



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloy sociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Medina, Carlos; Morales, Leonardo Fabio

Demanda por servicios públicos domiciliarios y pérdida irrecuperable de los subsidios: el caso colombiano

Desarrollo y Sociedad, núm. 61, enero-junio, 2008, pp. 1-42

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169113812001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



## **Demanda por servicios públicos domiciliarios y pérdida irrecuperable de los subsidios: el caso colombiano**

### ***Demand for public utility services and deadweight loss of subsidies: The case of Colombia***

Carlos Medina \*\*

Leonardo Fabio Morales \*\*\*

#### **Resumen**

En este trabajo se estiman funciones de demanda por los servicios públicos domiciliarios de agua y electricidad para una muestra de las ciudades más importantes en Colombia. Teniendo como fuente de información la Encuesta de Calidad de Vida 2003, se utiliza una metodología no lineal que aprovecha las particularidades de la función de oferta de estos bienes (bloque de precios crecientes, IBP), para identificar la demanda. Con la estimación de la función de demanda se

---

\* Agradecemos a Sheila Olmstead por sus aportes y sugerencias en la construcción del modelo empírico; a Silvio López por asistencia; a un árbitro anónimo y a participantes en seminarios del Banco de la República en Bogotá y Medellín, y del Segundo Encuentro Local del Capítulo de Colombia de la Red de Desigualdad y Pobreza de América Latina y el Caribe, por comentarios. También agradecemos a Julio Miguel Silva y Javier Roza por el suministro de información tarifaria. Las opiniones expresadas en este documento pertenecen a sus autores y no necesariamente reflejan los puntos de vista del Banco de la República o de su junta directiva.

\*\* Investigador, correo electrónico [cmendinu@banrep.gov.co](mailto:cmendinu@banrep.gov.co), teléfono (57) (4) 576 7464, fax: (57) (4) 251 5488.

\*\*\* Investigador, correo electrónico [lmoralzu@banrep.gov.co](mailto:lmoralzu@banrep.gov.co), teléfono (57) (4) 576 7468, fax: (57) (4) 251 5488.

Este artículo fue recibido el 23 de octubre del 2007, modificado el 25 de febrero de 2008 y finalmente aceptado el 25 de mayo del mismo año.

obtienen elasticidades ingreso y precio, y se estima el efecto que tiene un aumento en el precio del consumo básico sobre el bienestar de las familias beneficiarias mediante la variación compensada y la pérdida irrecuperable, la cual se cuantifica en aproximadamente treinta y cinco millones de dólares por año, por concepto de los subsidios brutos en acueducto, alcantarillado y electricidad.

*Palabras clave:* focalización de subsidios, incidencia, bienestar, funciones de demanda de servicios públicos domiciliarios.

*Clasificación JEL:* D6, D12, H4, H22, H24, I3.

## **Abstract**

We estimate demand functions of electricity and water for the main cities in Colombia, using as source of information the LSMS survey of 2003, and using a nonlinear methodology that take advantage of some particularities of the supply function that allow us identifying the demand in the presence of increasing block pricing, IBP. With the estimated demand functions, we get price and income elasticities, and we estimate the effect of rising subsidized prices to basic consumption of beneficiary families, on their welfare, by estimating their compensated variation and deadweight losses, which we estimate to be roughly US\$35 million per year on gross subsidies to water, sewerage and electricity.

*Key words:* focalization of subsidies, incidence, welfare, demand functions for public utility services.

*JEL Classification:* D6, D12, H4, H22, H24, I3.

## **Introducción**

Buena parte de los países en desarrollo, y en particular, de los países latinoamericanos, cuentan con alguna forma de subsidios a la provisión de servicios públicos domiciliarios, SSPPD, soportados por decisiones que han contado tradicionalmente con amplio apoyo popular.



La determinación de la cuantía y la asignación de los subsidios han requerido una institucionalidad que establezca las reglas de juego en esta materia y vele por su cumplimiento. En casos como el colombiano, dichas reglas han contado desde sus comienzos con buenas intenciones de parte de sus autores, pero han estado acompañadas de grandes dificultades de tipo técnico, que en materia de la focalización de los subsidios, han ofrecido soluciones que han sido objeto de gran debate recientemente<sup>1</sup>.

Teniendo en cuenta la dificultad que representa lograr consensos en torno a la política de asignación y focalización de subsidios de los SSPPD, es apenas de entenderse que la institucionalidad que enmarca dicha política no cuente con mecanismos que evalúen su desempeño, con objeto de reorientarla, de tal forma que después que los subsidios se comienzan a otorgar, sea posible flexibilizar su asignación de acuerdo con los resultados de dichas evaluaciones. En este sentido, el seguimiento y evaluación de la asignación y focalización de los subsidios a los SSPPD queda en buena parte en manos de la academia.

Este trabajo utiliza la Encuesta de Calidad de Vida de 2003 y las estructuras tarifarias, para estimar la función de demanda de agua y electricidad en las principales zonas urbanas del país. Las funciones de demanda se estiman mediante una metodología no lineal, particularmente útil en presencia de bloques crecientes de tarifas, IBP, el cual es el caso en Colombia. Las estimaciones son la herramienta principal para calcular elasticidades precio e ingreso de la demanda e indicadores de bienestar como la variación compensada del consumidor y la pérdida irre recuperable de la eficiencia ante un cambio de precios, insumos fundamentales para evaluar el bienestar de los hogares beneficiarios de los SSPPD.

Los resultados de las estimaciones arrojan elasticidades precio de la demanda de agua y electricidad consistentes con las de estudios previos. La simulación de una política que iguala en cada estrato los precios

---

<sup>1</sup> Entre los estudios que han evaluado el sistema de focalización de los subsidios a los servicios públicos domiciliarios en Colombia y han formulado propuestas para mejorarlo, se encuentran los de Fernández (2006), Medina y Morales (2007), Meléndez (2004), Montenegro y Rivas (2005), e Inecón (2006). El gobierno colombiano también ha realizado recientemente propuestas de reforma, como la contenida en DNP (2005).

marginales del consumo básico a los costos de referencia revela que la compensación que requerirían los hogares beneficiarios de los subsidios a los SSPPD en Colombia, para mantener la utilidad que tenían con el consumo básico a precio subsidiado, se asignaría de forma bastante homogénea en la distribución de ingresos para ambos casos: agua y electricidad. Sin embargo, la pérdida irre recuperable se concentraría en los más pobres, en particular en el caso de la electricidad.

A continuación se presenta una revisión de trabajos previos sobre el tema y se describen en detalle la estructura de tarifas de bloques de precios crecientes, la metodología de estimación, los datos y los resultados de las estimaciones de las funciones de demanda de agua y electricidad, con base en las cuales se realiza el cálculo de mediciones del bienestar económico de los hogares beneficiarios. Finalmente, se presentan las conclusiones.

## **I. Antecedentes**

### **A. Estimaciones previas de demandas de servicios públicos en Colombia**

En Colombia se han realizado diversos intentos por encontrar una estimación adecuada de la función de demanda por agua o por electricidad, lo cual no es tarea fácil, dado que la estimación tiene problemas muy particulares que complican el proceso de identificación, por el hecho de que la estructura de la oferta es de precios crecientes por bloques (IBP). Uno de los primeros intentos fue el de Madock, Castaño y Vella (1992), que con una muestra de hogares de Medellín de 1.500 observaciones, derivaron elasticidades para la demanda de electricidad utilizando una metodología tipo Hausman (1979), la cual consiste en estimar una función demanda condicional minimizando una función de pérdida. La elasticidad precio de la demanda obtenida para todos los estratos fue de -0,466.

Otra aproximación reconocida para el caso colombiano es la de López, Castaño y Vélez (1992), trabajo en el cual se estima una función de demanda de acueducto para la ciudad de Medellín para el período comprendido entre 1985 y 1991. En este trabajo se utiliza un modelo dinámico de ajuste parcial, para obtener elasticidades de corto plazo

entre -0,16 y -0,30. Para el caso de electricidad, Vélez, Botero y Yáñez (1991) hacen una estimación de demanda residencial para las ciudades de Bogotá y Medellín. Utilizan series de tiempo entre el período 1970 y 1983, de consumo anual por suscriptor medio, para estimar parámetros estructurales de la función de demanda. Las elasticidades precio de la demanda oscilan entre -0,10 y -0,12.

## **B. Estudios de otros países**

Puede encontrarse variedad de trabajos en los que se estiman individualmente ecuaciones de demanda de agua y electricidad para áreas urbanas de muchos países en el mundo. Las primeras aproximaciones de estimación se centraban en el uso del precio marginal o el precio promedio, para incluirlo como la principal variable en las ecuaciones de demanda. Trabajos como los de Gibbs (1978) y Linaweaver (1967), pusieron de resalto las ventajas del uso del precio marginal. Los estudios posteriores de Taylor (1975) y Nordin (1976) se centraron en definir mejores especificaciones para las ecuaciones de demanda e incluyeron el precio marginal y una variable de diferencia que tomara en cuenta la transferencia que se presentaba por la existencia de IBP (Hewitt y Haneman, 1995).

En literatura posterior se aclararon los problemas de identificación asociados a la estimación de la demanda de estos bienes, y los trabajos se basaron en la utilización de métodos econométricos para enfrentar el problema de endogeneidad por la aparente simultaneidad del precio marginal, la cantidad y las variables que tuvieran en cuenta la transferencia de ingreso entre los diferentes bloques. Por tanto, la mayoría de los trabajos recurrieron a la utilización de métodos de variables instrumentales o mínimos cuadrados en dos o tres etapas (Baker, Blundell y Micklewright, 1989).

Dadas las limitaciones que presentan las alternativas basadas en regresiones lineales de enfrentar los problemas del trabajo empírico, la literatura empírica más reciente sobre demandas de electricidad y agua se ha encaminado hacia las aproximaciones no lineales de estimación. La metodología de elección discreta continua es una de las alternativas no lineales que fue utilizada primeramente por Hewitt y Hanemann (1995) y a partir de allí en otra serie de trabajos como el

de Olmstead, Hanemann y Stavins (2005), OHS y el de Mosqueira (2003), en los cuales se han comprobado las ventajas de la metodología frente a comparaciones lineales. En este trabajo se seguirá esta línea de la literatura para el caso colombiano, que estima mediante la alternativa de elección continua discreta la demanda para los servicios públicos en el país.

Revisiones detalladas de la modelación de estimaciones de demanda residencial de acueducto se pueden consultar en Arbués, García-Valiñas y Martínez-Españeira (2003) y en Worthington y Hoffmann (2006). Es importante anotar que aunque en teoría el uso de modelos dinámicos con datos de panel permitiría obtener los resultados más precisos de las funciones de demanda residencial de servicios públicos, son muy pocos los trabajos que utilizan esa aproximación por la falta de datos de panel. Afortunadamente, la revisión de Worthington y Hoffmann concluye que las estimaciones encontradas por los diferentes estudios citados son *generalmente* consistentes, independientemente de la fuente de datos utilizada y de su estrategia de identificación.

