Universidad de Concepción
Dirección de Postgrado
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Programa de Magíster en Economía de Recursos Naturales y del Medio Ambiente

Efectos del nivel de agregación de datos sociodemográficos en la estimación de la demanda de agua residencial del Gran Concepción-Chile. Enfoque del modelo de elección discreto- contínuo

Flor del Carmen Rivera Bocanegra
Concepción-Chile
2016

Tesis para optar al grado de Magíster en Economía de Recursos Naturales y del Medio Ambiente

Profesor Guía: Felipe Vásquez Lavín
Depto. de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Universidad de Concepción

DEDICADO:

A mis padres y a la memoria de la Señora Gloria Ríos Márquez

AGRADECIMIENTOS:

A los profesionales, M. Sc José Ignacio Hernández Hernández y M. Sc Leonardo Javier Vargas Ovando, por brindarme su amistad y ser mi soporte en todo momento, tanto personal como académico, principalmente por el constante apoyo durante la elaboración de la tesis.

A mis compañeros y amigos, por brindarme su gran amistad (en especial a M. Sc Felipe Montealegre Bustos y M. Sc Michelle Sánchez) y a la secretaria del programa Dominga Sandoval, por convertirse en una gran amiga y confidente.

A mis amigos peruanos, por no decir hermanos, M. Sc. Richard Veliz y Lic. Ana Cecilia Calero, porque a pesar de la distancia siempre estuvieron a mi lado, en los peores y buenos momentos.

A mi profesor guía Ph.D. Felipe Vásquez Lavín, por la oportunidad de trabajar con él, y comisión evaluadora Ph.D. Roberto Daniel Ponce Oliva y Ph.D. Miguel Ángel Quiroga Suazo, por sus comentarios finales en esta investigación.

A la Agencia Chilena de Cooperación Internacional para el Desarrollo (AGCID), por elegirme como becaria del Programa de Becas de Cooperación Horizontal. Convocatoria Año 2014.

Y a todas las personas que me brindaron su apoyo durante mi estadía en Concepción-Chile.

Tabla de Contenido

LISTA DE TABLAS ..... **V**
LISTA DE FIGURAS ..... **V**
RESUMEN ..... **VI**
ABSTRACT ..... **VII**
1 INTRODUCCIÓN **1**
2 OBJETIVOS **3**
2.1 Objetivo general 3
2.2 Objetivos específicos 3
3 MARCO TEÓRICO **4**
3.1 Composición de los datos en el estudio de la demanda de agua residencial 4
3.2 Estructura de precios bloque 6
3.3 El modelo econométrico bajo una estructura de precios por bloque 8
4 HIPÓTESIS PLANTEADAS **10**
4.1 Hipótesis 1 10
4.2 Hipótesis 2 10
5 METODOLOGÍA **11**
5.1 Prueba de hipótesis a contrastar 13
6 TRATAMIENTO DE LA BASE DE DATOS **16**
7 RESULTADOS Y DISCUSIONES **20**
8 CONCLUSIONES **25**
9 BIBLIOGRAFÍA **27**
10 ANEXOS **31**
10.1 Anexo 1: Estudios de la demanda de agua residencial 31
10.2 Anexo 2: Forma funcional y modelo discreto contínuo 35
10.3 Anexo 3: Cálculo de la covarianza para dos modelos diferentes 39
10.4 Anexo 4: Ubicación de las comunas analizadas en el Gran Concepción 41

LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Estructura de datos 17

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables utilizadas en el modelo DCC 19

Tabla 3. Estimaciones de la demanda de agua residencial 20

Tabla 4. Elasticidad precio de la demanda de agua residencial 22

Tabla 5. Estudios de la demanda de agua residencial 31

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Maximización de la utilidad bajo precios bloque crecientes 6

Figura 2. Estructura de precios crecientes para dos bloques de consumo 8

Figura 3. Intervalos de confianza al 95% para elasticidades incondicionales de precios 23

RESUMEN

En el presente estudio se estimó la demanda de agua residencial con el fin de analizar los efectos de los diferentes niveles de agregación de las variables sociodemográficas en el valor promedio de la elasticidad precio de la demanda en Gran concepción-Chile. Este análisis aún no había sido el objetivo central en ningún tema de investigación en los estudios empíricos existentes. La estimación se realizó utilizando el modelo econométrico discreto-contínuo bajo una estructura de precios de bloque creciente. El análisis realizado mostró que independientemente de los niveles de agregación de las variables sociodemográficas y del tamaño de la muestra, los coeficientes de los parámetros del modelo cumplen con lo establecido por la teoría económica, siendo los valores de la elasticidad precio de la demanda estimada inelásticos. Los resultados muestran elasticidades acorde con la literatura, y que difieren a distintos niveles de agregación de variables sociodemográficas para dos muestras tanto pareadas como independientes.

Palabras claves: nivel de agregación, variables sociodemográficas, demanda de gua residencial, elasticidad precio.

ABSTRACT

In the present study, it estimated the demand for residential water to analyse the effects of different levels of aggregation of sociodemographic variables in the average value of the price elasticity in Gran Concepción-Chile. This analysis had not been the central objective yet on any research in the existing empirical studies. The estimation was made using the discrete-continuous econometric model under a growing block price structure. The analysis showed that, independently of the aggregation levels of the sociodemographic variables and the sample size, the coefficients of the model parameters comply with the established by the economic theory, being the values of the price elasticity of the estimated demand, inelastic. The results show elasticities according to the literature, and they differ into different aggregation levels of sociodemographic variables for two samples like paired as independent.

Key words: aggregation level, sociodemographic variables, residential water demand, price elasticity.

1 INTRODUCCIÓN

Existe una gran gama de estudios que han desarrollado un interés por el análisis de la demanda de agua residencial, por considerar al agua como un bien económico -sin sustituto alguno- que genera beneficios para el desarrollo humano y del ecosistema (Nieswiadony y Molina, 1989; Hewit y Hanemam, 1995; Arbués *et al*. 2000; Martinez-Espiñeira, 2002 y 2007; Olmstead *et al*. 2010; Grafton *et al*. 2011; Polycarpou y Zachariadis, 2013; entre otros). Los resultados de estos estudios sugieren que la fijación de precios es un instrumento de mercado potente para la gestión del agua potable. Además, mencionan que este instrumento suele ser factible cuando un recurso natural como el agua potable se encuentra en escasez, lo que hace incentivar a los consumidores a un uso más racional del recurso agua.

Por otro lado, mediante un meta-análisis de los estudios anteriores, Espey *et al*. 1997, Dalhuaisen *et al*. 2001, Dalhuaisen *et al*. 2003 y Arbués *et al*. 2003, muestran que la demanda de agua residencial depende de variables económicas, sociales y ambientales; que a su vez están influenciadas por factores metodológicos como por ejemplo: especificación de la forma funcional, métodos econométricos, características de los datos y nivel de agregación de las variables utilizadas. Sin embargo, es necesario investigaciones adicionales para afirmar si estos factores generan variabilidad en los resultados y su importancia significativa en la demanda estimada.

A la fecha no se ha registrado estudios donde se analicen el nivel de agregación de las variables sociodemográficas utilizadas para un determinado tema de investigación. La mayoría de investigadores que estiman la demanda de agua residencial, consideran los datos de consumo y precio desagregado a nivel de hogares. Esto se debe a que el monitoreo realizado por las empresas sanitarias al consumo de agua potable, suele ser por vivienda y no a un nivel mayor de agregación. Caso contrario ocurre con las variables sociodemográficas que por razones ajenas al investigador, rara vez están a su alcance de forma desagregada. Por ello se opta por usar datos agregados al nivel espacial disponible (comuna, condados o municipios, departamento, entre otros). Esto se traduce en realizar estimaciones aproximadas ante la ausencia de mejores fuentes de información.

En el supuesto de que exista acceso a datos de variables sociodemográficas con estructuras agregadas y desagregadas, el investigador puede capturar la variabilidad en los resultados dado el nivel de agregación. Sin embargo, este último análisis no constituye el núcleo central de los trabajos empíricos que tratan de analizar la función de demanda de agua residencial o en su defecto de cualquier otro tema. Esto implica un punto de partida para este estudio: el analizar qué nivel de agregación resultaría más confiable para la obtención de estimaciones.

Lo anterior constituye un asunto importante si se desea contribuir a mejorar la eficacia de las políticas de gestión de la demanda de agua residencial, en un contexto de escasez creciente del agua potable. Con este fin, aquí se analizan los efectos del nivel de agregación de las variables sociodemográficas y el tamaño de la muestra para el caso particular de la demanda de agua residencial del Gran Concepción-Chile; y se utiliza además el modelo discreto-contínuo. Cabe resaltar que este análisis no ha sido aún materia de estudio en ningún otro trabajo empírico y mucho menos para el caso de Chile. Dado lo anterior, los resultados encontrados en el presente trabajo contribuyen a investigaciones futuras dirigidas, ya sea al mismo tema en análisis o quizás explorar en otros rubros.

2 OBJETIVOS

2.1 Objetivo general

Analizar los efectos que implica el nivel de agregación de variables sociodemográficas - obtenidos de diferentes fuentes de información- para la estimación de la demanda de agua residencial en Gran Concepción-Chile.

2.2 Objetivos específicos

- Estimar la demanda de agua residencial para varios niveles de agregación de variables sociodemográficas; utilizando el modelo econométrico de elección discreto-contínuo.
- Analizar si el efecto de agregación de las variables sociodemográficas genera diferencias significativas en la elasticidad precio de la demanda de agua residencial estimada.
- Analizar si el tamaño de la muestra de datos desagregados por hogares versus la agregada por distrito genera diferencias significativas en los resultados de la demanda estimada.

3 MARCO TEÓRICO

3.1 Composición de los datos en el estudio de la demanda de agua residencial

Gran parte de los estudios orientados al análisis de la demanda de agua residencial fueron realizados en países de Europa y EE.UU., donde más de la mitad utilizan herramientas econométricas a fin de encontrar el efecto que tiene un conjunto de variables explicativas en el consumo de agua residencial. Estas variables pueden ser de carácter económicas (tales como precio e ingreso), sociodemográficas (características de los hogares) y climáticas (temperatura, precipitación, evapotranspiración, entre otros). Estos estudios se diferencian principalmente por características metodológicas, tales como: especificación del precio del agua potable, método econométrico, composición de los datos y forma funcional de la ecuación de la demanda de agua potable. Un resumen de estos estudios se presenta en la Tabla 5 en los Anexos (sección 10.1).

La evidencia empírica muestra que los valores obtenidos de las elasticidades precio e ingreso del agua potable deberían cumplir con lo establecido en la teoría económica. Sin embargo, en la literatura analizada no se ha mencionado algún acuerdo en el uso de una mejor metodología respecto a la composición de los datos y forma funcional utiliza en la estimación de la demanda de agua residencial. Los meta análisis realizados por Espey *et al*. (1997) y Dalhuisen *et al*. (2003) muestran que la especificación de la forma funcional, el nivel de agregación, las características de los datos y demás problemas de estimación, determinan las diferencias significativas en sus resultados de la elasticidad precio e ingreso de la demanda estimada.

Con el fin de contribuir a la investigación de la demanda de agua potable y el desarrollo de los objetivos del presente trabajo, se analizó con mayor énfasis la composición de los datos utilizados en los estudios revisados y descritos en la Tabla 5 en los Anexos (sección 10.1). Estos estudios, en un 60% utilizan datos de consumo de agua desagregados por hogares, mientras que el porcentaje restante pertenecen a datos agregados a un nivel espacial mayor. En el caso de las variables sociodemográficas, el 50% de los datos fueron conseguidos de una encuesta de fuentes estadísticas oficinales, el 25% de otros artículos relacionados con el tema de análisis y el 13% de encuestas diseñadas y tomadas en el lugar de estudio; mientras que el porcentaje restante no utilizaron características sociodemográficas de la población para estimar la demanda de agua potable.

En la práctica, los autores que estimaron la demanda de agua residencial muestran preferencia en el uso de datos agregados de las variables sociodemográficas (Nieswiadomy y Molina 1989; Nauges y Thomas 2000; Jaramillo-Mosqueira 2005; Miyawaki *et al*. 2011; Grafton *et al*. 2011; Trout y Villegas 2013; entre otros). Sin embargo, las investigaciones realizadas con datos desagregados por individuo son limitadas, ya que requiere mayor número de información y elaboración de las encuestas. Los estudios que estiman

la demanda de agua residencial a nivel desagregado son: Jones y Morris (1984), Clavijo Rincón, A. (2013) y Orrego *et al*. (2015).

En el estudio de Salazar y Pineda (2010) se menciona que estimar la demanda de agua residencial con datos a nivel desagregados, ofrecen la ventaja de monitorear las preferencias de un individuo sobre una población y a su vez analizar la variabilidad de todas las variables que contribuyen a explicar el comportamiento del consumidor. Sin embargo, muchas veces la accesibilidad a este tipo de datos se vuelve un inconveniente para el investigador. Este hecho, y por motivos de la falta de tiempo y el escaso presupuesto para la toma de encuestas, hacen que se utilicen como única alternativa datos agregados a nivel de municipios. Esta alternativa, permite realizar estimaciones aproximadas que de caso contrario sería imposible ante la ausencia de mejores fuentes de información, y así obtener resultados que podrían ser útiles a los tomadores de políticas en la búsqueda y planeación de mejores soluciones para suministrar agua potable de manera óptima a la población.

