiménez Narváez**

Tesis de investigación presentada como requisito parcial para optar al título de:

**Magister en Ciencias Económicas**

Director:

**Sergio Alonso Orrego Suaza. MSc., Ph. D.**

Profesor Departamento de Ciencias Forestales

**Universidad Nacional de Colombia**

**Facultad de Ciencias Humanas y Económicas**

**Departamento de Economía**

**Medellín, Colombia**

**2015**

*A mis padres.*

*“Tres transformaciones  
del espíritu concibo:  
será primero camello,  
luego león, y al final será niño.  
Inocencia es el niño, y olvido, un nuevo comienzo, un juego”.*  
NIETZSCHE, Así habló Zarathustra.

## Agradecimientos

Agradezco de manera sincera a mi profesor y maestro Sergio Alongo Orrego Suaza, por su confianza, apoyo, orientación, sus acertadas críticas, y la paciencia infinita que tuvo conmigo desde la finalización de mi pregrado en Ingeniería Forestal y en todo el proceso de maestría. El profesor Orrego es una persona objetiva, rigurosa y disciplinada, que con su inteligencia, experiencia y capacidad de trabajo siempre supo orientarme y alentarme.

Gracias al Centro Internacional de Investigación para el Desarrollo de Canadá (IDRC por sus siglas en inglés) por la financiación de esta investigación a través del proyecto “*Welfare and Economic Evaluation of Climatic Change Impacts on Water Resources at River Basin Scale*”. En especial, mis sinceros agradecimientos al director del proyecto, profesor Felipe Antonio Vásquez L., así como al profesor Roberto Daniel Ponce O.

Agradezco al Laboratorio de Bosques y Cambio Climático por facilitarme las condiciones logísticas para la realización de la presente investigación. Mis agradecimientos sinceros al programa de Maestría en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. Igualmente, mis agradecimientos a la Vicedecanatura de Investigación y Extensión de la Facultad de Ciencias Agrarias de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín.

Mis agradecimientos también sinceros a todas las instituciones y personas que colaboraron con el desarrollo de esta investigación. En especial la empresa de acueducto de Manizales, Aguas de Manizales S.A.E.S.P., particularmente al señor gerente Juan David Arango, la señora María Elena Álvarez y el señor Carlos Enrique Restrepo; el Instituto de Estudios Ambientales (IDEA) de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Manizales; la Red Institucional de Cambio Climático y Seguridad Alimentaria (RICCLISA); CORPOCALDAS, y al equipo de trabajo del Plan de Ordenamiento y Manejo (POMCA) de la cuenca del río Chinchiná. Un agradecimiento especial a los profesores Olga Ocampo López de la Universidad Autónoma de Manizales y Jorge Julián Vélez de la Universidad Nacional, Sede Manizales, por su colaboración en los temas sobre escenarios de clima. Igualmente, gracias al señor Carlos Alberto Jaramillo por su amable colaboración.

Finalmente, quisiera agradecer a mis padres, a mi hermana Carmen Amelia y a mis sinceros amigos por su incondicional apoyo.

## **Resumen**

Investigamos el potencial efecto del cambio climático sobre el consumo de agua residencial en una ciudad de un país en desarrollo. Estimamos una función de demanda basada en un modelo estructural de elección discreta/continua, y calculamos un consumo medio esperado mensual de 16,43 m<sup>3</sup>. Valor considerador como nuestro valor medio de referencia. El consumo medio mensual de esperado para cuatro escenarios contrastantes de cambio climático, correspondientes a sendas de concentración de gases con efectos invernadero en la atmosfera, fuero 16,22, 16,22, 16,21 y 16,10 m<sup>3</sup>. Los resultados sugieren 2% de potencial reducción del consumo de agua residencial para el escenario de cambio climático más contrastantes, comparado con el valor medio de referencia.

## **Abstract**

We investigate potential effects of climate change on residential water consumption in a city of a developing country. We estimate a demand function based on a structural discrete/continuous choice model, and calculate an expected mean monthly water consumption of 16.43 m<sup>3</sup>. Value considered as our reference mean value. The expected mean monthly water consumption for four contrasting climate change scenarios, corresponding to pathways of atmospheric concentration of greenhouse gases, were 16.22, 16.22, 16.21, and 16.10 m<sup>3</sup>. Results suggest a 2% potential decrease in residential water consumption for the most pessimistic climate change scenario, compared to the reference mean value.

## **Keywords**

Demand estimation, Global climate models, Regional climate change, Climate impacts, Water management, Urban Residential Water, Developing Country

## Tabla de Contenido

Resumen.....	5
Abstract.....	5
Keywords .....	5
1. Introducción.....	9
2. Revisión de literatura.....	11
3. Métodos .....	22
3.1. Área de estudio .....	22
3.2 Determinantes de la demanda de agua para uso residencial .....	24
3.3. Modelos de demanda de agua.....	36
4. Resultados y discusión .....	39
5. Conclusiones.....	48
Bibliografía .....	50
Anexo 1. Formulario de la encuesta .....	55
Anexo 2. Imputación de valores perdidos del ingreso mensual.....	59
Anexo 3. Generación de escenarios futuros contrastantes de cambio climático .....	60
Anexo 4. Descripción de los suscriptores encuestados en Manizales, Colombia.....	63
Anexo 5. Estimaciones econométricas alternativas de la función de demanda de agua para uso residencial urbano en la ciudad de Manizales .....	68

## Lista de Figuras

Figura 1. Estructura de tarifas del agua en Colombia por estrato socio-económico y bloque de consumo. ....	15
Figura 2. Maximización de la utilidad para una estructura de tarifas de agua constituida por dos bloques ....	19
Figura 3. Área de estudio correspondiente al área urbana de la ciudad de Manizales .....	23
Figura 4. Sectores de la ciudad de Manizales y manzanas muestreadas.....	27
Figura 5. Demanda de agua (m <sup>3</sup> /mes) para uso residencial urbano de Manizales, período base 1997-2013...	28
Figura 6. Demanda mensual de agua (m <sup>3</sup> /suscriptor) para uso residencial urbano de Manizales.....	28
Figura 7. Cargo fijo y precios marginales para los dos primeros bloques de consumo .....	29
Figura 8. Temperatura y precipitación media mensual de Manizales, Colombia, período 1997-2013.....	30
Figura 9. Rangos de temperatura y precipitación en Manizales, Colombia.....	31
Figura 10. Precipitación media mensual período 1997–2013 y escenario de cambio climático RCP 8.5 .....	32
Figura 11. Temperatura media mensual período 1997-2013 y escenario de cambio climático RCP 8.5 .....	32
Figura 12. Logaritmo natural de la demanda mensual de agua (m <sup>3</sup> /suscriptor), 1997-2103. ....	36

## Lita de Figuras en los Anexos

Figura A.3.1. Localización de estaciones climáticas en la cuenca del río Chinchiná, Colombia. ....	60
Figura A.4.1. Número de suscriptores encuestados en, Manizales, Colombia. ....	63
Figura A.4.2. Número de suscriptores encuestados según la cantidad de ocupantes de la vivienda .....	64
Figura A.4.3. Número de suscriptores encuestados por tipo de construcción .....	65
Figura A.4.4. Número de suscriptores encuestados según la cantidad de baños en la vivienda .....	66
Figura A.4.5. Número de suscriptores encuestados según la posesión de lavadora .....	67

### **Lista de Tablas**

Tabla 1. Consumo promedio mensual de agua, desviación y porcentaje de viviendas por estrato socio-económico en Manizales, Colombia..	25
Tabla 2. Número de suscriptores encuestados Manizales, Colombia.....	26
Tabla 3. Porcentajes de subsidio y contribución, cargo fijo y precios marginales por bloque de consumo y estrato socioeconómico en Manizales. ....	29
Tabla 4. Variables explicadoras usadas en la estimación de modelos de demanda de agua para uso residencial urbano, Manizales, Colombia. ....	35
Tabla 5. Resultados econométricos de dos formas funcionales del MDC. ....	40
Tabla 6. Cambio porcentual en el consumo mensual de agua por un cambio.....	43
Tabla 7. Valores de semi-elasticidad, elasticidad y efectos marginales.....	44
Tabla 8. Valor esperado de consumo mensual de agua y porcentaje de variación con respecto a un escenario de referencia y para los escenarios de cambio climático. ....	46

### **Lista de Tablas en los Anexos**

Tabla A.4.1. Características del hogar y la vivienda y consumo promedio, uso discrecional y ahorro de agua por tipo de vivienda .....	67
Tabla A.5.1. Resultados econométricos de la funciones de demanda de agua para uso residencial urbano estimadas por mínimos cuadrados ordinarios y usando modelos de efectos fijos y aleatorios.....	70



## 1. Introducción

En la estimación de modelos de demanda de agua para uso residencial urbano, la cantidad consumida de agua se suele estimar en función de su precio y de variables que influyen el consumo, como son las características del hogar y la vivienda (Hanemann, 1998; Espey *et al.*, 1997; Arbués *et al.*, 2003; Olmstead *et al.*, 2007; Worthington & Hoffmann, 2006, 2008), así como variables de clima como la precipitación, la temperatura y la evapotranspiración (Hewitt & Hanemann, 1995; Arbués *et al.*, 2003; Martínez-Espiñeira & Céline, 2004; Olmstead *et al.*, 2007; Worthington & Hoffmann, 2006; Polycarpou & Zachariadis, 2013). Son varios los trabajos empíricos realizados sobre estimación de modelos de demanda de agua para uso residencial urbano en países desarrollados (Foster & Beattie, 1979; Al-Qunaibet & Johnston, 1985; Nauges & Thomas, 2000; Martins & Fortunato, 2005; Olmstead *et al.*, 2007; Schleich & Hillenbrand, 2009; Miyawaki *et al.*, 2011). Ello contrasta sustancialmente con lo realizado hasta ahora en países en desarrollo, donde es poco frecuente el acopio directo de datos sobre características del hogar y la vivienda para luego estimar modelos de demanda que sean consistentes con la naturaleza discreta y continua de decisiones económicas de consumo de agua. Específicamente, la decisión discreta sobre el bloque de consumo y la decisión continua sobre la cantidad de agua a consumir.

El agua en las áreas urbanas se demanda principalmente para uso residencial, comercial, industrial y público (Dinar *et al.*, 1997; Hanemann, 1998, 2006). El uso residencial incluye la demanda de agua discrecional, uso por fuera de la vivienda como el riego de jardines, y la no discrecional, para satisfacer necesidades tan básicas como la preparación de alimentos y el consumo humano (Espey *et al.*, 1997; Hanemann, 1998; Worthington & Hoffmann, 2006). La evidencia empírica sugiere que la demanda de agua discrecional tiene mayor variabilidad espacial y temporal (Nieswiadomy & Molina, 1989; Hanemann, 1998; Arbués *et al.*, 2003; Olmstead *et al.*, 2007), y está muy influenciada por variables de clima como la temperatura y la precipitación (Nieswiadomy & Molina, 1989; Hewitt & Hanemann, 1995; Olmstead *et al.*, 2007). El efecto de la variable temperatura podría no ser lineal (Maidment & Miaou, 1986), y la precipitación podría tener efectos dinámicos dependiendo de su ocurrencia y magnitud, y generar tanto disminución como aumento de la demanda (Maidment & Miaou, 1986; Miaou, 1990). 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, el viento y otros factores (Hewitt & Hanemann, 1995; Olmstead *et al.*, 2007). La potencial influencia del clima en la demanda de agua discrecional contrasta con la escasa o inexistente

influencia en la demanda de agua no discrecional (Dinar *et al.*, 1997; Hanemann, 1998; Worthington & Hoffmann, 2006).

La normatividad vigente en Colombia (Constitución Política y Ley 142 de 1994) definió, según el principio de solidaridad y redistribución, la responsabilidad de usuarios de estratos socio-económicos altos y usuarios comerciales e industriales. Ello para contribuir al pago de las tarifas de servicios públicos que cubran necesidades básicas en estratos bajos. Luego la Resolución 08 de 1995 de la Comisión de Regulación de Agua Potable y Saneamiento Básico (CRA) estableció una estructura de tarifas del servicio público de agua potable basada en bloques de consumo, así como lineamientos vinculantes para que las empresas proveedoras del servicio calculen los precios de cada bloque. Por tanto, la actual estructura de tarifas consiste en bloques crecientes de consumo (BCC), junto con un sistema de subsidios cruzados. Una estructura de tarifas de agua en bloques crecientes impone desafíos empíricos para la estimación econométrica de modelos de demanda de agua. Ello porque la restricción de presupuesto del consumidor está constituida por varios segmentos lineales. Además, en los modelos de demanda de agua el precio determina y es determinado por la cantidad demandada de agua, y se presenta una simultaneidad de la decisión discreta y continua. Como estrategia de estimación econométrica se han usado métodos de variables instrumentales (Terza & Welch, 1982; Nieswiadomy & Molina, 1989; Schleich & Hillenbrand, 2009), o modelos de elección discreta-continua (Hewitt & Hanemann, 1995; Olmstead *et al.*, 2007; Miyawaki *et al.*, 2011).

Son escasos los estudios empíricos en Latinoamérica que han estimado modelos discretos continuos de demanda de agua para uso residencial (Jaramillo-Mosqueira, 2005; Medina & Morales, 2007). Y aunque en los pocos estudios previos se usaron datos de consumo de agua, demográficos y de características de la vivienda, junto con precios del agua correspondientes a una estructura de tarifas en bloques crecientes, los modelos estimados de demanda de agua para uso residencial urbano incluyeron sólo la variable temperatura máxima (Jaramillo-Mosqueira, 2005), o no incluyeron variables de clima (Medina & Morales, 2007). Por tanto, es muy interesante y pertinente estimar modelos econométricos de demanda de agua para uso residencial con precios determinados por estructuras de BCC, con determinantes de la cantidad consumida de agua disponibles a escala de hogar, y considerando variables de clima como la temperatura y la precipitación. Variables de clima para un escenario de referencia y para escenarios contrastantes de cambio climático.

Esta investigación presenta la estimación de un modelo econométrico discreto continuo de demanda de agua para uso residencial, estimado con datos de consumo mensual de agua, precio, ingreso, clima (temperatura y precipitación) y características de la vivienda de aproximadamente 500 hogares de la ciudad de Manizales, Colombia. Las variables de clima se acopiaron tanto para un período base 1997-2013, como para escenarios contrastantes de cambio climático para el período 2014-2030. Las estimaciones econométricas se usaron para evaluar el potencial efecto de escenarios futuros del clima sobre el consumo promedio de agua para uso residencial urbano, y para calcular las elasticidades precio e ingreso de la demanda. Los resultados de esta investigación constituyen información valiosa para una gestión eficiente del recurso agua en áreas urbanas, así como para la identificación de medidas de mitigación y adaptación del sector de recursos hídricos al cambio climático en países en desarrollo.

## **2. Revisión de literatura**

La demanda de agua para uso residencial urbano es determinada por variables económicas como el ingreso y el precio. También podría estar influenciada por variables demográficas de los hogares como cantidad de personas que lo conforman y número de hombres y mujeres; variables relacionadas con características de la vivienda como antigüedad, número de cuartos de baño, tamaño del lote; y variables de clima como temperatura y precipitación (Danielson, 1979; Foster & Beattie, 1979; Nieswiadomy & Molina, 1989; Arbués *et al.*, 2003; Hanemann, 1998; Olmstead *et al.*, 2007). Con excepción de la demanda de agua para consumo humano, la demanda para uso residencial es una demanda derivada. Se deriva del uso de bienes y servicios que requieren el consumo de agua, específicamente lavadoras, mantenimiento de zonas verdes y uso de baños (Olmstead *et al.*, 2007).

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; Olmstead *et al.*, 2007). Potenciales sesgos en la selección de la muestra podrían explicar este resultado. Por ejemplo, estudios en los que se incluyen hogares con poca heterogeneidad en el ingreso. La elasticidad ingreso de la demanda podría ser también influenciada por el grado de desarrollo de la economía y el período en el que se estime. Estimaciones de la elasticidad en el largo plazo podrían diferir significativamente de estimaciones en el corto plazo (Worthington & Hoffmann, 2006; Martínez-Espiñeira, 2007).

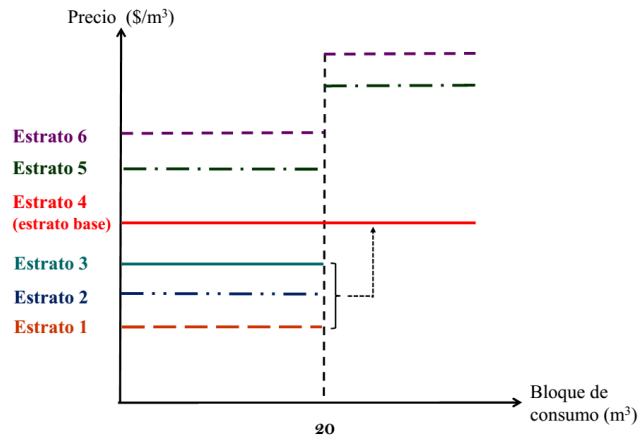
El precio del agua es un determinante fundamental de la demanda, especialmente cuando la elasticidad precio de la demanda es distinta de cero. La literatura sugiere que la demanda de agua para uso residencial urbano es inelástica (Espey *et al.*, 1997; Arbués *et al.*, 2003; Worthington & Hoffmann, 2006). Un valor medio de elasticidad precio de la demanda de -0,51 se obtuvo en un estudio de meta-análisis, considerando 124 valores estimados de elasticidad en el período 1963-1993. Los valores de elasticidad son explicados en función de la especificación de la demanda (incluyendo la forma funcional y la especificación de las variables condicionadas), características de los datos, características ambientales y técnicas de estimación econométrica (Espey *et al.*, 1997). Otro estudio de meta-análisis con casi 300 valores estimados de elasticidad en el período 1963-1998, arrojó un valor medio de elasticidad precio de la demanda de -0,41, con valor de mediana -0,35 y una desviación estándar de 0,86 (Dalhuisen *et al.*, 2003). La estimación de un modelo econométrico discreto continuo con una excepcional base de datos de Estados Unidos y Canadá y un sistema de tarifas de bloques crecientes, arrojó un valor de elasticidad precio de -0,59. Esta elasticidad corresponde a la estimación por medio de un método paramétrico y se restringe a los datos de estructuras de bloques crecientes de consumo. La elasticidad no condicionada teniendo en cuenta datos para una tarifa plana y para bloques de consumo crecientes con un método paramétrico es 0,33 (Olmstead *et al.*, 2007). El mismo tipo de modelo econométrico se empleó 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. Rietveldet *et al.*, (2000) usó el modelo MDC para una estructura tarifaria de cuatro bloques de consumo para Indonesia, sus resultados arrojan elasticidad precio de -1,28, con un error estándar de 0,23. Miyawaki *et al.*, (2011) estimó la demanda de agua residencial para el Japón con un modelo de efectos aleatorios basado en la elección discreta/continua, para el período 2006-2007, la elasticidad precio obtenida fue -1,61 con una variación estándar de 0,33. Baerenklau *et al.*, (2014) utilizó datos de California para estimar el modelo MDC en el período 2003-2011, la elasticidad precio obtenido fue de -0,58. La poca sensibilidad que exhibe la demanda de agua a variaciones en su precio se podría explicar por la existencia de muy pocos sustitutos. También por el desconocimiento de los consumidores de la estructura de tarifas y la forma como se determina el precio (Nieswiadomy & Molina, 1991). O al considerar que son elasticidades de corto plazo, siendo las demandas más elásticas en el largo plazo (Agthe *et al.*, 1986; Moncur, 1987; Martínez Espineira, 2007).

La estructura de tarifas determina el precio del agua. Existen precios únicos por volumen consumido de agua, o estructuras de tarifas discontinuas en las que se combinan bloques de consumo y precios (Hanemann, 1998; Hartwick & Olewiler, 1998; Worthington & Hoffmann, 2006). Aunque la definición de una estructura de tarifas para la provisión de agua es una tarea compleja (Arbués *et al.*, 2003), el propósito fundamental consiste en proporcionar incentivos para el uso eficiente del agua, modificando apropiadamente el comportamiento de los consumidores (Arbués *et al.*, 2003; Hanemann, 2006; Worthington & Hoffmann, 2006; OECD, 2003, 2010), y generar ingresos suficientes para asegurar la provisión del servicio. Además de satisfacer el principio de asignación eficiente del recurso agua, la estructura de tarifas debe considerar también objetivos de equidad, salud pública, conservación del recurso, sostenibilidad financiera, simplicidad en la aplicación, transparencia, así como aceptabilidad por los usuarios y el público (Arbués *et al.*, 2003; OECD, 2003, 2010; Worthington & Hoffmann, 2006).