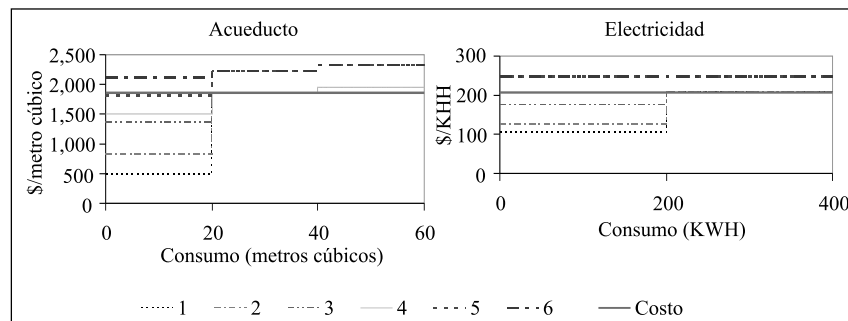
## **II. Demanda de agua y electricidad y la teoría sobre los bloques de precios crecientes**

Actualmente es bastante común encontrar en todo el mundo que las tarifas de los servicios públicos domiciliarios sean de precios por bloques, el cual es el caso colombiano.

El marco legal en el que se funda el actual sistema de subsidios a los servicios públicos domiciliarios está plasmado en la Constitución de 1991 y en las posteriores leyes 142 y 143 de 1994. El espíritu de la normativa es el de promover un sistema de prestación de servicios públicos eficiente a partir de criterios de solidaridad, suficiencia financiera, redistribución y eficiencia social y económica. El sistema actual de SSPD que evolucionó como resultado de estas y otras consideraciones se caracteriza por un mecanismo de subsidios cruzados a la demanda; sin embargo, la reglamentación también contempla la posibilidad de financiar el funcionamiento del sistema mediante la participación de dineros públicos en los casos en los cuales sea necesario.

Los subsidios cruzados consisten en un sistema de tarifas en el cual se le asignan tarifas por encima del costo a una porción del mercado y por debajo a otra porción de dicho mercado, que por razones de política social se busca favorecer. La magnitud de los subsidios cruzados está determinada por el estrato socioeconómico de las viviendas y el nivel de consumo de los hogares.

Gráfico 1. Estructura de tarifas. Bogotá, diciembre de 2003.



En los casos de acueducto y electricidad, en general las viviendas situadas en estratos 1, 2 ó 3 pagan una tarifa subsidiada hasta un nivel de consumo básico; las de estrato 4 pagan el costo, y finalmente, las de estratos 5 y 6 pagan más del costo<sup>2</sup>. El gráfico 1 ilustra el caso de Bogotá. Nótese que los estratos más bajos pagan en general tarifas más subsidiadas.

La distribución del consumo según los rangos reglamentarios para la aplicación de los subsidios y contribuciones que se observa en las ciudades de la ECV2003 se presenta en el cuadro 1. Vale la pena señalar que mientras en ambos servicios el porcentaje de hogares con niveles de consumo inferiores al límite de subsistencia en estrato 1 es del 70%, en el estrato 6 es del 20% para electricidad, pero de 50% para acueducto. En el conjunto de hogares que se encuentran en los

<sup>2</sup> En caso de los servicios de acueducto y alcantarillado, el rango de consumo básico comprende los primeros 20 metros cúbicos de consumo mensuales; los niveles de consumo complementario, de 20 a 40 m<sup>3</sup>; y el consumo suntuario aplica para consumos mayores a 40 m<sup>3</sup>. En electricidad el consumo de subsistencia va hasta 200 kwh/mes y el complementario para consumos mayores a esa cantidad. Los subsidios no pueden superar por ley el 50%, 40% y 15% del costo de referencia para los estratos 1, 2 y 3, respectivamente. La contribución de los estratos 5 y 6 no puede superar el 20% del costo de referencia.



estratos 4, 5 y 6, el porcentaje de hogares con niveles de consumo inferiores al límite de subsistencia es del 40% y 65% respectivamente para electricidad y acueducto, lo cual sugiere que el límite de consumo básico en acueducto es mucho más generoso que en electricidad<sup>3</sup>.

**Cuadro 1. Distribución de los hogares por rango de consumo y estrato.**

Electricidad													
Estrato	1		2		3		4		5		6		Total
Rango de consumo	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N
Hasta 200 kwh/mes	623	70,6	2,683	65,8	3,208	60,1	764	47,4	145	34,2	84	20,8	7,507
Mayor a 200 kwh/mes	259	29,4	1,396	34,2	2,134	39,9	848	52,6	279	65,8	319	79,2	5,235
Total	882	100	4,079	100	5,342	100	1,612	100	424	100	403	100	12,742

Agua													
Estrato	1		2		3		4		5		6		Total
Rango de consumo	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N
Hasta 20 m³/mes	437	71,8	2,463	74,4	3,459	74,4	974	68,6	240	64,0	140	50,5	7,713
Entre 20 y 40 m³/mes	168	27,6	786	23,7	1,005	21,6	379	26,7	106	28,3	83	30,0	2,527
Mayor a 40 m³/mes	4	0,7	61	1,8	184	4,0	67	4,7	29	7,7	54	19,5	399
Total	609	100	3,310	100	4,648	100	1,420	100	375	100	277	100	10,639

La presencia de este tipo de estructura tiene importantes repercusiones sobre el trabajo empírico al momento de plantearse la estimación de la demanda de los servicios públicos domiciliarios; por tanto, en esta sección se tratará el tema con detenimiento.

## A. Descripción general

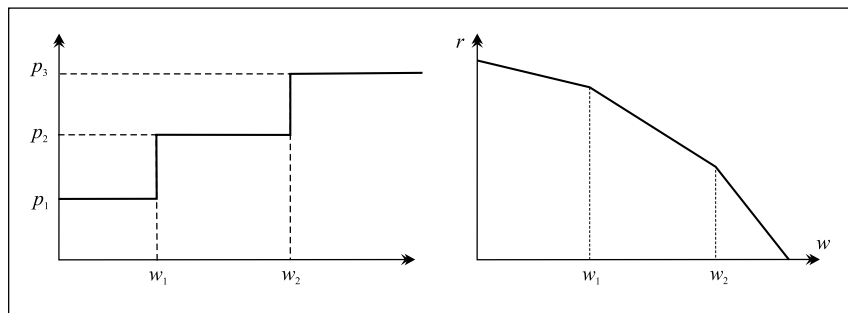
Los precios por bloques son estructuras de precios que caracterizan la función de oferta de ciertos bienes, sobre todo los servicios públicos domiciliarios. Estas estructuras de precios son no lineales, pues se caracterizan por fijar precios marginales diferentes según sea el rango de consumo, mayor o menor de acuerdo con el tipo de estructura (creciente por bloque, decreciente por bloque). En Colombia los servicios residenciales de agua y electricidad tienen una estructura de precios crecientes por bloques, es decir, que se les carga un precio marginal más alto a los volúmenes de consumo mayores. Esta práctica es muy

<sup>3</sup> Véanse mayores detalles sobre la evolución de la normativa del sector y de sus esquemas de subsidios en Millán (2006).

común en el ámbito internacional, y en Colombia se ha establecido como una estrategia para focalizar subsidios, bajo el supuesto de que existe una correlación entre el nivel de consumo y el nivel de ingreso, y también para racionalizar el consumo y desincentivar el desperdicio de los recursos.

El gráfico 2 presenta un ejemplo de precios crecientes por bloques con tres precios marginales diferentes; Si el consumo está situado entre 0 y  $w_1$ , el precio cargado es  $p_1$ ; si está entre  $w_1$  y  $w_2$ , el precio será  $p_2$ ; por último, para un consumo mayor a  $w_2$ , el precio cargado será  $p_3$ .

**Gráfico 2.** Estructura creciente de bloques de precios, y su restricción presupuestal.



En una estructura de este tipo, el consumidor enfrenta una restricción presupuestal con unas características que difieren de las usuales, pues será no lineal (lineal a tramos). Las alternativas que se le presentan al consumidor es consumir en un punto interior a cualquiera de los bloques o en cualquiera de los *kinks* (los puntos de consumo a partir de los cuales el precio marginal cambia). Así, siendo el consumo del servicio público  $w$  y el consumo de los demás bienes  $r$ , la restricción presupuestaria del consumidor residencial sería la ilustrada en el gráfico 2.

Como puede verse en la figura, la restricción presupuestal, considerando bienes con una estructura de precios por bloque, es no lineal, y según la estructura de los bloques puede ser estrictamente no convexa, lo cual tiene consecuencias muy particulares para el equilibrio del consumidor, las funciones de demanda, las curvas de Engel, etc.

## B. Ingreso monetario e ingreso virtual del hogar

Una de las particularidades importantes que se ha de tener en cuenta en los sistemas de precios IBP es la existencia de una transferencia creciente por bloques de consumo que se deriva del hecho de que el precio marginal por la última unidad de consumo (metro cúbico o kilovatio/hora) no coincide necesariamente con el precio medio del total de unidades consumidas, lo que se deriva del hecho de que para consumos en los bloques asociados a los precios marginales más altos, el consumidor estuvo dispuesto a pagar por cada unidad de consumo dicho precio marginal, pero para las unidades consumidas situadas en los primeros bloques tuvo que pagar un precio menor.

Por ejemplo: para un individuo que consumió una cantidad del servicio  $w^*$ , por encima de  $w_2$ , (gráfico 2), se deduce que estaría dispuesto a pagar el precio  $p_3$  por cada unidad de consumo, lo que implicaría un gasto final de  $w^*p_3$ ; pero en realidad tal individuo sólo tuvo que haber pagado los precios  $p_1$  y  $p_2$  por las cantidades dentro de los bloques 1 y 2 respectivamente, lo que implicaría un gasto de  $w_1p_1 + (w_2 - w_1)p_2 + (w^* - w_2)p_3$ , que resulta claramente menor. La diferencia entre lo que estaría dispuesto a pagar y lo que realmente paga es una transferencia  $d$ , que sumada al ingreso  $Y$ , da como resultado lo que se conoce como el ingreso virtual  $\tilde{Y} = Y + d$ . De tal manera que el ingreso virtual incluye un subsidio, siempre que el consumo se sitúe por encima del primer bloque, y tal efecto deberá ser tenido en cuenta a la hora de estimar cualquier tipo de función de demanda.

## C. Estimación de funciones de demanda sujetas a bloques de precios crecientes

Cuando la estructura de precios de un determinado bien es del tipo de bloques crecientes, se presenta un problema dual: el precio marginal aumenta en la medida en que aumenta el consumo, lo que ocasiona un problema de simultaneidad, dado que el precio y el bloque en el que se consume se determinan simultáneamente. En nuestro caso, el ingreso virtual es igualmente endógeno, dado que la transferencia que se le adiciona al ingreso monetario es función del precio. En ese sentido, si una aproximación tradicional de mínimos cuadrados ordinarios fuera empleada el tamaño del error, el precio marginal y el ingreso virtual

estarían sistemáticamente correlacionados, lo que haría la estimación sesgada e inconsistente.

Los primeros intentos de resolver este problema provienen de la utilización de variables instrumentales, como los mínimos cuadrados en dos etapas<sup>4</sup>. No obstante, la aproximación de las variables instrumentales tiene limitaciones importantes, previamente señaladas en la literatura<sup>5</sup>. Como lo documentan Arbués *et al.* (2003), otro tipo de aproximaciones se han basado en la decisión de los hogares de seleccionarse a sí mismos en intervalos determinados de consumo. En general, estos procedimientos adoptan la intuición implícita en Heckman (1978) y en Burtless y Hausman (1978), y forman parte de la misma aproximación adoptada en este documento, denominada Elección Discreta Continua.

