

Implicaciones de bienestar en el sector residencial de la unificación tarifaria en el servicio de electricidad en el departamento de Antioquia[‡]

Andrés Ramírez Hassan[∞]

Edwar Antonio Londoño Zapata[†]

Resumen: Debido a la unificación tarifaria que se presentó en el Departamento de Antioquia en el primer semestre del año 2008 ocasionada por la adquisición del 100% de la participación accionaria de EADE por parte de EPM, se originaron una serie de implicaciones de bienestar en los usuarios del servicio de electricidad del Departamento. Específicamente se encontró que dicho cambio implicó una variación en el bienestar del agente representativo promedio del Departamento equivalente al -0,53%, en donde los efectos a nivel de estrato y ubicación geográfica son bastante heterogéneos; en particular los hogares de ingresos bajos ubicados fuera del área metropolitana tienen una mejora en su bienestar cercana al 1,5% como porcentaje de sus ingresos, mientras que los estratos medios y altos pertenecientes al Valle de Aburrá evidencian pérdidas de bienestar del orden de 1,5%. Vale la pena destacar que en términos generales las elasticidades precio por estrato son crecientes con éste, en tanto que las elasticidades ingreso de la demanda son decrecientes con el mismo. Igualmente se encontró que las elasticidades de largo plazo son superiores a las evidenciadas en el corto plazo, mientras que el consumo de electricidad presenta un efecto estacional en el cuarto trimestre del año, y que los bienes sustitutos no desempeñan un rol estadísticamente significativo en la demanda del servicio una vez tomada la decisión de inversión en éstos. Finalmente, un ejercicio de simulación alternativo, el cual implicaría cambios regulatorios de orden nacional, pone de presente que se pueden alcanzar ganancias de bienestar, tanto a nivel de distribución del ingreso como en términos agregados, sin ir en detrimento de la posición financiera de la empresa unificada.

Palabras clave: Análisis de bienestar, Variación equivalente, Datos de panel, servicio de electricidad.

Departamento de Economía

Universidad EAFIT

Medellín, Colombia

2008

Abstract: In the Department of Antioquia a change was evidenced in the welfare level of its citizens because the unification of the price service of electricity due to EPM acquired the 100% of the EADE's shares. Specifically, the new price service implied a decline in the welfare

[‡] Los autores agradecen la colaboración de Empresas Públicas de Medellín por facilitar las series estadísticas necesarias para el desarrollo del presente artículo. Adicionalmente un especial agradecimiento a la Dirección de Investigación y Docencia de la Universidad EAFIT por su apoyo financiero. Cabe resaltar que las opiniones aquí consignadas son responsabilidad de los autores y no comprometen en ningún momento el pensamiento de las instituciones facilitadoras.

[∞] Docente e investigador, Universidad EAFIT. Contacto aramir21@eafit.edu.co

[†] Asistente de investigación, Universidad EAFIT. Contacto elondon2@eafit.edu.co

of 0.53% at aggregated level. However, the changes in the welfare level are too heterogeneous when the data is seen by income level and location. For example, households with lower income and outside the metropolitan area increased their welfare level 1.5%, whereas households in the metropolitan area with higher income experienced a loss of 1.5% in their welfare level. It is important to realize that demand's price elasticities are increasing with stratum, while the demand's income elasticities are decreasing. Additionally, the short term elasticities are smaller than long term, the demand for electricity has a stationary effect in the fourth quarter and there is no effect due to substitute services. Finally, a simulated scenario that implies a change in the national legal field shows that it is possible to obtain better distributional effects and higher increments at aggregated level in the welfare without a detriment in the financial position of the firm.

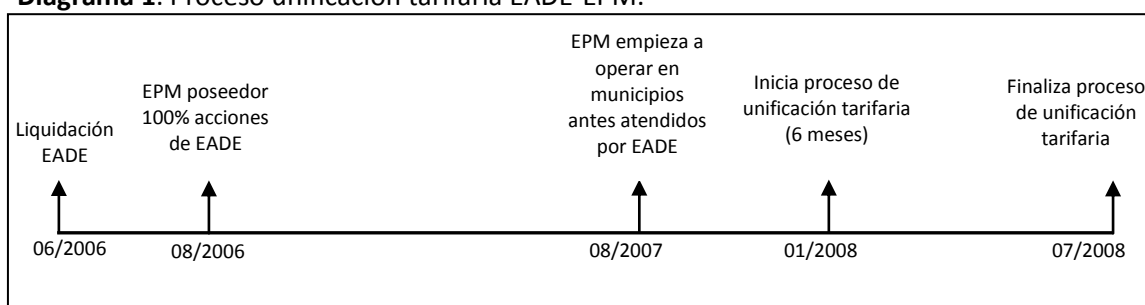
Key words: Welfare analysis, Equivalent variation, Panel data, Electricity service.

Introducción

En el Departamento de Antioquia el servicio de electricidad era básicamente atendido por dos operadores; el primero denominado Empresas Públicas de Medellín (EPM), el cual básicamente atiende el área metropolitana de Medellín, un territorio densamente poblado y cuya gran proporción de usuarios se encuentra en el área urbana; y el segundo, la Empresa Antioqueña de Energía (EADE), la cual realizaba la cobertura en esencia en los restantes municipios del departamento en donde los usuarios son eminentemente rurales.