Una distinción importante en las tarifas consiste en tasas uniformes y aquellas correspondientes a bloques de consumo. En la estructura de tarifas de tasas uniformes el precio es constante y no depende de la cantidad consumida de agua (Hartwick & Olewiler, 1998). En las tarifas por bloques el precio lo determina la cantidad consumida de agua (Hanemann, 1998; Hartwick & Olewiler, 1998; Cavanagh *et al.*, 2001). En el caso de bloques decrecientes la estructura se asemeja a una escalera descendente de derecha a izquierda. Esta estructura asigna un precio mayor al primer bloque de consumo, y luego precios menores a bloques subsiguientes, en los que el consumo de agua es mayor. Es una estructura de tarifas ineficiente, dado que consumidores con bajo consumo de agua subsidian a usuarios con mayor consumo (Hartwick & Olewiler, 1998; Cavanagh *et al.*, 2001). En las estructuras de bloques crecientes se asigna un precio más bajo al primer bloque de consumo, generalmente correspondiente a la cantidad de agua mínima requerida para necesidades humanas básicas. Por el aumento del precio para niveles crecientes de consumo de agua los bloques se ordenan en la dirección opuesta a la estructura de bloques decrecientes (Hartwick & Olewiler, 1998; Cavanagh *et al.*, 2001). El aumento del precio en la estructura de bloques crecientes es consistente con la conservación del recurso agua. Además, los consumidores de agua con bajos ingresos podrían ubicarse en el primer bloque de consumo y asegurar la cantidad de agua requerida para satisfacer sus necesidades básicas (Olmstead *et al.*, 2007; OECD 2003, 2010).

El servicio de provisión de agua en Colombia considera una tarifa constituida por un cargo fijo y un cargo variable. El cargo fijo incluye los costos de administración, comercialización, seguros y otros necesarios y debidamente justificados para garantizar la provisión del servicio de agua. El cargo variable incluye los costos operacionales, los costos de inversión y las tasas ambientales (retributivas). La tarifa para un hogar o suscriptor considera el bloque de consumo y la estratificación socioeconómica de la vivienda como. Son tres los bloques de consumo actualmente vigentes: básico (0-20 m<sup>3</sup>/mes), complementario (20-40 m<sup>3</sup>/mes) y suntuario (> 40 m<sup>3</sup>/mes). La estratificación socioeconómica consta de seis estratos definidos según las características físicas de la vivienda (material de construcción) y su entorno físico circundante (existencia de infraestructura física de servicios y de zonas verdes). Teóricamente se asume que la definición de los estratos representa capacidad económica de pago por los hogares (Alzate, 2006). La estratificación se orienta también a satisfacer objetivos de equidad, eficiencia financiera y solidaridad con los hogares de menores ingresos. Los estratos uno, dos y tres reciben subsidio. Los estratos cinco, seis, y los sectores de industria y comercio hacen contribución. El estrato cuatro no recibe subsidio ni hace contribución. Es un sistema de subsidios cruzados geográficamente diferenciados según la localización espacial de los distintos estratos socioeconómicos.

En la Figura 1 se ilustra la estructura de tarifas del agua vigente en Colombia, considerando los seis estratos socio-económicos y sólo dos bloques de consumo, básico y complementario. La existencia de los subsidios cruzados implica que por un consumo menor que el umbral superior del bloque básico (20 m<sup>3</sup>/mes), o *kink point*, los consumidores de los estratos uno, dos y tres pagan un precio menor que lo que pagan consumidores en el estrato cuatro, o estrato de referencia para la determinación de la tarifa del agua. Si el consumo de agua en los tres primeros estratos excede el *kink point*, no se tiene derecho al subsidio y se paga la tarifa del estrato cuatro. Finalmente, los consumidores de agua en los estratos cinco y seis, pagan en ambos bloques un precio mayor que lo que pagan los consumidores en el estrato cuatro (ver Figura 1). El sistema colombiano de subsidios al consumo de agua beneficia un mayor número de hogares de bajos ingresos, no es progresivo y tiene un costo fiscal de implementación elevado, si se compara con el sistema de asignación de subsidios en Chile (Gómez & Contreras, 2003).



**Figura 1.** Estructura de tarifas del agua en Colombia por estrato socio-económico y bloque de consumo.

Otro determinante de la demanda de agua podría ser el tamaño del hogar, aunque el número de personas en el hogar podría no ser proporcional al consumo de agua (Höglund, 1999). La composición de los hogares también podría influenciar la cantidad consumida de agua. Familias con niños tienden a usar una mayor cantidad de agua. Los jóvenes podrían usar más agua por una mayor frecuencia en el uso de duchas y en el lavado de la ropa. Los jubilados, por su parte, tienden a usar menos agua (Hanemann, 1998; Nauges & Thomas, 2000; Arbués *et al.*, 2003). Las características de la vivienda influyen también la cantidad demandada de agua. Viviendas más antiguas tienden a conectarse a la red de provisión de agua con tubos de diámetros pequeños y tiene una cantidad menor cantidad de electrodomésticos que usan agua, como lavavajillas o jacuzzi, si se comparan con viviendas recientemente construidas. Sin embargo, en estas últimas el consumo de agua se reduce con la instalación en duchas y baños de sistemas de ahorro de agua (Olmstead *et al.*, 2007). Finalmente, aspectos culturales y sobre la percepción de escasez del recurso influyen el consumo de agua (Worthington & Hoffmann, 2006).

En varios estudios previos se han incluido también variables de clima para explicar el consumo de agua residencial urbano (Nieswiadomy & Molina, 1989; Hewitt & Hanemann, 1995; Jaramillo-Mosqueira, 2005; Olmstead *et al.*, 2007; Schleich & Hillenbrand, 2009). Estudios realizados en países con estaciones, en los que la influencia del clima en el consumo de agua se evaluó mediante la inclusión de distintas variables. Entre ellas el requerimiento de humedad (evapotranspiración menos la precipitación efectiva) de especies típicas de gramíneas presentes en los jardines de las casas (Nieswiadomy & Molina, 1989; Hewitt & Hanemann, 1995; Olmstead *et al.*, 2007), la temperatura

máxima diaria (Olmstead *et al.*, 2007), la temperatura máxima mensual (Jaramillo-Mosqueira, 2005), la temperatura media durante el verano (Schleich & Hillenbrand, 2009), el número promedio de días con precipitación en el verano (Schleich & Hillenbrand, 2009), o la inclusión de una variable dummy para representar el verano (Olmstead *et al.*, 2007; Schleich & Hillenbrand, 2009) o la estación de lluvias (Jaramillo-Mosqueira, 2005). No parece existir en la literatura un estudio de estimación de la demanda de agua para uso residencial con variables de clima como temperatura y precipitación correspondientes a potenciales escenarios futuros de variabilidad y cambio climático. Sin embargo, se prevé que el cambio climático afecte los patrones de precipitación y aumente la temperatura media superficial del planeta (IPCC, 2013), afecte también la ocurrencia de eventos de clima extremos como sequías o períodos de lluvias de mayor intensidad, el ciclo del agua (Buytaert *et al.*, 2011), así como la disponibilidad de agua para consumo humano (CEPAL, 2010).

Modelos de circulación global (MCG) propuestos para entender la dinámica de los componentes físicos del sistema climático (atmósfera, océano, tierra y hielo en océanos) acoplados con modelos de ciclos biogeoquímicos (por ejemplo, carbono y azufre), constituyen las mejores herramientas disponibles para simular respuestas pasadas y futuras del sistema climático a forzamientos externos (Flato *et al.*, 2013), como el aumento de las emisiones a la atmósfera de gases con efecto de invernadero (GEI). En la simulación es común usar escenarios contrastantes de cambio climático. Estos se construyen para evaluar las consecuencias potenciales de la influencia de las actividades humanas sobre el clima (IPCC, 2007). Los más recientes escenarios de cambio climático corresponden a sendas de concentración representativa (RCP, por sus siglas en inglés) del forzamiento radiativo en la atmósfera. El forzamiento radiativo es una medida de la alteración en el equilibrio de la energía entrante y saliente en el sistema tierra-atmósfera, medido en vatios por metro cuadrado,  $W/m^2$  (Wayne, 2013). Existen cuatro RCP: RCP2.6, RCP4.5, RCP6.0, RCP 8.5. El número en el nombre corresponde al posible rango de valores del forzamiento radiativo en el año 2100, con respecto a valores registrados antes de la revolución industrial. La exactitud de los modelos globales acoplados se reduce sustancialmente cuando las series simuladas para distintos escenarios de clima se usan en aplicaciones hidrológicas (Hewitson & Crane, 1996). Siendo una de ellas el cálculo del rendimiento hídrico a escala de cuenca, que generalmente constituye la fuente de agua para uso residencial en Colombia. Por tanto, en las últimas décadas se generalizó el uso de técnicas de translación de escalas o *downscaling*, las cuales emplean procedimientos estadísticos paramétricos o no paramétricos para regionalizar escenarios globales de cambio climático (Wilby *et al.*, 1998; Yates *et al.*, 2003; Maraun *et al.*, 2010).



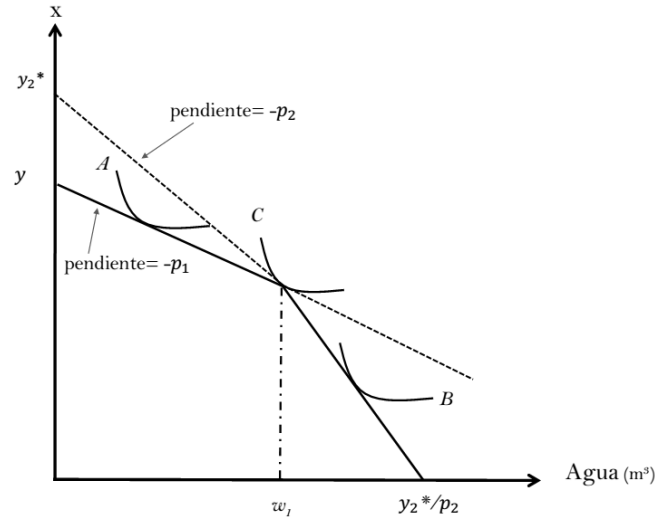
Luego de la síntesis sobre determinantes de la demanda de agua para uso residencial urbano, se torna interesante la elección de la forma funcional de la demanda. Esta elección es muy importante para el cálculo de elasticidades precio e ingreso de la demanda, y para potenciales análisis de cambios en el bienestar de los individuos por cambios en los precios del agua. La demanda lineal, semi-log y *log-log* son las formas funcionales más utilizadas en la literatura (Al-Qunaibet & Jhonston, 1985). La función de demanda lineal implica que el cambio en la cantidad demandada por un cambio en el precio sea exactamente el mismo para cualquier nivel de precio (Arbués, *et al.*, 2003). Además, una pendiente negativa de la función de demanda lineal implica la existencia de un precio en el que la cantidad consumida de agua consumida es cero. Equivalente al intercepto de la demanda con el eje vertical en el que se suele representar el precio. No obstante, el no consumo de agua parece no ser razonable si se asume que es vital el disponer de una cantidad mínima de agua para satisfacer necesidades básicas (Al-Qunaibet & Jhonston, 1985; Hanemann, 1998). La especificación de una forma funcional de demanda tipo *log-log* asume que la elasticidad precio de la demanda es constante. Lo que no es consistente con una respuesta esperada del consumidor que variará según el valor de ingreso o precio (Polycarpou & Zachariadis, 2013). Aunque una demanda con elasticidad precio constante no satisface teóricamente la propiedad de agregación (Deaton & Muellbauer, 1980), su uso empírico se justifica por que la especificación *log-log* para la demanda del bien que es objeto de interés no impone necesariamente la misma forma funcional para la demanda de los otros bienes. La forma funcional *log-log* se usa frecuentemente en estimaciones empíricas de demanda de agua, y al ser tan común su uso facilita la comparación entre estudios empíricos (Cavanagh, *et al.*, 2001; Olmstead *et al.*, 2007). En los trabajos empíricos se han usado también las formas funcionales log-lineal y Stone-Geary, ésta última permite la consideración empírica de un consumo mínimo de agua (Al-Qunaibet & Jhonston, 1985), o mínimo vital.

La literatura existente sobre estimación de modelos de demanda de agua para uso residencial urbano reporta el uso de distintas técnicas econométricas. Para datos de corte transversal 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). También se ha usado el modelo discreto-continuo (MDC) que considera explícitamente la simultaneidad de la decisión discreta del bloque de consumo de agua y la decisión continua de la cantidad de agua consumida. Para datos de series de tiempo se han usado modelos autorregresivos vectoriales y técnicas de cointegración (Martinez-Espiñeira, 2004). Para datos de panel se han aplicado OLS, MCG, máxima verosimilitud (ML) y MC2E (Billings & Agthe, 1980; Chicoine &

Ramamurthy, 1986; Hewitt & Hanemann, 1995). Aunque varios modelos se han estimado con observaciones de consumo de agua agregados a escala de ciudad, otros han usado observaciones a escala de hogar. Estas son observaciones muy recomendadas por ser una mejor aproximación al modelo de comportamiento en que se fundamenta el análisis económico de demanda de agua (Danielson, 1979).

El MDC se usó inicialmente en estudios empíricos de oferta de trabajo (Burtless & Hausman, 1978; Hausman, 1985). Luego se generalizó conceptual y empíricamente (Moffitt, 1986; Moffitt, 1990). Una estructura unificada del MDC en la cual la decisión discreta y continua son consistentes con la maximización de la utilidad por el consumidor se formuló por Hanemann (1984). El MDC se ha usado satisfactoriamente para modelar la demanda de agua residencial (Hewitt & Hanemann, 1995; Cavanagh, *et al.*, 2001; Pint, 1999; Olmstead *et al.*, 2007; Baerenklau *et al.*, 2014), con sólo una aplicación en Colombia (Medina & Morales, 2007), pero con datos agregados a nivel de ciudad y sin variables de clima.

La existencia de una estructura de tarifas de agua en bloques crecientes impone desafíos empíricos para la estimación econométrica. Ello porque 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 2 se presenta la maximización de la utilidad con curvas de indiferencia hipotéticas y una estructura de tarifas de agua constituida por sólo dos bloques crecientes de consumo, 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).



**Figura 2.** 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).

Basado en 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 2, 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 (curva de utilidad B). Existe la posibilidad 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 tienen 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 (1), 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 (1)  $\ln w$  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. El modelo contiene dos errores. El error correspondiente a la heterogeneidad no observada de las preferencias de los consumidores denotado por  $\eta$ . El error de

optimización en que pueden incurrir los consumidores y el atribuible a errores por parte del investigador denotado por  $\varepsilon$ . El error de optimización refleja el error aleatorio no observable de los hogares y del analista (Olmstead *et al.*, 2007). Se asume que los dos errores son independientes y se distribuyen normal con media cero y varianzas  $\sigma_\eta^2$  y  $\sigma_\varepsilon^2$ , respectivamente. La especificación aditiva de los errores es consistente con lo sugerido por Moffit (1990).

La ecuación (1) contiene decisiones tanto continuas como discretas, lo que sugiere la estimación de un MDC, como el sugerido por Hewitt & Hanemann (1995) y Olmstead *et al.*, (2007). Para ese tipo de modelo econométrico la función de máxima verosimilitud con  $k > 1$  bloques de consumo se representa por (2), donde  $\Phi$  es la función de distribución acumulada normal estándar. Mientras la primera sumatoria considera el consumo en las  $k$  restricciones presupuestarias, la segunda sumatoria corresponde al consumo en los  $k - 1$  *kink points*.

$$\ln w = \begin{cases} \ln w_1^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) + \eta + \varepsilon \\ \quad \text{si } -\infty < \eta < \ln w_1 - \ln w_1^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) \\ \ln w_1 + \varepsilon \\ \quad \text{si } \ln w_1 - \ln w_1^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) < \eta < \ln w_1 - \ln w_2^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) \\ \ln w_2^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) + \eta + \varepsilon \\ \quad \text{si } \ln w_1 - \ln w_2^*(\mathbf{Z}, p_1, \tilde{y}_1; \boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma) < \eta < \infty \end{cases} \quad (1)$$

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

donde,

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

$$s_k = \frac{(\ln w_1 - \ln w_k^*(\cdot))}{\sigma_v}, \quad m_k = \frac{(\ln w_k - \ln w_{k+1}^*(\cdot))}{\sigma_\eta}, \quad u_k = \frac{(\ln w_i - \ln w_k(\cdot))}{\sigma_\varepsilon}, \quad n_k = \frac{(m_{k+1} - \rho s_k)}{\sqrt{1 - \rho^2}}.$$

En el apéndice A, de Olmstead *et al.*, (2007) se presentan las expresiones matemáticas para la estimación de las elasticidades no condicionadas al bloque de consumo. Según las ecuaciones 19-21 en Hewitt & Hanemann (1995), el valor esperado del consumo de agua  $w_1$  para una estructura de tarifas de agua con dos bloques de consumo con  $\varepsilon^* = \exp \varepsilon$ ,  $\eta^* = \exp \eta$ , y la función de distribución conjunta de los errores  $f(\varepsilon^*, \eta^*)$ , y está dado por la siguiente expresión:

$$E_{\eta^* \varepsilon^*}[w_1] = \exp(z\delta)p_1\beta_1(\tilde{y}_1)^\gamma \int_0^\infty \int_0^{\frac{w_1}{w_1^*}} \varepsilon^* \eta^* f(\varepsilon^*, \eta^*) d_{\eta^*} d_{\varepsilon^*} \\ + w_1 \int_0^\infty \int_{\frac{w_1}{w_1^*}}^{\frac{w_1}{w_2^*}} \varepsilon^* f(\eta^*, \varepsilon^*) d_{\eta^*} d_{\varepsilon^*} \quad (3)$$

$$+ \exp(z\delta)p_2\beta_2(\tilde{y}_2)^\gamma \int_0^\infty \int_{\frac{w_1}{w_2^*}}^\infty \varepsilon^* \eta^* f(\eta^*, \varepsilon^*) d_{\eta^*} d_{\varepsilon^*}.$$

En Colombia existe sólo un estudio previo a nivel nacional de demanda de agua que empleó el MDC con datos a nivel de hogar en las principales regiones urbanas de Colombia, considerando bloques crecientes de tarifas, pero sin incluir variables de clima en la estimación de la demanda de agua (Medina & Morales, 2007). Es por ello muy importante que nuevos trabajos empíricos consideren el potencial efecto del cambio climático en la demanda de agua para uso residencial, mediante modelos econométricos adecuados cuyos parámetros estimados provean información valiosa para la adopción de políticas de regulación y gestión del agua en áreas urbanas (Hartwick & Olewiler, 1998).

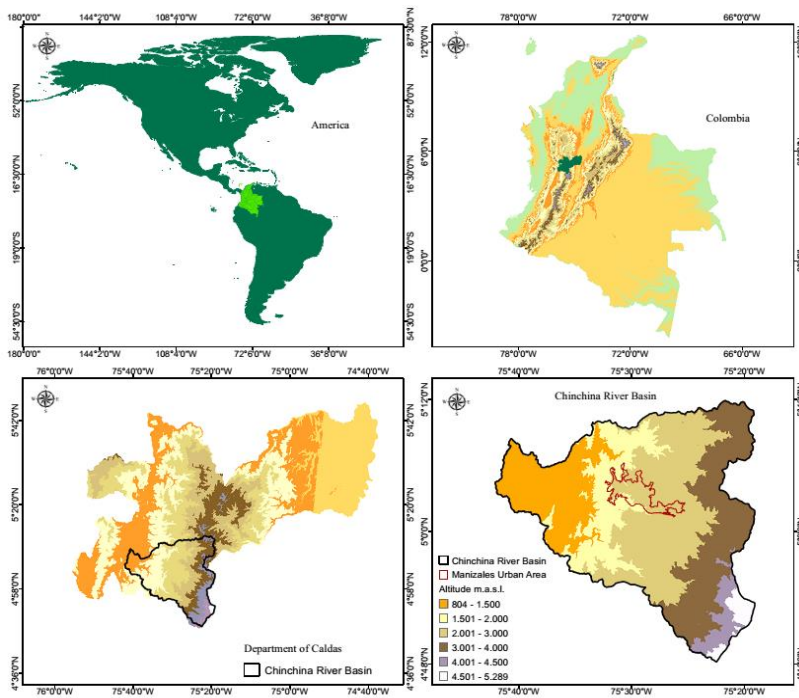
### 3. Métodos

#### 3.1. Área de estudio

El área de estudio es la zona urbana del municipio de Manizales, capital del departamento de Caldas, Colombia (Figura 3). El municipio de Manizales 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. Con 57% de los establecimientos dedicados al comercio; 17% a hotelería y restaurantes; 7% a industria manufacturera (Alcaldía de Manizales, 2012; Ministerio de Comercio, Industria y Turismo, 2013). 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. Aguas de Manizales S.A.E.S.P. como empresa prestadora del servicio de agua potable, tenía registrados en enero de 2014 un total de 89.467 suscriptores para uso de agua residencial urbano, de los cuales 61.074 corresponden a estratos uno, dos y tres y reciben subsidios; 14497 a estrato cuatro o de referencia para el establecimiento de las tarifas de agua; 13.946 a estratos cinco y seis, los cuales hacen contribución según el criterio de solidaridad vigente en la legislación colombiana. Para el año 2012 la cobertura del servicio de agua potable en Manizales era 99 % (Alcaldía de Manizales, 2012).

