



Universidad de Concepción
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Programa Magíster en Economía Aplicada

¿Responden los consumidores residenciales de agua al precio marginal?

Tesis presentada a la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Concepción para optar al grado de Magíster en Economía Aplicada

Por: Pablo Enrique González Recio
Profesor Guía: Felipe Antonio Vásquez Lavín

Concepción, Chile 2025.

© 2024 PABLO ENRIQUE GONZÁLEZ RECIO

Se autoriza la reproducción total o parcial, con fines académicos,
por cualquier medio o procedimiento, sin permiso escrito del autor.

AGRADECIMIENTOS

A mi familia, y en especial a la memoria de mi abuela Carmen, quien dedicó su vida para que mis padres, Pilar y Roberto, pudieran brindarnos a mi hermana Macarena y a mí las herramientas que nos hicieron ser quienes somos hoy. Ustedes han sido mi mayor apoyo y refugio incondicional. Gracias por su amor infinito, por su paciencia y por enseñarme con el ejemplo que el esfuerzo y la perseverancia siempre valen la pena. Han estado a mi lado en cada paso de mi vida, celebrando mis logros y sosteniéndome en los tropiezos. Nada de esto hubiese sido posible sin su apoyo inquebrantable. Gracias por creer en mí; este logro también es suyo.

A mis amigos Nicolás, Carolina y Valeska, por su compañía y, sobre todo, por ser fuente de momentos de serenidad que ha hecho este camino más llevadero. Han estado ahí sin condiciones, con una paciencia y generosidad que valoro profundamente. No hay palabras suficientes para expresar mi gratitud por su amistad, pero espero que sepan lo importantes que han sido para mí.

A los profesores Felipe Vásquez y Mauricio Leiva, por compartir generosamente su conocimiento y su guía constante. Su ayuda y observaciones han sido esenciales para esta investigación.

A todas aquellas personas que, de una u otra forma, han dejado huella en mi vida y han sido parte de mi camino, aunque sus nombres no estén expresamente mencionados aquí, cada encuentro, ya sea a través de apoyo o desafíos, han aportado para mi crecimiento personal y académico.

Finalmente, agradezco al Center of Applied Ecology and Sustainability (CAPES) la oportunidad de realizar esta investigación y a ANID PIA/BASAL AFB240003 por el financiamiento.

Contenido

RESUMEN	6
CAPITULO 1	8
1.1 INTRODUCCIÓN	8
CAPITULO 2	11
2.1 REVISIÓN DE LITERATURA	11
CAPITULO 3	16
3.1 MARCO TEÓRICO	16
3.1.1 ESTRUCTURA TARIFARIA	16
3.1.2 RESTRICCIÓN PRESUPUESTARIA	18
3.1.3 INFERENCIA CAUSAL.....	20
CAPITULO 4	22
4.1 MATERIALES Y METODOS.....	22
4.2 INFERENCIA CAUSAL.....	26
4.3 PRUEBA DE SHIN.....	28
4.4 MODELO DISCRETO-CONTINUO	29
CAPÍTULO 5	33
5.1 RESULTADOS	33
5.2 CONCLUSIÓN	40
Bibliografía	42
ANEXO	50

Índice de Figuras

Figura 1 Cambio en la estructura tarifaria	23
Figura 2 Características Socioeconómicas	24

Índice de Tablas

Tabla 1 Estadística descriptiva	33
Tabla 2 Resultado estimación TWFE	34
Tabla 3 Resultados estimación RD	35
Tabla 4 Resultados Prueba Shin	36
Tabla 5 Resultados estimación modelo DCC-DiD	38

RESUMEN

Esta investigación analiza cómo los hogares ajustan su consumo de agua frente a un aumento exógeno en los precios, en el contexto de una estructura tarifaria no lineal en Santiago de Chile. Explotando un diseño cuasi-experimental, se emplean diversos enfoques econométricos para identificar el efecto causal y conocimiento de la estructura tarifaria. Los resultados muestran que los hogares responden significativamente al precio marginal, especialmente aquellos con alto consumo, lo que valida los supuestos del modelo estructural. Esta evidencia respalda el uso de políticas basadas en precios, aunque también subraya la necesidad de esquemas tarifarios simples y comprensibles para maximizar su efectividad.

CAPITULO 1

1.1 INTRODUCCIÓN

En los últimos años, la demanda residencial de agua ha aumentado a nivel global debido al crecimiento económico, el cambio climático, la expansión demográfica y la ineficiente gestión del recurso en décadas anteriores (Benavides-Muñoz et al., 2024). Esta combinación de factores ha intensificado la escasez de agua para uso residencial, entendida como un desequilibrio entre la oferta y la demanda (Nachtnebel & Nandalal, 2021; Salehi, 2022; Shi et al., 2014). La crisis hídrica es cada vez más evidente y plantea desafíos generalizados en la gestión del recurso. En este contexto, el Banco Mundial (2024) advierte que la escasez de agua afecta de manera desproporcionada a las poblaciones más vulnerables, convirtiéndose en un obstáculo para el progreso económico, la erradicación de la pobreza y el desarrollo sostenible.

Para hacer frente a esta problemática, los países han implementado diversas estrategias, incluyendo medidas tecnológicas y programas de concientización para reducir el consumo residencial de agua (Morseletto et al., 2022) Por ejemplo, sistemas de medición inteligentes los cuales permiten monitorear en tiempo real el consumo (Boyle et al., 2013), así como campañas de información pública acompañadas de restricciones temporales de uso y metas de consumo individual (Enqvist & Ziervogel, 2019).

Sin embargo, no todas estas pueden aplicarse directamente en países en vías de desarrollo debido principalmente a limitaciones económicas y estructurales (Sharma & Vairavamoorthy, 2009). En este contexto, las políticas de precios emergen como un instrumento clave para la gestión de la demanda, ya que se consideran más eficaces y eficientes que otras medidas como el racionamiento o las campañas de sensibilización (Arbués et al., 2003; Ratnasiri et al., 2018; Xu et al., 2018).

El diseño de políticas de precios debe adoptar un enfoque integral. Diversos estudios han mostrado que una estructura tarifaria mal diseñada puede ser contraproducente, generando incentivos no deseados, como el aumento en el consumo en lugar de su (Asci et al., 2017; Liu et al., 2003). Esta controversia ha convertido a la fijación del precio del agua en un tema de debate en la literatura económica (García-Valiñas & Suárez-Fernández, 2022), especialmente debido a la dificultad de predecir el comportamiento de los consumidores frente a cambios tarifarios.

La importancia política del precio del agua y los riesgos asociados a la escasez han generado un entorno de toma de decisiones crítico para los formuladores de políticas, quienes deben equilibrar la eficiencia económica con la equidad en el acceso al recurso (Cabral et al., 2017; Crase et al., 2007; Schewe et al., 2019) Para diseñar mecanismos tarifarios eficaces, es fundamental comprender a qué variable de precio responden los consumidores (De Bartolome, 1995; Nieswiadomy & Molina, 1991).

En la práctica, la fijación del precio del agua residencial urbana sigue alguno de tres esquemas principales: (1) precio marginal uniforme (UP), (2) tarifa por bloques crecientes (IBT) y (3) tarifa por bloques decrecientes (DBT), los cuales se ilustran gráficamente en el Anexo 1. Cada uno de estos esquemas suele estar acompañado de una tarifa fija por la disponibilidad del servicio (Grafton et al., 2020).

En los países en desarrollo, predomina las IBT (Asci et al., 2017; Whittington, 2003; Whittington et al., 2015). Este esquema impone un precio por unidad (p_1) para el consumo dentro del primer bloque (hasta un umbral q_1) un precio por unidad más alto (p_2) para el consumo en el segundo bloque (entre q_1 y un segundo umbral q_2), y así sucesivamente ($p_1 < p_2 < \dots < p_n$). Es decir, el precio marginal aumenta a medida que el consumo supera determinado umbral. En algunos países se implementan variaciones estacionales de precios para reflejar la disponibilidad del recurso a lo largo del año (Monteiro & Roseta-Palma, 2011; Pérez-Urdiales & Baerenklau, 2019). En Chile, por ejemplo, la estructura tarifaria varía según la estación: durante los meses de verano se aplica un esquema IBT, mientras que en el resto del año se utiliza una tarifa UP (Superintendencia de Servicios Sanitarios, 2024).

A pesar de la lógica económica detrás de las tarifas por bloques, la evidencia empírica sugiere que esto no siempre ocurriría de manera óptima en mercados con estructuras tarifarias complejas (Ito, 2014). Esto se debe, en parte, a la falta de comprensión de las boletas de facturación y a la dificultad para interpretar los costos marginales del consumo (Olmstead et al., 2007). En este sentido, y considerando que bajo estructuras tarifarias complejas como las IBT o DBT, el precio marginal y el precio promedio difieren a medida que varía el consumo (ver Anexo 2), no está claro si los hogares ajustan dicho consumo en función del precio marginal –como predice la teoría microeconómica– o si responden a otras señales de precios, particularmente al precio promedio (Binet et al., 2014; Nataraj & Hanemann, 2011).

El modelo tradicional supone que los consumidores racionales y perfectamente informados ajustan su consumo con base en el precio marginal (Nieswiadomy & Molina, 1991). Sin embargo, este modelo ha sido cuestionado en la literatura. Ito, (2014) y Wichman (2014) argumentan que, ante la falta de información o la complejidad del sistema tarifario, los consumidores tienden a simplificar su decisión de consumo y responder al precio promedio. Por otro lado, Borenstein (2009) sugiere que, en presencia de incertidumbre sobre el consumo actual, los consumidores pueden responder al precio marginal esperado en lugar del precio marginal efectivo. Liebman & Zechhauser (2004) sugieren que ante dificultad cognitiva los consumidores simplificarían su decisión y utilizarían el precio promedio.

Este trabajo aborda una pregunta central en la economía de la demanda de agua: ¿los hogares responden al precio marginal? Esta cuestión cobra especial relevancia en contextos donde se aplican IBT que introducen no linealidades y pueden dificultar la comprensión del precio real. Junto con examinar qué señal de precio guía las decisiones de consumo. Finalmente, se propone y estima un modelo estructural que permite identificar efectos causales.

Para ello, se explota un cuasiexperimento natural derivado de un aumento exógeno en los precios, implementado en una zona periurbana de altos ingresos de Santiago, Chile. Reconociendo dos aportes principales. En primer lugar, los resultados muestran que la reforma tarifaria redujo de forma significativa el consumo de agua, especialmente en los hogares con mayor nivel de uso. En segundo lugar, se propone una integración entre el enfoque estructural y el diseño de Diferencias en Diferencias (DiD), que permite estimar efectos causales bajo esquemas IBT de manera coherente. Además, se verifica una de las premisas clave del modelo estructural, los consumidores conocen la estructura tarifaria y responden al precio marginal.

El presente trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera. En el capítulo dos se presenta una revisión de literatura. El capítulo tres desarrolla el marco teórico, donde se exponen los fundamentos económicos de la demanda de agua bajo estructuras tarifarias complejas. En el capítulo cuatro, se describe la metodología utilizada, incluyendo la fuente de datos. Finalmente, el capítulo cinco expone los resultados y presenta las conclusiones del estudio y sus implicancias.