#### D. Elección Discreta Continua

Este método fue propuesto inicialmente por Hewitt y Hanemann (1995) y posteriormente por OHS, entre otros. Consiste básicamente en la estimación de una función de máxima verosimilitud definida con base en la distribución conjunta de dos términos de error. La metodología permite hacer la estimación independientemente de si los individuos son observados consumiendo en alguno de los *kink*, o en alguna porción lineal de la restricción.

---

<sup>4</sup> Hausman *et al.* (1979); Agthe, Billings, Dobra y Kambiz (1986); Deller, Chicoine y Ganapathi (1986); Nieswiadomy y Molina (1988, 1989). Véanse también las referencias adicionales incluidas en Arbués *et al.* (2003) y en Worthington y Hoffmann (2006).

<sup>5</sup> OHS señala tres limitaciones: (i) las elasticidades obtenidas por IV requieren que se permanezca en el mismo bloque de consumo; (ii) cuando el consumo está muy cercano a un *kink* determinado, no es claro cuál precio marginal debe asignarse; y (iii) el efecto de los cambios en la estructura de precio o en la cantidad de bloques que enfrenta cada consumidor no puede ser evaluado, dado que los elementos de la estructura de precios no entran en las estimaciones por variables instrumentales. Entre tanto, Terza (1986) argumenta que cuando se utiliza la linearización de la estructura de tarifas en las estimaciones por variables instrumentales, se produce una correlación negativa espuria entre el precio y el error. Véanse, además, Arbués *et al.* (2003) y Worthington y Hoffmann (2006).

### III. Metodología

A continuación se describe la Elección Discreta Continua, metodología con base en la cual se realizará la estimación de las funciones de demanda de agua y electricidad.

#### A. Agua

En este caso, se realizaron estimaciones de prueba con diferentes formas funcionales, de las cuales se concluyó que el mejor modelo para estimar era el doble logarítmico. La ecuación (1) presenta el modelo estimado:

$$\ln w_a = Z\gamma + \alpha \ln p_a + \beta \ln \tilde{y}_a + \eta + \varepsilon \quad (1)$$

Donde  $w_a$  es el consumo observado en acueducto de cada hogar que reporta el valor de la factura pagada por el servicio. La matriz  $Z$  comprende una serie de variables exógenas que pueden influir en la determinación de los niveles de consumo del bien, y variables de efectos fijos por ciudad. Los precios marginales del agua se representan por  $p_a$ , y el ingreso virtual que incluye la transferencia en el mercado del agua es  $\tilde{y}_a$ . Por último,  $\eta$  y  $\varepsilon$  son los términos de error.

#### B. Electricidad

En este caso, las estimaciones de prueba arrojaron que el modelo que convergía sin mayores complicaciones y del cual se obtenían los resultados intuitivamente esperados era logarítmico lineal; la ecuación estimada puede ser representada por la siguiente expresión:

$$\ln w_b = Z\gamma + \alpha p_b + \beta \ln \tilde{y}_b + \eta + \varepsilon \quad (2)$$

Donde,  $w_b$  es el consumo observado en electricidad de cada hogar que reporta el valor de la factura, y las demás variables se definen igual al caso anterior.

### C. Particularidades y estimación del método de DCC

En una estimación econométrica estándar, regularmente las especificaciones de los modelos empíricos sólo tienen una perturbación aleatoria y no dos, como en el caso de las ecuaciones de demanda presentadas arriba. En estas aproximaciones estándar, la perturbación aleatoria está justificada en la existencia de efectos aleatorios no observados u omitidos. Dado que la una aproximación DCC es una modelación más completa de la demanda que otras de otra naturaleza como los mínimos cuadrados o las variables instrumentales, se debe ser cauto a la hora de introducir la perturbación aleatoria (Hewitt y Hanemann, 1995). Como existen diversas fuentes de error, algunas sólo desconocidas por el investigador y otras desconocidas tanto por éste como por el hogar que resuelve el problema de maximización de su utilidad, por eso se incluyen dos términos de error en las ecuaciones. En el caso de  $\eta$ , este término recoge diferentes fuentes de heterogeneidad en las preferencias sobre el bien en cuestión a lo largo de los hogares. Estas fuentes son no observadas por el investigador, a causa de la existencia de variables no observables o medibles. Entre tanto,  $\varepsilon$  recoge una fuente de error que igualmente no es observada por el investigador, pero tampoco por el hogar. Se trata de un error en el proceso de optimización, el cual refleja el hecho de que el uso observado no coincida con el que debería ser el óptimo (dado el proceso de maximización de la utilidad del hogar). Se adoptan los siguientes supuestos sobre los términos de error:

$$\eta \sim n(0, \sigma_\eta^2), \quad \varepsilon \sim n(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3)$$

La aproximación de DCC modela la demanda condicional de un bien cuyo régimen de tarifas opera bajo la estructura de precios por bloques. Para dicha modelación, en este trabajo se sigue la tendencia de la literatura reciente en este tema de adoptar una formulación aditiva lineal; en tal caso, la descripción de la demanda condicionada toma la siguiente forma (OHS)<sup>6</sup>:

---

<sup>6</sup> La derivación matemática y su notación siguen la línea de los trabajos de Hewitt y Hanemann (1995) y de Olmsstead *et al.* (2005).

$$w \left\{ \begin{array}{l} \ln w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu) + \eta + \varepsilon \\ \quad \text{si } \eta < \ln w_1 - \ln w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu) \\ \ln w_1 + \varepsilon \\ \quad \text{si } \ln w_1 - \ln w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu) < \eta < \ln w_1 - \ln w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu) \\ \ln w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu) + \eta + \varepsilon \\ \quad \text{si } \ln w_1 - \ln w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu) < \eta < \ln w_2 - \ln w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu) \\ \dots \\ \ln w_{k-1} + \varepsilon \\ \quad \text{si } \ln w_{k-1} - \ln w_{k-1}^*(z, p_{k-1}, y_{k-1}, \delta, \alpha, \mu) < \eta < \ln w_{k-1} - \\ \quad \ln w_k^*(z, p_k, y_k, \delta, \alpha, \mu) \\ \ln w_k^*(z, p_k, y_k, \delta, \alpha, \mu) + \eta + \varepsilon \\ \quad \text{si } \ln w_{k-1} - \ln w_k^*(z, p_k, y_k, \delta, \alpha, \mu) < \eta < \infty \end{array} \right. \quad (4)$$

La expresión (4) se obtiene de despejar para  $\eta$  cada una de las desigualdades que pueden plantearse con base en la estructura creciente de bloques y la ecuación (1), las cuales resultan de cada caso posible en el que pueda estar situado dentro de la estructura de precios el consumo observado: en alguno de los bloques de consumo, o en algún *kink*. Además  $w$  es el consumo observado y  $w_k^*(z, p_k, y_k, \delta, \alpha, \mu)$  es el consumo estimado dentro del bloque  $k$ , y  $w_k$  es el consumo en el punto o *kink*  $k$ .

La ecuación anterior es la que se va a estimar mediante la máxima verosimilitud; la probabilidad de observar un determinado nivel de consumo del servicio  $w_i$  puede ser expresada de la siguiente manera:

$$P(\ln w_i) = \sum_{j=1}^k p(\ln w_i | \ln w_i \in t_j) \cdot p(\ln w_i \in t_j) \quad (5)$$

Donde  $t_j$  hace referencia a un bloque o *kink* determinado; por tanto, la sumatoria se realiza sobre todas las posibles posiciones de consumo del bien dentro de la restricción presupuestal: cualquier bloque o cualquier *kink*.

Al resolver la expresión anterior se obtiene la formula de la función de máximo verosimilitud para un número de bloques y *kinks* tal que: *bloques* + *kinks* =  $k$ . Al resolver para 3 bloques y 2 *kinks*, que es el caso de acueducto, se obtuvo la siguiente función de verosimilitud:

$$\begin{aligned}
\ln L = & \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-\frac{(s_1)^2}{2}}}{\sigma_v} \right] [\Phi(r_1) - 0] + \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-\frac{(u_1)^2}{2}}}{\sigma_\varepsilon} \right] [\Phi(m_1) - \Phi(t_1)] \\
& + \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-\frac{(s_2)^2}{2}}}{\sigma_v} \right] [\Phi(r_2) - \Phi(n_2)] + \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-\frac{(u_2)^2}{2}}}{\sigma_\varepsilon} \right] [\Phi(m_2) - \\
& \Phi(t_2)] + \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-\frac{(s_3)^2}{2}}}{\sigma_v} \right]
\end{aligned} \quad (6)$$

Donde:

$$\begin{aligned}
v &= \eta + \varepsilon & \rho &= \text{corr}(v, \eta) \\
s_k &= (\ln w_i - \ln w_i^*(.)) / \sigma_v & u_k &= (\ln w_i - \ln w_k) / \sigma_\varepsilon \\
t_k &= (\ln w_k - \ln w_k^*(.)) / \sigma_\varepsilon & m_k &= (\ln w_k - \ln w_{k+1}^*(.)) / \sigma_\eta \\
r_k &= (t_k - \rho s_k) / \sqrt{1 - \rho^2} & n_k &= (m_{k-1} - \rho s_k) / \sqrt{1 - \rho^2}
\end{aligned} \quad (7)$$

Se estimaron las ecuaciones de demanda maximizando fórmulas de verosimilitud del tipo de la ecuación (6), para los servicios de agua y alcantarillado, utilizando diferentes expresiones según la forma de la función de oferta enfrentada por cada consumidor en particular (tres bloques, dos *kinks*; dos bloques, un *kink*, etc.). Para determinar la elasticidad precio de la demanda con precisión, se realizaron simulaciones tipo Montecarlo, utilizando la esperanza matemática de la función de demanda condicional, según la forma funcional que se utiliza en la estimación de la demanda, dado que por la naturaleza no lineal de la aproximación, los parámetros no pueden ser precisamente interpretados como elasticidades<sup>7</sup>. No obstante, las elasticidades precio

<sup>7</sup> Pues los precios aparecen en los límites de integración de la fórmula de probabilidad de observar un consumo específico.



de las demandas simuladas resultan en magnitud muy similares a los coeficientes de precio obtenidos de las estimaciones. Por cuestiones de extensión del documento, se profundizará el cálculo de la esperanza matemática del consumo y la simulación en uno de los apéndices.

#### **IV. Datos y resultados de las estimaciones de demanda de servicios públicos**

##### **A. Datos y fuentes de información**

Nuestra estimación de funciones de demanda residencial de agua y electricidad usa como fuente de información la Encuesta de Calidad de Vida (ECV), realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Dane) en 2003. Dicha encuesta recoge valiosa información sobre las condiciones socioeconómicas de la población colombiana. Indaga sobre el valor de la última factura pagada por servicios públicos del hogar encuestado, el ingreso y otro conjunto de variables que pueden influir en la determinación de los niveles de consumo de estos dos servicios públicos domiciliarios. La otra información relevante que se utilizó en el estudio son las tarifas cobradas por las empresas prestadoras en el mismo momento en el que se realizó la encuesta. Para la información de tarifas se tiene como fuentes las comisiones de regulación de los servicios en cuestión, la Superintendencia de Servicios Públicos Domiciliarios (SSPD) y el Sistema Único de Información de la SSPD.

