

## Disposición a pagar por calidad de agua: estimaciones a través de gastos defensivos.

---

Miguel Carriquiry, Maximiliano Machado, Matías Piaggio

**INSTITUTO DE ECONOMÍA**

Serie Documentos de Trabajo

Noviembre, 2020

DT 20/2020

ISSN: 1510-9305 (en papel)

ISSN: 1688-5090 (en línea)

Queremos agradecer a la Agencia Nacional de Investigación e Innovación por el financiamiento del proyecto a través del Fondo María Viñas. También a Carlos Bianchi, Bibiana Lanzilotta, Santiago Picasso, Gabriela Mordecki y Chantal Stajano por sus contribuciones para la programación de la encuesta.

Forma de citación sugerida para este documento: Carriquiry, M., Machado, M., Piaggio, M. (2020) “Disposición a pagar por calidad de agua: estimaciones a través de gastos defensivos”. Serie Documentos de Trabajo, DT 20/2020. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

# **Disposición a pagar por calidad de agua: estimaciones a través de gastos defensivos.**

**Miguel Carriquiry\*, Maximiliano Machado\*\*, Matias Piaggio\*\*\***

## **Resumen**

La provisión de agua potable es de vital importancia para la salud de los seres humanos. A pesar de una amplia cobertura e información oficial acerca de la potabilidad y calidad del agua provista a los hogares de Montevideo, muchos han optado en manera creciente por evitar o reducir su consumo directo, por ejemplo, a través del hervido previo, o de la compra y uso de filtros o de agua embotellada. Estos cambios, o gastos defensivos, proveen una oportunidad para inferir el valor que asignan los residentes de la ciudad a la provisión de agua potable de calidad, utilizando técnicas de valoración en ausencia de mercados por este atributo. Este trabajo identifica los factores que influyen en la decisión de incurrir en gastos defensivos por hogares de Montevideo y en el nivel de estas erogaciones. Utilizando datos de una encuesta de residentes de la ciudad (realizada como parte de este estudio), empleamos un modelo de selección, donde en la primera etapa se estima la probabilidad de que el hogar emplee métodos defensivos mientras en la segunda se estiman los determinantes del gasto. Encontramos que factores socioeconómicos, de percepción de la calidad y suministro de agua, y percepciones de salud afectan tanto la decisión de emplear métodos defensivos como el nivel de gasto destinado a éstos. No encontramos evidencia de que variables relacionadas con la exposición a información afecten el comportamiento de los hogares. Según nuestros hallazgos, el gasto promedio mensual por persona en métodos defensivos es cercano a los \$7 dólares, mientras que a nivel de hogar es de \$18 dólares. A nivel agregado la población de Montevideo gasta cerca de 111 millones de dólares anuales en métodos defensivos. La información generada aquí es fundamental para análisis de costo-beneficio necesarios para el diseño y evaluación de propuestas políticas dirigidas a mejorar la calidad del agua (o la percepción de la calidad del agua) provista a los hogares o a reducir los aportes de contaminantes a los cursos de agua desde fuentes puntuales o difusas.

**Palabras clave:** Agua, Disposición a Pagar, Servicios Ecosistémicos, Costos Defensivos

**Código JEL:** Q25, Q53, O13

(\*) IECON, Universidad de la República, Uruguay, correo electrónico: mcarriquiry@iecon.ccee.edu.uy

(\*\*) IECON, Universidad de la República, Uruguay, correo electrónico: mmachado@iecon.ccee.edu.uy

(\*\*\*) International Union for the Conservation of Nature (IUCN), correo electrónico: matias.piaggio@gmail.com

## Abstract

The provision of drinking water is essential for the health of human beings. In spite of a wide distribution network and of official information about the drinkability and quality of the pipe water provided to households in Montevideo, most of them have chosen to avoid or at least partially substitute its consumption by boiling it, installing filters or by buying bottled water. These choices can be seen as defensive consumption, and provide an opportunity to infer the value that households assign to water quality, through the use non-market valuation techniques. This work identifies factors affecting the decision of using defensive methods in Montevideo together with the magnitude of such expenses. Using data from a survey (conducted as part of this study), we estimate a selection model in which the first stage identifies factors affecting the probability of employing defensive methods, whereas the second stage identifies the determinants of the expected magnitudes of these expenses. Our findings indicate that socioeconomic variables, perceived-quality and health factors affect both the likelihood of employing defensive methods and the expected magnitude of these expenditures. We find that on average, the monthly per capita expenditure is about \$7 dollars, while it is \$18 dollars for the average household. This indicates that on aggregate, the population of Montevideo spends about 111 million dollars per year to cope with a perceived deterioration of the water quality received at their homes. The information generated in this study is a key element for cost-benefit analysis in order to formulate public policies to improve the water provision services (and/or the perceived water quality) in the city and to reduce contamination in the watercourses from point or diffuse sources.

**Keywords:** Water, Willingness to Pay, Ecosystem Services, Averting Behavior

**JEL Classification:** Q25, Q53, O13

## 1. Introducción

El consumo de agua potable es de vital importancia para la salud de los seres humanos, siendo incluido por la Organización de las Naciones Unidas (ONU) como un elemento clave para lograr las Metas para el Desarrollo del Milenio (MDG por sus siglas en inglés) (Francis et al. 2014; Onda et al. 2012; Hunter et al. 2010), y más recientemente los Objetivos del Desarrollo Sostenible.<sup>1</sup> Esto es un problema especialmente en los países en desarrollo, donde la provisión de agua potable para consumo es un obstáculo significativo. Si se considera que además de dificultades en la provisión de agua estos países suelen tener carencias relacionadas con el acceso a salud, la operación conjunta de estos problemas puede traer consecuencias graves para el bienestar de la población, en especial para poblaciones vulnerables.

Se estima que cerca de 1.8 miles de millones de personas en el mundo dependen de una fuente de agua contaminada, de las cuales la mitad carece de servicios básicos de provisión de este recurso esencial (Kunwar y Bohara, 2019). Por otro lado, Lucas et al. (2011) destacan que el 78% de la mortalidad global anual relacionada con diarrea en niños se debe al uso de agua en condiciones precarias. En esta línea, algunos estudios demostraron que mejoras en los servicios de provisión de agua contribuyen a reducir la mortalidad infantil y los casos de diarrea (Galiani et al., 2005; Gamper-Rabindran et al., 2010; Orgil y Meyer 2018).

Enfrentados a un problema de provisión por cañería de agua potable y confiable, algunos hogares recurren a métodos de tratamiento de la misma como pueden ser la purificación a través de filtros, utilización de productos químicos o la ebullición. Otros recurren además a la compra y consumo de agua embotellada, la cual ha llegado a convertirse en la bebida embotellada más consumida a nivel mundial (Etale et al. 2018). Tanto el tratamiento como la sustitución por agua embotellada son costosas en términos monetarios y de tiempo, de forma que una mejora en el servicio de provisión de agua por cañería representaría no solo un avance en términos de salud, sino que contribuiría también con la reducción gastos de los hogares. Los costos incurridos podrían ser un punto de partida interesante para entender la demanda de los hogares por agua potable, y el valor que estos asignan al recurso (Pattanayak et al. 2005). Estas actividades, llevadas adelante con el objetivo de reducir el daño real o percibido por los hogares de consumir el agua que reciben se enmarca dentro de la literatura de consumo defensivo (Baumol y Oates, 1988).

---

<sup>1</sup> <https://www.un.org/sustainabledevelopment/es/>

Conocer el valor que los consumidores asignan o la disposición a pagar de residentes de una localidad por agua de buena calidad percibida es clave para el diseño de políticas públicas y la definición de inversiones. Estas intervenciones podrían ser en capacidad de potabilización y distribución o en cambios en el ordenamiento territorial y/o de prácticas que reduzcan el aporte de polución a las fuentes de agua. Dado que no existen mercados para transar agua de diferente calidad, hay que recurrir a técnicas de valoración de no-mercado para inferir ese valor. Una de estas técnicas, basada en el método de preferencias reveladas, es la de la estimación de costos defensivos. En esta línea, se infiere el valor asignado al agua de mejor calidad percibida a través de los gastos que los individuos efectivamente realizan para evitar consumir agua de cañería.

Estos gastos de consumo defensivo reflejan una disposición a pagar (*WTP*, por sus siglas en inglés) de los hogares por agua percibida como de mejor calidad. La disposición a pagar para evitar riesgos es reconocida como una respuesta a potenciales amenazas a la salud percibidas por los consumidores (Sattar y Ahmad, 2007). Éstos están dispuestos a sacrificar recursos (generalmente dinero y tiempo) para consumir agua de mejor calidad que la que reciben a través de la canilla, resignando la obtención de otros bienes, servicios, descanso o entretenimiento.<sup>2</sup> Por lo tanto, obtener una medida de la *WTP* es clave para la elaboración de políticas costo efectivas con el objetivo de mejorar el bienestar de los consumidores.

En Uruguay, la provisión de agua de canilla está a cargo de la empresa estatal Obras Sanitarias del Estado (OSE), llevando agua potable al 99.7% de los hogares. Esto convierte al Uruguay en el país con la mayor cobertura de servicio de agua en Sudamérica.<sup>3</sup> Sin embargo, más allá de la casi total cobertura, gran cantidad de hogares uruguayos emplean medidas de consumo defensivo contra el agua de canilla.