Las razones que llevaron a los autores a decidir cuál sería el nivel de agregación de los datos utilizados en sus estimaciones de la demanda de agua residencial, podría depender de diferentes motivos que van desde un escaso presupuesto para encuestar a una muestra determinada, la naturaleza de los datos, la precisión de la muestra analizada, etc. Un caso particular respecto a la naturaleza de los datos se reportó en los estudios de Nauges y Thomas (2000) y, Mazanti y Montini (2006). En el primer estudio se utilizaron datos agregados a nivel de municipios en Francia, debido a que la negociación de precios en ese lugar depende de las características del municipio y no de los niveles de consumo desagregado por hogares como normalmente sucede en otros países de Europa y América Latina. El segundo estudio particular se realizó en Italia utilizando datos agregados a nivel de municipios por ser menos costosos de conseguirlos; sus autores mencionan que los resultados podrían estar afectados por la existencia de baja calidad y fiabilidad de la información estadística obtenida de fuentes institucionales de ese país.

En base a lo anterior, el fin fue explicar qué tipo de agregación de datos se utilizaron en los estudios analizados de la demanda de agua residencial de la Tabla 5 en los Anexos (sección 10.1), en la cual se muestra que ninguno de estos trabajos comparan niveles de agregación de las variables utilizadas en sus estimaciones. Por ello, para desarrollar los objetivos propuestos en este estudio, se procedió a la construcción de la base de datos panel conformada por diferentes niveles de agregación de la variables sociodemográficas, y además demostrar si el tamaño de la muestra afecta a los resultados de estimar la demanda de agua residencial. De esta manera, mostrar una visión general que ayude a los investigadores a elegir el nivel de agregación de datos más convenientes para sus estudios futuros, ya que a la fecha este tipo de análisis no ha sido abordado en ningún estudio de la demanda de agua residencial y menos en otros rubros.

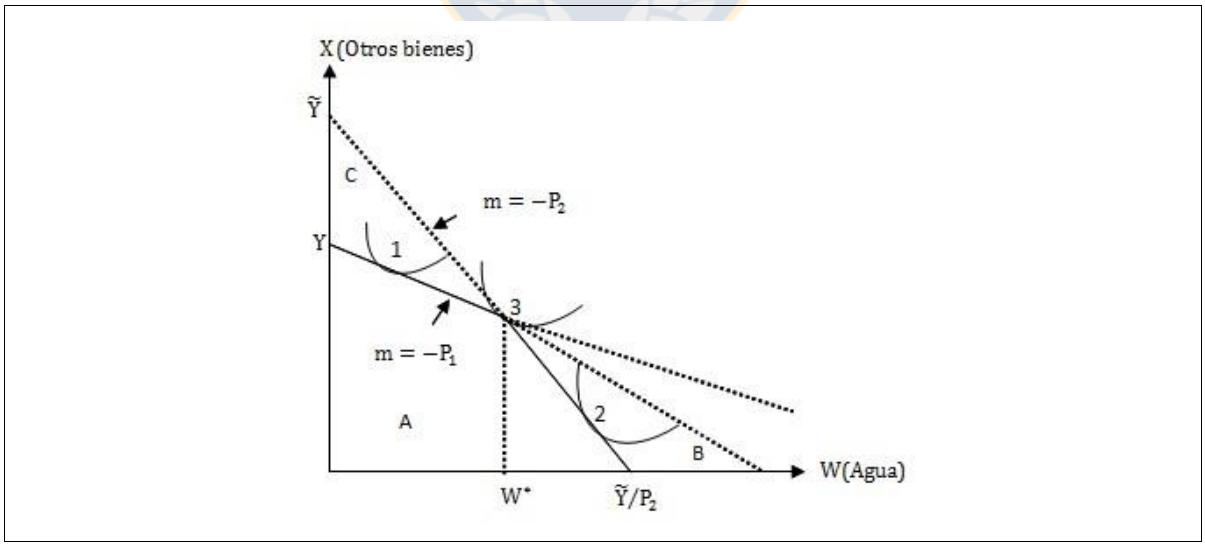
3.2 Estructura de precios bloque

Conforme a la literatura existente, los esquemas tradicionales de cobro por servicio de agua residencial son: tarifas constantes (los usuarios pagan un mismo precio por cada metro cúbico consumido), tarifas crecientes por bloque (se carga un precio mayor por la última unidad consumida dentro de cada bloque) y el caso contrario de las tarifas decreciente por bloque. Es importante resaltar que todos estos tipos de tarifas suelen ir acompañadas de un costo fijo por concepto de mantenimiento y servicio de agua.

El esquema particular y de interés en este estudio es el cobro de agua residencial por la estructura de tarifas creciente para dos bloques, por ser el tipo de sistema por bloque utilizado por la empresa ESSBIO encargada de abastecer agua potable a los consumidores de Gran Concepción-Chile.

Para explicar el comportamiento de las tarifas bajo precios creciente por bloque, supongamos un consumidor- como todo agente económico racional - se enfrenta al problema de repartir sus ingresos de manera óptima en base a sus preferencias entre dos bienes factibles de consumir, el agua potable (w) y todos los demás bienes (X) denominados bienes numerarios. En una estructura de precio bloque, el consumidor maximiza su nivel de utilidad sujeta a una restricción presupuestaria no lineal - es decir, para precios crecientes por bloque la restricción es un conjunto convexo[1]-, por ende el precio marginal en cada bloque es distinto, lo cual genera mayores posibilidades de elección para el individuo (Ver Figura 1).

Figura 1. Maximización de la utilidad bajo precios bloque crecientes



Fuente: Basado en Moffitt, R. (1990) y Olmstead *et al*. (2007).

[1] Para el caso de precios decreciente por bloque la restricción presupuestaria lineal por tramos sería un conjunto no convexo.

El área A de la Figura 1 se define como el conjunto presupuestario formado por tres curvas de indiferencia hipotéticas, las cuales representan aquellas cestas de consumo asequibles para el consumidor. En consecuencia, bajo una estructura de precios bloque crecientes existen tres opciones que los consumidores podrían elegir en base a sus preferencias dado su función de utilidad. Es decir, el consumidor se ubicará en el bloque 1 si elige un consumo menor a w^* sujeto a una restricción presupuestaria del primer segmento (punto 1); se ubicará en el bloque 2 si elige un consumo mayor a w^* sujeto a una restricción en al segundo segmento (punto 2). Por último, si el nivel de consumo ofrece una mayor utilidad dado en los dos segmentos, el individuo consumirá en el punto de quiebre de ambos segmento en que se produce el aumento del precio marginal (punto 3).

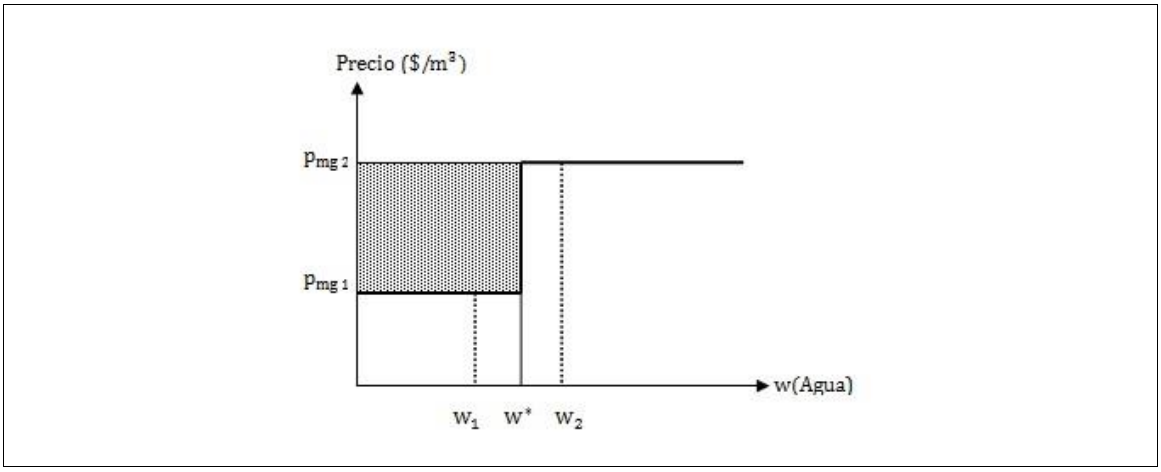
Por lo tanto, la Figura 1 muestra la decisión de un individuo sujeto a un presupuesto convexo con dos opciones de consumo, donde el ingreso del consumidor es Y, el precio del bien X es normalizado a uno y el precio del bien w (agua) es P_1, hasta alcanzar w^* a partir de la cual aumenta a un precio P_2. Entonces la restricción presupuestaria del consumidor sería:

$$\begin{cases} Y = wP_1 + X & \text{si } w \leq w^* \\ \tilde{Y} = wP_2 + X & \text{si } w > w^* \end{cases} \tag{1}$$

Sin embargo, el ingreso en ambos segmentos se diferencian entre Y e $\tilde{Y}$. El primero de ellos representa el ingreso efectivo del consumidor dado que se encuentra en el segmento 1, mientras que el segundo término para un hogar que consume en el segundo bloque sería el denominado ingreso virtual (Burtless y Hausman, 1978) igual a $\tilde{Y} = Y + w^*(P_2 - P_1)$ donde $\tilde{Y} > Y$, el cual debe estar incluido en la estimación de la función de demanda de agua residencial.

Para el caso particular de una estructura de bloques crecientes, se cobra precios marginales más elevados para cantidades de consumo mayores, es decir si un usuario consume una cantidad de agua menor o igual a w^* pagará por ese consumo un precio marginal P_1, y si el usuario decide consumir una cantidad mayor a w^* estaría pagando por su consumo un precio marginal P_2. Entonces w^* se interpreta como la cantidad límite de agua consumida entre bloques y el área sombreada no es otra cosa que el ingreso virtual cuando el usuario consumo en el segundo bloque. Este análisis se muestra en la Figura 2.

Figura 2. Estructura de precios crecientes para dos bloques de consumo



Fuente: Basado en Olmstead *et al*. (2007).

Estimar una función de demanda de agua residencial bajo precios por bloque, definidos por tramo de consumo, implica que el usuario se enfrente a una restricción presupuestaria no lineal, lo que ha generado en la teoría económica algunas controversias de cómo se podría modelar este problema.

En respuesta a lo anterior, Taylor (1975) en su estudio de demanda energética de EE.UU. demostró que bajo un esquema de tarifas por bloque creciente, el efecto del precio marginal en el consumo representa sólo el comportamiento del consumidor en el último bloque de consumo, más no determina la respuesta a los cambios en las tarifas intra-marginales, es decir, aquellas tarifas que no corresponden con el nivel actual de consumo. Para ello, sugirió incluir dentro de las variables explicativas el precio marginal y el precio medio. Posteriormente, Nordin (1976) demostró que la especificación de Taylor (1975) debería ser modificada mediante la inclusión de una variable de diferencia (d), así capturar los efectos de las tasas intra-marginales y tasas fijas. Esta variable d- denominada diferencia de Nordin[2] - se define como la diferencia entre el gasto real del consumidor y lo que el usuario habría pagado si todas las unidades fuesen compradas a precio marginal, y que a su vez representaría adecuadamente el efecto ingreso existente en la estructura de precios bloque.

3.3 El modelo econométrico bajo una estructura de precios por bloque

Cuando se pretende evaluar econométricamente la demanda de agua residencial bajo una estructura de precios por bloque, debido a la no linealidad que presenta la restricción presupuestaria del consumidor, el investigador se enfrenta a tres principales problemas de estimación. El primer problema se denomina endogeneidad provocado por el precio marginal, que por naturaleza es una variable endógena en la

[2] La diferencia de Nordin fue incorporado junto a un variable ingreso, a fin de estimar la función de demanda de agua potable en base a datos agregados en estudios realizador por Billings y Agthe, 1980; Nieswiadomy y Molina, 1989; Schefter y David, 1985; etc.

función de demanda, y que depende a su vez de la cantidad consumida de agua. El segundo problema se refiere a la especificación del modelo que considera un sólo término de error estocástico, generando un problema de correlación sistemática entre el tamaño del termino de error, el precio marginal y el ingreso virtual. En este contexto usar un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) daría lugar a resultados sesgados e inconsistentes, (Jaramillo-Mosqueira (2005), Olmstead *et al*. (2007), entre otros).

Como solución a la problemática mencionada, diversos economistas (Nieswiadomy y Molina (1989), Arbués *et al*. (2000), Schleich y Hillenbrand (2009), etc.) sugieren utilizar variables instrumentales (VI) mediante el método de Mínimos cuadrados de dos Etapas (MC2E). Este tipo de modelo utiliza una variable no correlacionada con el término estocástico, pero sí con las variables exógenas, lo que corrige en cierta medida el problema de endogeneidad y por ende, se pueden obtener mejores resultados con estimadores consistentes. Por ejemplo, en el estudio de Arbués *et al*. (2004) se usó el método de Arellano Bond (1991) de primeras diferencias para un modelo dinámico de datos panel. Mientras Clavijo R. (2013), utilizó la tarifa de alcantarillado como variable instrumental para corregir el problema de endogeneidad, dado que esa variable se correlaciona con el precio del agua y no con el término de error del modelo, mostrando la relación inversa entre el precio y la cantidad demanda de agua. Sin embargo, y considerando un sistema de precio por bloque, estos métodos no resuelven el tercer problema relacionado con la simultaneidad entre los precios marginales y la cantidad consumida de agua, los cuales deben modelarse conjuntamente dado que el individuo se enfrenta a la elección del bloque de consumo y la cantidad consumida asociado a ese bloque.