CAPITULO 2

2.1 REVISIÓN DE LITERATURA

Desde hace décadas, la investigación en demanda de agua residencial ha sido foco de interés por parte de la ciencia económica, donde las estimaciones de esta han adquirido mayor importancia con la necesidad de comprender mejor el papel de los instrumentos económicos (Reynaud & Romano, 2018). Existen múltiples razones por las que tener una estimación precisa de la elasticidad precio de la demanda es importante, entre ellas, para evaluar el impacto de políticas públicas en su dimensión socioeconómica, como el impacto en el consumo, el bienestar, asequibilidad y, además poder predecir escenarios futuros. (Chovar Vera et al., 2024; Olmstead et al., 2007).

En términos generales, la estimación de la demanda de agua sigue la forma $Q_d = f(P, I, X)$, la cual relaciona Q_d que representa el consumo de agua, con una variable de precio P , I el ingreso del hogar, y X un conjunto de factores exógenos relevantes como el número de baños, la temperatura ambiental y el número de habitantes en el hogar. Ferrara (2008) resume las distintas formas funcionales utilizadas. Sin embargo, la elección de la variable de precio adecuada sigue siendo un tema de debate en la literatura, ya que en estructuras tarifarias complejas el precio marginal y el precio promedio difieren, como se observa en el Anexo 2 (Arbués et al., 2003; García-Valiñas & Suárez-Fernández, 2022).

Los estudios recientes han abordado esta cuestión desde una perspectiva (Cook & Brent, 2021), con especial énfasis en el contexto de países desarrollados y en sectores como agua, gas, electricidad e impuestos (Ito, 2014; Ito & Zhang, 2020; Nataraj & Hanemann, 2011; Saez, 2010; Wichman et al., 2016). Aunque la mayoría de la evidencia proviene de países desarrollados (Binet et al., 2014; Brent & Ward, 2019; Wichman, 2017), sigue existiendo una brecha en el estudio de la percepción del precio en economías emergentes.

El modelo tradicional de optimización del consumo sugiere que los consumidores, al enfrentarse a una restricción presupuestaria no lineal, ajustan su consumo en función del precio marginal, es decir, el último bloque de precios pagado (Nieswiadomy & Molina, 1991). Para que este supuesto sea válido, es necesario que los consumidores: (i) no presenten incertidumbre sobre su consumo actual y (ii) comprendan plenamente la estructura tarifaria compleja.

Sin embargo, estos supuestos han sido cuestionados en la literatura. Borenstein (2009) relaja el primer supuesto e introduce incertidumbre en el consumo y asume que los consumidores neutrales al riesgo responden al precio marginal esperado. Liebman & Zechhauser (2004) relajan el segundo, argumentan que la complejidad de las tarifas por bloques genera costos cognitivos elevados, lo cual dificultaría la percepción correcta del precio que lleva a los consumidores a basar sus decisiones en el precio promedio en lugar del precio marginal (Ito, 2014). En este contexto, los consumidores podrían tomar decisiones subóptimas, con ello, los objetivos de una IBT no se estarían cumpliendo, de hecho, en algunos casos, incentivaría un mayor consumo en lugar de reducirlo.

Desde un punto de vista econométrico, identificar la percepción del precio presenta desafíos metodológicos significativos (De Bartolome, 1995). Si bien, la tarifa es establecida por el proveedor, el precio real pagado y la cantidad consumida se determinan simultáneamente, lo que genera un problema de endogeneidad, que en la jerga econométrica significa que los componentes no observados de la regresión pueden estar correlacionados con las variables explicativas, en cuyo caso, las estimaciones tradicionales realizadas por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) serían sesgadas e inconsistentes y en algunos casos económicamente ilógicos. (Hewitt & Hanemann, 1995).

Para abordar este problema, algunos estudios han utilizado variables instrumentales (IV) que permite obtener estimaciones insesgadas y consistentes. Binet et al. (2014) estiman una elasticidad precio de -0.31 para Reunión, Francia. Monteiro & Roseta-Palma (2011) encuentran elasticidades entre -0.133 y 0.051 en Portugal, dependiendo de la especificación funcional. Puri & Maas (2020), para Fort Collins (EE. UU.), reportan elasticidades entre -1.22 y -0.57 , dependiendo del instrumento utilizado.

Por otro lado, Hewitt & Hanemann (1995) en lugar de utilizar modelos reducidos introducen un enfoque estructural, llamado modelo de elección discreta-continua (DCC), consistente con la teoría de la utilidad y, por lo tanto, sus curvas de demanda proporcionan una base sólida para realizar análisis de bienestar, este asume que los consumidores están completamente informados sobre la estructura tarifaria. Así, la demanda observada es resultado de una elección discreta (en que bloque consumir) y una elección continua dentro del bloque (cuanto consumir). Olmstead (2009) utiliza datos de 7 áreas urbanas de Estados Unidos evidenciando una elasticidad precio -0.609 . Vásquez Lavín et al. (2017) con datos de Manizales, Colombia, obtienen elasticidades precio entre -0.561 y -0.477 , dependiendo

de la forma funcional. Klassert et al. (2018) muestran para Jordania un rango entre -0.17 y -0.36 la cual depende del quintil de ingresos en el que se encuentre el hogar. Por último, Chovar Vera et al. (2024) evalúan si las estimaciones de la elasticidad precio se ven afectadas al utilizar distintas metodologías, sus resultados varían, -0.496 para DCC y -1.191 para IV, reconocen la debilidad de sus instrumentos y que esta se encuentra en el rango superior de los valores reportados previamente en la literatura.

Si bien estas técnicas econométricas como IV y DCC son cruciales para obtener estimaciones consistentes de la elasticidad precio ante la endogeneidad, no resuelven directamente la cuestión fundamental de cuál es la variable de precio (marginal o promedio) a la que los consumidores efectivamente responden bajo tarifas complejas. Para abordar esta pregunta sobre la percepción del precio, se han propuesto pruebas estadísticas específicas en la literatura.

La primera, sugerida por Opaluch (1982) para analizar la demanda residencial de agua en Estados Unidos, se basa en una especificación lineal que no es consistente con las restricciones teóricas, además, no permite una función que incorpore ambos precios. Ruijs et al. (2008) no lograron rechazar algún supuesto de precio, por ende, no son capaces de concluir a qué precio responderían los consumidores. Es debido a sus limitaciones que es bastante criticada y poco utilizada en los trabajos aplicados (Binet et al., 2014). La segunda, sugerida por Shin (1985) para analizar la demanda de electricidad residencial bajo DBT. Se basa en una especificación de la percepción del precio, que es un promedio geométrico ponderado entre los precios marginales y promedio, donde el peso actúa como un parámetro de percepción del precio, llevando a uno de estos dos precios dependiendo de si su valor es 0 o 1.

Los estudios que han aplicado esta prueba en sus estimaciones han evidenciado resultados mixtos. Nieswiadomy & Molina (1991) muestran que los consumidores de Denton, Texas, responden al precio marginal. Monteiro & Roseta-Palma (2011) concluyen que los consumidores en Portugal responden al precio marginal y respaldan la utilización de IBT como herramienta eficiente para la gestión de la demanda de agua residencial. En contraste, Almendarez-Hernández et al. (2016) reportan que los consumidores reaccionan al precio promedio, el cual definen como el total de la boleta dividido por el consumo, y sostienen que los incentivos para un consumo racional en el corto plazo son bajos, además, sugieren que la IBT no estaría cumpliendo, al menos de manera efectiva, su objetivo de

conservación del recurso. Por su parte, Cabral et al. (2017), definiendo el precio promedio como total de la boleta entre consumo, y Binet et al. (2014), empleando el precio promedio volumétrico, evidencian la existencia de una percepción errónea del precio, ya que sus resultados sugieren que los consumidores tienden a subestimar el precio marginal. Ante lo cual, los últimos autores recomiendan mejorar la entrega de información a los consumidores y proponen la implementación de políticas de “nudging” como complemento a las políticas de precio.

Ito (2014) presenta un punto de vista alternativo desarrollado en electricidad. Utilizando el “Encompassing test” (Davidson & McKinnon, 1993). Donde se incluyen ambos precios en la regresión con 4 posibles resultados dependiente de la significancia de los coeficientes. Clarke et al. (2017) adaptan la prueba para demanda residencial de agua en Tucson, Arizona. Encuentran evidencia que los consumidores responderían al precio promedio rezagado por sobre el precio marginal rezagado.

En términos metodológicos, al usar datos no experimentales no es posible tener un contrafactual claro, debido a que los individuos comparables se enfrentan exactamente al mismo esquema de precios (Heckman, 1996). Por ello, el uso de experimentos cuasi naturales ha demostrado ser una herramienta valiosa para abordar los problemas de identificación (Saez et al., 2012). La literatura ha explorado estrategias como la introducción de nuevos bloques tarifarios (Nataraj & Hanemann, 2011), variaciones en los precios marginales (Ito, 2014) y cambios estructurales en las tarifas como pasar de UP a IBT (Ito & Zhang, 2020; Wichman, 2014). Estos cuasi experimentos, permiten estimar el efecto parcial del precio como una función de la asignación del tratamiento, en lugar de la inclusión explícita de una variable precio.

Para concluir, un punto importante es que no se debe confundir la inatención al precio con inatención a la estructura tarifaria. Por definición, el precio marginal está dentro del precio promedio, por ello, la respuesta al precio promedio es hasta cierto punto, una respuesta al precio marginal sea como se defina el precio promedio. Como notó Cook & Brent (2021) son pocos los autores que especifican realmente como calculan el precio promedio (total o volumétrico), es necesario realizar cálculos y contrastar con las tablas presentadas en los distintos trabajos para poder identificar. Esta distinción es relevante porque, debido a la presencia de cargos fijos y la estructura por bloques, estas dos métricas del precio promedio se comportan de manera diferente a medida que cambia el consumo, pudiendo enviar

señales distintas al consumidor e influir en las conclusiones sobre a qué precio responden los hogares. Finalmente, cabe señalar una tensión en la literatura: mientras algunos autores argumentan que los elevados costos cognitivos asociados a las tarifas complejas dificultan la respuesta al precio marginal (Liebman & Zeckhauser, 2004), otros que proponen una respuesta al precio promedio (Ito, 2014; Wichman, 2014) no siempre demuestran que los consumidores conozcan su consumo actual con la precisión necesaria para calcular dicho promedio. Si la complejidad realmente limita la capacidad de procesamiento del consumidor, es pertinente cuestionar si estos pueden sortearla para calcular y reaccionar a un precio promedio, que también requiere información y cómputo. Esta aparente inconsistencia subraya la necesidad de investigar más a fondo los mecanismos cognitivos detrás de la percepción de precios.

CAPITULO 3

3.1 MARCO TEÓRICO

3.1.1 ESTRUCTURA TARIFARIA

La tarificación del agua es reconocida como una de las estrategias no estructurales más importantes para la gestión de la demanda de recursos hídricos. Su propósito no solo es promover un uso eficiente del agua, sino también garantizar la sostenibilidad financiera de los servicios de abastecimiento a largo plazo. Una tarificación adecuada permite recuperar los costos operativos y de inversión, asegurando que el suministro de agua sea sostenible en el tiempo, más allá de servir únicamente como un mecanismo de asignación del recurso.

