cinve

centro de investigaciones económicas

Elasticidad precio de la demanda residencial de agua en Uruguay: evidencia a partir de la ENGIH 2016-2017

Samira Manzur
Rafael Mosteiro

Documento de Trabajo

DT. 02/2026
Noviembre 2026
ISSN: 1688-6186

Elasticidad precio de la demanda residencial de agua en Uruguay: evidencia a partir de la ENGIH 2016-2017*

Samira Manzur[1] y Rafael Mosteiro[1]

[1] *Centro de Investigaciones Económicas - CINVE*

Resumen

El presente documento estima las elasticidades precio y gasto de la demanda residencial de agua de OSE (Obras Sanitarias del Estado) en Uruguay a partir de la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares 2016-2017. Para ello, se estima un sistema de demanda LA-AIDS que permite analizar el agua de OSE en conjunto con las restantes categorías de consumo de los hogares. Dado que el consumo de agua se deduce de la factura y los precios se construyen a partir de valores unitarios, se aborda la endogeneidad de los precios y del gasto mediante variables instrumentales, utilizando el cargo fijo tarifario y precios leave-one-out, e incorporando el diseño muestral de la encuesta en la inferencia. Los resultados indican que la demanda de agua de OSE es inelástica al precio, con una elasticidad de $-0{,}38$, y escasamente sensible al gasto, en línea con la evidencia internacional, mientras que las especificaciones no instrumentadas presentan una mayor sensibilidad estimada al precio que aquellas que incorporan variables instrumentales. Los resultados constituyen un antecedente para el análisis de la política tarifaria del servicio en Uruguay.

Palabras clave: *demanda de agua, sistema de demanda AIDS, elasticidad precio, variables instrumentales, Uruguay.*
Clasificación JEL: D12, Q25, L95, C36.

*Los autores agradecen los comentarios de Cecilia Alonso. Las opiniones expresadas y los errores que pudieran subsistir son responsabilidad exclusiva de los autores.

1. Introducción

El acceso al agua potable constituye una condición fundamental para el bienestar de la población, pero garantizar su disponibilidad de forma sostenible también plantea importantes desafíos. Según informa Obras Sanitarias del Estado (OSE), en Uruguay el 99 % de la población accede a agua potable durante todo el año. Sin embargo, garantizar el acceso al agua no agota los desafíos vinculados a su provisión, ya que también resulta relevante comprender cómo los hogares ajustan su consumo frente a cambios en el precio y cómo este gasto se relaciona con las decisiones de consumo de otros bienes y servicios. La evidencia internacional recopilada por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD, 2024) señala que, aunque la demanda residencial de agua suele presentar una respuesta relativamente acotada ante variaciones de precios, su magnitud depende del contexto, de las posibilidades de adaptación de los hogares y de las características de las tarifas. Por ello, conocer esta respuesta constituye un insumo relevante para entender el funcionamiento de la demanda y evaluar las implicancias económicas de las políticas tarifarias.

En Uruguay, esta cuestión es relevante debido a la estructura de las tarifas residenciales de OSE, que combina un cargo fijo con un componente variable por metro cúbico cuyo valor aumenta según la franja de consumo. Bajo esta estructura, comprender la relación entre precios y cantidades demandadas requiere considerar tanto las características del sistema tarifario como las decisiones de gasto de los hogares. A su vez, estudiar la demanda de agua en relación con otras categorías de consumo permite superar un análisis aislado del servicio y analizar cómo se asigna el presupuesto intrahogar entre distintos bienes y servicios. Si bien existen antecedentes nacionales que aplican sistemas de demanda al estudio del consumo de los hogares, hasta donde llega el conocimiento de los autores no se han encontrado trabajos que estimen la demanda de agua corriente suministrada por OSE en el marco de un sistema de demanda. En este sentido, el presente trabajo constituye un aporte a la literatura nacional sobre la demanda residencial de agua.

En este marco, el objetivo de este trabajo es estimar las elasticidades precio propias, precio cruzadas y gasto, de la demanda residencial de agua de OSE en Uruguay. Para ello, se utiliza información de la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH) de 2016-2017 y se estima la aproximación lineal (LA-AIDS) del Almost

Ideal Demand System propuesto por Deaton y Muellbauer (1980). Este enfoque permite estudiar la demanda de agua en conjunto con otras categorías de consumo e incorporar las relaciones entre sus precios y las decisiones de gasto de los hogares. Asimismo, se consideran posibles problemas de endogeneidad en la estimación y se realizan ejercicios de sensibilidad y robustez para examinar la validez de los resultados.

El informe se organiza en cinco secciones. La primera presenta los antecedentes nacionales e internacionales. La segunda describe la fuente de información, la construcción de las canastas de consumo y las principales variables utilizadas. La tercera desarrolla la estrategia empírica, detallando la especificación del modelo y el tratamiento de la endogeneidad. En la cuarta sección se exponen los resultados de las estimaciones, se evalúa la relevancia de los instrumentos y se analiza la sensibilidad y robustez de los principales resultados. Finalmente, se presentan las conclusiones y reflexiones finales, con sugerencias para futuras líneas de investigación.

2. Antecedentes

La estimación de la demanda residencial de agua ha sido abordada mediante distintos métodos estadísticos y econométricos que relacionan su consumo con precios, ingresos y otras características de los hogares que inciden en la demanda. Entre los enfoques más utilizados están las especificaciones funcionales, que son modelos de ecuación única que toman formas lineales, semilogarítmicas, o de doble logaritmo, así como modelos de funciones más complejas como la de Stone-Geary (Vásquez Lavín et al., 2017). Numerosas revisiones de este tema (Dalhuisen et al., 2003, Sebri, 2014, Marzano et al., 2018) han encontrado que, aunque la demanda de agua es, en general, inelástica ante la variación de los precios, la heterogeneidad entre estudios es marcada y se asocia a las diferencias entre los enfoques teóricos, las características de los datos y los sistemas de precios de tarifas. Además, si bien estos métodos de estimación tienen la ventaja de ser simples y fácilmente interpretables, presentan ciertas restricciones en el comportamiento de la demanda, así como la omisión de las relaciones de sustitución entre bienes y sus efectos sobre la asignación de la renta de los hogares (Suárez-Varela, 2020).

