

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/321274457>

Elasticidades de la demanda de agua en Chile

Article · November 2017

CITATION

1

READS

91

1 author:



Guillermo Ignacio Acuña
University of Desarrollo

13 PUBLICATIONS 1 CITATION

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Estudios de la economía chilena [View project](#)



Growth and Convergence of Residential Water Consumption [View project](#)

Elasticidades de la demanda de agua en Chile

Guillermo I. Acuña

Facultad de Economía y Negocios

Universidad del Desarrollo, Chile

Email: guacunas@udd.cl

1. Introducción

En este trabajo se presentan estimaciones de las elasticidades (precio e ingreso) de la demanda de agua en Chile, con el objetivo de ponerlas a disposición de otros investigadores y consultores. El trabajo comienza con una revisión de la literatura de demanda de agua; luego se describen las variables utilizadas en este estudio, y se hace un análisis exploratorio de los datos. A continuación, se propone una metodología para la estimación de las elasticidades y, finalmente, se presentan y comentan las estimaciones realizadas para el total de la muestra, y para subconjuntos de datos, agrupados según: (1) región natural; (2) estación del año; (3) empresa; y (4) quintiles de ingreso.

2. Revisión de la literatura

El estudio de la demanda de agua para consumo residencial es un importante tema para académicos y organismos reguladores del sector sanitario, ya que se trata de una fracción creciente de la demanda total de agua, tanto en países desarrollados como en desarrollo. La literatura económica de la demanda de agua se enfoca principalmente en proveer métodos apropiados para estimar las elasticidades-precio e ingreso, y secundariamente en medir el efecto de otros determinantes de la demanda de agua. En esta sección se resumen algunos aspectos importantes de la literatura. Se recomienda leer los trabajos de Arbúes, Garcia-Valinas y Martínez-Espineira (2003) y de Worthington y Hoffman (2008) para profundizar en el tema.

El típico modelo econométrico tiene la forma $Q_D = f(P, Z)$, donde Q_D es la cantidad de agua consumida, P es alguna medida de precio, y Z es un conjunto de variables que afectan la demanda residencial de agua, como el ingreso, variables sociodemográficas y climáticas. Los datos pueden ser de sección transversal, series temporales o paneles de datos. El consumo registrado puede ser a nivel de hogares individuales o a nivel de unidad geográfica (consumo agregado).

Respecto de los precios, Worthington y Hoffman (2008) indican que éstos se caracterizan por tres aspectos: (1) tipo de medición (uso de medidor individual o colectivo); (2) estructura de precios; y (3) frecuencia de la facturación. La estructura de precios puede ser compleja, incluyendo una tarifa fija, que es independiente del nivel de consumo, y una tarifa variable, que depende del monto consumido. El precio variable puede ser no lineal si el precio por

unidad de consumo adicional (precio marginal) varía cuando se sobrepasa cierto nivel de consumo, que define diferentes precios marginales para distintos bloques de consumo. En una estructura progresiva de precios por bloques de consumo se cobra un mayor precio marginal luego de que el consumo sobrepasa un límite (Dahan y Nisan 2007; Olmstead, Hanemann y Stavins 2007; Schoengold y Zilberman 2014).

El agua es un commodity con pocos sustitutos, por lo que su demanda es inelástica al precio. Cuando existen bloques de consumo el precio se determina simultáneamente con la cantidad demandada, por lo que es endógeno. Para resolver este problema, un método popular consiste en incluir una variable adicional en las ecuaciones de demanda de agua, la diferencia de Nordin, que refleja el efecto ingreso impuesto a los consumidores por la estructura progresiva de precios (Taylor 1975; Nordin 1976). Esta especificación ha sido objeto de controversias, ya que algunos autores reconocen su importancia (Espey, Espey y Shaw 1997), mientras que otros la consideran innecesaria (Shin 1985; Chicoine, Deller y Ramamurthy 1986; Nieswiadomy y Molina 1991; Arbúes, Garcia-Valinas y Martinez-Espineira 2003). La especificación de los precios en la literatura es diversa: mientras que algunos autores usan los precios marginales, otros usan la diferencia de Nordin, el precio promedio, u otras variantes; sin embargo, en la mayoría de los estudios la elasticidad-precio se estima en el rango 0,25 a 0,75.

Las estimaciones de la elasticidad-ingreso de la demanda de agua muestran que es positiva e inelástica, y pequeña en magnitud, debido a que las cuentas de agua generalmente representan un pequeño porcentaje del ingreso de los hogares, especialmente en el caso de los hogares de altos ingresos (Arbúes, Garcia-Valinas y Martinez-Espineira 2003). Sin embargo, algunos autores argumentan que el efecto del ingreso sobre el consumo podría ser negativo, ya que mayores niveles de ingreso se asocian a una mayor educación, por lo que el ingreso podría capturar el efecto de medidas de conservación de agua implementadas por los hogares (Worthington y Hoffman 2008). Los datos de ingresos pueden ser per cápita o por hogar.

