

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
ESCUELA DE POSGRADO



**VALOR ECONÓMICO DE LA CALIDAD DEL AGUA: INFERENCIAS A PARTIR DE
LA DEMANDA RESIDENCIAL DE AGUA POTABLE CONSIDERANDO
PERCEPCIÓN IMPERFECTA DE PRECIOS Y COMPLEMENTARIEDAD DÉBIL DE
LAS PREFERENCIAS**

Tesis para optar el grado de Magíster en Economía que presenta

SAMUEL D. JARAMILLO DE SOUZA

Dirigido por

ROXANA BARRANTES CÁCERES

San Miguel, 2017

Valor económico de la calidad del agua: Inferencias a partir de la demanda residencial de agua potable considerando percepción imperfecta de precios y complementariedad débil de las preferencias

RESUMEN EJECUTIVO

Nuestro estudio aproxima una medida conservadora de la disposición a pagar (WTP) de las familias por evitar una reducción de la calidad bacteriológica del agua potable que consumen. Para ello se propone recuperar las preferencias individuales utilizando la función de demanda *marshalliana* por un bien privado que, se presume, es débilmente complementario a la calidad del agua: el volumen de agua potable consumido por el hogar. En la lógica de Mäller (1974) y Larson (1991), la existencia de una relación de complementariedad débil entre cantidad y calidad nos permite inferir el cambio en el bienestar ocasionado por un deterioro de la calidad bacteriológica a partir de las variaciones en el consumo residencial de agua potable del hogar.

Utilizando la información de la ENAHO para Lima y Callao entre 2010 y 2014 se estima la demanda residencial de agua potable. En línea con la literatura se encuentra que la demanda es inelástica en precios (elasticidad -0.63) y que el agua es un bien normal y necesario (elasticidad renta positiva y acotada entre 0 y 1). Una contribución interesante resulta de la aplicación del Test de Opaluch (1982) para discernir entre el precio marginal y el precio promedio como variable de elección para el consumidor. De esta prueba se concluye que los usuarios responden al precio promedio lo que es indicio de que existen asimetrías de información para la toma de decisiones.

Finalmente, la evaluación de bienestar estima que la WTP promedio del hogar oscila entre 3.4 y 5 soles mensuales. Agregado a nivel del total de conexiones domiciliarias existentes en 2014, la WTP ascendería a 6.3 millones de soles. Esta cifra representa el valor del incremento en los costos que las familias estarían dispuestas a pagar a fin de contar con un servicio que garantice niveles adecuados de calidad.

AGRADECIMIENTOS

Mi especial agradecimiento al profesor Felipe Vásquez Lavín (Universidad del Desarrollo) por su tiempo, paciencia y conocimientos compartidos, aún a la distancia, durante el desarrollo de este proyecto.

Dedico este trabajo a mi familia y de manera especial para Nadia y Atenea. Su sola presencia es la razón para mí.



TABLA DE CONTENIDOS

1.	ANTECEDENTES	1
2.	REVISIÓN DE LITERATURA.....	6
3.	MARCO TEÓRICO	9
3.1.	El problema de la integrabilidad de las preferencias aplicado a la valoración de bienes sin mercado.....	9
3.2.	Demanda residencial de agua potable cuando existe percepción imperfecta de precios	18
3.3.	Análisis de bienestar con restricciones no lineales	26
4.	LA REGULACIÓN EN EL SECTOR AGUA Y SANEAMIENTO EN EL PERÚ.....	31
5.	EL MODELO	35
6.	LOS DATOS, LA POBLACIÓN DE ESTUDIO Y LAS VARIABLES	44
7.	ESTIMACIÓN Y RESULTADOS.....	55
7.1.	Test de Opaluch.....	56
7.2.	Análisis de la demanda residencial de agua potable	59
7.3.	Disposición a Pagar (WTP)	62
8.	CONCLUSIONES	67
9.	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	70
10.	ANEXOS.....	75

1. ANTECEDENTES

Es ampliamente reconocido que el acceso a agua potable que cumpla con adecuados estándares de calidad es un derecho fundamental de toda persona. Bajo esta premisa, a través de los años el gobierno peruano se ha comprometido en distintas iniciativas que buscan incrementar el acceso sostenible de la población a este recurso en aras de reducir lo que se reconoce es una de las principales causas de desnutrición, morbilidad y mortalidad infantil en el mundo.¹ Entre 2010 y 2015 la inversión pública en habilitación de agua y saneamiento se incrementó desde 2.73 mil millones a 3.54 mil millones de soles a nivel nacional (una variación de 30%), mientras que entre los años 2010 y 2014 la población con acceso a agua potable por red pública pasó de 76.8% a 85.8% en el ámbito urbano.²

A pesar de que las cifras anteriores pueden parecer alentadoras, el acceso a los servicios de agua potable que cumplan con los estándares mínimos de calidad bacteriológica todavía no está a la par con los resultados logrados en términos de cobertura del servicio. Datos del INEI muestran que al año 2014 en las zonas urbanas del país solo el 38% de familias consumía agua con niveles adecuados de cloro residual (mayor o igual a 0.5 mg/l.); 26.1% consumió agua con inadecuada dosificación y el restante 35.9% consumió agua sin ninguna dosificación de cloro.³ Este parámetro es todavía más dramático en las zonas rurales donde 94.8% de hogares consumen agua que no cumple ningún estándar de calidad ambiental.⁴

Caso paradójico en esta problemática es el de la ciudad de Lima Metropolitana y el Callao que concentra casi la tercera parte de la población del país; en este dominio al año 2014 el 94.4% de hogares se abastece de agua por la red pública pero se reporta que solo 62.3% consumían agua segura (adecuada dosificación de cloro). Más aún, se

¹ Por citar un ejemplo, los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM) que forma parte de los compromisos internacionales del Perú, incluye la intención de “reducir a la mitad, para el año 2015, el porcentaje de personas que carezcan de acceso sostenible a agua potable”.

² La información incluye viviendas con red pública dentro de la vivienda, red pública fuera de la vivienda pero dentro del edificio y pilón de uso público. Véase INEI (2015)

³ El umbral que determina la adecuada calidad bacteriológica del agua se establece por norma nacional en el D.S. N° 031-2010-SA “Reglamento de calidad de agua para consumo humano”.

⁴ Tal como señala INEI (2015), es necesario destacar que no todos los hogares de la muestra consumen directamente del grifo o caño, en algunos casos se abastecen de pozo, cisternas u otro tipo de almacenamiento de donde se tomaron las muestras de agua.

observa que la calidad bacteriológica del agua potable que se obtiene de la red pública varía significativamente según el tipo particular de fuente de suministro.

Cuadro N° 01: Lima Metropolitana y Callao: Calidad bacteriológica del agua potable según fuente de abastecimiento, 2014

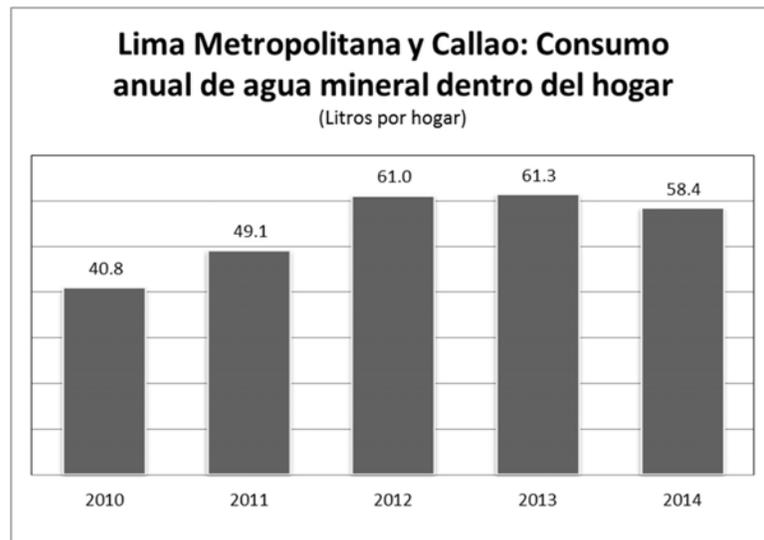
Año 2014	Red pública			Otro		
	Dentro de la vivienda	Fuera de la vivienda pero dentro del edificio	Pilón público	Camión o cisterna	Pozo	Otro
Sin cloro	8.7%	15.3%	33.8%	46.5%	95.6%	25.9%
Inadecuada dosificación	25.4%	21.9%	34.4%	31.1%		35.2%
Agua segura	65.9%	62.8%	31.8%	22.4%	4.4%	38.8%
Hogares	1,791,409	61,117	49,185	67,164	6,062	41,629

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAHO 2014.

Tras las epidemia de cólera que experimentó el país en 1991, ha quedado presente entre la población el recuerdo del riesgo que implica el consumo de agua que no cumple con estrictos estándares de calidad. Esta situación conlleva a que muchos hogares y familias desvíen permanentemente alguna porción de sus recursos para tratar el agua de grifo antes de consumirla ya sea mediante la adquisición de filtros, purificadores o simplemente mediante la acción de hervirla. A la par, una opción que ha surgido con más fuerza en los últimos años consiste en *sustituir y/o suplementar* el consumo directo de agua potable por el consumo de agua embotellada en sus diferentes variedades. Entre 2010 y 2014 el consumo de este tipo de agua en Lima y Callao pasó de un promedio de 40 litros al año por hogar a poco más de 58 litros al año (43%).⁵

⁵ Se podría pensar que el consumo de agua embotellada es un tipo particular de gasto defensivo en que incurre el hogar para reducir su riesgo de exposición a los bajos niveles de calidad del agua potable. Si bien esta idea podría llamarnos a referenciar el enfoque de Bartik (1988) este nos demandaría asumir que el agua embotellada se adquiere únicamente como un bien defensivo. Sin embargo, en la práctica puede darse que las preferencias del consumidor por este artículo pueden estar determinadas por otros factores como por ejemplo la adopción de hábitos saludables. Para efectos del presente trabajo, se destaca el agua embotellada únicamente como una fuente adicional por la que las familias pueden adquirir el agua que consumen.

Figura N° 01



Fuente: Elaboración propia a partir de ENAHO 2010 - 2014.

Tal como señala INEI (2013), el control y mejora de la calidad del agua que se distribuye a la población es una función que corresponde realizar a cada una de las Empresas Prestadoras de Servicios de Saneamiento (EPS). En esa dirección Loyola y Soncco (2007) sostienen que en el Perú la mala calidad del agua se debe en gran medida al déficit en las coberturas de sistemas de agua potable y alcantarillado, además de a un manejo inadecuado de las plantas de tratamiento.

La inversión pública en ampliación y mejoramiento de los servicios de agua y saneamiento ciertamente tiene la capacidad de reducir la incidencia de las enfermedades asociadas con los bajos niveles de calidad bacteriológica del agua. Al mismo tiempo, puede contribuir también a liberar recursos económicos que los hogares deben destinar continuamente a tratar el agua de consumo o a comprar agua embotellada. Por criterio de eficiencia sin embargo, la inversión pública requiere contar con algún conocimiento acerca del valor económico que la población atribuye a esta característica particular del servicio de agua y saneamiento.

El objetivo principal de nuestro estudio consiste en estimar una medida conservadora del valor de uso de la calidad del agua potable suministrada a las unidades familiares de Lima y Callao. Este valor se deduce a partir del cálculo de la disposición a pagar (WTP) del hogar por evitar un deterioro de la calidad bacteriológica del agua que

consume de la red pública. Para ello, tomaremos como supuesto que la calidad del agua es un atributo que puede ser considerado como un bien que carece de una señal de precio en el mercado.

Los economistas aplican diferentes aproximaciones para estimar la WTP o el efecto sobre el bienestar de las personas a partir de un cambio en bienes y/o servicios de esta naturaleza. Dentro de estas aplicaciones, los métodos de valoración basados en la teoría de las preferencias reveladas poseen el atractivo particular de ser capaces de extraer inferencias y conclusiones a partir de las decisiones efectivamente tomadas por los individuos en el mercado, rasgo característico por el que son generalmente preferidos por los economistas.⁶

Adicionalmente, supondremos también que el valor de este atributo (la calidad del agua) se deriva únicamente de la relación *complementaria* (en el sentido de Mäller (1974)) que comparte con el volumen de agua potable que de manera directa consumen los integrantes de la familia durante un cierto periodo de tiempo. Este supuesto nos permitirá agregar mayor estructura a las preferencias del consumidor por la calidad del agua, relacionando su nivel con variaciones en el consumo de un bien privado específico (volumen de agua potable).⁷

Los objetivos específicos de nuestro trabajo incluyen: i) Modelación y estimación de la demanda residencial de agua potable en Lima y Callao para los años 2010 a 2014. Para ello se tomará la especificación de una demanda incompleta en la que el factor calidad bacteriológica es uno de los determinantes a considerar; además, siguiendo a Opaluch (1982), se discute si las elecciones de los consumidores responden de manera efectiva a la señal del precio marginal de este servicio o, si por causa de asimetrías de información, la variable relevante para la elección de consumo es el precio promedio; ii) a continuación, utilizando la propiedad de *integrabilidad de las preferencias* aplicada al caso de bienes sin mercado, calcularemos las medidas *hicksianas* de bienestar relevantes para el problema, prestando particular atención a los efectos de la no linealidad en precios presente en la demanda de consumo de agua potable.

⁶ No obstante, persisten limitaciones dentro de estas metodologías como su incapacidad para estimar valores de no uso de bienes o servicios sin mercado o la imposibilidad de estimar el valor económico de niveles de un atributo jamás experimentados.

⁷ Una consecuencia inevitable de este supuesto es que se niega la existencia de un valor asociado a la calidad del agua cuando esta se destina a usos doméstico alternativos (servicios higiénicos o la porción que se dedica a actividades como lavar, cocinar, ducharse, etc.).

El documento se organiza de la manera que sigue: en el capítulo 2 se desarrolla un breve repaso de la literatura que contiene algunos ejemplos de aplicaciones relevantes para el objeto de estudio; en el capítulo 3 se abordan los principales instrumentos teóricos requeridos para la modelación de la demanda residencial de agua potable, la discriminación del precio relevante para las decisiones del consumidor y el cálculo de las medidas de bienestar correspondientes; en el capítulo 4 se presenta una sucinta esquematización del marco regulatorio del sector agua y saneamiento en el Perú; el capítulo 5 presenta la derivación del modelo teórico propuesto; en el capítulo 6 se tratará los aspectos relativos a la fuente de información, la población de estudio y las variables utilizadas; en el capítulo 7 se presentan los resultados obtenidos y finalmente; en el capítulo 8 se discuten nuestras conclusiones y algunas recomendaciones de política.



2. REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura es abundante y diversa al abordar la cuestión acerca del valor económico de la calidad del agua. En términos del efecto de las variaciones de este atributo sobre el bienestar de las familias, la discusión puede separarse de manera muy general en dos grandes grupos: los trabajos que analizan el valor de la calidad del agua como insumo de ciertas actividades recreacionales que son de interés para el hogar y los trabajos que evalúan el efecto sobre el bienestar de los consumidores a partir de cambios en la calidad del agua que consumen y utilizan en actividades cotidianas.

Para el primer caso existen múltiples trabajos como por ejemplo el realizado por Bockstael y Kling (1988). Estos autores evalúan el efecto de mejoras en la calidad del agua asociadas a un conjunto de actividades recreativas. La principal contribución de este trabajo consiste en la manera cómo extiende el supuesto de complementariedad débil de las preferencias para abarcar un conjunto de bienes privados (actividades recreativas relacionadas al agua) potencialmente complementarios al atributo analizado.

Paralelamente, Bockstael y McConnell (1989) realizan un extenso análisis de las metodologías disponibles para estimar los efectos derivados de los cambios en la calidad del agua sobre la demanda por actividades recreativas que utilizan este recurso como principal insumo (pesca deportiva, etc.). Este trabajo distingue entre actividades recreativas que se realizan en uno solo o en múltiples locaciones sustitutas entre sí.

En la línea de investigación del presente trabajo, nuestro interés se centra más bien en evaluar el efecto en el bienestar producido por los cambios en la calidad del agua que consume directamente la familia. En esta dirección por ejemplo, Shaw et al (1999) combinan los enfoques directo e indirecto mediante la implementación de una encuesta sobre costos de viaje y otra de valoración contingente para aproximar la disposición a pagar (WTP) por mejoras en la calidad del agua en el caso de una misma muestra de hogares en Taipei (Taiwan). Los autores proponen enlazar estas dos dimensiones a través de la función de gasto con lo que son capaces de estimar la función de demanda por viajes y medidas de bienestar para mejoras en la calidad del agua del Río Tamshui. Un aspecto interesante de este trabajo es la aplicación práctica del enfoque de la integrabilidad de las preferencias para recuperar expresiones bien definidas para las medidas de bienestar *hicksianas* a partir de la función de gasto del hogar. De acuerdo con los resultados, se demuestra que el valor de uso es significativamente mayor cuando

las mejoras en la calidad del agua son importantes. Asimismo, el valor de no uso constituye la mayor proporción del valor económico de la calidad del agua para el sistema analizado.

Con una perspectiva basada enteramente en la revelación de las preferencias del consumidor, McConnell y Rosado (2000) calculan la WTP de las familias en Espírito Santo (Brasil) por acceder a mejoras en la calidad del agua potable. Para ello, los autores se valen de un modelo de demanda por atributos de manera tal que es posible inferir el valor económico que posee para la población el acceso a agua segura por medio del análisis de la disposición a pagar del hogar por acceder a agua hervida. Los resultados muestran una WTP de aproximadamente \$3 por mes.

Mi-Jung Um et al (2002) por otro lado, emplean el método de costos defensivos para estimar el valor de la calidad del agua en la ciudad de Busan (Corea). El trabajo argumenta que la población de estudio demuestra un factor de aversión a la calidad del agua que no se corresponde con los niveles efectivos reportados para este parámetro. Esta aversión se explicaría por la percepción de los consumidores. Los autores implementan entonces una encuesta directa para calcular este parámetro y proponen así una medida ajustada de los costos defensivos.

Khan (2014) calcula la elasticidad precio e ingreso de la demanda de agua para consumo humano directo así como la disposición a pagar de los usuarios por mejoras en la calidad de este recurso utilizando un enfoque de *Valoración Contingente* aplicado a la ciudad de Peshawar (Paquistán). Los resultados muestran que el agua es un bien normal y que, comparativamente hablando, las mejoras de calidad generan mayor bienestar en los grupos de bajos recursos.

Aziz et al (2015) analizan el efecto de la contaminación por arsénico de las aguas subterráneas en Bangladesh. El trabajo utiliza una combinación de datos secundarios e información primaria con un enfoque de gastos defensivos para estimar si los hogares rurales responden o no a las señales que indican el nivel de concentración de arsénico en el agua de pozo. A continuación, el estudio estima el costo de oportunidad de implementar las acciones defensivas en protección de la salud de los infantes presentes en el hogar.

En el ámbito local, Loyola y Soncco (2006) calculan la disponibilidad a pagar de los hogares de Lima y Callao por evitar contraer enfermedades o afecciones asociadas a la

calidad del agua. Para ello los autores utilizan el método de la función de producción de salud para estimar los beneficios no marginales por la mejora de la calidad ambiental. Los resultados obtenidos muestran que la WTP de los hogares es de aproximadamente 16,4 nuevos soles mensuales.



3. MARCO TEÓRICO

Este capítulo abordará los aspectos teóricos fundamentales para el desarrollo de la presente investigación. En primer lugar, se demostrará cómo a partir del *problema de la integrabilidad de las preferencias* es posible calcular medidas de bienestar *hicksianas* para el caso de bienes sin mercado. Este paso requiere suponer una estructura de preferencias tal que permita relacionar el comportamiento del consumidor con sus preferencias por este tipo de bienes. Para ello, siguiendo a Mällér (1974) y Larson (1991), se argumentará que es posible inferir el valor de uso de la calidad del agua potable a partir de la cantidad efectivamente demandada de este recurso.

En esta línea, se repasará a continuación los principales desarrollos teóricos en el modelamiento de la demanda residencial de agua potable prestando especial atención al problema de la no linealidad en la restricción presupuestaria y la percepción imperfecta de precios de parte de los consumidores. Finalmente, sobre la base de Ruijjs (2009), se tratará el problema del cálculo de las medidas de bienestar *hicksianas* en el caso de restricciones presupuestarias no lineales.

3.1. El problema de la integrabilidad de las preferencias aplicado a la valoración de bienes sin mercado

Existe un amplio desarrollo teórico en la literatura económica que ha sabido distinguir el valor económico de un bien de su correspondiente precio de mercado. El interés de esta distinción radica en que los cambios en el nivel de precios de uno o más bienes tienen un correlato en el bienestar del consumidor, y como tal, generan información de interés para la toma de decisiones o la formulación de políticas públicas.

La idea central consiste en evaluar el valor o el efecto sobre el bienestar que posee para el consumidor el cambio en el precio de un cierto bien. Para ello existen instrumentos económicos bien definidos en la literatura: por un lado se tiene el *Excedente del Consumidor (EC)* y por el otro las *medidas de bienestar hicksianas*, llámese la *Variación Compensada (VC)* y la *Variación Equivalente (VE)*. El *EC* representa la diferencia entre la disposición a pagar por una determinada cantidad de un bien y lo que efectivamente se paga por éste. Matemáticamente se expresa como el área bajo la curva

de demanda *marshalliana* definida entre p_0 y p_1 (el precio *ex ante* y el precio *ex post*, respectivamente).

$$EC = - \int_{p^0}^{p^1} x^m(p, p_{-1}, y) dp$$

En el caso de las medidas *hicksianas* por otra parte, el análisis del bienestar se basa en la comparación de la función de gasto del consumidor evaluada en diferentes situaciones. La *VC* es la máxima cantidad (definida en términos de un bien numerario que usualmente es el dinero) que un individuo está dispuesto a pagar para acceder a un cambio favorable, o la mínima cantidad que está dispuesto a aceptar como compensación por aceptar un cambio desfavorable.

De manera análoga, la *VE* es la máxima cantidad que un individuo estará dispuesto a pagar por evitar un cambio desfavorable, o la mínima cantidad que está dispuesto a aceptar como compensación por renunciar a un cambio favorable. Matemáticamente, estas medidas se representan como el área bajo la curva de demanda *hicksiana* entre p_0 y p_1 definidos para el nivel de utilidad *ex ante* y para el nivel de utilidad *ex post* respectivamente. Sea por ejemplo una pérdida de bienestar tal que $p_0 < p_1$.

$$VC = - \int_{p^0}^{p^1} x^h(p, p_{-1}, u^0) dp = E(p^0, p_{-1}, u^0) - E(p^1, p_{-1}, u^0)$$

$$VE = - \int_{p^0}^{p^1} x^h(p, p_{-1}, u^1) dp = E(p^0, p_{-1}, u^1) - E(p^1, p_{-1}, u^1)$$

Donde $E(.)$ es la función de gasto del consumidor. Es de notar que expresadas en términos de la función de gasto y siendo esta una transformación *monotónica* de la función de utilidad, las medidas de bienestar *hicksianas* constituyen formas directas de obtener medidas de bienestar, ya que éstas proporcionan un indicador monetario de la utilidad del individuo.

Desde los trabajos de Samuelson (1942) ha quedado bien establecido en la literatura que tanto la *VC* como la *VE* son las medidas correctas para estimar los cambios en el bienestar del consumidor.⁸ Por ello, sobre la base de estos conceptos, Hausman

⁸ Pese a la aparente viabilidad práctica del concepto del EC, la crítica de Samuelson resalta que el supuesto de utilidad marginal constante del ingreso, implícito en la evaluación del EC, no es aplicable en el análisis de

(1981) sugirió un método práctico para calcular las medidas de bienestar *hicksianas* a partir de la función de demanda *marshalliana*. Este consiste en relacionar la función de demanda *marshalliana* con la función de demanda *hicksiana* a través del *Lema de Shepard* para así poder estimar la función de gasto o la función indirecta de utilidad y, a partir de estas, obtener expresiones definidas para la VC y la VE.

Sea la demanda *marshalliana* $x^m = x^m(p, y)$ y la función de demanda *hicksiana* $x^h = x^h(p, u)$; por *Lema de Shepard* se tiene que:

$$\frac{\partial E(p, u)}{\partial p} = x^h(p, V(p, y)) = x^m(p, y)$$

Por tanto,

$$\frac{\partial E(p, u)}{\partial p} = x^m(p, E(p, u))$$

La expresión anterior es una ecuación diferencial de primer orden y su solución nos permite obtener la función de gasto como un arreglo de los precios de mercado (p) y un nivel de utilidad base (u) que se aproxima mediante la constante de integración. Esto es lo que se conoce en la literatura como el *problema de la integrabilidad de las preferencias*. La solución de este sistema de ecuaciones permitió a Hausman mostrar

variación de precios. Para ver esto en detalle podemos re-exresar el EC utilizando la Identidad de Roy de la siguiente manera:

$$EC = \int_{p^0}^{p^1} \frac{V_p(p, p_{-1}, y)}{\lambda(p, p_{-1}, y)} dp$$

Donde V_p es la derivada de la función de utilidad indirecta respecto del precio y λ es el *Multiplicador Lagrangiano* que representa la utilidad marginal del ingreso que se asume constante. La anterior expresión nos lleva entonces a calcular el EC como el cambio en la utilidad indirecta del consumidor valorizado en términos monetarios de la siguiente manera:

$$EC = \left(\frac{1}{\lambda}\right)[V_p(p^1, p_{-1}, y) - V_p(p^0, p_{-1}, y)]$$

Si ahora aplicamos la crítica de Samuelson por la que λ no es constante para el cambio de precios, entonces esta se trata de una función que no puede ser extraída de la integral. Con esto la expresión para EC queda definida como una integral inexacta que carece de sentido económico.