A través de una encuesta realizada en la ciudad de Montevideo, capital del país, y hogar de cerca del 50% de su población, este trabajo se propone dos objetivos. En primera instancia se busca identificar cuáles son los determinantes del uso de medidas defensivas para con el consumo de agua y cómo afectan estas la probabilidad de que se incurra en dichas medidas. Luego, se busca establecer una medida de la disposición a

---

<sup>2</sup> Sin embargo, es necesario mencionar que la decisión por medidas defensivas, en especial el agua embotellada, puede no depender de percepciones relacionadas con la salud sino con la demanda de ciertos minerales que el agua de canilla no tiene (Doria, 2006).<sup>2</sup> En este caso, este tipo de consumo no debería ser catalogado como defensivo ya que el objetivo de los consumidores no es precisamente defenderse de agua riesgosa.

<sup>3</sup> Base de datos AQUASTAT, Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO): <http://www.fao.org/nr/water/aquastat/data/query/index.html>

pagar por agua segura por parte de los hogares e identificar factores que la afecten, basándonos en los costos defensivos en los que incurren. Los resultados encontrados indican que en Montevideo cerca del 75% de los hogares emplean métodos defensivos contra el agua de cañería. El gasto mensual promedio por persona es de cerca de \$7 dólares americanos (\$311 pesos uruguayos). Identificamos que factores socioeconómicos, de salud y de percepción influyen en la decisión de adopción de métodos defensivos, con efectos cercanos a los que postula la teoría. Por otro lado, al analizar las variables que afectan la magnitud del gasto observamos que varias difieren de las que afectan la decisión de defensa. Según nuestro conocimiento, este trabajo representa el primer análisis de medidas defensivas para Uruguay.

El documento se estructura de la siguiente manera luego de la introducción. En la sección dos se detalla el marco teórico que explica el consumo de agua y el comportamiento defensivo. En la sección tres se exponen algunos de los principales antecedentes empíricos en el tema. En la sección cuatro se presentan los datos con los que se trabaja y la metodología a emplear. Finalmente, se describen los resultados hallados en la sección cinco y las conclusiones en la sección seis.

## **2. Marco Teórico: modelo de costos defensivos**

Los cambios en los costos defensivos ante variaciones en el nivel de polución han sido reconocidos como una buena forma de reflejar la valoración marginal de los individuos por reducciones en el nivel de polución (McConnell y Rosado, 2000). Esto se puede analizar desde una perspectiva microeconómica a través del modelo desarrollado por Bartik (1988) (ver también Baumol y Oates, 1988; McConnell y Rosado, 2000; Um et al., 2002). Este modelo permite inferir cómo reaccionan los consumidores, a través de sus costos defensivos, ante variaciones en la polución a la que están expuestos, siendo también aplicable a pérdidas de calidad de aguas. Estos costos defensivos sirven para ilustrar la demanda por mejoras en la provisión de servicios ecosistémicos, en este caso, agua potable.

Podemos asumir que la utilidad de los hogares depende de la calidad del agua que reciben  $Q$  y de un bien compuesto  $Z$  cuyo precio, por conveniencia, es definido como unitario. De esta forma, se define la utilidad como  $U(Z, Q)$ . Supondremos también que, al igual que la calidad del agua, el bien  $Z$  es deseado, de forma que las utilidades marginales para ambos bienes son no negativas:  $U_z, U_Q \geq 0$ . Existe un nivel de polución en el agua  $P$ , que afecta la calidad del recurso recibido, y una función de costos defensivos que depende tanto de la polución observada como de la calidad que los

hogares desean obtener:  $D(P, Q)$ . Esta función marca el costo necesario para alcanzar el nivel de calidad  $Q$ , dado que la polución experimentada es  $P$ . Las derivadas  $D_p(P, Q)$  y  $D_Q(P, Q)$  serán no negativas, de forma que tanto mayor polución o mayor calidad deseada requieren un gasto mayor. De esta manera, dado un nivel de ingreso del hogar  $Y$ , el problema que enfrentan los consumidores puede ilustrarse como:

$$\begin{aligned} \max_{Q, Z} U(Z, Q) & \quad (1) \\ \text{s. a } Z + D(P, Q) &= Y \end{aligned}$$

de donde se obtiene que la condición de primero orden es  $\frac{U_Q}{U_Z} = D_Q$ , de forma que los hogares eligen un nivel de calidad de agua y consumo de bienes de manera tal que la Tasa Marginal de Sustitución (TMS) entre ambos productos sea igual al costo marginal de calidad. Dados los niveles óptimos de consumo del bien  $Z^*$  y calidad  $Q^*$ , podemos construir la función de utilidad indirecta  $V$ , que marca la mayor utilidad posible dados  $Z^*$  y  $Q^*$ , para analizar variaciones en la utilidad ante cambios en la polución:

$$V = V(P, Y) = U(Z^*, Q^*) + \lambda[Y - X^* - D(P, Q^*)] \quad (2)$$

donde  $\lambda$  es el multiplicador de Lagrange. Para encontrar el ingreso necesario para mantener la utilidad constante ante cambios en el nivel de polución es necesario diferenciar  $V$  con respecto a  $P$  y  $Y$ , con un cambio en la utilidad nulo. Por lo tanto, el ingreso necesario para compensar un cambio marginal en el nivel de polución es:

$$\frac{\partial Y}{\partial P} \Big|_{V=V^*} = -\frac{V_p}{V_y} = D_p \quad (3)$$

De esta forma, los beneficios de una mejora en el nivel de polución pueden verse como los costos ahorrados debido a dicha mejora. Sin embargo, existe un problema respecto a este último planteo.  $D_p$  no necesariamente tiene que coincidir con el cambio en los costos por una variación en la polución, ya que los costos también dependen de la calidad del agua  $Q$  que no necesariamente debe estar fija. Así, la verdadera variación en los costos ante un cambio marginal en  $P$  es:

$$\frac{dD}{dP} = D_p + D_Q \left( \frac{dQ^*}{dP} \right) \quad (4)$$

Esto es, la variación en los costos ante un cambio en  $P$  será igual a la variación marginal en función de cambios en la calidad recibida ( $D_p$ ) más un componente que marca la variación debido a que la calidad que el individuo desea puede actualizarse



según el valor de  $Q^*$  (Courant y Porter, 1981; Harrington y Portney, 1987). Si la calidad deseada no depende de la polución observada, los beneficios de una mejora en el nivel de polución son equivalentes a los costos que ahorran los individuos (ecuación (3)). En caso contrario, el beneficio es igual costo ahorrado menos un componente de actualización (ecuación (4)).

Este último punto es importante, ya que en realidad la calidad deseada por los individuos no se basa en una medida objetiva, sino que depende del nivel de calidad percibida (Um et al., 2002), que muchas veces depende de la polución observada. No sería raro observar que, dados dos individuos idénticos, si uno está expuesto a un nivel de polución mucho más elevado que el otro, este primer individuo tenga una calidad deseada menor, ajustándose a su contexto. Por lo tanto, podríamos reemplazar la ecuación (3) por la (3'):

$$\frac{\partial Y}{\partial PP} \Big|_{V=V^*} = -\frac{V_{PP}}{V_y} = D_{PP} = D_p + D_Q \left( \frac{dQ^*}{dP} \right) \quad (3')$$

donde  $PP$  es la calidad percibida y  $D_{PP}$  es la variación en los costos dado un cambio en la calidad percibida. Siguiendo a Um et al. (2002), podemos definir a la calidad percibida por el hogar  $i$  como  $PP_i = (P_i, HC_i, IC_i, WC_i)$ , donde  $P_i$  refiere a la polución que observa el hogar  $i$ ,  $HC_i$  a características del hogar  $i$ ,  $IC_i$  a características individuales del individuo que declara y  $WC_i$  a características del agua que reciben que no estén relacionadas con la polución (sabor, olor, presión, cantidad de agua, etc.).

### 3. Antecedentes

La literatura contiene una serie de antecedentes que analizan características de individuos y hogares, de calidad (real o percibida) del ambiente en general y del agua en particular en términos de su influencia en la adopción y los gastos medidas defensivas (Johnstone y Serret ,2012; Vázquez et al., 2015; Abrahams et al., 2000; Francisco et al., 2014; Pattanayak et al., 2005; Whittington et al., 2002; Abdalla et al., 1992; McConnell y Rosado, 2000; Ssttar y Ahmad, 2005; Orgill-Meyer et al., 2018; Janmaat, 2007). En el Apéndice A1 presentamos una sistematización de los antecedentes aquí descritos, detallando lugares donde se realizan los estudios, la metodología y los principales resultados.

Las variables socioeconómicas son ampliamente empleadas como influyentes sobre el consumo defensivo, sobre todo aquellas relacionadas con el poder de compra

de los hogares. Sin embargo, los efectos de estas variables no resultan homogéneos en los distintos casos analizados. En este sentido, Johnstone y Serret (2012) encuentran que el ingreso de los hogares tiene efectos positivos sobre el consumo tanto de agua embotellada como de agua filtrada para países de la OCDE. Para Corea del Sur, Um et al. (2002) muestran que el ingreso solo tiene efectos sobre uso de filtros, no así sobre la probabilidad de consumir agua embotellada, En Nicaragua, Vázquez et al. (2015) no encuentran efectos significativos del ingreso en el consumo de agua embotellada ni sobre formas de tratamiento del agua (filtros, tratamiento mediante químicos o hirviendo). Resultados similares fueron obtenidos por Francisco et al. (2014) en Filipinas.