La demanda residencial de agua es muy sensible a las variables estacionales. La demanda aumenta en los meses de verano, debido a que tiene mayores usos externos, como el riego de jardines, llenado de piscinas, lavado de autos, y usos internos, como duchas más frecuentes. Estos factores estacionales se pueden medir de muchas maneras, por ejemplo, a través de la temperatura (Griffin y Chang 1990), minutos de sol, precipitaciones acumuladas, número de días lluviosos, y evotranspiración (Billings y Agthe 1980, Nieswiadomy y Molina 1991; Hewitt y Hanemann 1995). Cuando se tienen datos mensuales o trimestrales, se pueden usar variables dummy para modelar el consumo estacional.

Por otro lado, si la variable dependiente es el consumo del hogar, el tamaño del hogar debería estar relacionado positivamente con la cantidad consumida (Arbúes, Garcia-Valinas y Martinez-Espineira 2003). Nauges y Thomas (2000) argumentan que el consumo de agua es mayor en áreas con una alta proporción de personas jóvenes, debido a una mayor frecuencia de lavado de ropa y la realización de actividades al aire libre, intensivas en el consumo de agua. De forma similar, Martinez-Espineira (2003) señala que en áreas con una alta proporción de personas mayores el consumo debería ser mayor, debido a una mayor actividad de jardinería.

Arbúes, Garcia-Valinas y Martínez-Espineira (2003) señalan que las características de las viviendas son importantes determinantes de la demanda de agua. Por ejemplo, la proporción de segundas viviendas en una localidad puede ayudar a identificar áreas donde el consumo estacional puede tener un gran impacto. Además, la proporción de casas individuales es una variable proxy del tamaño promedio de los jardines y del nivel de penetración de los medidores individuales. Finalmente, características de las viviendas como el número de baños y el stock de electrodomésticos pueden ayudar a distinguir entre efectos de corto y largo plazo sobre la demanda de agua.

Los métodos de estimación son variados, e incluyen OLS, GLS, 2SLS, 3GLS, loggit, GMM, IV y cointegración. Los métodos OLS son los más utilizados, aun cuando producen estimaciones inconsistentes cuando hay estructuras progresivas de precios, dado que en este caso los precios son endógenos. Para resolver este problema se han sugerido métodos de variables instrumentales (ver, por ejemplo, Nieswiadomy y Molina 1991; Hewitt y Hanemann 1995; Olmstead, Hanemann y Stavins 2007).

3. Datos

3.1 Variables

La base de datos es un panel de 269 localidades chilenas, cuyo consumo mensual se registra desde el año 2010 al 2015, es decir, el panel tiene dimensiones $N = 269$ y $T = 72$ ($N * T = 19.368$). Se menciona que la base de datos inicial era de mayor dimensión, pero se excluyeron algunas localidades con $T < 72$, para que el panel estuviera balanceado. Los datos de consumo de agua y precios se obtuvieron del organismo regulador del sector sanitario, la *Superintendencia de Servicios Sanitarios* (SISS), para 30 empresas sanitarias.

Los datos de consumo se complementaron con datos socioeconómicos y demográficos de la encuesta CASEN, una encuesta de hogares a nivel nacional, disponible para los años 2009, 2011, 2013 y 2015. Los datos para los años 2010, 2012 y 2014 se imputaron usando interpolación. Los datos climáticos se obtuvieron del sitio web del Centro de Ciencia del Clima y la Resiliencia (CR2), que a su vez reunió los datos de la Dirección Meteorológica de Chile (DMC) y la Dirección General de Aguas (DGA). Los datos perdidos (*missing values*) se imputaron mediante el método del vecino más cercano (*nearest-neighbour*).

El consumo residencial de agua es el consumo de agua de hogares que viven en áreas urbanas de Chile. La variable dependiente usada en este estudio es el *consumo promedio* por localidad, que se calcula dividiendo el consumo total (m^3/mes) por el número de hogares en cada localidad y periodo.

Las demás variables son determinantes del consumo, que se pueden clasificar en tres tipos: (1) variables económicas (precio del agua e ingreso de los hogares); (2) variables sociodemográficas (características de los hogares y de sus viviendas); y (3) variables climáticas (precipitaciones acumuladas y temperatura media mensual).

Respecto de los precios, en Chile cada empresa sanitaria tiene su propia estructura tarifaria, y sólo algunas empresas utilizan el sistema de precio progresivo por bloques de consumo, que es una estructura de dos bloques válida sólo durante los meses de verano, el *periodo punta*, que se extiende desde diciembre a marzo. El límite entre los dos bloques de consumo es de alrededor de 40 m³ de agua al mes, lo que es un consumo bastante alto, mayor al consumo observado para la mayoría de los hogares, por lo que sólo muy pocos hogares consumen en el segundo bloque de consumo. Consumir en el segundo bloque de consumo implica pagar una tarifa marginal mayor por cada m³ de agua consumida, la *tarifa de sobreconsumo*. Durante el resto del año los consumidores pagan una tarifa marginal uniforme.