Si los costos financieros asociados al suministro no se recuperan, la actividad deja de ser sostenible. Cuando el agua se ofrece de manera gratuita o a precios muy bajos, los proveedores no pueden cubrir los costos operativos, lo que conlleva al deterioro de los sistemas de distribución y, eventualmente, al colapso del servicio. En consecuencia, las personas pueden verse obligadas a consumir agua de baja calidad o a pagar precios elevados a proveedores informales (Lu et al., 2019)

Para garantizar el acceso al agua, en especial para las poblaciones más vulnerables, los gobiernos pueden optar por subvencionar distintos sectores del sistema de agua. Sin embargo, las subvenciones prolongadas no son una solución óptima para abordar el "dilema del agua gratuita". Con el tiempo, estas crean una percepción errónea del agua como un recurso ilimitado y sin valor económico, lo que fomenta el consumo excesivo. Un mecanismo más eficiente para corregir este problema es la implementación de una estructura tarifaria adecuada, que permita recuperar costos operativos y, al mismo tiempo, garantizar la accesibilidad para los sectores más vulnerables.

Una opción ampliamente utilizada es la tarifa creciente por bloques, la que genera subsidios cruzados, es decir, en la cual los usuarios de mayor consumo subsidian a los de menor consumo. Este esquema permite mantener la asequibilidad del recurso sin depender de subsidios estatales directos (Monteiro & Roseta-Palma, 2011; Whittington et al., 2015).

Las tarifas representan el costo unitario que los usuarios deben pagar por cada metro cúbico (m^3) de agua consumido. Para la facturación, las empresas proveedoras de agua implementan dos tipos de cargos:

1. Cargo fijo: Es independiente del nivel de consumo y cubre la disponibilidad del servicio, es decir, el acceso al agua, sin que otorgue derecho a un consumo específico.
2. Cargo variable o marginal: Se calcula en función del volumen consumido y varía según los diferentes rangos de consumo establecidos.

La combinación de estos cargos y los bloques de consumo determina la estructura tarifaria.

Una tarifa creciente por bloques, también denominada tarifa no lineal o tarifa compleja establece que el precio marginal aumenta conforme el consumo se incrementa. Dentro de este esquema existen dos tipos principales de facturación:

- Bloques crecientes simples: Cada unidad de agua consumida dentro de un bloque se factura a la tarifa correspondiente a ese bloque. Es decir, el consumo del primer bloque se paga a la tarifa del primer bloque, el consumo del segundo bloque a la tarifa del segundo bloque, y así sucesivamente.
- Bloques crecientes marginales: Todo el consumo del usuario se factura al precio del bloque más alto al que pertenezca el total de su consumo. Es decir, si el usuario supera el umbral de un bloque, todo su consumo se cobra a la tarifa del nuevo bloque.

Este tipo de estructura tarifaria exige que los hogares consideren no solo el precio marginal de la próxima unidad de agua consumida, sino también la posibilidad de que su consumo total los ubique en un bloque con un precio más elevado.

Desde principios del siglo XX, los formuladores de políticas y las empresas de servicios públicos han utilizado tarifas crecientes por bloques para la provisión de agua, gas natural y electricidad. Sin embargo, en las últimas tres décadas, este esquema ha ganado mayor popularidad a nivel mundial debido a que combina dos objetivos clave:

- Mejora la asequibilidad del agua para los sectores más vulnerables (Whittington, 2003).
- Fomenta la sostenibilidad de los recursos, asegurando que los proveedores puedan cubrir sus costos operativos y de inversión, mientras que el consumo se mantiene bajo control (Borenstein, 2009; Lu et al., 2019).

3.1.2 RESTRICCIÓN PRESUPUESTARIA

La existencia de una estructura tarifaria compleja tiene importantes implicancias en la restricción presupuestaria de los consumidores. Consideremos una tarifa por bloques que consiste en dos bloques de consumo, donde q representa la cantidad consumida, b_1 el umbral donde ocurre el cambio de precio. Los precios se denotan como p_1 y p_2 con $p_1 < p_2$, un cargo fijo F , y las variables X y z , que representan, respectivamente, un agregado de otros bienes de consumo y su índice de precios implícito (de modo que zX es el gasto en otros bienes), junto con un ingreso Y . Bajo estas condiciones, la restricción presupuestaria se puede expresar de la siguiente forma:

$$F + pq + zX = Y \quad (1)$$

Si el consumo de agua se encuentra en el primer bloque ($0 \leq q < b_1$), la restricción presupuestaria es:

$$F + p_1q + zX = Y \quad (2)$$

Si el consumo alcanza el segundo bloque ($q \geq b_1$), la restricción presupuestaria se expresa como:

$$F + p_1b_1 + p_2(q - b_1) + zX = Y \quad (3)$$

Siguiendo la formulación de Nordin (1976) ambas expresiones pueden reformularse en una restricción presupuestaria estándar de la forma:

$$pq + zX = Y - F + D \quad (4)$$

Donde la diferencia de Nordin, D, está definida como:

$$D = \begin{cases} 0, & \text{si } 0 \leq q < b_1 \\ (p_2 - p_1)b_1, & \text{si } q \geq b_1 \end{cases} \quad (5)$$

$$p = \begin{cases} p_1, & \text{si } 0 \leq q < b_1 \\ p_2, & \text{si } q \geq b_1 \end{cases} \quad (6)$$

En este contexto, p representa el precio marginal del agua y varía en función del consumo. La ecuación (4) sugiere que cuando un consumidor se encuentra en el segundo bloque tarifario, su decisión de consumo no solo responde al precio marginal p_2 , sino también a un efecto ingreso generado por la variable de diferencia de Nordin, D. Esta última expresa el reembolso implícito al que el consumidor habría tenido derecho si todo su consumo hubiese sido cobrado al precio p_2 .

Esta reformulación de la restricción presupuestaria permite expresar la demanda de agua en función de sus determinantes económicos:

$$q = \phi(p_1, z, Y - F) \text{ si } q < b_1 \quad (7)$$

$$q = \phi(p_2, z, Y - F + D) \text{ si } q \geq b_1 \quad (8)$$

En la literatura económica, estas expresiones se conocen como funciones de demanda condicionales, ya que describen la cantidad óptima de consumo de agua dentro de un bloque tarifario específico. La demanda incondicional de agua se obtiene al relacionar estas dos funciones mediante la condición de equilibrio en el margen $q = b_1$, la cual está definida dentro de un rango de ingresos delimitado por \hat{Y}_1 e \hat{Y}_2 :

$$\phi(p_1, z, Y - F) = b_1 \quad (9)$$

$$\phi(p_2, z, Y - F + D) = b_1 \quad (10)$$

Bajo esta formulación, la demanda de agua es inelástica con respecto al ingreso y a los precios cuando $Y_1 \leq Y \leq Y_2$ (Binet et al., 2014).

3.1.3 INFERENCIA CAUSAL

La inferencia causal utiliza diversas técnicas y diseños experimentales con el objetivo de aislar el efecto causal de una variable sobre otra, reduciendo o eliminando posibles sesgos. Dado que la correlación no implica causalidad, es importante entender en qué condiciones la demanda de agua respondería de forma causal a los precios marginales. Para ello, se comienzan por definir tres conceptos básicos que son esenciales para la inferencia causal.

Siguiendo a Imbens & Rubin (2015) una unidad se refiere a un "*objeto*" físico, que puede ser, por ejemplo, un paciente o una persona desempleada en un lugar y momento específico, representado en el tiempo t . Un tratamiento es una acción o intervención que puede ser aplicada o retirada de dicha unidad en t , por ejemplo, un medicamento o un programa de capacitación. Cada unidad tiene dos resultados potenciales en un punto futuro t^* (donde, $t^* > t$):

- $Y(1)$ representa el valor de una medición del resultado, como el ingreso o el nivel de colesterol, si la unidad recibe el tratamiento en t .
- $Y(0)$ es el valor de esa misma medición en t^* , pero si la unidad no recibe el tratamiento, es decir, bajo condiciones de control.

El conjunto completo de resultados potenciales incluye todos los valores posibles de Y que podrían observarse en algún experimento real o hipotético, al comparar un tratamiento activo con un tratamiento de control en una población de N unidades.

El efecto causal del tratamiento en una unidad se define como la comparación entre los resultados potenciales bajo tratamiento y control en t^* , pudiendo expresarse como la diferencia, la razón, o alguna transformación matemática entre ambos. Aunque los tiempos t pueden variar de una unidad a otra, los intervalos entre t y t^* son constantes en las N unidades. Si bien la definición de efectos causales no requiere más de una unidad, la inferencia sobre estos efectos generalmente exige un análisis sobre múltiples unidades.

El principal desafío de la inferencia causal reside en lo que Holland (1986) denominó el "*problema fundamental de la inferencia causal*", ya que solo se puede observar uno de los

dos resultados potenciales para cada unidad. En otras palabras, es imposible observar simultáneamente el resultado de una unidad bajo tratamiento y sin tratamiento. Para superar esta limitación, se hace necesario utilizar múltiples unidades: algunas expuestas al tratamiento y otras no. De este modo, un grupo puede servir como contrafactual del otro, lo que permite realizar comparaciones y estimar de manera más precisa el efecto causal del tratamiento.

El contrafactual, en este contexto, se refiere al escenario hipotético que representa el resultado que habría ocurrido si se hubiera tomado una acción diferente, es decir, si una unidad no hubiera recibido el tratamiento. Al contar con múltiples unidades, es posible realizar comparaciones entre aquellas que reciben el tratamiento y aquellas que no, lo que facilita la estimación del efecto causal de la intervención.

CAPITULO 4

4.1 MATERIALES Y METODOS

Según la Superintendencia de Servicios Sanitarios (SISS), autoridad reguladora del servicio de agua potable y saneamiento en Chile, se implementó un cambio significativo en la estructura tarifaria. Este cambio no estuvo relacionado con patrones previos de consumo, sino que respondió a la necesidad de financiar inversiones proyectadas. Dado que el aumento de precio fue aplicado de manera exógena, homogénea e independiente del comportamiento histórico de los consumidores, este evento constituye un cuasiexperimento natural adecuado para la inferencia causal.

Bajo un acuerdo de confidencialidad, el proveedor del servicio facilitó una base de datos exclusiva. Esta contiene información detallada sobre el consumo mensual, nivel socioeconómico, tipo de cliente y otras características relevantes. Esta base de datos permite identificar un grupo de control comparable, con perfiles socioeconómicos y patrones de consumo base similares.

4.1.1 FACTURACIÓN CONSUMO

Durante los meses de verano (noviembre a abril), el proveedor aplica una estructura tarifaria de dos bloques, con un umbral de $70 m^3$ para el primer bloque. El 21 de julio de 2010 se implementó un cambio significativo en la estructura tarifaria (Figura 1). La estructura de tarifaria aplicada en cada localidad de Chile está disponible públicamente en el sitio web de la Superintendencia de Servicios Sanitarios (SISS, <https://siss.gob.cl/>). Este conjunto de datos corresponde a un panel desbalanceado de clientes individuales, que incluye información detallada sobre el consumo mensual. Además, permite distinguir entre usuarios residenciales y comerciales, identificar el tipo de consumo y clasificar los hogares según el tipo de vivienda ya sea casas unifamiliares o edificios de departamentos.