La educación de los miembros del hogar es otro factor a tener en cuenta, de forma que se podría esperar que aquellas personas con un mayor nivel educativo tengan conocimientos que los hagan más (o menos) propensos a defenderse. Dupont y Jahan (2012) hallan que, en Canadá, aquellas personas que completaron estudios universitarios son menos propensas a comprar agua embotellada que las de menor escolarización. Sin embargo, Abrahams et al. (2000) no encuentran efectos significativos en un estudio para el estado de Georgia en Estados Unidos. En Nepal, Whittington et al. (2002) encuentran que los años de educación tienen efectos positivos en la probabilidad de conectarse al sistema de provisión de agua privado. Esto es verificado por Pattanayak et al. (2005).

Otra variable reportada como relevante es la edad. En este caso, la mayoría de la evidencia marca que la probabilidad de incurrir en métodos defensivos o el nivel de gasto decrecen con la edad (Abrahams et al. 2000; Dupont y Jahan, 2012; Pattanayak et al., 2005; Um et al., 2002; Whittington et al., 2002). Varios factores se pueden citar para explicar estos resultados. Dado que la popularidad de algunos de estos métodos es relativamente reciente, podría existir un efecto de inercia, donde las personas con cierta edad sigan manteniendo el consumo de agua de canilla de años anteriores. En contraposición, el hecho de que las personas mayores sean más propensas a tener enfermedades o condiciones que alteren su conducta alimenticia puede contribuir a que encuentren en estas medidas defensivas un medio para contribuir al cuidado de su salud. Lo mismo puede suceder con los niños a muy temprana edad, con un organismo relativamente frágil, de forma que los padres busquen cuidar su salud a través de consumo defensivo. En este sentido se encuentra evidencia de que hogares con niños son más propensos a tratar el agua (Abdalla et al., 1992; Francisco, 2014; McConnell y Rosado, 2000).

Otro punto clave a considerar en estos análisis es la percepción de los consumidores. Así, sería esperado que aquellos consumidores que perciban el agua que reciben como de mala calidad y/o perjudicial para su salud buscarían métodos alternativos para defenderse. Sin embargo, la percepción puede referirse a elementos objetivos (por ejemplo, el precio), pero también a factores subjetivos o percepción de riesgos (por ejemplo, la creencia de que el agua de canilla puede causar enfermedades sin tener evidencia clara al respecto) (Etale et al., 2018; Dolnicar et al., 2011). Kunwar y Bohara (2019) observan que, en Nepal, aquellos individuos que creen que el agua que reciben es segura para consumo son menos propensos a incurrir en actividades defensivas que los que no lo creen.

Dentro de esta última dimensión se puede destacar la confianza que tienen los consumidores en los distribuidores de agua, encontrándose evidencia de que consumidores más satisfechos con el agua de canilla son más propensos a consumirla (Doria et al., 2009). No obstante, en Alemania se ha observado que más del 80% de los consumidores estaban sumamente satisfechos con el agua de canilla, siendo este país el segundo mayor consumidor de agua embotellada en Europa (Etale et al., 2018; Rodwan, 2016).

Estos factores subjetivos pueden tener origen en la falta de información objetiva que de los consumidores acerca del agua de canilla. Si bien el riesgo percibido depende tanto de características estéticas (color, olor y sabor) como de no estéticas (nivel de contaminación), generalmente lo único en lo que pueden basarse estos consumidores es en calidades estéticas, que no necesariamente están vinculados con riesgos a la salud (Jardine et al., 1999).<sup>4</sup>

Para mejorar la precisión de las percepciones de los consumidores en algunos casos se ha optado por brindarles información más completa. Katuwal et al. (2015) encuentran que la exposición a información precisa acerca de la calidad del agua incrementa la probabilidad de que los hogares traten el agua o compren agua embotellada en Nepal. Benneer et al. (2013), mediante un experimento aleatorizado controlado en Bangladesh encuentran que el hecho de darle información más precisa acerca del grado de contaminación del agua no altera las decisiones de consumo de los hogares.

---

<sup>4</sup> El agua con olor a cloro puede ser asociada con riesgo a la salud ya que la principal medida que tienen los consumidores para evaluar el agua, cuando en realidad ese riesgo es mínimo.

Más allá de estos factores citados, podemos mencionar otros que también afectan las actitudes defensivas. Johnstone y Serret (2012) hallan que las personas que tienen automóvil son más propensas a comprar agua embotellada, lo que parecería reflejar el costo de transporte que implica este producto. Esto no se cumple para agua filtrada. También existe evidencia de que la probabilidad de emplear medidas defensivas es mayor para mujeres que para hombres (Sattar y Ahmad, 2005; Johnstone y Serret, 2012; McConell y Rosado, 2000). Adicionalmente, la exposición a medios de comunicación puede afectar las conductas de los consumidores, como muestran Sattar y Ahmad (2005). Los autores encuentran que aquellos hogares donde la persona que toma las decisiones suele leer diarios o periódicos son más propensos a tratar el agua con filtros o a través de hervirla. Por otro lado, la exposición a la televisión tiene efectos positivos en la probabilidad de tratar el agua mediante productos químicos.

Si bien el comportamiento de los consumidores en el mercado sirve para ilustrar el hecho de que los éstos cuentan con una disposición a pagar por agua más segura, no representan una medida precisa de la verdadera disposición a pagar. En este sentido, Wu y Huang (2001) demuestran que el gasto defensivo representa una cota inferior de la verdadera disposición a pagar. Más allá de no representar una medida exacta de la disposición a pagar, esta metodología permite obtener un valor cuya relación con esta disposición a pagar es conocida, lo cual puede resultar sumamente útil para la formulación de políticas.

Orgill-Meyer et al. (2018) obtienen tanto medidas de gasto defensivo como de disposición a pagar a través de una valoración contingente. Si bien los costos defensivos no reflejan la totalidad de la disposición a pagar, los autores identifican una correlación positiva entre ambas medidas. Esto marca que aquellos hogares que realizan un gasto defensivo mayor tienen una disposición a pagar más alta. Pattanayak et al. (2005) analizan también la correlación entre ambas medidas, encontrando correlaciones positivas.

Dupont y Jahan (2012) estiman un gasto nacional anual de \$590 millones de dólares canadienses anuales –o \$48 dólares estadounidenses por hogar– en agua embotellada y dispositivos de filtro. Estos resultados dan la pauta de potenciales beneficios de una mejora en el sistema de distribución de agua que lleve a que los consumidores abandonen este tipo de medidas defensivas. Siguiendo lo propuesto por Wu Hang (2001), el promedio de consumidores canadienses estaría dispuesto a pagar al menos \$48 dólares estadounidenses por año para tener un servicio de agua seguro.

Los valores estimados coinciden con estimaciones de gastos hechas por Abdalla et al (1992) y Janmaat (2007). También a través de métodos de consumo defensivo, Abdalla (1990) estima las pérdidas de bienestar por contaminación de agua subterránea en Pennsylvania entre \$252 y \$383 dólares estadounidenses anuales por hogar. Por otra parte, para el caso de West Virginia, Collins y Steinback (1993) estiman pérdidas anuales por hogar de entre \$300 y \$1000 dólares estadounidenses aproximadamente, dependiendo del tipo de polución.

## 4. Datos y estrategia empírica

### 4.1 Estrategia Empírica

Como se mencionó anteriormente, los objetivos de este estudio son dos. Primero, entender cuáles son las variables que afectan las decisiones de los hogares al momento de elegir defenderse. Por otro lado, indagar acerca de qué variables afectan la magnitud del costo para aquellos hogares que lo incurren, y al mismo tiempo establecer una medida base de disposición a pagar para la población. Dado que ambas dimensiones están relacionadas, es decir, solo se observa un gasto defensivo para aquellos hogares que optan por defenderse, esta última dimensión resulta truncada. Para resolver esto, se opta por trabajar con un modelo Tobit Tipo II (Amemiya, 1985).

Supongamos que los hogares incurren en métodos defensivos gastando  $def_i^o$ , el nivel necesario para defenderse, siendo éste el nivel de gasto observado. Por otro lado, supondremos que los hogares tienen un nivel de gasto  $def_i^r$ , por debajo del cual están dispuestos a desembolsar dinero para defenderse<sup>5</sup>. Siguiendo a Amemiya (1985) podemos establecer una formulación paramétrica para ambas medidas:

$$def_i^o = \exp(x_{i1}\beta_1 + u_{i1}) \quad (5)$$

$$def_i^r = \exp(x_{i2}\beta_2 + \gamma_2 a_i + u_{i2}) \quad (6)$$

donde supondremos que el vector de  $(u_{i1}, u_{i2})$  es independiente de  $(x_{i1}, x_{i2}, a_i)$ . El vector  $x_{i1}$  incluye variables que afectan el nivel de gasto de los hogares, mientras  $x_{i2}$  incluye variables que afectan la decisión de defenderse. Podemos también definir la forma logarítmica del gasto como:

$$y_{i1} = \log(def_i^o) = x_{i1}\beta_1 + u_{i1} \quad (5')$$

---

<sup>5</sup> Esto puede verse como la máxima disposición a pagar por defenderse del agua de canilla.

Sin embargo, el nivel de gasto  $def_i^o$  solo es observado para aquellos hogares que se defienden. En otras palabras, solo realizan gastos aquellos hogares para los cuales el gasto necesario es menor a su nivel se reserva, es decir, si  $def_i^o \leq def_i^r$ , o:

$$def_i^o - def_i^r = x_{i1} - x_{i2} - \gamma_2 a_i + u_{i1} - u_{i2} \equiv x_i \delta_2 + v_{i2} < 0 \quad (7)$$

Vale mencionar que este problema no se puede tratar como un caso de censura, imputando valores de 0 a aquellos hogares que no registran gasto (Wooldridge, 2002). Esto se debe principalmente a que no se conoce el costo de reserva para cada hogar, por lo que cada uno puede tener una regla de decisión diferente. En este caso,  $def_i^r$  puede depender de características inobservables, lo que hace que el tratamiento no sea tan simple.