Dado este inconveniente, y con el fin de corregir los problemas mencionados, Hewitt, J. (1993) propuso utilizar un modelo econométrico más detallado denominado modelo de elección discreto-contínuo (DCC). Este modelo es considerado el más apropiado para analizar la demanda de agua con fines residenciales, puesto que resuelve los problema econométricos mencionados, y además considera la simultaneidad entre las decisiones dadas las determinaciones discreta de la restricción presupuestaria no lineal y la contínua de la cantidad consumida de agua residencial. El modelo DCC consiste en una función de Máxima Verisimilitud (MV) diseñada para dos errores estocásticos a partir de la cual se obtiene una esperanza matemática, y al maximizar estas probabilidades se generan estimadores de los parámetros desconocidos por el econometrista.

4 HIPÓTESIS PLANTEADAS

Con el fin de desarrollar los objetivos propuestos en este estudio, se plantean las siguientes hipótesis a contrastar:

4.1 Hipótesis 1

El valor promedio de la elasticidad precio del agua residencial presenta diferencias significativas ante cambios en el nivel de agregación de las variables sociodemográficas.

4.2 Hipótesis 2

El valor promedio de la elasticidad precio de la demanda estimada presenta diferencias significativas para dos muestras independiente de variables sociodemográficas, una desagregada a nivel de hogares y la otra agregada a nivel distrital.

5 METODOLOGÍA

En esta investigación se optó por utilizar una ecuación de demanda de agua residencial de la forma funcional logarítmica, usada con mayor frecuencia en los estudios realizados por Hewitt y Haneman (1995), Jaramillo-Mosqueira (2005), Olmstead *et al*. (2007), Schleich y Hillenbrand (2008), Grafton *et al*. (2011), Espey *et al* (1997), Dalhuaisen *et al*. (2003), entre otros. La especificación funcional logarítmica permite interpretar los parámetros estimados del modelo directamente como elasticidades de la demanda. En este sentido, la ecuación (2) representa la especificación logarítmica de la demanda de agua residencial a estimar en este estudio (para más detalle ver Anexo sección 10.2).

$$\ln w = Z\delta + \alpha \ln P_k + \beta \ln Y_k + \eta + \varepsilon \qquad (2)$$

Donde w es el consumo de agua observado por el individuo, Z es la matriz que contiene características sociodemográficas de las familias y de las variables climáticas, P_k es el precio marginal del agua en el k'esimo bloque de consumo que enfrenta cada hogar, Y_k es el ingreso virtual[3] asociado al bloque k de consumo, y donde δ, α, β son los parámetros desconocidos a estimar por el investigador.

La función tiene dos términos de error estocásticos. El primer término η define las preferencias heterogéneas del consumo de agua entre los hogares no explicadas por la matriz Z, mientras que el segundo término ε representa el error de percepción no observado del consumo de agua por las familias (mucho menos por el investigador). Se asume que ambas fuentes de error son independientes y normalmente distribuidas con media cero y varianza σ_η^2 y σ_ε^2 , respectivamente (Moffitt, R. (1990); Olmsted *et al*. (2007), etc.).

Para estimar la ecuación (2) se usó el modelo econométrico de elección discreto-contínuo (DCC) basado en los trabajos de Hewitt, J. (1993), Hewitt y Hanemann (1995) y Olmsted *et al*. (2007), quienes emplearon el modelo DCC para estimar la función de demanda de agua residencial aplicado a un sistema de precios bloque crecientes para dos segmentos de consumo. Este modelo tiene la ventaja de corregir los problemas de endogeneidad y simultaneidad explicados anteriormente. El modelo DCC utiliza el método de estimación de máxima verosimilitud que permite modelar conjuntamente la elección del bloque y la cantidad de consumo asociado al bloque determinado.

[3] El ingreso virtual está conformado por el nivel de ingreso de las familias (Y), ajustado por la diferencia de Nordin (d_k), $Y_k = Y + d_k$, Nordin (1976).

Maximizando la función de log-verisimilitud de la demanda de agua residencial descrita en el Anexo sección 10.2 y siguiendo lo desarrollado por Olmsted *et al*. (2007), la función exponencial de la demanda condicional con términos aleatorios multiplicativos es:

$$w = w(P_k, y + d_k)e^{\varepsilon}e^{\eta} \tag{3}$$

En base a (3) y considerando un sistema tarifario de precios bloques P_k por cada k'esimo bloque de consumo, se denota w_k como el punto de cambio entre los bloques k y k+1, y w_k^* sería el consumo dentro del bloque k. De esta manera, w_k se define como la demanda condicional de la cantidad consumida por el individuo para cada bloque de consumo a un precio P_k, y adicionalmente se estima la función de demanda incondicional, la cual representa la elección general del individuo no sólo de la cantidad consumida de agua a un precio P_k, sino también el consumo elegido en un determinado bloque, Olmsted *et al*. (2007).

De la ecuación (3) para dos bloques de consumo (k=2) y términos de errores multiplicativos, se calcula el valor esperado de la cantidad consumida por el hogar que resulta ser la demanda incondicional esperada. Esta función de demanda es completamente desconocido por el investigador y el principal objetivo a estimada por el modelo econométrico DCC.

$$E(W) = e^{\frac{\sigma_\eta^2}{2}} e^{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}} \left(w_1^*(P_1, \widetilde{Y}_1) * \pi_1^* + w_2^*(P_2, \widetilde{Y}_2) * \pi_2^* \right) + e^{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}} w_1 * \lambda_1^* \tag{4}$$

En base a la expresión (4) se calculó la elasticidad precio de la demanda como un cambio porcentual en un aumento del 1% en todos los precios para la estructura de precios bloque de un hogar, incluyendo el impacto en el ingreso virtual dado el aumento en los precios intra-marginales. Adicionalmente, Olmsted *et al*. (2007) describe una expresión matemática de la elasticidad precio de la demanda ante un cambio proporcional en el vector de precios capturado por el término θ; es decir, $w(\theta P_{k,} \widetilde{Y}_k = Y + \theta d_k)$ para dos bloques de consumo. Derivando (4) con respecto a un cambio en θ, evaluada en $\theta = 1$, se obtiene el cambio general de la demanda esperada incondicional en función de θ, y siguiendo lo descrito en el anexo sección 10.2, se expresa la elasticidad precio de la demanda esperada de agua residencial igual a:

$$\begin{aligned} \frac{1}{E(W)} \frac{\partial E(W)}{\partial \theta} &= \alpha \left[w_1(P_{1,} \widetilde{Y}_1)\psi_1 + w_2(P_{2,} \widetilde{Y}_2)\psi_2 + w_1(x_1 - x_2) \right] / \Omega \\ &+ \gamma \left[d_2 \frac{w_2(p_{2,} \widetilde{Y}_2)}{(p_{2,} \widetilde{Y}_2)} \left(\psi_2 - x_2 \frac{w_1}{w_2(p_{2,} \widetilde{Y}_2)} \right) \right] / \Omega \end{aligned} \tag{5}$$

El parámetro α representa la elasticidad precio de la demanda condicional logarítmica de la función de demanda descrita en la ecuación (2), mientras que el parámetro β constituye la elasticidad ingreso de la demanda de la ecuación (2).

Los beneficios de emplear la ecuación (5), definida como la elasticidad precio de la demanda esperada de agua residencial, es que permite desarrollar el objetivo principal del estudio relacionado *con los efectos que implica estimar la demanda de agua residencial con diferentes niveles de agregación de las variables sociodemográficas.* En este sentido, se procede a comprobar las hipótesis planteadas por el investigador.

5.1 Prueba de hipótesis a contrastar

5.1.1 Hipótesis 1

El valor promedio de la elasticidad precio del agua residencial presenta diferencias significativas ante cambios en el nivel de agregación de las variables sociodemográficas.

De manera formal la prueba de hipótesis 1 a contrastar se expresa de la siguiente manera:

$$H_0 = \frac{1}{E(W)_i}\frac{\partial E(W)_i}{\partial \theta} - \frac{1}{E(W)_j}\frac{\partial E(W)_j}{\partial \theta} = 0 \tag{6}$$

$$H_a = \frac{1}{E(W)_i}\frac{\partial E(W)_i}{\partial \theta} - \frac{1}{E(W)_j}\frac{\partial E(W)_j}{\partial \theta} \neq 0 \tag{7}$$

Donde $E(W)_i$ representa el valor promedio de la elasticidad precio para un nivel de agregación i, y $E(W)_j$ es la elasticidad para un nivel de agregación j, siendo i diferente de j. La hipótesis nula (H_0) asume que no existe diferencias significativas entre el promedio de las elasticidades precio para dos niveles de agregación distintos de variables sociodemográficas. Si esta hipótesis es verdadera, entonces la hipótesis 1 planteada en esta sección será falsa y en caso contrario verdadera.

5.1.2 Hipótesis 2

El valor promedio de la elasticidad precio de la demanda estimada presenta diferencias significativas para dos muestras independiente de variables sociodemográficas, una desagregada a nivel de hogares y la otra agregada a nivel distrital.

En este caso, el planteamiento de la hipótesis 2 sería principalmente para dos muestras independientes con diferente número de observaciones, entre el nivel desagregado de hogares versus el agregado por distrito. Entonces la hipótesis que sirve de contraste es:

$$H_0 = \left(\frac{1}{E(W)_H}\frac{\partial E(W)_H}{\partial \theta}\right)_{n=30.865} - \left(\frac{1}{E(W)_D}\frac{\partial E(W)_D}{\partial \theta}\right)_{N=890.104} = 0 \qquad (8)$$

$$H_a = \left(\frac{1}{E(W)_H}\frac{\partial E(W)_H}{\partial \theta}\right)_{n=30.865} - \left(\frac{1}{E(W)_D}\frac{\partial E(W)_D}{\partial \theta}\right)_{N=890.104} \neq 0 \qquad (9)$$

Donde $E(W)_H$ representa el valor promedio de la elasticidad precio para un nivel más desagregado por hogares con una muestra de n=30.865 observaciones (n es el número de observaciones de la muestra pequeña); mientras que $E(W)_D$ es la elasticidad precio agregado por distrito para una muestra más grande de N=890.104 observaciones (N es el número de observaciones de la muestra grande). En el cual, la hipótesis nula (H_0) asume que no existe diferencias significativas entre el promedio de las elasticidades precio para dos niveles de agregación distintos de variables sociodemográficas con diferente tamaño de muestra. Si esta hipótesis nula es verdadera, entonces la hipótesis 2 planteada en esta sección será falsa y en caso contrario verdadera.

En primera instancia, es posible verificar estas hipótesis planteadas mediante la regla de decisión del método de comparación de intervalos de confianza para el valor estimado de la elasticidad precio. Si estos intervalos no se traslapan entre sí, se asume que existe diferencias en las elasticidades precio para dos niveles de agregación distintas. Sin embargo, Schenker y Gentleman (2001) demuestran que la utilización de intervalos de confianza no es un método concluyente cuando los intervalos sí se traslapan, debido a que presentan deficiencia en su análisis, generando resultados no confiables. En su defecto, se sugiere utilizar una prueba de hipótesis evaluada directamente sobre el promedio del valor esperado de la elasticidad precio, es decir una prueba T de diferencia de medias. Esta prueba compara las medias de dos muestras dependientes o pareadas con igual número de observaciones. Es decir:

$$T = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{S_X^2 + S_Y^2} - 2 * Cov(X, Y)} \qquad (10)$$

Donde los valores de $\overline{X}$ e $\overline{Y}$ representan las medias de las elasticidades para dos niveles de agregación distintas de variables sociodemográficas, S_X y S_Y son los errores estándar de la elasticidad precio para cada uno de estos niveles, y por último la covariancia entre ambas. Sin embargo, en muestras pareadas, la covarianza es distinta de cero, y es necesario estimarla. Para el cálculo de la covarianza entre dos muestras pareadas se debe utilizar el método aplicado por Turner y Rockel (1988), donde se plantea que la matriz de varianza y covarianza puede ser obtenida mediante el método delta, en la cual se necesita de los vectores gradientes de la función de verosimilitud para el modelo 1 y 2, para más detalle ver Anexo sección 10.3. En el caso de que las dos muestras aleatorias tengan diferente número de observaciones, el valor de la covarianza sería cero, y se sugiere utilizar el método simple del estadístico de prueba T para comparar medias de dos muestras independientes:

,

$$T = \frac{\overline{X}_H - \overline{Y}_D}{\sqrt{\frac{S^2_{X_H}}{n} + \frac{S^2_{Y_D}}{N}}} \tag{11}$$

Como ya se mencionó $\overline{X}$ e $\overline{Y}$ representan las medias de las elasticidades hogares y de distrito, al igual que el valor de las desviaciones estándar de ambos, el tamaño de la muestra de hogares es igual a n y el de la muestra de distrito igual a N, donde N > n.