El municipio de Manizales hace parte de la cuenca del río Chinchiná. La cuenca está localizada en la vertiente occidental de la cordillera Central en Colombia y es parte de las cuencas aferentes al río Cauca, principal tributario del río Magdalena (CORPOCALDAS, 2005). Se extiende desde la Laguna Negra en el Parque Nacional Natural Los Nevados donde nacen los ríos Claro, Chinchiná y Guacaica, hasta los 800 msnm en la desembocadura del río Chinchiná al río Cauca (CORPOCALDAS, 2005). Los afluentes principales al río Chinchiná son los ríos Claro y Guacaica. La cuenca del río Chinchiná posee una extensión total de 1.050 km<sup>2</sup> (Ocampo, 2012), de los cuales

aproximadamente 392 km<sup>2</sup> (37,5%) corresponden al municipio de Manizales (CORPOCALDAS, 2005).



**Figura 3.** Área de estudio correspondiente al área urbana de la ciudad de Manizales, Colombia. En la parte superior derecha en verde intenso se presenta la ubicación de departamento de Caldas en Colombia. En la inferior izquierda se presenta la cuenca del río Chinchiná. La figura en rojo intenso en la parte inferior derecha corresponde a la zona urbana de la ciudad de Manizales.

El clima en la cuenca es intertropical, caracterizado por pequeñas fluctuaciones de temperatura interanual, y grandes fluctuaciones diarias, y una distribución bimodal de la lluvia anual. El clima es sustancialmente influenciado por la Zona de Convergencia Intertropical (ZIT) y por la naturaleza montañosa de la región (Witte, 1995). La precipitación media anual varía entre 1800-2200 mm/año, con valores máximos observados en los meses de abril-mayo y agosto-noviembre (CORPOCALDAS, 2005). Las áreas con menor cantidad de lluvias, 600-800 mm/año, están en la cuenca alta, así como en las porciones más cercanas a los glaciares (Jaramillo, 2005; PROCUENCA, 2010). En las zonas donde predomina el cultivo de café, la precipitación varía entre 1000-4000 mm, con una mayor frecuencia de precipitaciones por encima de 2000 mm/año (Jaramillo, 2005).

Las variaciones de altitud en la cuenca determinan la existencia de importantes asimetrías de la temperatura tanto de naturaleza espacial y temporal. La cuenca posee un piso térmico cálido en la parte más baja, con temperaturas medias que varían entre 22-28 °C; un piso térmico templado en la zona cafetera, localizada en la parte media de la cuenca, con temperaturas medias entre 18-22 °C; y un piso térmico frío en la parte alta de la cuenca, con registros desde 17 °C a temperaturas bajo cero en el Nevado del Ruíz (PROCUENCA, 2010). La temperatura mínima registrada en la cuenca es menor a -3°C en la zona alta, mientras que el registro de temperatura máxima es 29,2 °C, en la localidad de Santágueda, a 1000 m de altitud. Los meses más fríos son septiembre, octubre, noviembre y diciembre, mientras que los meses más cálidos son febrero, marzo, abril y mayo (CORPOCALDAS, 2007).

### 3.2 Determinantes de la demanda de agua para uso residencial

#### *Información de características del hogar y la vivienda*

Para el muestreo de viviendas se empleó la ecuación (4), correspondiente a un muestreo aleatorio simple para poblaciones finitas (Bartlett *et al.*, 2001)

$$n_i = \frac{N_i Z_{\alpha/2}^2 S_i^2}{e^2(N-1) + Z_{\alpha/2}^2 S_i^2}, \quad (4)$$

donde  $n_i$  es el tamaño de muestra del  $i$ -ésimo estrato,  $N_i$  es el número de viviendas en el  $i$ -ésimo estrato,  $Z_{\alpha/2}^2$  es el valor tabulado para un nivel de confianza específico,  $S_i^2$  es la varianza en el consumo de agua por vivienda en el  $i$ -ésimo estrato, y  $e$  es el error de muestreo máximo admisible. Por la naturaleza espacialmente explícita de las variables de clima fue necesario garantizar la representatividad espacial de la muestra seleccionada, para asegurar muestreo proporcional al tamaño en todos los sectores de la ciudad. Dado que la información de consumo de agua por vivienda y la de polígonos correspondientes a las manzanas provenía de fuentes distintas, fue necesario unirlos espacialmente en ArcGIS 10.1. La distribución espacial de la muestra seleccionada se realizó mediante un muestro con probabilidades desiguales proporcionales al tamaño del sector, con tamaño acumulativo en dos etapas. En la primera etapa se seleccionó en cada uno de los 11 sectores de la



ciudad una muestra aleatoria de manzanas. Luego en la segunda etapa se seleccionaron aleatoriamente en cada manzana 10 unidades de muestreo correspondientes a viviendas. El número de unidades de muestreo se seleccionó para ajustarse adecuadamente al presupuesto disponible y a logística como tiempos de marcha y duración total del muestreo. Para el cálculo de la ecuación (4) se usó un tamaño de población de 51.696, valores de  $N_i$  y  $S_i^2$  obtenidos de series de consumo de agua por estrato publicados por la Superintendencia de Servicios Públicos (Tabla 1), así como un error de muestreo de 0,367 m<sup>3</sup> mensual de agua por estrato y vivienda y un nivel de confianza del 95%. El tamaño de la muestra fue 494 viviendas. En cada una de ellas se colectó información de características del hogar y la vivienda mediante la aplicación de una encuesta (ver formulario en Anexo1).

**Tabla 1.** Consumo promedio mensual de agua, desviación y porcentaje de viviendas por estrato socio-económico en Manizales, Colombia. Información reportada por la Superintendencia de Servicios Públicos Domiciliarios, 2007-2014, y usados para obtener valores requeridos en el cálculo del tamaño de muestra.

Variable	Estrato					
	1	2	3	4	5	6
Consumo promedio mensual de agua (m <sup>3</sup> ) <sup>1</sup>	101.984	306.810	485.497	184.274	64.812	108.454
Desviación del consumo mensual de agua (m <sup>3</sup> ) <sup>1</sup>	7.678	23.537	37.976	18.056	3.306	4.096
Porcentaje de viviendas, 2009 <sup>2</sup>	8,07	23,54	37,09	16,21	6,33	8,76
Número de viviendas suscriptoras por estrato <sup>3</sup>	4.171	12.171	19.172	8.381	3.271	4.530
Consumo promedio mensual de agua (m <sup>3</sup> ) por estrato socio-económico y vivienda, período 2007-2012 <sup>4</sup>	24,45	25,21	25,32	21,99	19,81	23,94
Desviación estándar del consumo promedio mensual de agua (m <sup>3</sup> ) por estrato y vivienda, período 2007-2012 <sup>5</sup>	1,84	1,93	1,98	2,15	1,01	0,90

<sup>1</sup> Se obtuvo de un total de 72 valores de consumo por estrato y período 2007-2012, publicados por la Superintendencia de Servicios Públicos Domiciliarios para el municipio de Manizales.

<sup>2</sup> Valores reportados por la Superintendencia de Servicios Públicos Domiciliarios sólo para el año 2009. Se asumió el mismo porcentaje de viviendas para cada año en el período 2007-2012, lo cual es consistente con proyecciones realizadas por DANE y que sugieren que la población de Manizales se mantendrá constante.

<sup>3</sup> Se obtiene al multiplicar la población espacialmente relevante de suscriptores que en enero de 2014 consumen agua para uso residencial urbano, equivalente a 51.696, por el porcentaje de viviendas en 2009.

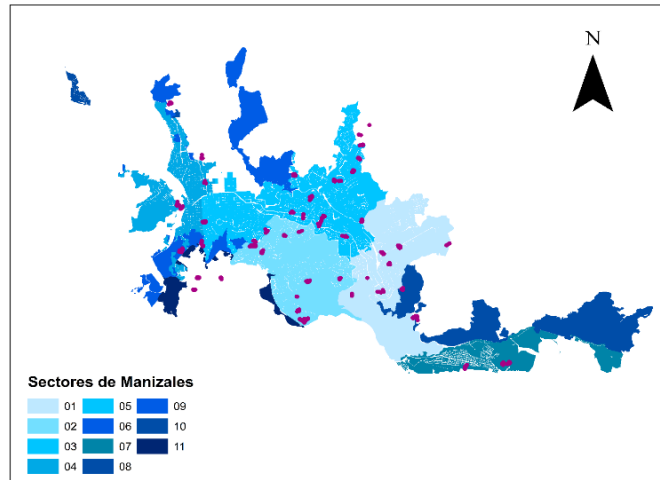
<sup>4</sup> Se obtiene al dividir el consumo promedio mensual de agua y el número de viviendas por estrato.

<sup>5</sup> Se obtiene al dividir la desviación promedio mensual y el número de viviendas por estrato. El cuadrado de este valor equivale a  $S_i^2$  en la ecuación (4).

En la encuesta se acopió información sobre: 1) características de la vivienda como área, material predominante en pisos y paredes, y número de baños; 2) estructura etaria y por sexo de los ocupantes de la vivienda, y su nivel de educación según se establece en la ley 30 de 1992 y en la ley 115 de 1994; 3) información sobre posibles fuentes de suministro de agua distintas al acueducto, y su uso dentro y fuera de la vivienda. Algunas preguntas consignadas en el formulario, y específicamente las relacionadas con ingreso mensual del hogar, antigüedad y área de la construcción, e información sobre la ejecución de cambios en la red de alcantarillado, no se respondieron por todos los suscriptores encuestados. Por ello se procedió a usar técnicas de imputación de datos faltantes usando la librería *Amelia* del software estadístico R (Honaker *et al.*, 2013). En el Anexo 2 se presenta el código en R utilizado para la imputación de valores perdidos del ingreso mensual. De 535 suscriptores encuestados, un total de 496 proporcionó toda la información requerida. El número de suscriptores encuestados por estrato socioeconómico y sector de la ciudad se presenta en la Tabla 2, y espacialmente en la Figura 4.

**Tabla 2.** Número de suscriptores encuestados por estrato socio-económico y por sector de la ciudad de Manizales, Colombia.

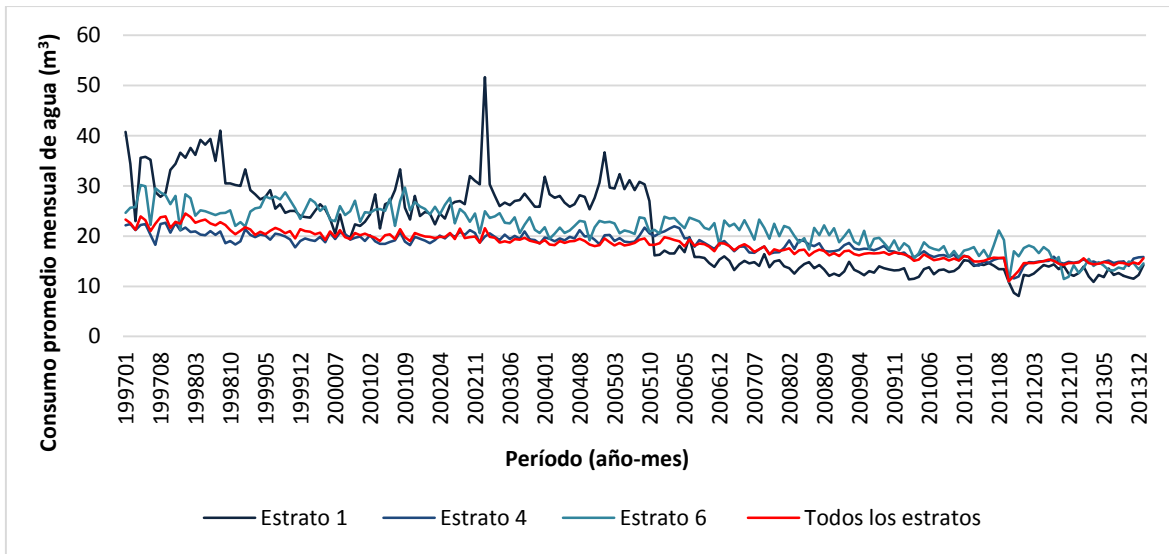
<b>Estrato Socio-económico</b>	<b>Sector de la ciudad de Manizales</b>								<b>Total</b>
	1	2	3	4	5	7	9	11	
1			10	2	3			5	20
2		13	59		20				92
3	21	44	30	59	30	11	13		208
4	10	7	11	42		24			94
5	9		21	3					33
6	24	25							49
<b>Total</b>	64	89	131	106	53	35	13	5	496



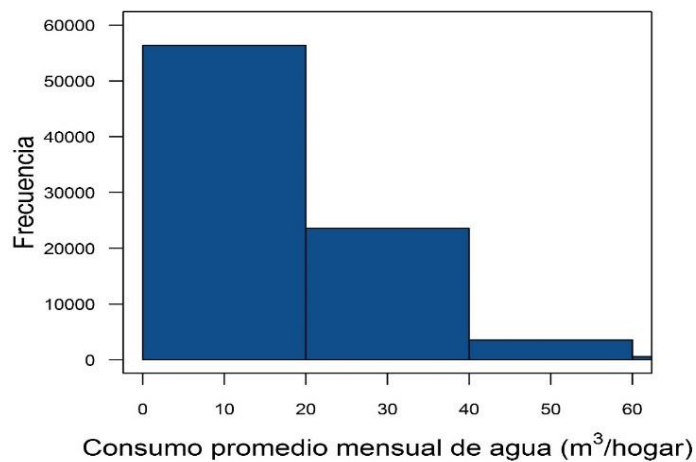
**Figura 4.** Sectores de la ciudad de Manizales y manzanas muestreadas representadas por pequeños círculos en color rosado.

#### *Información de tarifas y consumo de agua mensual por suscriptor*

La información de consumo mensual de agua y de tarifas para los 496 suscriptores encuestados fue proporcionada por Aguas de Manizales S.A. E.S.P., para el período enero 1997-diciembre 2013, equivalente a 204 meses. La información se proporcionó por suscriptor y estrato socioeconómico, y se observó una tendencia decreciente en el consumo de agua para el consumidor representativo en cada uno de los estratos socio-económicos (ver Figura 5). La tendencia decreciente en los datos podría deberse a una disminución en el consumo discrecional, específicamente en el estrato 1. Al multiplicar los suscriptores encuestados y el número de meses del período de análisis del estudio se obtuvieron 101.185 registros de consumo, de los cuales 80.526 correspondieron a consumos de agua mayores a cero. En el período 1997-2013 un total de 50.978 registros correspondieron a consumos en el primer bloque ( $<20 \text{ m}^3/\text{suscriptor}$ ), y 26.938 a consumos en el segundo bloque (Figura 6). Es importante mencionar que 2.610 registros de consumo mensual de agua fueron iguales a  $20 \text{ m}^3/\text{suscriptor}$ , que es el *kink point*. Y que en el rango de consumo  $19\text{-}21 \text{ m}^3/\text{suscriptor}$  se agruparon alrededor del *kink point* 7.847 registros de consumo ( $\sim 10\%$ ).



**Figura 5.** Demanda de agua ( $m^3/mes$ ) para uso residencial urbano del consumidor representativo y distintos estratos socio-económicos de Manizales, Colombia, período base 1997-2013.

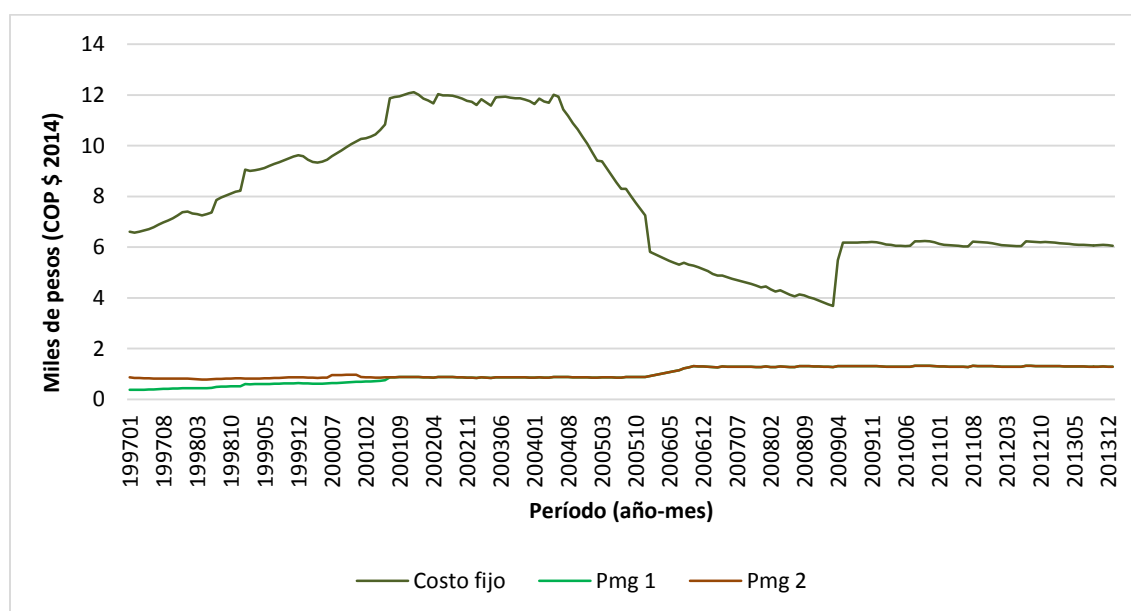


**Figura 6.** Demanda mensual de agua ( $m^3/suscriptor$ ) para uso residencial urbano y bloque de consumo en la ciudad de Manizales, período base 1997-2013.

Con respecto a tarifas en la Tabla 3 se presentan los precios por bloque de consumo, así como porcentajes de subsidio y contribución por estrato socioeconómico para la ciudad de Manizales, correspondiente a valores de diciembre de 2013. En el período base de análisis 1997-2013, la variación del cargo fijo fue mayor que la variación de los precios marginales en todos los estratos socioeconómicos (Figura 7).

**Tabla 3.** Porcentajes de subsidio y contribución, cargo fijo y precios marginales por bloque de consumo y estrato socioeconómico en Manizales, Colombia. Valores corresponden a precios y costos reales, diciembre 2013.

Estrato socio-económico	Subsidio (%)	Contribución (%)	Cargo Fijo (\$)	Consumo Básico (\$)	Consumo Complementario (\$)	Consumo Suntuario (\$)
1	51		2965	630	1285	1285
2	40		3631	771	1285	1285
3	15		5143	1092	1285	1285
4	0	0	6051	1285	1285	1285
5		50	9077	1927	1927	1927
6		60	9682	2056	2056	2056

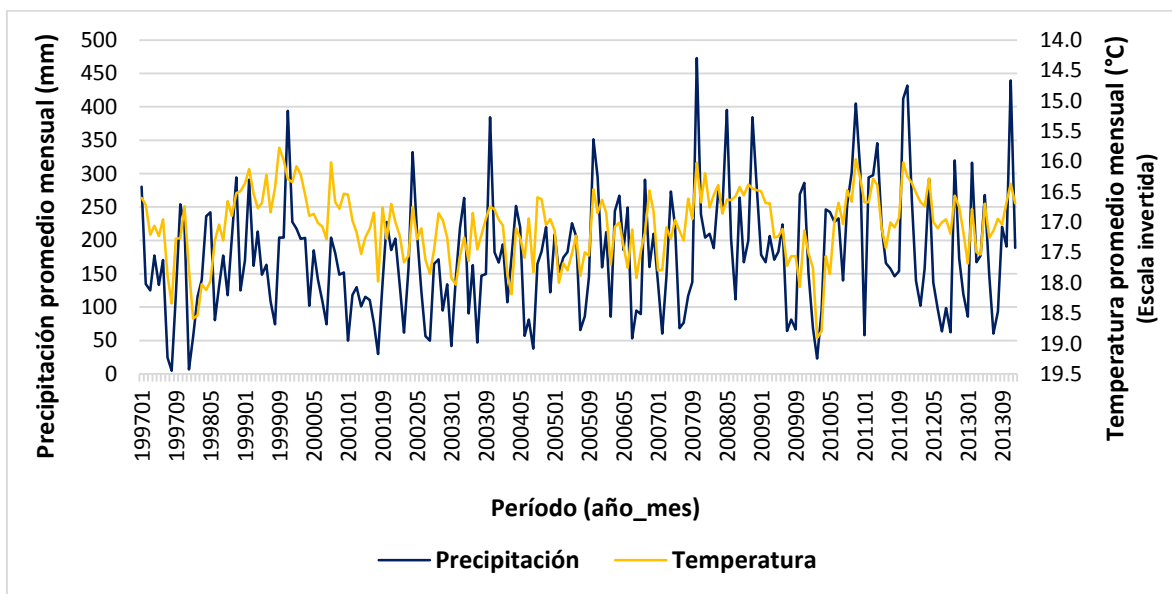


**Figura 7.** Cargo fijo y precios marginales para los dos primeros bloques de consumo y el estrato socio-económico cuatro o de referencia para el establecimiento de tarifas de agua, Manizales, Colombia, período base 1997-2013.