Definiendo una variable binaria  $y_{i2}$  que tome el valor 1 para los casos donde los hogares se defienden, podemos reducir el problema a las siguientes dos ecuaciones (Gronau, 1974; Amemiya, 1985):

$$y_{i1} = x_{i1} \beta_1 + u_{i1} \quad (8)$$

$$y_{i2}^* = x_i \delta_2 + v_{i2} \quad (9)$$

$$y_{i2} = 1[y_{i2}^* < 0] \quad (10)$$

donde  $x_i$  y  $y_{i2}$  son observables para toda la población, mientras que  $y_{i1}$  solo es observable para casos donde  $y_{i2}=1$ . A su vez, supondremos que  $(u_{i1}, v_{i2})$  son independientes de  $x_i$  con media nula, que  $v_{i2} \sim \text{Normal}(0,1)$  y que  $E(u_{i1}|v_{i2}) = \gamma_1 v_{i2}$ . El vector  $x_i$  incluye variables que se observan para todos los individuos, mientras que  $x_{i1}$  contiene tanto variables que solo son observadas para hogares que emplean métodos defensivos como variables que se observan para el total de la población.

Omitiendo el uso del subíndice  $i$  por simplicidad, resulta de interés estimar  $E(y_1|x, y_2 = 1)$ . Bajo los supuestos anteriormente mencionados tenemos que, partiendo de (8):

$$E(y_1|x, v_2) = x_1 \beta_1 + E(u_1|x, v_2) = x_1 \beta_1 + E(u_1|v_2) = x_1 \beta_1 + \gamma_1 v_2 \quad (10)$$

Donde el parámetro  $\gamma_1$  es el indicador de selección, esto es, si  $\gamma_1 = 0$  entonces  $E(y_1|x, v_2) = x_1 \beta_1$ , no habiendo selección muestral. Sin embargo, si  $\gamma_1 \neq 0$ , aplicando esperanzas iteradas en (10) se tiene:

$$E(y_1|x, y_2 = 1) = x_1\beta_1 + E(u_1|x, y_2 = 1) = x_1\beta_1 + E(E(u_1|v_2)|x, y_2 = 1)$$

$$E(y_1|x, y_2 = 1) = x_1\beta_1 + E(\gamma_1 v_2|x, y_2 = 1) = x_1\beta_1 + E(\gamma_1 v_2|x, y_2^* < 0)$$

$$E(y_1|x, y_2 = 1) = x_1\beta_1 + \gamma_1 E(v_2|x, x\delta_2 + v_2 < 0) = x_1\beta_1 + \gamma_1 E(v_2|x, v_2 < -x\delta_2)$$

$$E(y_1|x, y_2 = 1) = x_1\beta_1 + \gamma_1 \lambda(-x\delta_2) \quad (11)$$

donde  $\lambda(-x\delta_2) \equiv \frac{\phi(-x\delta_2)}{\Phi(-x\delta_2)}$  es la inversa del ratio de Mills. Estimar  $y_1$  directamente por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) omitiendo este termino de selección  $\lambda(-x\delta_2)$  llevaría a estimaciones inconsistentes debido a la omisión de este término (Heckman, 1979; Amemiya, 1985). Dado que el parámetro  $\delta_2$  es desconocido, resulta necesario estimarlo a través de un modelo de elección discreta, para luego incluirlo en la estimación de la ecuación (11). De esta forma, la estimación consiste de dos partes: (i) primero estimar  $P(y_2 = 1|x) = \Phi(x\delta_2)$  y obtener  $\hat{\delta}_2$  para calcular  $\hat{\lambda}(-x\hat{\delta}_2)$ ; (ii) en una segunda etapa obtener  $\hat{\beta}_1$  y  $\hat{\gamma}_1$  mediante una regresión MCO de  $y_1$  sobre  $x_1$  y  $\hat{\lambda}(-x\hat{\delta}_2)$ .

Esto implica, en una primera etapa estimar la probabilidad de incurrir en métodos defensivos y sus determinantes, mientras que en la segunda etapa se estiman los determinantes del nivel de gasto defensivo. Es conveniente el uso de restricciones de exclusión, de forma que se incluyen en la ecuación de selección variables que no afectan la intensidad del gasto. En este caso empleamos *AUTO*, *SATISF\_SABOR*, *SATISF\_ASPEC*, *SATISF\_OLOR*, *TEMEN\_SALUD*, *ENF\_RENAL*, *AGUA\_POTAB*, *RIESGO*, y *AMIGOS\_DEF* como restricciones de exclusión. Se espera que estos factores afecten la decisión de defenderse, pero no deberían estar influyendo en el nivel de gasto de los hogares. A su vez, incluimos variables en la ecuación de regresión que no están presentes en la ecuación de selección dado que no deberían influir en la decisión de adopción de métodos defensivos, pero sí en la magnitud del gasto (*PRECIOS\_ALT*, *AGUA\_EMBOT*, *PERSONAS*, *BEBIDAS*)

En la sección siguiente se presentan las variables a utilizar y el método de recolección de datos.

## 4.2 Datos

Para este trabajo se realizó una encuesta en Montevideo entre los meses de noviembre de 2019 y enero de 2020. Se encuestaron 474 hogares urbanos en la ciudad, obtenidos a través de un muestreo aleatorio estratificado por nivel de ingresos.

La encuesta contó con diez secciones: (i) caracterización del entrevistado, (ii) consumo de agua, (iii) consumo de agua embotellada, (iv) consumo de agua filtrada, (v) consumo sustituto, (vi) percepción, (vii) salud, (viii) exposición a medios de comunicación, (ix) caracterización de la vivienda, (x) caracterización socioeconómica. Las encuestas realizaron utilizando dispositivos electrónicos (smartphones y tablets) a través de una aplicación. La duración promedio de una encuesta fue de 57 minutos.<sup>6</sup>

Previo al trabajo de campo se realizaron una serie de cuatro grupos focales con poblaciones de distintos niveles de ingreso (uno con individuos de ingresos bajos, dos con individuos de ingresos medios y un último con individuos de altos ingresos). El objetivo del trabajo con grupos focales fue el perfeccionamiento de las preguntas para la encuesta, de forma de ajustar la forma de preguntar e identificar sobre que dimensiones era necesario indagar.

El nivel de ingresos no fue declarado por 68 de los hogares encuestados, de forma que al incluir esta variable se pierde cerca del 14% de las observaciones recogidas. Para solucionar esto se utilizan dos alternativas. Primero, incluir una categoría de ingreso residual a través de una variable binaria que toma el valor 1 si el hogar no declara ingreso y 0 en caso contrario (*INGRESO\_RES*), lo que permite recuperar la información de las variables explicativas de dichos casos. Por otro lado, generamos un nivel de ingreso a través de imputación múltiple para estos hogares. Las variables utilizadas para imputar y sus descripciones se presentan en el Apéndice A2. Se incluyen más adelante en este trabajo los resultados obtenidos a través de todas estas alternativas, adelantando aquí que estos fueron robustos a las variantes mencionadas.

En el Cuadro 1 se presentan las principales estadísticas descriptivas de las variables dependientes e independientes. La descripción detallada de cada uno de éstas se presenta en el cuadro A3 en el Apéndice. Se puede apreciar que el 73% de los hogares encuestados declaran emplear agua embotellada o purificadores como métodos defensivos. Por otro lado, el 64% de los hogares consumen agua embotellada, siendo el método defensivo más popular. En lo que refiere al nivel de gasto se puede observar que el gasto promedio por persona es de \$311 pesos uruguayos (el cual se eleva a \$429 si consideramos solo aquellos que emplean medidas defensivas). También se puede apreciar que el aspecto es la cualidad que logra tener una menor aprobación en los hogares (27%). Por otro lado, un 67% de los hogares declara creer que el agua de

---

<sup>6</sup> Debido a la cantidad de preguntas incluidas, el formulario de la encuesta no se reporta aquí, pero está disponible a través del contacto con los autores.



cañería representa algún riesgo para su salud. Sin embargo, un 57% afirma creer que el agua de cañería es potable. Esto estaría indicando que hay un grupo de consumidores que, más allá de creer que el agua es potable, también creen que representa un riesgo para su salud.

**Cuadro 1:** Estadísticas descriptivas de las variables dependientes e independientes.

<b>Variable</b>	<b>Media</b>	<b>SD</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>Observaciones</b>
<i>DEFENSA</i>	0.728	0.446	0	1	474
<i>GASTO</i>	310.796	329.913	0	2300	474
<i>MUJER</i>	0.365	0.482	0	1	474
<i>INGRESO_A</i>	0.126	0.332	0	1	406
<i>INGRESO_MA</i>	0.172	0.378	0	1	406
<i>INGRESO_MB</i>	0.436	0.496	0	1	406
<i>INGRESO_B</i>	0.266	0.442	0	1	406
<i>SATISF_SABOR</i>	0.418	0.494	0	1	474
<i>SATISF_ASPEC</i>	0.272	0.446	0	1	474
<i>SATISF_OLOR</i>	0.409	0.492	0	1	474
<i>TEMEN_SALUD</i>	0.209	0.407	0	1	474
<i>ENF_RENAL</i>	0.063	0.244	0	1	474
<i>TANQUE</i>	0.321	0.467	0	1	474
<i>AGUA_POTAB</i>	0.574	0.495	0	1	474
<i>RIESGO</i>	0.671	0.470	0	1	474
<i>AMIGOS_DEF</i>	0.582	0.494	0	1	474
<i>AGUA_EMBOT</i>	0.641	0.480	0	1	474

En la siguiente sección se presentan los resultados de las estimaciones planteadas, con los tres métodos de tratamiento de la variable de ingresos: sin considerar los hogares que no declaran, usando la categoría residual y empleando imputación múltiple.