Con la información de la factura pagada por cada hogar en particular y las tarifas cobradas por las empresas, se calculó el consumo observado por medio de algunas derivaciones de la expresión (8), la cual establece la estructura de cobro estándar para un servicio público, la cual incluye un cargo fijo (aunque no en todos los casos) y cada uno de los bloques de consumo con sus respectivos precios.

$$V^{(e)}(Q_k) = v_0^{(e)} + \sum_{i=1}^n p_i^{(e)} q_i; \quad Q_k = \sum_{n=1}^k q_i \quad (8)$$

Con  $i = 1, 2, \dots, n$

donde  $V^{(e)}$  corresponde al valor de la factura de una vivienda situada en estrato  $e$ , la cual es una función que depende de las cantidades totales consumidas.  $Q_k$ ,  $v_0^{(e)}$  es el cargo fijo que se cobra a las viviendas situadas en estrato  $e$ ;  $p_i^{(e)}$  es el precio marginal en el bloque de precios  $i$  para una vivienda situada en estrato  $e$ ;  $q_i$  indica la cantidad consumida por el hogar el bloque de precios  $i$ ;  $n$  indica el número de intervalos y  $k$  el intervalo en el cual se encuentra la cantidad total consumida en unidades del respectivo bien  $Q_k$ .

Una descripción de las variables utilizadas en las estimaciones se presenta en el cuadro 2. La diferencia en el número de viviendas con las cuales se estimaron los modelos de agua y electricidad se debe principalmente al bajo reporte de la factura de agua. El resultado final es que la muestra utilizada en el ejercicio de agua consta de hogares relativamente más ricos que la de electricidad: se encuentran con mayor probabilidad en estratos altos, tienen un jefe más educado y, en general, las características de sus viviendas son mejores.

**Cuadro 2. Estadísticas descriptivas.**

Variable	Agua		Electricidad		Diferencia Significativa
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	
Consumo	16,70	13,73	254,99	236,54	N.A.
N. cuartos	3,94	1,45	3,85	1,48	*
N. Baños	1,58	0,89	1,55	0,87	*
Jardín	0,54	0,50			N.A.
solar	0,05	0,21	0,06	0,23	*
Garaje	0,24	0,43	0,23	0,42	
Terraza	0,17	0,37	0,16	0,37	
Zona verde	0,13	0,33			N.A.
Cocina	0,97	0,16			N.A.
Casa	0,48	0,50	0,48	0,50	
Estrato 2	0,32	0,47	0,34	0,47	*
Estrato 3	0,40	0,49	0,38	0,48	*
Estrato 4	0,13	0,33	0,13	0,34	
Estrato 5	0,06	0,23	0,05	0,21	*
Estrato 6	0,02	0,14	0,02	0,15	

(Continúa...)

**Cuadro 2.** Estadísticas descriptivas. (...Continuación).

Cocina con energía			0,22	0,41	N.A.
Mala calidad agua	0,11	0,31			N.A.
Agua todos los días	0,98	0,13			N.A.
Agua las 24 horas	0,98	0,16			N.A.
Educación jefe	9,08	4,96	8,89	4,97	*
Edad del jefe	49,26	14,92			N.A.
No. electrodomésticos			5,07	2,29	*
Miembros en la familia	4,07	2,00	4,07	2,12	
Ingreso	1,660,926	5,505,154	1,554,473	4,917,231	
No. observaciones	10,639		12,742		

Fuente: ECV 2003.

\* El consumo de agua está expresado en metros cúbicos y el de energía en kw/h.

## B. Resultados

### 1. Agua

En este caso se utilizó información para nueve ciudades, incluidas en la ECV 2003, y sus respectivas tarifas. Estas ciudades fueron: Bogotá, Medellín y su área metropolitana, Barranquilla, Cartagena, Santa Marta, Cúcuta, Bucaramanga, Cali y Pasto<sup>8</sup>. Los resultados de las estimaciones se presentan en el cuadro 3, en el cual aparecen también los nombres de las variables<sup>9</sup>. Salvo las variables casa, solar, número de cuartos y las *dummies* de efectos fijos para Cali y Bucaramanga, las demás variables incluidas en la regresión resultaron ampliamente significativas.

Las variables de estrato revelan que el consumo aumenta a medida que pasamos a estratos cada vez más altos. Las variables que describen elementos adicionales de las viviendas, como número de baños, garaje, terraza, jardín, etc., como es de esperarse, tienen influencia positiva en el consumo del recurso.

<sup>8</sup> Las inferencias resultantes con base en los hogares de la ECV 2003 que residen en estas ciudades son representativas del agregado de la zona urbana de ellas.

<sup>9</sup> Una descripción más detallada de cada variable se encuentra en el anexo 1.

Cuadro 3. Resultados ecuación de demanda de agua: DCC y OLS.

Variable	DCC		OLS	
	Estimador	t-estadístico	Estimador	t-estadístico
N. cuartos	-0,0084	-1,22	0,0164	0,01
N. Baños	0,1404	10,74	0,1204	0,01
Jardín	0,0423	2,43	0,0343	0,01
Solar	-0,0584	-1,61	-0,0064	0,03
Garaje	0,0436	2,01	0,0009	0,02
Terraza	0,0738	3,49	0,0624	0,02
Zona verde	-0,0988	-3,89	-0,0416	0,02
Cocina	0,1427	2,93	0,1242	0,05
Casa	-0,0279	-1,61	0,0237	0,01
Estrato 2	0,2684	8,47	-0,3955	0,03
Estrato 3	0,3233	9,37	-0,9286	0,03
Estrato 4	0,4356	9,97	-0,9899	0,04
Estrato 5	0,4776	9,01	-1,2058	0,05
Estrato 6	0,6176	8,38	-1,1917	0,06
Mala calidad agua	0,0558	2,33	0,0369	0,02
Agua todos los días	0,4938	8,55	0,1349	0,05
Agua las 24 horas	0,1638	3,32	-0,0332	0,05
Educación del jefe	0,0016	0,76	-0,0020	0,00
Edad del jefe	0,0074	12,73	0,0022	0,00
N. miembros del hogar	0,1274	30,88	0,0772	0,00
Cali	0,0415	1,58	1,0078	0,04
Medellín	0,2250	10,38	0,8331	0,03
Barranquilla	0,3380	9,48	0,9847	0,06
Pasto	-0,1643	-2,30	0,9412	0,05
Bucaramanga	-0,0504	-1,18	1,2309	0,09
Pereira	0,2489	5,77	1,1507	0,07
Cartagena	0,2995	6,51	0,4921	0,08
Precio	-0,2454	-12,62	1,4547	0,02
Ingreso	0,1402	15,34	0,0311	0,01
$\eta$	0,7120	96,83		
$\varepsilon$	0,1790	10,55		
Constante			-8,5551	0,18

La variable *solar*, la variable *casa* (la unidad de vivienda es *casa* y no *apartamento*), junto con la variable *zona verde* (cercanía de la vivienda a parques y zonas verdes), explican de forma negativa el consumo. En caso de las zonas verdes, estas pueden resultar un sustituto de otro tipo de bienes que impliquen consumo de agua, como el jardín, y en el caso de la existencia de solar, este elemento en muchos casos permite la recolección de aguas lluvia para empleos generales como el aseo y además mantiene la vivienda fresca y ventilada. Además,

los solares son característicos de las casas y no de los apartamentos y los resultados de la estimación de la demanda indican que en promedio los hogares que habitan unidades de vivienda que son casas consumen menos agua. La variable *número de cuartos* resulta con signo negativo, pero su efecto no es estadísticamente significativo.

Las variables de efectos fijos de ciudad revelan que con respecto a Bogotá (categoría de referencia) y manteniendo todo lo demás constante, algunas ciudades como Medellín, Barranquilla, Cali, Pereira y Cartagena consumen más agua en promedio. Alternativamente comparadas con Bogotá, otras ciudades como Pasto y Bucaramanga consumen menos. Esto puede explicarse por el hecho de que, como se verá más adelante, la elasticidad precio de la demanda del agua es baja en lo que hace relación a otros servicios públicos como electricidad; aunque el precio del servicio sea mayor en Bogotá que en la mayoría de las otras ciudades, el ingreso del hogar promedio es sustancialmente mayor; por tanto, el consumo resulta inferior en algunas ciudades. En las ciudades en las cuales el consumo es mayor, puede presentarse que en promedio el efecto de un menor precio relativo comparado con Bogotá supere el efecto de un menor ingreso en comparación a esta ciudad.

Nótese la gran diferencia que se encuentra entre los coeficientes estimados por OLS y aquellos estimados por DCC. Con OLS no se logra identificar la relación negativa que existe entre los precios y la demanda de agua, y el efecto ingreso es en ese caso despreciable. Con OLS, buena parte del efecto precio se captura en los efectos fijos de estrato socioeconómico, los cuales a su vez presentan un signo contraintuitivo.

Aunque la interpretación de los coeficientes de precio e ingreso como cambios marginales puede estar sujeta a imprecisiones dada la no linealidad del modelo, más adelante puede verse que las elasticidades calculadas por simulación son muy similares a dichos coeficientes. En el caso de esta estimación, por ser doble logarítmica los coeficientes podrían ser interpretados como elasticidades; así, la elasticidad precio estaría alrededor del -25%, y el ingreso, en 14%. De lo cual se puede adelantar que el bien es inelástico al precio y al ingreso, lo cual es muy intuitivo teniendo en cuenta que el agua es un bien necesario. Por tanto, no se espera mucha respuesta del consumo ante variaciones del precio o el ingreso.

## 2. Electricidad

En este caso de electricidad se utilizó información de las siguientes ciudades colombianas: Medellín y su área metropolitana, Cali, Bogotá, Bucaramanga, Pasto, Cartagena y Barranquilla. Los resultados de las estimaciones se presentan en el cuadro 4<sup>10</sup>. Salvo por la variable *garaje*, todas las variables incluidas en la ecuación de demanda resultan estadísticamente significativas. Las variables que se refieren a la existencia de algunos elementos de la vivienda como número de cuartos, número de baños, terraza etc., resultan, como es de esperarse, con un efecto positivo sobre el consumo del recurso. Las variables de estrato revelan que se mantiene el mismo patrón que en agua; el consumo crece a medida que se pasa de un estrato a otro. La única variable que tiene influencia negativa sobre el consumo es *educación del jefe*, la cual revela que cuanto más educado sea el jefe del hogar, se evidencia menor consumo. Este hecho muestra la existencia de una cultura del ahorro y del no desperdicio en los hogares más educados.

En cuanto a los efectos fijos de ciudad, los resultados revelan que en promedio y todo lo demás constante, casi todas las ciudades, salvo Bucaramanga, presentan un consumo superior al de Bogotá. Este resultado es consistente con las estimaciones, dado que a comparación del agua, la elasticidad precio de la demanda es mayor, y dado que los precios marginales a cualquier bloque de consumo son mayores en Bogotá, eso repercute en un efecto precio en detrimento del consumo en la ciudad.

En este caso, los estimadores obtenidos por OLS registran problemas similares a los detectados en el caso de la demanda de agua.