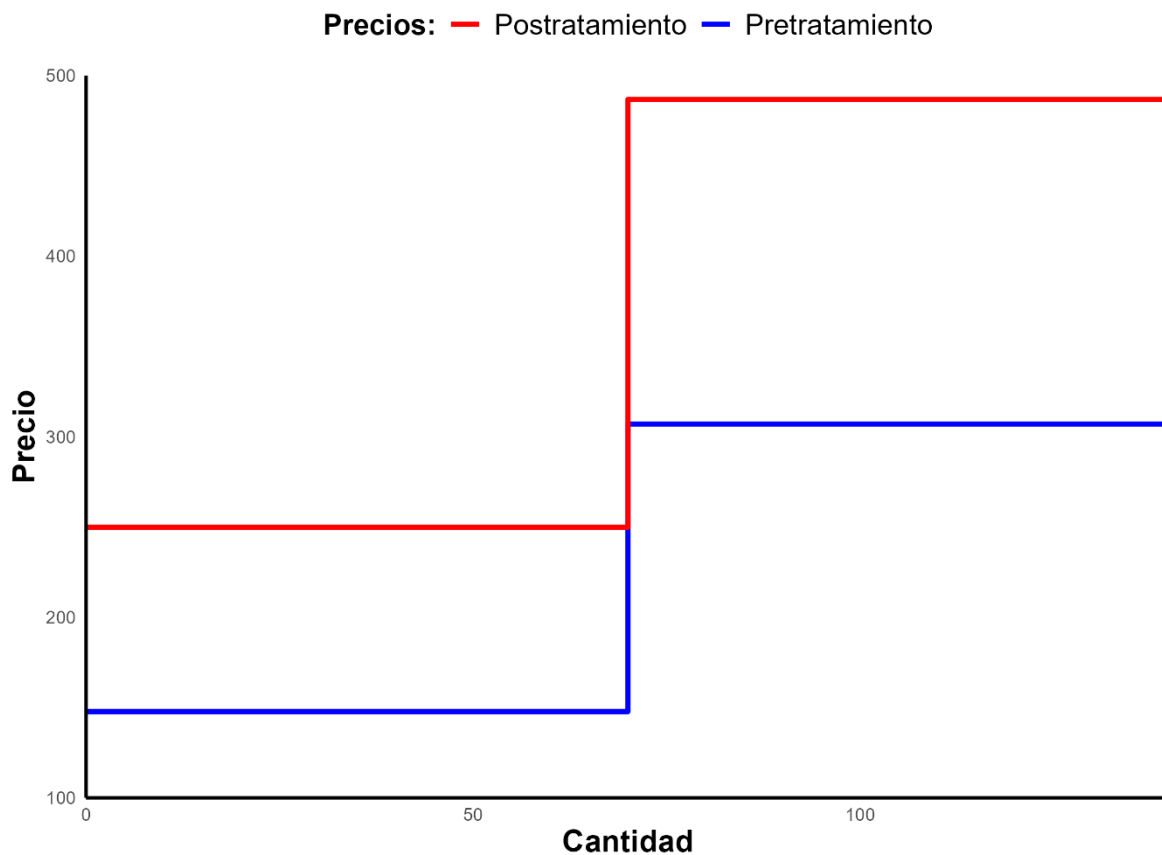


Figura 1. Cambio en la estructura tarifaria. Nota: La figura ilustra el ajuste en los precios del agua implementado en julio de 2010. La modificación tarifaria elevó el precio del primer bloque de consumo desde CLP 147.760 a CLP 249.810, lo que representa un aumento del 74,986%. En el segundo bloque, el precio subió de CLP 306.970 a CLP 486.770, lo que equivale a un incremento del 58,752%.

4.1.2 DATOS METEOROLÓGICOS

Los datos meteorológicos fueron recopilados a nivel de distrito censal y obtenidos del Observatorio de Sequía para la Agricultura y la Biodiversidad de Chile (ODES, <https://odes-chile.org/>). Las variables climáticas incluidas en esta investigación: temperatura máxima ($^{\circ}C$), temperatura mínima ($^{\circ}C$), temperatura media ($^{\circ}C$), precipitación media (mm), evapotranspiración (mm).

4.1.3 CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS

Las características socioeconómicas fueron obtenidas de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN, <https://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/>). Esta encuesta proporciona información detallada sobre aspectos demográficos, educacionales, laborales y de ingresos de la población chilena. Dado que la base de datos del proveedor reporta la clasificación socioeconómica a nivel de hogar (Figura 2), filtramos la muestra CASEN para que coincidiera con dichas características, asegurando consistencia entre ambas fuentes.

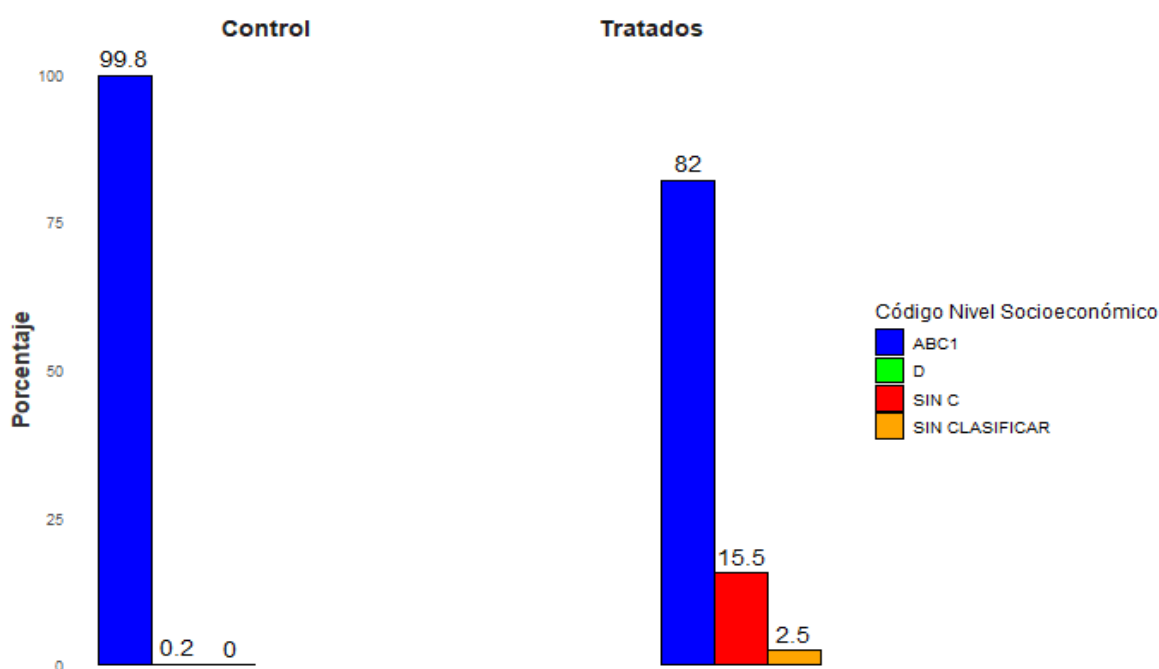


Figura 2. Características Socioeconómicas. Nota: La figura presenta la clasificación socioeconómica de los hogares en los grupos de tratamiento y control, basada en una segmentación comúnmente utilizada en Chile. El gráfico de barras muestra la distribución en cuatro categorías: ABC1, D, hogares no clasificados dentro del grupo C ("sin C") y casos no clasificados. Este sistema de clasificación agrupa a los hogares según indicadores como el nivel de ingresos, el nivel educativo y la tenencia de bienes durables. "ABC1" representa hogares de ingresos altos y medio-altos, mientras que "D" refleja los segmentos de menores ingresos. La categoría "sin C" excluye los grupos C2 y C3, típicamente considerados parte de la clase media, y "sin clasificar" se refiere a hogares que no cuentan con información suficiente para su clasificación.

4.1.4 DEPURACIÓN DE DATOS Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

La depuración comenzó con la eliminación de registros que no cumplían con las condiciones del estudio. En primer lugar, se eliminaron las observaciones correspondientes a clientes no regulados, utilizando una base auxiliar proporcionada por la empresa. Luego, se eliminaron los registros de clientes corporativos "padre", debido a que la base contenía tanto el consumo agregado del cliente corporativo principal como el consumo individual de cada uno de sus clientes asociados "hijos". Por ejemplo, el cliente "padre" número 1540627 tenía asociados 167 clientes "hijos", y la base reportaba tanto el consumo agregado del cliente "padre" como el consumo individual de cada uno de sus clientes "hijos". Para evitar la doble contabilización, se excluyeron a estos "padres" utilizando una base auxiliar específica proporcionada por la empresa.

A continuación, se filtraron las observaciones para mantener únicamente clientes residenciales, eliminando aquellos cuyo contrato no correspondiera a la categoría residencial. También se eliminaron registros relacionados con notas de crédito y débito, asegurando que la base de datos solo incluyera boletas de consumo efectivas. En la depuración por tipo de servicio, se aplicó un filtro sobre la variable "servicios", seleccionando únicamente los registros que incluyeran la provisión de agua potable, eliminando aquellos que solo contemplaban el servicio de aguas servidas.

En cuanto a la clasificación del uso del agua, es posible diferenciar entre viviendas unifamiliares, viviendas en copropiedad horizontal o vertical, uso comercial, industrial y áreas verdes. Se excluyeron los registros de uso industrial, comercial y desconocidos.

Para mitigar la influencia de posibles consumos anómalos o fugas no detectadas que podrían sesgar las estimaciones, se aplicó el algoritmo de Cook et al. (2021). Finalmente, se eliminó el 1% de los clientes con mayor consumo dentro de la distribución. Como resultado del proceso de depuración, se obtuvo una base final compuesta por 248.104 observaciones.

4.2 INFERENCIA CAUSAL

La naturaleza cuasiexperimental permite emplear una estrategia de Diferencias en Diferencias con efectos fijos bidireccionales (TWFE), así es posible controlar por heterogeneidad inobservable de los hogares constante en el tiempo y shocks comunes a todos los hogares (Rüttenauer & Aksoy, 2025).

$$Q_{it} = \beta_1 (T_i \times Post_t) + \beta_2 W_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (11)$$

Donde, Q_{it} es la cantidad de agua demandada por el hogar i en el periodo t , T_i es la variable binaria que indica si el hogar i pertenece al grupo de tratamiento, $Post_t$ es una variable binaria que toma el valor de 1 para los periodos posteriores a la implementación del aumento tarifario, así la interacción $(T_i \times Post_t)$ captura el efecto promedio del tratamiento, W_{it} representa variables climáticas, α_i son los efectos fijos a nivel de hogar, que controlan por diferencias inobservables entre hogares, λ_t son los efectos fijos de tiempo, que controlan por factores comunes que afectan a todos los hogares en un mismo periodo, ϵ_{it} es el término de error idiosincrático.

Con el fin de garantizar la validez de las estimaciones por TWFE, solo se consideraron como parte del grupo de control y tratamiento aquellos clientes que estaban presentes en la base de datos desde 2007. Esta restricción permite comparar la evolución del consumo dentro de un conjunto fijo de hogares, asegurando que cualquier diferencia posterior al tratamiento no sea consecuencia de cambios en la composición de la muestra. Además, evitar la inclusión de clientes nuevos reduce posibles sesgos de selección y garantiza que la comparación entre grupos sea coherente a lo largo del tiempo. (Callaway & Sant'Anna, 2021; Goodman-Bacon, 2021)

De manera complementaria, se utilizó un diseño de regresión discontinua (RD) para identificar el efecto del tratamiento en hogares con consumos cercanos al umbral de $70m^3$. El enfoque clásico de una regresión discontinua (RD) permite identificar efectos causales cuando la asignación de un tratamiento depende de una regla de corte en una variable continua, como el consumo de agua. La idea central es comparar unidades justo por encima y por debajo del umbral, asumiendo que son comparables en ausencia del tratamiento (Cattaneo et al., 2024). Si existe un cambio abrupto en la variable de resultado en el punto

de corte, este puede atribuirse al tratamiento, ya que evita el problema de sesgo por variables omitidas que surge de características específicas no observadas en datos de corte transversal (Hahn et al., 2001; Ratnasiri et al., 2018).