Aun cuando existe una estructura tarifaria, se optó por usar el precio promedio del agua como medida relevante de precio, ya que existe evidencia de que los consumidores no dedican mucho tiempo o esfuerzo en estudiar la estructura de tarifas (Billings y Agthe 1980; Bacharach y Vaughan 1994) debido a costos de información. Por lo tanto, usan el precio promedio para decidir cuánta agua consumir. Además, ciertos estudios han demostrado que los consumidores tienden a responder en mayor medida a los precios promedio que a los marginales en el caso de la demanda de agua (Foster y Beattie 1979, 1981; Griffin y Chang, 1990; Martínez-Espineira, 2003; Gaudin 2006) y también en el caso de la demanda de electricidad (Shin 1985; van Helden, Leeflang y Sterken 1987).

El *precio promedio* se calculó dividiendo el gasto total en agua por el total de consumo en m³, lo que permite obtener el precio promedio en unidades monetarias por m³ (Gaudin, Griffin y Sickles 2001; Gaudin 2006).

El *ingreso* es el ingreso promedio del hogar por localidad. El ingreso por hogar es el ingreso total mensual dividido por el número de personas en el hogar (es decir, es el ingreso per cápita del hogar). El ingreso total es la suma de los ingresos monetarios del trabajo y del capital, más las transferencias del Estado, incluyendo subsidios al consumo de agua, y la renta imputada de la vivienda (dado que los hogares propietarios de su vivienda no necesitan pagar renta, tienen un mayor ingreso disponible para consumir).

Los precios y el ingreso se encuentran en términos reales, deflactados por el Índice de Precios al Consumidor (IPC).

Se utilizan dos variables para controlar por las *características de los hogares*: (1) el número de personas en el hogar (promedio por localidad), dado que hogares más numerosos consumen una mayor cantidad de agua (Arbúes, García-Valinas y Martínez-Espineira 2003); y (2) el número de jóvenes en el hogar, donde los jóvenes son las personas menores de 15 años de edad, ya que los hogares con más jóvenes consumen más agua (Nauges y Thomas 2000).

Para controlar por las diferencias en las *características de la vivienda*, se utilizan dos variables: (1) el número de habitaciones; y (2) el número de baños de la vivienda. Estas variables se relacionan positivamente con el consumo, que debería ser mayor en viviendas mayores.

Las *variables climáticas* también influyen sobre el consumo, que es mayor en localidades calurosas y secas. Se utilizan dos variables para controlar por factores climáticos: las precipitaciones acumuladas durante el mes y la temperatura media mensual.

Adicionalmente, para caracterizar el clima chileno se utiliza un conjunto de dummies para las regiones naturales de Chile, que son cinco unidades territoriales definidas en base a criterios económicos y geográficos. Estas regiones se ordenan de norte a sur y tienen características naturales propias: el *Norte Grande* tiene un clima desértico principalmente, el *Norte Chico* tiene un clima semi-árido, la *Zona Central* tiene un clima mediterráneo, la *Zona Sur* tiene un clima oceánico templado, y la *Zona Austral* tiene un clima oceánico subpolar. Los límites entre las regiones naturales son los paralelos 27, 33, 37 y 42 (°S). En este trabajo se usan datos de localidades que se extienden a través de 34° de latitud, desde Arica a Porvenir, que están separadas por 3.871 km de norte a sur.

Las regiones naturales tienen una correspondencia con las regiones administrativas de Chile, que son unidades territoriales definidas en base a criterios económicos, geográficos y demográficos. De norte a sur son las siguientes: Arica y Parinacota (XV), Tarapacá (I), Antofagasta (II), Atacama (III), Coquimbo (IV), Valparaíso (V), Metropolitana de Santiago (XIII), O'Higgins (VI), Maule (VII), Bío Bío (VIII), Araucanía (IX), Los Ríos (XIV), Los Lagos (X), Aysén (XI), y Magallanes (XII). En el cuadro 1 se muestra esta correspondencia y el número de localidades por región natural.

3.2 Estadística descriptiva

En el cuadro 2 se muestra el resumen de estadísticas descriptivas. El consumo promedio es de 14,21 m³ mensuales, mientras que el consumo mediano es de 11,74 m³ mensuales. La distribución del consumo está fuertemente sesgada a la derecha (sesgo positivo), ya que existen localidades con niveles de consumo muy altos, lo que hace aumentar el promedio por sobre la mediana de la distribución. El 50% de los datos de consumo se encuentra entre 9,90 m³/mes (p25) y 15,14 m³/mes (p75), mientras que el 90% de los datos se encuentra entre 7,88 m³/mes (p5) y 27,57 m³/mes (p95).

El precio promedio es de 943 CLP/m³ mientras que el ingreso per cápita promedio es de 258.992 CLP. En promedio, el número de personas en el hogar es de 3 personas, de las cuales una es joven. Las viviendas tienen en promedio tres dormitorios y un baño. Las precipitaciones acumuladas y temperatura media mensuales, en promedio son de 64,62 mm y 12,87°C, respectivamente.

En el cuadro 3 se muestra el consumo promedio y mediano por año. Se aprecia que en ambos casos la tendencia es creciente: el consumo está aumentando en el tiempo.

En el cuadro 4 se muestra el consumo promedio y mediano por mes. En la figura 1 se muestra el consumo promedio por mes. En ambos casos se observa con claridad el componente estacional del consumo de agua, que aumenta en los meses calurosos y secos, y disminuye en los meses fríos y lluviosos.