6 TRATAMIENTO DE LA BASE DE DATOS

En base a información sobre el consumo y precios históricos de agua potable, variables climáticas (precipitación y la temperatura promedio entre la mínima y máxima mensual) y las características sociodemográficas de los hogares (Nº de baños, Nº de persona que habitan en el hogar y el ingreso promedio de las familias), se procedió a la construcción de una base de datos panel para el periodo 2007-2012 (6 años). Estas viviendas están ubicadas en 32 distritos dentro de las cinco comunas que conforma el Gran Concepción (Concepción, Chiguayante, Hualpén, San Pedro de la Paz y Talcahuano), de un total de doce comunas situadas en la provincia de Concepción (Ver Anexo, sección 10.4).

Los datos sociodemográficos son obtenidos de tres fuentes de información que varían según nivel de agregación. En primer lugar, contiene datos a nivel desagregado por hogares seleccionados de una encuesta tomada a 506 familias en el año 2015, previamente escogidas de un muestreo aleatorio de la población de consumidores de agua potable suministrado por la compañía sanitaria de ESSBIO. De esta encuesta se excluyeron observaciones que contenían datos faltantes o que simplemente los encuestados no quisieron revelar su nivel ingreso familiar, es por esto que sólo se consideró información disponible de 443 familias. En segundo lugar, contiene información promedio agregado de las mismas variables a nivel de distrito censal, considerando que es la unidad más pequeña que se consiguió identificar del censo poblacional (CENSO, 2002).

En tercer lugar, se escogió un nivel más agregado de las variables mencionadas en un promedio por comuna obtenida de la Dirección Nacional de Caracterización Socioeconómica Encuesta CASEN para los años 2009, 2011 y 2013. Con el fin de obtener un medida de ingreso promedio de las familias a nivel agregado, se utilizó como única fuente de información los datos suministrados de la CASEN para los años mencionados, a partir de los cuales fueron extrapolados para completar los años faltantes. Los datos utilizados del CENSO y CASEN pertenecen a fuentes oficiales con información disponible en la respectiva página web del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). De esta manera, las variables sociodemográficas se repitieron para todo el periodo 2007-2012. Mientras que la información recogida de las variables temperatura promedio, precipitación, consumo y precios de agua potable, corresponden a los registros mensuales para el mismo periodo en estudio. Por último, para la estimación econométrica, se procedió a unir los datos de corte transversal y series de tiempo para obtener la primera base de datos panel desbalanceado, conformada por una muestra con información de aproximadamente 31.896 observaciones (443 familias escogidas aleatoriamente x 12 meses x 6 años). Luego se consolidó una segunda base de datos panel con una muestra de aproximadamente 9.198.972 observaciones (127.751 total de familias en las cinco comunas de Gran Concepción x 12 meses x 6 años) con información sociodemográfica a nivel del distrito censal (CENSO, 2002) y los valores del ingreso promedio de las

familias registradas en la CASEN (2009, 2011 y 2013). Este análisis se presenta de manera detallada en la Tabla 1.

Tabla 1. Estructura de datos

Variables	Variabilidad			Nº familias	Fuente
	Espacial	Temporal			
		Años	Mes		
Muestra pequeña					
Consumo	Hogar	2007-2012	12	443	ESSBIO(1)
Precio	Hogar	2007-2012	12	443	ESSBIO
Climáticas					
Temperatura	Región	2007-2012	12	443	Interpolación (2)
Precipitación	Región	2007-2012	12	443	Interpolación
Sociodemográficas					
Caso I					
Nº baños	Hogar	2015	-	443	Encuesta (3)
Nº personas	Hogar	2015	-	443	Encuesta
Ingresos	Hogar	2015	-	443	Encuesta
Caso II					
Media_baños	Distrito	2002	-	443	Censo (4)
Media_personas	Distrito	2002	-	443	Censo
Media_Ingresos	Comuna	2009-2011-2013	-	443	Casen
Caso III					
Media_baños	Comuna	2009-2011-2013	-	443	Casen (5)
Media_personas	Comuna	2009-2011-2013	-	443	Casen
Media_Ingresos	Comuna	2009-2011-2013	-	443	Casen
Muestra grande					
Caso IV					
Consumo	Hogar	2007-2012	12	127751	ESSBIO
Precio	Hogar	2007-2012	12	127751	ESSBIO
Climáticas					
Temperatura	Región	2007-2012	12	127751	Interpolación
Precipitación	Región	2007-2012	12	127751	Interpolación
Sociodemográficas					
Media_baños	Distrito	2002	-	127751	Censo
Media_personas	Distrito	2002	-	127751	Censo
Media_Ingresos	Comuna	2009-2011-2013	-	127751	Casen

Nota: (1) Servicio de Agua ESSBIO: La compañía sanitaria ESSBIO entrega los servicios de producción y distribución de agua potable, evacuación y descontaminación de aguas servidas en la mayor parte de la región del Bío-Bío. Esta empresa proporciona los datos de consumo de agua en metros cúbicos a nivel de hogares. (2) Proceso de interpolación de información climática obtenida de las estaciones meteorológicas ubicas en la región. (3) Encuesta para 443 familias: Esta encuesta recoge las características físicas de los hogares y socioeconómicas de las familias como usuarios de agua potable del Gran Concepción obtenida de un proyecto de investigación de agua y cambio climático, financiado por la Agencia de Cooperación de Canadá. (4) Censo poblacional. (5) Encuesta de Caracterización Socioeconómica.
Fuente: Elaboración propia.

Una vez constituida las dos bases de datos, se procedió a revisar y depurar observaciones que presentaron características como: valores *missing*, repetidos, datos extremos de consumo y valores iguales a cero de temperatura promedio, precipitación, consumo de agua y del número de personas que habitan el hogar dado que la vivienda se encontraba desocupada. De esta manera, la base de datos panel pequeña y completa quedó conformada por n=30.865 y N=8.903.959 observaciones, respectivamente. Adicionalmente a la base completa se le realizó un muestreo aleatorio estratificado equivalente a 890.104 observaciones (equivalente a 12.777 familias), así facilitar la estimación del modelo econométrico en el programa estadístico R-estudio, utilizado durante todo el proceso de estimación y resultados.

Por lo tanto, utilizando el *software* Stata 12 se consolidó ambas bases de datos que contiene información desagregada a nivel de hogares del consumo de agua residencial y precios marginales para k bloques de consumo, las variables sociodemográficas (como número de baños y habitantes en la vivienda) a nivel de hogares, distrito censal y comuna. Mientras que la variable ingreso virtual está a nivel de hogares y en promedio por comuna, el *Kink points* - o umbral de sobreconsumo igual a 40 m^3/mes- y por último, las variables climáticas precipitación y temperatura promedio mensual para un periodo 2007-2012. La Tabla 2 muestra el resultado de la estadística descriptiva de las variables utilizadas en la estimación del modelo DCC, por tamaño de muestra, sea pequeña de "n=30.865" y completa de "N=890.104" observaciones, respectivamente.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables utilizadas en el modelo DCC

Variable	Nombre de la variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
		n=30.865				N=890.104			
Consumo	Consumo de agua potable (m^3)	15,702	11,825	0,04	456	16,244	16,599	0,01	3741
Pmg1	Precio marginal bloque 1 ($/$m^3$)	741,172	102,158	610,490	1616,470	741,595	102,576	610,49	1616,47
Pmg2	Precio marginal bloque 2 ($/$m^3$)	860,165	275,732	610,490	1616,470	857,477	273,574	610,49	1616,47
Kink point	Sobreconsumo de agua potable (m^3/mes)	40	0	40	40	40	0	40	40
T_prom	Temperatura promedio (°C)	12,620	2,991	6,232	19,249	12,635	2,971	35,163	21,345
PP	Precipitación (mm)	87,460	83,792	1,558	289,449	87,432	83,832	0,608	372,267
y1_Hogares	Ingreso virtual bloque 1 ($)	456244	397155	74349	3399467				
y2_Hogares	Ingreso virtual bloque 2 ($)	465018	397354	74349	3431069				
N°_Baños_Hogares	Número de baños	1,259	0,493	1	4				
N°_Pers_Hogares	Número de habitantes en la vivienda	1,939	0,944	1	6				
y1_Comuna	Ingreso virtual bloque 1 ($)	64980,47	10948,87	49289,95	97147,53	64247,21	10508,01	49289,95	97147,53
y2_Comuna	Ingreso virtual bloque 2 ($)	73754,32	17190,16	49301,95	126140,30	73037,48	16909,35	49301,95	126140,30
M_Baños _Distrito	Media de baños	1,470	0,290	1,117	3,326	1,469	0,29	1,117	3,326
M_Pers_Distrito	Media de habitantes en la vivienda	4,325	0,223	3,362	5,207	4,351	0,23	3,362	5,207
M_Baños_Comuna	Media de baños	1,223	0,082	1,122	1,403				
M_Pers_Comuna	Media de habitantes en la vivienda	4,193	0,119	3,972	4,393				

Fuente: Elaboración propia.

7 RESULTADOS Y DISCUSIONES

En la Tabla 3 se presenta los resultados de estimar la función de demanda de agua residencial usando un modelo econométrico[4] DCC, según nivel de agregación de las variables sociodemográficas (hogares, distrito y comuna) y tamaño de muestra. Los estimadores de los coeficientes interpretan el valor de las elasticidades condicionales al bloque de consumo, es decir muestran la sensibilidad de los consumidores ante cambios en el nivel de precios e ingreso de consumir agua potable.

Tabla 3. Estimaciones de la demanda de agua residencial

Nivel de agregación	Hogares	Distrito	Comuna	Distrito
Tamaño de muestra (Nº de observaciones)	**n=30.865**			**N=890.104**
Const	1,987***	0,989***	-0,529	1,278***
	(0,198)	(0,23)	(0,344)	(0,043)
PP	0,072***	0,006***	0,002*	0,003***
	(0,007)	(0,001)	(0,001)	(0,000)
T_prom	0,027***	0,37***	0,022***	0,414***
	(0,002)	(0,02)	(0,002)	(0,004)
Precio	-0,121***	-0,255***	-0,076*	-0,558***
	(0,03)	(0,036)	(0,039)	(0,007)
Ingreso	0,137***	0,253***	0,326***	0,339***
	(0,007)	(0,029)	(0,097)	(0,006)
N° habitantes	0,085***			
	(0,005)			
N° baños	-0,041***			
	(0,01)			
Media habitantes		0,216***	0,469***	0,113***
		(0,019)	(0,056)	(0,004)
Media baños		0,473***	-0,06	1,675***
		(0,015)	(0,145)	(0,004)
σ_n	0,751***	0,685***	0,739***	0,866***
	(0,003)	(0,011)	(0,006)	(0,001)
σ_e	0,078***	0,307***	0,124***	0,205***
	(0,013)	(0,024)	(0,034)	(0,002)

Nota: σ_n y σ_e corresponden a dos términos de error que captura la heterogeneidad de las preferencias y el error de optimización. Los valores en () indican la desviación estándar, mientras que los ***, ** y * representan el nivel de significancia al 0,1%, 5% y 10%.
Fuente: Elaboración propia.

[4] El proceso de estimación del modelo econométrico DCC se realizó con el *Software* R-Estudio 3.3.1 mediante el algoritmo "Nelder-Mead" (NM). Donde el proceso de optimización converge exitosamente.

Los coeficientes de los parámetros estimados para ambas muestras con su respectivo número de observaciones y nivel de agregación de variables sociodemográficos son estadísticamente significativos a un 95% de nivel de confianza y con los signos esperados de la teoría económica. A excepción de la no significancia de la variable media de baños que se obtuvo con los datos sociodemográficos agregados por comuna. Este resultado esperado indica que al estimar la función de demanda de agua residencial con datos más agregados de las variables sociodemográficas tienden a perder variabilidad y por ende significancia en el consumo de agua residencial.

El valor absoluto del parámetro asociado al precio marginal representa la elasticidad precio de la demanda condicional al bloque de consumo, valor que indica al agua potable como un bien inelástico. Es decir, ante un cambio en los precios del agua potable, los hogares aumentan en menor proporción su nivel de consumo; esto se justifica porque el agua potable posee pocos o ningún otro bien sustituto. Por su parte, el valor menor a uno y signo positivo del coeficiente del ingreso virtual, es la elasticidad ingreso de la demanda condicional de agua potable. Esto indica que el agua potable es un bien normal básico, y por ende indispensable para el desarrollo humano y del ecosistema. Ambas elasticidades se encuentran dentro de los resultados obtenidos por estudios previos y a su vez consistentes con la teoría económica

Los coeficientes de las variables sociodemográficas de las familias, como el número de habitantes y cantidad de baños, para el nivel más desagregado por hogares son estadísticamente significativos en el consumo de agua potable. El número de habitantes y baños en el hogar están correlacionados positiva y negativamente con el nivel de consumo de agua potable, el coeficiente de signo negativo del número de baños se debe a la correlación presente entre ambas variables sociodemográficas. Es decir, el aumento del número de habitantes por familia implica un aumento mayor del consumo de agua, mientras construir un baño más en el hogar no implica necesariamente mayor consumo de agua. Esto hace suponer que al aumentar los integrantes de la familia no indica construir un baño más en el hogar, ya que la cantidad consumida de agua podría estar más relacionada con el número de residentes en la vivienda, porque no sólo se usará más agua en el baño sino también aumentará la cantidad de agua utilizada para fines de alimentación y limpieza.