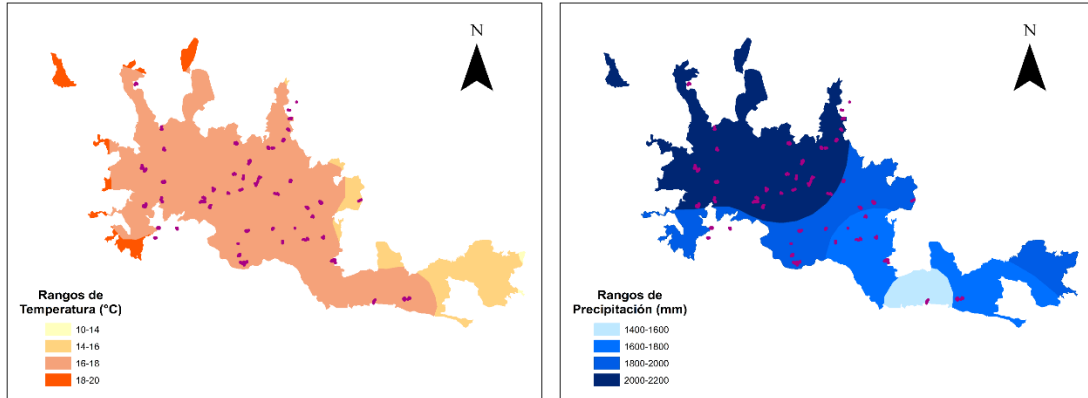
*Variables de clima: precipitación y temperatura*

La información de clima para la ciudad de Manizales 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 cuenca del río Chinchiná, dentro de la cual se encuentra la zona urbana de la ciudad de Manizales. Para la variable precipitación se usaron los registros de 25 estaciones, y la superficie de valores se obtuvo mediante métodos de *kriging*. Para la variable temperatura se usaron 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 de terreno, proporcionado por el Servicio Geológico de Estados Unidos (USGS por sus siglas en inglés). Las variables de precipitación y temperatura con resolución temporal mensual y resolución espacial de tamaño de pixel de 1 km se extrajeron de los archivos en formato *raster* para cada localización geográfica de los hogares encuestados, y el período enero 1981- diciembre 2013. Los valores de precipitación presentaron mayor variabilidad temporal si se compara con los valores de temperatura (Figura 8). La variabilidad espacial de la temperatura y precipitación en la ciudad de Manizales permite la inclusión de variables climáticas en los modelos econométricos de demanda. En la Figura 9 se presenta la distribución de los suscriptores encuestados por rangos de las variables precipitación y temperatura, cuya variabilidad espacial hace factible la inclusión de variables de clima en los modelos econométricos de demanda de agua.



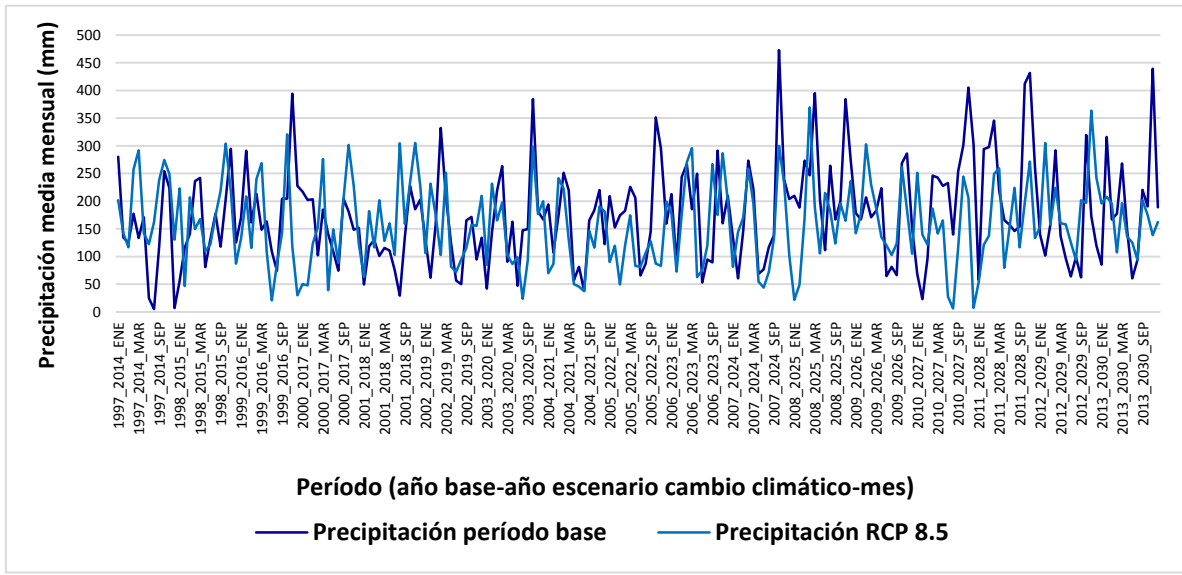
**Figura 8.** Temperatura y precipitación media mensual para los suscriptores encuestados en la ciudad de Manizales, Colombia, período 1997-2013.



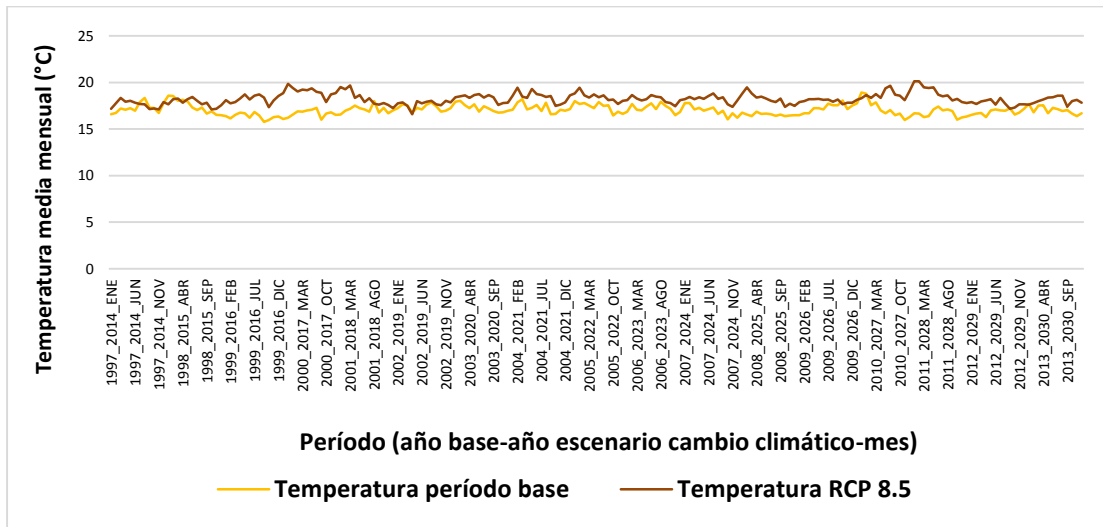
**Figura 9.** Rangos de temperatura (izquierda) y precipitación (derecha) promedios mensuales multianuales en Manizales, Colombia, y distribución espacial de los suscriptores encuestados representados por pequeños círculos en color rosado.

### *Escenarios de cambio climático*

La información de escenarios de cambio climático para la ciudad de Manizales fue proporcionada por el Instituto de Estudios Ambientales de la Universidad Nacional de Colombia (IDEA), Sede Manizales. La información de clima del período base 1981-2010 proviene de la compilación y procesamiento de registros históricos mensuales de estaciones climáticas ubicadas en la cuenca del río Chinchiná y se utilizó para la calibración de los modelos. Los escenarios de cambio climático considerados corresponden a sendas de concentración representativa (RCP, por sus siglas en inglés) del forzamiento radiativo en la atmósfera (Wayne, 2013). Se consideraron cuatro RCP: RCP2.6, RCP4.5, RCP6.0, RCP 8.5, para el período 2014-2030. Las series de valores de precipitación y temperatura media mensual para los escenarios de cambio climático en el período 2014-2030 se presentan en la Figura 10 y Figura 11, respectivamente.



**Figura 10.** Precipitación media mensual para los suscriptores encuestados en Manizales, Colombia, período base 1997–2013, y para el escenario de cambio climático RCP 8.5, período 2014–2030. Los valores de las series de precipitación para los escenarios de cambio climático RCP 2.6, RCP 4.5 y RCP 6.0 se superponen con los valores de la serie de precipitación del escenario RCP 8.5. Por ello no se presentan.



**Figura 11.** Temperatura media mensual para los suscriptores encuestados en Manizales, Colombia, período base 1997–2013, y para el escenario de cambio climático RCP 8.5, período 2014–2030. Los valores de las series de temperatura para los escenarios de cambio climático RCP 2.6, RCP 4.5 y RCP 6.0 se superponen con los valores de la serie de precipitación del escenario RCP 8.5. Por ello no se presentan.



Detalles técnicos de los modelos de circulación global (MCG) y los métodos de traslación de escala o *downscaling* empleados en la generación de escenarios futuros de clima se presentan en el Anexo 3. Los MCG para las distintas sendas de concentración representativas (RCP) del forzamiento radiativo en la atmosfera usados en el downscaling se reportan en el Reporte de Evaluación 5 (AR5 por sus siglas en inglés) del IPCC (Navarro *et al.*, 2013).

### *Consolidación de la base de datos*

Con la información sobre características de la vivienda y el hogar, el consumo histórico de agua, las tarifas de agua y las variables de clima para el escenario base, se consolidó una base de datos para el período 1997-2013. Los datos de características de la vivienda y el hogar se repitieron para todo el período y fueron datos colectados en la encuesta. Las variables consumo de agua y las tarifas corresponden a registros mensuales para el período 1997-2013. Se excluyeron valores de consumo de agua iguales a cero, por considerar que la vivienda se encontraba desocupada. Las variables de temperatura y precipitación para la situación base y escenarios futuros de clima corresponden a los períodos 1997-2013 y 2014-2030, respectivamente. Al unir datos de corte transversal y de series de tiempo se consolidó la base de datos de panel desbalanceado (*pooled dataset*) para la estimación econométrica, la cual contenía aproximadamente 80,000 filas y 117 columnas. Las variables explicadoras de la demanda de agua que se usaron en la estimación de los modelos econométricos se presentan en la Tabla 4, seleccionadas luego de revisar exhaustivamente estudios previos (Espsey *et al.*, 1997; Dalhuisen *et al.*, 2003; Arbués *et al.*, 2003; Olmstead *et al.*, 2007; Worthington & Hoffman 2008; Sebri, 2014).

Taylor (1975) en su estudio de electricidad sugirió incluir el precio marginal y el precio medio como variables explicadoras de la demanda. Posteriormente, Nordin (1976) propuso la inclusión de una variable de diferencia, que debería capturar los efectos de tarifas intramarginales y cargo fijo. La variable diferencia se define como la diferencia entre el total de la factura pagada por el consumo de agua como resultado de una estructura tarifaria en bloques crecientes y el valor de la factura si todas las unidades fuesen cobradas al mismo precio marginal. Esta diferencia de ambas medidas de precios sería una representación adecuada del efecto ingreso existente en la estructura de precios. Dado que cambios en el costo fijo o en los precios intramarginales son esencialmente un efecto ingreso, el

coeficiente estimado del ingreso y de la diferencia, en la función de demanda, deberían ser de igual magnitud y con signo contrario (Nieswiadomy & Molina, 1989). Los precios intramarginales son los precios de los bloques de consumo anteriores al precio marginal del bloque que se cobra (Billings & Agthe, 1980). En estudios empíricos previos, sin embargo, no se ha validado dicho supuesto (Nieswiadomy & Molina, 1989). La diferencia denotada por  $d_k$  se calculó usando la expresión

$$d_k = -\text{cargo fijo} - \sum_{j=1}^{k-1} (p_{1j} - p_{1j+1}) w_{1j}, \quad (5)$$

donde  $w_{1j}$  es el *kink point* y  $p_{1j}$  y  $p_{1j+1}$  son los precios marginales en el  $j$ -ésimo y  $j+1$ -ésimo bloque de consumo, respectivamente. El cargo fijo se puede concebir como el costo de conexión al servicio de provisión de agua. El valor de  $d_k$  puede ser positivo o negativo, y depende del cargo fijo, la estructura de tarifas en bloques crecientes o decrecientes, y el bloque de consumo. Una diferencia positiva es un subsidio que se adiciona al ingreso. Una diferencia negativa es la suma que debe deducirse del ingreso. Cuando  $d_k$  incluye en su cálculo el cargo fijo, no es necesario que este se incluya como argumento en la función de demanda (Hewitt & Hanneman, 1995).

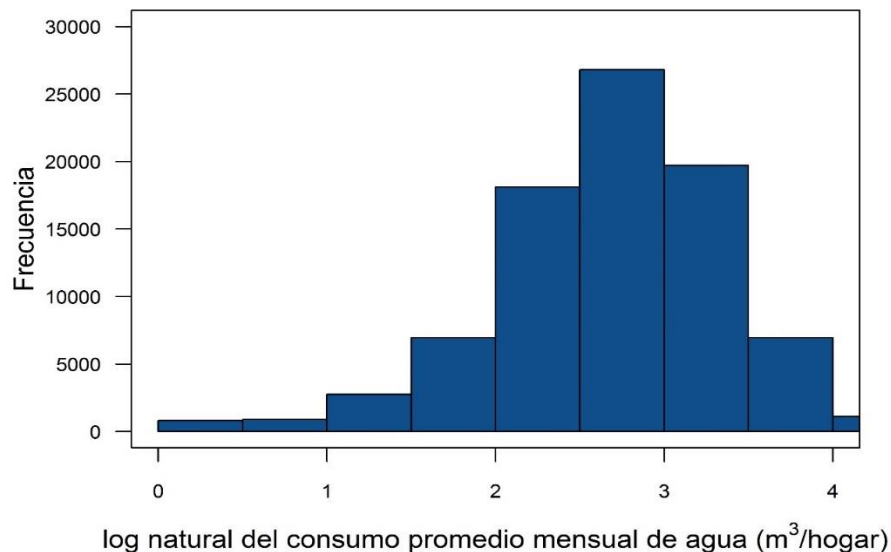
**Tabla 4.** Variables explicadoras usadas en la estimación de modelos de demanda de agua para uso residencial urbano, Manizales, Colombia.

Código	Mínimo	Media	Máximo	Desviación (sd)	Descripción
suscriptor	1365	42855	107267		Código de identificación del suscriptor.
estrato	1	3,24	6	1,15	Estrato socioeconómico.
consumo_agua	1	18,51	231	12,14	Consumo observado de agua (m <sup>3</sup> /mes)
dummy_bloque	0	0,63	1	0,48	Consumo en primer bloque, 1 si y 0 no.
dummy_casa	0	0,90	1	0,30	Tipo de vivienda, 1 casa y 0 apartamento.
dummy_lavadora	0	0,87	1	0,33	Posee lavadora, 1 si y 0 no.
No_baños	1	1,36	4	0,57	Número de baños.
tamaño_hogar	1	3,56	10	1,51	Número de ocupantes de la vivienda.
Ingreso <sup>1</sup>	600000	1263187	5900000	859791,5	Ingreso mensual (COP\$ 2014)
$d_k$	-18716	-5310	31392	4623,76	Diferencia de Nordin (COP\$ de 2014)
kink1	20	20	20	0	Límite superior primer bloque de consumo.
pmg <sup>2</sup>	110	915,7	2056	359,37	Precio marginal (COP\$ 2014).
pmg1	110	844,1	2056	376,55	Precio marginal (COP\$ 2014) primer bloque.
pmg2	273	1053	2056	304,07	Precio marginal (COP\$ 2014) segundo bloque.
ingreso_dnordin <sup>3</sup>	581284	1256329	5899628	859031,10	Ingreso mensual (COP\$ 2014) corregido Nordin
ingreso_dnordin1	581284	1254808	5896727	859267,10	Ingreso mensual (COP\$ 2014) corregido Nordin, primer bloque.
ingreso_dnordin2	581284	1258978	5900330	858326,90	Ingreso mensual (COP\$ 2014) corregido Nordin, segundo bloque.
precipitación	0,59	178,18	541,44	92,55	Precipitación media mensual, 1997-2013.
prec_RCP2.6	0,56	158,22	437,19	75,62	Precipitación media mensual, 2014-2030RCP 2.6
prec_RCP4.5	0,56	156,38	433,46	74,45	Precipitación media mensual, 2014-2030RCP 4.5
prec_RCP6.0	0,54	157,83	422,55	74,90	Precipitación media mensual, 2014-2030RCP 6.0
prec_RCP8.5	0,59	159,93	435,22	76,95	Precipitación media mensual, 2014-2030RCP 8.5
temperatura	6,25	17,01	20,05	0,98	Temperatura media mensual, 1997-2013.
temp_RCP2.6	6,04	17,93	31,01	1,504	Temperatura media mensual, 2014-2030RCP 2.6
temp_RCP4.5	6,03	17,94	31,03	1,504	Temperatura media mensual, 2014-2030RCP 4.5
temp_RCP6.0	6,02	17,89	31	1,506	Temperatura media mensual, 2014-2030RCP 6.0
temp_RCP8.5	6,36	18,25	31,34	1,505	Temperatura media mensual, 2014-2030RCP 8.5

<sup>1</sup> El ingreso es la marca de clase de los intervalos de ingresos registrados en la encuesta. <sup>2</sup>El precio marginal (pmg) corresponde al precio que enfrenta cada suscriptor según su elección del bloque de consumo de agua. El primer bloque corresponde a un consumo básico, mientras que el segundo bloque corresponde a consumo complementario o suntuario, con precios marginales iguales. <sup>3</sup> Es el ingreso corregido por la diferencia de Nordin cuando se tienen en cuenta el precio marginal al que se enfrenta cada suscriptor según su elección del bloque de consumo (pmg). Las variables, pmg e ingreso\_dnordin se utilizaron para la estimación de modelos econométricos alternativos al MDC.

### 3.3. Modelos de demanda de agua

Se estimó un MDC de demanda de agua para uso residencial urbano, con precios marginales por estrato socioeconómico y bloque de consumo. Por tanto, los precios marginales incluyen los subsidios y contribuciones definidos para cada uno de los seis estratos socioeconómicos en la legislación colombiana de provisión del servicio de agua potable. En el modelo empírico de demanda de agua se incluyeron sólo dos bloques de consumo: básico y complementario-suntuario. Se definió un solo bloque para el consumo complementario o suntuario porque sus precios marginales fueron iguales, según lo consignado en la información de tarifas proporcionada por la empresa Aguas de Manizales S.A. E.S.P. La especificación de la forma funcional de la demanda en el MDC fue *log-log*, la cual se usa frecuentemente en estudios de demanda de agua (Hewitt & Hanemann, 1995; Pint, 1999; Olmstead *et al.*, 2007; Baerenklau *et al.*, 2014), lo que facilita la comparación entre estudios. La forma funcional parece ser la correcta. Ello porque luego de realizar una transformación logarítmica, el histograma de valores de consumo mensual de agua no es muy diferente de la forma típica de una distribución normal (Figura 12). Maddock *et al.* (1992) en su estudio de demanda de electricidad para la ciudad de Medellín concluyó mediante pruebas de robustez que la forma funcional más adecuada fue *log-log* con errores aditivos.



**Figura 12.** Logaritmo natural de la demanda mensual de agua ( $m^3$ /suscriptor) para uso residencial urbano, Manizales, Colombia, 1997-2103.

Basado en Olmstead *et al.*, (2007), en la presente investigación se estimó un MDC con la siguiente forma funcional

$$\ln w = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \beta \ln p + \gamma \ln \tilde{y} + \eta + \varepsilon, \quad (6)$$

donde la variable dependiente es el logaritmo del consumo mensual de agua,  $\mathbf{Z}$  es una matriz de determinantes de la demanda en los que se incluyen características de la vivienda, variables demográficas del hogar, variables que representan la posesión de electrodomésticos que requieren de agua para su funcionamiento y las variables de clima correspondientes a promedios mensuales de temperatura ( $^{\circ}\text{C}$ ) y precipitación (mm),  $p$  es el precio marginal,  $\tilde{y}$  es el ingreso virtual al considerar la corrección de la variable de diferencia sugerida por Nordin, y  $\boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma$  son parámetros a estimar. El modelo estimado contiene dos errores. El error correspondiente a la heterogeneidad no observada de las preferencias de los consumidores, denotado por  $\eta$ . El error de optimización denotado por  $\varepsilon$  (Olmstead *et al.*, 2007), el cual corresponde a errores de medida o a la discrepancia entre consumo óptimo y observado, debido a la potencial existencia de fugas en la red de provisión de agua. El error de optimización refleja el error aleatorio no observable de los hogares y del analista. Se asumió que los errores son independientes y se distribuyen normalmente con media cero y varianzas  $\sigma_{\eta}^2$  y  $\sigma_{\varepsilon}^2$ , respectivamente (Olmstead *et al.*, 2007). La formulación aditiva de los errores se fundamenta en la teoría de las restricciones presupuestarias por segmentos lineales (*piecewise linear*) (Burtless & Hausman, 1978; Moffitt, 1990).