## 5. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones propuestas, para probabilidad de defenderse e intensidad de gasto. El Cuadro 2 muestra las estimaciones para las ecuaciones de selección y gasto para la muestra incompleta (columnas (1) y (2)) y con imputación múltiple (columnas (3) y (4)). En el Apéndice A4 se muestran los resultados con la categoría de ingreso residual. Tanto en las regresiones presentadas aquí como en las del Apéndice los resultados se mantienen, lo cual parece ser un indicador de robustez.

En lo que refiere a la decisión de incurrir en medidas defensivas se puede observar que la probabilidad de defenderse incrementa con el nivel de ingreso del hogar, como era esperado. También se observa que la probabilidad de defenderse es de entre 9.2 y 21.0 puntos porcentuales (pp) mayor para los hogares que cuentan con un

automóvil respecto a los que no, lo cual puede ser un indicador de los costos de transporte de agua embotellada (principal método defensivo empleado). En lo que refiere a la percepción de los individuos se puede apreciar que tanto los que creen que existe algún riesgo en el consumo de agua de canilla y los que temen que afecte su salud son más propensos a defenderse que los que no. En esta línea, como era esperado, aquellos que creen que el agua de canilla es apta para consumir son menos propensos a defenderse.

Se observa también que aquellos individuos que tienen amigos cercanos que utilizan métodos defensivos son más propensos a defenderse (entre 19.5 y 23.9 pp). Esto puede reflejar tanto un efecto de traspaso de información, donde individuos que emplean métodos defensivos se encargan de educar a personas cercanas acerca de beneficios por emplear tales métodos. En esta línea, estos métodos podrían estar operando como bienes posicionales, de forma que los hogares busquen imitar los patrones de consumo de sus pares. Por otra parte, las variables que buscan recoger efectos de exposición a información (*NOTICIEROS*, *RED\_SOCIAL*, *DIARIO*) no resultan significativas.

Las personas que fuman, quienes podrían suponerse relativamente despreocupados por su salud son menos propensas a defenderse en relación a las que no (entre 8.2. y 15.9 pp). Además, aquellos individuos que creen que el agua de canilla puede afectar su salud son más propensos a tomar agua filtrada o embotellada (entre 16.3 y 19.9 pp). Estos resultados estarían dando la idea de que la salud es una dimensión clave en la decisión de los hogares por el agua, de forma que aquellos más preocupados por su salud son más proclives a buscar alternativas al agua de canilla.

Cuando avanzamos a la ecuación de regresión para identificar determinantes del nivel gasto defensivo los resultados se mantienen para algunos coeficientes, tanto en signo como en magnitud, entre las diferentes especificaciones incluidas. También se puede apreciar que los coeficientes del parámetro de selección  $\lambda$  son significativos en ambos casos, corroborando la existencia de selección muestral.

**Cuadro 2:** Resultados de estimaciones en probabilidad de defenderse y magnitud de gasto

	(1)	(2)	(3)	(4)
	DEFENSA	L_GASTO	DEFENSA	L_GASTO
MUJER	-0.045 (0.046)	0.155* (0.0851)	0.007 (0.033)	0.091 (0.072)
INGRESO_A	0.228** (0.098)	0.494*** (0.156)	0.176** (0.072)	0.301** (0.130)
INGRESO_MA	0.160* (0.079)	0.118 (0.154)	0.155** (0.057)	0.00486 (0.129)
INGRESO_MB	0.138** (0.048)	0.0478 (0.133)	0.077** (0.036)	0.0202 (0.110)
NINOS5	0.034 (0.051)	-0.188 (0.118)	0.013 (0.036)	-0.288*** (0.105)
ADULTOS65	0.037 (0.049)	0.0553 (0.0973)	0.049* (0.037)	0.0799 (0.0916)
TIENE_AUTO	0.208*** (0.059)		0.091** (0.038)	
SATISF_SABOR	0.042 (0.079)		0.056 (0.046)	
SATISF_ASPEC	-0.040 (0.099)		0.001 (0.059)	
SATISF_OLOR	0.032 (0.071)		-0.009 (0.045)	
TEMEN_SALUD	0.203** (0.091)		0.167*** (0.064)	
ENF_RENAL	-0.020 (0.081)		-0.019 (0.061)	
AGUA_POTAB	-0.248*** (0.056)		-0.157*** (0.039)	
RIESGO	0.108** (0.048)		0.085** (0.034)	
CORTES	-0.093** (0.043)		-0.066** (0.032)	
AMIGOS_DEF	0.237*** (0.060)		0.196*** (0.032)	
FUMA	-0.159*** (0.054)	0.127 (0.0967)	-0.084** (0.036)	0.197** (0.0832)
TANQUE	-0.053 (0.056)	0.144* (0.0871)	-0.041 (0.040)	0.196** (0.0770)
DIARIO	0.006 (0.052)	-0.0503 (0.0830)	0.048 (0.037)	0.0219 (0.0774)
NOTICIERO	0.051 (0.060)	0.0160 (0.120)	-0.001 (0.043)	0.0787 (0.109)
RED_SOCIAL	-0.016 (0.049)	0.123 (0.105)	-0.039 (0.037)	0.146* (0.0861)
PRECIOS_ALT		0.143* (0.0855)		0.117 (0.0759)
AGUA_EMBOT		1.691*** (0.143)		1.613*** (0.130)
PERSONAS		-0.141*** (0.0407)		-0.141*** (0.0378)
BEBIDAS		-0.0659 (0.0865)		-0.0764 (0.0768)
$\lambda$		-0.248* (0.136)		-0.451*** (0.134)
Constante		4.539*** (0.254)		5.070*** (0.583)
Observaciones	406	284	474	343

**Notas:** Las columnas (1) y (3) muestran los efectos marginales en las medias de las estimaciones a través de los modelos probit propuestos en la sección 4. Entre paréntesis se muestran errores estándar robustos.

Si bien el sexo no afecta la decisión de incurrir en medidas defensivas, afecta la magnitud del gasto, aunque solo a un nivel del 10% y en la muestra incompleta. En este caso las mujeres tienen un gasto, en promedio, entre 15.5% menor que los hombres, lo que se distancia de los resultados revisados en la sección de antecedentes. Otro resultado que difiere a lo observado en otros estudios es que los hogares que tienen niños menores a 5 años gastan menos que los que no tienen. Respecto a esto, podría pensarse que, *ceteris paribus*, estos hogares tienen un componente de gastos asociados a los niños que los hogares sin niños no. Esto podría generar que, dado un presupuesto restringido, los hogares con niños no dispongan de la misma cantidad de recursos para métodos defensivos que los que no. En lo que refiere al ingreso, se observa que sólo los hogares de ingresos altos gastan más que los de ingresos bajos (con una diferencia entre 30.1% y 49.9%).

Los hogares con tanque de almacenamiento de agua, si bien no son más propensos a defenderse que los que no, tienen un mayor gasto en promedio (entre 14.4% y 19.6%) que los que no tienen tanque. Esto va en línea con lo esperado, ya que en muchos casos el hecho de que el tanque almacene agua durante largos periodos de tiempo puede afectar cualidades como el sabor o el olor. Por otro lado, aquellas personas que creen que los precios del agua son elevados realizan un gasto mayor. Si bien esto no resulta intuitivo, puede estar asociado a una mayor información, de forma que aquellas personas que gastan más en agua pueden tener un conocimiento más amplio de precios del agua, teniendo una opinión más formada acerca de éstos.

El gasto para los hogares que compran agua embotellada es significativamente mayor (entre 161% y 169%) con respecto a los que utilizan solamente filtros. Este efecto era de esperarse, dado que en promedio el agua embotellada resulta más cara que el agua filtrada. No logramos identificar un efecto de reemplazo con las bebidas gaseosas o jugos, de forma que no hay diferencia en el gasto defensivo entre los hogares que las consumen y los que no. Finalmente, la cantidad de personas del hogar afecta el gasto per cápita. Esto es, una persona extra en el hogar reduce el gasto defensivo per cápita en 14.1%, lo cual puede ir en la misma línea que el efecto de los niños. El agregado marginal de una persona en el hogar puede implicar quitarle dinero al presupuesto para gasto defensivo para destinarlo a otro tipo de gastos prioritarios.

Quizás el resultado más sorprendente es el efecto positivo de *FUMA*, siendo que aquellas personas que fuman gastan más en métodos defensivos (una vez que toman la decisión de aplicarlos) que las que no. Como el hecho de fumar puede relacionarse con

un escaso cuidado de la salud, era esperado que estas personas gastaran menos en medios defensivos. Este resultado puede estar escondiendo una correlación de la calidad de fumador con otras dimensiones como el ingreso del hogar, lo que puede operar para generar este efecto positivo.