En el cuadro 5 se muestra el consumo por estación del año. Se observa que el consumo promedio es mayor en verano y primavera, y menor en otoño e invierno.

En el cuadro 6 se muestran estadísticas de consumo y clima por región natural. Se observa que en el Norte Chico y Zona Central la distribución del consumo es más desigual, ya que existe una mayor diferencia entre el promedio y la mediana de los datos. En el Norte Grande, Zona Sur y Zona Austral, los promedios y medianas son similares. La región que más consume es la Zona Central, mientras que la que menos consume es el Norte Chico. Respecto al clima, se observa que las precipitaciones aumentan de norte a sur, hasta la Zona Sur, y luego disminuyen en la Zona Austral. La Zona Sur es la región más lluviosa del país, mientras que el Norte Grande es la región más árida. En el caso de las temperaturas medias, éstas tienden a disminuir de norte a sur, excepto en el caso del Norte Chico, en que sólo se tiene una localidad, costera (las mayores temperaturas se registran en las localidades del interior del país).

En el cuadro 7 se muestran estadísticas descriptivas de consumo, precio e ingreso, por empresa sanitaria. Se muestran las 10 empresas sanitarias más importantes, según el consumo total de sus clientes (se encuentran ordenadas de forma descendente). Aguas Andinas es la empresa más importante, cuyos clientes consumen en promedio 16,90 m³/mes, seguida de ESSBIO, cuyos clientes consumen 11,49 m³/mes en promedio. La empresa con clientes de mayor consumo es Aguas Manquehue, con un consumo promedio de 57,09 m³/mes, seguida de Aguas Cordillera, con un consumo de 36,07 m³/mes. Estas dos empresas tienen a los clientes con mayor ingreso per cápita. Respecto del precio, el mayor precio promedio lo pagan los clientes de Aguas Antofagasta, 1.454 CLP/m³, y en segundo lugar los clientes de ESSAL, 1.390 CLP/m³. Las empresas con clientes de mayor consumo, Aguas Manquehue y Aguas Cordillera, tienen tarifas relativamente bajas, ubicadas en el 7° y 8° lugar del ranking de precios, respectivamente, lo que sugiere que su alto consumo se podría deber a la combinación de ingresos altos y tarifas bajas.

4. Metodología

Se estima la siguiente ecuación de demanda de agua:

$$\ln(C_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{precio}_{i,t}) + \beta_2 \ln(\text{ingreso}_{i,t}) + W_{i,t}\delta + \eta_r + \epsilon_{i,t}$$

Donde el logaritmo natural del consumo depende de una constante, α , del logaritmo natural del precio y del ingreso, del conjunto de variables de control, $W_{i,t}$, y de efectos fijos individuales por región natural, η_r .

Para seleccionar el estimador apropiado se utilizó el test de Hausman (1978) que, sin embargo, no permitió determinar con claridad cuál es el mejor estimador. El test rechaza los estimadores OLS con variables dummy y de efectos aleatorios (RE), favoreciendo al estimador de efectos fijos (FE o *within estimator*), pero también rechaza al estimador de efectos fijos favoreciendo al *between estimator* (BE), que es consistente con los estimadores OLS y RE. Por lo tanto, en una primera instancia se mostrarán los resultados de las cuatro estimaciones.

Se menciona que las estimaciones ignoran el tema de la endogeneidad del precio y del ingreso, ya que sólo unas pocas localidades se ven afectadas. Sin embargo, este tema es resuelto parcialmente gracias al uso de efectos fijos. Se recomienda leer los trabajos de Billings y Agthe (1980) y Hewitt y Hanemann (1995) para aprender métodos más elaborados de estimación de la ecuación de demanda de agua en presencia de endogeneidad.

Para hacer inferencia, se estimó la varianza de los coeficientes utilizando errores robustos agrupados (*clustered robust errors*) por región natural, ya que la varianza del consumo no es constante a lo largo de las observaciones. Por ejemplo, la varianza del consumo es mayor en localidades de bajas precipitaciones que en localidades de altas precipitaciones (Figura 2). En el caso de localidades de altas precipitaciones, los hogares consumen poco, debido a que no demandan agua para riego, mientras que, en localidades de bajas precipitaciones, la varianza aumenta, ya que los hogares de mayores ingresos pueden aumentar su consumo para riego, mientras que los hogares de bajos ingresos no pueden hacerlo.

Se mostrarán estimaciones para el total de los datos de la muestra y para subconjuntos de datos, según: (1) región natural; (2) estación del año; (3) empresa; (4) quintiles de ingreso. En algunos casos, por ejemplo, al hacer estimaciones por región natural o por empresa, los datos abarcan una sola región natural, por lo que se descarta el uso de variables dummy por región natural, y los errores robustos agrupados son reemplazados por errores robustos a heterocedasticidad tradicionales (*Eicker–Huber–White*).