Otra especificación del MDC en la que se incluyeron las variables de clima en forma de potencia también se estimó econométricamente. Ello parece plausible si se asume una relación no lineal entre la demanda de agua y las variables de clima (Maident & Miaou, 1986; Miaou, 1990). Además, la forma funcional estimada podría considerarse como una generalización de la especificación de la demanda sugerida por el trabajo pionero de Foster & Beattie (1979), lo cual no se ha estimado en los estudios previos de demanda de agua. La función *log-log* de la demanda de agua estimada fue

$$\ln w = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \beta \ln p + \gamma \ln \tilde{y} + \tau \ln temp + \theta \ln pmm + \eta + \varepsilon, \quad (7)$$

y los parámetros a estimar fueron  $\boldsymbol{\delta}, \beta, \gamma, \tau, \theta$ . Las formas funcionales de la demanda representadas por las ecuaciones (6) y (7), denotadas como  $\text{MDC}_{\text{ff1}}$  y  $\text{MDC}_{\text{ff2}}$ , exige el hallar valores de parámetros que maximicen la función de verosimilitud correspondiente a la ecuación (2). Dado que la complejidad inherente de la función a maximizar requiere un cuidadoso control del proceso de optimización, los modelos se estimaron en GAUSS.

Las estimaciones obtenidas con el MDC se compararon con estimaciones de modelos alternativos en los que se usaron formas funciones de demanda similares o alternativas, así como distintos métodos de estimación econométrica. Para facilitar la comparación de los modelos se incluyeron en los métodos alternativos de estimación las mismas variables explicadoras que se emplearon en la estimación del MDC. Como modelos alternativos se estimaron con la función *lm* del paquete estadístico *stats* del software estadístico R3.1.1., y usando estimadores de mínimos cuadrados ordinarios, las formas funcionales  $MDC_{ff1}$ ,  $MDC_{ff2}$ , lineal, semi-log y *log-log*. Finalmente, se estimaron modelos de datos de panel, tanto de efectos fijos como de efectos aleatorios, usando la librería *plm* (Croissant & Millo, 2008). El utilizar modelos de efectos fijos y de efectos aleatorios tiene ventajas sobre las estimaciones con datos transversales, ello porque provee mayor información y permite controlar la heterogeneidad de los individuos (Baltagi, 2011). Para la estimación de los modelos de datos de panel con efectos aleatorios se asumió la estructura de covarianzas sugerida por Swamy & Arora (1972), lo que implica la estimación de dos regresiones (dentro y entre observaciones) para obtener estimados de los componentes de varianza en el modelo de efectos aleatorios (Baltagi, 2005). Esta estructura de covarianzas es la única aproximación disponible en la librería *plm* para la estimación de un panel no balanceado, como el que caracteriza los datos colectados en la ciudad de Manizales. Dado que la librería *plm* está disponible recientemente en el software R, se comprobó que se obtuvieron resultados econométricos similares al estimar los modelos de efectos fijos y aleatorios en Stata13.

Los coeficientes estimados del MDC en sus dos especificaciones de las variables de clima, ecuaciones (6) y (7), se usó junto con la ecuación (3) para estimar una nueva predicción del valor esperado de consumo mensual de agua. En la nueva predicción se usaron las series de las variables de temperatura y precipitación correspondientes a los escenarios futuros de clima; es decir, las distintas RCP. Esto no se ha realizado antes en estudios empíricos de demanda de agua para uso residencial urbano. También se calculó para el MDC la elasticidad no condicionada al bloque de consumo como lo proponen Olmstead *et al.*, (2007). Tanto el valor esperado como la elasticidad no condicionada se calcularon en GAUSS.

#### 4. Resultados y discusión

La caracterización de los hogares encuestados revela que aproximadamente 42% de estos correspondieron al estrato socioeconómico tres, y recibieron un subsidio del 15% en la tarifa del servicio de agua potable. Los hogares estuvieron compuestos en promedio por tres personas. En por lo menos 20% de los hogares encuestados una persona de la familia fue menor a 20 años de edad, mientras que en el 15% de los hogares una persona fue mayor a 61 años. Aproximadamente en 40% de los hogares por lo menos un miembro de la familia tenía formación a nivel de pregrado universitario. Pero en sólo 8% de los hogares por lo menos una persona tenía formación de posgrado. La mayoría de los hogares (~83%) habitaban en una casa, y en muchos de ellos se usa agua potable para el lavado de patios y el riego de jardines. El mayor número de baños reportado en una vivienda fue 4, y en ~88% de los hogares se tenía lavadora, electrodoméstico que requiere de agua para su funcionamiento. En ~68% de los hogares se ahorró agua al reducir la capacidad de los tanques de los inodoros, mediante la introducción en ellos de botellas de plástico. Ello implica que en cada descarga del inodoro se utilice una menor cantidad de agua. En ~45% de los hogares se reutilizó agua; es decir, se usó agua en por lo menos dos actividades diferentes antes de constituirse en agua servida. Un ejemplo típico de reutilización del agua fue el transvase de su primer uso en la lavadora, usualmente el primer enjuague, para ser luego utilizada en el lavado de baños. Una caracterización más detallada de los suscriptores u hogares encuestados se presenta en el Anexo 4.

En la Tabla 5 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 1997-2013, y dos formas alternativas de inclusión de las variables de clima. Los resultados de las demandas estimadas corresponden a las variables que resultaron estadísticamente significativas, luego de realizar un riguroso y exhaustivo ejercicio de especificación en el que se evaluó una cantidad sustancial de potenciales covariables contenidas en la base de datos<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Se estimó el MDC con la inclusión de otras variables. Como aquellas relacionadas con 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. 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.

**Tabla 5.** Resultados econométricos de dos formas funcionales del MDC de demanda de agua para uso residencial urbano, Manizales, Colombia, período 1997-2013.

Variable	Parámetro estimado	Parámetro estimado
	MDC <sub>ff1</sub>	MDC <sub>ff2</sub>
Z.Constante	3,22 (43,93)	3,51 (21,90)
Z.dummy_casa	0,30 (35,86)	0,30 (36,00)
Z.No_baños	0,03 (12,06)	0,04 (16,55)
Z.tamaño_hogar	0,01 (16,58)	0,01 (18,72)
Z.dummy_lavadora	0,10 (14,98)	0,10 (14,96)
Z.temp	-0,02 (-6,54)	
Z.pmm	-0,003 (-10,37)	
p	-0,10 (-20,26)	-0,11 (-20,69)
$\tilde{y}$	0,05 (12,11)	0,06 (12,62)
temp		-0,23 (-4,68)
pmm		-0,01 (-5,38)
$\sigma_{\eta}$	0,008 (3,77)	0,003 (2,096)
$\sigma_{\varepsilon}$	0,68 (400,95)	0,68 (401,21)
Log-L promedio	-1,038	-1,039

MDC<sub>ff1</sub> y MDC<sub>ff2</sub> corresponden a las formas funcionales en la que las variables de clima temperatura y precipitación se incluyen en la matriz **Z** y como potencia, respectivamente. Las variables explicadoras contenidas en la matriz **Z** tienen la letra **Z** al inicio del nombre de la variable. 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; *No\_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 miles de pesos (\$100.000); *temp*, temperatura media mensual (°C); *pmm*, precipitación media mensual expresada en decenas de milímetros (10 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, y tiene en cuenta el error aleatorio no observable de los consumidores y del analista. Log-L promedio, 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 del ingreso mensual,  $\tilde{y}$ , ajustado por la diferencia de Nordin,  $dk$ , así como el coeficiente del precio ( $p$ ) fueron estadísticamente significativos. El signo del ingreso fue positivo, lo que es consistente con el supuesto de considerar el agua como un bien normal. El signo del coeficiente del precio fue negativo, lo cual es consistente con la teoría económica. Por la especificación del MDC los coeficientes estimados del precio corresponden a elasticidades condicionadas al bloque de consumo. Los resultados indican que para los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  las elasticidades precio condicionada al bloque de consumo fueron -0,10 y -0,11, respectivamente. Y fueron exactamente iguales a las respectivas elasticidades no condicionadas al bloque de consumo, y reflejan la probabilidad que el hogar cambie su bloque de consumo en respuesta a cambios en el precio. Esto sugiere un potencial efecto de atenuación al considerar que las familias deciden consumir cerca al límite del bloque de consumo, donde la elasticidad precio es cero. 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. Para países con ingresos per cápita altos en Europa, Schleich & Hillenbrand (2009) sugieren que el gasto de un hogar en servicio de acueducto es muy bajo si se compara con el gasto total del hogar, lo cual podría explicar la poca sensibilidad de los consumidores de agua a cambios en su precio. Una demanda inelástica del agua estaría relacionada también con la no existencia de sustitutos (Foster & Beattie, 1979; Savenije & van der Zaag, 2002; Arbués *et al.*, 2003; Worthington & Hoffmann, 2006). También se afirma que el agua es un bien que satisface necesidades tan básicas como la preparación de alimentos o el consumo humano, y por ello las personas acceden al recurso agua sin considerar sus precios (Savenije & van der Zaag, 2002).

Las elasticidades ingreso de la demanda de agua para uso residencial urbano en Manizales para los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  fueron 0,05 y 0,06, respectivamente. Resultado que es consistente con la evidencia empírica que sugiere un valor bajo de elasticidad ingreso de la demanda de agua para uso residencial (Chicoine & Ramamurthy 1986; Moncur, 1987). El resultado obtenido en esta investigación es muy similar 0,05, que fue el valor de elasticidad ingreso reportado por Baerenklau *et al.* (2014), quienes estimaron un MDC en Estados Unidos, período 2003-2011. El resultado para Manizales es también muy 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 en esta investigación difiere de 0,17, que es el valor de elasticidad ingreso de la demanda obtenido tanto en Estados Unidos y Canadá (Olmstead *et al.*, 2007), como en Japón (Miyawaki *et al.*, 2011). El resultado en Manizales es también distinto de 0,14, el cual fue el valor de elasticidad ingreso de la demanda reportado para Colombia por Medina & Morales (2007).

En los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  fue muy similar la magnitud y la significancia estadística de los coeficientes de las variables relacionadas con características del hogar y la vivienda (Tabla 5). Todas estas variables correlacionaron positivamente con la demanda de agua. En la Tabla 6 se presentan para los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  los efectos porcentuales sobre el consumo mensual de agua en la ciudad de Manizales, por cambios unitarios en las variables asociadas con las características del hogar y la vivienda. Los resultados sugieren que la demanda de agua en una casa aumenta aproximadamente 34%, si se compara con el consumo en un apartamento (Tabla 6). La diferencia en el consumo de agua entre casas y apartamentos es consistente con lo observado en la muestra. El consumo promedio mensual de agua para las 408 casas de la muestra fue  $15,36 \text{ m}^3$ , mientras para los 82 apartamentos fue  $10,80 \text{ m}^3$  (ver Anexo 4, Tabla A4.1). El mayor consumo de agua en casas podría ser el resultado de una mayor demanda de agua para uso discrecional, específicamente el uso asociado con lavado de patios y riego de jardines. Un total de 161 hogares encuestados (~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  $16,11 \text{ m}^3$ , lo cual es mayor a  $14,86 \text{ m}^3$  que es el consumo promedio de agua en casas que no usaron agua en este uso discrecional (ver Anexo 4, Tabla A4.1).

Al aumentar en uno el número de baños o en uno el número de ocupantes en una vivienda, la demanda se incrementa ~3,8% y 1,4%, respectivamente (Tabla 6). Un mayor número de baños y ocupantes en una vivienda aumenta el consumo de agua para uso no discrecional; específicamente, para preparación de alimentos y aseo personal. En estudios previos que usaron el MDC se obtuvieron también signos positivos en los coeficientes de las variables número de ocupantes del hogar y número de baños, como fue en Estados Unidos y Canadá (Olmstead *et al.*, 2007), México (Jaramillo-Mosqueira, 2005) y Colombia (Medina & Morales, 2007). Hewitt & Hanemann (1995) estimaron también un MDC en el que la variable explicadora número de baños fue estadísticamente significativa y de signo positivo, lo que es consistente con lo hallado en la presente investigación. Finalmente, la posesión de lavadora aumenta la demanda de agua en ~11% (Tabla 6).

Los resultados de los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  indican que las variables de clima, temperatura y precipitación, fueron estadísticamente significativas y ambos coeficientes fueron de signo negativo (Tabla 5). Ello confirma la influencia significativa de las variables de clima como determinantes del consumo de agua residencial (Slavíková *et al.*, 2013), y justifica su inclusión en estudios empíricos

de demanda de agua para uso residencial urbano (Nieswiadomy & Molina, 1989; Hewitt & Hanemann, 1995; Jaramillo-Mosqueira, 2005; Olmstead *et al.*, 2007; Schleich & Hillenbrand, 2009). Inclusive se menciona la posible relación entre la inclusión de las variables de clima y la elasticidad precio de la demanda. En varios estudios de meta-análisis (Espey *et al.*, 1997; Dalhuisen *et al.*, 2003; Sebri, 2014) se encontró evidencia de una demanda más inelástica cuando se incluyó la variable precipitación.

**Tabla 6.** Cambio porcentual en el consumo mensual de agua por un cambio unitario en las variables de características del hogar y la vivienda en la ciudad de Manizales, Colombia.

<b>Variable</b>	<b>MDC<sub>ff1</sub> (<math>\Delta</math> porcentual)</b>	<b>MDC<sub>ff2</sub> (<math>\Delta</math> porcentual)</b>
<i>Z.dummy_casa</i>	+34%	+35,0%
<i>Z.No_baños</i>	+3%	+4,5%
<i>Z.tamaño_hogar</i>	+1%	+1,7%
<i>Z.dummy_lavadora</i>	+10%	+11,5%

La inclusión en el modelo MDC<sub>ff1</sub> de las variables de clima en la matriz **Z** permite interpretar los coeficientes estimados como semi-elasticidades. Es decir, como un cambio porcentual en la demanda por un cambio unitario en las variables de clima. Ello contrasta con la interpretación de los coeficientes estimados como elasticidades en el modelo MDC<sub>ff2</sub>, por la inclusión de las variables de clima en forma de potencia. En la Tabla 7 se presentan los valores de semi-elasticidad y elasticidad, así como los efectos marginales de las variables de clima para los modelos MDC<sub>ff1</sub> y MDC<sub>ff2</sub>. En el modelo MDC<sub>ff1</sub> la demanda mensual de agua disminuye ~2% y ~0,03% por un incremento de 1°C y 1 mm de la temperatura y precipitación, respectivamente. En el modelo MDC<sub>ff2</sub> la demanda mensual de agua disminuye ~0,23% y ~0,001% por un incremento de 1°C y 1 mm de la temperatura y precipitación, respectivamente. Los resultados indican un mayor efecto marginal de la variable temperatura sobre la demanda de agua para uso residencial urbano en Manizales, si se compara con el efecto marginal de la precipitación (Tabla 7).

Los resultados de las variables de clima indican que en los períodos que aumenta la temperatura, en los cuales también suele presentarse poca precipitación, se consume una menor cantidad de agua para uso residencial urbano. El resultado se podría explicar si se asume que la temperatura podría influenciar 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).

**Tabla 7.** Valores de semi-elasticidad, elasticidad y efectos marginales de las variables de clima, temperatura y precipitación, de la demanda de agua para uso residencial urbano en la ciudad de Manizales, Colombia.

<b>Variable</b>	<b>Coefficiente estimado MDC<sub>ff1</sub></b>	<b>MDC<sub>ff1</sub> (Δ porcentual, semi-elasticidad)</b>	<b>Efecto marginal MDC<sub>ff1</sub> (m<sup>3</sup>/mes)</b>	<b>Coefficiente estimado MDC<sub>ff2</sub> (elasticidad)</b>	<b>Efecto marginal MDC<sub>ff2</sub> (m<sup>3</sup>/mes)</b>
<i>Z.temp</i>	-0,02	-2%	-0,37		
<i>Z.pmm</i>	-0,0003	-0,03%	-0,005		
<i>temp</i>				-0,23	-0,25
<i>pmm</i>				-0,001	-0,0001

La precipitación media mensual, *pmm*, se incluyó en los modelos MDC<sub>ff1</sub> y MDC<sub>ff2</sub> en decenas de milímetros (10 mm). Por ello, los coeficientes se dividieron por 10 para obtener el valor en mm. El efecto marginal se calculó en los valores medios de temperatura, precipitación y consumo mensual de agua observado.

En Manizales un aumento en la temperatura parece disminuir el uso discrecional del agua, lo que resultaría en una menor frecuencia de lavado de patios en las casas, el tipo de vivienda que prevalece. El resultado de la variable temperatura en la presente investigación difiere de la relación positiva encontrada entre temperatura y consumo de agua en la mayoría de trabajos empíricos previos. Pero es importante manifestar que en los trabajos previos, realizados la mayoría en países anglosajones, la inclusión de las variables de clima se justifica como control de la estacionalidad en el consumo de agua. Consumo que es mayor en verano por el aumento del consumo discrecional, resultando en una mayor frecuencia de riego de jardines. Resultados previos sugieren también que la demanda de agua es más elástica en verano, y ello 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, 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. Una mayor precipitación implica un aumento del agua de fuentes alternas de agua. 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 & 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 & Hillenbrand (2009), sobre la importancia de la variación temporal de la precipitación en la demanda de agua para uso residencial.

Los resultados econométricos de otros modelos estimados (Anexo 5, Tabla A.5.1) permiten concluir que el MDC tiene una clara ventaja relativa con respecto a aproximaciones alternativas de modelación de la demanda de agua. Los modelos que usaron estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (Anexo 5, Tabla A.5.1) arrojaron coeficientes positivos del precio, lo cual no es consistente con la teoría económica. Un signo positivo del coeficiente de precio podría indicar que el modelo tiende a capturar la estructura de tarifas en bloques crecientes y no la curva de la demanda (Terza & Welch, 1982). Ello se encontró empíricamente en un estudio de la demanda de electricidad en la ciudad de Medellín (Maddock *et al.*, 1992).

En el modelo de efectos fijos y efectos aleatorios el signo del precio fue negativo, mientras que el signo del ingreso virtual fue positivo en los modelos de efectos fijos (Anexo 5, Tabla A.5.1). Sin embargo, en el modelo de efectos fijos la magnitud del coeficiente del ingreso virtual es excesivamente mayor, si se compara con los resultados de estimaciones usando otras formas funcionales y estimadores alternativos. En el modelo de efectos aleatorios el coeficiente de la variable *No\_baños* fue negativo tanto en el  $MDC_{ff1}$ ,  $MDC_{ff2}$ , como en un modelo *log-log*, y los modelos presentaron un  $R^2$  ajustado muy bajo (1%) (Anexo 5, Tabla A.5.1). Este resultado no es consistente con la prevaleciente relación positiva encontrada entre el número de baños y la demanda de agua. En el modelo de efectos aleatorios para una demanda lineal y semi-log los signos de los coeficientes son

consistentes con la teoría económica, pero los modelos presentaron un  $R^2$  ajustado muy bajo (1%) (Anexo 5, Tabla A.5.1).

Los valores esperados de consumo de agua, que corresponden a predicciones usando series de temperatura y precipitación para un escenario climático de referencia (período 1997-2013), y cuatro escenarios futuros contrastantes de cambio climático (período 2014-2030), se presentan en la Tabla 8 para los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$ . Estos resultados sugieren una disminución, aunque leve, en el valor esperado de consumo de agua al aumentar el forzamiento radiativo por mayores emisiones de gases con efecto de invernadero a la atmósfera. La reducción mensual en el consumo esperado de agua en los cuatro escenarios de cambio climático y para los dos modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  no es mayor a ~2%, en comparación con el escenario referencia. Los resultados indican una reducción en el consumo mensual esperado de  $0,33 \text{ m}^3$  para el modelo  $MDC_{ff1}$  y  $0,26 \text{ m}^3$  para el modelo  $MDC_{ff2}$ , en el escenario de cambio climático RCP 8.5. Escenario que corresponde a las mayores potenciales emisiones futuras de gases con efecto de invernadero. Pero los potenciales efectos del cambio climático sobre la demanda de agua para uso residencial urbano podrían ser importantes en áreas en las que el consumo discrecional sea significativo con respecto a la demanda total de agua. O en sitios caracterizados por períodos secos prolongados y con crecientes demandas por aumento de la población.