De esta forma, los sistemas de demanda son una alternativa relevante, ya que aportan información respecto a la asignación del gasto entre distintas categorías de consumo e

incorporan restricciones derivadas de la teoría económica del consumidor. Deaton y Muellbauer (1980) desarrollaron el Almost Ideal Demand System (AIDS), que permite expresar las participaciones presupuestarias de los bienes en función de sus precios y del gasto total, y obtener elasticidades precio propias y cruzadas, así como elasticidades respecto al gasto. Además, incorpora restricciones de aditividad, homogeneidad y simetría derivadas de la teoría económica del consumidor. Posteriormente, Banks et al. (1997) propusieron el Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS), que incorpora una relación cuadrática con el logaritmo del gasto real y permite representar patrones de consumo no lineales. En esta línea, se han desarrollado trabajos (Suárez-Varela, 2020, Di Cosmo, 2011) que encuentran patrones de sustitución y complementariedad entre categorías de gasto como alimentos y bebidas, energía, gasto de cuidado personal, o bienes no esenciales.

Al estimar elasticidades de la demanda de agua, la literatura ha encontrado, además, ciertos desafíos asociados a la especificación del precio y la endogeneidad. La existencia de tarifas crecientes (o decrecientes) implica incrementos en el precio marginal por bloques de diferentes rangos de consumo, lo que puede generar una relación simultánea entre el precio y el nivel de cantidad demandada de agua. En torno a esto, la literatura discute la utilización del precio promedio o marginal como mejor medida de la teoría económica en relación a las decisiones de los hogares, con crecientes argumentos a favor del uso del precio promedio (Liebman y Zeckhauser, 2004, Almendarez-Hernández et al., 2016, Ito, 2014). Por otra parte, se han empleado variables instrumentales para controlar el sesgo de las estimaciones que surge de la existencia de factores no observables para el analista que afectan la cantidad demandada y que están correlacionados con el nivel de la tarifa. Puri y Maas (2020) identifican, entre los instrumentos utilizados en la literatura, el gasto anual de agua del hogar, el precio del primer bloque tarifario, la diferencia entre bloques sucesivos de la tarifa y el cargo fijo.

En términos generales, la evidencia que surge en torno a estas estimaciones no muestra grandes diferencias entre los estudios que se centran en países desarrollados (Dalhuisen et al., 2003, Sebri, 2014, Marzano et al., 2018, Di Cosmo, 2011) y los que comprenden a países en desarrollo (Nauges y Whittington, 2010, Strand y Walker, 2005, Vásquez Lavín et al., 2017). Para ambos casos, las elasticidades precio se encuentran aproximadamente entre $-0{,}5$ y 0, con algunos trabajos con promedios incluso menores (Suárez-Varela, 2020). Las elasticidades respecto al ingreso muestran ser aún más inelás-

ticas, comprendidas en general, entre 0 y 0,30 (Dalhuisen et al., 2003, Strand y Walker, 2005, Sebri, 2014, Almendarez-Hernández et al., 2016), superando estos valores en pocos casos.

En el caso de Uruguay, se encuentran antecedentes que aplican sistemas de demanda al estudio del consumo de los hogares (Amarante et al., 2012, Gerstenblüth et al., 2023, Ghazarian y González, 2025), aunque ninguno de ellos aborda específicamente la demanda de agua corriente suministrada por OSE.

3. Datos

La base de datos utilizada proviene de la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH) 2016-2017, relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) entre noviembre de 2016 y octubre de 2017. La encuesta recoge información sobre los gastos e ingresos de los hogares, así como características sociodemográficas y de la vivienda. En particular, la información de gastos permite identificar los montos destinados a distintos bienes y servicios y, cuando corresponde, las cantidades adquiridas. La muestra consiste en un total de 6.889 hogares, representativa del total del país.

Para la estimación de la demanda se construyeron siete canastas de consumo a partir de la Clasificación de Consumo Individual por Finalidades (CCIF): alimentos, bebidas y tabaco, refrescos, agua de mesa, agua corriente de OSE, energía, vivienda y resto de bienes y servicios. Esta clasificación permite distinguir las distintas alternativas de consumo relacionadas con el agua y, al mismo tiempo, incorpora otros rubros relevantes dentro del presupuesto de los hogares. La canasta de energía comprende electricidad, gas y otros combustibles, mientras que la de vivienda incluye alquileres, mantenimiento, saneamiento y otros servicios vinculados a la vivienda, excluyendo el agua de OSE y la energía. La canasta residual reúne los restantes rubros de consumo (vestimenta, transporte, salud, educación y recreación, muebles, comunicaciones, entre otros). Se excluyeron de las canastas los gastos no destinados al consumo corriente de los hogares, el valor locativo y las transferencias imputadas.

La muestra se definió excluyendo los hogares sin gasto registrado en ninguna de las canastas consideradas, aquellos sin ingresos declarados, aquellos sin gasto en alimentos y aquellos sin gasto en agua corriente de OSE. Luego de aplicar estos criterios, la muestra

quedó conformada por 5.523 hogares, el 80,2 % del total. En consecuencia, los resultados refieren a los hogares que registran gasto en el servicio de OSE, lo que excluye, entre otros, a aquellos que no abonan directamente la factura. Sobre esta base se construyeron, además, variables de control, permitiendo incorporar al análisis la heterogeneidad de las decisiones de consumo según las características del hogar. En particular, se incluyen el logaritmo de la cantidad de integrantes del hogar, la proporción de menores de 14 años, y de personas de 65 años o más, el sexo, la edad y el nivel educativo terciario de la persona jefa de hogar y la región de residencia.