El problema se complica todavía más al considerar el cambio en el precio de más de un solo bien. En este caso se demuestra que la senda de integración de la demanda *marshalliana* no es independiente del precio con lo que el resultado del EC cambia según se reordene la secuencia de variación múltiple de los precios. Al respecto, cabe recordar que la condición necesaria para que la senda de integración sea independiente es que la integral sea exacta, lo que en el razonamiento de Samuelson no es verdadero debido a λ .

En contraste, las medidas hicksianas se evalúan en términos de la función de gasto que solo depende de los precios y la utilidad por lo que el resultado obtenido aplicando el Lema de Shepard es una integral exacta y por tanto independiente. Para mayor detalle, véase Bockstael y McConnell (2007).

una manera empíricamente aplicable de evaluar el efecto sobre el bienestar de los individuos ocasionado por un cambio en los precios de un bien.

En una serie de trabajos LaFrance (1985; 1986; 1990; 2004) extendió el análisis de integrabilidad al caso de sistemas de demanda incompletos para diferentes formas funcionales de la ecuación de demanda *marshalliana*.⁹ Como su nombre lo indica, este análisis centra la atención en la demanda de un grupo de bienes que conforman un subgrupo del conjunto presupuestario del consumidor. Este enfoque no solo toma ventaja de la posible falta de información necesaria para caracterizar un sistema de demanda completo, sino que además no requiere de asumir uniformidad en la especificación de la función de demanda para los bienes que no son de interés en el análisis.

En cada especificación, LaFrance emplea las condiciones de simetría de la *Matriz de Slutsky* para identificar las restricciones necesarias sobre los parámetros que son consistentes con la integrabilidad del sistema. Mediante estas restricciones se demuestra que es posible resolver un sistema de ecuaciones diferenciales que permite recuperar la estructura de la función de gasto con respecto de los precios y las preferencias implícitas del consumidor.

LaFrance nota que para el caso de sistemas de demanda incompletos no es posible hablar de *integrabilidad global* de las preferencias del consumidor. Este concepto hace referencia a la existencia de una función de utilidad que es continua, monótona y cuasi-cóncava definida sobre el espacio de *todos* los bienes que determinan el conjunto de preferencias del consumidor. Por el contrario, con un sistema incompleto de demandas se flexibiliza el análisis introduciendo la noción de *integrabilidad local* definido sobre una función de utilidad bien comportada en la vecindad del sistema de demandas (incompleto) observado para el caso en que se cumplen las siguientes condiciones:

- Las funciones de demanda observadas son homogéneas de grado cero en los precios y el ingreso.
- Las cantidades demandadas son no negativas.
- El ingreso es mayor que el gasto total en los bienes de interés.
- La (sub) *Matriz de Sustitución de Slutsky* es *simétrica y semi definida negativa*.

⁹ Este análisis fue posteriormente extendido por von Haefen (2002) para el caso de sistemas de demanda incompletos que incluyen como variable dependiente el gasto o la proporción del gasto.

Sea $x = (x_1, \dots, x_n)$ un vector de los niveles de consumo del conjunto de bienes (observado) que es de interés para el analista y sea $p = (p_1, \dots, p_n)$ el correspondiente vector de precios. Además se tiene un vector $z = (z_1, \dots, z_m)$ que representa el consumo de todos los demás bienes y $r = (r_1, \dots, r_m)$ el vector de precios respectivo. La condición de homogeneidad de la demanda se alcanza normalizando los precios y el ingreso mediante un deflactor general de precios $\Pi(r)$ que representa el costo de los z bienes que no forman parte del análisis.¹⁰ De tal forma, la demanda *marshalliana* para los bienes de interés es una función de los precios y del ingreso deflactados, tal que:

$$x_i = x^i(p, r, y); \quad i = 1, \dots, n.$$

Del mismo modo, se tiene el conjunto de demandas de los bienes no observados por el investigador, tal que:

$$z_j = z^j(p, r, y); \quad j = 1, \dots, m.$$

Se desea entonces identificar el conjunto de parámetros que identifican el sistema incompleto de demanda de x que es consistente con las condiciones de integrabilidad y además se desea conocer la estructura implícita de las preferencias del consumidor sobre x . Aplicando el Teorema de la Dualidad se tiene por condición:

$$\frac{\partial E(p, r, u)}{\partial p} = x^h(p, r, u) \equiv x^h[p, r, (E(p, r, u))]$$

Donde x^h continua siendo el vector de dimensión n que representa el conjunto de demandas *hicksianas* de x , $E(\cdot)$ es la función de gasto deflactada y u representa el nivel de utilidad. Si suponemos que se cumplen las condiciones de integrabilidad para el subsistema de n demandas de x , al integrar la ecuación anterior se obtiene lo que Hausman denominó *función de cuasi – gasto* que depende de p , r y de una constante de integración no conocida que depende a su vez del nivel de utilidad u y del precio r de los m bienes no considerados.

$$E(p, r, u) = \tilde{E}(p, r, \theta[u, r])$$

¹⁰ Por regla general se asume que $\Pi(r)$ se expresa como una función continua y doblemente diferenciable, estrictamente creciente en algún r , linealmente homogéneo, y cóncavo para cualquier sub conjunto no vacío de los precios de z .

La *función de cuasi-gasto* contiene toda la información necesaria para el cálculo de medidas de bienestar para cambios en p y para evaluar las preferencias del consumidor por el conjunto de x .

En un trabajo posterior, LaFrance y Hanemann (1989) concluyen que el análisis de *integrabilidad local* permite inferir que las relaciones de dualidad entre las porciones recuperables de la función de gasto, la función de utilidad indirecta y la función de utilidad directa son análogos al caso de sistemas de demanda completos. Asimismo, demuestran que es posible calcular medidas de bienestar *hicksianas* bien definidas para el caso de sistemas de demanda incompletos y que además es posible recuperar la estructura de preferencias del consumidor condicionada a los bienes de interés.

Como un punto adicional, LaFrance y Hanemann concluyeron también que no es correcto aplicar el método de Hausman cuando el interés se centra en evaluar el efecto en el bienestar asociado a cambios en parámetros que no se determinan en el mercado como es el caso de la calidad ambiental (q). Esto ocurre, según se explica, porque a diferencia del modelo convencional en el que los agentes modifican su demanda de bienes en función a la variación de los precios correspondientes y de su ingreso, la calidad ambiental es una mercancía que no se elige libremente sino que su consumo se determina de manera exógena.

Bajo esta óptica, el problema para la metodología de Hausman aplicado al caso de bienes sin mercado es que la estructura de preferencias del modelo convencional no permite recoger la influencia que posee q sobre las decisiones del consumidor. Como resultado, lo que se tiene es que la constante que resulta de la integración sobre el precio no es independiente de q . Formalmente:

$$E(p, r, q, u) \equiv \tilde{E}(p, q, \theta[u, r, q])$$

Siguiendo el análisis anterior $\tilde{E}(\cdot)$ es la *función de cuasi – gasto* que representa el componente de la función de gasto que es paramétricamente identificable, mientras que $\theta(\cdot)$ es la constante de integración que es desconocida pero que se sabe que depende a la vez tanto del nivel de u como de q además del precio r de los otros bienes que no son de interés.

Para analizar con más detalle este punto podemos partir del cálculo de la Variación compensada (VC) correspondiente a una mejora en q desde q^0 hasta q^1 .

$$VC(\Delta q) = - \int_{q^0}^{q^1} \frac{\partial E(p, r, q, u)}{\partial q} dq = E(p, r, q^0, u^0) - E(p, r, q^1, u^0)$$

Entonces, si se desea conocer cuál es la respuesta del consumidor para variaciones en el nivel de q , lo que se tiene es que sin mayor conocimiento acerca de $\theta(\cdot)$ resulta imposible calcular cualquier medida de bienestar.

$$\frac{\partial E(p, r, q, u)}{\partial q} = \frac{\partial \tilde{E}(p, r, \theta[u, r, q])}{\partial q} + \left(\frac{\partial \tilde{E}(p, r, \theta[u, r, q])}{\partial \theta} \right) \left(\frac{\partial \theta(u, r, q)}{\partial q} \right)$$

Para resolver este problema se requiere imponer alguna restricción sobre la estructura de preferencias del consumidor tal que haga posible inferir como cambian las elecciones cuando se altera q . Esto es, se requiere establecer una relación de preferencias entre q y al menos uno de los bienes que son elegidos libremente por el consumidor.¹¹

Larson (1991) sugirió utilizar el supuesto de *complementariedad débil* de las preferencias introducido originalmente por Mäller (1974). Según este, las variaciones en el nivel de q afectan la utilidad marginal que proporciona el consumo de al menos uno de los bienes de mercado x , lo que a su vez altera la elección del individuo acerca de qué cantidad de x demandar. Por tanto cuando la demanda por x es cero, las variaciones en el nivel de q no afectarán el nivel utilidad del consumidor.

Tal como lo definió Mäller, el supuesto de *complementariedad débil* es una propiedad de las preferencias. Su implementación práctica requiere sin embargo que el bien x que se considera *débilmente complementario* a q sea no esencial, es decir, que el área bajo la curva de demanda *hicksinana* de x sea finita, lo que implica a su vez que la compensación requerida por el consumidor para eliminar totalmente el consumo de x debe ser también finita. Para que se cumpla la condición de no esencialidad de x debe

¹¹ Una aproximación alternativa la podemos encontrar en Ebert (2007) en el contexto de los modelos de producción doméstica. De acuerdo con este enfoque, cuando la tecnología de producción es conocida y cuando el bien público es solamente un insumo de producción (o lo que es lo mismo, cuando el bien público no es un argumento de la función de utilidad), es posible recuperar las preferencias originales del consumidor a partir del sistema de ecuaciones que configura su demanda por los bienes privados. Esto se logra mediante la imposición de restricciones a la Matriz de Sustitución de Slutsky y la inclusión de una ecuación adicional al sistema de demanda que presenta la disposición a pagar marginal del consumidor. La ventaja de esta aproximación es que no requiere imponer ningún supuesto sobre la estructura de preferencias del consumidor.

existir un *Choke Price* o *Precio de Exclusión* para el que la demanda de x es igual a cero.¹²

Sobre la base de este supuesto, Larson argumenta que cuando se cumple que la *Matriz de Sustitución de Slutsky* es *semidefinida negativa* para un sistema incompleto de demandas, la función de demanda *hicksiana* es decreciente en p por lo que existe una función de demanda inversa tal que $P = P(x^h, r, q, u)$. Entonces, sea el *Choke Price hicksiano* igual a $\hat{P} = \hat{P}(0, r, q, u)$, Larson define el supuesto de *complementariedad débil* en términos de la función de gasto de la siguiente manera:

$$\frac{\partial E(\hat{P}(0, r, q, u), r, q, u)}{\partial q} \equiv 0$$

Utilizando este supuesto y por el *Teorema Fundamental del Cálculo* se demuestra que cambios en q no tienen efectos sobre el bienestar del consumidor cuando el consumo de x se mantiene constante en cero.

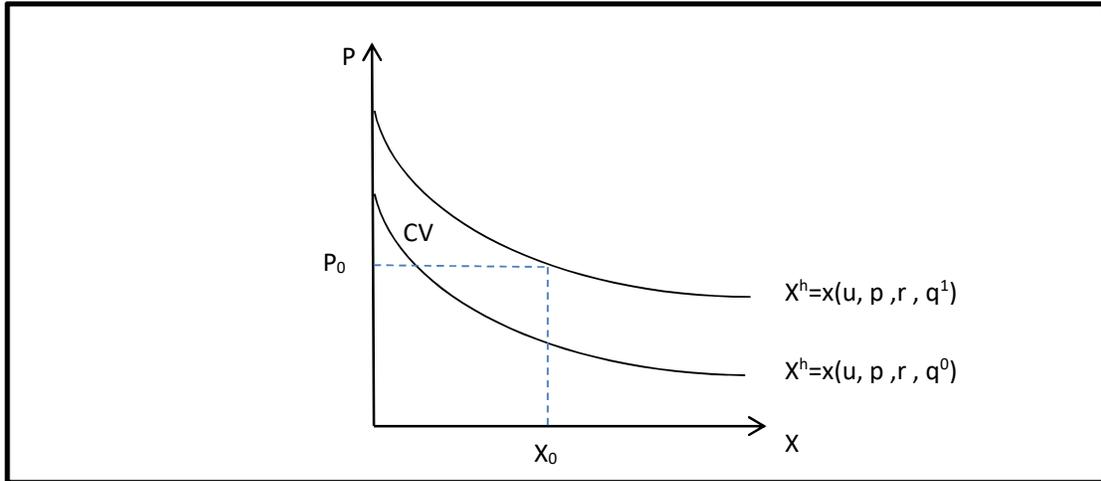
$$\int_{q^1}^{q^0} \frac{\partial E(\hat{P}(0, r, q, u), r, q, u)}{\partial q} dq = E(\hat{P}(q^0), r, q^0, u) - E(\hat{P}(q^1), r, q^1, u) \equiv 0$$

Con esta condición se tiene que la *VC* por un cambio en q es igual al área entre dos curvas de demanda *hicksianas* condicionadas en los diferentes niveles de q .

$$VC(\Delta q) = \int_p^{\hat{P}(q^1)} x^h(p, r, q^1, u) dp - \int_p^{\hat{P}(q^0)} x^h(p, r, q^0, u) dp$$

¹² La literatura sostiene que el supuesto de complementariedad débil de las preferencias no es empíricamente verificable y por el contrario se trata de una hipótesis que debe ser argumentada por el propio investigador. Existen sin embargo dos situaciones bien definidas que pueden llevar a que el supuesto de complementariedad débil sea no aplicable. La primera se da cuando q posee un valor intrínseco que genera utilidad de manera directa para el consumidor, independientemente del valor indirecto que puede generar a través del consumo de bienes de mercado. En una situación así, no todo el valor de q puede ser inferido a partir del área bajo la curva de demanda compensada por x . El segundo caso se da cuando los bienes de mercado que son complementarios a q son muy numerosos o difíciles de identificar. Como resultado, el área bajo una sola curva de demanda *hicksiana* subestimaría el verdadero valor de q mientras que la verdadera secuencia de áreas bajo las curvas de demanda *hicksianas* no puedan ser medidas. Para mayor detalle sobre este punto véase Bockstael & McConnell (2007).

Figura N° 02: Variación Compensada (VC) medida como el área entre dos curvas de demanda hicksiana



Fuente: Adaptado a partir de Bockstael y McConnell (2007)

Donde:

$$VC(\Delta q) = [E(\hat{P}(q^1), r, q^1, u) - E(p, r, q^1, u)] - [E(\hat{P}(q^0), r, q^0, u) - E(p, r, q^0, u)]$$

Reordenando la expresión anterior:

$$VC(\Delta q) = [E(p, r, q^0, u) - E(p, r, q^1, u)] - [E(\hat{P}(q^0), r, q^0, u) - E(\hat{P}(q^1), r, q^1, u)]$$

Recordando la condición de *complementariedad débil* es posible eliminar el segundo término de la ecuación anterior, con lo que la expresión de la VC para un cambio en q se define simplemente como:

$$VC(\Delta q) = [E(p, r, q^0, u) - E(p, r, q^1, u)]$$

En términos del problema de integrabilidad, Larson muestra que el supuesto de *complementariedad débil* añade una segunda integral sobre q que permite obtener una representación paramétrica de $\theta(\cdot)$ haciendo posible por tanto calcular el consecuente cambio en la función de gasto del consumidor.

$$\frac{\partial E(\hat{P}(0, r, q, u), r, q, u)}{\partial q} = \frac{\partial \tilde{E}(\hat{P}, r, q, \theta(u, r, q))}{\partial q} + \left(\frac{\partial \tilde{E}(\hat{P}, r, q, \theta(u, r, q))}{\partial \theta} \right) \left(\frac{\partial \theta(u, r, q)}{\partial q} \right) \equiv 0$$

Integrando la expresión anterior se puede despejar $\theta(u, r, q) = \theta(\varnothing(u, r); q)$, donde $\theta(\cdot)$ es ahora una función conocida y $\varnothing(u, r)$ es la constante de integración que es desconocida e independiente de p y de q . Con estas condiciones, Larson concluye que es posible recuperar las preferencias del consumidor por bienes sin mercado y por tanto calcular las medidas de bienestar *hicksianas* a partir de cualquier especificación de una función de demanda *marshalliana*.¹³

3.2. Demanda residencial de agua potable cuando existe percepción imperfecta de precios

Existe un importante cuerpo de literatura teórica alrededor de los modelos de demanda residencial de agua potable.¹⁴ En general, el reconocimiento acerca de la escasez de este recurso ha relevado la necesidad de garantizar su asignación óptima en el sistema de mercado. Para ello, la señal de precios o, en términos más acordes a este sector, la tarificación de los servicios de agua y saneamiento (A&S) constituyen el principal determinante de la demanda doméstica.

De acuerdo con Arbués (2003), la determinación de las tarifas de A&S tiene por objetivo lograr la asignación óptima del recurso, promover la eficiencia, la equidad, la mejora de la salud pública, la conservación del medio ambiente, la estabilidad financiera, la simplicidad, la aceptación pública y la transparencia en la rendición de cuentas.

Según la literatura, los esquemas de tarifas más comunes son tres: tarifas constantes, tarifas crecientes por bloque y tarifas decrecientes por bloque. En el caso de las tarifas constantes los usuarios pagan un mismo precio por cada unidad de consumo (usualmente medida en metros cúbicos m^3); para las tarifas crecientes se paga un precio mayor por la última unidad consumida dentro de cada bloque de consumo, mientras que lo contrario ocurre en el caso de las tarifas decrecientes. Adicionalmente, en cualquiera de estos casos es posible añadir un *cargo fijo* que tiene por objetivo recuperar los costos de inversión en los que ha incurrido la empresa prestadora de A&S para instalar, ampliar

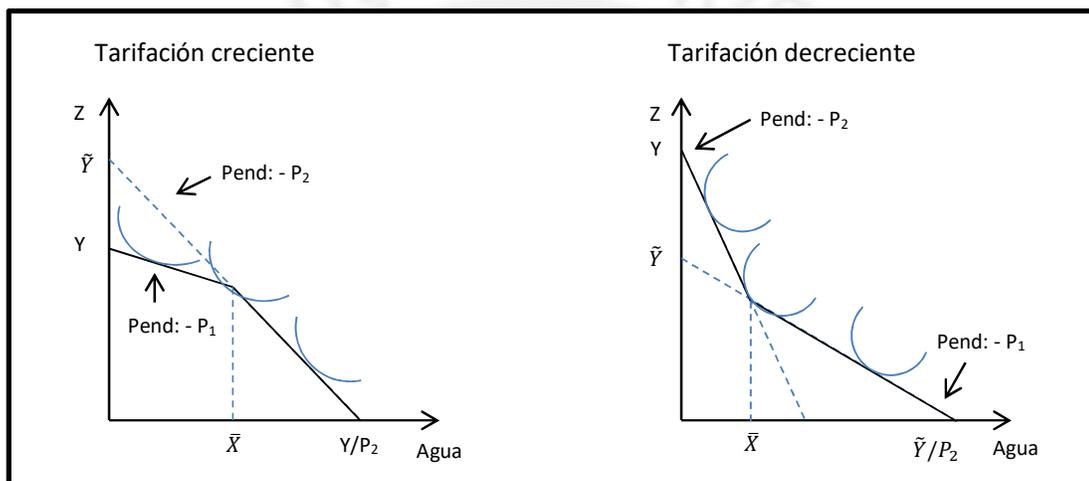
¹³ No obstante, de la condición de no esencialidad del bien x se deriva que la especificación de la función de demanda debe ser tal que la curva de demanda corte al eje de precios (lo que garantizaría que existe un *Choke Price* bien definido). Esto lleva a descartar especificaciones como el modelo doble logarítmico que asume que el bien analizado es totalmente esencial o, en otros casos, a incorporar restricciones sobre los parámetros de la ecuación. Para mayor detalle respecto de las restricciones y estrategias disponibles para incorporar el supuesto de complementariedad débil en un sistema de demandas véase von Haefen (2007).

¹⁴ Véase por ejemplo Arbués et al (2003) para un repaso acerca de la literatura más relevante sobre este tópico.

o mejorar la infraestructura necesaria para prestar el servicio (redes de distribución, plantas de tratamiento, etc.).

La inclusión de una estructura tarifaria en bloques implica considerar una *no linealidad* en el precio de uno de los bienes preferidos por el consumidor (el agua), lo que a su vez nos lleva a alterar el conjunto presupuestario y por tanto la manera como el consumidor toma sus decisiones. Con tarifas crecientes el conjunto presupuestario se convierte en una secuencia convexa de subconjuntos presupuestarios, donde cada segmento del conjunto posee una pendiente cada vez más pronunciada. Cuando se trata de tarifas decrecientes por otro lado, la secuencia constituye más bien un conjunto no convexo en el que cada segmento tendrá una pendiente cada vez más plana.¹⁵

Figura N° 03: Maximización de la utilidad bajo tarificación a dos bloques



Fuente: Adaptado a partir de Cavanagh y Hanemann (2002).

En el modelo convencional de optimización de la utilidad, los consumidores igualan el precio marginal con la utilidad marginal del consumo para decidir qué cantidad demandar. Pero cuando se tiene un conjunto presupuestario no lineal en el precio de un bien, el beneficio marginal del consumo es igual al precio marginal únicamente para el primer segmento de la restricción presupuestaria. Esto es, para los subsiguientes bloques de consumo el precio pagado por cada unidad es diferente al precio marginal.

En términos de la Figura N° 03, si consideramos el caso de una tarificación creciente a dos bloques (el número de bloques de consumo puede ser todavía mayor) entonces la

¹⁵ Debido a la naturaleza del presente trabajo y a las características de nuestra población de estudio, en lo siguiente centraremos nuestro interés en el análisis exclusivo de la estructura de tarifas crecientes.

recta presupuestaria relevante para el consumidor está compuesta por el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$y = p_1x + z \quad ; \text{ Para } x \leq \bar{x}$$

$$y = p_1\bar{x} + p_2(x - \bar{x}) + z \quad ; \text{ Para } x > \bar{x}$$

Donde y es el ingreso, x el consumo de agua potable, z el consumo de otros bienes y p_i el precio de x para cada bloque de consumo $i = 1, 2$.¹⁶ Dado que se trata de una tarificación por bloque creciente $p_2 > p_1$. Esta restricción demuestra que todo consumo por debajo del umbral \bar{x} , se tarifa al precio p_1 ; cuando el consumo es superior al umbral \bar{x} el usuario pagará p_1 por las \bar{x} primeras unidades de consumo y p_2 por el consumo excedente $(x - \bar{x})$.

De acuerdo con Nordin (1976) una restricción presupuestaria como la descrita puede re expresarse como una restricción presupuestaria estándar de la siguiente manera:

$$y = p_2x - \bar{x}(p_2 - p_1) + z$$

El segundo miembro del lado derecho de la ecuación se conoce como el *Diferencial de Nordin* y representa la diferencia entre lo que un usuario que consume en el segundo bloque habría pagado si todo este consumo se hubiera tarifado al precio p_2 y lo que pagó de manera efectiva bajo la estructura tarifaria en bloque. Este *diferencial* puede añadirse al ingreso del consumidor para obtener el llamado *Ingreso Virtual* (\hat{y}). Esto es, el *diferencial de Nordin* se interpreta como una transferencia que se añade al ingreso del consumidor tal que:

$$y = p_1x + z \quad ; \text{ Para } x \leq \bar{x}$$

$$\hat{y} = p_2x + z \quad ; \text{ Para } x > \bar{x}$$

Donde $\hat{y} = y + \bar{x}(p_2 - p_1)$.

De tal forma, con el *Ingreso Virtual* se hace posible utilizar el precio marginal para estimar la función de demanda, donde \hat{y} corrige por el hecho de que las \bar{x} primeras unidades de consumo se facturaron al precio p_1 . Con este arreglo, el problema de optimización relevante para el consumidor se expresa como:

¹⁶ El precio de Z se ha normalizado tal que $p_z = 1$.

$$\underset{x; z}{\text{Max}} \{U(x, z) / \hat{y} = px + z\}$$

Donde el *diferencial* es igual a cero si $x \leq \bar{x}$ (lo que implica que $\hat{y} = y$). De la solución de este problema se obtienen las *demandas condicionadas de agua potable*, llamadas de esta manera porque están condicionadas a la elección de un determinado bloque de consumo.

$$\begin{aligned} x^1 &= x(p_1, p_z, y) && ; \text{ Para } x \leq \bar{x} \\ x^2 &= x(p_2, p_z, \hat{y}) && ; \text{ Para } x > \bar{x} \end{aligned}$$

Diversos autores tales como Moffitt (1990), Bachrach y Vaughan (1994), Cavanagh y Hanemann (2002) entre otros, advierten que la no linealidad en el precio añade un segundo problema clave para la estimación de la demanda de agua potable. Tal es que al existir un esquema de tarifación en bloque los consumidores eligen de manera simultánea la cantidad de agua que desean consumir y el precio que van a pagar por esta, dando origen a un problema de determinación endógena en ambas variables.¹⁷

En lo que constituye una interesante discusión analítica, autores como Opaluch (1982), Shin (1985), Chicoine y Ramamurthy (1986); Chicoine, Deller y Ramamurthy (1986), Nieswiadomy y Molina (1991), Binet et al (2012) entre otros, destacan que la formulación de Nordin asume de manera implícita que los consumidores disponen de información perfecta y que por tanto son capaces de reaccionar a variaciones del precio marginal y a cambios en el *precio inframarginal* (medido por el aumento en el ingreso debido al *diferencial de Nordin*). No obstante, si los consumidores no están al tanto de la estructura tarifaria empleada por las empresas proveedoras (debido quizá a la falta de información suficiente acerca de la estructura tarifaria, a la complejidad de la tarifación por bloque o por la dificultad para entender los recibos facturados), entonces la variable relevante para la toma de decisiones no es el precio marginal sino el *precio promedio* del servicio.