## **6. Conclusiones**

Este trabajo realiza una primera aproximación del valor que le asignan los residentes de Montevideo a la provisión de agua potable una calidad superior a la provista por OSE. Para esto se realizó una encuesta a residentes de la ciudad como forma de recopilar datos sobre su comportamiento en relación al consumo de agua, y en particular sobre la utilización de tratamientos sobre ésta o la compra de sustitutos (agua embotellada). Se encuentra que los gastos defensivos en agua potable, usados como proxy para los costos incurridos por los hogares en medidas de remediación de perdidas percibidas en la calidad de agua ascienden a \$84 dólares por persona por año (\$3,732 pesos uruguayos). En términos agregados, esto implicaría que en Montevideo se gasta, anualmente, cerca de 111 millones de dólares para contrarrestar las pérdidas de calidad del agua de cañería.

A nivel de hogar el gasto promedio mensual es de \$18 dólares (\$797 pesos uruguayos), lo que equivale a un 1.2% de la mediana de ingresos de los hogares de Montevideo. Si bien este costo puede no parecer demasiado elevado, consumir estas cantidades de agua<sup>7</sup> directo de la canilla tendría un costo promedio de \$3 dólares (\$112 pesos uruguayos)<sup>8</sup>. De esta forma, al emplear estos métodos defensivos los hogares incurren en un sobre costo de \$15 dólares, un gasto seis veces mayor al que tendrían por consumir agua de canilla.

Conocer estos valores es fundamental para el diseño de políticas públicas en términos de inversiones como ser en equipamiento que mejore la capacidad de potabilización de agua, o para contrastar frente a diferentes costos de medidas a tomar para la reducción del aporte de contaminantes (de fuentes puntuales o difusas) a los cursos de agua que proveen el servicio ecosistémico a la población de la ciudad. En otras palabras, es información de base para el análisis de costo y beneficio de diferentes intervenciones posibles.

---

<sup>7</sup> Según los litros que declaran consumir aquellos hogares que compran agua embotellada.

<sup>8</sup> De acuerdo a las tarifas de OSE para el año 2013 el consumo de entre 0 y 5,000 litros de agua tiene un costo de \$112 pesos uruguayos.

Gran parte de los resultados encontrados en este trabajo coinciden con lo postulado por la teoría y varios de los resultados empíricos de antecedentes de otros países. Las diferencias podrían deberse a dos elementos importantes. En primer lugar, gran parte de los antecedentes recabados corresponden a países donde las condiciones sanitarias y, más precisamente, los suministros de agua son muy precarias. Esto causaría que las conductas defensivas de los hogares uruguayos, donde prácticamente toda la población urbana tiene acceso a agua potable, sean muy distintas a las de lugares donde este porcentaje es significativamente menor. En segundo lugar, en este trabajo se trata la decisión de defensa y la magnitud del gasto en simultáneo, a diferencia de gran parte de los revisados. Como se muestra aquí, la selección muestral existe y no considerarla generaría estimaciones sesgadas, con lo que este trabajo estaría contribuyendo a la literatura empleando modelos anidados.

El trabajo muestra que distintas dimensiones afectan las decisiones defensivas de los hogares con respecto al agua de cañilla. Tanto variables socioeconómicas, como relacionadas a la salud y a la percepción del riesgo que tienen los hogares influyen en su comportamiento defensivo. Se encuentran aquí efectos de variables novedosas, no encontradas en otros antecedentes revisados, como la existencia de tanques de agua o la calidad de fumadores de los encuestados.

Es de destacar que en este trabajo la percepción que tienen muchos de los individuos entrevistados sobre la calidad del agua que reciben por cañería es subjetiva, al no contar con medidas objetivas (organolépticas o físico-químicas). Muchas personas desconocen acerca de la calidad del agua que reciben y pueden verse influidos por factores como publicidad, información en medios de comunicación y redes sociales o conductas de otras personas, no reflejando necesariamente una preocupación relacionada con la salud. También en este sentido, la calidad del agua puede variar por factores como la calidad de las cañerías o el tratamiento que recibe en distintos puntos de la ciudad, lo cual es muy difícil de medir.

Si bien este trabajo no busca proponer políticas públicas, puede ser tratado como un insumo clave para su formulación. El hecho de que más del 70% de la población de Montevideo dedique parte de sus ingresos al consumo defensivo estaría dando la pauta de que la mayoría de los residentes considera que el agua suministrada no tiene una calidad suficiente para ser bebida de manera directa. Lo que es más, gran parte de los hogares está dispuesto a desembolsar dinero para tener agua de mejor calidad. Si bien como se discutió anteriormente, estos métodos no son ideales para estimar la

verdadera WTP sino más bien una cota inferior. Por lo tanto, si el agua sufre efectivamente de pérdidas de calidad, mejorar el sistema de provisión de agua, haciendo que los hogares no deban depender de agua embotellada o filtrada, puede tener parte del costo traspasado a los hogares. Los hacedores de política podrían emplear estas cotas inferiores de la WTP como una *baseline* para fijar futuros precios por la provisión de un mejor sistema de agua. Adicionalmente, para mejorar la comprensión de la conducta de los hogares es necesario incorporar estudios de valoración contingente o experimentos de elección al escenario uruguayo.

En caso contrario, donde el agua no tenga una pérdida de calidad objetiva y el consumo sustituto se deba a problemas de percepción de los consumidores, una campaña publicitaria podría representar una política conveniente. Concientizar a la población de que el agua de cañería es potable y su consumo no representa amenazas a la salud podría incentivar una reducción en la adopción de medidas defensivas.

## Referencias bibliográficas

- Amemiya, T. (1984). Tobit models: A survey. *Journal of econometrics*, 24(1-2), 3-61.
- Abdalla, C. W. (1990). Measuring Economic Losses From Ground Water Contamination: An Investigation Of Household Avoidance Costs 1. *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, 26(3), 451-463.
- Abdalla, C. W., Roach, B. A., & Epp, D. J. (1992). Valuing environmental quality changes using averting expenditures: an application to groundwater contamination. *Land economics*, 163-169.
- Abrahams, N. A., Hubbell, B. J., & Jordan, J. L. (2000). Joint production and averting expenditure measures of willingness to pay: do water expenditures really measure avoidance costs?. *American Journal of Agricultural Economics*, 82(2), 427-437.
- Bartik, T. J. (1988). Evaluating the benefits of non-marginal reductions in pollution using information on defensive expenditures. *Journal of environmental economics and management*, 15(1), 111-127.
- Baumol, W. J., Oates, W. E., Bawa, V. S. & Bradford, D. F. (1988). *The theory of environmental policy*. Cambridge university press.
- Benbear, L., Tarozzi, A., Pfaff, A., Balasubramanya, S., Ahmed, K. M., & Van Geen, A. (2013). Impact of a randomized controlled trial in arsenic risk communication on household water-source choices in Bangladesh. *Journal of environmental economics and management*, 65(2), 225-240.
- Biscardi, D., Monarca, S., De Fusco, R., Senatore, F., Poli, P., Buschini, A., Rossi, C. & Zani, C. (2003). Evaluation of the migration of mutagens/carcinogens from PET bottles into mineral water by Tradescantia/micronuclei test, Comet assay on leukocytes and GC/MS. *Science of the Total Environment*, 302(1-3), 101-108.
- Casajuana, N., & Lacorte, S. (2003). Presence and release of phthalic esters and other endocrine disrupting compounds in drinking water. *Chromatographia*, 57(9-10), 649-655.
- Collins, A. R., & Steinback, S. (1993). RURAL HOUSEHOLD RESPONSE TO WATER CONTAMINATION IN WEST VIRGINIA 1. *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, 29(2), 199-209.



- Courant, P. N., & Porter, R. C. (1981). Averting expenditure and the cost of pollution. *Journal of Environmental Economics and Management*, 8(4), 321-329.
- Dolnicar, S., Hurlimann, A., & Grün, B. (2011). What affects public acceptance of recycled and desalinated water?. *Water research*, 45(2), 933-943.
- Doria, M. F. (2006). Bottled water versus tap water: understanding consumers' preferences. *Journal of water and health*, 4(2), 271-276.
- Etale, A., Jobin, M., & Siegrist, M. (2018). Tap versus bottled water consumption: The influence of social norms, affect and image on consumer choice. *Appetite*, 121, 138-146.
- Francis, M. R., Nagarajan, G., Sarkar, R., Mohan, V. R., Kang, G., & Balraj, V. (2015). Perception of drinking water safety and factors influencing acceptance and sustainability of a water quality intervention in rural southern India. *BMC Public Health*, 15(1), 731.
- Francisco, J. P. S. (2014). Why households buy bottled water: a survey of household perceptions in the Philippines. *International Journal of Consumer Studies*, 38(1), 98-103.
- Galiani, S., Gertler, P., & Schargrodsky, E. (2005). Water for life: The impact of the privatization of water services on child mortality. *Journal of political economy*, 113(1), 83-120.
- Gamper-Rabindran, S., Khan, S., & Timmins, C. (2010). The impact of piped water provision on infant mortality in Brazil: A quantile panel data approach. *Journal of Development Economics*, 92(2), 188-200.
- Gronau, R. (1974). Wage comparisons—A selectivity bias. *Journal of political Economy*, 82(6), 1119-1143.
- Güngör-Demirci, G., Lee, J., Mirzaei, M., & Younos, T. (2016). How do people make a decision on bottled or tap water? Preference elicitation with nonparametric bootstrap simulations. *Water and Environment Journal*, 30(3-4), 243-252.
- Harrington, W., & Portney, P. R. (1987). Valuing the benefits of health and safety regulation. *Journal of urban Economics*, 22(1), 101-112.