Aunque de nuevo aquí la interpretación de los coeficientes de precio e ingreso puede tener ciertas imprecisiones, más adelante puede verse que la elasticidad precio simulada es muy similar a la que se obtiene con el coeficiente. Dado que el modelo arroja una semielasticidad en el caso del precio, al multiplicar por el consumo promedio se obtiene una elasticidad promedio superior a -0,48%, y el coeficiente del ingreso, que es una elasticidad, es de 32%. Así pues, en comparación al agua,

---

<sup>10</sup> Una descripción más detallada de las variables aparece en el anexo 1.

la electricidad es un bien más elástico, lo cual es bastante intuitivo, dado que muchos bienes superiores y suntuarios y del hogar funcionan con electricidad, lo que hace que la respuesta ante cambios en precio e ingreso pueda ser más alta.

**Cuadro 4. Resultados ecuación de demanda de electricidad: DCC y OLS.**

Variable	DCC		OLS	
	Estimador	t-estadístico	Estimador	t-estadístico
N. cuartos	0,0245	12,42	0,0167	0,00
N. Baños	0,0921	7,91	0,1111	0,01
Solar	0,1050	4,69	-0,0068	0,02
Garaje	-0,0078	-0,60	-0,0039	0,01
Terraza	0,0830	5,03	0,0380	0,01
Casa	0,0666	5,43	0,0713	0,01
Estrato 2	0,4175	18,80	-0,0919	0,02
Estrato 3	0,5064	18,59	-0,4111	0,02
Estrato 4	0,5731	15,07	-0,5793	0,03
Estrato 5	0,5546	10,79	-0,9050	0,04
Estrato 6	0,7859	13,24	-0,7424	0,04
Cocina con energía	0,2706	15,38	0,1767	0,01
Educación jefe	-0,0076	-6,86	-0,0062	0,00
Miembros en la familia	0,0642	7,12	0,0520	0,00
Cali	0,1499	6,95	0,2698	0,02
Medellín	0,5993	33,05	0,7385	0,03
Barranquilla	0,5363	22,45	0,3424	0,06
Pasto	0,1907	4,37	-0,3745	0,04
Bucaramaga	-0,1587	-7,62	-0,6300	0,04
Cúcuta	0,2755	6,34	-0,1189	0,05
Pereira	0,1120	3,39	0,0620	0,04
N. electrodomésticos	0,0056	6,75	0,0435	0,00
Precio	-0,0025	-11,34	0,0113	0,00
Ingreso virtual	0,3261	108,96	0,0283	0,01
$\eta$	0,5709	104,08		
$\varepsilon$	0,1886	12,47		
Constante			2,3772	0,08

### C. Simulación de la elasticidad precio de la demanda

La no linealidad del modelo de elección discreta continua implica que los coeficientes no puedan interpretarse precisamente como cambios marginales, pues las variables explicativas se encuentran también en los límites de integración de la expresión de la demanda condicionada, por lo cual no es posible encontrar una solución analítica para expre-

sar la derivada. Sin embargo, para superar esta limitación y encontrar cambios marginales precisos, es posible simularlos, para lo cual hay que encontrar una expresión para el valor esperado del consumo y perturbar el precio en una magnitud equivalente al 1%, con lo cual es posible hallar el valor de la elasticidad directamente. Este procedimiento se hace mediante experimentos Montecarlo.

Para realizar este procedimiento es necesario calcular una expresión para el valor esperado del consumo. Del planteamiento de la función de demanda condicional y siguiendo a OHS, tenemos que el consumo condicional a los bloques toma la siguiente forma:

$$w = \begin{cases} w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu) e^\eta e^\varepsilon; & \text{si } 0 < e^\eta < \frac{w_1}{w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_1 e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_1}{w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta < \frac{w_1}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu) e^\eta e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_1}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta \\ & < \frac{w_2}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_2 e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_2}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta < \frac{w_2}{w_3^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_3^*(z, p_3, y_3, \delta, \alpha, \mu) e^\eta e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_2}{w_3^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta \end{cases} \quad (9)$$

Resolviendo la anterior expresión se obtiene una formula para el valor esperado del consumo  $E(w)$ . Esta derivación aparece explicada más detalladamente en los anexos.

## 1. Agua

Los resultados de las simulaciones de la elasticidad precio de agua se presentan en el cuadro 4. La elasticidad media es de -0,23; se realizaron 100 simulaciones de la elasticidad, lo que permite obtener un estadístico  $t$  con el cual se deduce que el parámetro es estadísticamente significativo.



**Cuadro 5. Elasticidades precio simuladas, agua.**

Media	Desviación	T
-0,23	0,03	-7,84

En el cuadro 6 aparecen los resultados de la simulación de las elasticidades ingreso. Para la demanda estimada de agua, en promedio la elasticidad fue de 0,13 y es estadísticamente distinta de cero.

**Cuadro 6. Elasticidades ingreso de la demanda simuladas, agua.**

Media	Desviación	T
0,13	0,01	12,08

## 2. Electricidad

Los resultados de las simulaciones de elasticidad precio e ingreso de la demanda de electricidad se presentan en los cuadros 7 y 8. Aquí también se realizaron 100 simulaciones y se calculó un  $t$  estadístico; las variables resultan muy significativas.

**Cuadro 7. Elasticidades precio simuladas, electricidad.**

Media	Desviación	T
-0,45	0,07	-6,09

**Cuadro 8. Elasticidades ingreso simuladas, electricidad.**

Media	Desviación	T
0,307	0,004	70,461

En el caso del agua, las elasticidades simuladas tanto de precio como de ingreso no difieren mucho de los coeficientes de las regresiones (-23%) y (17%) para precio y agua, respectivamente; es decir, si se registrase un incremento o decremento en el precio del agua equivalente al doble del precio actual, el consumo promedio sólo incrementaría o reduciría en 23% respectivamente. Alternativamente, si el ingreso familiar se duplicase en el hogar, el incremento en el consumo sólo sería del 17%. Estas elasticidades son más bajas que las obtenidas en el caso de electricidad, lo que puede ser interpretado como que el agua es un bien de carácter más necesario que la electricidad. El consumo no responde mucho ante cambios de precio ni de ingreso.

En cuanto a la electricidad, encontramos una elasticidad precio de -0,45; es decir, toda vez que la tarifa de electricidad cambie, la respuesta del consumo será en magnitud superior a la que tendría el consumo de agua. La elasticidad ingreso obtenida fue del 0,31; toda vez que el ingreso se duplique, el consumo de electricidad se elevaría en un 31%. Dado que el consumo de muchos bienes suuntuarios dentro del hogar es complementario al uso de la electricidad, la respuesta en el consumo del bien es más sensible que en el caso del agua.

## **V. Cálculo de mediciones del bienestar económico de los hogares beneficiarios a partir de la elasticidad precio de la demanda**

Uno de los principales logros de caracterizar la función de demanda de un bien es que permite traer al campo de lo empírico muchos conceptos desde la teoría económica del bienestar. En esta sección se calcula con base en los resultados obtenidos de las estimaciones econométricas el cambio en el excedente del consumidor y la pérdida irrecuperable de la eficiencia, resultantes de una política que iguale en cada estrato los precios marginales del consumo básico a los del consumo complementario, para los casos de agua y electricidad.

El excedente del consumidor es una de las herramientas más mencionadas de la teoría del bienestar, y en el ámbito empírico, la idea básica es evaluar la disponibilidad que ha de pagar un consumidor por un cambio en el precio del bien que consume, por ejemplo de  $p_0$  a  $p_1$ . Para caracterizar los cambios en bienestar generados por variaciones en los precios, se utiliza un conjunto de herramientas diseñadas desde la teoría del bienestar como la variación compensada y la variación equivalente. Dado que los cambios en los precios de los servicios públicos afectan el bienestar económico de la familia representativa, herramientas de este corte son una clave importante para diseñar políticas en el campo de los servicios públicos domiciliarios en el país.

Si se cuenta con una estimación confiable de la función de demanda, uno de los acercamientos más comunes al excedente del consumidor es el área a la izquierda de la demanda marshalliana, que utiliza los parámetros estimados; sin embargo, esta metodología no deja de ser

una aproximación y en ciertas circunstancias podría no ser muy precisa. Para calcular las mediciones de bienestar que se presentan en este trabajo se siguió a Hausman (1981), que desarrolla una metodología para encontrar el excedente del consumidor y la pérdida irre recuperable de manera precisa con base en la demanda compensada.

#### **A. Estimación del cambio en el excedente del consumidor y la pérdida irre recuperable del subsidio a los servicios públicos**

La idea básica de la metodología de Hausman (1981) es encontrar el cambio en el excedente del consumidor mediante la función de demanda compensada o hicksiana, partiendo de la demanda observada de mercado o marshalliana, que es justamente la que se ha estimado en secciones anteriores. Con este insumo realizan los cálculos de la variación compensada, que es una medición del cambio en el excedente del consumidor, y con la magnitud de la variación compensada se puede encontrar el valor de la pérdida irre recuperable de la eficiencia de forma directa.

Para empezar a construir una expresión para la variación compensada ante un cambio de precios, se utiliza la identidad de Roy, con base en la cual se obtiene la siguiente ecuación:

$$-\frac{\partial V(p_1, y) / \partial p_1}{\partial V(p_1, y) / \partial y} = e^{\gamma} p_1^{\alpha} y^{\delta} \quad (10)$$

Obsérvese que la expresión de la derecha es la función de demanda para el caso de agua, para la cual se utilizó una forma Log-Log. Para encontrar la función indirecta de utilidad se resuelve la anterior ecuación diferencial por separación de variables y se integra para llegar a la siguiente expresión:

$$V(p_1, y) = c = -e^{\gamma} \frac{p_1^{1+\alpha}}{1+\alpha} + \frac{y^{1-\delta}}{1-\delta} \quad (11)$$

Siguiendo la metodología planteada por Hausman (1981), simplemente se define la constante de integración como un índice de utilidad cardinal  $c = u_0$ . Despejando el ingreso de la ecuación anterior se obtiene la función de gasto, la cual depende de la utilidad y el nivel de precios.

$$e(p_1, \bar{u}) = \left\{ (1-\delta) \left[ \bar{u} + e^{\gamma} \left( \frac{p_1^1 + \alpha}{1 + \alpha} \right) \right] \right\}^{1/(1-\delta)} \quad (12)$$

Si consideramos un cambio de precios de  $p_0$  a  $p_1$ , la variación compensada es la cantidad de ingreso  $vc$  que se le tendría que transferir al consumidor, para que a los precios nuevos,  $p_1$ , mantenga su utilidad inicial,  $u_0$ . De esta forma,  $vc$  es tal que  $V(p_0, y_0) = V(p_1, y_0 + vc)$ . En términos de la función de gasto, se expresa como:

$$\begin{aligned} CV(p_0, p_1, y_0) &= e(p_1, u_0) - e(p_0, u_0) \\ &= e(p_1, u_0) - y_0 \end{aligned} \quad (13)$$

Finalmente, utilizando las expresiones (12) y (13) y realizando algunos procedimientos algebraicos se obtiene una ecuación para la variación compensada en términos del cambio de precios y su equivalente en términos del cambio en el precio de las cantidades.

$$\begin{aligned} VC &= \left\{ (1-\delta) \left( \left( \frac{e^{\gamma}}{1+\alpha} \right) (p_1^{1+\alpha} - p_0^{1+\alpha}) \right) + y_0^{0(1-\delta)} \right\}^{1/(1-\delta)} - y_0^0 \\ &= \left\{ \left( \frac{1-\delta}{(1+\alpha)y_0^{\delta}} \right) [p_1^1 x_1^1(p_1^1, y_0^0) - p_0^0 x_1^0(p_0^0, y_0^0)] + y_0^{0(1-\delta)} \right\}^{1/(1-\delta)} - y_0^0 \end{aligned} \quad (14)$$