Cuando los usuarios están conscientes solo del consumo total y del gasto total en agua potable, entonces es de esperar que respondan a una percepción de *precio*

¹⁷ Posteriormente entraremos en mayor detalle acerca de las estrategias disponibles en la literatura para lidiar con este problema. De manera preliminar podemos adelantar que estas se agrupan en los métodos de estimación por variables instrumentales y la modelación de elecciones discreto / continuas.

promedio antes que a los diferentes *precios marginales* dentro de la estructura tarifaria. Sobre esta premisa, Opaluch (1982) desarrolló un modelo teórico que permite someter a prueba la hipótesis respecto de cuál de las dos medidas de precio (marginal o promedio) es la variable relevante para las elecciones del consumidor.

Según Opaluch (1984, págs. 418-419), ya sea que el consumidor reconozca el precio marginal o el precio promedio, sus elecciones de consumo ante una variación de precios son consecuencia de la estructura de precios tarifados por la empresa prestadora. Así por ejemplo, si el consumidor percibe solo el precio promedio y la empresa prestadora varía el precio p_1 para el primer bloque de consumo, el usuario responderá a este cambio a través de la variación correspondiente en el precio promedio.

En el caso de un individuo que consume en el segundo bloque donde el precio marginal es p_2 , Opaluch argumenta que si un individuo dispone de información perfecta respecto de la estructura tarifaria entonces será capaz de reconocer que un cambio en p_1 no afectará el nivel de sus transacciones en el margen (ya que él se encuentra consumiendo en el segundo bloque), sino únicamente el nivel de su ingreso disponible para gastar en otras mercancías.

Formalmente esto quiere decir que ante una variación de p_1 , el consumidor perfectamente informado experimentará únicamente un *efecto renta* en el sentido de *Slutsky*. Si por el contrario ocurre una variación en p_2 , entonces sí se afectará el valor de la transacción marginal y el consumidor perfectamente informado experimentará ahora tanto un *efecto renta* como un *efecto sustitución*. Si se trata por otra parte con un individuo que solo percibe el precio promedio, entonces este experimentará el *efecto renta* y el *efecto sustitución* independientemente de que la variación en el precio promedio provenga de un cambio en p_1 o en p_2 .

A partir de este análisis Opaluch sugiere separar el *efecto sustitución* y el *efecto renta* de una variación de precios de manera que sea posible someter a prueba si el consumidor experimenta un *efecto sustitución* cuando varía p_1 . Si existe este efecto, entonces el individuo no es un optimizador perfectamente informado. Con el fin de instrumentalizar esta conclusión, Opaluch deriva la siguiente expresión para la función de demanda:¹⁸

¹⁸ Para una derivación más detallada de esta expresión, véase la sección A de los Anexos.

$$x = \beta_0 + \beta_1 p_2 + \beta_2 \left[\frac{(p_1 - p_2)\bar{x}}{x} \right] + \beta_3 [y - p_2 x - (p_1 - p_2)\bar{x}] + \beta_4 p_z$$

Nótese que para un usuario que consume en el segundo bloque la expresión para el precio promedio (p_a) se obtiene de dividir el gasto total entre la cantidad consumida, de donde se tendrá que:

$$p_a = \frac{p_1 \bar{x} + p_2 (x - \bar{x})}{x} = p_2 + \frac{(p_1 - p_2)\bar{x}}{x}$$

Luego si el consumidor está perfectamente informado y reacciona al precio marginal, entonces $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 = 0$. En otras palabras, el cambio en la cantidad demandada como consecuencia de una variación en el precio marginal p_2 es igual a β_1 , con lo que la expresión para la función de demanda es comparable con lo postulado por Nordin.¹⁹ Si por el contrario el consumidor responde a variaciones en el precio promedio, entonces $\beta_1 = \beta_2 < 0$ y la función de demanda se reduce a:

$$x = \beta_0 + \beta_1 p_a + \beta_3 [y - p_2 x - (p_1 - p_2)\bar{x}] + \beta_4 p_z$$

La discriminación entre ambos modelos de comportamiento se realiza mediante las siguientes pruebas de hipótesis:

Cuadro N° 02

Test 1	Test 2
$H_0: \beta_2 = 0$	$H_0: \beta_1 = \beta_2$
$H_1: \beta_2 \neq 0$	$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$

Fuente: Adaptado a partir de Opaluch (1982)

De tal manera, la comprobación de estas dos hipótesis da origen a cuatro posibles resultados:

¹⁹ Nótese que la expresión de Opaluch para lo que sería el ingreso virtual incluye además del convencional *diferencial de Nordin* el término $-p_2 x$. Estimaciones de Chicoine y Ramamurthy (1986) concluyen que esta variación en la especificación no es significativamente distinta de la expresión que considera el diferencial usual.

Cuadro N° 03

Resultado	Descripción
Se rechazan las dos hipótesis nulas.	Los datos son inconsistentes con los dos modelos de comportamiento.
H₀ de Test 1 no se puede rechazar. H₀ de Test 2 se rechaza.	El consumidor reacciona al precio marginal (información perfecta).
H₀ de Test 1 se rechaza. H₀ de Test 2 no se puede rechazar.	El consumidor reacciona al precio promedio (información imperfecta).
No es posible rechazar ninguna de las dos hipótesis nulas.	$\beta_1 = \beta_2 = 0$; consumidor no reacciona al precio.
	$\beta_1 \neq 0$ y β_2 no es significativamente distinto de cero ni de β_1 ; resultado indeterminado. Algunos consumidores pueden reaccionar al precio marginal y otros al precio promedio.

Fuente: Adaptado a partir de Opaluch (1982)

Una crítica usual al enfoque de Opaluch estriba en su incapacidad para generar conclusiones concretas en el caso en que se rechazan las dos hipótesis nulas. Nieswiadomy y Molina (1991) también llaman la atención respecto de la imposibilidad de obtener respuestas claras en el caso en que el consumidor reacciona a una combinación del precio promedio y del precio marginal. Por último, Opaluch (1984, pág. 420) advierte también que el problema de simultaneidad en la determinación del precio y la cantidad demandada continua presente incluso cuando el consumidor responde solamente al precio promedio.

Una segunda aproximación, muy aludida en la literatura, la encontramos en Shin (1985). Shin introdujo la noción del *precio percibido* (p_p) que se explica como una función no lineal del precio marginal (p_m), el precio promedio (p_a) y de un *parámetro de percepción* (k).

$$p_p = p_m \left(\frac{p_a}{p_m} \right)^k$$

Shin explica que si k es igual a 0 el *precio percibido* será igual al precio marginal; si en cambio k es igual a 1 el *precio percibido* será igual al precio promedio; mientras que un valor de k entre 0 y 1 reflejaría que el *precio percibido* se ubica entre el precio promedio y el precio marginal. Además, Nieswiadomy y Molina (1991) apuntan que si la

estructura de tarifas en bloque es creciente, entonces un k mayor a 1 significaría que el *precio percibido* es menor al precio promedio que a su vez es menor al precio marginal; si por otro lado k es negativo, entonces el *precio percibido* es mayor al precio marginal que a su vez es mayor al precio promedio.²⁰

Según Shin, la especificación del *precio percibido* es una mejora respecto de las aproximaciones previas pues la introducción del *parámetro de percepción* k facilita obtener estimaciones consistentes bajo cualquier hipótesis de comportamiento del consumidor. No obstante, a diferencia de la prueba de Opaluch, la elección de la forma funcional para el *precio percibido* no se deriva de un modelo estructural sino que más bien fue elegida arbitrariamente para adaptarse a la forma específica de una función de demanda *log-lineal* utilizada por Shin.

$$\begin{aligned} \ln x &= \beta_0 + \beta_1 \ln p_p + \beta_2 \ln p_z + \beta_3 \ln y \\ \ln x &= \beta_0 + \beta_1 \ln \left[p_m \left(\frac{p_a}{p_m} \right)^k \right] + \beta_2 \ln p_z + \beta_3 \ln y \\ \ln x &= \beta_0 + \beta_1 \ln p_m + \beta_1 k \ln \left(\frac{p_a}{p_m} \right) + \beta_2 \ln p_z + \beta_3 \ln y \end{aligned}$$

Estimando esta función de demanda se hace posible obtener una estimación para k con la especificación:

$$\begin{aligned} \ln x &= \beta_0 + \beta_1(1 - k) \ln p_m + \beta_1 k \ln p_a + \beta_2 \ln p_z + \beta_3 \ln y \\ \ln x &= \beta_0 + \tilde{\beta}_{1a} \ln p_m + \tilde{\beta}_{1b} \ln p_a + \beta_2 \ln p_z + \beta_3 \ln y \end{aligned}$$

Donde: $\tilde{\beta}_{1a} = \beta_1(1 - k)$ y $\tilde{\beta}_{1b} = \beta_1 k$; con lo que: $k = \frac{\tilde{\beta}_{1b}}{\tilde{\beta}_{1a} + \tilde{\beta}_{1b}}$

La contribución de Shin resulta especialmente interesante pues parametriza el efecto de la percepción imperfecta de precios sobre la demanda del consumidor. No obstante, tal como notan Binet et al (2014), el modelo no proporciona una especificación correcta de la demanda en el caso en que k es igual a 0 y el precio relevante es el precio marginal. En esta situación, la especificación del ingreso carece de la corrección por el *diferencial de Nordin*, necesaria para estandarizar la restricción presupuestaria cuando existen no linealidades en el precio.

²⁰ Para el caso de una estructura de tarifas decreciente, un $k > 1$ significa que el precio percibido es mayor al precio promedio que a su vez es mayor al precio marginal; mientras que si $k < 0$ entonces el precio percibido es menor al precio marginal que a su vez es menor que el precio promedio.

Un argumento similar puede esgrimirse para el caso en que k es igual a 1 y el precio relevante es el precio promedio (tal como Opaluch apunta, el ajuste del ingreso permite separar el efecto sustitución y el efecto renta para ambas especificaciones). Al respecto, Shin argumentó que el precio percibido incluye también una medida *parcial* del *diferencial de Nordin* incorporada en el precio promedio (1985, pág. 593).

3.3. Análisis de bienestar con restricciones no lineales

El análisis de bienestar desarrollado en secciones precedentes descansa sobre el principio general de que los precios reflejan directamente los costos marginales de producción. Sin embargo, cuando el objeto de análisis está constituido por bienes que poseen una estructura de precios en bloque, como es el caso del agua potable, esta condición no se cumple lo que complejiza el análisis y la construcción de medidas adecuadas para representar el bienestar del consumidor.

En esta sección, presentaremos el esquema general de las metodologías desarrolladas para calcular el bienestar de consumidor para variaciones en precios no lineales de bienes privados. Para ello, se utilizará principalmente la propuesta desarrollada por Ruijis (2009). Posteriormente, en el capítulo 5, propondremos una adaptación de este método al caso de bienes sin mercado.

El análisis de bienestar bajo conjuntos presupuestales no lineales ha sido tratado en profundidad por Reiss y White (2006), Ruijis (2009) y también por You y Lim (2013). Al respecto estos autores exploran métodos relativamente similares para evaluar el bienestar del consumidor cuando varía la estructura de precios del bien afectado por la no linealidad. Para ello, se propone corregir la forma cómo se calcula la expresión para las medidas de bienestar *hicksianas* adaptando el cálculo de la función de gasto y de la función de utilidad indirecta para incluir la no linealidad del precio en el análisis.

Ruijis (2009) en particular, parte de la propuesta desarrollada por Hausman (1981) y propone un interesante método para calcular medidas de bienestar *hicksianas* cuando la restricción presupuestaria es no lineal en precios y la especificación de la demanda

marshalliana es una función lineal.²¹ Para ello, sugiere en primer lugar evaluar el bienestar del consumidor únicamente sobre la base de la *VE* pues esta, sostiene, sería una medida de bienestar más apropiada que la *VC* en el caso en que se analiza el cambio en el bienestar generado por un cambio en múltiples precios.²²

En segundo lugar, Ruijjs muestra cómo adaptar el método de Hausman para recuperar la *función de gasto* (o *cuasi – gasto*) y la función de utilidad indirecta (o *cuasi - utilidad indirecta*). Para efectos descriptivos, considérese nuevamente una estructura de precios para dos bloques donde $p_b = (p_1, p_2)$ tal que p_i es el precio marginal en el bloque de consumo $i = 1, 2$. Por *Teorema de la Dualidad* se tiene que la *VE* para un cambio en la estructura de precios por bloque desde p_b^0 a p_b^1 , con $p_b^0 < p_b^1$, se define como:²³

$$VE = E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) - E^b(p_b^1, p_{-1}, u^1)$$

$$VE = E^b(p_b^0, p_{-1}, u^1) - y$$

Donde $E_b(\cdot)$ es la función de gasto relevante para el caso en que el consumidor enfrenta una estructura de precios en bloque. Sea x_e la cantidad demandada de x que es consistente con la curva de indiferencia $u^1 = V(p_b^1, p_{-1}, y)$ y con el nivel de precios e ingreso $p = (p_b^0, p_{-1})$ y $y_e = E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1)$, respectivamente. Según Ruijjs, la definición

²¹ En capítulos posteriores revisaremos brevemente la implicancia de la especificación lineal de la función de demanda.

²² Según Mas-Collé et al (1995, pág. 86) esto ocurre porque la *VC* calcula el bienestar del consumidor sobre la base de los nuevos precios y del nivel de utilidad original; por el contrario, la *VE* evalúa el bienestar del consumidor con respecto de los precios iniciales y del nivel de utilidad final. Análiticamente, cuando se evalúa un cambio de p^0 a p^1 o p^2 la diferencia en la *VC* será igual a:

$$VC(p^0, p^1, u^0) - VC(p^0, p^2, u^0)$$

$$= [E(p^0, p_{-1}, u^0) - E(p^1, p_{-1}, u^0)] - [E(p^0, p_{-1}, u^0) - E(p^2, p_{-1}, u^0)]$$

$$= E(p^2, p_{-1}, u^0) - E(p^1, p_{-1}, u^0)$$

Este resultado no implica necesariamente un correcto ordenamiento de los equilibrios cuando el bienestar se evalúa en p^1 y luego en p^2 . Por otra parte, la diferencia en la *VE* para el mismo caso es:

$$VE(p^0, p^1, u^1) - VE(p^0, p^2, u^2):$$

$$= [E(p^0, p_{-1}, u^1) - E(p^1, p_{-1}, u^1)] - [E(p^0, p_{-1}, u^2) - E(p^2, p_{-1}, u^2)]$$

$$= [E(p^0, p_{-1}, u^1) - y] - [E(p^0, p_{-1}, u^2) - y]$$

$$= E(p^0, p_{-1}, u^1) - E(p^0, p_{-1}, u^2)$$

Por tanto, con la *VE* tan solo se requiere utilizar p^0 para evaluar el bienestar del consumidor y además hace posible también realizar comparaciones entre las dos situaciones (bajo p^1 o p^2) a fin de determinar cuál es la que produce un mayor bienestar para el individuo.

²³ Nótese que el subíndice se utiliza para referenciar el bloque de consumo mientras que el supra índice indica la variación del precio entre el nivel base (0) y el nivel final (1).

de $E_b(\cdot)$ dependerá del segmento de la restricción presupuestaria en que ocurra x_e . Por tanto se tienen tres casos posibles:

- a) $x_e = x_e(p_1^0, p_{-1}, E(p_1^0, p_{-1}, u^1))$ ocurre en el primer segmento de la restricción presupuestaria:

$$E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) = E(p_1^0, p_{-1}, u^1); \quad \text{si } x = x(p_1^0, p_{-1}, E(p_1^0, p_{-1}, u^1)) \leq \bar{x}$$

$$u^1 = V(p_1^1, p_{-1}, y); \quad \text{si } x_e = x(p_1^1, p_{-1}, y) \leq \bar{x}$$

Por tanto, la VE asemeja el caso convencional: $VE(\Delta p_b) = E(p_1^0, p_{-1}, u^1) - y$

- b) $x_e = x_e(p_2^0, p_{-1}, E(p_2^0, p_{-1}, u^1))$ ocurre en el segundo segmento de la restricción presupuestaria: El usuario requerirá una cantidad adicional para consumir en x_e . Este ajuste será igual al *diferencial de Nordin*.

$$E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) = E(p_2^0, p_{-1}, u^1) + \bar{x}(p_1^0 - p_2^0); \quad \text{si } x = x(p_2^0, p_{-1}, E(p_2^0, p_{-1}, u^1)) \geq \bar{x}$$

$$u^1 = V(p_2^1, p_{-1}, \tilde{y} = y - \bar{x}(p_1^1 - p_2^1)); \quad \text{si } x_e = x(p_2^1, p_{-1}, y - \bar{x}(p_1^1 - p_2^1)) \geq \bar{x}$$

Por tanto: $VE(\Delta p_b) = E(p_2^0, p_{-1}, u^1) + \bar{x}(p_1^0 - p_2^0) - y$

- c) x_e ocurre en el punto de quiebre \bar{x} de la restricción presupuestaria: Se trata de un equilibrio en el que la tangencia con la curva de indiferencia u^1 se da en un punto tal que ocurre al mismo tiempo que $x = x(p_1^0, p_{-1}, E(p_1^0, p_{-1}, u^1)) > \bar{x}$ para la restricción presupuestaria de pendiente p_1^0 , mientras que, $x = x(p_2^0, p_{-1}, E(p_2^0, p_{-1}, u^1)) < \bar{x}$ para la restricción presupuestaria de pendiente p_2^0 .

De acuerdo con Ruijjs, el objetivo en esta situación consiste en derivar el precio \bar{p} y el ingreso $\bar{y} = E(\bar{p}, p_{-1}, u^1)$ para el que la cantidad demandada es \bar{x} . El nivel de \bar{p} y de \bar{y} dependerá a su vez de si el nivel de demanda luego del cambio de precio (x_1) se localiza en un punto de corte o en uno de los segmentos de la restricción presupuestaria.

- Si x_e y x_1 se ubican en un punto de corte: Se debe cumplir que la demanda por los x_{-1} bienes restantes es igual a: $x_{-1} = y - p_1^1 \bar{x} = E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) - p_1^0 \bar{x}$

Se despeja: $E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) = y + \bar{x}(p_1^0 - p_1^1)$

Por tanto: $VE(\Delta p_b) = \bar{x}(p_1^0 - p_1^1)$

- Si x_e se ubica en un punto de corte y x_1 en un segmento de la restricción presupuestaria: Sean las siguientes funciones de demanda para \bar{x} y x_1 :

$$\bar{x} = \alpha + \beta \bar{p} + \gamma \bar{y} \quad y \quad x_1 = \alpha + \beta p_1^1 + \gamma \tilde{y}_i^0$$

Además, se deberá cumplir que: $V(p_i^1, \tilde{y}_i^0) = V(\bar{p}, \bar{y})$; donde:

- $\tilde{y}_1^0 = y$; si x_1 se ubica en el segmento 1
- $\tilde{y}_2^0 = y - \bar{x}(p_1^1 - p_2^1)$; si x_1 se ubica en el segmento 2

De la condición $V(p_i^1, \tilde{y}_i^0) = V(\bar{p}, \bar{y})$ y asumiendo una especificación lineal para la función de demanda *marshalliana*.²⁴

$$e^{-\gamma p_i^1} \left[\tilde{y}_i^0 + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_i^1 + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right] = e^{-\gamma \bar{p}} \left[\bar{y} + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta \bar{p} + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right]$$

$$\gamma e^{-\gamma p_i^1} \left[\gamma \tilde{y}_i^0 + \alpha + \beta p_i^1 + \frac{\beta}{\gamma} \right] = \gamma e^{-\gamma \bar{p}} \left[\gamma \bar{y} + \alpha + \beta \bar{p} + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

$$e^{-\gamma p_i^1} \left[x_1 + \frac{\beta}{\gamma} \right] = e^{-\gamma \bar{p}} \left[\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

$$e^{\gamma \bar{p}} \left[x_1 + \frac{\beta}{\gamma} \right] = e^{\gamma p_i^1} \left[\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

$$\bar{p} = p_i^1 + \frac{1}{\gamma} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

Reemplazamos \bar{p} en la función de gasto:

$$E(\bar{p}, p_{-1}, u^1) = \bar{y}$$

$$E(\bar{p}, p_{-1}, u^1) = \frac{1}{\gamma} (\bar{x} - \alpha - \beta \bar{p})$$

²⁴ Para una función de demanda lineal como $x = \alpha + \beta p + \gamma y$, la función de utilidad indirecta tiene la forma general: $V(p, y) = e^{-\gamma p} \left[y + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right]$

$$E(\bar{p}, p_{-1}, u^1) = \frac{1}{\gamma} \left(\bar{x} - \alpha - \beta \left[p_i^1 + \frac{1}{\gamma} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] \right] \right) + \tilde{y}_i^0 - \tilde{y}_i^0$$

$$E(\bar{p}, p_{-1}, u^1) = \tilde{y}_i^0 + \frac{1}{\gamma} (\bar{x} - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

Por tanto, la función de gasto para los precios en bloque es:²⁵

$$E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) = E(\bar{p}, p_{-1}, u^1) - \bar{x}(\bar{p} - p_1^0)$$

Y finalmente, la VE:

$$VE(\Delta p_b) = E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) - y$$

$$VE(\Delta p_b) = \tilde{y}_i^0 + \frac{1}{\gamma} (\bar{x} - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] - \bar{x}(\bar{p} - p_1^0) - y$$

$$VE(\Delta p_b) = (y - \bar{x}(p_1^1 - p_i^1)) + \frac{1}{\gamma} (\bar{x} - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] - \bar{x}(\bar{p} - p_1^0) - y$$

$$VE(\Delta p_b) = (-\bar{x}(p_1^1 - p_i^1)) + \frac{1}{\gamma} (\bar{x} - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

$$- \bar{x} \left(\left\{ p_i^1 + \frac{1}{\gamma} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] \right\} - p_1^0 \right)$$

$$VE(\Delta p_b) = -p_1^1 \bar{x} + \frac{1}{\gamma} (\bar{x} - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] - \bar{x} \left(\left\{ \frac{1}{\gamma} \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] \right\} - p_1^0 \right)$$

$$VE(\Delta p_b) = \bar{x}(p_1^0 - p_1^1) + \frac{1}{\gamma} (\bar{x} - x_1) - \frac{1}{\gamma} \left(\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma} \right) \ln \left[\frac{\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

²⁵ El segundo miembro del lado derecho de la expresión para la función de gasto con precios en bloque se obtiene a partir de la condición $x_{-1} = \bar{y} - \bar{p}\bar{x} = E_b(p_b^0, p_{-1}, u^1) - p_1^0 \bar{x}$.

4. LA REGULACIÓN EN EL SECTOR AGUA Y SANEAMIENTO EN EL PERÚ

La Superintendencia Nacional de Servicios de Saneamiento (SUNASS) es el ente regulador responsable de velar por el bienestar de los consumidores y lograr un desempeño eficiente de los mercados de prestación de los servicios de agua y saneamiento (A&S). A la fecha existen 50 Empresas Prestadoras de Servicios de Saneamiento (EPS) a nivel nacional que son responsable de la atención y servicio a las zonas urbanas del país bajo la regulación de la SUNASS.

Las EPS se dividen por grupos según el número de conexiones administradas:

Cuadro N°04: Clasificación de las EPS según el número de conexiones de agua potable administradas

Tipo de EPS	Número de EPS	Conexiones administradas de agua potable	% de conexiones de agua
SEDAPAL	1	Más de un millón	42
Grandes	16	De 40,000 a 1 millón	44
Medianas	13	De 15,000 a 40,000	10
Pequeñas	20	Menos de 15,000	5
Total			100

Fuente: SUNASS (2013)

La literatura establece que la regulación pública en el sector de A&S se justifica debido a la presencia del fallo del mercado: *Monopolio Natural*. Esta estructura de mercado se caracteriza porque la tecnología de la industria es tal que el consumidor puede ser atendido por una sola empresa al menor costo posible. En ese sentido, la existencia de *economías de escala* y de *economías de ámbito* para este sector, en conjunto con importantes barreras a la entrada en la forma de significativos costos de inversión, configuran una estructura que para el caso peruano se puede considerar verticalmente desintegrada y horizontalmente fragmentada.²⁶

En este marco, el rol de la SUNASS como ente regulador cobra clara importancia al generar instrumentos y mecanismos para inducir un determinado comportamiento en las EPS que sea consistente con el bienestar social.