Para el nivel de agregación por distrito, en ambas muestras, la media de baños y habitantes en el hogar son estadísticamente significativos y correlacionados positivamente con el consumo de agua, entonces construir un baño más e incrementar el número de habitantes por familia implica un aumento mayor de la cantidad consumida de agua potable. Sin embargo, a nivel de comuna solo la variable sociodemográfica media de habitantes en el hogar es significativa ante la variación del consumo de agua potable.

Los coeficientes de las variables climáticas son estadísticamente significativos y altamente correlacionados entre sí, la temperatura promedio indica una correlación positiva respecto a la decisión

de consumo de agua residencial. Esto hace aumentar la demanda discrecional del agua, que incluye normalmente su uso externo, como por ejemplo: regar el jardín, uso de piscinas, lavado de autos, etc. Por otro lado, la precipitación indica una variación directa al consumo de agua residencial; caso contrario a lo que naturalmente se espera, donde a mayor nivel de precipitación debería reducir la demanda de agua residencial. Esto hace suponer que para las personas de Gran Concepción el agua de lluvia podría no ser un sustituto principal o una de las prácticas utilizadas para ahorrar agua potable en los hogares, esto se justifica porque el número de viviendas que utilizan agua de lluvia como suministro representó un porcentaje despreciable del 2% del total de familias registradas en la muestra.

Por otro lado, la Tabla 4 muestra los valores promedio estimado de las elasticidades precio incondicionales para cada nivel de agregación de las variables sociodemográficas y tamaño de muestra, así como la desviación estándar mediante el método delta y un intervalo de confianza a un 95% de significancia. Estas elasticidades incluyen el cambio en la decisión continúa de la cantidad de agua potable a consumir y una medida discreta que determina la elección del bloque de consumo, manteniendo todo lo demás constante (*ceteris paribus*).

Tabla 4. Elasticidad precio de la demanda de agua residencial

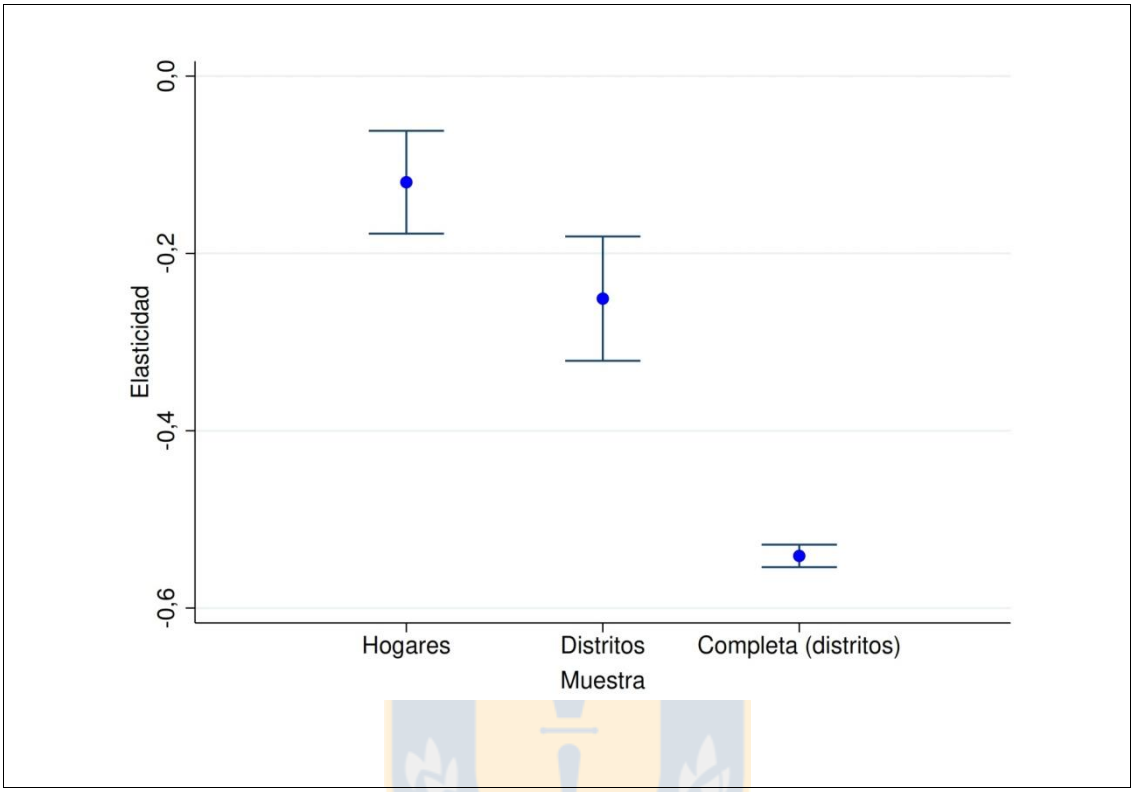
Nivel de agregación	Hogares	Distrito	Comuna	Distrito
Tamaño de muestra (Nº de observaciones)	**n=30.865**			**N=890.104**
Elasticidad precio	-0,119***	-0,251***	-0,069	-0,542***
Desviación estándar	0,030	0,036	0,033	0,007
Intervalo de Confianza al 95%	-0,178 -0,062	-0,321 -0,181	-0,142 0,004	-0,554 -0,529

Nota: los valores en () indica la desviación estándar, mientras que los ***, ** y * representan el nivel de significancia al 0,1%, 5% y 10%.
Fuente: Elaboración propia.

El promedio del valor esperado de la elasticidad precio se encuentra entre -0,069 para el nivel más agregado por comuna y -0,251 a nivel de distrito, mientras que la muestra con mayor número de observaciones y nivel agregado por distrito presentó un mayor valor inelástico de -0,542. Todas las elasticidades estimadas son significativas al 95% de confianza, a excepción de la elasticidad para la muestra de nivel agregado por comunas. En general, se observa que los valores de las elasticidades precio estimada se encuentran dentro de lo establecido en la literatura analizada, y acorde con la teoría económica, existiendo una relación negativa entre consumo y precio de agua residencial, a demás de presentar elasticidades menores a 1, en valor absoluto.

La Figura 3 muestra gráficamente los intervalos de confianza al 95% detallado en la Tabla 4, y considerando la no significancia de elasticidad precio de la muestra agregada por comuna, es posible afirmar que todas las comparaciones de elasticidad precio de agua residencial son estadísticamente.

Figura 3. Intervalos de confianza al 95% para elasticidades incondicionales de precios



Fuente: Elaboración propia.

Además, para comprobar las hipótesis planteadas se utilizó el método de comparación de intervalos de confianza, donde los resultados muestran que a un 95% de nivel de confianza los intervalos no se traslapan, y esto indica diferencias significativas en el valor estimado de la elasticidad precio entre distintos niveles de agregación para muestras pareadas como independientes.

Entonces, respecto a la hipótesis 1, se puede observar que el intervalo de confianza del 95% no se traslapa (es decir la variable "diferencia" entre elasticidades precio, no contiene el cero en su intervalo de confianza), esto indica que existe estadísticamente evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula. Esto significa que la elasticidad promedio de agua residencial entre el nivel desagregado de las variables sociodemográficas por hogares versus el agregado por distrito son estadísticamente diferentes para muestras pareadas. Al pertenecer ambas muestras al mismo universo (son los mismos individuos), la diferencia en la elasticidad es presumiblemente a causa del nivel de agregación de las variables sociodemográficas; dado además, que se mantuvieron todas las demás variables iguales.

De manera similar, se utilizó el mismo criterio de decisión de intervalos de confianza para comprobar la hipótesis 2, la cual compara la media de la elasticidad precio para dos muestras independientes: una con 30.865 observaciones seleccionada aleatoriamente y con variables sociodemográficas a nivel más desagregada por hogares; y otra con 890.104 observaciones y variables sociodemográficas agregadas a nivel distrital. De lo anterior, los resultados obtenidos en la Figura 3 muestran que los intervalos no se traslapan (el intervalo de confianza de la variable "diferencia" no contienen el cero), lo cual permite inferir con un 95% de nivel de confianza que existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula. Esto demuestra que las medias muéstrales de la elasticidad precio son significativamente distintas para dos muestras independientes, con diferentes número de observaciones y distinto nivel de agregación de variables sociodemográficas.

Sin embargo, bajo este panorama surge la interrogante de que si bien ambos resultados presentan un valor promedio de elasticidad precio acorde a la teoría económica, cuál de las muestras sería la más apropiada para estimar la demanda de agua residencial. Al existir dos fuentes posibles para las diferencias en esta comparación (el nivel de agregación de variable sociodemográficas, y la aleatoriedad en la elección de la muestra de diferente número de observaciones), en primera instancia no es trivial analizar si las diferencias se deben a uno u otro, o una combinación de ambas; para definir que muestra es la más indicada. Y analizar en el caso de la presencia de ambas causas, cual tiene mayor impacto. Cabe recordar que del universo completo de datos, sólo se utilizó el 10% de las observaciones para realizar la submuestra "completa", mientras que la encuesta de hogares es sólo el 0,35%. La submuestra hogares comparte únicamente su 13% de individuos con la submuestra "completa", es decir un 0,05% del total universal. Desde este punto de vista, se puede argumentar que existe un fuerte efecto de la aleatoriedad en la elección de individuos en las diferencias de las submuestras comparadas.

8 CONCLUSIONES

La preocupación por la escasez del bien agua en el mundo es una importante fuente de partida para analizar la demanda de agua con fines residenciales. Este análisis es un enfoque correcto cuando se estudia el comportamiento de los agentes económicos en el consumo de un bien determinado. La ventaja de este enfoque implica instrumentos económicos que ayudan al uso más eficiente cuando el bien es escaso. Sin embargo, en la literatura existente deja sin modelar varios factores que afecta de alguna manera u otra la demanda estimada. El análisis realizado en este trabajo permite contribuir con la literatura por ser un tema de investigación que en ningún tipo de estudio ha sido desarrollado. En este sentido, se evaluó el efecto del nivel de agregación de las variables sociodemográficas en la estimación de la demanda de agua residencial. La metodología utilizada se basa en el modelo econométrico discreto-contínuo, el cual es el más adecuado para modelar la demanda de agua potable.

Los resultados obtenidos demostraron que los valores de las elasticidades precio e ingreso de la demanda de agua residencial están dentro de lo establecidos en otros estudio, a su vez son estadísticamente significativos y acorde con la teoría económica. En el caso donde se comparó el nivel de agregación de las variables sociodemográficas de dos muestras pareadas, fue posible evidenciar una pérdida de significancia estadística conforme se aumenta el nivel de agregación de la información sociodemográfica para un mismo tamaño de muestra, al punto de contar con una estimación de elasticidad precio no significativo sobre la muestra más agregada por comunas. Además, se comprobó que existe diferencia significativa en el valor de la elasticidad precio entre distintas niveles de agregación para muestras pareadas.

De manera adicional, se comprobó que el número de observaciones de dos muestras independientes, una a nivel desagregado por hogares (de variables sociodemográficas) con 30.865 observaciones y otra con agregación por distrito (de variables sociodemográficas) con 890.140 observaciones, presentaron diferencias significativas en el promedio de las elasticidades precio de la demanda estimada. Dado que tanto el nivel de agregación de las variables sociodemográficas y la aleatoriedad en la elección de la muestra de diferente número de observaciones, propician las diferencias en esta comparación de elasticidades, un análisis razonable podría sustentarse considerando la ley de los grandes números.

Esta ley se traduce en que mientras el número de observaciones tienda al infinito, los valores de los estimadores del modelo serían más consistentes. Entonces podríamos decir que la muestra más apropiada y la que mejor se ajusta para estimar la demanda de agua sería la de mayor número de observaciones, por presentar intervalos de confianza más acotados y menor variabilidad en los resultados. Esto demuestra la posibilidad de realizar una estimación de demanda de agua residencial utilizando variables sociodemográficas agregadas, siempre que se obtenga la mayor cantidad de información de consumo y precios individual.

En este sentido, el investigador puede utilizar información sociodemográfica agregada para estimar demanda de agua residencial, y no incurrir en costos de recolección de información o seguimiento, al aplicar encuestas para una submuestra. Sin embargo, sí se debe tener énfasis en la recolección de la mayor cantidad de información de consumo y precios individuales a través de la compañía sanitaria, con el fin de lograr obtener resultados más precisos y confiables para la generación y aplicación de políticas enfocadas a gestionar de mejor manera los recursos naturales.

Por otro lado, los resultados permiten al investigador tener una visión más clara y cuidadosa cuando se enfrenta a la incertidumbre de elegir el tipo de agregación de datos y/o tamaño de muestra, en el sentido de presentar menor variabilidad en sus resultados. Si bien en esta investigación se observa que existe diferencias en la demanda esperada del precio de agua residencial para distintas submuestras en el modelo DCC, no se concluye un análisis definitivo para determinar la verdadera causa de estas diferencias, lo que puede considerarse como punto de partida para desarrollar estudios futuros orientados a investigar estas causas y encontrar resultados más concluyentes para el caso de la demanda de agua potable.