**Tabla 8.** Valor esperado de consumo mensual de agua y porcentaje de variación con respecto a un escenario de referencia y para los escenarios futuros contrastantes de cambio climático, Manizales, Colombia.

Escenarios	Valor esperado del consumo mensual de agua ( $\text{m}^3/\text{suscriptor}$ ) $MDC_{ff1}$	% variación respecto al escenario referencia $MDC_{ff1}$	Valor esperado del consumo mensual de agua ( $\text{m}^3/\text{suscriptor}$ ) $MDC_{ff2}$	% variación respecto al escenario referencia $MDC_{ff2}$
Referencia	16,43		16,73	
RCP 2.6	16,22	-1,28	16,54	-1,13
RCP 4.5	16,22	-1,28	16,54	-1,13
RCP 6.0	16,21	-1,19	16,54	-1,13
RCP 8.5	16,10	-2,02	16,47	-1,57

Otra posible explicación para la tenue disminución del consumo de agua mensual podría relacionarse con la incertumbre de los métodos usados en la generación de las series futuras de clima. Ello porque los modelos de circulación global, que constituyen la mejor información disponible para

simular respuestas pasadas y futuras del sistema climático a forzamientos externos (Flato *et al.*, 2013), tienen todavía limitaciones e inconvenientes. Y también porque el método Delta usado en el downscaling asume que las relaciones entre las variables que determinan el clima en el período base son exactamente las mismas que influyen el clima en escenarios futuros (Ramírez & Jarvis, 2010).

Finalmente, los resultados de los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  indican que los errores fueron estadísticamente significativos. La especificación del modelo MDC con dos términos de error es intuitivamente más plausible. Ello porque los investigadores podrían no observar 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 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. Por tanto, los hogares encuestados en Manizales parecen no ser tan heterogéneos, y el error de optimización tiende a ser mayor posiblemente por la magnitud de las pérdidas técnicas y no técnicas de agua. Las pérdidas técnicas asociadas con fallas en la red de transporte, en las conexiones y la 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). En estudios previos que usaron el MDC las magnitudes de los errores fueron contrarias a lo obtenido 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; Rietveldet *et al.*, 2000; Miyawaki *et al.*, 2011; Baerenklau *et al.*, 2014).

## 5. Conclusiones

En Colombia la estructura de tarifas para la prestación del servicio de agua potable se establece administrativamente por el proveedor de agua, considerando la legislación nacional vigente. La estructura vigente corresponde a una de bloques crecientes (IBP). La estructura de tarifas tiene dos bloques de consumo, bloque de consumo básico en el rango 0-20 m<sup>3</sup>/mes-suscriptor y bloque de consumo complementario-suntuario, mayor a 20 m<sup>3</sup>/mes-suscriptor. Los precios marginales tienen en cuenta el sistema de subsidios cruzados. La función de demanda de agua se estimó en función del precio marginal del agua, del ingreso virtual correspondiente al ingreso mensual ajustado por la diferencia de Nordin (Nordin, 1976), variables que influyen el consumo como el tipo de construcción (casa o apartamento), el número de baños, el tamaño del hogar, la posesión de lavadora, y variables de clima, como temperatura y precipitación media mensual.

Un modelo estructural de elección discreta/continua (MDC), consistente con la teoría de la utilidad, se utilizó para estimar dos modelos de demanda de agua empíricos alternativos para uso residencial urbano para los hogares en Manizales, Colombia. En el modelo MDC<sub>ff1</sub> las variables de clima se incluyeron en forma exponencial, mientras que en el modelo MDC<sub>ff2</sub> se incluyeron como potencias. Los resultados obtenidos fueron consistentes con la teoría económica. El coeficiente del ingreso virtual y el coeficiente del precio fueron estadísticamente significativos y de signo positivo y negativo, respectivamente. Las estimaciones de los coeficientes de precio corresponden a elasticidades condicionadas al bloque de consumo. Estas elasticidades condicionadas fueron -0,10 y -0,11, para los modelos MDC<sub>ff1</sub> y MDC<sub>ff2</sub>, respectivamente, y fueron exactamente iguales a las respectivas elasticidades no condicionadas al bloque de consumo. La demanda de agua para uso residencial urbano en Manizales es inelástica consistente con los estudios previos de demanda de agua que usaron el MDC. Las elasticidades ingreso de la demanda de agua para uso residencial urbano en Manizales para los modelos MDC<sub>ff1</sub> y MDC<sub>ff2</sub> fueron 0,05 y 0,06, respectivamente. Resultado que es consistente con la evidencia empírica que sugiere un valor bajo de elasticidad ingreso de la demanda de agua para uso residencial (Chicoine & Ramamurthy 1986; Moncur, 1987).



Las variables relacionadas con características del hogar y la vivienda correlacionaron positivamente con la demanda de agua. En los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  las variables de clima (temperatura y precipitación) fueron estadísticamente significativas y ambos coeficientes estimados fueron de signo negativo. Ello confirma la influencia significativa de las variables de clima como determinantes del consumo de agua residencial en la ciudad de Manizales. Sin embargo, el efecto marginal de la temperatura sobre la demanda de agua residencial fue mayor que el efecto marginal de precipitación. En los modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  ambos términos de errores fueron estadísticamente significativos. La magnitud del error de optimización fue mayor que la magnitud del error relacionado con la heterogeneidad de las preferencias. El error de optimización tiende a ser mayor posiblemente por la magnitud de las pérdidas técnicas y no técnicas de agua. Las pérdidas técnicas asociadas con fallas en la red de transporte, en las conexiones y la distribución de agua. Las preferencias de los consumidores en la ciudad de Manizales no son sustancialmente diferentes. El modelo MDC es la mejor aproximación econométrica para la estimación de una función de demanda de agua con una estructura tarifaria en bloques de consumo como la existente en la ciudad de Manizales.

Los valores esperados de consumo de agua para cuatro escenarios futuros contrastantes de cambio climático, sugieren una disminución, aunque leve, en el valor esperado de consumo de agua al aumentar las emisiones con gases de efecto invernadero para la ciudad de Manizales. La reducción mensual en el consumo esperado de agua en los cuatro escenarios de cambio climático y para los dos modelos  $MDC_{ff1}$  y  $MDC_{ff2}$  no es mayor a ~2%, en comparación con el escenario referencia. La mayor disminución se presentó en el escenario de cambio climático RCP 8.5. Escenario que corresponde a las mayores potenciales emisiones futuras de gases con efecto de invernadero. Una posible explicación a la tenue afectación del cambio climático obtenida en esta investigación podría relacionarse con la incertidumbre asociada con el método de reducción de escala utilizado para obtener los escenarios futuros de clima local. Escenarios futuros de clima regionales en una resolución más fina (<1 km) y el uso de series de temperaturas máximas en lugar de temperaturas media son estrategias prometedoras para futuras investigaciones sobre el análisis económico del agua y el cambio climático. Aunque el cambio climático podría no tener un efecto significativo en la demanda de agua en Manizales, la misma conclusión podría no ser consistente en áreas donde la demanda de agua sea determinada por el consumo discrecional, y zonas donde el cambio climático puede incrementar el número y la duración de las temporadas secas

## Bibliografía

- Agthe, D., Billings, R., Dobra, J., & Raffiee, K. (1986). A Simultaneous Equation Demand Model for Block Rates. *Water Resources Research*, 22(1): 1-4.
- Aguas de Manizales. (2013). 1<sup>ra</sup> Jornada de Actualización en Acueducto y Alcantarillado. Agua no contabilizada en los sistemas de Acueducto. Manizales, Caldas. Disponible en: <http://www.aguasdemanizales.com.co/Inicio/JornadaActualizaci%C3%B3ndeAcueductoAlcantarillado/tabid/1393/Default.aspx>
- Alcaldía de Manizales. (2012). Plan de Desarrollo Manizales 2012-2015: “Gobierno en la Calle”. Manizales, Caldas.
- Al-Qunaibet, M. & Jhonston, R. (1985). Municipal Demand for Water in Kuwait: Methodological Issues and Empirical Results. *Water Resources Research*, 21(4): 433-438.
- Alzate, M. (2006). La Estratificación Socioeconómica para el Cobro de los Servicios Públicos Domiciliarios en Colombia ¿Solidaridad o Focalización? *Estudios y Perspectivas (CEPAL)*.
- Arbués, F., García-Valiñas, M., & Martínez-Espiñeira, R. (2003). Estimation of Residential Water Demand: A State of the Art Review. *Journal of Socio-Economics*, 32: 81-102.
- Baerenklau, K., Schwabe, K., & Dinar, A. (2014). The Residential Water Demand Effect of Increasing Block Rate Water Budgets. *Land Economics*, 90(4): 683-699.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition. John Wiley & Sons Inc.
- Baltagi, B. (2011). *Econometrics*, 5th Edition. Springer.
- Bartlett, J., Bartlett, J., & Higgins, C. (2001). Organizational Research: Determining Appropriate Sample Size in Survey Research. *Information Technology, Learning, and Performance Journal*, 19(1): 43-49.
- Billings, R. & Agthe, D. (1980). Price Elasticities for Water: A Case of Increasing Block Rates. *Land Economics*, 56(1): 73-84.
- 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.
- Buytaert, W., Célleri, R., De Bièvre, B., Cisneros, F., Wyseure, G., Deckers, J., & Hofstede, R. (2006). Human impact on the hydrology of the Andean páramos. *Earth-Science Reviews*, 79: 53-72.
- Cavanagh, S., Hanemann, M., & Stavins, R. (2001). Muffled Price Signals: Household Water Demand Under Increasing-Block Prices. Working Paper.
- Chicoine, D. & Ramamurthy, G. (1986). Evidence on the Specification of Price in the Study of Domestic Water Demand. *Land Economics*, 62(1): 26-32.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2010). *Economics of Climate Change in Latin America and the Caribbean*.
- CORPOCALDAS. (2005). Caracterización de la cuenca del Río Chinchiná. Manizales: CORPOCALDAS.
- CORPOCALDAS. (2007). “Plan de Gestión Ambiental Regional, PGAR 2007-2019”.
- Croissant, W., & Millo, G. (2008). Panel Data Econometrics in {R}: The {plm} Package. *Journal of Statistical Software*, 27(2).
- Dalhuisen, J., Florax, R., de Groot, H., & Nijkamp, P. (2003). Price and Income Elasticities of Residential Water Demand: A Meta Analysis. *Land Economics*, 79: 292-308.

- Dandy, G., Nguyen, T., & Davies, C. (1997). Estimating Residential Water Demand in the Presence of Free Allowances. *Land Economics*, 73(1):125-139.
- Danielson, L. (1979). An Analysis of Residential Demand for Water Using Micro Time-Series Data. *Water Resources Research*, 15(4): 763-767.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas. (2011). *Estimaciones y Proyecciones de Población período 1985-2020*. DANE.
- Dinar, A., Rosegrant, M. & Meinzen-Dick, R. (1997). *Water Allocation Mechanisms: Principles and Examples*. World Bank, IFPRI. Washington, D.C.
- Espey, M., Espey, J., & Shaw, W. (1997). Price Elasticity of Residential Demand for Water: A Meta-Analysis. *Water Resources Research*, 33: 1369-1374.
- Flato, G., Marotzke J., Abiodun B., Braconnot, P., Chou, S.C., Collins, W., Cox, P., Driouech, F., Emori, S., Eyring, V., Forest, C., Gleckler, P., Guilyardi, E., Jakob, C., Kattsov, V., Reason, C. & Rummukainen, M. (2013). *Evaluation of Climate Models*. In: *Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [Stocker, T.F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- Foster, H., & Beattie, B. (1979). Urban residential demand for water in the United States. *Land Economics*, 55(1): 43-58.
- Gaudin, S., Griffin, R. C., & Sickles, R. C. (2001). Demand Specification for Municipal Water Management: Evaluation of the Stone-Geary Form. *Land Economics*, 77(3): 399-422.
- Gómez, A., & Contreras, D. (2003). Water Subsidy Policies: A Comparison of the Chilean and Colombian Schemes. *The World Bank Economic Review*, 17(3): 391-407.
- Hanemann, M. (1984). Discrete/Continuous Models of Consumer Demand. *Econometrica*, 52(3): 541-561.
- Hanemann, M. (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. McGraw-Hill, New York.
- Hanemann, M. (2006). The Economic Conception of Water. In P. Rogers, R. Llamas & L. Martínez (Eds.), *Water Crisis: Myth or Reality*, pp: 61-91. Taylor & Francis.
- Hartwick, J., & Olewiler, N. (1998). *The Economics of Natural Resource Use*. 2ed. Addison-Wesley Reading, Massachusetts.
- Hausman, J. (1985). The Econometrics of Nonlinear Budget Sets. *Econometrica*, 53(6): 1255-1282.
- Hewitson, B. & Crane, R. (1996). *Climate Downscaling: Techniques and Application*. *Climate Research*, 7: 85-95.
- Hewitt, J., & Hanemann, M. (1995). A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing. *Land Economics*, 71(2): 173-192.
- Höglund, L. (1999). Household Demand for Water in Sweden with Implications of a Potential Tax on Water Use. *Water Resources Research*, 35(12): 3853-3863.
- Honaker, J., King, G., & Blackwell, M. (2013). *AMELIA II: A Program for Missing Data*. En <http://j.mp/k4t8Ej>.

- IDEAM. (2005). Atlas Climatológico de Colombia. Bogotá: Ministerio de Ambiente, Vivienda y Desarrollo Territorial. Instituto de Hidrología, Meteorología y de Estudios Ambientales- IDEAM.
- 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 and H.L. Miller (Eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 996 pp.
- IPCC. (2013). Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Stocker, T.F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 1535 pp.
- Jaramillo, A. (2005). Clima andino y café en Colombia. Chinchiná: Centro Nacional de Investigaciones del Café - CENICAFE.
- Jaramillo-Mosqueira, L. (2005). Evaluación Econométrica De La Demanda De Agua De Uso Residencial En México. *El Trimestre Económico* LXXII 286(2): 367-390.
- Maddock, R., Castaño, E., & Vella, F. (1992). Estimating Electricity Demand: The Cost of Linearising the Budget Constraint. *The Review of Economics and Statistics*, 74(2): 350-354.
- Maidment, D. & Miaou, S. (1986). Daily Water Use in Nine Cities. *Water Resources Research*, 22(6): 845-851.
- Maraun, D., Wetterhall, F., Ireson, A. M., Chandler, R. E., Kendon, E. J., Widmann, M., Brienen, S., Rust, H. W., Sauter, T., Themeßl, M., Venema, V. K. C., Chun, K. P., Goodess, C. M., Jones, R. G., Onof, C., Vrac, M., & Thiele-Eich, I. (2010). Precipitation Downscaling Under Climate Change: Recent Developments to Bridge the Gap between Dynamical Models and the End User. *Reviews of Geophysics*, 48: 1-34.
- Martínez Espineira, R. (2004). An Estimation of Residential Water Demand Using Cointegration and Error Correction Techniques. Working Papers, St Francis Xavier University, Canada. Available at: <http://www.stfx.ca/>.
- Martínez-Espiñeira, R. (2002). Residential Water Demand in the Northwest of Spain. *Environmental and Resource Economics*, 21(2): 161-187
- Martínez-Espiñeira, R. (2007). An Estimation of Residential Water Demand Using Cointegration and Error Correction Techniques. MPRA Working Paper No. 615.
- Martínez-Espiñeira, R., & Céline, N. (2004). Is Really All Domestic Water Consumption Sensitive To Price Control? *Applied Economics*, 36(15): 1697-1703.
- Martins, R., & Fortunato, A. (2005). Residential Water Demand under Block Rates – A Portuguese Case Study. *Publicação Co-Financiada Pela Fundação Para A Ciência E Tecnologia*, 9: 1-25.
- Medina, C. & Morales, L. (2007). Demanda Por Servicios Públicos Domiciliarios En Colombia Y Subsidios: Implicaciones Sobre El Bienestar. Banco de la República. Borradores de Economía, N° 467.
- Miaou, S. (1990). A Class of Time Series Urban Water Demand Models with Nolinear Climatic Effects. *Water Resources Research*, 26(2): 169-178.

- Ministerio de Comercio, Industria y Turismo. (2013). Departamento de Caldas. Oficina de estudios económicos. Santa Fe de Bogotá, Colombia.
- Miyawaki, K., Omori, Y., & Hibiki, A. (2011). Panel Data Analysis of Japanese Residential Water Demand Using a Discrete/Continuous Choice Approach. *The Japanese Economic Review*, 62(3): 365-368.
- 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.
- Moffitt, R. (1990). The Econometrics of Kinked Budget Constraints. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2): 119-139.
- Moncur, J. (1987). Urban Water Pricing and Drought Management. *Water Resources Research*, 23(3): 393-398.
- 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.
- Navarro, C., Ramírez, J., Jarvis, A., & Tapasco, J. (2013). Modelación climática, cambio climático & Agricultura. CIAT.
- Nieswiadomy, M., & Molina, J. (1989). Comparing Residential Water Demand Estimates Under Decreasing And Increasing Block Rates Using Household Data. *Land Economics*, 65: 280-289.
- Nieswiadomy, M., & Molina, J. (1991). A note on price perception in water demand models. *Land Economics*, 67(3): 352-359.
- Nordin, J. (1976). A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis: Comment. *Bell Journal of Economics*, 7(2): 719-721.
- 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.
- OECD. (2003). *Social Issues in the Provision and Pricing of Water Services*, Paris.
- OECD. (2010). *Pricing Water Resources and Water and Sanitation Services*, Paris.
- Olmstead, S., Hanemann, M., & Stavins, R. (2007). Water Demand under Alternative Price Structures. *Journal of Environmental Economics and Management* 54(2):181-198.
- Pint, E. (1999). Household Responses to Increased Water Rates during the California Drought. *Land Economics*, 75(2): 246-266.
- Polycarpou, A., & Zachariadis, T. (2013). An Econometric Analysis of Residential Water Demand in Cyprus. *Water Resources Management*, 27(1): 309-317.
- PROCUENCA. (2010). Clean Development Mechanism Project Design Document form for afforestation and reforestation.
- Ramírez, J., & Jarvis, A. (2010). Disaggregation of Global Circulation Model Outputs. Disaggregation of Global Circulation Model Outputs. Disponible en: <http://gisweb.ciat.cgiar.org/GCMPPage/>
- República de Colombia. (1992). Ley 30 del 28 de diciembre de 1992 "Por la cual se organiza el servicio público de la educación superior". Bogotá, Colombia.
- República de Colombia. (1994). Ley 115 del 8 de febrero de 1994 "Por la cual se expide la ley general de educación.". Bogotá, Colombia.

- República de Colombia. (1994). Ley 142 del 11 de julio de 1994 “Por la cual se establece el régimen de los servicios públicos domiciliarios y se dictan otras disposiciones”. Bogotá, Colombia.
- 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.
- Savenije, H., & van der Zaag, P. (2002). Water as an Economic Good and Demand Management Paradigms with Pitfalls. *Water International*, 27(1): 98-104.
- Schleich J., & Hillenbrand, T. (2009). Determinants of Residential Water Demand in Germany. *Ecological Economics*, 68: 1756-1769.
- Sebri, M. (2014). A Meta-Analysis of Residential Water Demand Studies. *Environment, Development and Sustainability*, 16(3): 499-520.
- Slavíková, L., Vítězslav, M., Michael, R., Lubomír, P., & Vojáček, O. (2013). Impacts of Climate Variables on Residential Water Consumption in the Czech Republic. *Water Resources Management*, 27: 365-379
- Swamy, P., & Arora, S. (1972). The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models. *Econometrica*, 40(2): 261-275.
- Taylor, L. (1975). The demand for electricity: a survey. *The Bell Journal of Economics*, 6(1): 74-110.
- Terza, J., & Welch, P. (1982). Estimating Demand under Block Rates: Electricity and Water. *Land Economics*, 58(2): 181-188.
- Wayne, G. (2013). *The Beginner’s Guide to Representative Concentration Pathways*. Skeptical Science.
- Wilby, R., Wigley, T., Conway, D., Jones, P., Hewitson, B., Main, J., & Wilks, D. (1998). Statistical Downscaling of General Circulation Model Output: A Comparison of Methods. *Water Resources Research*, 34(11): 2995-3008.
- Witte, H. (1995). Seasonal And Altitudinal Distribution Of Precipitation, Temperature And Humidity In The Parque Los Nevados Transect (Central Cordillera, Colombia). Pags: 279-328 en: t. van der hammen, & a. dos santos (eds.) *la cordillera central colombiana, transepto parque los nevados*. Vol. 4. (tercera parte). *Estudios de ecosistemas tropoandinos*. J. Cramer, Berlín.
- Worthington, A., & Hoffmann, M. (2006). A State of the Art Review of Residential Water Demand Modelling. University of Wollongong, School of Accounting and Finance. Working Paper Series No. 6(27), University of Wollongong, School of Accounting and Finance.
- Worthington, A., & Hoffmann, M. (2008). An Empirical Survey of Residential Water Demand Modelling. *Journal of Economic Surveys*, 22(5): 842-871.
- Yates, D., Gangopadhyay, S., Rajagopalan, B., Strzepek, K. (2003). A Technique for Generating Regional Climate Scenarios Using a Nearest-Neighbor Algorithm. *Water Resources Research*, 39(7): 1199.