²⁶ A nuestro conocimiento, a la fecha no se ha realizado un estudio concreto de la estructura del sector A&S para el caso peruano. Sin embargo, para mayor referencia acerca de estudios e investigaciones acerca de economías de escala y de ámbito en el sector véase SUNASS (2011).

De acuerdo con SUNASS (2011) el esquema regulatorio del sector de A&S en el Perú utiliza el enfoque de Regulación por Costos o Tasa de Retorno (RTR). El enfoque RTR establece la tarifa a partir de estimar para la empresa una tasa de rentabilidad sobre la inversión que obtendría la EPS en el largo plazo actuando en un mercado competitivo. El objetivo es lograr una situación de *second-best* en la que la tarifa de los servicios iguala al coste medio de la empresa. Sin embargo este ejercicio requiere que el Regulador reconozca correctamente todos los costos económicos en que incurre la EPS para prestar el servicio, estimando los ingresos necesarios para cubrirlos y ajustando la tarifa cada vez que la variación de costos e ingresos no garanticen la tasa de retorno establecida.

La literatura sostiene que el esquema RTR es eficiente cuando existe incertidumbre o los concesionarios son muy adversos al riesgo de eventos negativos. Además, para el caso del sector saneamiento, se considera que RTR fomenta la eficiencia en la asignación e impulsa la calidad del servicio. Por otro lado, dado que el cambio tecnológico en esta industria suele ser lento, el esquema resulta más adecuado para regular por costos.

La principal crítica al enfoque RTR consiste en que este esquema ofrecería incentivos a las EPS para capitalizarse en exceso generando una ineficiencia productiva (SUNASS, 2011, pág. 94). Este es el llamado *Efecto Averch-Johnson* que consiste en que las empresas reguladas por RTR no tienen incentivos de reducir sus costos, ya que encuentran óptimo utilizar mucho capital en relación con otros insumos, lo que ocasionaría que el producto de la empresa se genere a costos más altos, elevando los costos medios y por tanto, sus ingresos bajo regulación.

Para evitar este problema y asegurar la eficiencia productiva, SUNASS establece metas de gestión (niveles de calidad del agua, cobertura y continuidad del servicio, tratamiento de las aguas residuales) y sugiere un programa de inversiones para las EPS, ambos en concordancia con las tarifas aprobadas. Además, en la medida en que SUNASS lo crea conveniente, puede determinar el grado de eficiencia de las inversiones que ha realizado la empresa y disminuir con un criterio técnico la cuantía del valor neto de los activos, para de este modo no cargar en la tarifa costos ineficientes de inversión. Esta discrecionalidad desincentiva el *Efecto Averch-Johnson*.

El instrumento regulatorio utilizado por la autoridad se basa en el adecuado diseño de las tarifas que la EPS puede cobrar a los usuarios por los servicios que provee. Según

SUNASS (2011), la regulación tarifaria de los servicios de A&S en el Perú utiliza como fundamento teórico el enfoque de tarifas binomiales y el de tarifas en bloques, tal como se explica a continuación:

“En primer lugar, los precios de los servicios de agua y alcantarillado se dan través de la tarificación en dos partes, en que se cuida que el cargo fijo resultante al que se enfrentará el usuario no sea mayor que su excedente como consumidor. En segundo lugar, la tarifa correspondiente al cargo variable sigue una estructura de bloques crecientes de consumo, la cual a su vez diferencia a los tipos de usuarios del servicio. Para esa diferenciación, SUNASS empieza con el reconocimiento de dos clases: clase residencial y la clase no residencial. La clase residencial incorpora a las categorías social y doméstica, mientras que la clase no residencial incluirá a la categoría estatal, comercial e industrial. La diferenciación por tipo de usuario tiene por objetivo que los usuarios no pobres paguen un cargo variable mayor que el de los usuarios pobres. El criterio técnico detrás de esto –que complementa el principio de equidad social– es que los usuarios pobres poseen una elasticidad precio de demanda mucho más inelástica que los usuarios no pobres (Ortiz y Bendezú, 2006). Asimismo se considera que los que más consumen son los que tienen un mayor ingreso.” (SUNASS, 2011, pág. 89)

Por medio del enfoque de tarifas binomiales, SUNASS asegura que la EPS reciba un ingreso fijo por el número de conexiones activas. Al mismo tiempo, se genera un incentivo para que la EPS incremente sus indicadores de micromedición a fin de poder facturar en concordancia con el volumen consumido por los usuarios. Luego, a través del enfoque de tarifas en bloque, la diferenciación de usuarios generará el llamado esquema de subsidio cruzado, por el que el consumo de los usuarios de la categoría social y los primeros rangos de la categoría doméstica es subsidiado por la tarifa aplicada a los últimos rangos de la categoría doméstica y por los usuarios no residenciales.

Una crítica importante al esquema de subsidios regulado por la SUNASS recae sobre el supuesto inicial acerca de la capacidad de pago de los usuarios. Este supuesto establece que los usuarios con mayor consumo son aquellos que tienen también un mayor ingreso. El problema con esta idea es que no toma en cuenta consideraciones relativas a la “necesidad del consumo” que relativizan el volumen consumido por los usuarios. Así por ejemplo, es de esperarse que una familia que pertenece a un estrato socioeconómico bajo y que cuenta con numerosos miembros requiera un mayor consumo de agua que una familia de dos personas ubicada en un estrato socioeconómico mayor. En tal situación este mayor requerimiento de consumo no obedece a una mayor disponibilidad de pago de los usuarios.

Es así que a partir del año 2015 un número de EPS ha iniciado el proceso de actualización de su estructura tarifaria para el periodo regulatorio 2015 – 2020 incorporando en esta ocasión un criterio de *focalización* para la determinación del subsidio cruzado entre usuarios. La ejecución de este nuevo esquema se realiza sobre la base del *Sistema de Focalización de Hogares* (SISFHO) que provee información sobre los perfiles socioeconómicos de todos los hogares a nivel nacional. De esta manera, se busca “(...) permitir a los usuarios en situación de pobreza el acceso a un consumo de subsistencia o volumen de agua potable mínimo.” (SUNASS, 2015, pág. 43)



5. EL MODELO

Nuestro estudio buscará aproximar una medida conservadora de la disposición a pagar (WTP) de los hogares por evitar una reducción del nivel de una característica que se considera tradicionalmente como un *bien sin mercado*, a saber, la calidad bacteriológica del agua potable que se consume de manera directa en el hogar. Para ello se propone a continuación un enfoque basado en las *preferencias reveladas* por los consumidores a través de la variación en la cantidad que demandan de agua potable.

El análisis postula que existe una relación de *complementariedad débil*, en el sentido de Mäller (1974), entre la calidad bacteriológica del agua potable y la cantidad (volumen) demandada o consumida de este bien. Por tanto, se dice que las variaciones en la calidad del agua poseen un efecto relevante para el bienestar del consumidor solamente en la medida en que la demanda residencial de agua potable sea positiva.²⁷

Para garantizar la condición de *no esencialidad* requerida por el supuesto de *complementariedad débil*, consideraremos un sistema incompleto de demandas en el que la cantidad demandada de agua potable es sensible a la variación en el precio de un conjunto de bienes considerados como potencialmente sustitutos del agua de consumo directo: el agua mineral y los jugos envasados y otros similares.

Sea $x = (x_{AP}, x_B, x_{JG})$ el vector de cantidades demandadas de agua potable, agua mineral y jugos envasados, respectivamente, y sea $p = (p_{AP}, p_B, p_{JG})$ el correspondiente vector de precios de mercado. Sea q una función de la calidad bacteriológica del agua potable que es débilmente complementario a x_{AP} pero independiente de x_B y x_{JG} . Además, sea $z = (z_1, \dots, z_n)$ un bien numerario que representa el consumo de todos los demás bienes que son preferidos por el consumidor y cuyos precios están dados por $r = (r_1, \dots, r_n)$.

²⁷ Nuestro enfoque implica suponer que la calidad bacteriológica del agua posee únicamente un valor de uso para los consumidores. Al mismo tiempo, una consecuencia inevitable de este supuesto es que se niega la existencia de un valor de uso de la calidad del agua cuando esta se destina a otras actividades domésticas además del consumo directo (agua utilizada por los servicios higiénicos o la porción que se dedica a actividades como lavar, cocinar, ducharse, etc.). Dentro de este conjunto de usos alternativos, la principal atención podría centrarse en el agua que se usa para lavar los alimentos o para cocinar. No obstante, consideramos plausible abstraernos de ello y delimitar el valor de uso de la calidad del agua a aquel que se deriva únicamente de su consumo directo como bebida.

Se conoce que x_{AP} posee una estructura de precios por bloque creciente, con cuatro bloques de consumo bien definidos, tal que el conjunto presupuestario es no lineal en el precio y además convexo. Adicionalmente, el consumo de x_{AP} está sujeto también al pago de un *cargo fijo* de consumo (cf). La ecuación de costo resultante para x_{AP} es de la forma:

$$p(x_{AP}) = \begin{cases} cf + p_1 x_{AP} & ; \text{si } 0 \leq x_{AP} \leq \bar{x} \\ cf + p_1 \bar{x} + p_2 (x_{AP} - \bar{x}) & ; \text{si } \bar{x} < x_{AP} \leq \hat{x} \\ cf + p_1 \bar{x} + p_2 (\hat{x} - \bar{x}) + p_3 (x_{AP} - \hat{x}) & ; \text{si } \hat{x} < x_{AP} \leq \tilde{x} \\ cf + p_1 \bar{x} + p_2 (\hat{x} - \bar{x}) + p_3 (\tilde{x} - \hat{x}) + p_4 (x_{AP} - \tilde{x}) & ; \text{si } \tilde{x} < x_{AP} \end{cases}$$

Si replanteamos la restricción presupuestaria en términos del *Diferencial de Nordin* (di) se obtiene:

$$y = \begin{cases} cf + p_1 x_{AP} + px + z & ; \text{si } 0 \leq x_{AP} \leq \bar{x} \\ cf + p_2 x_{AP} + [\bar{x}(p_1 - p_2)] + px + z & ; \text{si } \bar{x} < x_{AP} \leq \hat{x} \\ cf + p_3 x_{AP} + [\bar{x}(p_1 - p_2) + \hat{x}(p_3 - p_2)] + px + z & ; \text{si } \hat{x} < x_{AP} \leq \tilde{x} \\ cf + p_4 x_{AP} + [\bar{x}(p_1 - p_2) + \hat{x}(p_3 - p_2) + \tilde{x}(p_4 - p_3)] + px + z & ; \text{si } \tilde{x} < x_{AP} \end{cases}$$

Donde $px = p_B x_B + p_{JGX} x_{JGX}$. Siguiendo la literatura, el cargo fijo se toma como un monto fijo que se deduce directamente de los ingresos del hogar.

De acuerdo con LaFrance y Hanemann (1989), en el marco de un sistema incompleto de demandas para x , las preferencias del consumidor pueden representarse por una *función de utilidad homotéticamente separable*:

$$\underset{x; z}{\text{Max}} U(x, z) = \{\bar{u}[x, q; f(z)] / \tilde{y} = p(x_{AP}) * x_{AP} + px + z\}$$

Donde \tilde{y} es el *Ingreso Virtual* que corrige la restricción presupuestaria por la no linealidad en el precio del agua potable. La *condición de homogeneidad de grado cero* de la demanda de x se alcanza normalizando los precios y el ingreso mediante un deflactor general de precios $\Pi(r)$ que representa el costo de los z bienes que no forman parte del análisis.²⁸ De tal forma, la demanda *marshalliana* para los bienes de interés es una función de los precios y del ingreso virtual deflactados, tal que:

²⁸ Por regla general se asume que $\Pi(r)$ se expresa como una función continua y doblemente diferenciable, estrictamente creciente en algún r , linealmente homogéneo, y cóncavo para cualquier sub conjunto no vacío de los precios de z .

$$x_i = x^i \left(\frac{p}{\Pi(r)}, \frac{\tilde{y}}{\Pi(r)}, \frac{r}{\Pi(r)} \right) \approx x_i = x^i(p, \tilde{y}); \quad i = AP; B; JG.$$

Se asume una especificación lineal para la función de demanda *marshalliana* de agua potable tal como se sugiere en los trabajos de Opaluch (1982), Bendezú y Ortiz (2006), Bendezú (2007), Ruijjs (2009), You y Lim (2013), entre otros.

La función de demanda lineal ha sido criticada en la literatura pues asume implícitamente la existencia de un *Choke Price* que contradice el carácter *esencial* que usualmente se atribuye a la demanda de agua potable (véase por ejemplo Hewitt & Hanemann (1995), Cavanagh & Hanemann (2002), Binet et al (2012), entre otros). No obstante, tal como apunta Ruijjs (2009), la especificación lineal de la demanda implica también la existencia de niveles de saciedad en el consumo para precios muy bajos lo que resulta intuitivamente correcto. Esta idea se refuerza al considerar la existencia de bienes potencialmente sustitutos en la forma de agua embotellada o jugos envasados y similares.

Asimismo, tal como demuestra Opaluch (1982; 1984), la especificación lineal admite someter a prueba de hipótesis la relevancia del *precio marginal* del agua potable como variable de decisión frente a la alternativa del *precio promedio*. Finalmente, en palabras de Ruijjs:

“(...) there is no theoretical evidence that any of the functional forms would be best. Moreover, it can be argued that the demand function does not have to be linear over the full range of prices, as long as it is (approximately) linear over the range of prices considered.” (Ruijjs, 2009, pág. 165)

Comenzaremos por definir una especificación para la función *marshalliana* de demanda de agua potable similar a la propuesta por Opaluch (1982) y ajustada por Chicoine y Ramamurthy (1986) para el caso de n bloques de consumo.

$$x_{AP} = \alpha + \beta_1 p_b + \beta_2 \left[\frac{\sum_{j=1}^{b-1} (p_j - p_{j+1}) \bar{x}_j}{x_{AP}} \right] + \gamma \left[y - \sum_{j=1}^{b-1} (p_j - p_{j+1}) \bar{x}_j \right] + \delta q + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$$

Donde se tienen $b = 1, \dots, n$ bloques de consumo y además se incluye un vector f que representa las características observables del hogar.

A partir de esta forma funcional someteremos a prueba la hipótesis de que la variable de elección relevante para los hogares es el precio marginal p_m utilizando las pruebas y criterios de decisión sugeridos por Opaluch (1982) (véase los Cuadros N° 02 y N° 03 del capítulo 3 para mayor referencia).

Una vez se ha discriminado cuál es el precio relevante (el precio marginal o el precio promedio), nuestra función de demanda se reduce a:

$$x_{AP} = \alpha + \beta_1 p_b + \gamma \left[y - \sum_{j=1}^{b-1} (p_j - p_{j+1}) \bar{x}_j \right] + \delta q + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$$

$$x_{AP} = \alpha + \beta_1 p_b + \gamma \tilde{y} + \delta q + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$$

Donde p_b puede ser igual al precio marginal o al precio promedio.

Con esta ecuación es posible recuperar las expresiones para la *función de cuasi – gasto* y para la *función de cuasi – utilidad indirecta*. Siguiendo la propuesta de Hausman (1981) y Larson (1991) se tienen los resultados de la derivación para el caso en que la restricción presupuestaria es totalmente lineal, posteriormente, introduciremos los ajustes que puedan ser necesarios en cada caso.²⁹

- *Choke – Price hicksiano:*

$$\hat{p} = \left(\frac{1}{\gamma} \right) \ln \left(\frac{\beta}{\gamma^2 \theta(q, u)} \right)$$

- Constante de integración:

$$\theta(u, q) = \phi(u) e^{\left(\frac{\delta y}{\beta} \right) q}$$

- Función de cuasi – gasto:

$$\tilde{E}(p, q, u) = \phi(u) e^{\left(\frac{\gamma}{\beta} \right) (\delta q + \beta p)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p + \delta q + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

- Función de cuasi – utilidad indirecta:

$$V(p, q, m) = \left[y + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p + \delta q + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right] e^{-\left(\frac{\gamma}{\beta} \right) (\delta q + \beta p)}$$

²⁹ La derivación completa de las expresiones para el Choke Price, la función de cuasi – gasto y la función de cuasi – utilidad indirecta puede revisarse en la Parte B de los Anexos.

Nótese que gracias al supuesto de *complementariedad débil* se hace posible parametrizar la constante de integración (θ) y aislar así el componente variable relativo a la calidad del agua (q) del componente constante referido a la utilidad (ϕ).

Tal como sugieren Mas-Collel et al (1995) y Ruijjs (2009), cuando se analiza el efecto sobre el bienestar del consumidor generado por un cambio en múltiples precios, la medida correcta de bienestar es la *VE*.³⁰ Ya que nuestro objetivo consiste en calcular la *disposición a pagar (WTP)*, el escenario correcto para el análisis en función a la *VE* es el que considera una reducción en el nivel de calidad del agua potable (una pérdida de bienestar) de q^0 a q^1 ($q^0 > q^1$). Nótese que el nivel de gasto necesario para obtener un nivel de utilidad dado aumenta cuando disminuye la calidad ambiental. Es decir, se requiere de más dinero para alcanzar el mismo nivel de bienestar ya que la calidad ambiental se ha reducido.³¹

$$VE(\Delta q) = E_b(p_b, \tau, q^0, u^1) - E_b(p_b, \tau, q^1, u^1) < 0$$

$$VE(\Delta q) = - \int_{q^0}^{q^1} x^h(p_b, \tau, q, u^1) dq$$

Donde $E_b(\cdot)$ es la función de gasto correspondiente a la estructura en bloque de los precios del agua potable, $p_b = p_{AP}$ es el precio del agua potable según el bloque de consumo y $\tau = (p_b, p_{JG})$.

Definimos \hat{p}_b como el *Choke Price* de la demanda de agua potable. Tomando en cuenta el supuesto de *complementariedad débil* de las preferencias, se debe cumplir que:

$$- \int_{q^0}^{q^1} \frac{\partial E_b(\hat{p}_b, \tau, q, u^1)}{\partial q} dq = E_b(\hat{p}_b, \tau, q^0, u^1) - E_b(\hat{p}_b, \tau, q^1, u^1) \equiv 0$$

Definimos ahora la *VE* para un aumento del precio del agua potable desde el precio corriente p_b^0 hasta el *Choke Price* \hat{p}_b ($\hat{p}_b > p_b^0$), para diferentes niveles de q .

$$VE(\Delta p, q^0) = E_b(\hat{p}_b, \tau, q^0, u^1) - E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) = \int_{p_b^0}^{\hat{p}_b} x^h(p_b, \tau, q^0, u^1) dp$$

³⁰ Véase la nota de pie de página número 23 en el capítulo 3.

³¹ La *VE* es negativa lo que representa una pérdida de bienestar por la reducción en la calidad del agua.

$$VE(\Delta p, q^1) = E_b(\hat{p}_b, \tau, q^1, u^1) - E_b(p_b^0, \tau, q^1, u^1) = \int_{p_b^0}^{\hat{p}_b} x^h(p_b, \tau, q^1, u^1) dp$$

La VE por una reducción en la calidad del agua es la diferencia entre ambas medidas de bienestar, es decir, el área acotada entre las curvas de demanda *hicksianas* evaluadas entre el precio corriente y el *Choke Price*, para distintos niveles de q :

$$VE(\Delta q) = \int_{p_b^0}^{\hat{p}_b(q^1)} x^h(p_b, \tau, q^1, u^1) dp - \int_{p_b^0}^{\hat{p}_b(q^0)} x^h(p_b, \tau, q^0, u^1) dp$$

Re expresando en términos de la *función de cuasi - gasto*:

$$VE(\Delta q) = [E_b(\hat{p}_b, \tau, q^1, u^1) - E_b(p_b^0, \tau, q^1, u^1)] - [E_b(\hat{p}_b, \tau, q^0, u^1) - E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1)]$$

Por *complementariedad débil* sabemos que $E_b(\hat{p}, \tau, q^1, u^1) = E_b(\hat{p}, \tau, q^0, u^1)$, luego:

$$VE(\Delta q) = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) - E_b(p_b^0, \tau, q^1, u^1)$$

$$VE(\Delta q) = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) - y$$

Llamamos x_e a la cantidad demandada de x que es consistente con la curva de indiferencia $u^1 = V(p_b^0, \tau, q^1, y)$, con el nivel de calidad del agua q^0 , con los precios $p = (p_b^0, \tau)$ y con un ingreso igual a $y_e = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1)$. Según Ruijjs (2009), la definición de $E_b(\cdot)$ dependerá del segmento de la restricción presupuestaria en que ocurra x_e . Las tres posibles situaciones son:

- a) $x_e = x_e(p_1^0, \tau, q^0, E_b(p_1^0, \tau, q^0, u^1))$ se sitúa en el primer segmento de la restricción presupuestaria:

$$E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) = E(p_1^0, \tau, q^0, u^1) \quad ; \quad \text{si } x = x(p_1^0, \tau, q^0, E(p_1^0, \tau, q^0, u^1)) \leq \bar{x}$$

$$u^1 = V(p_b^0, \tau, q^1, y) = V(p_1^0, \tau, q^1, y) \quad ; \quad \text{si } x_e = x(p_1^0, \tau, q^1, y) \leq \bar{x}$$

Empleando la *función de cuasi - gasto* y la *función de cuasi utilidad – indirecta* derivadas anteriormente podemos obtener:³²

³² El detalle de la derivación algebraica puede consultarse en la Parte C de los Anexos.

$$VE(\Delta q) = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) - y$$

$$VE(\Delta q) = \left\{ u^1(\cdot) e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_1^0)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p_1^0 + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right] \right\} - y$$

$$VE(\Delta q) = e^{\left(\frac{\gamma \delta}{\beta}\right)(q^0 - q^1)} \left[\left(\frac{x_1}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right] - \left[\left(\frac{x_0}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right]$$

Donde $x_i = x_i(p_1^0, \tau, q^i, y)$

- b) $x_e = x_e(p_b^0, \tau, q^0, E(p_b^0, \tau, q^0, u^1))$ ocurre en el segmento $b > 1$ de la restricción presupuestaria: El consumidor requerirá una cantidad adicional para consumir en x_e que será igual al *diferencial de Nordin*.

$$E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) = E(p_b^0, \tau, q^0, u^1) + \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j (p_j^0 - p_{j+1}^0); \text{ si } x(p_b^0, \tau, q^0, E(p_b^0, \tau, q^0, u^1)) \geq \bar{x}_1$$

$$u^1 = V \left(p_b^0, \tau, q^1, y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j (p_j^0 - p_{j+1}^0) \right); \text{ si } x_e = x(p_b^0, \tau, q^1, y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j (p_j^0 - p_{j+1}^0)) \geq \bar{x}_1$$

Reemplazando las expresiones para la *función de cuasi – gasto* y la *función de cuasi – utilidad indirecta*:

$$VE(\Delta q) = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) - y$$

$$VE(\Delta q) = \left\{ E(p_b^0, \tau, q^0, u^1) + \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j (p_j^0 - p_{j+1}^0) \right\} - y$$

$$VE(\Delta q) = e^{\left(\frac{\gamma \delta}{\beta}\right)(q^0 - q^1)} \left[\left(\frac{\tilde{x}_1}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right] - \left[\left(\frac{\tilde{x}_0}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right]$$

Donde: $\tilde{y} = y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j (p_j^0 - p_{j+1}^0)$ y $\tilde{x}_i = \tilde{x}_i(p_b^0, \tau, q^i, \tilde{y})$

- c) x_e ocurre en un punto de quiebre \bar{x}_j de la restricción presupuestaria: Se trata de un equilibrio en el que la tangencia con la curva de indiferencia u^1 ocurre al mismo tiempo que $x > \bar{x}_j$ para la restricción presupuestaria de pendiente p_j^0 , y que $x < \bar{x}_j$ para la restricción presupuestaria de pendiente p_{j+1}^0 . Si extendemos la propuesta de Ruijjs para el caso en que el cambio en la cantidad demandada es consecuencia de la variación de q y no de una alteración en el nivel de precios,

entonces el objetivo es derivar el nivel \bar{q}_j y el ingreso \bar{y} que son consistentes con la demanda \bar{x} . Similar al caso desarrollado por Ruijjs, el nivel de \bar{q}_j y de $\bar{y}_j = E_b(p_b^0, \tau, \bar{q}_j, u^1)$ dependerá a su vez de si el nivel de demanda final (x_1) se localiza en un punto de corte o en uno de los segmentos de la restricción presupuestaria.