- Hu, Z., Morton, L. W., & Mahler, R. L. (2011). Bottled water: United States consumers and their perceptions of water quality. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8(2), 565-578.
- Hunter, P. R., MacDonald, A. M., & Carter, R. C. (2010). Water supply and health. *PLoS medicine*, 7(11), e1000361.
- Janmaat, J. (2007). A little knowledge...: Household water quality investment in the Annapolis valley. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 55(2), 233-253.
- Jardine, C. G., Gibson, N., & Hrudey, S. E. (1999). Detection of odour and health risk perception of drinking water. *Water Science and Technology*, 40(6), 91-98.
- Johnstone, N., & Serret, Y. (2012). Determinants of bottled and purified water consumption: results based on an OECD survey. *Water Policy*, 14(4), 668-679.
- Katuwal, H., Qassim, M. K., Pagán, J. A., Thacher, J. A., & Bohara, A. K. (2015). Knowledge, information, and water treatment behavior of residents in the Kathmandu Valley, Nepal. *Development Journal of the South*, 1(1), 1.
- Kunwar, S. B., & Bohara, A. K. (2019). Water quality avoidance behavior: bridging the gap between perception and reality. *Water Economics and Policy (WEP)*, 6(02), 1-33.
- Lucas, P. J., Cabral, C., & Colford Jr, J. M. (2011). Dissemination of drinking water contamination data to consumers: a systematic review of impact on consumer behaviors. *PLoS One*, 6(6), e21098.
- McConnell, K. E., & Rosado, M. A. (2000). Valuing discrete improvements in drinking water quality through revealed preferences. *Water Resources Research*, 36(6), 1575-1582.
- Onda, K., LoBuglio, J., & Bartram, J. (2012). Global access to safe water: accounting for water quality and the resulting impact on MDG progress. *International journal of environmental research and public health*, 9(3), 880-894.
- Orgill-Meyer, J., Jeuland, M., Albert, J., & Cutler, N. (2018). Comparing contingent valuation and averting expenditure estimates of the costs of irregular water supply. *Ecological Economics*, 146, 250-264.
- Pacific Institute. (2007). Bottled water and energy fact sheet.

- Pattanayak, S. K., Yang, J. C., Whittington, D., & Bal Kumar, K. C. (2005). Coping with unreliable public water supplies: averting expenditures by households in Kathmandu, Nepal. *Water Resources Research*, 41(2).
- Raj, S. D. (2005). Bottled water: how safe is it?. *Water Environment Research*, 77(7), 3013-3018.
- Rodwan, J. G. J. (2016). Bottled Water. 2015. Acceleration: US and international developments and statistics, *Bottled Water Reporter*, Jul/Aug.
- Ross, V. L., Fielding, K. S., & Louis, W. R. (2014). Social trust, risk perceptions and public acceptance of recycled water: Testing a social-psychological model. *Journal of environmental management*, 137, 61-68.
- Sattar, A., Ahmad, E., & Pant, K. P. (2007). Willingness to pay for the quality of drinking water [with comments]. *The Pakistan Development Review*, 767-777.
- Shields, K. F., Bain, R. E., Cronk, R., Wright, J. A., & Bartram, J. (2015). Association of supply type with fecal contamination of source water and household stored drinking water in developing countries: a bivariate meta-analysis. *Environmental health perspectives* 123(12), 1222-1231.
- Um, M. J., Kwak, S. J., & Kim, T. Y. (2002). Estimating willingness to pay for improved drinking water quality using averting behavior method with perception measure. *Environmental and Resource Economics*, 21(3), 285-300.
- Van Der Linden, S. (2015). Exploring beliefs about bottled water and intentions to reduce consumption: The dual-effect of social norm activation and persuasive information. *Environment and Behavior*, 47(5), 526-550.
- Vásquez, W. F., Mozumder, P., & Franceschi, D. (2015). Water quality, household perceptions and averting behavior: Evidence from Nicaragua. *Water Economics and Policy*, 1(04), 1550011.
- Whittington, D., Pattanayak, S. K., Yang, J. C., & Kumar, K. B. (2002). Household demand for improved piped water services: evidence from Kathmandu, Nepal. *Water Policy*, 4(6), 531-556.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data* MIT Press. Cambridge, MA, 108.

Wu, P. I., & Huang, C. L. (2001). Actual averting expenditure versus stated willingness to pay. *Applied economics*, 33(2), 277-283.

## Apéndice

### A.1 Antecedentes revisados

**Cuadro A.1: Resumen de antecedentes**

<b>Autores</b>	<b>Lugar</b>	<b>Resultados</b>
Abdalla et al. (1992)	Pennsylvania, EEUU.	<b>Probabilidad de incurrir en medidas:</b> Riesgo percibido (+), Información niños entre 3-17 años (+). <b>Intensidad del gasto:</b> Niños de menos de 3 años (+)
Abrahams et al. (2000)	Georgia, EEUU.	<b>Probabilidad de usar agua embotellada:</b> riesgo percibido (+), calidad percibida (-), no ser de ascendencia blanca (+), edad (-). <b>Probabilidad de usar filtro:</b> información (+), calidad percibida (+), ingreso (+).
Dupont y Jahan (2012)	Canadá.	<b>Probabilidad de usar embotellada:</b> habla inglés (+), ingreso (+), mala estética del agua (+), riesgo subjetivo (+), orden de hervir por parte del gobierno (+), educación universitaria (-), provincias del oeste (-). <b>Probabilidad de usar filtro:</b> habla inglés (+), mala estética del agua (+), riesgo subjetivo (+), edad (-).
Francisco (2014)	Metro Cebu, Filipinas.	<b>Probabilidad de usar agua embotellada:</b> educación (+), niños menores a 5 años (+), tamaño del hogar (-), precio del agua embotellada (-), agua de canilla como fuente principal para tomar (-).
Johnstone y Serret (2012):	Países OECD.	<b>Probabilidad de usar agua embotellada como principal:</b> ingreso (+), automóvil (+), preocupación por sabor (+), preocupación por salud (+), residir en zona urbana (-), niños menores 5 años (-), costo variable de canilla (-), preocupación por residuos (-). <b>Probabilidad de usar agua embotellada:</b> ingreso (+), auto (+), preocupación por sabor (+), preocupación por salud (+); zona urbana (-), hombre (-), preocupación por residuos en agua (-). <b>Probabilidad de usar filtros:</b> ingreso (+), niños menores a 5 años (+), antigüedad en la vivienda (+), preocupación por salud (+), preocupación por sabor (+); edad (+). <b>Probabilidad de usar ambas :</b> ingreso (+), preocupación por salud (+), preocupación por sabor (+), hombre (-), edad.
McConnell y Rosado (2000)	Espirito Santo, Brasil.	<b>Probabilidad de incurrir en medidas:</b> niños menores a 5 años (+), educación secundaria (+), ingreso (+), mujer (+), calidad de la ocupación (+).
Orgill-Meyer et al. (2018)	Jordania.	<b>Probabilidad de incurrir en medidas:</b> riqueza (+), antigüedad de residencia en la zona (+), residir en Zarqa (+), baño privado (-), mala percepción acerca de la situación sanitaria (-).
Pattanayak et. al (2005)	Katmandú, Nepal.	<b>Para el global:</b> valor de la propiedad (+), cantidad de fuentes de agua usadas (+), educación (+), conexión privada (-). <b>Para pobres:</b> ingreso por hora (+), cantidad de fuentes usadas (+) y educación (+). <b>Para no pobres:</b> valor de propiedad (+), educación (+), cantidad de

fuentes usadas (+), creencia de contaminación como el problema ambiental más serio (+), conexión privada (-).

---

Sattar y Ahmad (2005)	Hyderabad, Pakistán.	<p><b>Probabilidad de hervir:</b> educación (-), lee el diario (+), casos de diarrea en menores de 5 años (+), mujer tomadora de decisiones del hogar (+).</p> <p><b>Probabilidad de tratar con tabletas:</b> mira televisión (+).</p> <p><b>Probabilidad de usar filtros comunes:</b> educación (+), lee el diario (+), mujer tomadora de decisiones del hogar (+).</p> <p><b>Probabilidad de usar filtros eléctricos:</b> educación (+), lee el diario (+), riqueza (+), mujer (+).</p> <p><b>Efectos marginales sobre el gasto en rupias</b> educación (+), lee el diario (+), riqueza (+), registros de casos de diarrea en menores de 5 años (+), mujer tomadora de decisiones del hogar (+), tomador de decisiones trabaja en la salud (+).</p>
Um, Kwak y Kim (2002)	Pusan, Corea del Sur.	<p><b>Probabilidad de usar embotellada:</b> percepción mala (-).</p> <p><b>Probabilidad de usar filtro:</b> ingreso (+), percepción mala (+), percepción mala acerca del futuro del agua (-), malas experiencias previas con agua de canilla (-).</p> <p><b>Probabilidad de usar agua de manantial:</b> tipo de vivienda, percepción mala (+), opinión acerca de la cantidad del agua (+).</p> <p><b>Probabilidad de usar agua subterránea:</b> cantidad de personas (+), malas percepciones al futuro (+), tanque de agua (+), tipo de hogar.</p> <p><b>Efectos sobre la WTP:</b> ingreso, escasez (+), preocupación por residuos (+), nivel de polución (+), cantidad de personas (-), edad (-), educación (-).</p>
Whittington et al. (2002)	Katmandú, Nepal.	<p><b>Probabilidad de conectarse:</b> Ingreso (+), privatización (+), contar con conexión riesgosa (+), contar con conexión irregular (-), edad (-), alquiler (-), monto propuesto para pagar por conexión (en la parte CV)</p>