El enfoque aplicado en esta investigación sigue lo propuesto por Nataraj & Hanemann (2011). Aunque el tratamiento no es asignado aleatoriamente, solo los hogares que superan un umbral específico de $70m^3$ reciben dicho tratamiento. Si bien podrían existir otras características correlacionadas con la asignación del tratamiento, se asume que estas características varían suavemente alrededor del umbral. Por consiguiente, existe una marcada discontinuidad únicamente en la condición de tratamiento, pero no en otras características no observadas. Siguiendo esa línea, se define como tratados a aquellos clientes del grupo de tratados inicial que presentaron sobreconsumo durante los meses pico (enero y febrero) en los veranos de 2009 y 2010.

La utilización de distintos anchos de banda ($\pm 7, \pm 14, \pm 21$) responde a la necesidad de evaluar la robustez de las estimaciones obtenidas. Debido a que la elección del ancho de banda puede afectar significativamente los resultados en un análisis RD (Cattaneo et al., 2024), se opta por emplear múltiples anchos de banda para comprobar la estabilidad y sensibilidad de las estimaciones.

4.3 PRUEBA DE SHIN

Como se mencionó anteriormente, esta prueba se basa en una especificación de la percepción del precio, la cual se modela como un promedio geométrico ponderado entre el precio marginal y el precio promedio, donde el peso k actúa como un parámetro de percepción del precio. Matemáticamente, la ecuación se expresa como:

$$P^* = MP_{it} \left(\frac{AP_{it}}{MP_{it}} \right)^k \quad (12)$$

Donde, MP_{it} representa el precio marginal, AP_{it} corresponde al precio promedio y k es el parámetro de percepción. Si $k = 0$ los hogares perciben el precio marginal; si $k = 1$, los hogares perciben el precio promedio; si $k > 1$, la percepción del precio está por encima del precio promedio; y si $0 < k < 1$, el precio percibido se encuentra en un punto entre el marginal y el promedio. (Nieswiadomy & Molina, 1991; Shin, 1985).

Al expresar la demanda de agua en su forma doble logarítmica:

$$\ln(Q_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(p_{it}) + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Donde, los subíndices i y t representan el hogar y periodo, respectivamente. Q_{it} es la cantidad de agua total consumida, p corresponde al precio, X es un vector de otras variables exógenas relevantes. Al reemplazar la ecuación (12) en (13), se obtiene:

$$\ln(Q_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln MP_{it} \left(\frac{AP_{it}}{MP_{it}} \right)^k + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Así:

$$\ln(Q_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(MP_{it}) + \delta \ln \left(\frac{AP_{it}}{MP_{it}} \right) + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

donde $\delta = \beta_1 * k$. Para evaluar si los hogares responden al precio marginal, se plantea:

$$H_0: \beta_1 = \delta \quad (16)$$

Si esta se rechaza existe evidencia de que los hogares responden al precio marginal (Puri & Maas, 2020). Para ello se estima la siguiente función de demanda:

$$\ln(Q_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\widehat{MG}_{it}) + \delta n \left(\frac{\widehat{AV}_{it}}{\widehat{MG}_{it}} \right) + \beta_3 temperatura_{max} + \beta_4 precipitacion \quad (17)$$

$$+ \beta_5 educacion + \beta_6 baños + \varepsilon_{it}$$

Donde, los subíndices i y t representan el hogar y periodo, respectivamente. Q es el consumo total; \widehat{MG} y \widehat{AV} representan, respectivamente, el precio marginal y el precio promedio instrumentados (este último definido como el total de la factura dividido por el consumo total). Ambos precios fueron instrumentados utilizando las tarifas asignadas a cada bloque de consumo y, en el caso del precio promedio instrumentado, se incluyó además el cargo fijo mensual (Binet et al., 2014; Chovar Vera et al., 2024; Monteiro & Roseta-Palma, 2011; Puri & Maas, 2020). Ambas etapas fueron estimadas mediante una especificación de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (2SLS).

4.4 MODELO DISCRETO-CONTINUO

Desde un punto de vista econométrico, la elección del bloque del consumo agua depende del precio e ingreso del consumidor, así como de otras variables relacionadas con el uso. Asimismo, una vez decidido el bloque de consumo, la elección continua relacionada a la cantidad de agua depende del precio e ingreso, no obstante, la variable precio depende de la elección del bloque de consumo elegido. Propuesto inicialmente por Burtless & Hausman (1978), en un estudio sobre los efectos de los impuestos en la oferta laboral, permiten solucionar el problema de endogeneidad existente. Se basan en el supuesto clave de la inclusión de dos términos de error en la ecuación a estimar.

En su forma doble logarítmica la demanda de agua se puede expresar como:

$$\ln x = \alpha + Z\delta + \beta \ln p + \gamma \ln \tilde{y} + \eta + \epsilon \quad (18)$$

Con dos bloques crecientes, tal que:

$$\ln x \quad (19)$$

$$= \begin{cases} \ln x_1^*(Z, p_1, \tilde{y}_1, \alpha, \beta, \gamma, \delta) + \eta + \epsilon & \text{si } -\infty < \eta < \ln x_1^* - \ln x_1^*(Z, p_1, \tilde{y}_1, \alpha, \beta, \gamma, \delta) \\ \ln x_1 & \text{si } \ln x_1 - \ln x_1^*(Z, p_1, \tilde{y}_1, \alpha, \beta, \gamma, \delta) < \eta < \ln x_1 - \ln x_2^*(Z, p_2, \tilde{y}_2, \alpha, \beta, \gamma, \delta) \\ \ln x_x^*(Z, p_2, \tilde{y}_2, \alpha, \beta, \gamma, \delta) + \eta + \epsilon & \text{si } \ln x_1 - \ln x_2^*(Z, p_2, \tilde{y}_2, \alpha, \beta, \gamma, \delta) < \eta < \infty \end{cases}$$

Donde el $x_k^*(\cdot)$ es el consumo óptimo en el bloque k (con dos bloques, $k=1,2$), Z es un vector de variables de control relacionadas a características socioeconómicas, p es la tarifa marginal e \tilde{y} es el ingreso, $\ln x_1$ es el punto donde cambia el precio marginal (punto de conmutación), α, β, γ y δ son los parámetros para estimar por máxima verosimilitud. El primer término de error η recoge la heterogeneidad de las preferencias de los hogares, es decir, captura información no observable para el econometrista pero que sí es observable para cada hogar y afecta tanto la elección discreta como la continua (Moffitt, 1986). El segundo termino de error, ϵ , corresponde a la diferencia entre el consumo óptimo y el consumo observado, es decir, está relacionado a variables que no son observables ni por los hogares ni por el econometrista (error de optimización o de medición) y afecta solamente la elección continua. Se asume que ambos errores son independientes e idénticamente distribuidos (i.i.d.) con distribuciones normales de media cero y varianzas σ_η^2 y σ_ϵ^2 , respectivamente.

Nótese que si se denota $v = \epsilon + \eta$, entonces la verosimilitud de la observación i depende de la distribución conjunta de $f(v, \epsilon)$ y de las distribuciones marginales $f(\epsilon)$ y $f(\eta)$. Es decir, la verosimilitud de la observación x_i es la suma ponderada de la probabilidad de observar la observación i en alguno de los dos bloques de consumo o en alguno de los puntos de conmutación, de esta forma, la ecuación (19) puede reescribirse para obtener la probabilidad de observar x_i de la siguiente manera:

$$Pr[x_i] = \begin{cases} Pr[v = x_1 - x^*(p_1, \tilde{y}_1), \eta < \bar{x}_1 - x^*(p_1, \tilde{y}_1)] \\ Pr[\epsilon = x_i - \bar{x}_1] * Pr[\bar{x}_1 - x^*(p_1, \tilde{y}_1) \leq x^*(p_1, \tilde{y}_1) \leq \eta] \\ Pr[v = x_i - x^*(p_2, \tilde{y}_2), \eta < \bar{x}_1 - x^*(p_2, \tilde{y}_2) \leq \bar{w}_1 - x^*(p_2, \tilde{y}_2)] \end{cases} \quad (20)$$

Como los errores son i.d.d, tal que:

$$\rho = \text{corr}(v, \eta) = \frac{\text{cov}(v, \eta)}{\sqrt{\text{var}(v)\text{var}(\eta)}} \quad (21)$$

Como, $v = \epsilon + \eta \rightarrow \text{cov}(v, \eta) = \text{var}(\eta)$

$$\therefore \rho = \frac{\sigma_\eta}{\sigma_v}$$

$$\begin{pmatrix} \eta \\ v \end{pmatrix} \sim N \left(0 \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & \rho\sigma_\eta\sigma_v \\ \rho\sigma_\eta\sigma_v & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \right), \text{ entonces } f(n| = a) \sim N(\lambda, \Sigma) \quad (22)$$

Donde $\lambda = a \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_v^2}, \Sigma = \sigma_\eta^2(1 - \rho^2)$

Por lo tanto, el logaritmo de la función de verosimilitud queda expresado de la forma:

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_{i=1}^n \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-s_i^2/2)}{\sigma_v} [\phi(r_i) - \phi(n_i)] + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-u_i^2/2)}{\sigma_\epsilon} [\phi(m_i) - \phi(t_i)] \\ + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-s_2^2/2)}{\sigma_v} [\phi(r_2) - \phi(n_2)] \end{aligned} \quad (23)$$

Donde,

$$\ln x^*(p_i, \tilde{y}_i) = \alpha + Z\delta + \beta \ln p + \gamma \ln \tilde{y}$$

$$m_1 = [\ln(\bar{x}_1) - \ln w^*(p_2, y_2)]/\sigma$$

$$s_1 = [\ln x_i - \ln x^*(p_1, y_1)]/\sigma_v$$

$$n_1 = [m_1 - ps_2]/\sqrt{1 - \rho^2}$$

$$s_2 = [\ln x_i - \ln x^*(p_2, y_2)]/\sigma_v$$

$$r_1 = [t_1 - ps_1]/\sqrt{1 - \rho^2}$$

$$u_1 = [\ln x_i - \ln \bar{x}_1]/\sigma_\epsilon$$

$$t_1 = [\ln(\bar{x}_1) - \ln x^*(p_1, y_1)]/\sigma_\eta$$

$$\sigma_v^2 = \sigma_\epsilon^2 + \sigma_\eta^2$$

El ingreso variable corresponde al ingreso más el ingreso virtual, que es $\tilde{y}_k = y + d_k$, con $d_k = 0$ para el primer bloque y $d_k = \sum_{i=1}^{k-1} (p_{(j+1)} - p_j) w_k$ para $k > 1$. Entonces, cada probabilidad es la suma de las probabilidades conjuntas de que un individuo maximice su utilidad en cada segmento o punto de conmutación, y que el valor observado de x sea el que maximice su valor (Clavijo, 2013).