- Si x_e y x_1 son iguales a \bar{x}_j mientras los precios y las demás variables permanecen constantes: Sea la demanda por el bien numerario z igual a:

$$z = \tilde{y} - p_B x_B - p_{JG} x_{JG} - p_b^0 \bar{x}_j(q^1) = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) - p_b^0 \bar{x}_j(q^0) - p_B x_B - p_{JG} x_{JG}$$

$$E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) = \tilde{y} + p_b^0 \bar{x}_j(q^0) - p_b^0 \bar{x}_j(q^1)$$

$$E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) = \tilde{y}$$

Donde:

$$\tilde{y} = y; \quad \text{si } x_1 < \bar{x}_1$$

$$\tilde{y} = y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0); \quad \text{si } x_1 > \bar{x}_1$$

Con lo que se tiene: $VE(\Delta q) = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) - \tilde{y} = 0$

- Si x_e se ubica en un umbral de consumo \bar{x}_j ($x_e = \bar{x}_j$) y x_1 se encuentra en un bloque de consumo i : Sean:

La demanda en el punto de corte \bar{x}_j :

$$\bar{x}_j = \alpha + \beta p_b^0 + \gamma \bar{y} + \delta \bar{q} + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$$

La demanda final x_1 :

$$x_1 = \alpha + \beta p_b^0 + \gamma \tilde{y} + \delta q^1 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$$

Además, de la condición $V(p_b^0, \tau, q^1, \tilde{y}) = V(p_b^0, \tau, \bar{q}, \bar{y})$ se cumple que:

$$\bar{q} = q^1 + \left(\frac{\beta}{\gamma \delta}\right) \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

Reemplazamos \bar{q} :

$$E(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) = \bar{y}$$

$$E(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) = \tilde{y} + \frac{1}{\gamma}(\bar{x}_j - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

Por tanto, la función de gasto para los n bloques de consumo también es igual a:

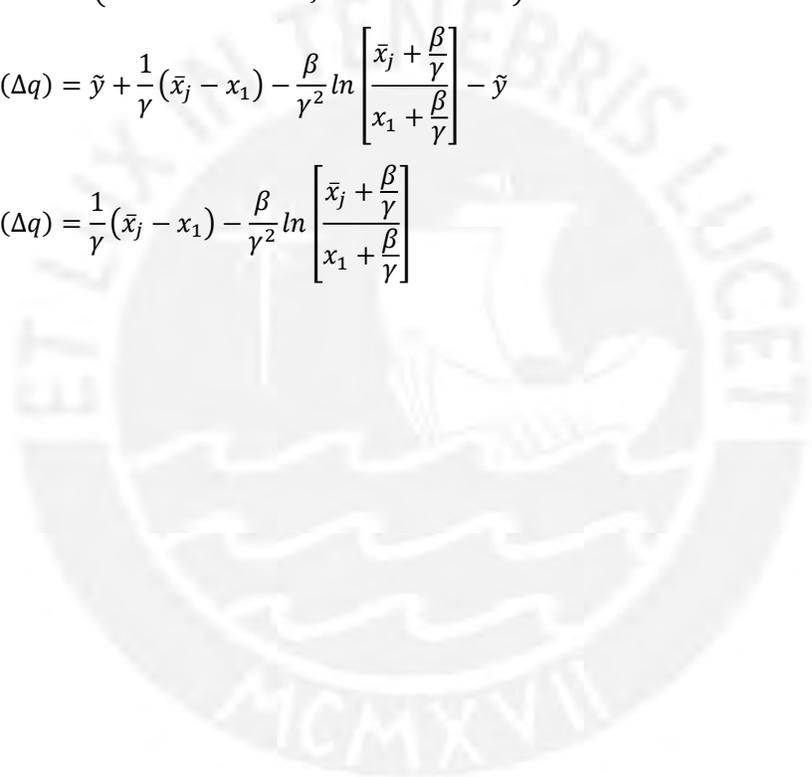
$$E_b(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) = \tilde{y} + \frac{1}{\gamma}(\bar{x}_j - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

Por tanto:

$$VE(\Delta q) = \left\{ E_b(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) + \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j (p_j^0 - p_{j+1}^0) \right\} - y$$

$$VE(\Delta q) = \tilde{y} + \frac{1}{\gamma}(\bar{x}_j - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] - \tilde{y}$$

$$VE(\Delta q) = \frac{1}{\gamma}(\bar{x}_j - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$



6. LOS DATOS, LA POBLACIÓN DE ESTUDIO Y LAS VARIABLES

Los datos empleados para calcular el consumo de agua y las características observables del hogar provienen de la *Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de Vida y de Pobreza* (ENAH) ejecutada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) para los años 2010 a 2014. La elección del periodo de análisis obedece principalmente a la disponibilidad de información respecto de la calidad bacteriológica del agua potable que se consume en los hogares entrevistados, indicador que empezó a ser levantado por el INEI recién a partir del año 2010.

Para la estructura tarifaria de los servicios de A&S solo fue posible recuperar información de la EPS SEDAPAL S. A. que abastece de manera exclusiva a la ciudad de Lima Metropolitana y a la Provincia Constitucional del Callao. En ese sentido, nuestro estudio tomará estas dos urbes como área de investigación. Esta zona constituye un dominio independiente para la muestra de la ENAH que, además de reunir casi a la tercera parte de la población total del país, resalta entre otras características por el hecho de que la población considerada por la encuesta es totalmente urbana y porque la cobertura de agua potable varió de entre 89.6% a 97% de las familias durante el periodo de estudio.

La ENAH no dispone de una muestra panel que sea estadísticamente representativa para las ciudades de Lima y Callao. De tal forma, se optó por construir una combinación de cortes transversales para los cinco años de interés. Según Wooldridge (2010, pág. 445) la ventaja de esta estructura de datos es que permite ampliar el tamaño de la muestra disponible bajo el supuesto de independencia entre periodos. Con ello se obtienen estimadores más precisos y estadísticos con mayor potencia de prueba.

Para asegurar la independencia de la muestra entre periodos, Wooldridge sugiere incluir *dummies* anuales que permitan introducir cambios en el intercepto de la ecuación estimada para reflejar el hecho de que la distribución de la población puede cambiar en el tiempo. Sin embargo, es necesario notar también que este tipo de muestra es útil sólo en la medida en que la relación entre la variable dependiente y al menos algunas de las variables independientes permanece constante con el paso del tiempo.

Diferentes trabajos que estiman la demanda de agua potable abordan el problema considerando más de una localidad de manera que la diferencia entre estructuras

tarifarias para diferentes empresas prestadoras aporte la heterogeneidad necesaria para el estudio (véase por ejemplo Bachrach y Vaughan (1994); Cavanagh y Hanemann (2002); entre otros). En nuestro caso, las restricciones de información han impedido que tomemos un enfoque similar; sin embargo, como veremos más adelante, la variación de tarifas de A&S de SEDAPAL incluye además de incrementos sucesivos en los precios a lo largo del tiempo considerado, la modificación de su estructura tarifaria a inicios del periodo de análisis lo que, creemos, introduce suficiente variación en este indicador.

Para efectos de trabajo se define como unidad de análisis al hogar que cuenta con conexión a la red pública de agua potable al interior de su vivienda. Esta acotación excluye de la población de interés a aquellos hogares que cuentan con otras formas de conexión a la red pública (conexión fuera de la vivienda pero dentro del edificio y pilón de uso público) o que se suministran de agua potable por medios alternativos (camión cisterna, pozo, etc.). Los hogares considerados se corresponden con la categoría doméstica de la Estructura Tarifaria aprobada para SEDAPAL. Esta elección supone que la respuesta de conducta de los usuarios domésticos a las variaciones en la tarifa y calidad del agua es menos susceptible de distorsiones en el caso en que la conexión es individual.³³

Para el periodo de estudio, se estima que el promedio del gasto mensual en agua (incluido el cobro por cargo fijo y los impuestos) fue de alrededor de S/ 26.6 para los hogares pobres (incluye hogares en condiciones de pobreza y de pobreza extrema de acuerdo con la clasificación del INEI) y de S/ 37.2 para los hogares considerados no pobres. Esto representa en promedio menos del 2% de los ingresos monetarios netos de la familia, por mes.

³³ Es importante notar también que los gastos del hogar en A&S solo se observan para el caso en que este concepto no está incluido en el pago por alquiler de la vivienda familiar. Por tanto, este sector de la población tampoco forma parte de la población de interés.

Cuadro N° 05

Año		Total		Pobres		No pobres	
		Ingreso monetario mensual (S./.)	Gasto mensual en Agua (S./.)	Ingreso monetario mensual (S./.)	Gasto mensual en Agua (S./.)	Ingreso monetario mensual (S./.)	Gasto mensual en Agua (S./.)
2010	min	-	2.0	-	4.0	-	2.0
	max	18,571.3	150.0	5,236.5	100.0	18,571.3	150.0
	mean	2,440.8	31.5	1,457.4	24.9	2,559.7	32.3
	p50	1,864.3	29.0	1,240.0	22.0	1,959.7	30.0
2011	min	-	2.0	-	3.0	-	2.0
	max	20,140.8	170.0	6,279.6	113.0	20,140.8	170.0
	mean	2,722.3	33.4	1,528.3	23.6	2,857.3	34.5
	p50	2,000.7	30.0	1,289.0	20.0	2,097.0	30.0
2012	min	-	3.0	-	3.0	-	4.0
	max	22,108.2	180.0	9,290.1	85.0	22,108.2	180.0
	mean	3,039.8	37.7	1,914.9	26.3	3,151.3	38.9
	p50	2,288.3	32.0	1,564.1	22.0	2,390.1	35.0
2013	min	-	3.0	5.9	3.0	-	3.0
	max	20,008.1	200.0	7,101.9	104.0	20,008.1	200.0
	mean	3,075.8	38.9	1,911.1	28.5	3,173.1	39.7
	p50	2,383.2	33.0	1,611.6	25.0	2,450.3	35.0
2014	min	-	1.0	-	2.0	-	1.0
	max	24,481.2	200.0	8,453.0	80.0	24,481.2	200.0
	mean	3,150.8	39.6	2,045.1	29.6	3,239.9	40.4
	p50	2,538.6	35.0	1,584.5	26.0	2,636.5	35.0

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAHO 2010 - 2014.

A fin de evitar que la elección de la población de interés sobre características específicas introduzca potencialmente un sesgo de selección en las estimaciones, como etapa previa al análisis se calcula la probabilidad de que un hogar cuente con acceso a agua potable mediante conexión a la red pública dentro de su vivienda.

En esta etapa como determinantes se ha tomado variables que se considera están relacionadas con la oferta del servicio como son: el grupo distrital de residencia según la asignación de consumo establecida para los usuarios domésticos que no tienen medidor ($asig_i$)³⁴; quintil de ubicación del distrito según la proporción de conexiones activas de agua potable del año 2009 ($qconexm_i$); disponibilidad de electricidad en la vivienda ($electr_i$); tipo de vivienda ($tviv_i$), donde los tipos son casa independiente, departamento en edificio, vivienda en quinta y vivienda en vecindad; quintil de ubicación del distrito en

³⁴ La asignación de consumo se determina de manera proporcional al número de horas y días por mes de suministro y difieren según el tipo distrital en el que reside el hogar. Cabe señalar que para los usuarios sin medidor el monto total a pagar por los servicios de A&S incluye también el cargo fijo.

que reside el hogar según los ingresos familiares, por zona de residencia y año (qm_i); zona de residencia del hogar ($zonaj_i$) como son Lima Centro, Lima Este, Lima Norte, Lima Oeste (Callao) y Lima Sur; y un conjunto de variables binarias anuales donde se excluye el año 2010 como categoría base. Para la estimación se emplea una regresión *probit* y a partir de los resultados se calcula la *inversa del ratio de Mills* que luego se incluye como regresor en la ecuación de demanda.

De acuerdo con Bendezú y Ortiz (2006) y Bendezú (2007), importantes aspectos a tomar en cuenta en nuestra zona de estudio son el bajo porcentaje de *micromedición* y la existencia de problemas de racionamiento en el consumo de agua potable. La falta de *micromedición* se refiere a que existe una porción de la población a los que se les cobra un monto fijo por el servicio de A&S, independientemente de la cantidad consumida; mientras que el racionamiento significa que existen ocasiones en las que el usuario se ve obligado a consumir una cantidad menor de lo que realmente desea. Bendezú y Ortiz (2006) señalan que el problema de falta de *micromedición* supone la imposibilidad para el investigador de conocer el verdadero consumo de agua del hogar, por lo que se trataría de un error de medición. En el caso del racionamiento, es el hogar el que no puede conocer cuál sería su verdadero nivel de consumo en la situación sin racionamiento por lo que se trataría de un factor de incertidumbre.

Dado que nuestra base de datos no cuenta con información acerca de si el hogar dispone o no de un medidor de consumo, tomaremos una estrategia similar a la sugerida por Bendezú (2007) incluyendo como un regresor adicional en la ecuación de demanda el número total de conexiones medidas (en miles) del distrito para el año 2009 ($mconexm_i$).³⁵

Para abordar el problema de racionamiento, Bendezú (2007) toma información acerca de la continuidad del servicio y la combina con estimaciones de consumo diario obtenidas de datos externos que luego compara con el consumo en niveles para determinar si el hogar ha experimentado o no racionamiento. En nuestro caso no disponemos de acceso a información de este tipo razón por la que nos vemos en la necesidad de asumir, al igual que Bendezú y Ortiz (2006), que no existe un efecto

³⁵ Bendezú sugiere utilizar la proporción de micromedición en el distrito. No obstante, comparando la información disponible en el Estudio Tarifario de SUNASS (2010), se hallaron aparentes diferencias entre el número de conexiones medidas y la proporción de micromedición en el distrito, razón por la que se ha elegido tomar la primera como variable explicativa.

significativo del racionamiento en el consumo de agua dada la capacidad de los hogares de prever estas restricciones y almacenar el recurso para evitar su posible escasez.

Entre los años 2010 y 2014 tuvieron vigencia dos estructuras tarifarias para los servicios de A&S: la primera³⁶ (aprobada en noviembre del año 2006 y vigente hasta el mes de abril de 2010) establecía cuatro rangos de consumo por cada categoría de usuario más un cargo fijo adicional; la segunda estructura sustituyó a la anterior entrando en aplicación a partir del 16 de abril del 2010³⁷ y se mantuvo vigente durante el resto del periodo de análisis hasta agosto del año 2015; esta nueva estructura mantuvo su carácter binomial pero modificó los umbrales de consumo por bloque.³⁸

Adicionalmente, las tarifas para cada rango de consumo y categoría de usuario han experimentado incrementos sucesivos a lo largo del periodo.³⁹ Estos aumentos de tarifa se aprobaron como medida para cubrir las obligaciones derivadas de los proyectos de inversión en nuevas plantas de tratamiento y ampliación de cobertura ejecutados por SEDAPAL S. A. Del mismo modo, en correspondencia con la normatividad vigente, se aplicaron también reajustes tarifarios por efectos de la variación acumulada del Índice de Precios al por Mayor (IPM).⁴⁰

³⁶ Aprobada por Resolución de Consejo Directivo N° 034-2006-SUNASS-CD y publicada en el Diario Oficial El Peruano el 22 de julio de 2006.

³⁷ Aprobada por Resolución de Consejo Directivo N° 018-2010-SUNASS-CD y publicada en el Diario Oficial El Peruano el 16 de abril de 2010.

³⁸ La evolución de la estructura tarifaria de la EPS SEDAPAL durante el periodo de estudio se muestra en la Parte D de los Anexos.

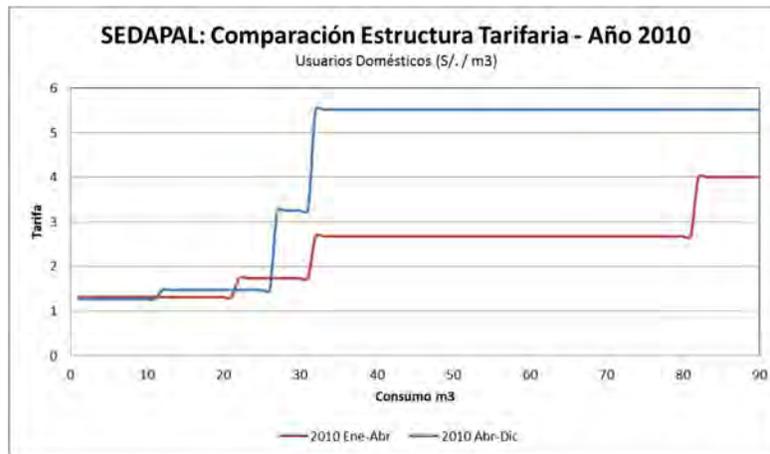
³⁹ La SUNASS define la fórmula tarifaria para cada EPS y esta determina a su vez los incrementos de tarifas condicionales al cumplimiento de un conjunto de metas de gestión específicas a la EPS. Asimismo, el Artículo 57 del Reglamento General de Regulación Tarifaria aprobado por Resolución de Consejo Directivo N° 009-2007-SUNASS-CD, establece que aquellas EPS que cuenten con fórmula tarifaria vigente pueden reajustar sus tarifas por efectos de la inflación cada vez que se acumule una variación de 3% o más a nivel nacional en el Índice de Precios al por Mayor.

⁴⁰ En junio de 2010 se aprobó un primer incremento de 3.2% a las tarifas de A&S aplicadas por SEDAPAL, mismo que fue aprobado por SUNASS. En enero de 2011 se aprobó un segundo incremento de 3.14% por efectos de la variación acumulada del IPM entre enero y diciembre de 2010. En junio de ese año se volvió a ajustar las tarifas en 3.43% por la variación acumulada del IPM entre enero y abril.

En el año 2012 se efectuó un nuevo reajuste en las tarifas de 3.081% en el mes de mayo por causa de la inflación acumulada del IPM entre mayo de 2011 y abril de 2012. Asimismo, en el mes de julio de 2012, SUNASS aprobó un segundo incremento de 2.4% para financiar los pagos al concesionario del proyecto Planta de Tratamiento de aguas Residuales La Chira.

En el mes de marzo de 2013 se aplicó un nuevo reajuste de 3.32% luego de verificar el cumplimiento de metas de nuevas conexiones de A&S y medidores de consumo. Finalmente, en marzo de 2014 la SUNASS autorizó un nuevo incremento de 0.56% por cumplimiento de metas de ampliación de cobertura.

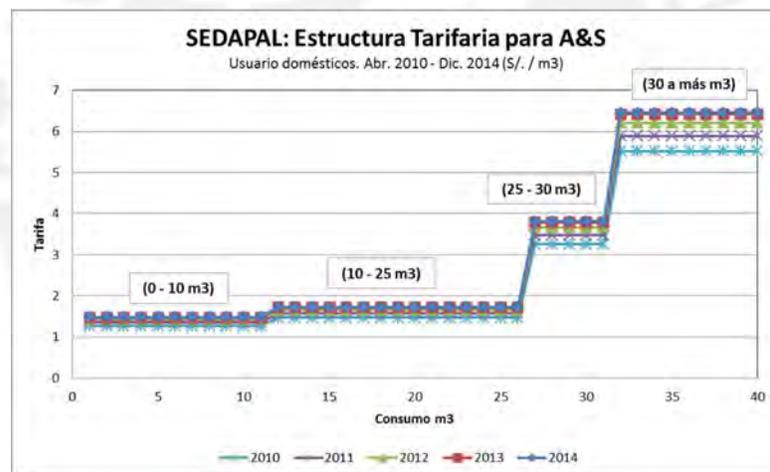
Figura N° 04



Fuente: Elaboración propia a partir de SUNASS (2010).

Nota: Las tarifas presentadas corresponden al agregado de los servicios de A&S para el año 2010, neto de impuestos. Además, en el caso de la estructura de tarifas aprobada a partir de abril se consideraron los precios vigentes a diciembre de dicho año.

Figura N° 05



Fuente: Elaboración propia a partir de SEDAPAL (2010; 2012; 2013 y 2014).

Nota: Las tarifas presentadas corresponden al agregado de los precios de los servicios de A&S vigentes a diciembre de cada año, neto de impuestos.

Como se ha anotado anteriormente, la estimación de la demanda residencial de agua potable debería ser abordada incluyendo diferentes localidades y EPS a fin de garantizar la suficiente variabilidad de los datos sobre tarifas de A&S en la muestra. No obstante, dadas las restricciones de información, consideramos que la variabilidad aportada por los reajustes e incrementos de tarifas aprobados a lo largo del periodo de análisis proporciona el mínimo necesario para el análisis econométrico.

Cuadro N° 06⁴¹

Año	Variable	N	Media	p50	Desv. Est.	Mín	Máx	CV
2010	Precio marginal	1,546	1.92	1.76	0.76	-	6.65	0.40
	Precio promedio	1,517	1.65	1.60	0.16	1.53	2.94	0.09
2011	Precio marginal	1,596	2.06	1.79	0.90	-	6.77	0.44
	Precio promedio	1,571	1.70	1.64	0.21	1.51	3.24	0.12
2012	Precio marginal	1,771	2.20	1.81	0.97	-	7.17	0.44
	Precio promedio	1,752	1.76	1.69	0.23	1.56	3.39	0.13
2013	Precio marginal	2,168	2.24	1.92	0.97	-	7.19	0.43
	Precio promedio	2,156	1.80	1.73	0.25	1.60	3.60	0.14
2014	Precio marginal	2,581	2.22	1.85	0.97	-	6.95	0.44
	Precio promedio	2,561	1.75	1.69	0.23	1.59	3.42	0.13
Total	Precio marginal	9,662	2.15	1.85	0.94	-	7.19	0.44
	Precio promedio	9,557	1.74	1.67	0.23	1.51	3.60	0.13

Fuente: Elaboración propia.

Para el cálculo de la cantidad demandada de agua potable (metros cúbicos) se utilizaron los gastos mensuales del hogar en este servicio⁴², netos de impuestos (IGV) y del cargo fijo.⁴³ Con este dato se siguió un procedimiento inverso al proceso por el que la EPS calcula el monto a pagar en función al volumen de agua consumido.⁴⁴ Para ello, en primer lugar se agregan las tarifas de A&S para cada rango de consumo, luego calculamos el máximo gasto posible para cada rango de tarifas considerando el correspondiente umbral de consumo. Con esto se obtienen cuatro cifras de gasto máximo asociadas a cada uno de los bloques. A continuación, se describe la regla de cálculo utilizada para determinar el consumo mensual del hogar:

⁴¹ Nótese que un valor mínimo de cero para el precio marginal se refiere a aquellos hogares cuyo gasto en agua potable, neto de impuestos, es menor o igual al cargo fijo del servicio.

⁴² Para el cálculo del gasto en A&S se tomó el gasto pagado por el hogar y el gasto donado o regalado por algún miembro de otro hogar o institución. Esto porque en la medida en que nuestro interés se centra en inferir la cantidad total de agua consumida a partir del gasto realizado por este concepto, resulta indistinto si el pago fue efectivamente realizado por el hogar o donado por un tercero.

⁴³ Cabe precisar que para el periodo el Impuesto General a las Ventas (IGV) aplicable a los gastos en A&S quedó establecido en 18% a partir de febrero del año 2011, lo que significó una reducción de un punto porcentual respecto a su nivel vigente en los meses previos. Para efectos de la estimación, se incorporará el ajuste por IGV en el cálculo de las tarifas de A&S así como del cargo fijo aplicable a estos servicios.

⁴⁴ SEDAPAL (2016)

Cuadro N° 07

Criterio	Cantidad consumida (m ³)
Gasto neto menor al gasto máximo del bloque 1	$\frac{\text{Gasto neto}}{\text{Tarifa 1}}$
Gasto neto mayor al gasto máximo del bloque 1 pero menor al gasto máximo del bloque 2	$\text{Umbral 1} + \frac{(\text{Gasto neto} - \text{Gasto max 1})}{\text{Tarifa 2}}$
Gasto neto mayor al gasto máximo del bloque 2 pero menor al gasto máximo del bloque 3	$\text{Umbral 2} + \frac{(\text{Gasto neto} - \text{Gasto max 2})}{\text{Tarifa 3}}$
Gasto neto mayor al gasto máximo del bloque 3	$\text{Umbral 3} + \frac{(\text{Gasto neto} - \text{Gasto max 3})}{\text{Tarifa 4}}$

Fuente: Elaboración propia.

Para el periodo, el volumen mensual consumido de agua potable fue en promedio de 16 metros cúbicos (m³) por hogar. Asimismo, se aprecia que el consumo es mayor para los hogares no pobres (promedio de 17 m³) respecto de los hogares pobres (promedio de 12 m³).⁴⁵

Cuadro N° 08

Volumen mensual consumido de agua potable (m3)				
Año		Total	Pobres	No pobres
2010	min	1.0	1.0	1.0
	max	52.0	39.0	52.0
	mean	16.1	12.8	16.5
	p50	16.0	12.0	16.0
2011	min	1.0	1.0	1.0
	max	56.0	41.0	56.0
	mean	16.0	11.4	16.5
	p50	15.0	10.0	15.0
2012	min	1.0	1.0	1.0
	max	55.0	34.0	55.0
	mean	17.2	12.3	17.6
	p50	16.0	10.0	17.0
2013	min	1.0	1.0	1.0
	max	58.0	36.0	58.0
	mean	16.8	12.8	17.1
	p50	16.0	12.0	16.0
2014	min	1.0	1.0	1.0
	max	57.0	31.0	57.0
	mean	17.1	13.3	17.5
	p50	16.0	12.0	16.0

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAHO.

⁴⁵ Recuérdese que para el periodo analizado el subsidio cruzado se encuentra implícito en la estructura tarifaria y es una función de la cantidad consumida. Es recién a partir del año 2015 que la nueva estructura toma en cuenta criterios específicos de pobreza para la asignación del subsidio.

La calidad del agua potable se mide con el nivel de cloro residual en una muestra de agua tomada del grifo o del recipiente en el que el hogar almacena y consume el agua.

Cuadro N° 09

Rango de medición del Cloro Residual Libre	Lectura de la calidad del agua
Mayor o igual a 0.5 mg/Lt	Seguro.
De 0.1 mg/Lt a menos de 0.5 mg/Lt	Inadecuada dosificación de cloro.
0.0 mg/Lt	Sin cloro.