5. Resultados

En el cuadro 8 se muestra el resultado de las estimaciones para la muestra completa. Se observa que el modelo de efectos fijos (FE) tuvo el menor ajuste a los datos (R^2), lo que se debería a que los datos tienen mayor variación *cross-section* que temporal. También se observa que los modelos con más variables significativas son los estimados por OLS y BE, y los signos de los coeficientes son, en general, consistentes con la literatura. La elasticidad-precio de la demanda se estimó entre -0,7 y -0,16, es decir, es negativa e inelástica. La elasticidad-ingreso de la demanda se estimó entre 0,07 y 0,20, positiva e inelástica. Dado que los mejores resultados se obtuvieron con el estimador OLS, las estimaciones para subgrupos de datos se realizan con este estimador.

En el cuadro 9 se muestran los resultados de las estimaciones por región natural. En la columna (1) se agruparon los datos del Norte Grande y Norte Chico, debido a que en el Norte Chico sólo se cuenta con una localidad. El mejor ajuste a los datos se logró en el caso de la Zona Central. Se observa que la menor elasticidad-precio en valor absoluto se encuentra en la Zona Central, es decir, se trata de la región menos sensible al precio. Por el contrario, la mayor elasticidad-precio se encontró en la Zona Austral. En el caso de la elasticidad-ingreso, la mayor elasticidad se encontró en el Norte Grande, mientras que la menor se encontró en la Zona Sur.

En el cuadro 10 se muestran las estimaciones por estación del año, y también agrupadas en meses fríos y húmedos (Otoño + Invierno), y calurosos y secos (Primavera + Verano). Se

observa que la elasticidad-precio de la demanda resultó no significativa en verano, otoño y primavera, y tampoco en los meses calurosos y secos (P+V), es decir, la demanda de agua sería insensible al precio en estos meses. En invierno, la elasticidad-precio de la demanda es negativa y significativa. En el caso de la elasticidad-ingreso, se estimaron coeficientes significativos en todos los casos, y se encontró que es menor en los meses calurosos y secos. Estos resultados son consistentes con la literatura, que señala que la elasticidad-precio o ingreso es menor en los meses calurosos y secos, lo que implica que los cambios en el consumo de agua se explican por cambios en la conducta, y no por factores económicos (Worthington y Hoffman 2008).

En el cuadro 11 se muestran estimaciones por estaciones del año, pero considerando sólo localidades de la Zona Central, donde las estaciones son bien marcadas: en otoño e invierno el clima es frío y húmedo, mientras que en primavera y verano es caluroso y seco. Por el contrario, en las zonas extremas del país las estaciones no son bien marcadas. Los resultados son similares a los anteriores: el precio afecta a la demanda de agua sólo en los meses fríos y húmedos, mientras que no afectan durante los meses calurosos. Asimismo, la elasticidad-ingreso es mayor en los meses fríos y húmedos que en los meses calurosos y secos.

En el cuadro 12 se muestran las estimaciones por empresa sanitaria, para las seis empresas más importantes según consumo total. En el caso de Aguas Antofagasta la elasticidad-precio de la demanda fue no significativa, lo que se puede explicar por su clima caluroso y seco durante todo el año. En el caso de SMAPA, la elasticidad-precio fue positiva, lo que es un resultado inesperado, probablemente sesgado. En el caso de Aguas Andinas, la elasticidad-precio es muy baja en valor absoluto, aunque significativa, lo que implica que sus clientes son poco sensibles al precio. En el caso de la elasticidad-ingreso, se observan tres empresas para las cuales resultó negativa, es decir, el consumo disminuye a medida que aumenta el ingreso. Esta situación se ha registrado antes en la literatura, cuyos autores señalan que el efecto del ingreso puede ser negativo cuando se relaciona con la educación, por lo que estaría capturando el efecto de medidas de consumo eficiente de agua implementadas por los hogares (Worthington y Hoffman 2008).

El cuadro 13 muestra las estimaciones por quintiles de ingreso, para los quintiles 1 y 5 de la distribución de ingreso promedio por localidad. El quintil 1 se compone del 20% de las localidades de menores ingresos, mientras que el quintil 5 agrupa al 20% de las localidades de mayores ingresos. Se observa que la elasticidad-precio de la demanda es no significativa en ambos casos, es decir, estos hogares son insensibles al precio. En el caso de la elasticidad-ingreso, ésta es no significativa en el caso de las localidades de bajos ingresos, y es positiva y significativa en las localidades de altos ingresos.