4. Estrategia empírica

Para estimar las elasticidades de la demanda residencial de agua se utiliza la aproximación lineal (LA-AIDS) del Almost Ideal Demand System desarrollado por Deaton y Muellbauer (1980). Este modelo parte de la teoría de la demanda del consumidor y permite estimar, a partir de un sistema de ecuaciones que relaciona las participaciones presupuestarias con los precios y los recursos de los hogares, las elasticidades precio propias y cruzadas y las elasticidades respecto al gasto, incorporando las restricciones de aditividad, homogeneidad y simetría derivadas de la teoría del consumidor. La ecuación estimada para cada canasta i y hogar h se expresa como:

$$w_{ih} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{7} \gamma_{ij} \ln p_{jh} + \beta_i \ln \left(\frac{x_h}{P_h} \right) + \boldsymbol{\delta}_i' \mathbf{Z}_h + u_{ih},$$

donde w_{ih} representa la participación de la canasta i en el gasto total del hogar x_h, p_{jh} es el precio de la canasta j, P_h es un índice de precios, $\mathbf{Z}_h$ recoge las variables de control descritas en la sección anterior y u_{ih} representa el término de error. La aditividad ($\sum_i \alpha_i = 1$ y $\sum_i \beta_i = \sum_i \gamma_{ij} = \sum_i \boldsymbol{\delta}_i = 0$), la homogeneidad ($\sum_j \gamma_{ij} = 0$) y la simetría ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) se imponen en la estimación, por lo que se estiman seis ecuaciones y los parámetros de la canasta residual se recuperan a partir de estas restricciones. Como índice de precios se utiliza un índice de Laspeyres, $\ln P_h = \sum_j \bar{w}_j \ln p_{jh}$, donde $\bar{w}_j$ es la participación media ponderada de cada canasta. A diferencia del índice de Stone, este índice no utiliza las participaciones del propio hogar y es invariante a las unidades en que se miden los precios, aspecto relevante cuando estos se construyen a partir de valores

unitarios (Moschini, 1995).

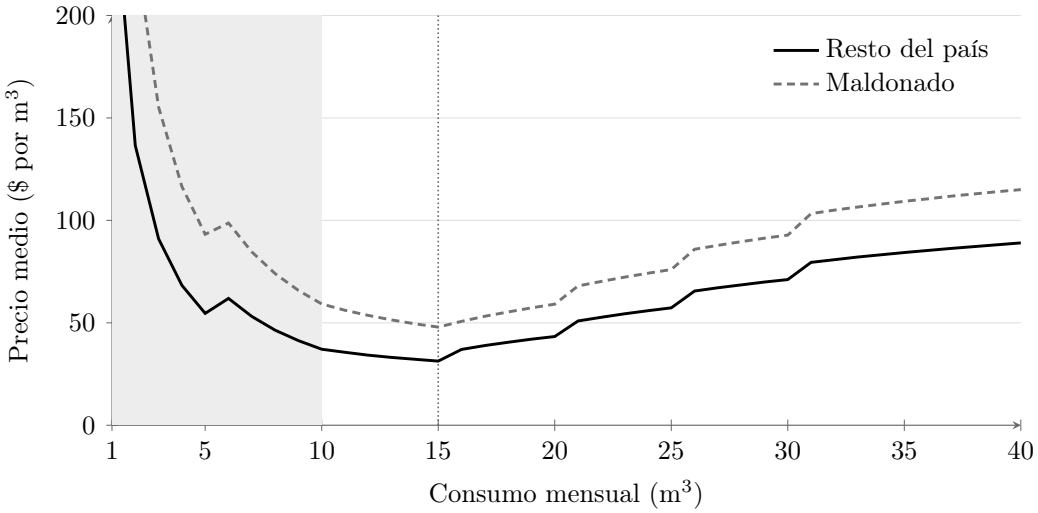
Para construir los precios de las canastas se utiliza la información de gastos y cantidades de la ENGIH. Para cada producto adquirido en el mercado se calcula el valor unitario como el cociente entre el gasto y la cantidad, expresado como desvío logarítmico respecto a la mediana nacional del producto, considerando los productos con al menos 50 hogares compradores y descartando los valores superiores al cuádruple o inferiores a la cuarta parte de la mediana. El precio de cada canasta se obtiene como el promedio de estos desvíos, ponderado por la participación de cada producto en el gasto de la canasta, lo que permite agregar productos medidos en unidades distintas. Para los hogares sin compras en una canasta se imputa el precio medio de su celda, definida por el departamento, el año y el mes de relevamiento.

En el caso del agua corriente suministrada por OSE, las cantidades consumidas no se encuentran observadas directamente en la base de datos. Por este motivo, el consumo en m^3 se deduce a partir de las tarifas mensuales vigentes en 2016 y 2017, diferenciadas entre Maldonado y el resto del país e incorporando el cargo fijo y los cargos variables por bloque de una conexión de 13 mm, identificando para cada hogar el volumen cuya factura resulta más próxima al gasto declarado. En los tramos en que la factura es constante, entre 1 y 5 m^3 y entre 6 y 10 m^3, un mismo gasto es compatible con distintos volúmenes, por lo que se asigna el valor central del tramo, situación que alcanza al 43,7 % de los hogares de la muestra. La mediana de la diferencia entre la factura imputada y el gasto declarado es de 3,7 %, aunque supera el 10 % en el 20,7 % de los hogares. Asimismo, la imputación utiliza la tarifa residencial general, por lo que no contempla a los hogares con tarifa social. El precio se define como el precio medio por m^3, en línea con la evidencia que respalda al precio medio como la señal a la que responden los hogares (Ito, 2014). En consecuencia, las cantidades y los precios del agua de OSE están sujetos a la incertidumbre propia de este procedimiento de imputación.