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAHO.

Según lo discutido en los capítulos previos, se propone tomar como los principales determinantes de la demanda de agua potable (x_i): las tarifas del servicio de A&S, las que se utilizan para construir el precio marginal (p_i), el término de prueba de Opaluch ($opaluch_i$), el precio promedio (ap_i) y el *diferencial de Nordin* (d_i); el ingreso virtual (y_i), neto de impuestos y del cargo fijo del servicio de A&S; la calidad bacteriológica del agua (dq_i), medida como dos variables dicotómicas para los niveles de cloro residual *inadecuado* y *seguro*, respectivamente; el precio en soles por litro del agua mineral ($agmin_i$) y el precio en soles por litro de los jugos envasados y similares ($jugoi$).⁴⁶ Para

⁴⁶ Tanto el precio del agua mineral como el precio de los jugos envasados se miden a través de precios implícitos: el ratio entre el gasto mensual en el producto y la cantidad consumida (litros) en el mismo periodo. Tal como sugiere la teoría, para conservar el supuesto de homogeneidad de la demanda ambos precios fueron deflactados respecto de un indicador del precio de las otras mercancías no incluidas en el sistema de demandas considerado.

Adicionalmente, Fernández (2007) y Berges et al (2012) enfatizan que los precios implícitos reflejan diferencias en la *calidad* de los bienes que deberían ser corregidas antes de utilizar estas variables en la estimación de una demanda. El problema de la calidad heterogénea de los bienes quiere decir que las variaciones en estos corresponden a los precios de los diferentes bienes que componen una mercancía agregada (Piénsese por ejemplo en el caso de la leche. Dentro de esta se agregan diferentes calidades o diferentes bienes como leche en polvo, leche entera, leche descremada, etc.). Según estos autores, las fuentes de variación de los precios en bases de datos de tipo corte transversal incluyen: diferencias espaciales y discriminación de precios (cambios en la oferta); servicios comprados con la mercancía; efectos estacionales y diferencias en calidad ocasionadas por la agregación de bienes no homogéneos.

Para corregir este problema se propone utilizar el método de Cox y Wohlgénant (1986). Este consiste en una regresión MCO (se incluye la corrección por el diseño muestral de la base de datos) en la que la variable dependiente es el precio implícito y los regresores son un conjunto de variables relacionadas con características de la familia y que se supone capturan las fuentes de variación de la calidad implícita en los precios. A partir de los resultados obtenidos se predicen luego los precios ajustados que se imputan a cada hogar. En el caso de los hogares que sí consumieron el bien durante el periodo, el precio ajustado es igual al intercepto del modelo ($\hat{\beta}_0$) más los residuos estimados ($\hat{\epsilon}_i$). Esto es, la parte no explicada en el modelo corresponde a la variación de la calidad. Por otro lado, para los hogares que durante el periodo no gastaron en el bien, el precio ajustado es simplemente igual a $\hat{\beta}_0$ (esto supone que para estos hogares la calidad de los bienes se mantuvo en un nivel *promedio*).

Para la especificación del precio implícito se siguió la propuesta de Cox y Wohlgénant que incluye como regresores un juego de *dummy* temporales, un juego de *dummy* para diferentes zonas dentro del área de estudio (Lima Centro, Norte, Sur, Este y Oeste), características de la familia como la edad, sexo y nivel educativo del jefe de hogar, el ingreso mensual de la familia, el total de personas en el hogar y también

garantizar que la demanda sea *homogénea de grado cero* se deflactaron todas las tarifas de A&S, los precios y el ingreso utilizando el promedio anual del índice de precios al consumidor de Lima y Callao para el rubro de *cuidados y conservación de la salud* (el deflactor se construyó con año base 2011).

Cuadro N° 10: Descripción de variables

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
x	9557	16.51	9.00	1.0	58.0
p	9662	2.15	0.94	0.0	7.2
opaluch	9557	-0.43	0.73	-4.0	0.0
y	9662	2757.34	2357.36	-5.6	22397.7
dq1	9662	0.10	0.30	0	1
dq2	9662	0.25	0.43	0	1
agmin	9662	0.36	0.55	-0.1	8.2
jugo	9662	0.38	1.03	-0.1	15.0
pobre	9662	0.09	0.29	0	1
person	9662	3.97	1.89	1	15
percept	9662	66.23	25.58	0.0	100.0
age	9662	53.44	15.07	15	98
sex	9662	0.29	0.45	0	1
je4	9662	0.46	0.50	0	1
je5	9662	0.21	0.41	0	1
je6	9662	0.12	0.32	0	1
child	9662	0.95	1.10	0	7
old	9662	0.58	0.77	0	4
lavad	9662	0.51	0.52	0	3
dorm	9273	2.49	1.24	0	10
rango1d	9662	1.50	0.38	0.0	1.7
rango2d	9662	1.74	0.44	0.0	1.9
rango3d	9662	3.85	0.98	0.0	4.2
rango5d	9662	0.10	0.38	0.0	1.6

Fuente: Elaboración propia.

términos cuadráticos para el ingreso y tamaño del hogar. La inclusión de los términos cuadráticos permite capturar el posible efecto de economías de tamaño en la capacidad de compra y consumo de la unidad familiar. De tal forma, se espera que el ingreso total (tamaño) presente un efecto lineal positivo (negativo) y un efecto cuadrático negativo (positivo). Los resultados de ambas estimaciones se presentan en la Sección E de los anexos. Es de señalar que la prueba de significancia conjunta (Test F) tanto para el ingreso como para el tamaño, demuestra que estas variables son significativas al 95% de confianza en las dos estimaciones. Un ajuste específico para el cálculo de los precios implícitos en nuestro estudio, es que se añade el efecto estimado para las *dummies* anuales a fin de medir los cambios en el intercepto asociados a los diferentes periodos analizados. De tal forma, la regla de cálculo de los precios implícitos es de la siguiente forma:

Periodo	Hogares que sí consumieron el bien	Hogares que no consumieron el bien
2010	$\hat{\beta}_0 + \hat{\epsilon}_i$	$\hat{\beta}_0$
2011	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{11} + \hat{\epsilon}_i$	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{11}$
2012	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{12} + \hat{\epsilon}_i$	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{12}$
2013	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{13} + \hat{\epsilon}_i$	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{13}$
2014	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{14} + \hat{\epsilon}_i$	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{14}$

El ejercicio incluye también como variables explicativas la *Inversa del Ratio de Mills* ($mills_i$) para la probabilidad de que el hogar cuente con conexión de agua potable dentro de la vivienda, el número de conexiones medidas de agua potable por distrito en el año 2009 ($mconexm_i$) y el grupo distrital al que pertenece el hogar según la asignación de consumo definida para la EPS ($asig_i$).

Por último, consideraremos también un vector de características observables del hogar que incluye: la situación de pobreza del hogar ($pobre_i$); número de personas (miembros y trabajadores) que residen en la vivienda ($person_i$); proporción de perceptores de ingresos en el hogar ($percept_i$); edad (age_i), sexo (sex_i) y nivel educativo del jefe de hogar (secundaria $je4_i$; técnico o universitario incompleto $je5_i$; universitario o posgrado $je6_i$); número de niños menores de 16 años ($child_i$) y de adultos mayores de 60 años (old_i); número de lavadoras ($lavadi$) y número de dormitorios en la vivienda ($dorm_i$).



7. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

La estimación considera inicialmente una muestra total de 10 107 familias entrevistadas entre los años 2010 y 2014 y que componen la población objetivo del estudio (cumplen con las características de interés). Esto es, se tiene una muestra promedio de 2 mil hogares por año. Para tomar en cuenta el efecto del diseño de la muestra como una combinación de cortes transversales, los factores de expansión de la ENAHO se dividieron entre el total del número de años analizado. De esta manera, los estimados representarán a la *población promedio* de familias a lo largo del periodo de interés.

Un primer análisis de la muestra evidencia la existencia de valores extremos para la variable *gasto familiar en A&S*, los que podrían distorsionar la estimación de los parámetros del modelo. El problema de los valores extremos reviste especial interés para nuestro caso debido a que los gastos mensuales del hogar en este rubro (de donde se deriva luego el volumen consumido de agua potable) podrían estar reflejando además otros gastos asociados como el pago de cuotas pendientes, moras o el costo de reconexión del servicio. Para identificar los potenciales *outliers* se utilizó el comando *hadimvo* del paquete *STATA*. Con este algoritmo y controlando por el efecto de las características observables del hogar además del ingreso mensual neto de impuestos y del cargo fijo del servicio (sin deflactar), se identificaron los *outliers* para cada zona de Lima y Callao (centro, norte, este, oeste y sur) y para cada año del periodo de análisis. Como resultado la muestra final se compone de 9 184 observaciones.

A continuación se calculó la probabilidad de que un hogar cuente con acceso a agua potable mediante conexión a la red pública dentro de su vivienda. Para ello se estima un modelo de regresión *probit* considerando el efecto del diseño muestral complejo de la encuesta. Siguiendo la metodología propuesta por Heckman (1979), con los resultados obtenidos de esta estimación se calculó la *Inversa del Ratio de Mills*. Este factor se introduce luego en la ecuación de demanda para controlar el sesgo de selección en la definición de la población de estudio.⁴⁷

⁴⁷ Para evaluar la especificación de la regresión se ha implementado la prueba desarrollada por Tukey (1949) y Pregibon (1979). El test se basa en la idea de que si una regresión está correctamente especificada, entonces no existen variables independientes adicionales que sean significativas para el modelo propuesto. Para nuestro caso la prueba demuestra que el modelo *probit* está correctamente especificado. Las estimaciones resultantes de esta etapa se presentan en la sección F de los Anexos.

7.1. Test de Opaluch

La estimación de una función de demanda cuando la restricción presupuestaria es no lineal en el precio de uno de los bienes entraña un conocido problema de *simultaneidad*. Según este, con una estructura de precios en bloque lo que se tiene es que los precios están en función de la cantidad demandada; por tanto, el problema es que los consumidores determinan endógenamente la cantidad que desean consumir del bien y a la vez el precio que pagarán por este consumo.

Para tratar con este problema la literatura suele adoptar métodos de estimación por etapas (véase por ejemplo Chicoine, Deller y Ramamurthy (1986); Nieswiadomy y Molina (1989); Nieswiadomy y Molina (1991); Bachrach y Vaughan (1994); Kavezeri-Karuaihe et al (2005); Bendezú y Ortiz (2006); Reiss y White (2006); Bendezú (2007); Ruijjs (2009); Binet et al (2012); Binet (2013); Binet et al (2014)). Más recientemente, Hewitt y Hanemann iniciaron una nueva línea de trabajo sobre la base de los modelos de elección discreta – continua con dos errores (véase Hewitt y Hanemann (1995); Cavanagh y Hanemann (2002)). En nuestro caso, dado que nuestro interés incluye abordar el problema de percepción imperfecta de los precios, proponemos una estimación por el *método generalizado de momentos con dos etapas* (GMM2S) con errores de estimación robustos y corregidos por correlación entre conglomerados utilizando el algoritmo de estimación desarrollado por Baum, Schaffer y Stillman (2015).

Como es conocido, la estimación por etapas permite lidiar con el problema de *endogeneidad* presente entre la variable dependiente y el precio marginal o el precio promedio, según sea el caso. Siguiendo lo sugerido en la literatura, como instrumentos se escogió a las tarifas de los tres primeros rangos de consumo en la Estructura Tarifaria de SEDAPAL. Adicionalmente, se incluye también la tarifa para el primer rango de la Estructura Tarifaria antigua de esta EPS. Los resultados de la estimación para la forma funcional propuesta por Opaluch (1982) se presentan en la Tabla N° 01 a continuación:

Tabla N° 01: Demanda residencial de agua potable - Test de Opaluch (1982)

VARIABLES	GMM2S Consumo de agua (m3)
Precio marginal deflactado	-6.9979*** (2.7097)
Diferencial / X	-9.5309** (3.8361)
Ingreso virtual deflactado	0.0005*** (0.0001)
AP Sin cloro - Cloro = 0 mg/Lt	-1.4304*** (0.3937)
AP Inadecuada - Cloro de 0.1 a 0.5 mg/Lt	0.2516 (0.2301)
Precio implícito agua mineral	0.3112* (0.1750)
Precio implícito jugos envasados	-0.1165 (0.0858)
Hogar en condiciones de pobreza	-2.9184*** (0.4356)
Total de personas en el hogar	0.6563*** (0.0999)
Perceptores de ingresos (%)	-0.0228*** (0.0052)
Edad del jefe de hogar	0.0476*** (0.0112)
Sexo del jefe de hogar	0.6254*** (0.2334)
Educ. Jefe - Secundaria	1.0299*** (0.2840)
Educ. Jefe - Técnico o universitario incompleto	1.8437*** (0.3749)
Educ. Jefe - Universitario o posgrado	2.1315*** (0.5240)
Menores de 16 años	-0.3961** (0.1556)
Mayores de 59 años	0.8308*** (0.2061)
Número de lavadoras	1.6481*** (0.2685)
Número de dormitorios	0.9885*** (0.1455)
Asignación de consumo	2.3242*** (0.4324)
Conexiones medidas 2009 - miles	0.0174** (0.0071)
Inv. ratio de Mills	-6.9396** (2.8840)
Año 2011	-0.7700*** (0.2553)
Lima Oeste	-1.1207*** (0.3498)
Constante	19.1044*** (4.3554)
Observaciones	9,184
R-cuadrado	0.2169

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Los parámetros estimados presentan los signos predichos por la teoría. En particular, el precio marginal y el término de prueba de Opaluch (Diferencial / X) tienen signo negativo y son estadísticamente significativos, mientras que el ingreso virtual reporta una asociación positiva que también es estadísticamente significativa.

En el caso de la calidad del agua se observa una asociación negativa y significativa para el caso de una reducción al nivel de agua sin cloro desde el nivel de calidad de referencia (agua segura). Esto sugiere que el deterioro de la calidad bacteriológica del agua se asocia con un menor consumo del recurso suministrado por la red pública. En el caso del precio del agua mineral, se observa una relación positiva lo que daría evidencia de que efectivamente se trata de un bien sustituto para la demanda de agua potable.

Las estimaciones demostraron ser robustas y consistentes a la aplicación de diferentes pruebas de especificación, endogeneidad, sobre identificación, redundancia y debilidad de los instrumentos.⁴⁸

Para controlar por posibles cambios en la distribución de las características de interés en la población a lo largo del tiempo se probaron distintas especificaciones incluyendo variables binarias para cada año y zona del área de estudio así como combinaciones de estas. Los resultados mostraron que el intercepto de la ecuación es sensible solamente al efecto de la variable correspondiente al Año 2011 y para la zona de Lima Oeste (Callao). No obstante, se encontró también que la estimación es especialmente sensible a la omisión de las observaciones correspondientes al año 2010. Cuando se excluye este periodo las estimaciones no son capaces de superar ninguna de las pruebas estadísticas aplicadas para verificar la validez de los instrumentos. Esto podría ser consecuencia de la falta de variabilidad en los datos de la estructura tarifaria cuando no se incluye el cambio de fórmula ocurrido en 2010. Dado que un análisis más profundo requeriría incluir datos sobre localidades adicionales a la población de estudio de los que no disponemos, continuaremos adelante considerando el periodo completo 2010-2014.

Sobre los resultados presentados en la Tabla N° 01 se aplicó la prueba de Opaluch siguiendo los criterios de decisión presentados anteriormente.

⁴⁸ La prueba de endogeneidad para el precio marginal y el término de Opaluch rechazó al 99% de confianza la hipótesis nula de exogeneidad para cada una de estas variables. Asimismo, el Test de sobre identificación de Hansen no fue capaz de rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos seleccionados. Dado que los errores de estimación se corrigieron por heteroscedasticidad y correlación entre clúster, la prueba de debilidad de los instrumentos se realizó sobre la base del estadístico de Kleibergen-Paap rk Wald F statistic. Los resultados demuestran que los instrumentos no son débiles al 10% de confianza con referencia a los valores críticos calculados por Stock y Yogo. Finalmente, la prueba de redundancia de los instrumentos rechazó la hipótesis nula de redundancia para todos los instrumentos escogidos. El detalle de las pruebas y sus resultados puede consultarse en la sección G de los anexos.

Test 1	Test 2
$H_0: \beta_2 = 0$	$H_0: \beta_1 = \beta_2$
Prob > Chi2: 0.0130	<i>Prob > Chi2: 0.1959</i>

La prueba rechaza al 95% de confianza la hipótesis nula de que el término prueba de Opaluch (Diferencial/X) es no significativo; por otro lado, no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes estimados para el precio marginal y para el término de Opaluch. Por tanto, se concluye que para la población y periodo analizado el precio promedio es la variable de decisión relevante para los consumidores. Este resultado daría cuenta de asimetrías de información en el mercado de A&S ocasionados por un problema de percepción imperfecta de los precios del servicio.

7.2. Análisis de la demanda residencial de agua potable

Sobre la base de los resultados obtenidos a partir del Test de Opaluch se procedió a estimar nuevamente la ecuación de demanda de agua esta vez como una función del precio promedio:

Tabla N° 02: Demanda de agua potable como función del precio promedio

VARIABLES	GMM2S Consumo de agua (m3)
Precio promedio deflactado	-5.6702** (2.8699)
Ingreso virtual deflactado	0.0006*** (0.0001)
AP Sin cloro - Cloro = 0 mg/Lt	-1.5181*** (0.4358)
AP Inadecuada - Cloro de 0.1 a 0.5 mg/Lt	0.2718 (0.2556)
Precio implícito agua mineral	0.3743** (0.1888)
Precio implícito jugos envasados	-0.1097 (0.0967)
Hogar en condiciones de pobreza	-3.2968*** (0.3667)
Total de personas en el hogar	0.7033*** (0.1056)
Perceptores de ingresos (%)	-0.0253*** (0.0054)
Edad del jefe de hogar	0.0511*** (0.0123)
Sexo del jefe de hogar	0.7219*** (0.2477)
Educ. Jefe - Secundaria	1.1513*** (0.2990)
Educ. Jefe - Técnico o universitario incompleto	1.9801***

VARIABLES	GMM2S Consumo de agua (m3)
Educ. Jefe - Universitario o posgrado	(0.3990) 2.4493*** (0.5138)
Menores de 16 años	-0.4308** (0.1718)
Mayores de 59 años	0.9458*** (0.2118)
Número de lavadoras	1.8139*** (0.2653)
Número de dormitorios	1.1084*** (0.1245)
Asignación de consumo	2.6449*** (0.3970)
Conexiones medidas 2009 - miles	0.0208*** (0.0074)
Inv. ratio de Mills	-6.7652** (3.2113)
Año 2011	-0.7399** (0.2895)
Lima Oeste	-1.2160*** (0.3812)
Constante	16.5524*** (4.4166)
Observaciones	9,184
R-cuadrado	0.0250

Errores estándar robustos en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Las estimaciones obtenidas son consistentes en términos de las pruebas de endogeneidad del precio promedio y de sub-identificación, sobre identificación y debilidad de los instrumentos empleados.⁴⁹

Para facilitar el análisis se procedió a calcular las elasticidades para los precios y el ingreso virtual. La elasticidad estimada para el precio promedio de los servicios de A&S es de -0.63, lo que demuestra que la demanda de agua es inelástica a los precios. Este resultado está en línea con la literatura y en particular, con los hallazgos de Bendezú y Ortiz (2006) y de Bendezú (2007) para la misma zona de estudio. La elasticidad ingreso por otra parte, es positiva y se estima en 0.09 lo que es consistente con la concepción del agua como un bien normal y además como un bien necesario para el consumidor.

Resulta interesante notar que la elasticidad precio cruzada para el agua mineral, aunque pequeña en magnitud (0.03), es positiva y estadísticamente significativa al 95% de confianza. Esto sería evidencia de que existe algún grado de sustitución entre esta mercancía y el consumo de agua potable. En el caso de los jugos envasados, la relación

⁴⁹ Los resultados de todas las pruebas pueden consultarse en la Sección G de los anexos.

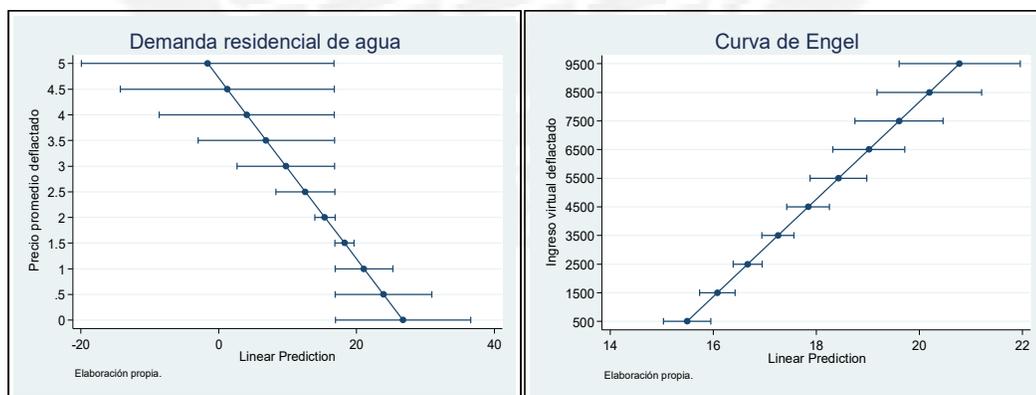
parece ser complementaria aunque la evidencia estadística al respecto es poco significativa.

Tabla N° 03: Elasticidades estimadas para los precios y el ingreso

VARIABLES	AVERAGE MARGINAL EFFECT
Precio promedio deflactado	-0.6306* (0.3277)
Ingreso virtual deflactado	0.0931*** (0.0136)
Precio implícito agua mineral	0.0305** (0.0153)
Precio implícito jugos envasados	-0.0081 (0.0072)
Observaciones	9,184

Errores estándar robustos en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

En cuanto a la reducción en los niveles de calidad bacteriológica del agua, se encuentra que su efecto sobre la demanda es negativo y estadísticamente significativo para el escenario en que el agua no tiene ningún nivel de cloro. Así, un cambio de esta naturaleza se asocia con una reducción en el consumo básico promedio del hogar de aproximadamente 1.5 m³. Esto también se puede entender como que las mejoras en la calidad del agua inducen un aumento en su cantidad demandada. Por otro lado, no se aprecian efectos significativos sobre la demanda del agua como consecuencia de una reducción de su calidad a niveles de cloro inadecuados (0.1 a 0.5 mg/Lt.).



Fuente: Elaboración propia.

Respecto de las características observables del hogar, como cabría esperar, existe una relación positiva entre el consumo promedio de agua y el tamaño de la familia. De acuerdo con nuestras estimaciones, el consumo de agua se eleva en 0.7 m³ por cada miembro adicional. Aparentemente, este efecto estaría siendo propiciado principalmente

por la presencia de adultos mayores: el consumo de agua aumenta en 0.9 m^3 por cada persona mayor de 59 años de edad. Entretanto, el consumo más bien se reduce cuando se trata de menores de 16 años (caída de 0.4 m^3). Este efecto podría explicarse si se considera que los adultos mayores pueden pasar más tiempo dentro de la vivienda.

La variación del consumo es mayor cuando se compara a las viviendas de mayor tamaño (1.1 m^3 por cada dormitorio adicional) y especialmente para aquellas con mayor dotación de lavadoras (1.8 m^3). Por otro lado, se observa que el consumo de agua más bien se reduce ligeramente conforme la fracción de adultos perceptores de ingresos se incrementa (aproximadamente 0.03 m^3 por cada punto porcentual adicional). Tal como señala Binet et al (2012), esto se debería a que los adultos que trabajan pasan la mayor parte del día fuera de la residencia familiar lo que incide en el consumo total del hogar.

Es interesante notar que el consumo de los hogares pobres en promedio es menor al de los hogares no pobres en poco más de 3 m^3 por mes. Sin embargo, si además el jefe de hogar es mujer, en este caso la reducción en el consumo doméstico de agua es de solo 2.6 m^3 para las familias pobres frente a las no pobres.

El nivel educativo del jefe de familia también juega un papel importante en la determinación del nivel de consumo del hogar; en promedio, niveles de educación más altos se asocian con un mayor consumo de agua potable. Este efecto es todavía más importante para los hogares en los que el jefe de familia es mujer; en los casos en los que la jefa de familia tiene un nivel educativo de secundaria se observa que el consumo promedio es mayor en 1.87 m^3 , mientras que si el nivel educativo es universitario el incremento es de más de 3.2 m^3 .

7.3. Disposición a Pagar (WTP)

Una vez estimados los parámetros de la función de demanda de agua potable estamos ya en capacidad de calcular la *Variación Equivalente (VE)* por un cambio en la calidad bacteriológica del agua desde un nivel inicial q^0 a un nivel final q^1 , donde $q^0 > q^1$. No obstante, es necesario recordar que debido a las características de nuestra base de datos la información disponible para medir q es de tipo cualitativa. En ese sentido, es pertinente realizar una modificación de las formas funcionales propuestas en el capítulo 5 para calcular la *VE*.