El modelo implementado en esta investigación se extiende para identificar un efecto de diferencias-en-diferencias (DiD) al incorporar de forma estructural los componentes esenciales de esta estrategia dentro del proceso de decisión del consumidor. En particular, se incluyen tres variables clave: una indicadora del grupo tratado, una indicadora del periodo posterior al tratamiento, y su interacción. Estas variables se integran en la parte sistemática del modelo, es decir, como parte del vector de covariables que influye tanto en la elección del bloque tarifario (parte discreta del modelo) como en el nivel de consumo dentro del bloque seleccionado (parte continua). De esta manera, el modelo capta cómo varía el comportamiento de los hogares tratados respecto del grupo de control tras el cambio de política, reproduciendo la lógica de identificación del enfoque DiD tradicional.

Desde el punto de vista econométrico, el parámetro asociado a la interacción entre tratamiento y periodo posterior representa el estimador DiD y mide el cambio diferencial en la demanda atribuible al tratamiento, una vez controladas las diferencias estructurales entre grupos y los efectos comunes en el tiempo. Este efecto se identifica bajo el supuesto estándar de tendencias paralelas condicionales, es decir, que en ausencia de tratamiento ambos grupos habrían seguido trayectorias similares. La robustez de este enfoque se ve reforzada por la estructura de doble error propia del modelo DCC (Burtless & Hausman, 1978; Hewitt & Hanemann, 1995). La estimación por máxima verosimilitud conjunta de las decisiones de bloque y de consumo permite aislar el efecto de la política tarifaria sobre la demanda, proporcionando un estimador DiD estructuralmente consistente.

CAPÍTULO 5

5.1 RESULTADOS

La Tabla 1 reporta la estadística descriptiva para la muestra completa luego del proceso de depuración, diferenciando entre el grupo de control (columna "0") y el grupo tratado (columna "1"). Las variables incluyen el consumo mensual promedio de agua (en metros cúbicos), factores climáticos (temperatura máxima y promedio, precipitación y evapotranspiración) y características del hogar (tamaño del hogar, ingreso total del hogar, número de baños y años de escolaridad del jefe de hogar). Las dos últimas columnas muestran la diferencia de medias entre grupos y los errores estándar asociados. El panel inferior resume la distribución de los hogares según clasificación socioeconómica. Los valores monetarios están expresados en millones de pesos chilenos. Como se observa el consumo promedio para ambos grupos es elevado, teniendo en consideración que el promedio nacional es de $16 m^3$.

Tabla 1
Estadística descriptiva.

	0		1		Diff in Means	S.E.
	Mean	S.E.	Mean	S.E..		
Total Consumption	135.355	84.046	155.996	98.582	20.641	0.532
Max Temperatura	26.403	2.103	29.015	1.944	2.612	0.011
Temperatura Promedio	16.575	2.364	18.808	2.205	2.233	0.012
Precipitación	34.300	38.729	28.400	38.833	-5.900	0.214
Evapotranspiración	163.707	32.679	175.488	34.110	11.782	0.187
N° Personas	4.275	0.376	3.924	0.192	-0.351	0.004
Total Ingreso Hogar	5.337	1.712	5.301	1.250	0.036	0.007
N° Baños	3.081	0.403	2.703	0.684	-0.351	0.004
Años Educación	14.844	0.879	13.525	1.246	-1.319	0.007
	N	%	N	%		
Socioeconomic Status	208725	99.8	34442	88.2		
	306	0.1	0	0.0		
	30	0.0	4601	11.8		

A continuación, la Tabla 2 presenta los resultados de la estimación mediante TWFE. En todas las especificaciones del modelo, el coeficiente del tratamiento es estadísticamente significativo al 1%, lo que indica que el aumento en los precios marginales generó una reducción significativa en el consumo de agua a nivel de hogar. Es importante destacar que la magnitud y significancia de este coeficiente se mantienen estables incluso al incorporar controles climáticos, lo que sugiere que el efecto estimado del tratamiento es robusto frente a la inclusión de variabilidad climática. Por su parte, las variables climáticas presentan los signos esperados y también son significativas al 1%. En particular, la demanda de agua aumenta con temperaturas más altas, probablemente debido al mayor uso exterior, como el riego de jardines y disminuye con las precipitaciones

Tabla 2
Resultado estimación TWFE.

	Modelo base (1)	Control Climático (2)	Control Climático (3)	Control Climático (4)
Tratamiento×Post	-13.318*** (2.449)	-14.376*** (2.447)	-13.786*** (2.447)	-14.415*** (2.449)
Temperatura Max	-	5.644*** (0.082)	-	-
Evapotranspiración	-	-	0.217*** (0.004)	-
Precipitación	-	-	-	-0.094*** (0.003)
Observaciones	248104	248104	248104	248104
R^2	0.002	0.036	0.017	0.003

Nota: Los errores estándar están entre paréntesis y agrupados a nivel de hogar. *, **, *** representan los niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, a diferencia de lo realizado por Nataraj & Hanemann (2011) no es posible estimar directamente la elasticidad-precio a partir de esta especificación, ya que el aumento de precios se produjo de manera simultánea en ambos bloques tarifarios. En consecuencia, el modelo no permite distinguir qué proporción de la reducción observada en el consumo se debe al comportamiento dentro de cada bloque.

La Tabla 3 muestra que, al restringir el análisis, la magnitud del efecto del tratamiento disminuye. Sin embargo, este efecto se vuelve más pronunciado a medida que las observaciones correspondientes a los tratados se aproximan al punto de discontinuidad tarifaria. Este patrón sugiere que los hogares afectados únicamente por el aumento de precio en el primer bloque presentan un ajuste limitado, mientras que los hogares de alto consumo, sujetos a incrementos en ambos bloques, muestran una mayor reducción. Asimismo, los resultados implican que los consumidores poseen cierto grado de conocimiento sobre la estructura tarifaria. En particular, aquellos cuyos niveles de consumo se sitúan cerca del cambio tarifario parecen anticipar el riesgo de pasar al segundo bloque, más costoso, y ajustan su comportamiento en consecuencia.

Tabla 1
Resultados estimación RD.

	$\pm 21m^3$	$\pm 14m^3$	$\pm 7m^3$
Tratamiento	-5.815*** (1.025)	-6.597*** (0.960)	-9.375*** (1.362)

Nota: Los errores estándar están entre paréntesis y están agrupados a nivel de hogar. *, **, *** representan los niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 4 presenta los resultados de estimación del modelo de demanda de agua utilizando variables instrumentales (IV) y la prueba de Shin. Los coeficientes tanto para el precio marginal como para el precio promedio exhiben los signos negativos esperados, lo que indica que aumentar los precios en 1% conducen a una reducción en el consumo de agua de 0.30%. Además, las elasticidades estimadas se encuentran dentro del rango medio de valores reportados en la literatura (Bruno & Jessoe, 2021).

Tabla 4
Resultados Prueba Shin.

	Coef	S.E	p-value
Constante	8.510	0.608	0.000
$\ln(MP_{it})$	-0.304	0.055	0.000
$\ln\left(\frac{AP_{it}}{MP_{it}}\right)$	0.096	0.062	0.123
Temperatura Max	0.059	0.004	0.000
Precipitación	-0.001	0.000	0.000
N° Personas	0.074	0.035	0.035
N° Baños	0.012	0.016	0.453
Años educación	0.117	0.049	0.016
Wu-Hausman			0.000
Prueba de Shin			0.000

Nota: Los errores estándar están entre paréntesis y están agrupados a nivel de hogar.

La demanda de agua aumenta con temperaturas más altas, lo cual es coherente con los resultados presentados previamente y con los patrones estacionales de mayor uso exterior. No se encontró un efecto estadísticamente significativo para el número de baños. De manera interesante, el consumo también se incrementa con los años de escolaridad. Aunque esto podría parecer contradictorio, ya que niveles educativos más altos suelen asociarse con una mayor conciencia ambiental (Zsóka et al., 2013) probablemente refleja la

correlación positiva entre educación e ingresos. Dado el contexto, los hogares con mayor escolaridad tienden a tener ingresos más altos, viviendas de mayor tamaño y, en consecuencia, un mayor uso total de agua.

Además, existe suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de la prueba de Shin ($p < 0.000$). Esto implica que existe evidencia respecto a que los hogares perciben precio marginal en lugar del precio promedio, lo que refuerza la relevancia del precio marginal como señal en el comportamiento del consumidor bajo esquemas tarifarios no lineales.

Un supuesto clave del modelo DCC es que los consumidores conocen la estructura tarifaria y responden al precio marginal. Si bien este supuesto suele darse por hecho, el contexto empírico de este estudio respalda su validez. La reducción observada en el consumo de agua tras la reforma tarifaria sugiere que los hogares reaccionaron al nuevo esquema de precios. Esta evidencia conductual refuerza la pertinencia del enfoque estructural y, junto con la naturaleza cuasi experimental del diseño, fortalece la fiabilidad de los efectos del tratamiento estimados.

La Tabla 5 presenta los resultados del modelo DCC extendido. Los modelos (1) y (3) utilizan la muestra completa del panel, mientras que los modelos (2) y (4), sombreados en la tabla, replican una especificación clásica de Diferencias-en-Diferencias al restringir el análisis a una ventana temporal de un año antes y después del cambio tarifario.

Tabla 5
Resultados estimación modelo DCC-DiD.

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
Constante	1.007*** (0.041)	1.005*** (0.060)	1.016*** (0.060)	1.017*** (0.060)
Precio	-0.113*** (0.007)	-0.108*** (0.010)	-0.232*** (0.006)	-0.200*** (0.000)
Ingreso	0.254*** (0.000)	0.250*** (0.000)	0.332*** (0.001)	0.288*** (0.004)
Tratamiento	0.283*** (0.019)	0.249*** (0.005)	0.123*** (0.017)	0.137*** (0.089)
Post	-0.183*** (0.004)	0.216*** (0.004)	0.039 0.006	0.121*** (0.000)
Tratamiento × Post	0.053 (0.007)	-0.095*** (0.003)	0.022*** (0.006)	-0.131*** (0.005)
N° Personas	-	-	0.129*** (0.004)	0.143*** (0.004)
Temperatura	-	-	0.020*** (0.000)	0.048*** (0.001)
σ_{η}	0.012*** (0.000)	0.029*** (0.001)	-0.014*** (0.001)	-0.025*** (0.001)
σ_{ϵ}	1.113*** (0.002)	1.076*** (0.004)	1.168*** (0.002)	0.955*** (0.001)

Nota: Los errores estándar están entre paréntesis. *, **, *** representan los niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

En todas las especificaciones, los coeficientes estimados de elasticidad-precio son bajos en magnitud, alrededor del 10%, y estadísticamente significativos. De forma consistente con los hallazgos de Chovar Vera et al. (2024), las elasticidades estimadas mediante el modelo IV son mayores que aquellas obtenidas a través del modelo estructural DCC. Esta divergencia sugiere que las estimaciones por IV podrían sobrestimar la sensibilidad del consumidor, al no considerar completamente la estructura no lineal de precios ni la selección endógena en los bloques tarifarios, aspectos que sí son abordados explícitamente en el marco estructural. Además, Este resultado es coherente con los hallazgos Klassert et al. (2018), quienes señalan que los hogares de altos ingresos tienden a presentar elasticidades-precio más bajas en la demanda de agua. Al controlar por el número de personas en promedio por hogar, en ambos casos, se presenta el signo esperado, al

aumentar una persona más por hogar el consumo debería aumentar en torno al 10%. Por otro lado, consistentemente la demanda de agua aumenta con las temperaturas.