La construcción de precios a partir de valores unitarios presenta, además, limitaciones para la identificación de las elasticidades. Como señala Deaton (1988), estos valores reflejan tanto variaciones en los precios de mercado como diferencias en la calidad de los bienes y errores de medición en las cantidades. En el caso del agua de OSE, el precio medio es una función de la cantidad consumida, que tiende a descender hasta los 15 m^3, por el peso del cargo fijo y de los tramos de factura constante, y aumenta a partir de ese

umbral, por los mayores cargos variables de los bloques superiores, ubicándose en Maldonado por encima del resto del país para todo nivel de consumo (Figura 1). Esta forma de construcción genera una relación simultánea entre el precio y la cantidad demandada (Suárez-Varela, 2020). Asimismo, el gasto total puede contener errores de medición y se encuentra presente tanto en la variable explicativa como en el denominador de las participaciones.

Figura 1. Precio medio del agua de OSE según el consumo mensual



Nota: Tarifas mensuales de 2017 para una conexión de 13 mm, incluyendo el cargo fijo y los cargos variables. El área sombreada corresponde a los tramos en que la factura es constante (entre 1 y 5 m^3 y entre 6 y 10 m^3) y la línea punteada al consumo de 15 m^3. El eje vertical se limita a 200 pesos por m^3.
Fuente: Elaboración propia en base a las tarifas de OSE vigentes en 2017.

Por este motivo, los siete precios y el gasto total se tratan como variables endógenas y el sistema se estima por mínimos cuadrados en tres etapas. Cada precio se instrumenta con su valor leave-one-out, definido como el precio medio pagado por los restantes hogares de la misma celda, en línea con Hausman (1996) y con la lógica de los estimadores jackknife de Angrist et al. (1999). El precio del agua de OSE se instrumenta además con el logaritmo del cargo fijo, que es establecido administrativamente, no depende del consumo del hogar y varía entre Maldonado y el resto del país y entre años, siendo uno de los instrumentos que Puri y Maas (2020) identifican en la literatura. Por su parte, el gasto total se instrumenta con el logaritmo del ingreso del hogar. La relevancia de los instrumentos se evalúa mediante el estadístico F de la primera etapa, considerando el umbral de 10 propuesto por Staiger y Stock (1997).

En la práctica, el cargo fijo toma cuatro valores, según se trate de Maldonado o del

resto del país y del año de relevamiento, por lo que la variación tarifaria utilizada para identificar la elasticidad precio del agua de OSE proviene principalmente del diferencial tarifario de Maldonado, complementado por la variación del precio leave-one-out entre celdas. Si bien el cargo fijo se determina administrativamente y no depende del consumo individual, las diferencias tarifarias entre regiones podrían estar asociadas a características no observadas de los hogares o de su entorno que también inciden en la demanda de agua. En este sentido, la estimación que excluye a los hogares de Maldonado permite evaluar la sensibilidad de los resultados a esta fuente de variación.

Con la finalidad de evaluar la incidencia del tratamiento de la endogeneidad y de las características de los hogares, se estiman cuatro especificaciones: (i) sin variables instrumentales ni variables de control, (ii) sin variables instrumentales y con variables de control, (iii) con variables instrumentales y sin variables de control y (iv) con variables instrumentales y con variables de control. A partir de los parámetros estimados se calculan las elasticidades gasto y precio no compensadas. Dado que el índice de Laspeyres utiliza ponderaciones fijas, la derivada de $\ln P_h$ respecto a $\ln p_{jh}$ es igual a $\bar{w}_j$, por lo que las elasticidades se obtienen directamente de los parámetros estimados:

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{\bar{w}_i}, \qquad e_{ii} = -1 + \frac{\gamma_{ii} - \beta_i \bar{w}_i}{\bar{w}_i}, \qquad e_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i \bar{w}_j}{\bar{w}_i} \quad (i \neq j),$$

evaluadas en las participaciones presupuestarias medias ponderadas, utilizando el paquete micEconAids de R (Henningsen, 2022). La estimación de los parámetros no utiliza ponderadores, mientras que el diseño muestral de la ENGIH se incorpora en las participaciones medias y en la inferencia. Las estimaciones no ponderadas son consistentes y más eficientes si la respuesta de los hogares es homogénea, mientras que, ante respuestas heterogéneas, la estimación ponderada se corresponde con el parámetro que se obtendría con el conjunto de la población (Solon et al., 2015), por lo que ambas estimaciones se comparan como ejercicio de robustez. Los errores estándar se obtienen mediante el bootstrap de Rao y Wu (1988) recomendado por el INE, que consiste en seleccionar con reposición $n_s - 1$ unidades primarias de muestreo (UPM) dentro de cada estrato s y reajustar los ponderadores, reestimando la totalidad del sistema en cada una de las 200 réplicas. La significación se evalúa con una distribución t con grados de libertad iguales a la diferencia

entre la cantidad de UPM y de estratos.

Sobre el modelo (iv) se realizan, finalmente, cinco ejercicios de sensibilidad y robustez: a) y b) la utilización del cargo fijo y del precio leave-one-out como único instrumento del precio del agua de OSE, c) la estimación sin imponer simetría, d) la exclusión de los hogares de Maldonado, departamento con estructura tarifaria propia, y e) la estimación ponderada por el factor de expansión, cuya comparación con la no ponderada permite evaluar la presencia de heterogeneidad no modelada asociada al diseño muestral (Solon et al., 2015).