El mismo procedimiento se utiliza para encontrar una ecuación para la demanda de electricidad, que utiliza una forma logaritmo lineal. La expresión que se obtiene para la variación compensatoria es la siguiente:

$$\begin{aligned} VC &= \left\{ \left( \frac{1-\delta}{\alpha} \right) e^{\gamma} (e^{\alpha \cdot p_1^1} - e^{\alpha \cdot p_0^0}) + y_0^{0(1-\delta)} \right\}^{1/(1-\delta)} - y_0^0 \\ &= \left\{ \left( \frac{1-\delta}{\alpha y_0^{\delta}} \right) [x_1^1(p_1^1, y_0^0) - x_1^0(p_0^0, y_0^0)] + y_0^{0(1-\delta)} \right\}^{1/(1-\delta)} - y_0^0 \end{aligned} \quad (15)$$

Con las expresiones presentadas se puede entonces encontrar la variación compensada ante el cambio de precios que implica cualquier tipo de subsidio o impuesto. Al igual que una medida de cambio en el

excedente del consumidor, es importante tener una medida de la pérdida irre recuperable de la eficiencia asociada a la respectiva distorsión en los precios; si la variación compensada es el área a la izquierda de la curva de demanda compensada  $h(p, u_0)$  entre el precio inicial  $p_0$  y el precio final  $p_1$ , la pérdida de la eficiencia es el triángulo que corresponde a la diferencia entre la variación compensada y el costo del subsidio o las rentas que se recogen con el impuesto. Dado que los servicios públicos se caracterizan en Colombia por haber sido importantemente subsidiados, en esta sección se realiza un acercamiento a la medición de la variación compensada y la pérdida de la eficiencia de dicho subsidio.

## B. Aplicación empírica

La pérdida irre recuperable de la eficiencia corresponde entonces al área que resulta de restar del costo total del subsidio  $(p_0 - p_1) \cdot q_1$  el área correspondiente a la variación compensada, lo cual da como resultado el triángulo blanco en la esquina superior derecha en el rectángulo que representa el costo del subsidio en el panel A del gráfico 3.

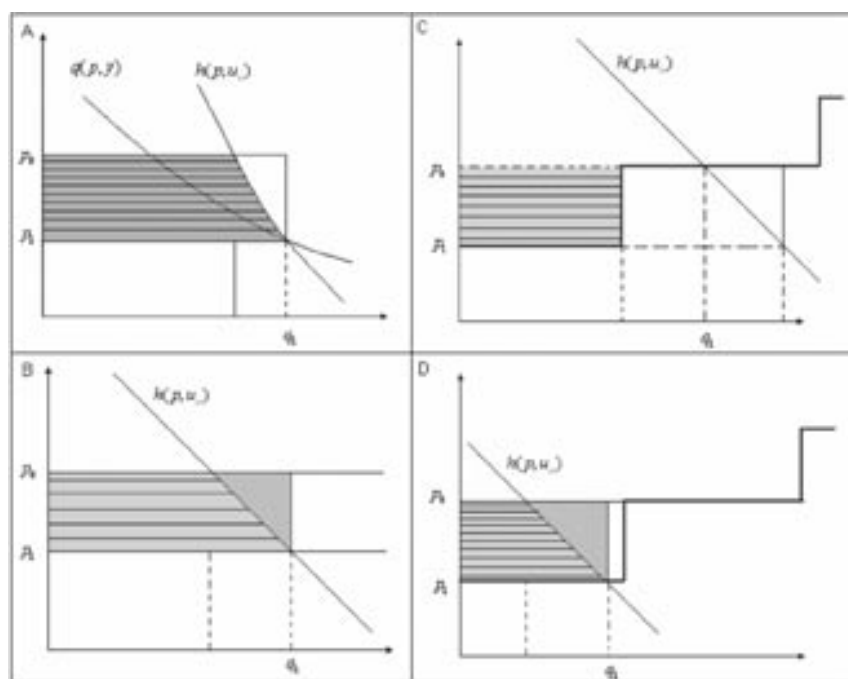
Para hacer el cálculo de la variación compensada y la pérdida de la eficiencia se realizaron dos ejercicios de acercamiento. En el primer ejercicio, el más general, se analizó un cambio de precios de  $p_0$  a  $p_1$  en el cual  $p_1$  es el costo de referencia y  $p_0$  el precio del primer bloque en la estructura, y suponiendo que la curva de oferta agregada del servicio público es perfectamente elástica, lo cual se muestra en el panel B del gráfico 3. El precio disminuye generando una variación compensada equivalente al área del trapecio rayado, mientras que el costo del subsidio equivale al rectángulo en color. El cambio de precio en cada servicio equivale al precio que enfrenta en el primer rango de consumo, al precio que corresponde al costo de referencia.

En el segundo ejercicio se supone una estructura de oferta IBP y se modela un cambio de precios igualmente de  $p_0$  a  $p_1$ ; de nuevo,  $p_0$  y  $p_1$  son los precios en el primer intervalo de consumo y el costo de referencia, respectivamente. En este caso se da por sentado que la variación en los precios no es lo suficientemente grande como para que el individuo se cambie del bloque en el cual estaba consumiendo. Así, si el hogar

estaba consumiendo en el primer bloque de consumo, la pérdida de eficiencia es el triángulo dibujado en el panel *D* del gráfico 3; pero si el individuo ya se encontraba en el segundo intervalo de consumo, la variación compensada equivale al rectángulo en color del panel *C* del gráfico 3. Así que siempre que el hogar presente consumo complementario, la variación compensatoria es simplemente una transferencia de ingreso que iguala al costo del subsidio y, por tanto, no hay pérdida irrecuperable de la eficiencia.

Los resultados también se presentan discriminando entre la muestra total y solamente los hogares que son susceptibles de recibir el subsidio, pues algunos hogares (menos del 10% de la muestra) nunca reciben subsidio, independientemente del nivel de consumo. Esta discriminación es importante, dado que es de esperar que la magnitud de la pérdida de la eficiencia y la variación compensada difieran según el tipo de servicio entre estas dos muestras.

Gráfico 3. Variación compensada y pérdida de la eficiencia.



Finalmente, el ejercicio presenta la estimación de la pérdida irrecuperable total por concepto del esquema de subsidios vigente al momento de la encuesta, sin tener en cuenta la fuente de financiación de éstos<sup>11</sup>.

## C. Resultados

Los resultados de los ejercicios planteados se presentan en los siguientes cuadros. Para visualizar elementos importantes desde el punto de vista distributivo, se analizan las medias de la variación compensatoria y la pérdida irrecuperable de la eficiencia por deciles de ingreso.

### 1. Agua

Para el caso de agua en el panel superior del cuadro 9 se presentan los resultados del primer ejercicio (oferta infinitamente elástica) y en el inferior los del segundo ejercicio (oferta IBP). Los cuadros están divididos con los resultados para toda la muestra y exclusivamente para la muestra que puede recibir subsidio. Los hogares que independientemente del rango de consumo que presenten no pueden recibir subsidio son aquellos de estratos altos; en ellos, el precio que corresponde al primer rango de consumo siempre es igual al costo de referencia o está por encima de él. Para la muestra con la que se calcula agua, 600 observaciones presentan esta situación, mientras que 1.063 son los hogares que sí pueden recibir subsidios en este servicio.

La pérdida irrecuperable de la eficiencia calculada en los dos ejercicios es relativamente estable en magnitud entre los deciles de ingreso intermedios, aunque como proporción de la variación compensada, es notable que en los primeros deciles esta proporción sea mayor.

La menor participación de la pérdida irrecuperable en la variación compensada, en la medida en que se consideran los deciles más altos, se debe a que es más probable que los hogares en los deciles más altos tengan niveles de consumo por encima del umbral de consumo de subsistencia, por lo cual su consumo le aportaría a la variación com-

---

<sup>11</sup> Sabemos que los subsidios a los SPD son financiados en parte por los usuarios residenciales de estratos 5 y 6, en parte por los sectores industrial y comercial y, finalmente, por la Nación o los gobiernos departamentales o municipales.

pensada; pero en la medida en que es más probable que se encuentre en un rango de consumo con precio marginal no subsidiado, no le aporta a la pérdida irrecuperable y reduce así el cociente en cuestión. En la mayoría de los casos, este fenómeno, lejos de ser buenas noticias son malas, ya que lo único que refleja es la pobre focalización de los SPD, los cuales les otorgan subsidios inclusive a los hogares de los deciles más altos.

**Cuadro 9.** Promedios de la variación compensada y la pérdida irrecuperable de acuerdo con la estructura de tarifas: agua.

<b>A. Cuadro con oferta infinitamente elástica.</b>						
<b>Decil</b>	<b>Todos los hogares</b>			<b>Hogares subsidiados</b>		
	VC	PE	PE/VC	VC	PE	PE/VC
1	6,144	-674	-11,0%	6,860	-747	-10,9%
2	7,504	-838	-11,2%	8,415	-939	-11,2%
3	6,195	-656	-10,6%	7,685	-799	-10,4%
4	6,949	-728	-10,5%	8,376	-859	-10,3%
5	7,328	-758	-10,3%	8,742	-898	-10,3%
6	7,501	-683	-9,1%	8,621	-769	-8,9%
7	7,147	-615	-8,6%	8,920	-759	-8,5%
8	7,151	-564	-7,9%	8,911	-669	-7,5%
9	5,780	-448	-7,8%	9,364	-605	-6,5%
10	1,438	-254	-17,7%	7,955	-388	-4,9%
Total	6,314	-621	-9,8%	8,388	-762	-9,1%

<b>B. Cuadro con bloques de precios crecientes, IBP.</b>						
<b>Decil</b>	<b>Todos los hogares</b>			<b>Hogares subsidiados</b>		
	VC	PE	PE/VC	VC	PE	PE/VC
1	6,123	-589	-9,6%	6,996	-665	-9,5%
2	7,253	-747	-10,3%	8,134	-837	-10,3%
3	6,040	-580	-9,6%	7,487	-707	-9,4%
4	6,605	-626	-9,5%	7,959	-739	-9,3%
5	6,825	-570	-8,4%	8,148	-678	-8,3%
6	6,905	-485	-7,0%	7,922	-547	-6,9%
7	6,580	-424	-6,4%	8,218	-522	-6,4%
8	6,421	-336	-5,2%	7,927	-403	-5,1%
9	5,206	-221	-4,2%	8,118	-310	-3,8%
10	1,827	-75	-4,1%	6,380	-150	-2,4%
Total	5,977	-465	-7,8%	7,778	-580	-7,5%

La pérdida de la eficiencia resulta ser un porcentaje de la variación compensatoria entre el 9,1% y el 7,5% para el primer y el segundo ejercicio, respectivamente, para la muestra de hogares que son susceptibles de recibir el subsidio, según sea su nivel de consumo.