En los modelos donde la muestra se restringe a una ventana temporal más acotada, el término de interacción es negativo y estadísticamente significativo. Esto sugiere que el modelo estructural está capturando exitosamente el efecto causal del aumento de precios. Específicamente, indica que, dentro del año posterior a la reforma tarifaria, los hogares afectados redujeron su consumo de agua en aproximadamente un 10%. Este efecto no se observa en la especificación con la muestra completa, probablemente porque el impacto de la política se concentró en el corto y mediano plazo, lo que implicaría que, con el tiempo, los consumidores gradualmente retomaron sus patrones de consumo previos, a pesar de los precios más altos sostenidos.

5.2 CONCLUSIÓN

Esta investigación ha analizado cómo los hogares ajustan su consumo de agua frente a un aumento exógeno en los precios bajo una estructura tarifaria no lineal, entregando evidencia empírica para una zona de altos ingresos en Santiago de Chile. En un contexto de creciente escasez hídrica, donde el uso eficiente de los recursos resulta fundamental, comprender la respuesta de los consumidores frente a variaciones en el precio es clave para diseñar políticas efectivas de gestión de la demanda.

Explotando un aumento tarifario exógeno como un cuasiexperimento, se emplearon diversas estrategias econométricas, TWFE, RDD, la prueba de percepción de precios de Shin y un modelo estructural de Elección Discreta-Continua (DCC). Esta combinación metodológica permitió estimar tanto respuestas de comportamiento como efectos causales de manera robusta, bajo esquemas tarifarios complejos.

Los resultados muestran que los hogares efectivamente responden a los incentivos de precios, reduciendo significativamente su consumo tras la implementación de la reforma tarifaria. Este efecto tiende a aumentar en los hogares de mayor consumo, expuestos a incrementos en los precios marginales en ambos bloques. La prueba de Shin indica que los consumidores responden principalmente al precio marginal, no al promedio, en línea con lo predicho por la teoría económica. Estos hallazgos también validan uno de los supuestos centrales del modelo DCC: que los hogares conocen la estructura tarifaria y actúan en función del precio marginal que enfrentan. Junto con la naturaleza cuasiexperimental del escenario analizado, esto fortalece la credibilidad de los efectos causales estimados.

Un aspecto adicional que refuerza la validez del análisis es la estructura tarifaria chilena, compuesta por solo dos bloques de consumo. Esta simplicidad relativa, en comparación con otros países que aplican esquemas con más tramos, reduce la ambigüedad respecto al precio relevante. En este sentido, la evidencia de una respuesta al precio marginal se ve respaldada no solo por los resultados del modelo y la prueba de Shin, sino también por un diseño tarifario más ameno para los consumidores.

Desde una perspectiva metodológica, la integración de modelos DCC con enfoque de Diferencias en Diferencias ofrece una herramienta flexible y coherente para modelar la demanda bajo precios no lineales. Este marco permite abordar la endogeneidad de los precios, recuperar elasticidades y el efecto causal del tratamiento.

No obstante, este estudio presenta ciertas limitaciones. La percepción de precios es inferida, no observada directamente, y el análisis se limita a una población de altos ingresos y consumo elevado. Futuras investigaciones podrían explorar cómo se replican estos resultados en contextos socioeconómicos más diversos, donde la conciencia y respuesta frente a los precios podrían variar. Asimismo, se podrían evaluar complementariedades para ciertos grupos.

Desde el punto de vista de política pública, los resultados respaldan el uso de instrumentos basados en precios como herramienta efectiva de conservación del agua. Sin embargo, también destacan la importancia crítica del diseño tarifario. Elementos como los umbrales de consumo, el número de bloques y la progresividad determinan los incentivos que enfrentan los usuarios. Si estas estructuras resultan demasiado complejas o mal comunicadas, su potencial de impacto podría verse limitado. Por tanto, lograr un equilibrio entre eficiencia económica, claridad e facilidad de comprensión de la estructura tarifaria es esencial para su éxito.

Bibliografía

- Arbués, F., Garcia-Valiñas, M. Á., & Martínez-Espiñeira, R. (2003). Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review. *The Journal of Socio-Economics*, 32(1), 81-102. [https://doi.org/10.1016/S1053-5357\(03\)00005-2](https://doi.org/10.1016/S1053-5357(03)00005-2)
- Asci, S., Borisova, T., & Dukes, M. (2017). Are price strategies effective in managing demand of high residential water users? *Applied Economics*, 49(1), 66-77. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1192272>
- Athey, S., & Imbens, G. (2017). The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation. *Journal of Economics Perspectives*, 31(2), 3-32. <https://doi.org/10.1257/jep.31.2.3>
- Banco Mundial. (28 de Septiembre de 2024). *Banco Mundial*. <https://www.bancomundial.org/es/topic/water/overview#:~:text=Alrededor%20de%202000%20millones%20de,b%C3%A1sicas%20para%20lavarse%20las%20manos>
- Binet, M.-E., Carlevaro, F., & Paul, M. (2014). Estimation of Residential Water Demand with Imperfect Price Perception. *Environmental and Resource Economics*, 59, 561-581. <https://doi.org/10.1007/s10640-013-9750-z>
- Borenstein, S. (2009). To What Electricity Price Do Consumers Respond? Residential Demand Elasticity Under Increasing-Block Pricing. *Center for the Study of Energy Markets*.
- Brent, D., & Ward, M. (2019). Price perceptions in water demand. *Journal of Environmental Economics and Management*, 98. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2019.102266>
- Buck, S., Auffhammer, M., Hamilton, S., & Sunding, D. (2016). Measuring welfare losses from urban water supply. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 3(3), 743-778. <https://doi.org/10.1086/687761>
- Cabral, R., Ayala, L., & Delgado, V. H. (2017). Residential Water Demand and Price Perception under Increasing Block Rates. *Economics Bulletin*, 37(1), 508-519.

- Callaway, B., & Sant'Anna, P. (2021). Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Cattaneo, M., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2024). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781009441896>
- Charles, d. A. (1995). Which tax rate do people use: Average or marginal? *Journal of Public Economics*, 56(1), 79-96. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(93\)01409-4](https://doi.org/10.1016/0047-2727(93)01409-4)
- Chovar, A. M., Vásquez-Lavín, F. A., & Ponce, R. (2024). Estimating Residential Water Demand Under Systematic Shifts Between Uniform Price (UP) and Increasing Block Tariffs (IBT). *Water Resources Research*, 60. <https://doi.org/10.1029/2022WR033508>
- Clarke, A., Colby, B., & Thompson, G. (2017). Household Water Demand Seasonal Elasticities: A Stone-Geary Model under an Increasing Block Rate Structure. *Land Economics*, 93(4), 608-630.
- Cook, J., & Brent, D. (2021). Do Households Respond to the Marginal or Average Price of Piped Water Services? *Global Public Health*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190632366.013.244>
- Cook, J., Brühl, J., & Visser, M. (2021). Distributional Statistics of Municipal Water Use During Cape Town's Drought: Implications for Affordability, Conservation, and Tariffs. *Water Resources Research*, 57(6). <https://doi.org/10.1029/2020WR028219>
- Crase, L., Sue, O., & Burston, J. (2007). Inclining Block Tariffs for Urban Water. *Agenda: A Journal of Policy Analysis and Reform*, 14(1), 69-80.
- Davidson, R., & MacKinnon, J. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/S0266466600009452>
- de Bartolome, C. (1995). Which tax rate do people use: Average or marginal? . *Journal of Public Economics*, 56(1), 79-96. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(93\)01409-4](https://doi.org/10.1016/0047-2727(93)01409-4)

- Ferrara, I. (2008). Residential Water Use. *OECD Journal: General Papers*, 2008(2).
https://doi.org/10.1787/gen_papers-v2008-2-en
- García-Valiñas, M. Á., & Suárez-Fernández, S. (2022). Are Economic Tools Useful to Manage Residential Water Demand? A Review of Old Issues and Emerging Topics. *Water*, 14(16). <https://doi.org/10.3390/w14162536>
- Grafton, R. Q., Chu, L., & Wyrwoll, P. (2020). The paradox of water pricing: dichotomies, dilemmas, and decisions. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(1), 86-107.
<https://doi.org/10.1093/oxrep/grz030>
- Hahn, J., Todd, P., & Van der Kaauw, W. (2001). Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*, 69(1), 201-209.
- Hewitt, J., & Hanemann, M. (1995). A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing. *Land Economics*, 71(2), 173-192.
<https://doi.org/10.2307/3146499>
- Hotz, J., & Xiao, M. (2011). The Impact of Regulations on the Supply and Quality of Care in Child Care Markets. *American Economic Review*, 101(5), 1775-1805.
<https://doi.org/10.1257/aer.101.5.1775>
- Howe, C. W., & Linaweaver, F. P. (1967). The Impact Price on Residential Water Demand and Its Relation to System Design and Price Structure. *Water Resources Research*, 3(1), 13-32.
- Imbens, G., & Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615-635.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>
- Imbens, G., & Rubin, D. (2015). *Causal Inference in Statistics, Social, and Biomedical Sciences*. Cambridge University Press.
- Ito, K. (April de 2013). *How Do Consumers Respond to Nonlinear Pricing? Evidence from Household Water Demand*. Universidad de Chicago:
https://home.uchicago.edu/ito/pdf/Ito_Water_Irvine.pdf

- Ito, K. (2014). Do Consumers Respond to Marginal or Average Price? Evidence from Nonlinear Electricity Pricing. *American Economic Review*, 104(2), 537-563. <https://doi.org/10.1257/aer.104.2.537>
- Ito, K., & Zhang, S. (Noviembre de 2023). *Do Consumers Distinguish Fixed Cost from Variable Cost? "Schmeduling" in Two-Part Tariffs in Energy*. https://koichiroito.com/pdfs/Heat_Reform_China.pdf
- James, H. (1996). Comment on 'Labor Supply and the Economic Recovery Tax Act of 1981. *Chicago: University of Chicago Press.*, 32-38.
- John, N. (1976). A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis: Comment. *The Bell Journal of Economics*, 7(2), 719-721. <https://doi.org/10.2307/3003285>
- Klassert, C., Sigel, K., Klauer, B., & Gawel, E. (2018). Increasing Block Tariffs in an Arid Developing Country: A Discrete/Continuous Choice Model of Residential Water Demand in Jordan. *Water*, 10(3). <https://doi.org/10.3390/w10030248>
- Lee, D., & Lemieux, T. (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, 48(2), 281-355. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>
- Liebman, J. B., & Zeckahuser, R. (15 de 10 de 2024). *Schmeduling*. https://scholar.harvard.edu/files/jeffreyliebman/files/Schmeduling_WorkingPaper.pdf
- Liu, Junguo; Sevanije, Hubert; Xu, Jianxin;. (2003). Water as an economic good and water tariff design Comparison between IBT-con and IRT-cap. *Physics and Chemistry of the Earth*, 28, 209-217. [https://doi.org/10.1016/S1474-7065\(03\)00027-5](https://doi.org/10.1016/S1474-7065(03)00027-5)
- Miller, D. (2023). An Introductory Guide to Event Study Models. *Journal of Economics Perspectives*, 37(2), 203-230. <https://doi.org/10.1257/jep.37.2.203>
- Monteiro, H., & Roseta-Palma, C. (2011). Pricing for scarcity? An efficiency analysis of increasing block tariffs. *Water Resources Research*, 47(6). <https://doi.org/10.1029/2010WR009200>