9 BIBLIOGRAFÍA

Arbués, F., Barberán, R., Villanúa, I. (2000). Water price impact on residential water demand in the city of Zaragoza. A dynamic panel data approach. Paper presented at the 40th European Congress of the European Regional Studies Association (ERSA) in Barcelona, Spain, 30–31 August.

Arbues, F., M. A. Garcia-Valinas, and R. Martinez-Espineira (2003). Estimation of residential water demand: A state of the art review. J. Socio- Econ. 32: 81–102.

Arbués García, F., Barberán Orti, R. y Villanúa Martin, I. (2008). Tamaño de los hogares y demanda de agua residencial una aproximación empírica. III Congreso de Aerna. Palma de Mayorca.

Billings, B.R. y D.E. Agthe (1980). Price Elasticities for Water: A Case of In- creasing Block Rates. Land Economics 56(1): 73-84.

Burtless, G. and J. A. Hausman (1978). The Effect of Taxation on Labor Supply: Evalu- ating the Gary Income Maintenance Experiment, Journal of Political Economy 86(6): 1103-1130.

Clavijo Y. (2013). "Estimación de la función de agua potable, aplicación para la cuenca de Jequetepeque en Perú," Tesis para optar al grado de Magíster en Economía Aplicada, 2013.

Dalhuisen, J.M., Florax, Raymond J., Florax J.G.M., de Groot, H., Nijkamp, P. (2001). Price and Income Elasticities of Residential Water Demand: Why empirical estimates differ. Department of Spatial Economics Master-point Vrije Universiteit and Tinbergen Institute De Boelelaan 1105.

Dalhuisen, J.M., Florax, Raymond J., Florax J.G.M., de Groot, H., Nijkamp, P. (2003). Price and income elasticities of residential water demand: a meta analysis. Land Economics 79, 292–308.

Dalhuisen, J.M., Florax, R.J.G.M., de Groot, H., Nijkamp, P. (2003). Price and income elasticities of residential water demand: a meta analysis. Land Economics 79: 292–308.

Espey, M., Espey, J., Shaw, W.D. (1997). Price elasticity of residential demand for water: a meta analysis. Water Resources Research 33: 1369–1374.

Fullerton, T. M. Jr. y A. C. Nava (2003). Short-term Water Dynamics in Chihuahua City, Mexico. Water Resources Research 39: 9.

Fullerton, T., R. Tinajero y J. Mendoza (2007). An Empirical Analysis of Tijuana Water Consumption. Atlantic Economic Journal 35: 357–369.

Grafton, R. Q., M. B. Ward, H. To, and T. Kompas (2011). Determinants of residential water consumption: Evidence and analysis from a 10-country household survey. Water Resour. Res. 47. W08537. doi:10.1029/2010WR009685.

Hanemann, W. M. (1984). Discrete/Continuaus Models of Consumer Demand. Econometrica 52(3): 541-561.

Hewitt, J. A. and W. M. Hanemann (1995). A Discrete/Continuas Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing. Land Economics 71(2): 173-192.

Hinrichsen, D., Robey, B. & Upadhyay, U. D. (1998). Soluciones para un mundo con escasez de agua.

INE (2014). Compendio estadístico Chile 2014.- INE. Instituto Nacional de Estadísticas.

Jaramillo-Mosqueira, Luis A. (2005). Evaluación Econométrica de la Demanda de Agua de Uso Residencial en México. El Trimestre Económico 72 (286(2)): 367-390.

Jones, C. V., and J. R. Morris (1984). Instrumental price estimates and residential water demand. Water Resources Research, 20(2): 197-202.

Kenney, D. S., Goemans, C., Klein, R., Lowrey, J., and Reidy, K. (2008). Residential water demand management: Lessons from Aurora, Colorado. J. Am. Water Resources Assoc. 44(1): 192–207.

López- Mayán, Cristina (2013). Microeconometric Analysis of Residential Water Demand. Environmental & Resource Economics. (September 2014) 59(1): 137-166. CEMFI Working Paper No. 0803.

Martínez-Espiñeira, R. (2002). Residential Water Demand in the Northwest of Spain, Environmental and Resource Economics 21(2): 161-187.

Mazzanti, M., Montini, A. (2006). The determinants of residential water demand. Empirical evidence for a panel of Italian municipalities. Applied Economics Letters 13: 107–111.

Martínez-Espiñeira, R. (2007). An estimation of residential water demand using co-integration and error correction techniques. Journal of Applied Economics 10: 161–184.

Miyawaki, Koji, Yasuhiro Omori, and Akira Hibiki (2011). Panel Data Analysis of Japanese Residential Water Demand Using a Discrete/Continuaus Choice Approach. Japanese Economic Review 62(3): 365-386.

Moffitt, R. (1990). The Econometrics of Kinked Budget Constraints. Journal of Economic Perspectives 4 (2): 119-39.

Musolesi A. y Nosvelli M. (2007) Dynamics of residential water consumption in a panel of Italian municipalities, Applied Economics Letters, 14:6, 441-444, DOI: 10.1080/13504850500425642.

Nauges, C. and A. Thomas (2000). Privately-Operated Water Utilities Municipal Price Negotiation, and Estimation of Residential Water Demand: The Case of France. Land Economics 76(1): 68–85.

Nieswiadomy, M. L. and D. J. Molina (1989). Comparing Residential Water Estimates Under Decreasing and Increasing Block Rates Using Household Data. Land Economics 65(3): 280–289.

Nordin, J. (1976). A Proposed Modification on Taylor's Demand-Supply Analysis: Comment. Bell Journal of Economic Management and Science 7(2): 719–721.

Olmstead, S., Hanemann, M.W., Stavins, R.N. (2007). Water demand under alternative price structures. Journal of Environmental Economics and Management 54: 181–198.

Olmstead, S. M. (2010). The Economics of Managing Scarce Water Resources. Review of Environmental Economics and Policy 4(2): 179-198.

Orrego, S., Jiménez, D., Vásquez, F., Ponce, R., Ocampo, O. and Vélez, J (2015). Could Urban Residential Water Demand Be Affected by Climate Change? Empirical Evidence from a Case Study in a Developing Country.

Polycarpou, Alexandros, and Theodoros Zachariadis (2013). An Econometric Analysis of Residential Water Demand in Cyprus. Water Resources Management 27(1): 309-317.

Salazar A. y Pineda N. (2010). Factores que afectan la demanda de agua para uso doméstico en México. Derechos reservados de El Colegio de Sonora, ISSN 1870-3925. Región y Sociedad / Vol. XXII / No. 49. 2010.

Schefter, J. and E. David (1985). Estimating Residential Water Demand under Multi-Tariffs Using Aggregate Data. Land Economics 61(3): 272–280.

Schleich, J., and T. Hillenbrand (2009). Determinants of Residential Water Demand in Germany. Ecological Economics 68(6): 1756–1769.

Schenker, N. y Gentleman, J. F. (2001). On judging the significance of differences by examining the overlap between confidence intervals. The American Statistician, 55(3):182-186.

Taylor, L. D. (1975). The Demand for Electricity: A Survey. The Bell Journal of Economics 6(1): 74-110.

Trout C. y Villega D. (2013). Estimación de la elasticidad precio de la demanda: un ejercicio para el consumo de agua residencial en Bogotá pontificia universidad javeriana facultad de ciencias económicas y administrativas.

Turner, R. W. y Rockel, M.L. (1988). Estimating covariances of parameter estimates from different models. Economics Letters, 26(2): 137-140.

10 ANEXOS

10.1 Anexo 1: Estudios de la demanda de agua residencial

Tabla 5. Estudios de la demanda de agua residencial

Autor(s)	Zona	Tipo de datos	Nivel de agregación de datos	Variable		Forma Funcional	Modelo econométrico	Elasticidad precio	Elasticidad ingreso	Tipo de fuente de variables sociodemográficas		
				Explicada	Explicativas					Encuesta	Páginas oficiales	Otros estudios
Jones y Morris (1984)	Colorado (EE.UU.)	Corte transversal; 1976	Desagregado por hogares	Consumo anual de agua	Precio medio y marginal, número de residentes en el hogar, valor tasado de la residencia y año de construcción.	Lineal y Lo-log	MCO	-0,14 y -0,44	0,4 a 0,55	Respuesta de un cuestionario electrónico	-	-
Schefter y David (1985)	Wisconsin (EE.UU.)	Corte transversal; 1979	Agregados por 131 comunidad	Consumo de agua por hogar	Precio marginal, diferencia de Nordin e ingreso del hogar	Lineal	MCO	-0,13 a -0,11	0,22 a 2,39	-		Departamento de Administración de Wisconsin (1979). Obtenidos del estudio Lawrence, C. L., and Ellefson, B. R. 1982. "Water Use in Wisconsin, 1979." U.S. Geological Survey Water Resources Investigations 82-444. Washington, D.C.: U.S. Department of the Interior
Nieswiadomy y Molina (1989)	Texas (EE.UU.)	Panel; 1976-1980 / 1981-1985	Desagregado por hogares	Consumo mensual de agua por cliente	Precio marginal, ingreso, tamaño de la casa, del césped y la evotraspiración.	Lineal	MCO,VI y MCE2	-0,36 a - 0,86	0,14 a 0,2	-	Muestra aleatoria obtenida de los registros a nivel de hogares del Condado del Distrito de Denton	-
Hewitt y Haneman (1995)	Texas (EE.UU.)	Panel; 1981-1985	Desagregado por hogares	Consumo mensual de agua por hogares	Precio marginal, diferencia de Nordin, ingreso, tamaño del césped, número de cuartos de baños y los días en el periodo de facturación.	Log-Log	MCO, VI, MCE2 y DCC	-1,57 a - 1,63	0,15	-	-	Nieswiadomy y Molina (1989)
Espey *et al.* (1997)	EE.UU.	Panel; 1976 y 1993	Meta- análisis	Consumo diario, mensual y trimestral	Precio promedio, precio D (diferencia), ingresos, densidad de la población, tamaño del hogar, temperatura y lluvia.	Lineal, Semi-log y Box-Cox	MCO y MV	-0,38 y -0,64	V.S.E	-	-	Revisión de 24 artículos journal publicados entre 1967 y 1993.
Nauges y Thomas (2000)	Francia	Panel; 1988-1993	Agregados por 116 municipios	Consumo anual de agua por usuario promedio	Precio medio y marginal, ingreso, la proporción de población mayor de 60 años, densidad de población, proporción de viviendas individuales, antigüedad de la vivienda y lluvias de verano.	Log-Log	MCO y MCG	-0,22	0,1	-	Censo francés de 1990 (INSEE 1994).Recensemet General de la Population Paris.	-

Martinez-Espiñeira (2002)	España	Panel desbalanceado ; 1993 y 1999	Agregados por comunidad	Consumo mensual de agua	Precio marginal, precio fijo, frecuencia de facturación, ingresos, habitantes por km, promedio de miembros de la familia, porcentaje de población mayor de 64 y menor de 19 años, porcentaje de las viviendas consideradas residencia principal, temperatura y precipitación.	Lineal	EF, EA y BG	-0,12 y -0,17	V.S.E	-	Datos obtenidos de varias fuentes oficiales registrados el 01/05/96	-
Dalhuaisen *et al*. (2003)	EE.UU.	Panel; 1972-2000	Meta- análisis	Consumo diario, mensual y trimestral de agua	Precio promedio, precio D (diferencia), ingresos, densidad de la población , tamaño del hogar, temperatura, evapotranspiración, lluvia, PBI per cápita.	Lineal y Box-Cox	DCC	-0,41	0,43	-	-	Datos de 64 estudios, mediante la revisión de referencia (Hewitt 1993; Baumann, Boland, y Hanemann 1998; OCDE, 1998, 1999 y el meta-análisis de Espey, Espey, y Shaw (1997)), recuperación de literatura mediante navegadores de base de datos : EconLit (ver http://www.econlit.org), American Economic Association. Netec (netec.wustl.edu), Repec (www.repec. org), y los sitios web de las universidades e institutos de investigación de renombre (por ejemplo, CEPR, NBER, etc.)
Jaramillo-Mosqueira(2005)	La laguna (México)	Panel	Desagregados por hogares para tres localidades	Consumo diario de agua por 750 hogares	Precio marginal, ingreso anual bruto, número de integrantes en la familia, número de adultos, área de construcción, terreno o lote, antigüedad de la construcción, número de baños en el hogar, aire acondicionado, jardín, frecuencia de riego del jardín, costos bimestral por uso de agua, uso de método de ahorro, temperatura máxima, temporada de lluvia y sequía.	Log-Log	MCO, VI y DCC	-0,22 y -0,58	V.S.E	-	Encuesta obtenida del Instituto Nacional de Ecología (INE) en diferentes regiones del Estado de México	-
Arbués *et al*. (2004)	Zaragoza (España)	Panel; 1996-1998	Desagregado por hogares	Consumo diario de agua por hogar	Precio medio, ingresos y tamaño del hogar.	Semi-log	MCO y MCG	-0,05	0,11	-	Muestra aleatoria obtenida del censo municipal	-
Mazanti y Montini (2006)	Italia	Panel; 1998-2001	Agregado por 125 municipios	Consumo de agua per cápita promedio anual	Precio medio, ingresos, tamaño del hogar, porcentaje de la población mayores de 65 años y menores de 19 años, densidad de población y altitud.	Semi-log	EF	-0,99 y -1,33	0,4 y 0,71	-	Fuente oficial, Ancitel (National municipality dataset).	-