5. Resultados

Las elasticidades reportadas corresponden a elasticidades no compensadas evaluadas en las participaciones presupuestarias medias ponderadas, y sus errores estándar se obtienen mediante el bootstrap de Rao y Wu (1988) con 200 réplicas, evaluando la significación con una distribución t con 1.598 grados de libertad (1.649 UPM y 51 estratos).

El agua de OSE representa en promedio el 2,1 % del gasto total de los hogares, mientras que los refrescos y el agua de mesa alcanzan el 1,3 % y el 0,9 %, respectivamente, siendo adquiridos por el 61,5 % y el 52,9 % de los hogares. Dado que en el LA-AIDS las elasticidades dependen del cociente entre los parámetros estimados y la participación presupuestaria, la reducida participación de estos bienes explica en parte que sus errores estándar sean superiores a los de las canastas de mayor tamaño.

5.1. Relevancia de los instrumentos

En el Cuadro 1 se presenta, para cada una de las variables endógenas, el estadístico F de la primera etapa, que contrasta la significación conjunta de los nueve instrumentos excluidos controlando por las características del hogar, dado que en la estimación por mínimos cuadrados en tres etapas la totalidad de los instrumentos participa en la primera etapa de cada variable.

Considerando como referencia el umbral de 10 propuesto por Staiger y Stock (1997) para descartar la presencia de instrumentos débiles, en todos los casos los estadísticos superan ampliamente dicho valor, siendo el menor el correspondiente al precio de energía

Cuadro 1. Estadísticos F de la primera etapa

Variable endógena	Instrumento específico	F de primera etapa
Precio de alimentos	Precio LOO	112,4
Precio de refrescos	Precio LOO	110,1
Precio de agua de mesa	Precio LOO	82,0
Precio de agua de OSE	Precio LOO y cargo fijo	111,3
Precio de energía	Precio LOO	34,0
Precio de vivienda	Precio LOO	723,3
Precio de resto	Precio LOO	94,2
Gasto total	Ingreso del hogar	381,6

Nota: Primera etapa estimada por mínimos cuadrados ordinarios, incluyendo las variables de control del hogar. Todas las variables se expresan en logaritmos. El estadístico F contrasta la significación conjunta de los nueve instrumentos excluidos. LOO refiere al precio leave-one-out de la celda departamento, año y mes, calculado excluyendo al propio hogar.
Fuente: Elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017 (INE).

(34,0). En el caso del precio del agua de OSE, tanto el cargo fijo como el precio leave-one-out resultan relevantes por separado, con estadísticos F de 735,4 y 860,3, respectivamente, cuando se incorpora cada uno de ellos dados los restantes instrumentos. Estos estadísticos evalúan la relevancia de los instrumentos pero no su exogeneidad, cuyos fundamentos se discuten en la estrategia empírica.

5.2. Elasticidades gasto y precio

En el Cuadro 2 se presentan las elasticidades gasto, precio propias y precio cruzadas entre los bienes vinculados al agua para las cuatro especificaciones estimadas: (i) sin variables instrumentales ni variables de control, (ii) sin variables instrumentales y con variables de control, (iii) con variables instrumentales y sin variables de control y (iv) con variables instrumentales y con variables de control. Los modelos (i) y (ii) no tratan la endogeneidad de los precios y del gasto, mientras que los modelos (iii) y (iv) la abordan mediante los instrumentos descritos en el apartado anterior. Del cuadro se observa que el tratamiento de la endogeneidad modifica de forma sustantiva las elasticidades precio de los bienes vinculados al agua, mientras que la incorporación de las variables de control incide principalmente sobre las elasticidades gasto.

En el caso del agua de OSE, la elasticidad precio propia se ubica en torno a $-0{,}70$ en los modelos sin variables instrumentales y se reduce aproximadamente a la mitad al aplicar variables instrumentales, alcanzando $-0{,}38$ en el modelo (iv). Este resultado

Cuadro 2. Elasticidades gasto y precio según especificación

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Panel A. Elasticidad gasto				
Alimentos	0,76***	0,71***	0,70***	0,55***
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)
Refrescos	1,07***	1,11***	1,00***	1,10***
	(0,03)	(0,03)	(0,07)	(0,10)
Agua de mesa	0,85***	0,88***	0,72***	0,62***
	(0,03)	(0,03)	(0,06)	(0,09)
Agua de OSE	0,24***	0,13***	0,35***	0,10
	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,06)
Energía	0,48***	0,43***	0,60***	0,52***
	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,06)
Vivienda	1,22***	1,34***	1,19***	1,36***
	(0,03)	(0,04)	(0,05)	(0,07)
Resto	1,23***	1,25***	1,24***	1,33***
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Panel B. Elasticidad precio propia				
Alimentos	−0,81***	−0,76***	−0,12	−0,12
	(0,03)	(0,03)	(0,17)	(0,16)
Refrescos	−1,30***	−1,35***	−1,88***	−1,56***
	(0,06)	(0,07)	(0,57)	(0,42)
Agua de mesa	−1,44***	−1,41***	−1,62***	−1,74***
	(0,08)	(0,08)	(0,20)	(0,24)
Agua de OSE	−0,70***	−0,72***	−0,36***	−0,38***
	(0,03)	(0,03)	(0,08)	(0,10)
Energía	−0,75***	−0,80***	0,30	0,14
	(0,04)	(0,05)	(0,23)	(0,25)
Vivienda	−0,99***	−0,93***	−0,98***	−0,90***
	(0,05)	(0,05)	(0,08)	(0,07)
Resto	−0,98***	−0,99***	−0,67***	−0,79***
	(0,02)	(0,01)	(0,11)	(0,11)
Panel C. Elasticidad precio cruzada				
Refrescos ante agua de mesa	0,02	0,00	−0,03	0,03
	(0,04)	(0,04)	(0,18)	(0,18)
Refrescos ante OSE	−0,07**	−0,05	−0,58***	−0,44***
	(0,03)	(0,03)	(0,16)	(0,14)
Agua de mesa ante refrescos	0,03	0,01	−0,04	0,04
	(0,06)	(0,06)	(0,26)	(0,25)
Agua de mesa ante OSE	0,12***	0,12***	0,06	0,08
	(0,04)	(0,04)	(0,11)	(0,13)
OSE ante refrescos	−0,03*	−0,02	−0,36***	−0,26***
	(0,02)	(0,02)	(0,10)	(0,09)
OSE ante agua de mesa	0,06***	0,06***	0,03	0,04
	(0,02)	(0,02)	(0,05)	(0,06)
Variables instrumentales	No	No	Sí	Sí
Controles del hogar	No	Sí	No	Sí