- Nachtenebel, H. P., & Nandalal, K. (2021). *Handbook of Water Resources Management: Discourses, Concepts and Examples*. Springer Cham. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-60147-8>
- Nataraj, S., & Hanemann, M. (2011). Does marginal price matter? A regression discontinuity approach to estimating water demand. *Journal of Environmental Economics and Management*, 61(2), 198-212. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2010.06.003>
- Nieswiadomy, M., & Molina, D. (1991). A Note on Price Perception in Water Demand Models. *Land Economics*, 67(3), 352-359. <https://doi.org/10.2307/3146430>
- Nordin, J. (1976). A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis: Comment. *The Bell Journal of Economics*, 7(2), 719-721. <https://doi.org/10.2307/3003285>
- Olmstead, S. (2009). Reduced-Form Versus Structural Models of Water Demand Under Nonlinear Prices. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(1), 84-94. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.0007>
- Olmstead, S., Hanemann, M., & Stavins, R. (2007). Water demand under alternative price structures. *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(2), 181-198. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2007.03.002>
- Opaluch, J. (1982). Urban Residential Demand for Water in the United States: Further Discussion. *Land Economics*, 58(2), 225-227. <https://doi.org/10.2307/3145896>
- Pérez-Urdiales, M., & Baerenklau, K. (2019). Learning to live within your (water) budget: Evidence from allocation-based rates. *School of Public Policy*, 57, 205-221. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2019.06.002>
- Puri, R., & Maas, A. (2019). Evaluating the Sensitivity of Residential Water Demand Estimation to Model Specification and Instrument Choices. *Water Resources Research*, 56(1). <https://doi.org/10.1029/2019WR026156>
- Puris, R., & Maas, A. (2020). Evaluating the Sensitivity of Residential Water Demand Estimation to Model Specification and Instrument Choices. *Water Resources Research*, 56. <https://doi.org/10.1029/2019WR026156>

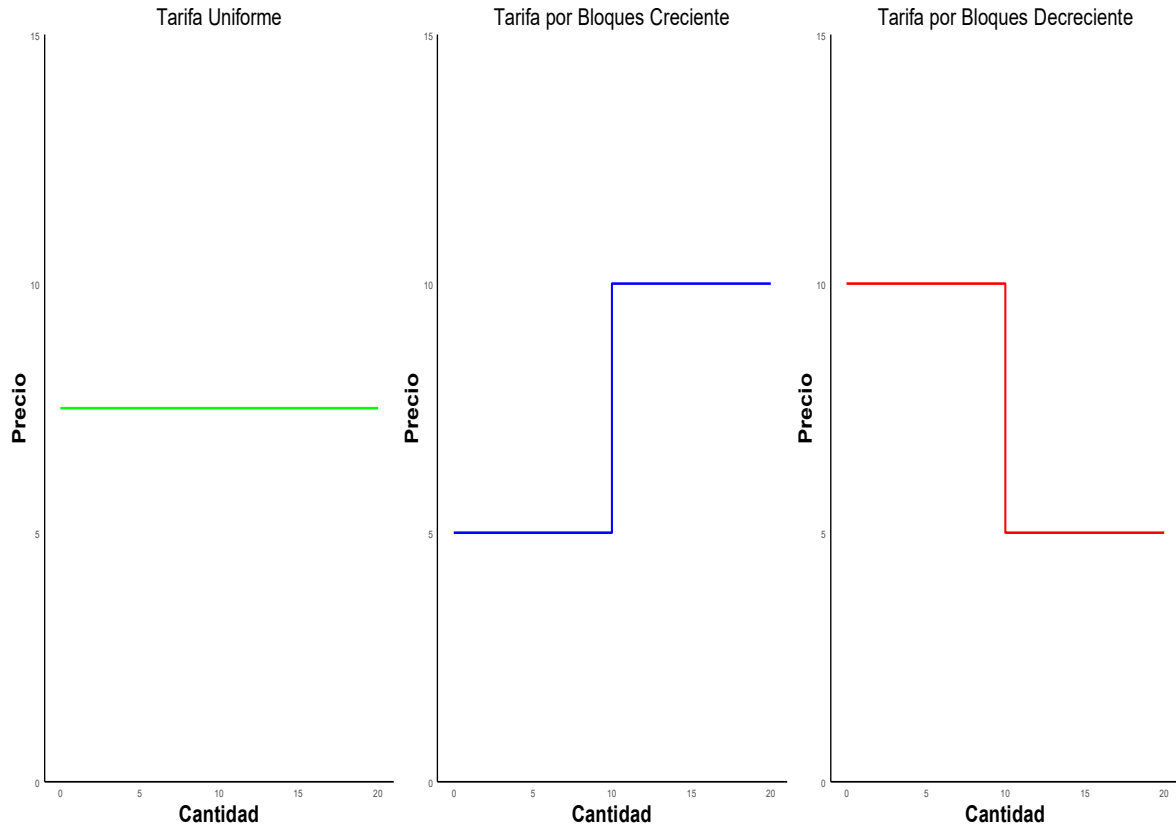
- Ratnasiri, S., Wilson, C., Athukorala, W., Garcia-Valiñas, M., Torgler, B., & Gifford, R. (2018). Effectiveness of two pricing structures on urban water use and conservation: a quasi-experimental investigation. *Environmental Economics and Policy Studies*, 20, 547-560. <https://doi.org/10.1007/s10018-017-0205-6>
- Reynaud, A., & Romano, G. (2018). Advances in the Economic Analysis of Residential Water Use: An Introduction. *Water*, 10(9). <https://doi.org/10.3390/w10091162>
- Rujis, A., Zimmermann, A., & van den Berg, M. (2008). Demand and distributional effects of water pricing policies. *Ecological Economics*, 66(2-3), 506-516. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.10.015>
- Saez, E. (2010). Do Taxpayers Bunch at Kink Points? *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3), 180-212. <https://doi.org/10.1257/pol.2.3.180>
- Saez, E., Slemrod, J., & Giertz, S. (2012). The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 50(1), 3-50. <https://doi.org/10.1257/jel.50.1.3>
- Salehi, M. (2022). Global water shortage and potable water safety; Today's concern and tomorrow's crisis. *Environment International*, 158. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2021.106936>
- Schewe, J., Gosling, S. N., Reyer, C., & et al. (2019). State-of-the-art global models underestimate impacts from climate extremes. *Nature Communications*, 10. <https://doi.org/10.1038/s41467-019-08745-6>
- Sharma, S., & Vairavamoorthy, K. (2009). Urban water demand management: prospects and challenges for the developing countries. *Water and Environment Journal*, 23(3), 210-2018. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1747-6593.2008.00134.x>
- Shi, M., Wang, X., Yang, H., & Wang, T. (2014). Pricing or Quota? A Solution to Water Scarcity in Oasis Regions in China: A Case Study in the Heihe River Basin. *Sustainability*, 6, 7601-7620. <https://doi.org/10.3390/su6117601>

- 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. <https://doi.org/10.2307/1924803>
- Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- Super Intendencia de Servicios Sanitarios. (28 de Octubre de 2024). *Super Intendencia de Servicios Sanitarios*. <https://www.siss.gob.cl/586/w3-article-7979.html>
- Taylor, L. D. (1975). The Demand for Electricity: A Survey. *The Bell Journal of Economics*, 6(1), 74-110. <https://doi.org/10.2307/3003216>
- Vásquez-Lavín, F. A., Hernandez, J. I., Ponce, R. D., & Orrego, S. A. (2017). Functional forms and price elasticities in a discrete continuous choice model of the residential water demand. *Water Resources Research*, 53, 6296–6311. <https://doi.org/10.1002/2016WR020250>
- Whittington, D. (2003). Municipal water pricing and tariff design: a reform agenda for South Asia. *Water Policy*, 5(1), 61-76. <https://doi.org/10.2166/wp.2003.0003>
- Whittington, D., Céline, N., Fuente, D., & Wu, X. (2015). A diagnostic tool for estimating the incidence of subsidies delivered by water utilities in low- and medium-income countries, with illustrative simulations. *Utilities Policy*, 34, 70-81. <https://doi.org/10.1016/j.jup.2014.12.007>
- Wichman, C. (2017). Information provision and consumer behavior: A natural experiment in billing frequency. *Journal of Public Economics*, 152, 13-33. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.05.004>
- Wichman, C. J. (2014). Perceived price in residential water demand: Evidence from a natural experiment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 107, 308-323. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.02.017>

- Wichman, C., Taylor, L., & von Haefen, R. (2016). Conservation policies: Who responds to price and who responds to prescription? *Journal of Environmental Economics and Management*, 79, 114-134. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2016.07.001>
- Wooldridge, J. (17 de Agosto de 2021). *Two-Way Fixed Effects, the Two-Way Mundlak Regression, and Difference-in-Differences Estimators*. 10.2139/ssrn.3906345
- Xu, T., Zheng, H., Zhao, J., Liu, Y., Tang, P., Yang, Y., & Wang, Z. (2018). A Two-Phase Model for Trade Matching and Price Setting in Double Auction Water Markets. *Water Resources Research*, 54, 2999-3017. <https://doi.org/10.1002/2017WR021231>

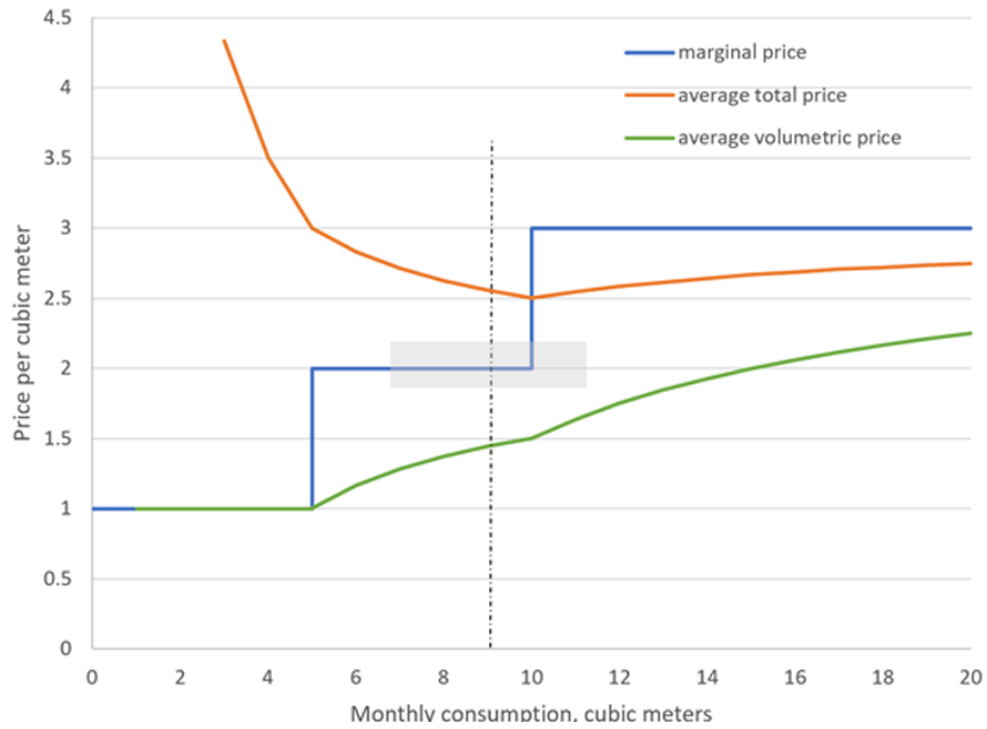
ANEXO

Anexo 1



Fuente: Elaboración propia.

Anexo 2



Fuente: Cook & Brent (2021).