Olmstead *et al*. (2007)	EE.UU. Y Canadá	Panel	Desagregado por hogares	Consumo de agua diaria del hogar	Precio marginal. Ingreso familiar, temporada de riego, evapotranspiración, temperatura máxima, número de residentes en el hogar, número de baños, área de la casa y del terreno, edad de la casa y el enfriamiento por evaporación.	Log-Log	DCC	-0,33 y -0,59	0,13	-	-	Muestra obtenida de una encuesta de hogares recogidos por Mayer *et al*. (1988) para un estudio patrocinado por la Fundación de Investigación de la Asociación Americana de Abastecimiento de Agua.
Martinez-Espiñeira (2007)	Sevilla (España)	Serie de tiempo, 1991-1999	Agregados por comunidad	Consumo promedio per cápita mensual de agua	Precio marginal, el ingreso permanente es tratado como un efecto individual no observado determinada por el consumo óptimo de agua por hogares.	Lineal	Cointegración y modelo de corrección de errores	-0,15 y -0,49	V.S.E	S.V.Sd	S.V.Sd	S.V.Sd
Kenney *et al*. (2008)	Aurora Colorado (EE.UU.)	Panel; 2000-2005	Desagregado por hogares	Consumo de agua del hogar por un periodo de facturación	Precio medio, ingresos familiares, porcentaje de viviendas construidas después de 1991 y antes de 1970, número de habitaciones, edad del dueño de una casa, número de personas del hogar, porcentaje de viviendas ocupadas por sus propietarios, temperatura máxima y precipitación.	Log-Log	EF y VI	-0,06	V.S.E	-	Los datos del Censo 2000 de EE.UU.	-
Arbués *et al*. (2008)	Zaragoza (España)	Panel; 1996-1998	Desagregado por tamaño de hogares	Consumo de agua del hogar	Precio medio, índice de riqueza un proxy del estatus económicos del hogar, número de residentes en el hogar o tamaño del hogar, disponibilidad de agua caliente central y temperatura máxima.	Semi-log	MCG	-0,13 a -0,04	0,81 a 1,29	-	Registro municipal	-
Lopez-Mayan, C. (2008)	Gallego (España)	Panel;2001-2005	Desagregado a nivel de hogares	Consumo de agua trimestral por hogar	Precio marginal, unidad de análisis el hogar y el ingreso permanente es tratado como un efecto individual no observado.	Log-Log	EF	-0,12	V.S.E	S.V.Sd	S.V.Sd	S.V.Sd
Schleich y Hillenbrand (2008)	Alemania	Corte transversal	Agregados a nivel comunidad	Consumo medio de agua diaria por habitante	Precio medio, ingresos per cápita, tamaño del hogar, edad de la población, proporción de hogares con pozos y de viviendas unifamiliares, temperatura media y precipitación.	Log-Log	MCO y VI	-0,24	0,35	-	-	De otros estudios, tales como: Destatis 2003-2005 (Statistisches Bundesamt) (Federal Statistical Office),
Salazar y Pineda (2010)	México	Panel desbalanceado ; 1996-2001	Agregado a escala local	Consumo per cápita de agua	Precio medio, ingreso per cápita, tamaño del hogar o número medio de habitantes por vivienda, temperatura máxima y precipitación.	Log-Log	MCO, VI y MCG	-0,33	0,2	-	XII Censo General de Población y Vivienda 2000 - INEGI	-

Miyawaki *et al*. (2011)	Japón	Panel; junio 2006 y abril 2007	Desagregado a nivel de hogares	Consumo de agua por hogares	Precio unitario, ingreso, número de miembros en el hogar, número de habitaciones, espacio del piso del hogar.	Lineal	EF, EA y DCC	-0,37 a - 0,51	0,14 a 0,57	-	Recogidos de una encuestas por internet (en junio de 2006 y junio de 2007) para las personas de Tokio y Chiba, en colaboración con Intage (www.intage.co.jp/english)	-
Grafton *et al*. (2011)	10 países de OECD	Corte transversal; 2008	Desagregado por 10 251 hogares	Consumo de agua por hogares	Precio medio del agua, carga volumétrica de agua, educación superior, ingreso del hogar, número de adultos, niños en el hogar, tamaño de la residencia (m2), número de habitaciones en la residencia, edad del encuestado, ubicación urbana, jardín, ducha eficiente, inodoro eficiente o con doble descarga , precipitación anual y temperatura promedio en verano.	Log-log	VI	-0,43	0,11	-	Encuesta de hogares desarrollado por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (2008).	-
Polycarpou y Zachariadis (2013)	Cyprus (Unión Europea)	Corte transversal y serie de tiempo; 2001-2009	Desagregado por hogares	Consumo de agua trimestral por hogar	Arancel fijo trimestral agua, precio promedio y marginal de agua, ingreso del hogar, media trimestral, índice de precios al consumidor, costo de ventas de agua, temperatura y precipitación.	Lineal	MCE2	-0,45 y -0,25	V.S.E	S.V.Sd	S.V.Sd	S.V.Sd
Clavijo Rincón, A. (2013)	Perú	Corte transversal 2011	Desagregado por hogares	Consumo de agua mensual por hogar	Precio marginal, ingreso promedio mensual de las familias, personas que componen el hogar, número de habitante por familia y variable de interacción de pobreza.	Log-log	DCC	-0,31	0,17	Encuesta diseñada y tomada en el lugar de estudio por INECON – Ingenieros y Economistas Consultores S.A.	-	-
Trout y Villegas (2013)	Colombia (Bogotá)	Serie de tiempo, 2004-2011	Agregado por hogares	Consumo de agua mensual por hogar	Precio medio, ingreso per cápita del hogar, inflación de alimentos, licencias de construcciones la vivienda y precipitación.	Semi-log	VAR	V.N.I	V.S.E	-	Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE: http://www.dane.gov.co/index.php?option=com_content&view=article&id=86&Itemid=57	-
Orrego *et al*. (2015)	Manizales (Colombia)	Panel; 1997-2013	Desagregado por 490 hogares	Consumos de agua por hogar mensual	Precio marginal, número de residentes en el hogar, baños, tamaño del hogar, temperatura y precipitación.	Semi-log	DCC	-0,10 y -0,11	0,05 y 0,06	Encuesta diseñada para recoger características de las casas	-	-

Nota: Mínimos cuadrados ordinarios (MCO), Variables instrumentales (VI), Estimador entre grupo (BG), Efectos fijos (EF), Efectos aleatorios (EA), Mínimos cuadrados generalizados (MCG), Mínimos cuadrados de dos etapas (MC2E), Método generalizado de momentos (MGM), Modelo de elección discreto-contínuo (DCC), no considera (-), Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), Corto plazo (Cp) y Largo plazo (Lp), Valor no informado (V.N.I.),Valor sin estimar (V.S.E), Sin variables sociodemográfica (S.V.Sd).
Fuente: Elaboración propia.

10.2 Anexo 2: Forma funcional y modelo discreto contínuo

10.2.1 Especificación de la función de demanda de agua residencial

La forma funcional de la demanda de agua residencial elegida para este estudio es conceptualmente similar a los encontrados en estudios previos y sugerido por Hewitt y Hanemann (1995); Höglund, L. (1999); Nauges y Thomas (2000); Musolesi y Nosvelli (2007); Jaramillo-Mosqueira (2003) y Olmstead *et al*. (2007), donde se asume un modelo de demanda logarítmica. En consecuencia, la ecuación en base a las variables explicativas sería una función exponencial de la forma:

$$w(P, Y, Z\delta, \alpha, \beta) = \exp(Z\delta)\, P^{\alpha} Y^{\beta} \qquad (12)$$

Considerando para el caso particular de k bloques de consumo, la expresión (12) se convierte en:

$$w_k(Z, P_k, (Y + d_k); \delta, \alpha, \beta) = \exp(Z\delta)\, {P_k}^{\alpha} (Y + d_k)^{\beta} \qquad (13)$$

Donde w corresponde al consumo de agua observados por el individuo por k bloques, Z es la matriz que contiene características sociodemográficas de las familias y de las variables climáticas, P es el precio marginal del agua que enfrenta cada hogar, Y es el ingreso virtual del hogar ajustado por diferencia de Nordin (1976) y donde δ, α y β son los parámetros desconocidos a estimar.

Aplicando logaritmo natural en ambos extremos de la ecuación (13) se obtiene la forma funcional de demanda logarítmica, la cual es típicamente la más usada para estimar la demanda de agua potable (Espey, et. al, (1997) y Dalhuaisen *et al*. (2003)) y por ende el utilizado en este estudio, descrito por (14):

$$\ln w = Z\delta + \alpha \ln P_k + \beta \ln Y \qquad (14)$$

10.2.2 El modelo econométrico de elección discreto-contínuo (DCC)

El modelo DCC, inicialmente fue desarrollado en el estudio de oferta de trabajo por Burtless y Hausman (1978) y aplicado por Hanemann, W. (1984) en un contexto teórico del modelo DCC de demanda del consumidor. Por su parte, Hewitt, J. (1993) realizó la primera aplicación de este modelo para estimar la demanda de agua residencial. Más adelante, Hewitt y Hanemann (1995); Olmsted *et al*. (2007) emplearon el mismo análisis aplicado a un sistema de precios bloque crecientes.

Para continuar con la literatura, en el presente estudio se utiliza la función de demanda logarítmica de la ecuación (14) incorporando dos términos de error estocástico, expresado por:

$$\ln w = Z\delta + \alpha \ln P + \beta \ln Y + \eta + \varepsilon \qquad (15)$$

El primer término de error estocástico η define las preferencias heterogéneas del consumo de agua entre los hogares no explicadas por la matriz Z, mientras que el segundo término ε representa el error de percepción no observado del consumo de agua por las familias y mucho menos por el investigador. Se asume que ambas fuentes de error son independientes y normalmente distribuidas con media cero y varianza σ_η^2 y σ_ε^2, respectivamente (Burtless y Hausman (1978); Moffitt, R. (1990); Olmsted *et al*. (2007)).

Para el Modelo DCC, esto es simplemente la ecuación de la función de demanda evaluada en el precio marginal para cada bloque (P_k) y el nivel de ingreso de las familias (Y), sumado a la diferencia (d_k) de lo que un hogar pagaría a un precio marginal y lo que realmente se paga por el consumo de agua, es decir el ingreso virtual igual a $Y_k = Y + d_k$, Nordin (1976), donde:

$$d_k = \begin{cases} 0 \; si \; k = 1 \\ \sum_{j=1}^{k-1} (P_{j+1} - P_j) w_k \;\; si \; k > 1 \end{cases} \qquad (16)$$

Considerando un sistema tarifario de precios bloques, con un precio P_k por cada k bloque de consumo separados por k-1 puntos de cortes y denotado como w_k , el cual será el nivel de consumo en el k-ésimo bloque. De esta manera, w_k se define como la demanda condicional de la cantidad consumida por el individuo para cada bloque de consumo a un precio P_k. Adicionalmente, bajo una estructura de precios bloque encontramos una sola función de demanda incondicional, la cual representa la elección general del individuo no sólo de la cantidad consumida de agua a un precio P_k , sino también el consumo elegido en un determinado bloque, Olmsted *et al*. (2007).

Entonces, para el caso particular de k=2 bloques de consumo, la expresión (15) de la demanda incondicional de agua potable queda:

$$\ln W = \begin{cases} \ln w_1^* + \eta + \varepsilon & \text{si } -\infty < \eta < \ln w_1 - \ln w_1^* \\ \ln w_1 + \varepsilon & \text{si } \ln w_1 - \ln w_1^* < \eta < \ln w_1 - \ln w_2^* \\ \ln w_2^* + \eta + \varepsilon & \text{si } \ln w_1 - \ln w_2^* < \eta < \infty \end{cases} \qquad (17)$$

Donde, el primer término W es el consumo de agua observado, $w_k^* = w_k^*(Z, P_k, (Y + d_k)$ representa el consumo de agua óptimo en el bloque k y w_1 es el consumo en el punto de corte entre el primer y segundo bloque.