## 2. Electricidad

En forma similar al caso de agua, los resultados de electricidad se presentan en el cuadro 10. Los resultados del primer ejercicio, suponiendo una curva de oferta perfectamente elástica, en el panel superior, y los del segundo, suponiendo una curva de oferta tipo IBP en el inferior. En el caso de electricidad, los resultados también son discriminados entre el total de la muestra y sólo la muestra de hogares que son susceptibles de recibir subsidio. Por ser de una estructura que comprende dos bloques, algunos hogares situados en estratos altos en cada una de las respectivas ciudades enfrentan desde el primer bloque de consumo un precio mayor o igual al costo de referencia. Los hogares que se encuentran en esta situación son 2.328 en la muestra, una cantidad importante en lo que hace relación al caso de agua, en el cual su peso en la muestra era menor. Los hogares que en electricidad son susceptibles de recibir el subsidio son 10.410.

Muy parecido al caso anterior, la pérdida irre recuperable de la eficiencia para la distorsión de precios causada por el subsidio para electricidad es de mayor magnitud en los deciles bajos e intermedios y se reduce de forma importante para los altos, sobre todo en el caso de los hogares susceptibles de subsidios. La pérdida de la eficiencia resulta ser un porcentaje de la variación compensatoria de 9,4% y 3,7%, para el ejercicio de oferta infinitamente elástica y oferta IBP respectivamente, en el caso de los hogares susceptibles de ser subsidiados. Es notable que la pérdida irre recuperable de la eficiencia es muy baja en promedio para toda la muestra, pues dada la estructura de consumo característica de este servicio, hay un número considerable de hogares que no tienen pérdida irre recuperable, dado que en gran parte de las ciudades a partir del tercer estrato el precio del primer bloque resulta ser el mismo costo de referencia, lo cual disminuye de manera notable el promedio de la pérdida irre recuperable.

La pérdida irre recuperable es una pérdida de la eficiencia porque el costo del subsidio es superior a la magnitud que los individuos estarían dispuestos a pagar por un cambio de precios que los dejase en el estado de bienestar antes que los precios experimentaran una variación. Es menor en el caso de la electricidad en comparación con el de agua, porque la estructura del consumo es tal que en electricidad hay mucha más concentración de hogares consumidores en el bloque de consumo

complementario, muchos de los cuales no tienen pérdida irrecuperable de la eficiencia, siempre y cuando el cambio en los precios nos los lleve a reducir su consumo al primer intervalo, o consumo de subsistencia. Este resultado constituye evidencia adicional a la reportada en otros estudios, sobre el generoso nivel de consumo básico en el caso de agua<sup>12</sup>. Este aspecto incide directamente en la focalización de la pérdida irrecuperable, pues cuantos más ricos se encuentren en el rango de consumo básico, más pérdida irrecuperable se estará generando en hogares de deciles altos.

**Cuadro 10. Promedios de la variación compensada y la pérdida irrecuperable de acuerdo con la estructura de tarifas: electricidad.**

<b>A. Cuadro con oferta infinitamente elástica.</b>						
<b>Decil</b>	<b>Todos los hogares</b>			<b>Hogares subsidiados</b>		
	<b>VC</b>	<b>PE</b>	<b>PE/VC</b>	<b>VC</b>	<b>PE</b>	<b>PE/VC</b>
1	10,851	-1,023	-9,4%	11,328	-1,062	-9,4%
2	13,910	-1,376	-9,9%	14,514	-1,431	-9,9%
3	15,271	-1,524	-10,0%	15,678	-1,560	-9,9%
4	14,944	-1,471	-9,8%	16,012	-1,549	-9,7%
5	16,227	-1,637	-10,1%	17,225	-1,730	-10,0%
6	16,479	-1,666	-10,1%	18,199	-1,811	-10,0%
7	18,201	-1,787	-9,8%	20,316	-1,967	-9,7%
8	17,248	-1,641	-9,5%	20,660	-1,918	-9,3%
9	12,585	-1,251	-9,9%	21,218	-1,877	-8,8%
10	6,314	-1,082	-17,1%	26,958	-1,969	-7,3%
Total	14,234	-1,450	-10,6%	17,564	-1,663	-9,4%

<b>B. Cuadro con bloques de precios crecientes, IBP.</b>						
<b>Decil</b>	<b>Todos los hogares</b>			<b>Hogares subsidiados</b>		
	<b>VC</b>	<b>PE</b>	<b>PE/VC</b>	<b>VC</b>	<b>PE</b>	<b>PE/VC</b>
1	9,683	-399	-4,1%	10,499	-648	-6,2%
2	11,155	-631	-5,7%	11,640	-661	-5,7%
3	11,752	-554	-4,7%	12,062	-577	-4,8%
4	11,229	-499	-4,4%	12,025	-564	-4,7%
5	11,763	-495	-4,2%	12,490	-532	-4,3%
6	11,222	-334	-3,0%	12,388	-413	-3,3%
7	11,162	-174	-1,6%	12,385	-299	-2,4%
8	9,811	58	0,6%	11,592	-140	-1,2%
9	6,618	572	8,6%	10,455	-43	-0,4%
10	3,788	2,110	55,7%	8,990	-34	-0,4%
Total	9,818	-35	-0,4%	11,635	-429	-3,7%

<sup>12</sup> Véanse Fernández (2004), Meléndez (2004) y Medina y Morales (2007), entre otros.

Con base en una estimación sencilla de la pérdida irre recuperable total en subsidios a los SSPPD para el caso colombiano, que suponga que la pérdida irre recuperable en las zonas urbanas sea similar a la que se presenta en el conjunto del país, se tendría que la pérdida irre recuperable sería igual a 18,1 millones de dólares en agua, y a 19,4 millones en electricidad<sup>13</sup>. Los cálculos se presentan en el cuadro 11 y se basan en cifras de subsidios estimados por Inecón (2006) para 2004<sup>14</sup>.

**Cuadro 11. Estimación de la pérdida irre recuperable por los subsidios a agua y electricidad en Colombia.**

		Subsidios		Pérdida irre recuperable en 2004			
		2003	2004	PI/VC	\$2004	\$2007	US\$2007
<b>Acueducto y alcantarillado, AA</b>				9,1%			
Demanda	Subsidios*	536	453		37,5	43,4	21,6
	Contribuciones**	203	226	7,5%			
	Neto	333	227		31,4	36,4	18,1
	Subsidios presupuestales	65					
Oferta		558	0				
Total subsidios AA		1.159	453				
<b>Electricidad, E</b>				9,4%			
Demanda	Subsidios*	743	937		79,8	92,3	46,1
	Contribuciones**	573	660	3,7%			
	Neto	170	277		33,4	38,6	19,4
Oferta		24	128				
Total subsidios E		767	1.065				
<b>Total subsidios AA+E</b>				9,3%			
Demanda		1.344	1.390		117,3	135,7	67,8
Oferta		582	128	4,9%			
Total	\$	1.926	1.518		<b>64,8</b>	<b>75,0</b>	<b>37,5</b>
	%PIB	0,83	0,58				

*Fuente:* Inecón (2006). \* Subsidios a estratos 1, 2 y 3. \*\* Contribuciones de estratos 5 y 6 y de los sectores comercial e industrial: más de la mitad de las contribuciones provienen del sector no residencial.

<sup>13</sup> Se parte de un gasto (subsidio bruto) en acueducto y alcantarillado equivalente al 0,23% del PIB (suponiendo que la pérdida irre recuperable de agua es igual a la de alcantarillado) y de un gasto en electricidad equivalente al 0,32% del PIB. No se tienen en cuenta las pérdidas debidas a las tarifas impositivas.

<sup>14</sup> La magnitud de la pérdida irre recuperable, PI, en 2004 para el caso de bloque de precios crecientes, IBP, se estima en el caso de acueducto, con base en la fracción de la PI sobre la variación compensada de 7,5%, y el monto del subsidio de demanda de ese servicio para ese año, 453 mil millones:  $PI = (0,075)[453(1-0,075)]$ , en el que  $[453(1-0,075)]$  es la variación compensada.

Hay que tener en cuenta que por concepto de impuestos a los estratos altos y a los sectores comercial e industrial también se generan pérdidas de eficiencia, las cuales no están cuantificadas en este ejercicio. Además, la normativa del sector se ha modificado recientemente, y permite que los porcentajes máximos de subsidio en lo que hace relación a los costos aumenten de 50% a 60% en estrato 1, y de 40% a 50% en el estrato 2<sup>15</sup>.

## **VI. Conclusiones**

En este trabajo se estimó una función de demanda para los servicios públicos domiciliarios de agua y electricidad empleando una metodología de alternativa discreta continua, que ha sido utilizada en la literatura reciente para hacer frente a los problemas de identificación y estimación que tienen los bienes cuya estructura de oferta se rige mediante bloques de precios crecientes. Los resultados obtenidos muestran que la elasticidad precio de la demanda en el caso de agua está alrededor de (-0,23) y en electricidad alrededor de (-0,45). En cuanto a la elasticidad ingreso, los resultados obtenidos fueron (0,13) para agua y (0,31) para electricidad. Esto demuestra que el agua es un bien menos sensible a cambios en el precio y en el ingreso que la electricidad, por su carácter de bien necesario.

Este trabajo demuestra que los servicios públicos domiciliarios son bienes de carácter más bien inelástico, sobre todo el agua. Por tanto, políticas que le afecten el precio pueden causar efectos sensibles en el bienestar de la población. Dado que el hogar promedio debe garantizar un consumo necesario de subsistencia, también debe reservar una parte del ingreso mensual para el consumo de estos bienes, aunque eso signifique sacrificar otros no tan necesarios.

Con base en la simulación de una política que iguala en cada estrato los precios marginales del consumo básico a los del consumo complementario, se estimaron la variación compensatoria y la pérdida irrecuperable de la eficiencia. En el caso de esta última variable, los resultados arrojaron que la pérdida irrecuperable del hogar promedio

---

<sup>15</sup> Leyes 142 de 1995 y 1117 de 2006.

representativo en el caso de agua sería de algo más del 7% de la variación compensatoria, mientras que en el caso de la electricidad, la pérdida de la eficiencia se sitúa alrededor del 4%, lo cual puede ser explicado por el hecho de que el consumo de electricidad no está tan concentrado en el primer bloque de la estructura de tarifas, que es donde se produce la magnitud más fuerte de pérdida de la eficiencia. Aunque estas mediciones del bienestar siguen siendo una aproximación, permiten tener una idea de la magnitud de la ineficiencia provocada por la distorsión de precios y de los patrones en la distribución entre poblaciones diferenciadas por su nivel de ingreso. La pérdida se concentra en los niveles de ingreso intermedio y no en los altos, dado que el cambio en los precios de un rango de consumo a otro es menor a medida que se llega a los estratos más altos. Con base en una estimación sencilla, se puede concluir que la pérdida irre recuperable por los subsidios brutos en acueducto, alcantarillado y electricidad podrían ascender a 37 millones y medio de dólares por año.

En vista de la magnitud de la pérdida irre recuperable del sistema actual, y teniendo en cuenta la evidencia existente de acuerdo con la cual esquema actual tendría una incidencia muy limitada, se sigue que en caso de que se decidiera cambiar de sistema de focalización, por ejemplo eliminando el esquema de estratificación y utilizando un mecanismo de focalización tipo *proxy-means test* (como el Sisbén) con base en el cual se le transfiriera a cada hogar su respectiva *variación compensada*, se ahorrarían cerca de cuarenta millones de dólares al año, a cambio de una inversión de aproximadamente siete millones de dólares cada cinco años (actualización del Sisbén)<sup>16</sup>. Claro, ambos esquemas, el basado en el Sisbén y el basado en la estratificación, tienen limitaciones que cuestan, y que también habría que ponderar<sup>17</sup>.