**Anexo 1.** Formulario de la encuesta



## ENCUESTA PARA LA CARACTERIZACIÓN DE LOS USUARIOS DEMANDANTES DE AGUA POTABLE EN LA CIUDAD DE MANIZALES

### CONFIDENCIAL

Los datos que la **Universidad Nacional** solicita en este formulario son estrictamente confidenciales y en ningún caso tienen fines fiscales ni pueden utilizarse como prueba judicial. El controlador de los datos garantiza que los resultados se emplearán de una forma agregada que no permite la identificación individual en ninguna categoría de respuesta

FORMULARIO NO.  DE

### A. IDENTIFICACIÓN DE LA VIVIENDA

1. Dirección de la vivienda (Tal cual aparece en la lista de direcciones que se le dio en el formato anexo)

---

---

2. Piso en el que queda la vivienda

3. Número de pisos que tiene la vivienda (Incluyendo sótanos y terrazas)

4. Tipo de vivienda

Casa 1

Apartamento 2

Cuarto 3

Otro, ¿cuál? \_\_\_\_\_

### B. IDENTIFICACIÓN DEL ENCUESTADOR

Nombre del Encuestador

---

Nombre del Supervisor

---

1. Fecha de realización de la encuesta (d/m/a)

-  -

2. Hora de inicio de la encuesta

:   am / pm

3. Hora de terminación de la encuesta

:   am / pm

Observaciones del supervisor

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

Observaciones del encuestador

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---



### C. CARACTERÍSTICAS DE LA VIVIENDA

1. ¿Cuántos años lleva ocupando la vivienda?

2. ¿Hace cuántos años se construyó su vivienda?

0 - 5 años

6 - 10 años

11 - 15 años

16 - 20 años

Más de 20 años

No sabe

3. La vivienda ocupada por este hogar es:

Propia, la están pagando

Propia, totalmente pagada

En arriendo o subarriendo

Con permiso del propietario, sin pago alguno

Posesión sin título o propiedad colectiva

4. ¿Cuántas habitaciones hay en esta vivienda?

5. ¿Cuál es el área construida en metros cuadrados de esta vivienda?

6. ¿Cuál es el material predominante de las paredes de la vivienda?

Ladrillo, bloque, material prefabricado, piedra

Madera pulida

Adobe o tapia pisada

Bahareque

Madera burda, tabla, tablón

Guadua, caña, esterilla, otro tipo de material vegetal

Zinc, tela, cartón, latas, desechos, plástico

Sin paredes

7. ¿Cuál es el material predominante de los pisos de la vivienda?

Tierra, arena

Cemento, gravilla

Madera burda, tabla, tablón, otro vegetal

Baldosín, ladrillo, vinisol, otros materiales sintéticos

Mármol

Madera pulida

Alfombra o tapete de pared a pared

8. ¿Han cambiado alguna vez el alcantarillado de esta vivienda?

Sí

→ ¿Hace cuánto tiempo? \_\_\_\_\_

No

### E. CARACTERÍSTICAS DE LOS HABITANTES DE LA VIVIENDA

1. ¿Cuántas personas viven permanentemente en esta vivienda?

	No. Hombres	No. Mujeres
Menores de 10 años	<input type="text"/> <input type="text"/>	<input type="text"/> <input type="text"/>
11 – 20 años	<input type="text"/> <input type="text"/>	<input type="text"/> <input type="text"/>
21 – 40 años	<input type="text"/> <input type="text"/>	<input type="text"/> <input type="text"/>
41 – 60 años	<input type="text"/> <input type="text"/>	<input type="text"/> <input type="text"/>
Mayores de 61 años	<input type="text"/> <input type="text"/>	<input type="text"/> <input type="text"/>

2. ¿Cuántas personas trabajan de manera remunerada en esta vivienda?

3. ¿Cuál es el nivel educativo máximo alcanzado por las personas de esta vivienda? (Escriba el número de personas por cada nivel)

Básica primaria	<input type="text"/> <input type="text"/>	Pregrado universitario	<input type="text"/> <input type="text"/>
Básica secundaria	<input type="text"/> <input type="text"/>	Posgrado universitario	<input type="text"/> <input type="text"/>
Básica media	<input type="text"/> <input type="text"/>	Ninguno	<input type="text"/> <input type="text"/>
Técnicas y/o Tecnologías	<input type="text"/> <input type="text"/>	No sabe	<input type="text"/> <input type="text"/>

4. ¿Cuál de los siguientes rangos describe mejor el ingreso total de los habitantes de la vivienda durante el mes anterior? (Mostrar ficha)

Menos de \$600.000	<input type="text"/> <input type="text"/>	\$3.200.001 - \$3.800.000	<input type="text"/> <input type="text"/>
\$600.001 - \$1.100.000	<input type="text"/> <input type="text"/>	\$3.800.001 - \$4.400.000	<input type="text"/> <input type="text"/>
\$1.100.001 - \$1.500.000	<input type="text"/> <input type="text"/>	\$4.400.001 - \$5.000.000	<input type="text"/> <input type="text"/>
\$1.500.001 - \$2.000.000	<input type="text"/> <input type="text"/>	\$5.000.001 - \$5.600.000	<input type="text"/> <input type="text"/>
\$2.000.001 - \$2.600.000		\$5.600.001 - \$6.200.000	
\$2.600.001 - \$3.200.000		Más de \$6.200.001	

## D. USO DEL AGUA EN LA VIVIENDA

1. Además del acueducto por tubería ¿De cuáles de las siguientes fuentes obtiene el agua esta vivienda?

Aguas lluvias

Río, quebrada, nacimiento ó manantial

Carro tanque

Agua embotellada o en bolsa

Otra, ¿cuál?

**PASE A 3**

Ninguna

2. ¿El agua que proviene de fuentes diferentes del acueducto la usa para?

Sí No

Regar el jardín

Lavar el patio o la terraza

Limpieza de la vivienda

Lavar carro/moto/bicicleta

Otro, ¿cuál?

3. ¿El agua que proviene del acueducto la usa para?

Sí No

Regar el jardín

Lavar el patio o la terraza

Limpieza de la vivienda

4. ¿Con cuáles de los siguientes servicios cuenta la vivienda actualmente?

Sí No

Energía Eléctrica

Gas Natural conectado a la red pública

Gas de pipeta

Alcantarillado

Recolección de basuras

Acueducto

Teléfono fijo

Internet

Servicio de televisión por cable o antena parabólica

5. ¿Con cuáles de los siguientes bienes cuenta la vivienda actualmente?

Sí No

Calentador de agua (eléctrico o a gas), duchas

Lavadora

Bañera

Carro, moto o bicicleta

Otro, ¿cuál?

6. ¿Cuántos baños se usan de manera permanente en esta vivienda?

7. ¿Se ahorra agua en esta vivienda?

Sí

No

**PASE A 8**

**PASE A 9**

8. ¿Cuáles de las siguientes prácticas utiliza en esta vivienda para ahorrar agua?

Sí No

Reutiliza el agua

Pone una botella con agua en el tanque del inodoro

Riega el jardín en la noche o al amanecer para evitar la evaporación

Recoge aguas lluvias

Otra, ¿cuál?

9. ¿Qué concepto tiene de Aguas de Manizales S.A E.S.P?

Muy buena

Mala

Buena

Muy Mala

Regular

10. ¿Considera que Aguas de Manizales es una Empresa seria, que se ha preocupado por la satisfacción de sus Clientes y ha contribuido con el desarrollo de la comunidad?

Sí

No

## Anexo 2. Imputación de valores perdidos del ingreso mensual

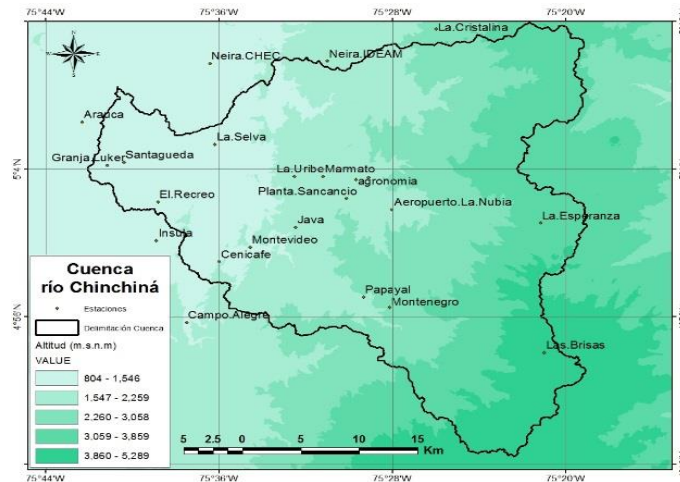
El software estadístico R 3.1.1 posee la librería llamada Amelia para el tratamiento e imputación de datos faltantes, propuesta por Honaker *et al.*, (2013). El procedimiento permite la imputación de varios valores a partir de la estimación de una regresión en que la variable de interés se regresa en función de variables observadas y que pueden explicar la variable de interés. El supuesto fundamental en la imputación es que algunas variables observadas y contenidas en la muestra explican la variabilidad de los valores perdidos. Con el modelo estimado se calculan valores imputados para la variable de interés y para toda la muestra. Para la imputación de valores perdidos de la variable ingreso de la familia, las variables que mejor lo explicaron fueron el número de personas que trabajan y otras variables correspondientes al número de personas con distintos niveles de educación. Se estimaron regresiones lineales y aquellas correspondientes a ecuaciones mincerianas de ingreso laboral.

Algoritmo de imputación de valores perdidos de la variable ingreso mensual

```
#Cargando las librerías
#Imputación de la variable ingreso
data1<-read.table('Imputacion.csv',header=TRUE,sep=')
x=data1$SALARIO2
summary(data1)
#Regresion omitiendo los datos faltantes
summary(lm(x ~ trabajan + educa_posg + educa_bs + educa_bm + educa_tt, data = data1))
##Imputación múltiple de valores perdidos de la variable ingreso,
#con el argumento m correspondiente al número de imputaciones a generar
a.out <- amelia(data1, m = 6)
#Histograma de valores imputados
hist(a.out$imputations[[3]]$Ingreso, col="grey", border="white")
#Exportando el vector completo de valores imputados
write.csv(x3, 'Ingreso_imputada final.csv')
```

### Anexo 3. Generación de escenarios futuros contrastantes de cambio climático

Para la regionalización de los modelos de circulación global (MCG) a escala de cuenca se definió el lapso de tiempo 1981-2000 como período base. Para el período base los datos de clima representaron registros históricos con resolución diaria, colectados en estaciones climáticas ubicadas en toda la cuenca (Figura A.3.1). Estaciones que son administradas por entidades como el Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales (IDEAM), la Central Hidroeléctrica de Caldas (CHEC) y el Centro Nacional de Investigaciones del Café (CENICAFÉ). Los registros diarios se consolidaron a resolución mensual. Para el período base se generaron superficies de variables de clima en formato *raster* con resolución temporal mensual y resolución espacial de tamaño de pixel de 1 km. Mientras para la variable precipitación la superficie se obtuvo mediante métodos de *kriging*, para la variable temperatura se usaron modelos de interpolación lineal en función de la altitud. Los datos de altitud se obtuvieron de un modelo de elevación digital de terreno proporcionado por el Servicio Geológico de Estados Unidos (USGS por sus siglas en inglés).



**Figura A.13.1.** Localización de estaciones climáticas en la cuenca del río Chinchiná, Colombia.

En la regionalización de los MCG de la Tabla A.3.1 se usaron técnicas de traslación de escalas o downscaling. Específicamente, se empleó el método Delta el cual se fundamenta en la identificación de anomalías climáticas provenientes de los MCG. Las anomalías climáticas consisten en diferencias entre un valor registrado de la variable y su promedio histórico (IDEAM, 2005), y se obtuvieron para las variables de clima temperatura y precipitación medias mensuales y para los distintos escenarios

**Tabla A.3.1.** Modelos de circulación global para distintas sendas de concentración representativas (RCP) del forzamiento radiativo en la atmosfera usados en el downscaling por el método Delta. Los modelos se reportan en el Reporte de Evaluación 5 (AR5 por sus siglas en inglés) del IPCC.

Modelo	Institución y país de desarrollo	RCP 2.6	RCP 4.5	RCP 6.0	RCP 8.5
csiro_access1_0	Australian Common wealth Scientific and Industrial Reserch Organization, AUSTRALIA		X		X
csiro_access1_3			X		X
csiro_mk3_6_0		X	X	X	X
bcc_csm1_1	Beijing Climate Center, CHINA	X	X	X	X
bcc_csm1_1_m		X	X	X	X
bnu_esm	Beijing Normal University - Earth System Model	X	X		X
cccma_canesm2	Canadian Centre for Climate Modelling and Analysis	X	X		X
ncar_ccsm4	The Community Earth Climate System Model. National Center for Atmospheric Research NCAR	X	X	X	X
cesm1_bgc				X	X
cesm1_cam5		X	X	X	X
ec_earth	European Centre for Medium-Range Weather Forecasts				X
lasg_fgoals_g2	State Key Laboratory Numerical Modeling for atmospheric Sciences and geophysical fluid Dynamics. China.	X	X		X
fio_esm	First Institute of Oceanography-Eartyh System Model	X	X	X	X
gfdl_cm3	NOAA Geophysical Fluid Dynamics Laboratory	X	X	X	X
gfdl_esm2g		X	X	X	X
gfdl_esm2m		X	X	X	X
giss_e2_h	NASA Goddard Institute for Space Studies			X	X
giss_e2_h_cc			X		
giss_e2_r		X	X	X	X
giss_e2_r_cc				X	
nimr_hadgem2_ao	National Institute of Meteorological Research	X	X	X	X
mohc_hadgem2_cc	Met Office Hadley Centre		X		X
mohc_hadgem2_es		X	X	X	X
inm_cm4	Institute for Numerical Mathematics, RUSIA		X		X
ipsl_cm5a_lr	Institut Pierre-Simon Laplace, FRANCIA	X	X	X	X
ipsl_cm5a_mr		X	X		X
ipsl_cm5b_lr					X
miroc_esm	National Institute for Environmental Studies and	X	X	X	X
miroc_esm_chem	Japan Agency for Marine-Earth Science and	X	X	X	X
miroc_miroc5	Technology, JAPÓN	X	X	X	X
mpi_esm_lr	Max Planck Institute for Meteorology,	X	X		X
mpi_esm_mr	ALEMANIA	X			X
mri_cgcm3	Meteorological Research Institute, JAPÓN	X	X	X	X
ncc_noresm1_m	Norwegian Climate Centre (NorClim)	X	X	X	X

Fuente: Navarro *et al.*, (2013).

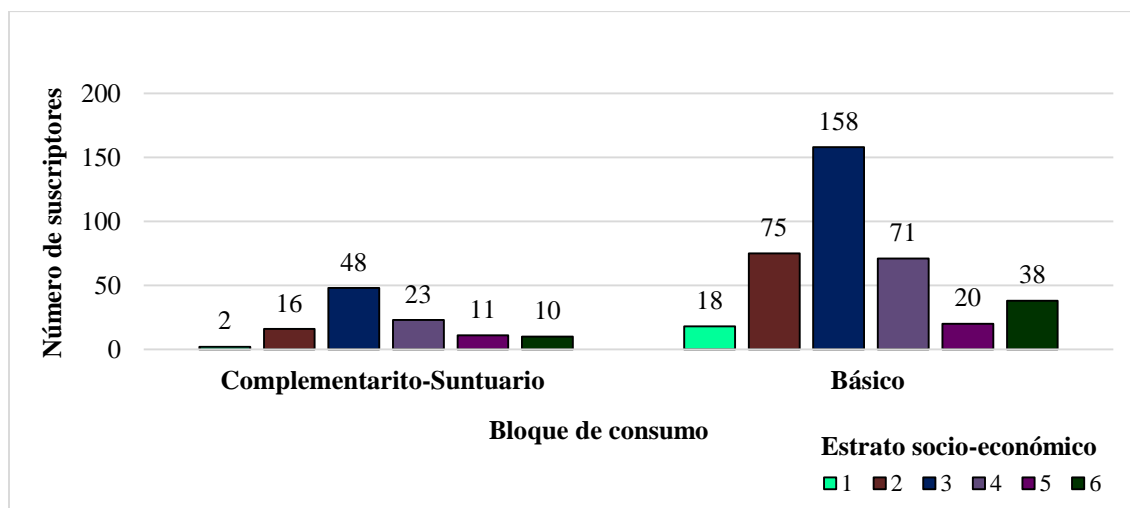
de cambio climático. Estos correspondieron a distintas sendas de concentración representativas (RCP por sus siglas en inglés), las cuales cambian el forzamiento radiativo de la atmósfera. Luego las anomalías se agregaron de manera aditiva a las superficies correspondientes al período base para generar los escenarios futuros contrastantes de clima. Finalmente, los valores de temperatura y precipitación para los escenarios futuros de clima y cada uno de los hogares encuestados en la zona urbana de la ciudad de Manizales, período 2011-2040, se extrajeron de las correspondientes superficies en formato *raster*.

Es importante mencionar que el método Delta asume que las relaciones entre las variables que determinan el clima en el período base son exactamente las mismas que influyen el clima en escenarios futuros. Además, en el método Delta los cambios en el clima son relevantes a escalas consistentes con el tamaño de pixel de los MCG (Ramírez & Jarvis, 2010).

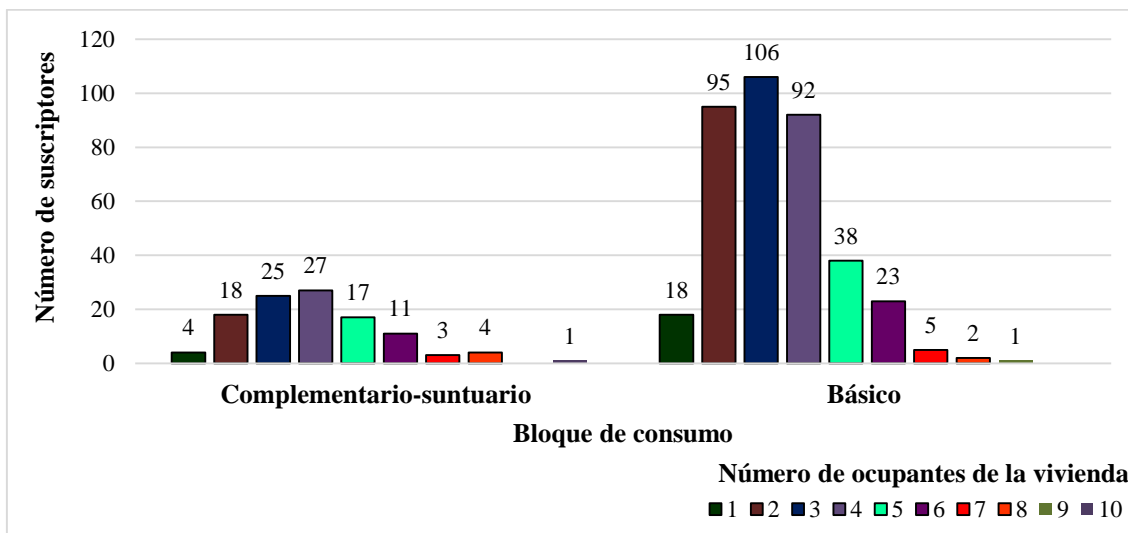
#### Anexo 4. Descripción de los suscriptores encuestados en Manizales, Colombia

El número de suscriptores por mes varía en el período 1997-2013 si se considera solo datos de consumo distintos a cero. Las gráficas y tablas presentadas en el presente anexo corresponden a una base de datos de corte transversal para el mes de diciembre de 2013. En ese mes y año un total de 490 suscriptores registraron un consumo de agua diferente de cero. Aproximadamente 78% (380 suscriptores) de los suscriptores se ubicaron en el bloque de consumo básico, mientras que 22 % (110 suscriptores) se localizaron en el bloque de consumo complementario-suntuario. En la Figura A.4.1 se presenta el número de suscriptores por estrato socioeconómico y por bloque de consumo.