La calidad bacteriológica se mide a través de dos variables dicotómicas para los niveles *inadecuada dosificación de cloro* y *agua sin cloro*, ambos con nivel de referencia igual a *agua segura*. Por tanto, estas variables pueden interpretarse como variaciones en el intercepto de la ecuación estimada para los diferentes niveles de calidad del agua.

$$\begin{aligned}
 x^0 &= \alpha + \beta ap + \gamma \tilde{y} + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f && ; \text{ Si } q^0 = dq_3 = 1 \text{ Agua segura.} \\
 x^1 &= (\alpha + \delta_2) + \beta ap + \gamma \tilde{y} + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f && ; \text{ Si } q^1 = dq_2 = 1 \text{ Cloro inadecuado.} \\
 x^1 &= (\alpha + \delta_3) + \beta ap + \gamma \tilde{y} + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f && ; \text{ Si } q^1 = dq_1 = 1 \text{ Agua sin cloro.}
 \end{aligned}$$

La forma algebraica para la VE se define en tres situaciones tal como se repasó en capítulos anteriores:

- a) Si $x \leq \bar{x}$, está en el primer rango de consumo y $q^1 = dq_i = 1$:

$$VE(\Delta q) = e^{-\left(\frac{\gamma \delta_i}{\beta}\right)} \left[\left(\frac{x_{1i}}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) - \left[\left(\frac{x_0}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right] \right]$$

Donde: $x_{1i} = (\alpha + \delta_i) + \beta p_1^0 + \gamma y + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$ y $x_0 = \alpha + \beta p_1^0 + \gamma y + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$

- b) Si $x > \bar{x}$, está en un rango de consumo superior y $q^1 = dq_i = 1$:

$$VE(\Delta q) = e^{-\left(\frac{\gamma \tilde{\delta}_i}{\beta}\right)} \left[\left(\frac{\tilde{x}_{1i}}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) - \left[\left(\frac{\tilde{x}_0}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right] \right]$$

Donde: $\tilde{x}_{1i} = (\alpha + \delta_i) + \beta p_1^0 + \gamma \tilde{y} + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$ y $\tilde{x}_0 = \alpha + \beta p_1^0 + \gamma \tilde{y} + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$ y \tilde{y} es el ingreso virtual del consumidor.

- c) Si x_e se ubica en un umbral de consumo \bar{x}_j :

- Si $x_e = \bar{x}_j = x_1$: La VE sigue siendo igual a cero (Véase la derivación sugerida en el capítulo 5).
- Si $x_e = \bar{x}_j$ y x_1 se encuentra en un bloque de consumo i: No parece existir una expresión algebraica para la VE que sea teóricamente consistente con este escenario cuando q es una variable dicotómica.

El primer paso consiste en verificar el cumplimiento de las condiciones de integrabilidad del modelo. De acuerdo con LaFrance (1985), la especificación lineal de la función de demanda para un sistema incompleto estará correctamente especificada cuando se cumple que $\beta + \gamma x \leq 0$. En este caso, para los coeficientes estimados se tiene que el modelo satisface esta condición al 95% de confianza.⁵⁰

A partir de los resultados de la estimación se considera solamente el escenario de un deterioro de la calidad del agua desde el nivel de referencia (agua segura) al nivel de agua sin cloro. El cálculo supone que los coeficientes estimados son constantes a lo largo del periodo y para los diferentes bloques de consumo dentro de la Estructura Tarifaria. Asimismo, en cada caso se consideró la media muestral de los regresores del modelo acotados al bloque de consumo relevante para el análisis.

Los resultados mostrados en la Tabla N° 04 representan la disposición a pagar (WTP), en términos monetarios, por evitar un deterioro de la calidad del agua que consume el hogar. Nótese en particular que el signo negativo de las estimaciones representa una pérdida de bienestar, lo que es consistente con la reducción de la utilidad ocasionada por la menor calidad del agua y con la *VE* definida como la WTP (en contraposición con la *disposición a aceptar* una compensación o WTA).

Para la zona y periodo de análisis se estima que la WTP promedio de las familias, expresada en soles del año 2011, es de alrededor de S/ 3.4 por mes para el caso de los hogares que consumen dentro del primer bloque de la Estructura Tarifaria ($\bar{x} < 10$); poco más de S/ 4 y de S/ 5 mensuales para los que consumen en el segundo y tercer bloque, respectivamente, y de aproximadamente S/ 3 mensuales para los que consumen en el último bloque de tarifas.

⁵⁰ Para el cálculo se consideró $x = \pi \bar{w}$, donde π representa el vector de coeficientes estimados del modelo y \bar{w} el valor promedio para el vector de regresores (ponderados por el correspondiente factor de expansión poblacional). El resultado estima un coeficiente de -5.66 al 95% de confiabilidad.

Tabla N° 04: Variación Equivalente para cambios en la calidad del agua potable, por bloque de consumo y condición socioeconómica (S/.)

VARIABLES	Total	Pobres	No pobres
VE (x<10)	-3.4471* (1.8030)	-2.7261* (1.4521)	-3.5844* (1.8703)
VE (10<x<25)	-4.3284* (2.2622)	-3.5354* (1.8757)	-4.3937* (2.2946)
VE (25<x<50)	-4.9750* (2.5996)	-4.1436* (2.1942)	-5.0018* (2.6132)
VE (x>50)	-2.9321* (1.7075)	-2.2287 (1.3684)	-3.0869* (1.7831)
VE Total	-4.1971* (2.1943)	-3.4179* (1.8147)	-4.2762* (2.2332)
Observaciones	9,184	9,184	9,184

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Del mismo modo, se observa que la WTP de los hogares más pobres es ligeramente menor que la de las familias no pobres en cada bloque tarifario. Este resultado guarda relación con el hecho de que el nivel de gasto en agua potable de los hogares pobres es también ligeramente menor que el reportado para los no pobres a lo largo de todo el periodo (promedio estimado de S/ 26.6 frente a S/ 37.2). En ese sentido, este hallazgo nos llama a considerar criterios de focalización al momento de diseñar medidas de política que contemplen el valor económico de la calidad del agua para los grupos de menor capacidad de pago.⁵¹

Tabla N° 05: Variación Equivalente para cambios en la calidad del agua potable, por bloque de consumo y nivel educativo del jefe de hogar (S/.)

VARIABLES	Educ. Secundaria		Educ. Técnica o univ. Incompleta		Educ. universitaria	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
VE (x<10)	-3.5997* -1.881	-3.4089* (1.7854)	-3.8108* (1.9760)	-3.6200* (1.8809)	-3.9410* (2.0301)	-3.7503* (1.9349)
VE (10<x<25)	-4.4421* -2.3234	-4.2513* (2.2277)	-4.6532* (2.4182)	-4.4624* (2.3229)	-4.7834* (2.4720)	-4.5927* (2.3765)
VE (25<x<50)	-5.0411* -2.6396	-4.8503* (2.5441)	-5.2523* (2.7347)	-5.0615* (2.6391)	-5.3825* (2.7877)	-5.1917* (2.6922)
VE (x>50)	-3.0816* -1.7842	-2.8908* (1.6894)	-3.2927* (1.8781)	-3.1019* (1.7835)	-3.4229* (1.9321)	-3.2321* (1.8374)
VE Total	-4.3132* -2.2566	-4.1224* (2.1608)	-4.5244* (2.3516)	-4.3336* (2.2562)	-4.6546* (2.4050)	-4.4638* (2.3096)
Observaciones	9,184	9,184	9,184	9,184	9,184	9,184

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

⁵¹ Llama la atención encontrar que luego de aumentar sucesivamente desde el primer al tercer bloque tarifario, la WTP estimada para el cuarto bloque es menor incluso que la de aquellos que consumen en el primer bloque. No obstante, si observamos de cerca la muestra encontramos que solo existen 23 casos reportados con un consumo mayor a 50 m³.

La Tabla N° 05 presenta la estimación de la WTP diferenciando por nivel educativo y por el sexo del jefe de hogar. Como se aprecia, indistintamente del bloque en que se produce el consumo relevante para el hogar, la WTP es mayor para niveles de educación más elevados. Al mismo tiempo, los hogares dirigidos por mujeres exhiben una valoración más alta de la calidad del agua.

Los resultados empíricos demuestran que las familias de Lima Metropolitana y Callao poseen una fuerte preferencia por acceder a servicios de abastecimiento de agua que cumplan con niveles adecuados de calidad. En otras palabras, si los sistemas de prestación de agua potable pudieran proveer agua con niveles adecuados de cloro, las familias estarían dispuestas a aceptar un aumento promedio en el costo de sus recibos de alrededor de S/ 4.2 por mes. Si tomamos en cuenta que el gasto promedio en agua potable para toda la población fue de S/ 36 durante el periodo, este cobro adicional representa un aumento aproximado de 12% en los gastos familiares en este servicio.

De acuerdo con los cálculos de SUNASS (2015, pág. 19), a diciembre de 2014 SEDAPAL contaba con 1 508 392 conexiones domiciliarias. Dada la WTP media (S/ 4.2), esto nos da una WTP agregada de S/ 6 335 246 por mes. Esta cifra representa el beneficio económico total que podría producirse gracias a una mejora de la calidad ambiental familiar. Asimismo, constituye información vital para que, desde el sector público, se priorice la inversión en proyectos de mejora de la infraestructura de A&S que garanticen niveles adecuados de cloro residual en el agua.

8. CONCLUSIONES

El objetivo general de nuestro trabajo ha sido el de aproximar la disposición a pagar (WTP) de las familias por evitar el deterioro de la calidad bacteriológica del agua que consumen. Para ello se propuso recuperar las preferencias de los consumidores utilizando la función de demanda *marshalliana* por un bien privado que, se asumió, es débilmente complementario a la calidad del agua: el volumen de agua potable consumido por el hogar. La relación de complementariedad débil entre cantidad y calidad supone que las variaciones en la calidad del agua afectan la utilidad marginal que proporciona el consumo del agua potable, lo que a su vez incide en las elecciones de la familia respecto de la cantidad que demandan de este recurso.

Para el trabajo solo fue posible recuperar el histórico de las tarifas de agua para la EPS SEDAPAL S.A. por lo que el estudio se aplica a la ciudad de Lima Metropolitana y Callao entre los años 2010 a 2014. Se utilizó la ENAHO para construir un pool de datos asumiendo total independencia entre los cortes transversales y se estimó la demanda usando el método GMM en dos etapas para controlar por la endogeneidad de los precios del servicio. Además, se tomó en cuenta que el precio de los servicios de agua y saneamiento (A&S) sigue una estructura de tarifas en bloque creciente por lo que se incluyó el diferencial de *Nordin* en la especificación de la demanda para corregir la no linealidad presente en la restricción presupuestaria.

En línea con los resultados reportados por la literatura, se estima que la demanda residencial de agua potable es inelástica en el precio (elasticidad -0.63) y que el agua es un bien normal y necesario para la población (elasticidad renta positiva y acotada entre 0 y 1). Asimismo, se encuentra que el agua mineral es un sustituto potencial del agua de grifo lo que justifica el carácter incompleto de nuestro sistema de demanda. En cuanto a los factores socioeconómicos observables que caracterizan el hogar, se estima que el volumen de agua demandado varía en función a factores como las condiciones de pobreza, el tamaño del hogar, las dimensiones de la vivienda, el número de lavadoras disponibles y a características del jefe de familia como diferencias de género o su nivel de estudios.

Una contribución interesante de la investigación resulta de la aplicación del Test de Opaluch (1982) para discernir entre el precio marginal y el precio promedio como variable de elección para el consumidor. De esta prueba se concluye que los consumidores

responden principalmente al precio promedio de los servicios de A&S, lo que significa que existen importantes asimetrías de información entre los usuarios que distorsionan su percepción acerca de los precios del servicio. Estas fallas de percepción pueden ser ocasionadas por los costos de información implícitos en la estructura tarifaria lo que, comparativamente, hace más sencillo para los usuarios identificar solamente su gasto y el volumen total que consumen para, a partir de estos, inferir el costo promedio de los servicios de A&S.

Utilizando los parámetros poblacionales estimados, se calcula a continuación la WTP de las familias por evitar un deterioro de la calidad del agua que consumen. Para ello se evalúa la pérdida de bienestar en cada tramo de la restricción presupuestaria y se encuentra que la WTP oscila entre S/ 3.4 y S/ 5 mensuales. Asimismo, se estima que la WTP de los hogares pobres es menor a la de los hogares no pobres. Este hallazgo nos llama a considerar criterios de focalización al momento de diseñar medidas de política que contemplen el valor económico de la calidad del agua en los grupos de menor capacidad de pago.

Agregando a nivel del total de conexiones domiciliarias existentes en la zona de estudio en el año 2014, se tiene que la WTP total es de 6.3 millones de soles. Esta cifra representa el valor del incremento en los costos de los servicios de A&S que las familias pagarían para contar con un servicio que garantice niveles adecuados de calidad.

Una primera salvedad a tener en cuenta respecto de estos resultados es el supuesto implícito en el modelo de que el valor de no uso asociado con la calidad del agua es despreciable y no genera utilidad para las familias. El valor de no uso se refiere al valor inherente que una mercancía tiene para los individuos y que puede ser independiente de cualquier uso potencial. Si en determinado caso el valor de no uso es no trivial, entonces el valor económico derivado de un cambio en los niveles de calidad no puede medirse completamente como el área entre dos curvas de demanda compensada por agua potable.

En segundo lugar, es necesario anotar que las restricciones de información han circunscrito nuestro análisis al ámbito de una única EPS. Si bien se ha considerado un cambio de la fórmula de tarifas dentro del periodo de análisis como instrumento para incrementar la variabilidad de los datos de la estructura tarifaria, la literatura recomienda que el análisis de la demanda residencial de agua potable debe contar con múltiples estructuras para distintas EPS en distintas zonas de estudio.

Tal como destacan Bendezú y Ortiz (2006), una dificultad adicional para el caso peruano es la persistencia de problemas de información imperfecta generados por la falta de micromedición y racionamiento del consumo en la localidad investigada. Si bien nuestro trabajo ha buscado la mejor manera de lidiar con ambas dificultades, persiste el riesgo de que existan errores de medición en la variable principal del modelo.

Finalmente, en este estudio se ha tomado una especificación lineal para la función de demanda. Queda como línea de investigación para futuros trabajos sobre este tema explorar otras formas funcionales para la demanda residencial de agua potable que también permitan incorporar el supuesto de complementariedad débil de las preferencias.⁵² Un punto esencial para ello debe ser la manera cómo estimar las correspondientes medidas de bienestar *hicksianas* considerando la no linealidad del conjunto presupuestario del hogar.

⁵² Un punto de partida para explorar las estrategias por las que es posible incorporar el supuesto de complementariedad débil en distintas formas funcionales para la ecuación de demanda lo podemos encontrar en von Haefen (2007)

9. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arbués, F., García-Valiñas, M. Á., & Martínez-Espiñeira, R. (2003). Estimation of residential water demand: A state-of-art review. *Journal of Socio-Economics*. 32, 81-102.
- Aziz, S., Boyle, K., & Crocker, T. (2015). Parental decisions, child health and valuation of avoiding arsenic in drinking water in rural Bangladesh. *Journal of Water and Health* 13 (1), 152-167.
- Bachrach, M., & Vaughan, W. (1994). Household water demand estimation. *Inter-American Development Bank. Working Paper ENP106*.
- Bartik, T. (1988). Evaluating the benefits of non-marginal reductions in pollution using information on defensive expenditures. *Journal of environmental economics and management*. 15, 111-127.
- Baum, C., Schaffer, M., & Stillman, S. (2015). *ivreg210: Stata module for extended instrumental variables/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression*. Obtenido de <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/sS457955.html>
- Becker, G. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.
- Bendezu, L. (2007). *Household Water Demand in a Developing Country: The Peruvian Case*. Santiago de Chile.: Universidad de Chile.
- Bendezu, L., & Ortiz, H. (2006). *¿Cómo Compatibilizar Costos del Servicio con el Bienestar de los Usuarios Residenciales?: Un Análisis del Servicio de Agua Potable en el Perú*. Lima: CIES Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Berges, M., Pace Guerrero, I., & Echevarría, L. (2012). *La utilización de precios implícitos o de pseudo precios implícitos en la estimación de un sistema de demandas QUAIDS para alimentos*. Mar de Plata: Asociación Argentina de Economía Política.
- Binet, M.-E. (2013). *Estimation of the demand for residential water in a Stone-Geary form and the choice of the price variable*. Rennes.
- Binet, M.-E., Carlevaro, F., & Paul, M. (2012). Estimation of residential water demand with imprecise price perception. *Center for Research in Economics and Management. Working Paper 2012-33*.
- Binet, M.-E., Carlevaro, F., & Paul, M. (2014). Estimation of residential water demand with imperfect price perception. *Environmental Resource Economics* 59, 561–581.
- Bockstael, N., & Kling, C. (1988). Valuing environmental quality: Weak complementarity with sets of goods. *American Journal of Agricultural Economics*, 654-662.

- Bockstael, N., & McConnell, K. (1983). Welfare measurement in the household production framework. *American Economic Review* 73(4), 806-814.
- Bockstael, N., & McConnell, K. (1989). *Measuring the benefits of water quality improvements using recreation demand models*. Washington D.C.: United States Environmental Protection Agency.
- Bockstael, N., & McConnell, K. (2007). *Environmental and resource valuation with revealed preferences. A theoretical guide to empirical models*. Springer.
- Cavanagh, S., & Hanemann, M. (2002). Muffled price signals: Household water demand under increasing - block prices. *Fondazione Eni Enrico Mattei. Nota di Lavoro*. 40.
- Champ, P., Boyle, K., & Brown, T. (2003). *A Primer on Nonmarket Valuation*. Kluwer Academic Publishers.
- Chicoine, D., & Ramamurthy, G. (1986). Evidence on the specification of price in the study of domestic water demand. *Land Economics*. 62(1), 26-32.
- Chicoine, D., Deller, S., & Ramamurthy, G. (1986). Water demand estimation under block rate pricing: A simultaneous equation approach. *Water Resources Research*. 22(6), 859-863.
- Cox, T., & Wohlgenant, M. (1986). Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 68 (4), 908-919.
- Ebert, U. (2007). Revealed preferences and household production. *Journal of Environmental Economics and Management* 53, 279-289.
- Fernández, S. (2007). *Comportamiento del consumidor y estimaciones de demanda de alimentos*. Mar de Plata: Universidad Nacional de Mar de Plata.
- Hanemann, M. W. (2005). The economic conception of water. En P. P. Rogers, R. Llamas, & L. Martínez Cortina, *Water crisis: Myth or reality?* (págs. 61-91). Londres: Taylor & Francis.
- Hausman, J. (1981). Exact consumer's surplus and deadweight loss. *The American Economic Review*. 71(4), 662-676.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47, 153-161.
- Hewitt, J., & Hanemann, M. (1995). A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing. *Land Economics* 71(2), 173-192.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2013). *Perú: Anuario de Estadísticas Ambientales, 2013*. Lima: INEI.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2015). *Perú: Anuario de estadísticas ambientales 2015*. Lima: INEI.

- Kavezeri-Karuaihe, S., Wandschneider, P., & Yoder, J. (2005). *Perceived water prices and estimated water demand in the residential sector of Windhoek, Namibia; an analysis of different water market segments*. San Francisco: Presented at the Annual Meeting of the Western Agricultural Economic Association.
- Khan, H. (2014). Estimating elasticities of demand and willingness to pay for clean drinking water: empirical evidence from a household level survey in northern Pakistan. *Water and Environment Journal* 28, 145-152.
- LaFrance, J. (1985). Linear demand functions in theory and practice. *Journal of Economic Theory*. 37(1), 147 - 166.
- LaFrance, J. (1986). The structure of constant elasticity demand models. *American Journal of Agricultural Economics*. 68(3), 543-552.
- LaFrance, J. (1990). Incomplete demand systems and semilogarithmic demand models. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 34(2), 118-131.
- LaFrance, J. (2004). Integrability of the linear approximate almost ideal demand system. *Economic Letters*. 84, 297-303.
- LaFrance, J., & Hanemann, M. (1989). The dual structure of incomplete demand systems. *American Journal of Agricultural Economics* 71(2), 262-274.
- Larson, D. (1991). Recovering weakly complementary preferences. *Journal of Environmental Economics and Management*. 21, 97-108.
- Loyola, R., & Soncco, C. (2006). *Valoración económica del efecto en la salud por el cambio en la calidad del agua en zonas urbano marginales de Lima y Callao*. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Loyola, R., & Soncco, C. (2007). Salud y calidad de agua en zonas urbano-marginales de Lima Metropolitana. *Economía y sociedad*. 64, 80-85.
- Lucich, I., & Gonzales, K. (2015). *Valoración económica de la calidad y confiabilidad de los servicios de agua potable en Tarapoto a través de experimentos de elección*. Lima: Conservation Strategy Fund.
- Mäller, K.-G. (1974). *Environmental Economics: A Theoretical Inquiry*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Mas-Collel, A., Whinston, A., & Green, J. (1995). *Microeconomic Theory*. New York: Oxford University Press.
- McConnell, K., & Rosado, M. (2000). Valuing discrete improvements in drinking water quality through revealed preferences. *Water Resources Research* 36(6), 1575-1582.

- Mi-Jung Um, Seung-Jun kwak, & Tai-Joo Kim. (2002). Estimating willingness to pay for improved drinking water quality using averting behavior method with perception measure. *Environmental and Resource Economics* 21, 287-302.
- Moffitt, R. (1990). The econometrics of kinked budget constraints. *Journal of Economic Perspectives*. 4(2), 119-139.
- Nieswiadomy , M., & Molina, D. (1989). Comparing residential water demand estimates under decreasing and increasing block rates using household data. *Land Economics* 65(3), 280-289.
- Nieswiadomy, M., & Molina, D. (1991). A note on price perception in water demand models. *Land Economics*. 67(3), 352-359.
- Nordin, J. (1976). A proposed modification on Taylor's demand analysis: Comment. *The Bell Journal of Economics*. 7(2), 719-721.
- Opaluch, J. (1982). Urban residential demand for water in the United States: Further discussion. *Land Economics*. 58(2), 225-227.
- Opaluch, J. (1984). A test of consumer demand response to water prices: Reply. *Land Economics* 60(4), 417-421.
- Reiss, P., & White, M. (2006). Evaluating welfare with nonlinear prices. *The National Bureau of Economic Research Working Paper* 12370.
- Ruijjs, A. (2009). Welfare and distribution effects of water pricing policies. *Environmental Resources Economics* 43, 161-182.
- Samuelson, P. A. (1942). Constancy of the marginal utility of income. En F. M. O. Lange, *Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Henry Schultz*. Chicago: University of Chicago Press.
- SEDAPAL. (2010). *Memoria Anual 2010*. Lima.
- SEDAPAL. (2012). *Memoria Anual 2012*. Lima.
- SEDAPAL. (2013). *Memoria Anual 2013*. Lima.
- SEDAPAL. (2014). *Memoria Anual 2014*. Lima.
- SEDAPAL. (03 de Marzo de 2016). *Ejemplos de aplicación de la tarifa diferenciada por volumen de agua potable y servicio de alcantarillado*. Obtenido de http://www.sedapal.com.pe/c/document_library/get_file?uuid=097189cc-ef25-4a16-bc6e-a159044556b0&groupId=29544
- Shaw, D., Chien, Y.-L., & Lin, Y.-M. (1999). Alternative approach to combining revealed and stated preference data: Evaluating water quality of a river system in Taipei. *Environmental Economics and Policy Studies* 2, 97-112.

- Shin, J.-S. (1985). Perception of price when price information is costly: Evidence from residential electricity demand. *The Review of Economics and Statistics*. 67(4), 591-598.
- Superintendencia Nacional de Servicios de Saneamiento SUNASS. (2010). *Estudio Tarifario. Determinación de la fórmula tarifaria, estructura tarifaria y metas de gestión aplicables a la Empresa de Servicio de Agua Potable y Alcantarillado de Lima - SEDAPAL S. A.* Lima.
- Superintendencia Nacional de Servicios de Saneamiento SUNASS. (2011). *La regulación de los servicios de agua potable y saneamiento. Vol. 1 Marco conceptual y aplicación práctica.* Lima.
- Superintendencia Nacional de Servicios de Saneamiento SUNASS. (2013). *La EPS y su desarrollo 2013.* Lima.
- Superintendencia Nacional de Servicios de Saneamiento SUNASS. (2015). *Estudio Tarifario. Determinación de la fórmula tarifaria, estructuras tarifarias y metas de gestión aplicables a la Empresa de Servicios de Agua Potable y Alcantarillado de Lima - SEDAPAL S. A. para el quinquenio regulatorio 2015 - 2020.* Lima.
- Vásquez, F., Cerda, A., & Orrego, S. (2007). *Valoración económica del ambiente.* Buenos Aires: Thomson editores.
- von Haefen, R. (2002). A Complete Characterization of the linear, log-linear and semi-log incomplete demand system models. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 27(2), 281-319.
- von Haefen, R. (2007). Empirical strategies for incorporating weak complementarity into consumer demand system models. *Journal of Environmental Economics and Management*. 54, 15-31.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno.* México, D.F.: Cengage Learning Edición en español, S.A. de C.V.
- You, J., & Lim, S. (2013). Welfare effect of nonlinear electricity pricing.