Figuras

Figura 1. Consumo promedio por mes

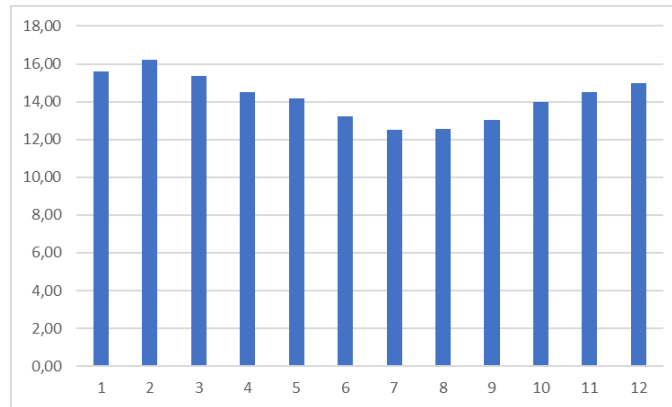
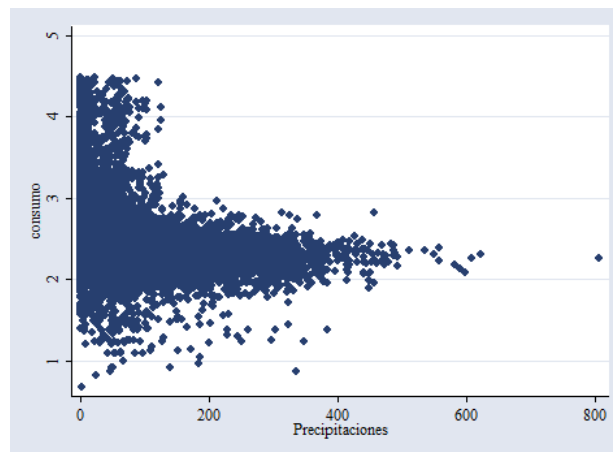


Figura 2. Relación entre precipitaciones y consumo



Cuadros

Cuadro 1. Regiones naturales y administrativas de Chile

| R. Naturales | R. Administrativas | Localidades |
|---------------------|---------------------------|--------------------|
| Norte Grande | XV, I, II y III | 9 |
| Norte Chico | III, IV y V | 1 |
| Zona Central | V, XIII, VI, VII y VIII | 157 |
| Zona Sur | VIII, IX, XIV y X | 84 |
| Zona Austral | X, XI y XII | 18 |

Cuadro 2. Resumen de estadísticas descriptivas

| Variable | n | Promedio | Desv.Est. | Min | Max |
|--------------------|----------|-----------------|------------------|------------|------------|
| Consumo promedio | 19.141 | 14,21 | 9,48 | 1,97 | 88,70 |
| Precio promedio | 18.795 | 943,63 | 400,70 | 75,72 | 2.229,27 |
| Ingreso per cápita | 19.296 | 258.992 | 189.858 | 89.181 | 1.556.224 |
| Número de personas | 19.296 | 3,33 | 0,30 | 2,13 | 4,39 |
| Menores de 15 | 19.296 | 0,71 | 0,15 | 0,17 | 1,57 |
| Dormitorios | 19.296 | 2,75 | 0,25 | 1,95 | 4,71 |
| Baños | 19.296 | 1,08 | 0,34 | 0,20 | 2,99 |
| Precipitaciones | 17.360 | 64,62 | 83,91 | 0,00 | 806,40 |
| Temperatura media | 17.338 | 12,87 | 4,59 | -7,93 | 23,51 |

Cuadro 3. Consumo promedio y mediano por año

| Año | Promedio | Mediana |
|------------|-----------------|----------------|
| 2010 | 13,92 | 11,39 |
| 2011 | 14,01 | 11,50 |
| 2012 | 14,32 | 11,82 |
| 2013 | 14,30 | 11,80 |
| 2014 | 14,27 | 11,88 |
| 2015 | 14,43 | 12,10 |

Cuadro 4. Consumo promedio y mediano por mes

| Mes | Promedio | Mediana |
|------------|-----------------|----------------|
| 1 | 15,60 | 12,95 |
| 2 | 16,23 | 13,75 |
| 3 | 15,34 | 12,78 |
| 4 | 14,52 | 11,92 |
| 5 | 14,15 | 11,25 |
| 6 | 13,20 | 10,74 |
| 7 | 12,52 | 10,38 |
| 8 | 12,55 | 10,51 |
| 9 | 13,05 | 10,67 |
| 10 | 13,98 | 11,30 |
| 11 | 14,50 | 11,58 |
| 12 | 14,99 | 12,13 |

Cuadro 5. Consumo promedio por estación del año

| Meses | Estación | Consumo |
|--------------|-----------------|----------------|
| 1, 2, 3 | Verano | 15,72 |
| 4, 5, 6 | Otoño | 13,95 |
| 7, 8, 9 | Invierno | 12,71 |
| 10, 11, 12 | Primavera | 14,49 |

Cuadro 6. Estadísticas de consumo y clima por región natural

| Región | Consumo | | Clima | |
|---------------|-----------------|----------------|------------------------|-----------------|
| | Promedio | Mediana | Precipitaciones | T. Media |
| Norte Grande | 14,88 | 15,17 | 0,47 | 17,37 |
| Norte Chico | 8,13 | 7,32 | 7,36 | 12,58 |
| Zona Central | 16,79 | 13,81 | 38,77 | 14,01 |
| Zona Sur | 10,31 | 10,19 | 109,24 | 11,52 |
| Zona Austral | 10,32 | 10,62 | 95,00 | 8,36 |