Nota: Errores estándar bootstrap de Rao y Wu (200 réplicas) entre paréntesis.
*** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}10$.
Fuente: Elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017 (INE).

es consistente con la construcción del precio, dado que el consumo en m^3 se deduce de la propia factura, por lo que el precio medio y la cantidad consumida se determinan conjuntamente a partir del gasto declarado, induciendo una relación mecánica entre el precio y la participación presupuestaria.

En términos de magnitud, la elasticidad precio propia del agua de OSE indica que un incremento de 10 % en el precio del m^3 reduciría la cantidad demandada en aproximadamente 3,8 %, con un intervalo de confianza al 95 % comprendido entre −0,58 y −0,18. Este resultado se ubica dentro del rango reportado por la literatura, mayoritariamente entre −0,5 y 0, y entre la mediana (−0,35) y la media (−0,41) halladas por Dalhuisen et al. (2003), por lo que la demanda residencial de agua de OSE resulta inelástica al precio.

Por el contrario, la demanda de refrescos y de agua de mesa se vuelve más elástica al instrumentar, con elasticidades que pasan de −1,30 a −1,56 y de −1,44 a −1,74 entre los modelos (i) y (iv), comportamiento esperable ante la presencia de errores de medición y efectos calidad en los valores unitarios (Deaton, 1988). Las elasticidades precio propias de alimentos, energía, vivienda y de otros bienes y servicios no constituyen el objeto de análisis del presente trabajo, dado que estas canastas cumplen el rol de completar el sistema y sus precios corresponden a índices de bienes heterogéneos. En particular, la elasticidad precio de energía no es interpretada, dado que su precio no se encuentra adecuadamente identificado.

En cuanto a las elasticidades gasto, la incorporación de las variables de control reduce la estimación del agua de OSE de 0,24 a 0,13 en los modelos sin variables instrumentales y de 0,35 a 0,10 en los modelos con variables instrumentales. Este resultado responde a que la cantidad de integrantes incide en el consumo de agua y se encuentra positivamente correlacionada con el gasto total, por lo que su omisión atribuye al gasto parte del efecto de la composición del hogar. De esta forma, en el modelo (iv) la elasticidad gasto del agua de OSE es de 0,10 y no resulta significativa, valor que se encuentra dentro del rango de 0 a 0,30 que concentra a la mayoría de las estimaciones de la literatura (Dalhuisen et al., 2003, Strand y Walker, 2005, Sebri, 2014, Almendarez-Hernández et al., 2016). Dado que su intervalo de confianza se ubica por debajo de la unidad, el agua de OSE se comporta como un bien necesario, aunque no es posible descartar que su demanda sea insensible al nivel de gasto.

En cuanto a las demás canastas, los refrescos presentan una elasticidad gasto cer-

cana a la unidad (1,10), el agua de mesa (0,62) y los alimentos (0,55) se comportan como bienes necesarios, en línea con la ley de Engel en el último caso, mientras que vivienda (1,36) y la canasta residual (1,33) se comportan como bienes de lujo.

Respecto a las elasticidades cruzadas (Panel C), en los modelos sin variables instrumentales la demanda de agua de mesa responde positiva y significativamente al precio del agua de OSE (0,12), al igual que la demanda de agua de OSE ante el precio del agua de mesa (0,06), lo que sugeriría una relación de sustitución. No obstante, al corregir la endogeneidad estas elasticidades se reducen a 0,08 y 0,04 y dejan de ser significativas, por lo que no se encuentra evidencia de sustitución entre ambas fuentes de agua. Por otra parte, en los modelos con variables instrumentales emerge una relación de complementariedad bruta entre refrescos y agua de OSE, con elasticidades de $-0{,}44$ para la demanda de refrescos ante el precio del agua de OSE y de $-0{,}26$ en el sentido inverso, ambas significativas al 1 %. Este resultado debe interpretarse con cautela, dado que no se observa en los modelos sin variables instrumentales y no posee un correlato directo en la literatura revisada, pudiendo reflejar patrones de consumo asociados a la localización de los hogares no captados por las variables de control, en tanto la variación exógena del precio del agua de OSE proviene principalmente de diferencias tarifarias entre áreas geográficas y períodos.

5.3. Sensibilidad y robustez

Considerando la relevancia de los instrumentos y la consistencia de los resultados con la teoría del consumidor y la evidencia previa, se adopta el modelo (iv) como especificación preferida, sobre la cual se realizan cinco ejercicios de sensibilidad y robustez presentados en el Cuadro 3, con foco en los bienes vinculados al agua. Los dos primeros evalúan la sensibilidad al instrumento del precio del agua de OSE, utilizando alternativamente el cargo fijo y el precio leave-one-out como único instrumento. Los tres restantes consisten en: a) la estimación sin imponer la restricción de simetría, b) la exclusión de los hogares de Maldonado y c) la estimación ponderada por el factor de expansión.