En la encuesta se acopió información sobre características del hogar y la vivienda. El mayor número de ocupantes en una vivienda fue 10, correspondiente a un suscriptor del estrato 2 y bloque de consumo básico. Aproximadamente 28% de las viviendas en el bloque de consumo básico tenían 3 ocupantes, 24% tenían 4 ocupantes, y ~2% tenían 2 ocupantes. Menos del 1% de los hogares tenían entre 5 y 9 ocupantes, y tan solo 0,4% tenían 1 ocupante. Aproximadamente 25% de las viviendas del bloque de consumo complementario suntuario tenían 4 ocupantes, 23% tenían 3 ocupantes, 15% tenían 5 ocupantes. Menos del 1% tenían entre 6 y 10 ocupantes, y tan solo 0,3% tenían 1 ocupante. En la Figura A.4.2 se presenta el número de ocupantes de la vivienda por bloque de consumo.



**Figura A.4.1.** Número de suscriptores encuestados por estrato socioeconómico y bloque de consumo de agua, Manizales, Colombia.



**Figura A.4.2..** Número de suscriptores encuestados según la cantidad de ocupantes de la vivienda y bloque de consumo de agua, Manizales, Colombia

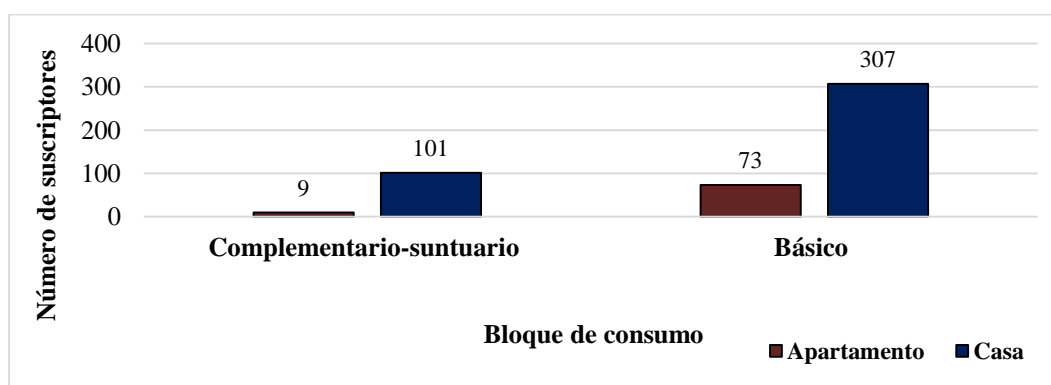
En la encuesta se acopió también información sobre los miembros del hogar de acuerdo con su edad y sexo. El mayor número de niños por suscriptor fue 3. En aproximadamente 76% de los suscriptores no se reportaron menores de edad. Casi 20% de los hogares tenía al menos 1 menor en el hogar; en el restante ~4 % se tenían entre dos y tres menores por suscriptor. Los adultos mayores para Manizales se asumieron como personas con edad mayor a 61 años. Casi 82% de los suscriptores encuestados no reportaron adultos como miembros de su hogar. Aproximadamente 16% de los suscriptores reportaron un adulto mayor en su hogar. Mientras que 2% de los hogares reportaron la presencia de dos adultos mayores.

Los niveles de educación se establecieron para la encuesta teniendo en cuenta las leyes colombianas, y fueron: básica primaria, corresponde al ciclo de los cinco (5) primeros grados de la educación básica; básica secundaria, corresponde al ciclo de los cuatro (4) grados subsiguientes de la educación básica; y básica media, dos grados que constituye la culminación, consolidación y avance en el logro de los niveles anteriores. Tiene como objetivo la preparación para el ingreso del educando a la educación superior y al trabajo (Ley 115 de 1994). Para Manizales casi 32% de los suscriptores tenían al menos un miembro del hogar con nivel de educación básica primaria y básica secundaria. El 44% de los suscriptores tenían al menos un miembro del hogar con nivel de formación básica media. El 23% de los suscriptores reportaron al menos un miembro del hogar con nivel de educación media técnica, técnica profesional o tecnología. Estos niveles de educación ofrecen programas de

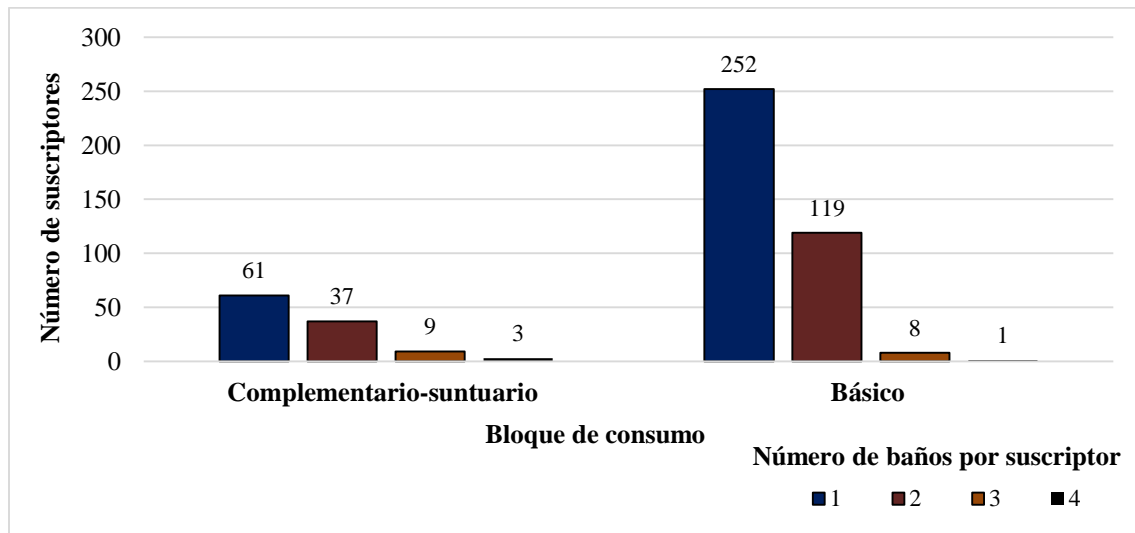


formación en ocupaciones de carácter operativo e instrumental y de especialización para un campo de acción (Ley 30 de 1993). El 46% de los suscriptores reportaron al menos un miembro del hogar con nivel de educación de pregrado universitario, y sólo 7% reportaron al menos un miembro del hogar con formación de posgrado universitario. Casi 14% de los suscriptores encuestados en la ciudad de Manizales reportaron que al menos un miembro de su hogar no tenía ningún grado de formación en educación formal. Entre los ocupantes de estos hogares se tenían niños entre 0 y 10 años, los cuales probablemente no habían iniciado su educación formal.

En la encuesta se colectó información sobre las características físicas de la vivienda, tal como el área, así como el material predominante en la construcción de paredes y pisos. Ello porque son variables que tienen en cuenta la estratificación socioeconómica. En la Figura A.4.3. se presenta el número de suscriptores por tipo de construcción y bloque de consumo de agua para la ciudad de Manizales. Casi 98% de los suscriptores reportaron que el material predominante de sus paredes fue ladrillo. El 75% de los suscriptores reportaron que el material predominante de los pisos fue baldosín, ladrillo, vinisol u otros materiales sintéticos. Uno de los aspectos más importantes en la demanda de agua para uso residencial urbano es el número de baños en el hogar. En la Figura A.4.4. se presenta el número de suscriptores por cantidad de baños en la vivienda y bloque de consumo de agua.

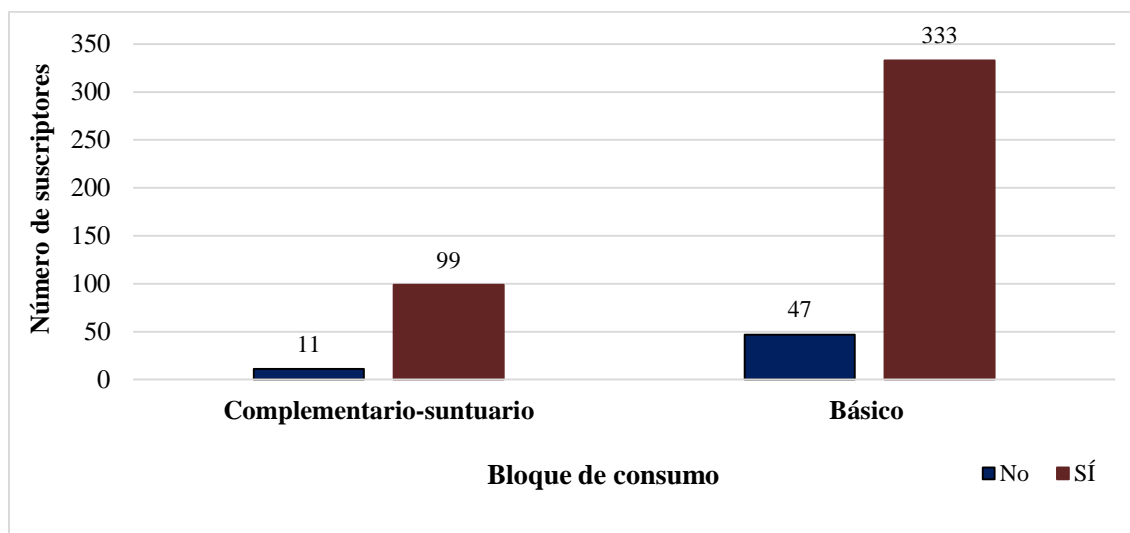


**Figura A.4.3.** Número de suscriptores encuestados por tipo de construcción y bloque de consumo de agua, Manizales, Colombia.



**Figura A.4.4.** Número de suscriptores encuestados según la cantidad de baños en la vivienda y bloque de consumo de agua, Manizales, Colombia.

Los electrodomésticos y demás equipos que utilizan agua podrían influir de manera significativa en la demanda de agua. La presencia de bañera en la vivienda no supera ~4% de los suscriptores encuestados en Manizales. Casi 58% los suscriptores tenía calentador de agua en su vivienda, y 82% tenían lavadora. En la Figura A.4.5 se presenta el número de suscriptores por posesión de lavadora y bloque de consumo de agua. En la ciudad de Manizales se preguntó por posibles prácticas de ahorro de agua. Casi 68% de los suscriptores realizaron alguna práctica de ahorro de agua. Aproximadamente 45% de los suscriptores encuestados reportaron reutilización del agua. Antes de ser vertida al sistema de alcantarillado como agua servida, el agua se utilizó al menos dos veces en actividades diferentes. Un comportamiento característico para reutilizar agua es trasvasar desde la lavadora hasta los tanques de los inodoros. Finalmente, es importante mencionar que en la ciudad de Manizales hay mayor número de casas que apartamentos (408 *versus* 82, Figura A.4.3). Además, las casas demandan mayor cantidad de agua, por su mayor área e incluso mayores pérdidas por fallas en el sistema de tuberías, las cuales podrían ser muy viejas (Tabla A.4.1). Y también poseen patios lo que aumenta la utilización de agua para uso discrecional si se compara con apartamentos (Tabla A.4.1). Los mayores consumos de agua correspondieron a aquellos suscriptores que residían en casas, tenían patio y no ahorran agua.



**Figura A.4.5.** Número de suscriptores encuestados según la posesión de lavadora y el bloque de consumo de agua, Manizales, Colombia.

**Tabla A.4.1.** Características del hogar y la vivienda y consumo promedio, uso discrecional y ahorro de agua por tipo de vivienda, Manizales, Colombia.

Variable	Casa	Apartamento
Número de suscriptores	408	82
Consumo promedio	15,36 m <sup>3</sup>	10,80 m <sup>3</sup>
Mayor número de baños por suscriptor	4	3
Número promedio de habitantes	3,66	2,73
Área promedio	85,07 m <sup>2</sup>	83,75 m <sup>2</sup>
Número de suscriptores que usaban agua en jardín	80	10
Consumo promedio de agua de suscriptores que usaban agua en jardín	15,33 m <sup>3</sup>	10,90 m <sup>3</sup>
Consumo promedio de agua de suscriptores que no usaban agua en jardín	15,36 m <sup>3</sup>	10,79 m <sup>3</sup>
Número de suscriptores que usaban agua en patio	161	21
Consumo promedio de agua de suscriptores que usaban agua en patio	16,11 m <sup>3</sup>	12 m <sup>3</sup>
Consumo promedio de agua de suscriptores que no usaban agua en patio	14,86 m <sup>3</sup>	10,39 m <sup>3</sup>
Número de suscriptores que ahorraban agua	287	47
Consumo promedio de agua de suscriptores que ahorraban agua	14,77 m <sup>3</sup>	10,51 m <sup>3</sup>
Consumo promedio de agua de suscriptores que no ahorraban agua	16,76 m <sup>3</sup>	11,2 m <sup>3</sup>

**Anexo 5.** Estimaciones econométricas alternativas de la función de demanda de agua para uso residencial urbano en la ciudad de Manizales

La base de datos utilizada para la estimación econométrica de la demanda de agua para uso residencial urbano en la ciudad de Manizales combina datos de series de tiempo con datos de corte transversal. Esta combinación de datos permite estudiar de una manera más adecuada la naturaleza dinámica de fenómenos económicos (Baltagi, 2011), como el consumo de agua para uso residencial. Los datos colectados en Manizales corresponden a un panel no balanceado, porque algunos suscriptores registraron un consumo de agua igual a cero en algún mes específico. La base de datos de panel no balanceado permite la estimación econométrica de funciones de demanda de agua por medio de modelos de efectos mixtos. Estos métodos tienen ventajas sobre las estimaciones con datos transversales. Ello porque provee mayor información y permite controlar la heterogeneidad de los individuos. El no control de las características no observadas de los individuos podría generar sesgos en los parámetros estimados.

Se estimaron diferentes formas funcionales para la demanda de agua para uso residencial en la ciudad de Manizales. Se estimó la función  $MDC_{ff1}$  ecuación (6),  $MDC_{ff2}$  ecuación (7), una forma funcional lineal, semi-log, y *log-log*. Se modeló mediante mínimos cuadrados ordinarios, modelos de efectos fijos (*within*) y modelos de efectos aleatorios.

La forma funcional lineal estimada fue

$$w = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \beta p + \tilde{y} + \varepsilon. \quad (5.1)$$

La forma funcional semi-log estimada fue

$$w = \exp^{\alpha + \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \beta \ln p + \gamma \ln \tilde{y} + \varepsilon}. \quad (5.2)$$

La forma funcional *log-log* estimada fue

$$w = \mathbf{Z}^{\delta} p^{\beta} \tilde{y}^{\gamma} \exp^{\varepsilon}. \quad (5.3)$$

El consumo mensual de agua observado es  $w$ . La matriz  $Z$  corresponde a determinantes de la demanda entre los que se incluyeron características de la vivienda, demográficas del hogar y variables de clima,  $p$  es el precio marginal,  $\tilde{y}$  el ingreso virtual al considerar la corrección de la diferencia de Nordin y  $\alpha, \delta, \beta$  y  $\gamma$  son parámetros a estimar. El término de error  $\varepsilon$  es el error clásico de regresión. En la matriz  $Z$  las variables utilizadas para los diferentes métodos de estimación y formas funcionales de la demanda fueron las mismas. Ello para facilitar la comparación. En la Tabla A.5.1 se presentan los resultados econométricos de la funciones de demanda de agua para uso residencial urbano, estimadas por mínimos cuadrados ordinarios y también usando modelos de efectos fijos y aleatorios.

**Tabla A.5.1.** Resultados econométricos de la funciones de demanda de agua para uso residencial urbano estimadas por mínimos cuadrados ordinarios y usando modelos de efectos fijos y aleatorios.

	Mínimos cuadrados ordinarios					Modelo efectos fijos					Modelo efectos aleatorios				
	MDC <sub>fit1</sub>	MDC <sub>fit2</sub>	lineal	semi-log	log-log	MDC <sub>fit1</sub>	MDC <sub>fit2</sub>	lineal	semi-log	log-log	MDC <sub>fit1</sub>	MDC <sub>fit2</sub>	lineal	semi-log	log-log
Constante	0,50 (6,39)	1,08 (5,67)	19,48 (16,51)	2,22 (33,08)	1,39 (7,29)						1,04 (6,88)	0,19 (0,87)	5,03 (2,21)	1,52 (12,30)	0,76 (3,60)
<i>dummy_casa</i>	0,36 (43,28)	0,35 (43,44)	3,90 (26,86)	0,35 (42,16)	0,0005 (42,00)						0,49 (7,79)	0,49 (7,84)	6,17 (4,90)	0,43 (6,54)	0,001 (7,65)
<i>No_baños</i>	0,03 (6,91)	0,03 (7,02)	1,10 (13,29)	0,04 (8,52)	0,04 (5,68)						-0,004 (-0,11)	-0,001 (-0,03)	0,32 (0,38)	0,03 (0,80)	-0,02 (-0,30)
<i>tamaño_hogar</i>	0,04 (27,17)	0,04 (27,10)	0,49 (16,99)	0,04 (27,18)	0,16 (28,77)						0,05 (3,58)	0,05 (3,60)	0,53 (1,71)	0,06 (3,42)	0,20 (3,80)
<i>dummy_lavadora</i>	0,07 (9,60)	0,07 (9,68)	-0,01 (-0,08)	0,08 (10,75)	0,0001 (8,90)						0,10 (1,52)	0,10 (1,57)	0,43 (0,30)	0,14 (1,96)	0,0001 (1,50)
<i>temp</i>	-0,02 (-4,23)	-0,25 (-4,09)	-0,54 (-8,43)	-0,02 (-4,18)	-0,22 (-3,46)	0,03 (8,36)	0,70 (12,21)	0,40 (7,64)	0,03 (8,84)	0,70 (12,21)	0,02 (5,99)	0,44 (7,57)	0,19 (3,38)	0,02 (5,75)	0,44 (7,57)
<i>pmm</i>	-0,01 (-23,16)	-0,08 (-21,62)	-0,10 (-21,94)	-0,01 (-21,72)	-0,08 (-21,41)	-0,003 (-14,93)	-0,02 (-7,29)	-0,05 (-15,80)	-0,003 (-13,62)	-0,02 (-7,29)	-0,002 (-14,39)	-0,03 (-11,02)	-0,05 (-14,77)	-0,003 (-13,18)	-0,03 (-11,01)
<i>p</i>	0,28 (46,33)	0,27 (46,29)	0,003 (29,81)	0,0002 (36,62)	0,28 (46,66)	-0,12 (-25,55)	-0,13 (-26,14)	-0,01 (-65,07)	0,0003 (-44,24)	-0,13 (-26,14)	-0,02 (-5,72)	-0,02 (-6,04)	-0,002 (-23,11)	-8,38 (-14,58)	-0,03 (-6,04)
<i>ỹ</i>	0,04 (9,00)	0,04 (8,99)	0,002 (0,39)	0,001 (4,64)	0,05 (9,31)	27,62 (62,38)	27,40 (61,71)	90,44 (105,53)	4,02 (75,22)	27,40 (61,71)	0,32 (7,45)	0,31 (7,34)	0,33 (6,28)	0,01 (4,82)	0,32 (7,39)
$\sigma_\epsilon + \sigma_\eta$	0,67	0,67	11,92	0,67	0,67	0,44	0,45	7,12	0,44	0,45	0,46	0,46	7,62	0,46	0,46
R <sup>2</sup> ajustado	0,07	0,07	0,03	0,06	0,07	0,05	0,05	0,13	0,07	0,05	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
$\sigma$ idiosincrático						0,45	0,45	7,15	0,44	0,45	0,45	0,45	7,15	0,44	0,45
$\sigma$ individual						0,47	0,46	9,11	0,49	0,46	0,47	0,46	9,11	0,49	0,46
% idiosincrático						0,47	0,48	0,38	0,45	0,48	0,47	0,48	0,38	0,45	0,48
% individual						0,52	0,52	0,61	0,54	0,52	0,52	0,52	0,61	0,54	0,52

La variable dependiente para la función MDC<sub>fit1</sub>, MDC<sub>fit2</sub>, semi-log y log-lineal es el logaritmo natural del consumo mensual de agua, para la función lineal es el consumo mensual de agua. Las variables explicadoras fueron *dummy\_casa*, con valor 1 para casa y 0 para apartamento; *No\_baños* es el número de baños; *tamaño\_hogar* es el número de ocupantes de la vivienda; *dummy\_lavadora*, con valor 1 si posee lavadora y 0 en caso contrario; *temp* es la temperatura media mensual (°C); *pmm* es la precipitación media mensual, expresada en decenas de milímetros (10 mm); *p* es el precio marginal del agua (\$/m<sup>3</sup>); *ỹ* es el ingreso virtual mensual, expresado en cien miles de pesos (\$100.000). La desviación estándar de los errores es  $\sigma_\epsilon + \sigma_\eta$ .  $\sigma$  idiosincrático es la desviación del componente del error idiosincrático.  $\sigma$  individual es la desviación del componente individual. % idiosincrático es la parte del error explicada por el componente idiosincrático. % individual es la parte de la componente del error explicada por el componente individual. Los valores en paréntesis corresponden a valores de t.