Cuadro 7. Estadísticas descriptivas por empresa sanitaria

| Empresa | Consumo | Ranking | Precio | Ranking | Ingreso | Ranking |
|---------------------|---------|---------|--------|---------|-----------|---------|
| Aguas Andinas | 16,90 | 4 | 589 | 9 | 348.563 | 4 |
| ESSBIO | 11,49 | 7 | 884 | 6 | 197.527 | 8 |
| Aguas Cordillera | 36,07 | 2 | 595 | 8 | 1.052.801 | 1 |
| SMAPA | 16,98 | 3 | 445 | 10 | 295.848 | 5 |
| Nuevo Sur | 10,36 | 8 | 1.061 | 3 | 189.841 | 9 |
| Aguas Antofagasta | 15,31 | 5 | 1.454 | 1 | 355.985 | 3 |
| Aguas Araucanía | 10,16 | 9 | 945 | 5 | 178.939 | 10 |
| Aguas Del Altiplano | 14,68 | 6 | 1.051 | 4 | 266.427 | 6 |
| ESSAL | 9,86 | 10 | 1.390 | 2 | 218.422 | 7 |
| Aguas Manquehue | 57,09 | 1 | 663 | 7 | 600.966 | 2 |

Cuadro 8. Resultado de las estimaciones con el total de los datos

| | OLS | BE | RE | FE |
|--------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Precio promedio | -0,1178* (0,0950) | -0,1627*** (0,0010) | -0,0774*** (0,0000) | -0,0722*** (0,0050) |
| Ingreso | 0,2030*** (0,0080) | 0,1792** (0,0200) | 0,0736* (0,0580) | 0,0582 (0,2490) |
| Número de personas | 0,4104* (0,0700) | 0,7185*** (0,0000) | -0,0061 (0,2000) | -0,0326** (0,0240) |
| Menores de 15 | -0,0843 (0,5980) | -0,5213** (0,0140) | -0,0066 (0,8490) | -0,0023 (0,9370) |
| Dormitorios | 0,1538** (0,0160) | 0,1464* (0,0930) | -0,0122 (0,1570) | -0,0073 (0,3800) |
| Baños | 0,2575*** (0,0000) | 0,3277*** (0,0010) | 0,0440 (0,4710) | -0,0330 (0,2710) |
| Precipitaciones | -0,0003 (0,2150) | -0,0012*** (0,0040) | -0,0001 (0,1220) | -0,0001 (0,2050) |
| Temperatura media | 0,0130*** (0,0090) | 0,0007 (0,9420) | 0,0163*** (0,0000) | 0,0167*** (0,0000) |
| Constante | -1,4185 (0,3880) | -1,2886 (0,2100) | 1,9422*** (0,0000) | 2,2342*** (0,0080) |
| N | 0,6478 | 0,5964 | 0,4095 | 0,2731 |
| R ² | 15.087 | 15.087 | 15.087 | 15.087 |

OLS: OLS con variables dummy (no se muestran los coeficientes de las variables dummy);

BE: *between estimator*; RE: *random-effects estimator*; FE: *within estimator*

Valores-p entre paréntesis; * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Cuadro 9. Estimaciones por región natural

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Precio | -0,1128** (0,0100) | -0,0357*** (0,0000) | -0,1279*** (0,0000) | -0,9176*** (0,0000) |
| Ingreso | 0,3781*** (0,0000) | 0,2652*** (0,0000) | 0,1594*** (0,0000) | 0,1623*** (0,0000) |
| N | 498 | 7.862 | 5.515 | 1.142 |
| R ² | 0,5644 | 0,6784 | 0,3121 | 0,3963 |
| Región | N.G+Ch | Z. Central | Z. Sur | Z. Austral |

No se muestran los coeficientes de las otras variables. No se usan variables dummy.

Se usan errores robustos a heterocedasticidad. Valores-p entre paréntesis;

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Cuadro 10. Estimaciones por estación del año

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Precio | -0,1022 (0,2040) | -0,2173 (0,1010) | -0,2212* (0,0940) | -0,0936 (0,1460) | -0,2177* (0,0960) | -0,0981 (0,1510) |
| Ingreso | 0,1963*** (0,0070) | 0,2040*** (0,0030) | 0,2329*** (0,0020) | 0,1752*** (0,0090) | 0,2185*** (0,0020) | 0,1839*** (0,0070) |
| N | 3.859 | 3.825 | 3.770 | 3.633 | 7.595 | 7.492 |
| R ² | 0,5595 | 0,6589 | 0,6844 | 0,6612 | 0,6693 | 0,6137 |
| Estación | Verano | Otoño | Invierno | Primavera | O+I | P+V |

No se muestran los coeficientes de las otras variables. Se usan errores robustos agrupados por localidad.

Valores-p entre paréntesis; * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Cuadro 11. Estimaciones por estaciones del año en la Zona Central

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| Precio | -0,0844*** (0,0010) | 0,0381 (0,1380) | -0,0858*** (0,0000) | -0,0160 (0,2100) |
| Ingreso | 0,2991*** (0,0000) | 0,2715*** (0,0000) | 0,2666*** (0,0000) | 0,2363*** (0,0000) |
| N | 1.988 | 1.989 | 3.947 | 3.915 |
| R ² | 0,7416 | 0,5503 | 0,7126 | 0,6214 |
| Estación | Invierno | Verano | O+I | P+V |

No se muestran los coeficientes de las otras variables. Se usan errores robustos agrupados por localidad.