10. ANEXOS

A. Derivación de la función de demanda residencial de agua potable considerando percepción imperfecta de precios (Basado en Opaluch (1984))

A efectos de no complicar el análisis se asume que el consumidor enfrenta una estructura tarifaria por bloques crecientes que consta de solo dos bloques, donde $p_2 > p_1$. Se asume también que el usuario consume en el segundo bloque donde el precio marginal es p_2 y $x > \bar{x}$. Sea una forma general para la función de demanda *marshalliana* igual a: $x = x^m(p_1, p_2, y)$

Se toma una aproximación lineal: $x \approx x_0 + \frac{\partial x^m}{\partial p_1} p_1 + \frac{\partial x^m}{\partial p_2} p_2 + \frac{\partial x^m}{\partial y} y$

La pendiente con respecto al precio marginal se obtiene a partir de la *Ecuación de Slutsky* tal que:

$$\frac{\partial x^m}{\partial p_1} = \frac{\partial x^h}{\partial p_1} - \bar{x} \frac{\partial x^m}{\partial y}$$

$$\frac{\partial x^m}{\partial p_2} = \frac{\partial x^h}{\partial p_2} - (x - \bar{x}) \frac{\partial x^m}{\partial y}$$

Si el consumidor responde solamente a las variaciones del precio promedio, la pendiente será:⁵³

$$\frac{\partial x^m}{\partial p_1} = \frac{\partial x^h}{\partial p_a} \frac{\partial p_a}{\partial p_1} - \bar{x} \frac{\partial x^m}{\partial y}$$

$$\frac{\partial x^m}{\partial p_2} = \frac{\partial x^h}{\partial p_a} \frac{\partial p_a}{\partial p_2} - (x - \bar{x}) \frac{\partial x^m}{\partial y}$$

Si reemplazamos ahora la expresión para el precio promedio, las pendientes quedan expresadas como:

$$\frac{\partial x^m}{\partial p_1} = \frac{\partial x^h}{\partial p_a} \frac{\bar{x}}{x} - \bar{x} \frac{\partial x^m}{\partial y}$$

⁵³ Recuérdese que $p_a = \frac{p_1 \bar{x} + p_2 (x - \bar{x})}{x}$.

$$\frac{\partial x^m}{\partial p_2} = \frac{\partial x^h}{\partial p_a} \frac{(x - \bar{x})}{x} - (x - \bar{x}) \frac{\partial x^m}{\partial y}$$

Reemplazando estas dos expresiones en la aproximación lineal de la función de demanda se tiene:

$$x \approx x_0 + \left(\frac{\partial x^h}{\partial p_a} \bar{x} - \bar{x} \frac{\partial x^m}{\partial y} \right) p_1 + \left(\frac{\partial x^h}{\partial p_a} \frac{(x - \bar{x})}{x} - (x - \bar{x}) \frac{\partial x^m}{\partial y} \right) p_2 + \frac{\partial x^m}{\partial y} y$$

$$x \approx x_0 + \frac{\partial x^h}{\partial p_a} \left[p_2 \left(1 - \frac{\bar{x}}{x} \right) + p_1 \frac{\bar{x}}{x} \right] + \frac{\partial x^m}{\partial y} [y - p_2 x - (p_1 - p_2) \bar{x}]$$

$$x \approx x_0 + \frac{\partial x^h}{\partial p_a} p_2 + \frac{\partial x^h}{\partial p_a} \left[\frac{(p_1 - p_2) \bar{x}}{x} \right] + \frac{\partial x^m}{\partial y} [y - p_2 x - (p_1 - p_2) \bar{x}]$$

$$x = \beta_0 + \beta_1 p_2 + \beta_2 \left[\frac{(p_1 - p_2) \bar{x}}{x} \right] + \beta_3 [y - p_2 x - (p_1 - p_2) \bar{x}]$$

Que se traduce en la expresión econométrica repasada anteriormente. Nótese en particular que para este caso es evidente que $\beta_1 = \beta_2 < 0$.

$$x \approx x_0 + \frac{\partial x^h}{\partial p_a} \left[p_2 + \frac{(p_1 - p_2) \bar{x}}{x} \right] + \frac{\partial x^m}{\partial y} [y - p_2 x - (p_1 - p_2) \bar{x}]$$

$$x = \beta_0 + \beta_1 p_a + \beta_3 [y - p_2 x - (p_1 - p_2) \bar{x}]$$

Si por otra parte el consumidor dispone de información perfecta, sus elecciones responderán entonces a las variaciones del precio marginal. Asimismo, para este caso el consumidor es capaz de reconocer también que las variaciones en p_1 afectan solo su ingreso disponible sin ocasionar un efecto de sustitución. En consecuencia, la especificación correcta para la pendiente de la demanda marshalliana cuando varía p_1 es:

$$\frac{\partial x^m}{\partial p_1} = -\bar{x} \frac{\partial x^m}{\partial y}$$

Reemplazando estas pendientes en la aproximación lineal de la función de demanda se tiene:

$$x \approx x_0 + \left[-\bar{x} \frac{\partial x^m}{\partial y}\right] p_1 + \left[\frac{\partial x^h}{\partial p_2} - (x - \bar{x}) \frac{\partial x^m}{\partial y}\right] p_2 + \frac{\partial x^m}{\partial y} y$$

$$x \approx x_0 + \frac{\partial x^h}{\partial p_2} p_2 + \frac{\partial x^m}{\partial y} [y - p_2 x - (p_1 - p_2) \bar{x}]$$

Que es equivalente a: $x = \beta_0 + \beta_1 p_2 + \beta_3 [y - p_2 x - (p_1 - p_2) \bar{x}]$



B. Derivación de las expresiones para el Choke Price, la función de cuasi gasto y la función de cuasi utilidad indirecta

A continuación se presenta la derivación matemática de los principales componentes de las medidas de bienestar *hicksianas* basada en Larson (1991). Se trabajará utilizando la especificación lineal para la función de demanda. Para efectos de análisis, por el momento se omite la existencia de no linealidades en el precio. Las variables relevantes para el modelo se detallan a continuación:

- X = Cantidad demandada.
- P = Precio de Mercado.
- Q = Atributo (calidad).
- Y = Ingreso.
- F = Características exógenas observables.
- E = Gasto.
- U = Nivel de utilidad.

Sea una función de demanda del tipo: $x = \alpha + \beta p + \gamma y + \delta q + \omega f$

Asumiendo que se cumplen las condiciones de integrabilidad, la función de gasto (E) se expresa como sigue:

$$\frac{\partial E}{\partial p} = \alpha + \beta p + \gamma y + \delta q + \omega f$$

Se asume que el consumo se encuentra en su nivel óptimo por lo que $Y = E(\cdot)$. De tal manera, podemos reformular la expresión anterior como una ecuación diferencial de primer orden:

$$\frac{\partial E}{\partial p} - \gamma E - (\alpha + \beta p + \delta q + \omega f) = 0$$

La solución general de esta expresión es:

$$\tilde{E}(p, q, u) = e^{-\int -\gamma dp} \left[\theta + \int (\alpha + \beta p + \delta q + \omega f) e^{\int -\gamma dp} dp \right]$$

$$\tilde{E}(p, q, u) = e^{\gamma p} \theta + e^{\gamma p} \left[\int \alpha e^{-\gamma p} dp + \int \beta p e^{-\gamma p} dp + \int \delta q e^{-\gamma p} dp + \int \omega f e^{-\gamma p} dp \right]$$

$$\tilde{E}(p, q, u) = e^{\gamma p} \theta + \left[-\frac{\alpha}{\gamma} + \beta \left(-\frac{p}{\gamma} - \frac{1}{\gamma^2} \right) - \frac{\delta}{\gamma} q - \frac{\omega}{\gamma} f \right]$$

$$\tilde{E}(p, q, u) = e^{\gamma p} \theta(u, q) - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p + \delta q + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

Donde $\tilde{E}(\cdot)$ es la *función de cuasi – gasto* y $\theta(\cdot)$ es la constante de integración que depende al mismo tiempo de u (constante) y de q . Sea el *Choke Price hicksiano* (\hat{p}), tal que $x^h(\hat{p}, q, u) = 0$

$$\tilde{E}(\hat{p}, q, u) = e^{\gamma \hat{p}} \theta - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta \hat{p} + \delta q + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

$$\tilde{E}(\hat{p}, q, u) + \frac{1}{\gamma} [\alpha + \beta \hat{p} + \delta q + \omega f] = e^{\gamma \hat{p}} \theta - \frac{\beta}{\gamma^2}$$

$$\gamma \tilde{E}(\hat{p}, q, u) + [\alpha + \beta \hat{p} + \delta q + \omega f] = \gamma e^{\gamma \hat{p}} \theta - \frac{\beta}{\gamma}$$

Ya que $\tilde{E}(\cdot) = M$ y $x^h(\hat{p}, q, u) = 0$, se tiene: $\gamma e^{\gamma \hat{p}} \theta - \frac{\beta}{\gamma} = 0$

De donde el *Choke Price* es: $\hat{p} = \left(\frac{1}{\gamma}\right) \ln\left(\frac{\beta}{\gamma^2 \theta}\right)$

Se obtiene la *función de cuasi – gasto* evaluada en \hat{P} :

$$\tilde{E}(\hat{p}, u, q) = \frac{\beta}{\gamma^2} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \left(\frac{\beta}{\gamma}\right) \ln\left(\frac{\beta}{\gamma^2 \theta}\right) + \delta q + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

Por complementariedad débil de las preferencias se cumple: $\frac{\partial \tilde{E}(\hat{p}, q, u)}{\partial q} = 0$

Utilizando esta condición se tiene: $\frac{\partial \tilde{E}(\hat{p}, q, u)}{\partial q} = \left(\frac{\beta}{\gamma^2}\right) \left(\frac{d\theta}{d}\right) \left(\frac{1}{dq}\right) - \left(\frac{\delta}{\gamma}\right) = 0$

De donde: $\frac{d\theta}{\theta} = \left(\frac{\delta \gamma}{\beta}\right) dq$ y se resuelve: $\theta(u, q) = \phi e^{\left(\frac{\delta \gamma}{\beta}\right) q}$

Con esto se tiene ahora una expresión paramétrica para la constante de integración que nos permite separar la parte constante (ϕ) de la parte variable que depende de q . Sustituyendo, tenemos finalmente la *función de cuasi- gasto* $E(\cdot)$:

$$\tilde{E}(p, q, u) = \phi e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right) (\delta q + \beta p)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p + \delta q + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

A continuación derivamos la *función de cuasi - utilidad indirecta* $V(P,Q,Y)$. Para ello recordamos que en el óptimo $E(.) = Y$ y además se sabe ahora que $U = \phi$.

$$y = U e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q + \beta)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p + \delta q + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

Despejamos $U = V(.)$ y se tiene que:

$$V(p, q, y) = \left[y + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p + \delta q + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right] e^{-\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q)} \quad)$$



C. Derivación de las expresiones de la Variación Equivalente (VE) para una reducción en la calidad del agua potable:

a) $x_e = x_e(p_1^0, \tau, q^0, E_b(p_1^0, \tau, q^0, u^1))$ se sitúa en el primer segmento de la restricción presupuestaria:

$$E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) = E(p_1^0, \tau, q^0, u^1) \quad ; \quad \text{si } x = x(p_1^0, \tau, q^0, E(p_1^0, \tau, q^0, u^1)) \leq \bar{x}$$

$$u^1 = V(p_b^0, \tau, q^1, y) = V(p_1^0, \tau, q^1, y) \quad ; \quad \text{si } x_e = x(p_1^0, \tau, q^1, y) \leq \bar{x}$$

Empleando la *función de cuasi - gasto* y la *función de cuasi utilidad – indirecta* derivadas anteriormente podemos obtener:

$$VE(\Delta q) = E_b(p_1^0, \tau, q^0, u^1) - y$$

$$VE(\Delta q) = \left\{ u^1(\cdot) e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_1^0)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p_1^0 + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right] \right\} - y$$

$$VE(\Delta q) = \left\{ \left[\frac{\left[y + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_1^0 + \delta q^1 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right]}{e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^1 + \beta p_1^0)}} \right] e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_1^0)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p_1^0 + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right] \right\} - y$$

$$VE(\Delta q) = e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_1^0 - \delta q^1 - \beta p_1^0)} \left[\frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_1^0 + \gamma y + \delta q^1 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) - \left[\frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_1^0 + \gamma y + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right] \right]$$

$$VE(\Delta q) = e^{\left(\frac{\gamma \delta}{\beta}\right)(q^0 - q^1)} \left[\left(\frac{x_1}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right] - \left[\left(\frac{x_0}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right]$$

Donde: $x_i = \alpha + \beta p_1^0 + \gamma y + \delta q^i + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$

b) $x_e = x_e(p_b^0, \tau, q^0, E(p_b^0, \tau, q^0, u^1))$ ocurre en el segmento $b > 1$ de la restricción presupuestaria:

$$E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) = E(p_b^0, \tau, q^0, u^1) + \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0); \quad \text{si } x(p_b^0, \tau, q^0, E(p_b^0, \tau, q^0, u^1)) \\ \geq \bar{x}_1$$

$$u^1 = V\left(p_b^0, \tau, q^1, y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0)\right); \quad \text{si } x_e = x(p_b^1, \tau, q^1, y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^1 - p_{j+1}^1)) \\ \geq \bar{x}_1$$

Reemplazando las expresiones para la *función de cuasi – gasto* y la *función de cuasi – utilidad indirecta*:

$$VE(\Delta q) = E_b(p_b^0, \tau, q^0, u^1) - y \\ VE(\Delta q) = \left\{ E(p_b^0, \tau, q^0, u^1) + \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0) \right\} - y \\ = \left\{ u^1(\cdot) e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_b^0)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p_b^0 + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right] \right\} + \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0) \\ - y \\ = \left\{ \frac{\left[\left(y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0) \right) + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_b^0 + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right]}{e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_b^0)}} \right\} e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_b^0)} \\ - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p_b^0 + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right] - \left[y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0) \right]$$

Donde podemos reconocer el *ingreso virtual*: $\hat{y} = y - \sum_{j=1}^{b-1} \bar{x}_j(p_j^0 - p_{j+1}^0)$. Sustituimos y obtenemos una expresión similar al caso a), corregida por el *ingreso virtual*:

$$= \left\{ \left[\frac{\left[(\tilde{y}) + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_b^0 + \delta q^1 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right]}{e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^1 + \beta p_b^0)}} \right] e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^0 + \beta p_b^0)} - \frac{1}{\gamma} \left[\alpha + \beta p_b^0 + \delta q^0 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right] \right\} - \tilde{y}$$

Por tanto, si tomamos $\tilde{x}_i = \alpha + \beta p_b^0 + \gamma \tilde{y} + \delta q^i + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f$, entonces la VE será igual a:

$$VE(\Delta q) = e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(q^0 - q^1)} \left[\left(\frac{\tilde{x}_1}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right] - \left[\left(\frac{\tilde{x}_0}{\gamma} + \frac{\beta}{\gamma^2} \right) \right]$$

- c) x_e ocurre en un punto de quiebre \bar{x}_j de la restricción presupuestaria: Se calcula el nivel de demanda \bar{x}_j que es consistente con \bar{q} y \bar{y} . De la condición $V(p_b^0, \tau, q^1, \bar{y}) = V(p_b^0, \tau, \bar{q}, \bar{y})$ se cumple que:

$$\left[\bar{y} + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_b^0 + \delta q^1 + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right] e^{-\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^1 + \beta p_b^0)} = \left[\bar{y} + \frac{1}{\gamma} \left(\alpha + \beta p_b^0 + \delta \bar{q} + \tau_1 p_B + \tau_2 p_{JG} + \omega f + \frac{\beta}{\gamma} \right) \right] e^{-\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta \bar{q} + \beta p_b^0)}$$

$$\gamma e^{-\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^1 + \beta p_b^0)} \left[x_1 + \frac{\beta}{\gamma} \right] = \gamma e^{-\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta \bar{q} + \beta p_b^0)} \left[\bar{x} + \frac{\beta}{\gamma} \right]$$

$$e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta \bar{q} + \beta p_b^0)} = e^{\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)(\delta q^1 + \beta p_b^0)} \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

$$\bar{q} = q^1 + \left(\frac{\beta}{\gamma \delta} \right) \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$

Reemplazamos \bar{q} :

$$E(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) = \bar{y}$$

$$E(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) = \frac{1}{\gamma} (\bar{x}_j - \alpha - \beta p_b^0 - \delta \bar{q} - \tau_1 p_B - \tau_2 p_{JG} - \omega f)$$

$$E(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) = \frac{1}{\gamma} \left(\bar{x}_j - \alpha - \beta p_b^0 - \delta \left[q^1 + \left(\frac{\beta}{\gamma \delta} \right) \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right] \right] - \tau_1 p_B - \tau_2 p_{JG} - \omega f \right) + \tilde{y} - \tilde{y}$$

Por tanto, la función de gasto para los n bloques de consumo es:

$$E_b(p_b^0, \tau, \bar{q}, u^1) = \tilde{y} + \frac{1}{\gamma} (\bar{x}_j - x_1) - \frac{\beta}{\gamma^2} \ln \left[\frac{\bar{x}_j + \frac{\beta}{\gamma}}{x_1 + \frac{\beta}{\gamma}} \right]$$



D. Evolución de la estructura tarifaria de EPS SEDAPAL S. A. entre 2010 y 2014

AÑO 2010				
Fecha aprobación	16 de abril		16 de junio	
m3/mes	Agua	Saneamiento	Agua	Saneamiento
0 - 10	0.875	0.382	0.881	0.385
10 - 25	1.004	0.438	1.023	0.447
25 - 50	2.234	0.975	2.263	0.989
50 a más	3.796	1.657	3.839	1.677
Cargo fijo	4.444		4.444	

AÑO 2010 - ET anterior		
Fecha aprobación	Noviembre 2006	
m3/mes	Agua	Saneamiento
0 - 20	1.311	
20 - 30	1.735	
30 - 50	2.675	
50 - 80	2.675	
80 a más	4.005	

Cargo fijo	4.444
------------	-------

AÑO 2011				
Fecha aprobación	17 de enero		6 de junio	
m3/mes	Agua	Saneamiento	Agua	Saneamiento
0 - 10	0.909	0.397	0.940	0.411
10 - 25	1.055	0.461	1.091	0.477
25 - 50	2.334	1.020	2.414	1.055
50 a más	3.959	1.730	4.095	1.789
Cargo fijo	4.583		4.740	

AÑO 2012				
Fecha aprobación	6 de mayo		22 de julio	
m3/mes	Agua	Saneamiento	Agua	Saneamiento
0 - 10	0.969	0.424	0.992	0.434
10 - 25	1.125	0.492	1.152	0.504
25 - 50	2.488	1.088	2.548	1.114
50 a más	4.221	1.844	4.322	1.888
Cargo fijo	4.886		4.886	

		AÑO 2013		AÑO 2014	
Fecha aprobación	16 de marzo		6 de marzo		
m3/mes	Agua	Saneamiento	Agua	Saneamiento	
0 - 10	1.025	0.448	1.031	0.451	
10 - 25	1.190	0.521	1.197	0.524	
25 - 50	2.633	1.151	2.648	1.157	
50 a más	4.465	1.951	4.490	1.962	
Cargo fijo	4.886		4.886		

Fuente: SEDAPAL

E. Estimación de precios implícitos por MCO (Cox & Wohlgemant, 1986)

VARIABLES	Precio agua mineral deflactado	Precio jugos envasados deflactado
Año 2011	0.0394 (0.0259)	0.0049 (0.0480)
Año 2012	0.0822*** (0.0262)	-0.0235 (0.0415)
Año 2013	0.1315*** (0.0261)	-0.0483 (0.0433)
Año 2014	0.0858*** (0.0248)	0.0066 (0.0421)
Ingreso neto mensual deflactado	0.0001*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
Ingreso al cuadrado	-0.0000** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
Sexo del jefe de hogar	0.0110 (0.0199)	0.0130 (0.0315)
Edad del jefe de hogar	-0.0007 (0.0006)	-0.0098*** (0.0010)
Secundaria	-0.0257 (0.0223)	0.0152 (0.0324)
Técnico o universitario incompleto	-0.0210 (0.0274)	0.0964** (0.0455)
Universitario o posgrado	0.0032 (0.0388)	0.0723 (0.0590)
Total de personas en el hogar (Tamaño)	-0.0474*** (0.0148)	0.0936*** (0.0216)
Tamaño del hogar al cuadrado	0.0033** (0.0014)	-0.0066*** (0.0021)
Tiene acceso a electricidad	-0.5366*** (0.1963)	-0.0375 (0.2333)
AP Sin cloro - Cloro = 0 mg/Lt	-0.0007 (0.0282)	-0.0172 (0.0400)
AP Inadecuada - Cloro de 0.1 a 0.5 mg/Lt	0.0090 (0.0201)	-0.0365 (0.0325)
Hogar en condiciones de pobreza	-0.1564*** (0.0269)	-0.1785*** (0.0481)
Lima Este	0.0835*** (0.0254)	-0.1271*** (0.0450)
Lima Norte	0.0458* (0.0267)	-0.1350*** (0.0438)
Lima Oeste	0.0431* (0.0250)	-0.0693 (0.0449)
Lima Sur	-0.0049 (0.0309)	-0.0723 (0.0526)
Constante	0.9242*** (0.2067)	0.7910*** (0.2543)
Observaciones	9,979	9,979
R-cuadrado	0.0267	0.0324

Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Coeficientes estimados considerando el factor de expansión poblacional. Errores robustos por efecto de diseño muestral complejo.

F. Regresión *Probit*: Probabilidad de que hogar cuente con acceso a agua potable mediante conexión a la red pública dentro de la vivienda

VARIABLES	Probabilidad
Asignación de consumo = 1, 1	0.6159*** (0.1510)
Conexiones activas por distrito (deciles) = 2	-0.1292 (0.1079)
Conexiones activas por distrito (deciles) = 3	0.5279*** (0.1759)
Conexiones activas por distrito (deciles) = 4	0.0972 (0.1331)
Conexiones activas por distrito (deciles) = 5	0.0968 (0.1492)
Tiene acceso a electricidad	1.2579*** (0.1953)
Casa independiente	1.9474*** (0.3397)
Departamento	1.8968*** (0.3561)
Vivienda en quinta	2.6872*** (0.3947)
Vivienda en vecindad	-0.8729** (0.3784)
Deciles de ingreso (por año y zona) = 2	0.0646 (0.0433)
Deciles de ingreso (por año y zona) = 3	0.2848*** (0.0480)
Deciles de ingreso (por año y zona) = 4	0.4911*** (0.0527)
Deciles de ingreso (por año y zona) = 5	0.7561*** (0.0605)
Lima Este	0.1580 (0.2074)
Lima Norte	0.4083** (0.1994)
Lima Oeste	-0.1586 (0.1462)
Lima Sur	-0.2385 (0.2441)
Año 2011	0.0455 (0.0520)
Año 2012	0.1052* (0.0588)
Año 2013	0.0883 (0.0679)
Año 2014	0.1695** (0.0716)
Constante	-2.7415*** (0.4415)
Observaciones	14,875

Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Coeficientes estimados considerando el factor de expansión poblacional. Errores robustos por efecto de diseño muestral complejo

G. Resultados de las pruebas de *endogeneidad*, sobre identificación y debilidad de los instrumentos

- **Especificación de Opaluch (1982):**

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 54.316
Chi-sq(3) P-val = 0.0000
IV redundancy test (LM test of redundancy of specified instruments): 7.481
Chi-sq(2) P-val = 0.0237
Instruments tested: rango3d
Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 14.044
(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 19.768
Stock-Yogo weak ID test critical values:
5% maximal IV relative bias 11.04
10% maximal IV relative bias 7.56
20% maximal IV relative bias 5.57
30% maximal IV relative bias 4.73
10% maximal IV size 16.87
15% maximal IV size 9.93
20% maximal IV size 7.54
25% maximal IV size 6.28
NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.
Hansen J statistic (overidentification test of all instruments): 3.047
Chi-sq(2) P-val = 0.2180
Endogeneity test of endogenous regressors: 17.558
Chi-sq(1) P-val = 0.0000
Regressors tested: opaluch
Link Test: p-value
x_hat: 0.000; x_hatsq: 0.863; constant: 0.272
Instrumented: p opaluch
Included instruments: y dq2 dq3 p_ amd pjugod pobre person percept age sex jeduc pareja child old lavad dorm asig mconexm mills dyear2 zona4
Excluded instruments: rango1d rango2d rango3d rango5d

- **Ecuación de demanda como función del precio promedio:**

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 186.050
Chi-sq(2) P-val = 0.0000
IV redundancy test (LM test of redundancy of specified instruments): 0.001
Chi-sq(1) P-val = 0.9710
Instruments tested: rango1d
Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 96.054
(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 93.322
Stock-Yogo weak ID test critical values:
5% maximal IV relative bias 16.85
10% maximal IV relative bias 10.27
20% maximal IV relative bias 6.71
30% maximal IV relative bias 5.34
10% maximal IV size 24.58
15% maximal IV size 13.96
20% maximal IV size 10.26
25% maximal IV size 8.31
NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.
Hansen J statistic (overidentification test of all instruments): 3.561
Chi-sq(1) P-val = 0.3129
Endogeneity test of endogenous regressors: 276.231
Chi-sq(1) P-val = 0.0000
Regressors tested: ap
Link Test: p-value
x_hat: 0.000; x_hatsq: 0.638; constant: 0.000
Instrumented: ap
Included instruments: y dq2 dq3 p_ amd pjugod pobre person percept age sex jeduc pareja child old lavad dorm asig mconexm mills dyear2 zona4
Excluded instruments: rango1d rango2d rango3d rango5d