10.2.3 Estimación del modelo DCC

El proceso de estimación del modelo DCC con dos errores descrito en la ecuación (15), que incluye la demanda condicional y la incondicional, se calcula por el método de máxima verosimilitud (Hewitt y Hanemann, 1995; Olmsted *et al.*, 2007), en donde ϕ es la función acumulativa de distribución normal estándar. De esta manera, se obtiene la función log-verosimilitud de la demanda de agua residencial para k>1 bloque de consumo e igual a:

$$\ln L = \sum \ln \left[\begin{array}{l} \sum_{k=1}^{k} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-({s_k}^2/2)}{\sigma_v} \right) \left(\phi(r_k) - \phi(n_k) \right) \\ + \sum_{k=1}^{k-1} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-({\mu_k}^2/2)}{\sigma_\varepsilon} \right) \left(\phi(m_k) - \phi(t_k) \right) \end{array} \right] \quad (18)$$

Dónde:

$v = \eta + \varepsilon$ $\qquad$ $t_k = (\ln w_k - \ln w_k^*(.))/\sigma_\eta$

$\rho = \mathrm{corr}(v, \eta)$ $\qquad$ $r_k = (t_k - \rho s_k)/\sqrt{1-\rho^2}$

$s_k = (\ln w_i - \ln w_k^*(.))/\sigma_v$ $\qquad$ $m_k = (\ln w_k - \ln w_{k+1}^*(.))/\sigma_\eta$

$u_k = (\ln w_i - \ln w_k^*(.))/\sigma_\varepsilon$ $\qquad$ $n_k = (m_{k-1} - \rho s_k)/\sqrt{1-\rho^2}$

De la maximización de la ecuación (18), se obtienen los parámetros para calcular el valor esperado de la demanda incondicional y medir la elasticidad precio de la demanda de agua residencial, la cual se define con respecto a un cambio intra-marginal en todo los precios bloque. Entonces en el modelo DCC, la elasticidad precio se estima imponiendo una variación del 1% en cada precio bloque, y calculando numéricamente la variación porcentual se obtiene la demanda incondicional esperada (Hewitt y Hanemann (1995); Olmsted *et al.* (2007)).

En base a Olmsted *et al.* (2007), la función de demanda condicional con términos aleatorios multiplicativos se escribe como:

$$w = w(P_k, Y + d_k)e^{\varepsilon}e^{\eta} \quad (19)$$

Para el caso particular de dos bloques de consumo y términos aleatorio multiplicativos, el valor esperado de la cantidad demandada resulta ser la media de la función de demanda incondicional, expresado como E(W). Cabe resaltar que la estimación de esta función es el principal reto del Modelo DCC, y a su vez el valor desconocido para el investigador:

$$E(W) = e^{\frac{\sigma_\eta^2}{2}} e^{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}} \left(w_1^*(P_1, \widetilde{Y}_1) * \pi_1^* + w_2^*(P_2, \widetilde{Y}_2) * \pi_2^* \right) + e^{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}} w_1 * \lambda_1^* \tag{20}$$

Dónde:

$$\pi_{k=}^* \phi\left(\frac{\ln b_k}{\sigma_\eta}\right) - \phi\left(\frac{\ln a_k}{\sigma_\eta}\right), k = (1, \dots, K)$$

$$\lambda_{k=}^* \phi\left(\frac{\ln c_k}{\sigma_\eta}\right) - \phi\left(\frac{\ln b_k}{\sigma_\eta}\right), k = (1, \dots, K-1)$$

$$a_K = w_{k-1} / w_k^*(P_{k,} \widetilde{Y}_k)$$

$$b_K = w_k / w_k^*(P_{k,} \widetilde{Y}_k)$$

$$c_K = w_k / w_{k+1}^*(P_{k+1,} \widetilde{Y}_{k+1})$$

Siguiendo a Olmstead *et al*. (2007), el cambio puede ser no sólo en un único precio bloque, sino también en toda la estructura de precios de la demanda. Entonces, para capturar la elasticidad general del precio de la demanda se define θ como una variable de cambio que afecta a todos los precios bloque proporcionalmente; dado lugar a la demanda condicional expresada como $w(\theta P_{k,} \widetilde{Y}_k = Y + \theta d_k)$. En este sentido, y derivando (20) con respecto a un cambio en θ, evaluada en $\theta = 1$, se obtiene el cambio general de la demanda esperada incondicional en función de θ, igual a:

$$\frac{\delta E(W)}{\delta \theta} = e^{\frac{\sigma_\eta^2}{2}} e^{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}} \left(\frac{\partial w(P_{1,} \widetilde{Y}_1)}{\partial \theta} \pi_1^* + w(P_{1,} \widetilde{Y}_1) * \frac{\partial \pi_1^*}{\partial \theta} + \frac{\partial w(P_{2,} \widetilde{Y}_2)}{\partial \theta} \pi_2^* + w(P_{2,} \widetilde{Y}_2) * \frac{\partial \pi_2^*}{\partial \theta} \right) + e^{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}} w_1 * \frac{\partial \lambda_1^*}{\partial \theta} \tag{21}$$

Derivando la demanda condicional a lo largo de un segmento con respecto θ en (21) y con un poco de manipulación al combinar todo con $(\frac{\partial E(W)}{\partial \theta})$ y dividiendo por W, se obtiene la expresión de la elasticidad de la demanda condicional para la forma funcional logarítmica:

$$\begin{aligned} \frac{1}{E(W)} \frac{\partial E(W)}{\partial \theta} &= \alpha \left[w_1(P_{1,} \widetilde{Y}_1) \psi_1 + w_2(P_{2,} \widetilde{Y}_2) \psi_2 + w_1(x_1 - x_2) \right] / \Omega \\ &+ \beta \left[d_2 \frac{w_2(p_{2,} \widetilde{Y}_2)}{(p_{2,} \widetilde{Y}_2)} \left(\psi_2 - x_2 \frac{w_1}{w_2(p_{2,} \widetilde{Y}_2)} \right) \right] / \Omega \end{aligned} \tag{22}$$

Dónde:

$$\psi_k = \pi_k^* - \frac{1}{\sigma_\eta} \left[\phi\left(\frac{\ln b_k}{\sigma_\eta} - \sigma_\eta \right) - \phi\left(\frac{\ln a_k}{\sigma_\eta} - \sigma_\eta \right) \right]$$

$$x_k = \frac{1}{\sigma_\eta e^{\frac{\sigma_\eta^2}{2}}}\left[\phi\left(\frac{\ln b_k}{\sigma_\eta}\right)\frac{1}{p_k} - \phi\left(\frac{\ln a_k}{\sigma_\eta}\right)\frac{1}{p_{k+1}}\right]$$

$$\Omega = w_1\left(P_{1,}\tilde{Y}_1\right) * \pi_1^* + w_2\left(P_{2,}\tilde{Y}_2\right) * \pi_2^* + e^{\frac{-\sigma_\eta^2}{2}} w_1\, \lambda_1^*$$

Por lo tanto, el parámetro α representa la elasticidad precio de la demanda condicional logarítmica de la función de demanda descrita en la ecuación (22), mientras que el parámetro β constituye la elasticidad ingreso de la demanda de la misma ecuación (22).

10.3 Anexo 3: Cálculo de la covarianza para dos modelos diferentes

Este método fue aplicado por Turner y Rockel (1988), el cual presenta una técnica para la estimación de la covarianza de las estimaciones de parámetros de diferentes modelos no lineales y por métodos de máxima verosimilitud. A continuación presentamos el procedimiento cuando hay dos modelos diferentes:

Sea β de kx1 vector de parámetros del modelo 1: $Y_1 = f_1(X, \beta, \varepsilon_1)$, y γ de qx1 vector de parámetros del modelo 2: $Y_2 = f_2(Z, \gamma, \varepsilon_2)$, donde se asume que ε_1 y ε_2 son serialmente independientes y homocedástico para observaciones distintas, es decir $E(\varepsilon_{1t}\, \varepsilon_{2t'}) = 0$ de $t \neq t'$; y que a su vez los errores de los mismos estén correlacionadas para la misma observación, con $E(\varepsilon_{1t}\, \varepsilon_{2t}) = \sigma_{12}$.

Siendo G una función continuamente diferenciable de β y γ, donde $\hat{\theta} = G(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ es un estimador consistente de $\theta = G(\beta, \gamma)$. La varianza asintótica de $\hat{\theta}$ puede ser estimada usando un método de simulación como el descrito por Green, Hahn y Rocke (1987)[5], o mediante el uso de una aproximación de primer orden en serie de Taylor. Entonces Turner y Rockel proponen que la matriz de varianza y covarianza se calcula con el método delta:

$$V(\hat{\theta}) = g'\Omega g \tag{23}$$

Donde g de (k + q)x1 es un vector derivado parcial de G con respecto a β y γ; y Ω es la matriz de varianza y de covarianza asintótica de los estimadores de los parámetros igual a:

$$\Omega = \begin{bmatrix} A & C' \\ C & B \end{bmatrix} \tag{24}$$

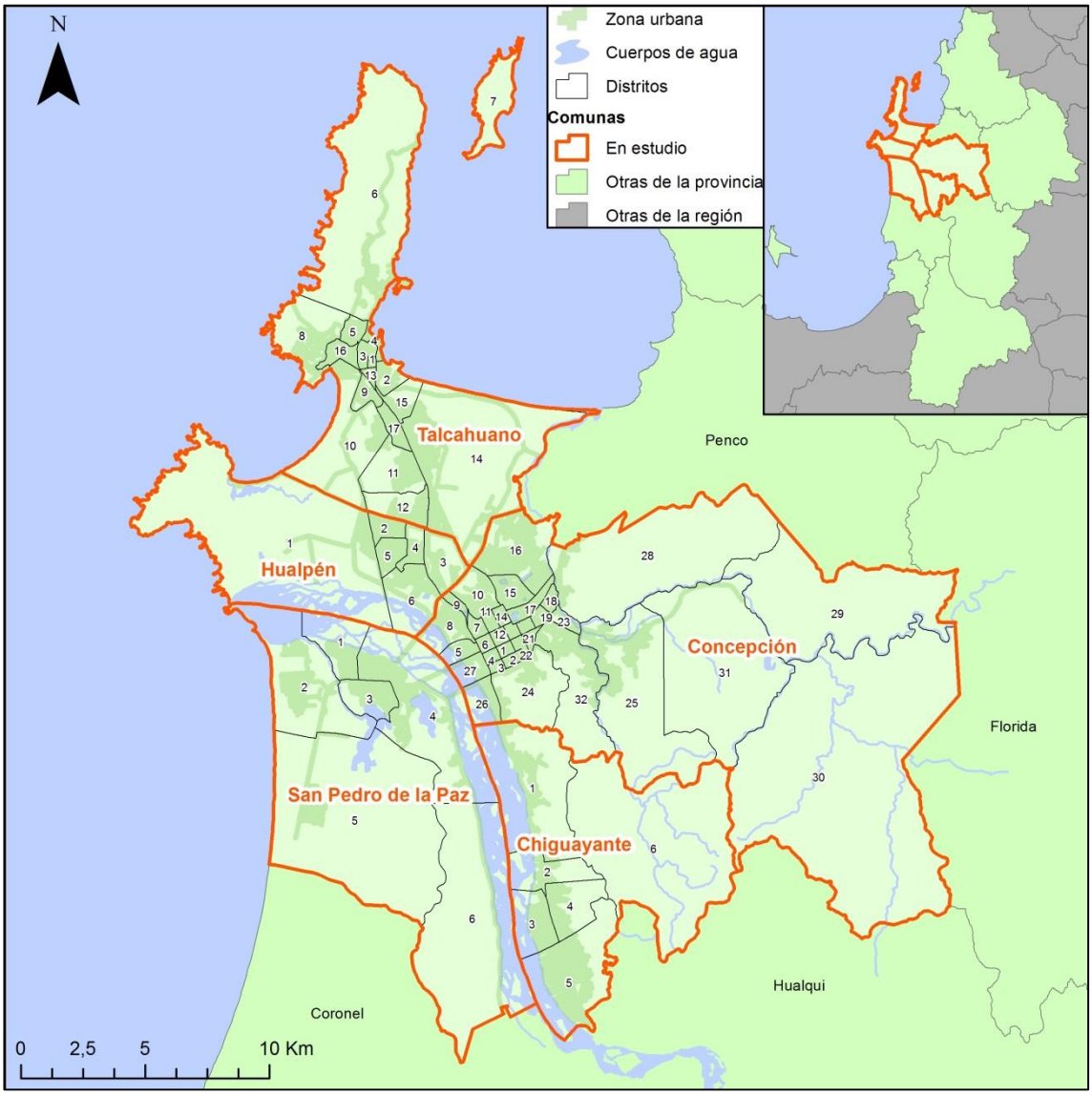
[5] Green, R., W. Hahn and D. Rocke, 1987, Standard errors for elasticities: A comparison of bootstrap and asymptotic standard errors, Journal of Business and Economic Statistics 5, 145-149.

Siendo A la matriz de varianza y covarianza asintótica de kxk para $\hat{\beta}$ del modelo1, B matriz de varianza y covarianza asintótica de qxq para $\hat{\gamma}$ del modelo 2, C matriz de varianza y covarianza asintótica de kxq entre $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$, y C' la transpuesta de la matriz C. Donde la matriz de C es igual a:

$$C = B\frac{\partial l_2}{\partial \gamma}\left[\frac{\partial l_1}{\partial \beta}\right]' A \tag{25}$$

Donde, $\frac{\partial\, l_1\,(\beta;Y_1,X)}{\partial \beta}$ y $\frac{\partial l_2\,(\gamma;Y_2,Z)}{\partial \gamma}$ es el vector gradiente de la función de máximo verosimilitud para el modelo 1 y 2.

10.4 Anexo 4: Ubicación de las comunas analizadas en el Gran Concepción



Fuente: Elaboración propia.