Valores-p entre paréntesis; * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Cuadro 12. Estimaciones por empresa sanitaria

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| Precio | -0,0294** (0,0270) | -0,1196*** (0,0000) | -0,2285*** (0,0000) | 0,0779*** (0,0000) | -0,1989*** (0,0000) | -0,0530 (0,1670) |
| Ingreso | -0,0384* (0,0860) | 0,3292*** (0,0000) | -0,7534*** (0,0000) | -0,1765*** (0,0020) | 0,1471*** (0,0000) | 0,1911*** (0,0000) |
| N | 2.633 | 2.987 | 180 | 359 | 1.275 | 287 |
| R ² | 0,5338 | 0,5283 | 0,9034 | 0,4121 | 0,4035 | 0,7474 |
| Empresa | A. Andinas | ESSBIO | A.Cordillera | SMAPA | Nuevo Sur | Antofagasta |

No se muestran los coeficientes de las otras variables. No se usan variables dummy.

Se usan errores robustos a heterocedasticidad. Valores-p entre paréntesis;

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Cuadro 13. Estimaciones por quintiles de ingreso

| | (1) | (2) |
|----------------|---------------------|-----------------------|
| Precio | -0,1012 (0,3310) | -0,1327 (0,2420) |
| Ingreso | 0,1970 (0,2130) | 0,3927*** (0,0030) |
| N | 3.341 | 2.993 |
| R ² | 0,3625 | 0,7110 |
| Quintil | 1 | 5 |

No se muestran los coeficientes de las otras variables. No se usan variables dummy.

Se usan errores robustos agrupados por región natural. Valores-p entre paréntesis;

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Referencias

- Arbúes, F., Garcia-Valinas, M. A., & Martinez-Espineira, R. (2003). Estimation of Residential Water Demand: A State-Of-The-Art Review. *Journal of Behavioral and Experimental Economics (formerly The Journal of Socio-Economics)*, 32, issue 1, p. 81-102.
- Bacharach, M. and Vaughan, W. J. (1994). Household Water Demand Estimation. IDB Publications (Working Papers) 6298, Inter-American Development Bank.
- Billings, R. B. and Agthe, D. E. (1980). Price Elasticities for Water: A Case of Increasing Block Rates. *Land Economics*, 56(1): 73–84.
- Chicoine, D. L., Deller, S. C., and Ramamurthy, G. (1986). Water demand estimation under block rate pricing: a simultaneous equation approach. *Water Resources Research*, 22(6): 859–863.
- Dahan, M. and Nisan, U. (2007). The Unintended Consequences of Increasing Block Tariffs Pricing Policy in Urban Water. *Water Resources Research*, 43(3). W03402
- Espey, M., Espey, J., and Shaw, W.D. (1997). Price elasticity of residential demand for water: a meta-analysis. *Water Resources Research*, 33(6): 1369–1374.
- Foster, H. S. and Beattie, B. R. (1979). Urban Residential Demand for Water in the United States. *Land Economics*, 55(1):43-58.
- Foster, H. S. and Beattie, B. R. (1981). On the Specification of Price in Studies of Consumer Demand under Block Price Scheduling. *Land Economics*, 57(4):624-629.
- Gaudin, S. (2006). Effect of price information on residential water demand. *Applied Economics*, 38(4):383-393.
- Gaudin, S., Griffin, R. C., and Sickles, R. C. (2001). Demand specification for municipal water management: evaluation of the Stone–Geary form. *Land Economics*, 77(3): 399–422.
- Griffin, R. C., and Chang, C. (1990). Pretest analyses of water demand in thirty communities. *Water Resources Research*, 26(10), 2251–2255.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6):1251-1271.
- Hewitt J. A. and Hanemann, W.M. (1995). A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing. *Land Economics*, 71(2): 173-192.
- Martinez-Espineira, R. (2003). Estimating water demand under increasing-block tariffs using aggregate data and proportions of users per block. *Environmental and Resource Economics*, 26(1): 5–23.

Nauges, C. and Thomas, A. (2000). Privately operated water utilities, municipal price negotiation, and estimation of residential water demand: the case of France. *Land Economics*, 76(1): 68–85.

Nieswiadomy, M. L. and Molina, D. J. (1991). A note on price perception in water demand Models. *Land Economics*, 67(3): 352–359.

Nordin, J. A. (1976). A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis: Comment. *The Bell Journal of Economics*, 7(2):719-721.

Olmstead, S. M., Hanemann, W. M., and Stavins, R. N. (2007). Water demand under alternative price structures. *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(2): 181-198.

Schoengold, K. and Zilberman, D. (2014). The economics of tiered pricing and cost functions: Are equity, cost recovery, and economic efficiency compatible goals? *Water Resources and Economics*, 7(Supplement C):1-18.

Shin, J.-S. (1985). Perception of Price When Price Information Is Costly: Evidence from Residential Electricity Demand. *The Review of Economics and Statistics*, 67(4):591-598.

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

van Helden, G. J., Leeflang P. S. H., and Sterken, E. (1987). Estimation of the demand for electricity. *Applied Economics*, 19(1):69-82.

Worthington, A. C. and Hoffman, M. (2008). An Empirical Survey Of Residential Water Demand Modelling. *Journal of Economic Surveys*, 22(5):842-871.