---

<sup>16</sup> Medina y Morales (2007) presentan una estimación de la incidencia de los subsidios a los servicios públicos domiciliarios para el caso de Bogotá, en la cual encuentran que la mayor parte de los subsidios, en lugar de quedar en los bolsillos de los pobres, se limitan a distorsionar los precios de las viviendas.

<sup>17</sup> Véanse, entre otros, las dificultades del Sisbén como instrumento de focalización documentadas en Gaviria, Medina y Mejía (2006) y las referencias que allí se citan. Meléndez (2004) hace una cuantificación de los *trade-offs* entre estos sistemas de focalización.

## Referencias

- AGTHE, D.; BILLINGS, R.; DOBRA, J. and KAMBIZ, R. (1986). "A simultaneous equation demand model for block rates", *Water Resources Research*, 22(1):1-4.
- ARBUÉS, F.; GARCÍA-VALIÑAS, M. Á. and MARTÍNEZ-ESPIÑEIRA, R. (2003). "Estimation of residential water demand: A state-of-the-art review", *Journal of Socio-Economics*, 32:81-102.
- BAKER, P.; BLUNDELL, R. and MICKLEWRIGHT, J. (1989). "Modeling household energy expenditures using micro-data", *The Economic Journal*, 99:738-720.
- BURTLESS, G. and HAUSMAN, J. (1978). "The effect of taxation on labor supply: Evaluating the gary income maintenance experiment", *Journal of Political Economy*, 86:1101-1130.
- DELLER, S.; CHICOINE, D. and GANAPATHI, R. (1986). "instrumental variables approach to rural water service demand", *Southern Economic Journal*, 53(2):333-346.
- DEPARTAMENTO NACIONAL DE PLANEACIÓN (2005). "Plan de acción para la focalización de los subsidios para servicios públicos domiciliarios", *Documento Conpes* 3386.
- FERNÁNDEZ, D. (2004). *Recent Economic Developments in Infrastructure -REDI- in the water sector - Colombia*. Mimeo, Banco Mundial.
- GAVIRIA, A.; MEDINA, C. and MEJÍA, C. (2006). *Assessing health reform in Colombia: From theory to practice*. Economía, Fall.
- GIBBS, K. (1978). "Price variable in residential water demand models", *Water Resources Research*, 14(1):18-15.
- HAUSMAN, J.; KINUNNUCAN, M. and MCFADDEN, D. (1979). "A two level electricity demand model: A evaluation of the connecticut time of day pricing", *Journal of Econometrics*, 8(1979): 289-263.

- HAUSMAN, J. (1981). "Exact consumer surplus and deadweight loss", *The American Economic Review*, 71(4):676-662.
- HECKMAN, J. (1978). "Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system", *Econometrica*, 46(4):931-959.
- HEWITT, J. and HANEMANN, W. (1995). "A discrete continuous approach to residential water demand under block rate pricing", *Land Economics*, 71(2):173-92.
- INGENIEROS Y ECONOMISTAS CONSULTORES S.A., INECÓN. (2006). *Consultoría para la elaboración de un programa de subsidios para el sector de agua potable y saneamiento en Colombia*. Informe Preliminar, Departamento Nacional de Planeación.
- JARAMILLO, L. (2003). "Modelando la demanda de uso residencial en México", *Serie Documentos de Trabajo (INE-DGIPEA)*, Instituto Nacional de Ecología Periférico del Sur.
- LÓPEZ, G.; CASTAÑO, E. and VÉLEZ, C. (1992). "La demanda residencial de servicio de acueducto en Medellín", *Lecturas de Economía* 37:104-70.
- MADOCK, R.; CASTAÑO, E. y VELLA, F. (1992). "Estimating electricity demand: The cost of linearising the budget constraint", *The Review of Economics and statistic*, 74(2): 350-354.
- MEDINA, C. y MORALES, L. (2007). "Stratification and public utility services in colombia: subsidies to households or distortions on housing prices?", *Economia*, 2(2).
- MELÉNDEZ, M. (2004). *Subsidios al consumo de los servicios públicos en Colombia: ¿hacia dónde movernos?* Fedesarrollo en el marco de la Misión de Servicios Públicos.
- MILLÁN, J. (2006). *Entre el mercado y el Estado: Tres décadas de reformas en el sector eléctrico de América Latina*. Washington, D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo.

MONTENEGRO, A. y RIVAS, R. (2005). *Las piezas del rompecabezas: Desigualdad, pobreza y crecimiento*. Taurus.

NIESWIADOMY, M. and MOLINA, D. (1988). "Urban water demand estimates under increasing block rates", *Growth and Change*, 19(1):1-12.

NORDIN, J. (1976). "a proposed modification of taylor's demand analysis: comment", *The Bell Journal of Economics*, 7(2):719-21.

OLMSTEAD, S.; HANEMANN, W. and STAVINS, R. (2005). "do consumers react to the shape of supply? Water demand under heterogeneous price structures", *Discussion Papers dp-05-29*, Resources For the Future.

TAYLOR, L. (1975). "The demand for electricity: A survey", *The Bell Journal of Economics*, 6(1):110-74.

TERZA, J. (1986). "Determinants of household electricity demand: A two-stage probit approach", *Southern Economic Journal*, 53(2):1131-1139.

VÉLEZ C.; BOTERO, J. y YÁÑEZ, S. (1991). "La demanda residencial de electricidad: un caso colombiano", *Lecturas de Economía*, 34:147-114.

WORTHINGTON, A. and HOFFMANN, M. (2006). "A state of the art review of residential water demand modelling", *Faculty of Commerce Papers*.



## Anexo 1. Descripción de las variables utilizadas en las ecuaciones de demanda

Variable	Descripción
N. cuartos	Número de cuartos de la vivienda
N. Baños	Número de cuartos de la vivienda
Solar	Tiene solar:1 otro caso: 0
Jardín	Tiene jardín: 1 otro caso:0
Garaje	Tiene garaje:1 otro caso: 0
Terraza	Tiene terraza:1 otro caso: 0
Zona verde	Vivienda cerca de zona verde: 1 otro caso: 0
Cocina	Cocina es un cuarto separado: 1 otro caso: 0
Casa	Casa:1 otro caso: 0
Est2	Pertenece a estrato 2:1 otro caso: 0
Est3	Pertenece a estrato 3:1 otro caso: 1
Est4	Pertenece a estrato 4:1 otro caso: 2
Est5	Pertenece a estrato 5:1 otro caso: 3
Est6	Pertenece a estrato 6:1 otro caso: 4
Cocina con energía	Cocina con energía:1 otro caso: 0
Mala calidad agua	Mala calidad del servicio:1 otro caso: 0
Agua todos los días	Servicio de agua los 7 días:1 otro caso: 0
Agua las 24 horas	Servicio de agua las 24 horas:1 otro caso: 0
Educación del jefe	Años de educación del jefe
Edad del jefe	Edad del jefe
N. miembros del hogar	Número de miembros de la familia
Cali	Cali, efectos fijos de ciudad
Medellín	Medellín, efectos fijos de ciudad
Barranquilla	Barranquilla, efectos fijos de ciudad
Pasto	Pasto, efectos fijos de ciudad
Bucaramanga	Bucaramanga, efectos fijos de ciudad
Cúcuta	Cúcuta, efectos fijos de ciudad
Pereira	Pereira, efectos fijos de ciudad
N. electrodomésticos	Número de electrodomésticos usados
Precio	Precio
Ingreso virtual	Ingreso virtual
$\eta$	Error 1
$\varepsilon$	Error 2

## Anexo 2. Simulación de la elasticidad

Dada la no linealidad del modelo de estimación de demanda, para la estimación de las elasticidades precio e ingreso de la demanda se requirió realizar simulaciones mediante experimentos tipo Montecarlo. En el caso de la estimación de demanda de agua, por ejemplo, en la que se utiliza una especificación de tres bloques de consumo, el valor esperado de éste está determinado por la siguiente expresión, que se obtiene de aplicar la función exponencial a la expresión (4) para eliminar el logaritmo:

$$w = \begin{cases} w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu) e^\eta e^\varepsilon; & \text{si } 0 < e^\eta < \frac{w_1}{w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_1 e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_1}{w_1^*(z, p_1, y_1, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta < \frac{w_1}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu) e^\eta e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_1}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta \\ & < \frac{w_2}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_2 e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_2}{w_2^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta < \frac{w_2}{w_3^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} \\ w_3^*(z, p_3, y_3, \delta, \alpha, \mu) e^\eta e^\varepsilon; & \text{si } \frac{w_2}{w_3^*(z, p_2, y_2, \delta, \alpha, \mu)} < e^\eta \end{cases}$$

El valor esperado del consumo para una estructura de tres bloques y dos *kinks* puede escribirse en los siguientes términos:

$$P(\ln w_i) = \sum_{j=1}^5 p(\ln w_i | \ln w_i \in t_j) \cdot p(\ln w_i \in t_j)$$

Resolviendo esta expresión, con los supuestos realizados sobre el comportamiento de los términos de error, se obtiene la siguiente fórmula para el valor esperado bajo esa estructura:

$$\begin{aligned}
 &= e^{\ln w_1^* + \sigma_\varepsilon^2/2 + \sigma_\eta^2/2} \Phi\left(\frac{\ln w_1 - \ln w_1^* - \sigma_\eta^2}{\sigma_\eta}\right) + e^{\ln w_1 + \sigma_\varepsilon^2/2} \left[ \Phi\left(\frac{\ln w_1 - \ln w_2^*}{\sigma_\eta}\right) - \right. \\
 &\quad \left. \Phi\left(\frac{\ln w_1 - \ln w_1^*}{\sigma_\eta}\right) \right] + e^{\ln w_1^* + \sigma_\varepsilon^2/2 + \sigma_\eta^2/2} \left[ \Phi\left(\frac{\ln w_2 - \ln w_2^* - \sigma_\eta^2}{\sigma_\eta}\right) - \right. \\
 &\quad \left. \Phi\left(\frac{\ln w_1 - \ln w_2^* - \sigma_\eta^2}{\sigma_\eta}\right) \right] + e^{\ln w_1^* + \sigma_\varepsilon^2/2} \left[ \Phi\left(\frac{\ln w_2 - \ln w_3^*}{\sigma_\eta}\right) - \right. \\
 &\quad \left. \Phi\left(\frac{\ln w_2 - \ln w_2^*}{\sigma_\eta}\right) \right] + e^{\ln w_1^* + \sigma_\varepsilon^2/2 + \sigma_\eta^2/2} \left[ 1 - \Phi\left(\frac{\ln w_2 - \ln w_3^* - \sigma_\eta^2}{\sigma_\eta}\right) \right]
 \end{aligned}$$

De la misma forma se encuentran expresiones del valor esperado del consumo para cada una de las estructuras de la demanda de cada servicio en las diferentes ciudades y en los diferentes estratos, y todas ellas se utilizan para predecir el consumo. Utilizando procesos de Bootstrapping, se generaron 100 muestras aleatorias con reemplazo, las cuales permitieron calcular una muestra de 100 elasticidades simuladas para cada servicio, perturbando el precio en un 1% y encontrando la respuesta sobre el consumo.