En términos generales, las elasticidades precio propias de los refrescos y del agua de mesa son robustas a todos los ejercicios, ubicándose entre $-1{,}30$ y $-1{,}93$ en el primer caso y entre $-1{,}70$ y $-1{,}98$ en el segundo, al igual que la complementariedad entre refrescos

Cuadro 3. Sensibilidad y robustez del modelo (iv)

		Instrumento OSE		Especificación alternativa		
	Modelo (iv)	Cargo fijo	LOO	Sin simetría	Sin Maldonado	Ponderado
Panel A. Elasticidad gasto						
Refrescos	1,10***	1,12***	1,14***	1,09***	1,05***	1,06***
	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,12)	(0,13)
Agua de mesa	0,62***	0,63***	0,62***	0,53***	0,55***	0,44***
	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,12)	(0,11)	(0,13)
Agua de OSE	0,10	0,12*	0,10	0,23***	0,11	0,12**
	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,08)	(0,07)	(0,06)
Panel B. Elasticidad precio propia						
Refrescos	−1,56***	−1,37***	−1,30***	−1,93***	−1,86***	−1,85***
	(0,42)	(0,45)	(0,44)	(0,44)	(0,57)	(0,59)
Agua de mesa	−1,74***	−1,74***	−1,76***	−1,70***	−1,78***	−1,98***
	(0,24)	(0,25)	(0,26)	(0,24)	(0,27)	(0,35)
Agua de OSE	−0,38***	−0,41***	−0,36***	−0,39***	0,10	−0,49***
	(0,10)	(0,12)	(0,10)	(0,11)	(0,16)	(0,10)
Panel C. Elasticidad precio cruzada						
Refrescos ante OSE	−0,44***	−0,62***	−0,39***	−0,34**	−0,56**	−0,44**
	(0,14)	(0,18)	(0,15)	(0,14)	(0,22)	(0,18)
Agua de mesa ante OSE	0,08	0,11	0,11	−0,12	−0,12	0,01
	(0,13)	(0,16)	(0,13)	(0,16)	(0,18)	(0,16)
OSE ante refrescos	−0,26***	−0,37***	−0,23**	−0,36	−0,34**	−0,26**
	(0,09)	(0,12)	(0,09)	(0,30)	(0,14)	(0,11)
OSE ante agua de mesa	0,04	0,05	0,05	0,46***	−0,05	0,01
	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,15)	(0,08)	(0,07)
Hogares	5.523	5.523	5.523	5.523	5.200	5.523

Nota: Errores estándar bootstrap de Rao y Wu (200 réplicas) entre paréntesis. *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}10$.
Fuente: Elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017 (INE).

y agua de OSE, cuya elasticidad se ubica entre −0,34 y −0,62 y resulta significativa en todos los casos. Asimismo, la elasticidad precio propia del agua de OSE es prácticamente invariante a la elección del instrumento (entre −0,36 y −0,41), resultado relevante dado que el cargo fijo y el precio leave-one-out explotan fuentes de variación de distinta naturaleza, mientras que la elasticidad gasto del agua de OSE se ubica entre 0,10 y 0,23 en todos los ejercicios.

Al relajar la restricción de simetría, la elasticidad del agua de OSE ante el precio del agua de mesa pasa a ser positiva y significativa (0,46), mientras que la recíproca permanece no significativa, por lo que la ausencia de sustitución entre ambas fuentes de agua depende, en parte, de la imposición de esta restricción derivada de la teoría del consumidor.

Por otra parte, la exclusión de los 323 hogares de Maldonado no altera las elasticidades de refrescos y agua de mesa, pero la elasticidad precio propia del agua de OSE pasa a ser positiva y no significativa (0,10). Este resultado indica que su identificación descansa principalmente en el diferencial tarifario de Maldonado, departamento con cargos fijos y variables superiores a los del resto del país, que constituye la principal fuente de variación exógena del precio del agua de OSE, dado que al excluir a estos hogares la variación del cargo fijo se restringe al cambio de tarifas entre 2016 y 2017. A su vez, la proporción de hogares imputados en el primer tramo de consumo es mayor en Maldonado (55 %) que en el resto del país (30 %), por lo que parte de este diferencial de precios se vincula con el procedimiento de imputación de las cantidades.

Finalmente, siguiendo a (Solon et al., 2015), se comparan las estimaciones ponderadas y no ponderadas para evaluar la sensibilidad de los resultados a la incorporación de los factores de expansión y a la posible heterogeneidad de las respuestas entre hogares. A partir de la distribución bootstrap de las diferencias entre ambas estimaciones, se observa que, de las veinte elasticidades evaluadas, la diferencia resulta estadísticamente significativa al 5 % en dos casos: la elasticidad gasto del agua de mesa (p-valor de 0,030) y la elasticidad precio propia del agua de OSE (p-valor de 0,032). En este último caso, la elasticidad se ubica en −0,49 en la estimación ponderada, frente a −0,38 en el modelo (iv). Si bien esta diferencia evidencia cierta sensibilidad de la magnitud estimada a la incorporación de los ponderadores, ambas especificaciones indican una demanda inelástica al precio. En consecuencia, se mantiene la estimación no ponderada como especificación de

referencia y se presenta la estimación ponderada como un ejercicio de robustez relevante para evaluar la sensibilidad de los resultados al diseño muestral.