---

**Fuente: elaboración propia.**

## A2. Imputación múltiple del nivel de ingresos

Variables utilizadas para imputar nivel de ingresos:

**Cuadro A.2:** Descripción de variables utilizadas para imputar ingresos

Variable	Descripción
<i>L_EDAD<sub>i</sub></i>	Edad del encuestado (en logs)
<i>MUJER<sub>i</sub></i>	=1 si quien responde la encuesta es mujer; =0 en caso contrario.
<i>TRABAJO<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara trabajar; =0 en caso contrario.
<i>PERSONAS<sub>i</sub></i>	Cantidad de personas en la vivienda (en logs)
<i>EDUC_ALTA<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado tiene estudios terciarios (completos o incompletos); =0 en caso contrario.
<i>PATIO<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar i tiene patio o jardín; =0 en caso contrario.
<i>AUTO<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar i tiene automóvil; =0 en caso contrario.
<i>MOTO<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar i tiene motocicleta; =0 en caso contrario.
<i>NINOS5<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar i tiene niños menores de 5 años; =0 en caso contrario.
<i>ADULTOS65<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar i tiene adultos mayores de 65 años; =0 en caso contrario.
<i>LAVAVAJILLA<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar cuenta con lavavajilla; =0 en caso contrario.
<i>CABLE<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar cuenta con televisión por cable; =0 en caso contrario.
<i>TV_ABONADOS<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar cuenta con televisión para abonados; =0 en caso contrario.
<i>SECARROPA<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar cuenta con secarropa; =0 en caso contrario.
<i>AIRE<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar cuenta con aire acondicionado; =0 en caso contrario.
<i>VIAJE<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado realizó algún viaje en avión en el último año, sin contar viajes por trabajo; =0 en caso contrario.
<i>TAREA_DOM<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar contrata a alguien para realizar tareas domésticas; =0 en caso contrario.
<i>OSE_ALTA<sub>i</sub></i>	Monto más alto que ha pagado el hogar por el servicio de agua de OSE (en pesos uruguayos).
<i>UTE_ALTA<sub>i</sub></i>	Monto más alto que ha pagado el hogar por el servicio de electricidad de UTE (en pesos uruguayos).
<i>PROPIETARIO<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar el propietario de la vivienda; =0 en caso contrario.
<i>PISCINA<sub>i</sub></i>	=1 si la vivienda tiene piscina; =0 en caso contrario.

### A3. Variables dependientes y explicativas

**Cuadro A.3:** Descripción de variables

<b>Variable</b>	<b>Descripción</b>
<i>DEFENSA<sub>i</sub></i>	=1 si en el hogar <i>i</i> se consume agua embotellada y/o purificada; =0 en caso contrario.
<i>GASTO<sub>i</sub></i>	Gasto mensual (pesos uruguayos) per cápita en agua embotellada y filtrada.
<i>L_GASTO<sub>i</sub></i>	Gasto mensual (pesos uruguayos) per cápita en agua embotellada y filtrada (logs).
<i>MUJER<sub>i</sub></i>	=1 si quien responde la encuesta es mujer; =0 en caso contrario.
<i>INGRESO_A<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> declara ingresos líquidos mayores a \$90,000 (pesos uruguayos); =0 en caso contrario.
<i>INGRESO_MA<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> declara ingresos líquidos mayores a \$62,000 y menores a \$90,000 (pesos uruguayos); =0 en caso contrario.
<i>INGRESO_MB<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> declara ingresos líquidos mayores a \$35,000 y menores a \$62,000 (pesos uruguayos); =0 en caso contrario.
<i>INGRESO_B<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> declara ingresos líquidos menores a \$35,000); =0 en caso contrario.
<i>INGRESO_RES<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> no declara un nivel de ingresos; =0 en caso contrario.
<i>NINO5<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> tiene niños menores de 5 años; =0 en caso contrario.
<i>ADULTOS65<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> tiene adultos mayores de 65 años; =0 en caso contrario.
<i>EDUC_ALTA<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado tiene estudios terciarios (completos o incompletos); =0 en caso contrario.
<i>AUTO<sub>i</sub></i>	=1 si el hogar <i>i</i> tiene automóvil; =0 en caso contrario.
<i>SATISF_SABOR<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara estar satisfecho con el sabor del agua de canilla que recibe; =0 en caso contrario.
<i>SATISF_ASPEC<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara estar satisfecho con el aspecto del agua de canilla que recibe; =0 en caso contrario.
<i>SATISF_OLOR<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara estar satisfecho con el olor del agua de canilla que recibe; =0 en caso contrario.
<i>FUMA<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara fumar; =0 en caso contrario.
<i>TEMEN_SALUD<sub>i</sub></i>	=1 si en el hogar <i>i</i> temen que el consumo del agua de canilla pueda afectar su salud; =0 en caso contrario.
<i>ENF_RENAL<sub>i</sub></i>	=1 si algún miembro del hogar <i>i</i> padece enfermedades renales; =0 en caso contrario.
<i>TANQUE<sub>i</sub></i>	=1 si la vivienda del hogar <i>i</i> cuenta con tanque de agua; =0 en caso contrario.
<i>AGUA_POTAB<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara creer que el agua de canilla es apta para consumo; =0 en caso contrario.
<i>RIESGO<sub>i</sub></i>	=1 si creen que el agua de canilla representa algún riesgo para la salud; =0 en caso contrario.
<i>CORTES<sub>i</sub></i>	=1 si declara haber experimentado cortes en el suministro de agua en el último año; =0 en caso contrario.
<i>AMIGOS_DEF<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara que sus amigos cercanos emplean métodos defensivos; =0 en caso contrario.
<i>DIARIO<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara leer diarios o periódicos; =0 en caso contrario.
<i>NOTICIERO<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara ver noticieros televisivos; =0 en caso contrario.
<i>RED_SOCIAL<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado declara utilizar alguna red social; =0 en caso contrario.
<i>PRECIOS_ALT<sub>i</sub></i>	=1 si el encuestado cree que los precios del agua embotellada son elevados; =0 en caso contrario.



*AGUA\_EMBOT<sub>i</sub>* =1 si en el hogar i se toma agua embotellada; =0 en caso contrario.  
*PERSONAS<sub>i</sub>* =1 cantidad de personas en el hogar i; =0 en caso contrario.  
*BEBIDAS<sub>i</sub>* =1 si en el hogar i se consumen bebidas gaseosas o jugos envasados; =0 en caso contrario.

---

Para el caso del agua filtrada, el costo mensual se calcula siguiendo a Orgill-Meyer et al. (2018), asumiendo una depreciación anual del purificador con una tasa del 5%:

*costo mensual filtro*

$$= \text{costo mensual en repuestos} + \frac{\text{costo del purificador}}{12} * \frac{\left[ \frac{0.05}{(1.05)^5} \right]}{(1.05^5 - 1)}$$

donde *costo del purificador* refiere al costo declarado que tuvo el aparato de purificación cuando fue comprado y *osto mensual en repuestos* al monto que declaran pagar por mes en materia de repuestos.

#### A4 Estimaciones con ingreso residual

**Cuadro A.4:** Estimaciones utilizando la categoría de ingreso residual.

	(1) DEFENSA	(2) L_GASTO
<i>MUJER</i>	-0.026 (0.037)	0.106 (0.0732)
<i>INGRESO_A</i>	0.199** (0.088)	0.408*** (0.145)
<i>INGRESO_MA</i>	0.139** (0.069)	0.0934 (0.149)
<i>INGRESO_MB</i>	0.116** (0.042)	0.0459 (0.126)
<i>INGRESO_RES</i>	0.129* (0.068)	0.0807 (0.143)
<i>NINOS5</i>	0.018 (0.041)	-0.261** (0.105)
<i>ADULTOS65</i>	0.057 (0.039)	0.0892 (0.0841)
<i>TIENE_AUTO</i>	0.170** (0.049)	
<i>SATISF_SABOR</i>	0.062 (0.056)	
<i>SATISF_ASPEC</i>	-0.034 (0.079)	
<i>SATISF_OLOR</i>	0.021 (0.055)	
<i>TEMEN_SALUD</i>	0.195** (0.06)	
<i>ENF_RENAL</i>	-0.105* (0.059)	
<i>FUMA</i>	-0.141*** (0.042)	0.209** (0.0860)
<i>TANQUE</i>	-0.066 (0.046)	0.174** (0.0734)
<i>AGUA_POTAB</i>	-0.194*** (0.044)	-0.153* (0.0805)
<i>RIESGO</i>	0.104** (0.043)	
<i>CORTE</i>	-0.057* (0.034)	
<i>AMIGOS_DEF</i>	0.200*** (0.050)	
<i>DIARIO</i>	0.017 (0.041)	0.0389 (0.0748)
<i>NOTICIERO</i>	0.023 (0.047)	0.0464 (0.107)
<i>RED_SOCIAL</i>	-0.037 (0.040)	0.173** (0.0852)
<i>PRECIOS_ALT</i>		0.0953 (0.0760)
<i>AGUA_EMBOT</i>		1.601***

<i>PERSONAS</i>		(0.129)
		-0.149***
		(0.0371)
<i>BEBIDAS</i>		-0.0632
		(0.0755)
$\lambda$		-0.303**
		(0.128)
<i>Constante</i>		4.579***
		(0.229)
<hr/>		
Observaciones	474	343

**Notas:** La columna (1) muestra los efectos marginales en las medias de las estimaciones a través del modelo probit propuestos en la sección 4. Entre paréntesis se muestran errores estándar robustos.