6. Reflexiones finales

Los resultados de este estudio muestran que la demanda de agua de OSE presenta una respuesta relativamente inelástica ante variaciones de su precio ($-0{,}38$), mientras que su elasticidad gasto (0,10) resulta reducida y no significativa, consistente con el carácter necesario de este servicio. A su vez, los cambios sustanciales de las elasticidades estimadas entre especificaciones evidencian la importancia del tratamiento de la endogeneidad, mientras que los ejercicios de robustez reflejan que la identificación de la respuesta al precio depende en gran medida de la variación tarifaria entre Maldonado y el resto del país.

A partir de los resultados, surgen oportunidades para profundizar y ampliar el análisis. Una posible extensión sería avanzar con la estimación de un sistema QUAIDS, que incorpora una relación cuadrática en el logaritmo del gasto, permitiendo contemplar las posibles no linealidades en los patrones de consumo de los hogares. Por otra parte, sería relevante profundizar el análisis de los problemas de endogeneidad que pueden surgir de la existencia de variables omitidas que estén correlacionadas con los precios y las decisiones de consumo de los hogares. Por último, disponer de nuevas rondas de información permitiría actualizar las estimaciones y estudiar la estabilidad de las elasticidades a lo largo del tiempo. Futuras líneas de trabajo permitirían ampliar la evidencia que aporta este estudio y tener una comprensión más robusta de los determinantes de la demanda residencial de agua en Uruguay.

Referencias

M.A. Almendarez-Hernández, G. Aviles Polanco, V. Hernández Trejo, A. Ortega-Rubio y L.F. Beltrán Morales. Residential water demand in a Mexican biosphere reserve: Evidence of the effects of perceived price. *Water*, 8(10):428, 2016.

V. Amarante, M. Bucheli, C. Olivieri y I. Perazzo. Redistributive effects of indirect taxes: Comparing arithmetic and behavioral simulations in Uruguay. En C.M. Urzúa, editor, *Fiscal inclusive development: Microsimulation models for Latin America*, pp. 159–166. Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, IDRC y PNUD, México, 2012.

J.D. Angrist, G.W. Imbens y A.B. Krueger. Jackknife instrumental variables estimation. *Journal of Applied Econometrics*, 14(1):57–67, 1999.

J. Banks, R. Blundell y A. Lewbel. Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, 79(4):527–539, 1997.

J.M. Dalhuisen, R.J. Florax, H.L. De Groot y P. Nijkamp. Price and income elasticities of residential water demand: A meta-analysis. *Land Economics*, 79(2):292–308, 2003.

A. Deaton. Quality, quantity, and spatial variation of price. *American Economic Review*, 78(3):418–430, 1988.

A. Deaton y J. Muellbauer. An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70(3):312–326, 1980.

V. Di Cosmo. Are the consumers always ready to pay? A quasi-almost ideal demand system for the Italian water sector. *Water Resources Management*, 25(2):465–481, 2011.

M. Gerstenblüth, C. González y P. Triunfo. Estimación de demanda de cigarrillos en Uruguay: análisis en base a encuestas de gastos e ingresos de los hogares. Documento de Trabajo 07/23, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, 2023.

M. Ghazarian y V. González. Patrones de consumo alimenticio en Uruguay: un análisis basado en curvas de Engel. Serie Documentos de Trabajo DT 01/2025, Instituto de

Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Montevideo, 2025.

J.A. Hausman. Valuation of new goods under perfect and imperfect competition. En T.F. Bresnahan y R.J. Gordon, editores, *The economics of new goods*, pp. 207–248. University of Chicago Press, Chicago, 1996.

A. Henningsen. *micEconAids: Demand analysis with the Almost Ideal Demand System (AIDS)*, 2022. URL `https://CRAN.R-project.org/package=micEconAids`. Paquete de R, versión 0.6-20.

K. Ito. Do consumers respond to marginal or average price? Evidence from nonlinear electricity pricing. *American Economic Review*, 104(2):537–563, 2014.

J. Liebman y R. Zeckhauser. Schmeduling. Working paper, National Bureau of Economic Research, 2004.

R. Marzano, C. Rouge, P. Garrone, L. Grilli, J.J. Harou y M. Pulido-Velazquez. Determinants of the price response to residential water tariffs: Meta-analysis and beyond. *Environmental Modelling & Software*, 101:236–248, 2018.

G. Moschini. Units of measurement and the Stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1):63–68, 1995. doi: 10.2307/1243889.

C. Nauges y D. Whittington. Estimation of water demand in developing countries: An overview. *The World Bank Research Observer*, 25(2):263–294, 2010.

OECD. The economics of water scarcity. OECD Environment Working Papers 239, OECD Publishing, Paris, 2024.

R. Puri y A. Maas. Evaluating the sensitivity of residential water demand estimation to model specification and instrument choices. *Water Resources Research*, 56(1), 2020.

J.N.K. Rao y C.F.J. Wu. Resampling inference with complex survey data. *Journal of the American Statistical Association*, 83(401):231–241, 1988.

M. Sebri. A meta-analysis of residential water demand studies. *Environment, Development and Sustainability*, 16(3):499–520, 2014.

G. Solon, S.J. Haider y J.M. Wooldridge. What are we weighting for? *Journal of Human Resources*, 50(2):301–316, 2015.

D. Staiger y J.H. Stock. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65(3):557–586, 1997.

J. Strand y I. Walker. Water markets and demand in Central American cities. *Environment and Development Economics*, 10(3):313–335, 2005.

M. Suárez-Varela. Modeling residential water demand: An approach based on household demand systems. *Journal of Environmental Management*, 254, 2020.

F.A. Vásquez Lavín, J.I. Hernandez, R.D. Ponce y S.A. Orrego. Functional forms and price elasticities in a discrete continuous choice model of the residential water demand. *Water Resources Research*, 53(7):6296–6311, 2017.