En junio del año 2006 se decreta la liquidación de la Empresa Antioqueña de Energía y en agosto del mismo año Empresas Públicas de Medellín se convierte en el poseedor del 100% de la participación accionaria de EADE, pero durante aproximadamente un año la prestación del servicio de electricidad en el mercado atendido por EADE es desarrollado por un tercero. A partir de agosto de 2007 EPM empezó a operar en los municipios atendidos anteriormente por EADE y en enero de 2008 se inició un proceso gradual de unificación tarifaria el cual tomaría seis meses; dicho proceso implicaría un incremento del costo unitario para los usuarios establecidos en el Valle de Aburrá, pero una reducción de éste para los usuarios ubicados en los restantes municipios del Departamento.

Diagrama 1. Proceso unificación tarifaria EADE-EPM.



Obviamente, las modificaciones de la tarifa promedio entrañan implicaciones de bienestar para los habitantes del Departamento; específicamente, las familias que se expongan a un incremento de la tarifa tendrán una disminución en su bienestar, y las familias que experimenten la situación contraria alcanzarán ganancias de bienestar. La pregunta que surge es: ¿Cuál es el efecto agregado sobre el bienestar de los habitantes del Departamento de Antioquia ocasionados por la recién implementada unificación tarifaria? Esta es la pregunta central de investigación del presente estudio, y es relevante puesto que dicha unificación tarifaria se enmarca en un contexto donde se evidencia una distribución del ingreso bastante desequilibrada entre los diferentes municipios del Departamento y los diversos estratos socioeconómicos al interior de éstos. Por otra parte, es evidente que el servicio de electricidad es un componente relevante de la canasta de consumo del agente representativo, caracterizado por ser inelástico al precio, lo cual implica que las modificaciones en su precio entrañan efectos sustitución e ingreso relevantes. Se debe tener presente que el análisis que se presenta en este artículo es de carácter parcial y sólo toma en consideración los efectos en el sector residencial, omitiendo las implicaciones asociadas al sector no residencial y las

externalidades asociadas a la llegada de EPM como distribuidor y comercializador del servicio de electricidad en todo el Departamento de Antioquia.

El objetivo primordial del presente artículo es calcular las implicaciones de bienestar en el sector residencial de la unificación tarifaria de EPM-EADE. Para tal efecto se debe calcular la variación equivalente asociada a los cambios de precios que evidenciará el usuario representativo por estrato socioeconómico, donde se debe hacer claridad que dicho agente representativo está determinado en términos per-cápita. Esta elección obedece a los ruidos que introduce en el análisis la desigualdad en el número de personas por vivienda entre los diferentes estratos socioeconómicos, lo cual dibujaría un panorama errado de la situación. A partir de las estimaciones por individuo se procederá a agregar, y luego de tener un marco de referencia lógico sobre las implicaciones de bienestar de la unificación tarifaria, se realizará un ejercicio de simulación ilustrativo bajo un escenario tarifario alternativo, el cual se debe recalcar no puede ser implementado en la práctica a menos que se realicen modificaciones legales de orden nacional.

Metodológicamente se calcularán los parámetros pertinentes de la función de demanda de electricidad a través de ejercicios de datos de panel por el método generalizado de los momentos tomando en consideración los municipios del Departamento de Antioquia para los cuales se dispone de información. Se modelará la demanda de electricidad del agente representativo por municipio y estrato socioeconómico en función del precio de la electricidad, el precio de un sustituto, bien sea el GLP o el gas natural según la posibilidad de acceso al servicio, y el ingreso. A partir de las estimaciones pertinentes se calculará la variación equivalente tomando en consideración que la restricción presupuestaria cambia de pendiente según sea el nivel de consumo observado y el consumo de subsistencia, lo cual obedece a la estructura tarifaria escalonada característica del actual esquema de tarifas para los estratos uno, dos y tres.

A continuación se presenta una tabla resumen de los principales hallazgos al respecto de la elasticidad precio e ingreso de la demanda de electricidad en el sector residencial tanto para el caso colombiano como para algunas economías alrededor del mundo. En general se encuentra que la elasticidad precio e ingreso de la demanda en el corto plazo son inferiores a las elasticidades de largo plazo, lo cual es intuitivamente plausible por las características del servicio en cuestión, puesto que la demanda de electricidad es una demanda derivada a partir de otros bienes, y el acondicionamiento de los agentes ante cambios en el precio o el ingreso se debe dar de forma gradual. Al respecto de la elasticidad precio se tiene que ésta, salvo contadas excepciones, es inferior a la unidad en valor absoluto, tanto a corto como a largo plazo, es decir, el servicio de electricidad es un servicio inelástico al precio, lo cual denota la relevancia de éste al interior de los hogares. Por otra parte, la elasticidad ingreso de la demanda es positiva, lo cual implica que el servicio es normal, aunque en algunas economías, se encontró que ésta es superior a la unidad, lo cual implica que a medida que el ingreso aumenta el servicio de electricidad se torna un servicio de lujo.

Tabla 1. Elasticidad precio e ingreso de la demanda de electricidad en el sector residencial.

PAIS	AUTOR	PERIODO	METODOLOGIA	Elasticidad precio (corto plazo)	Elasticidad precio (largo plazo)	Elasticidad ingreso (corto plazo)	Elasticidad ingreso (largo plazo)
Colombia	(Medina & Morales, 2007)	2003	Continuous Discrete Choice	-0.45		0.31	
Colombia	(Velez, Botero, & Yañez, 1991)	1970 - 1983	Time Series	[-0.10; -0.12]			
Colombia	(Maddock, Castaño, & Vella, 1992)	May and June 1986	OLS (Hausman) (Estrato 1/2)		-0.17		0.36
			OLS (Hausman) (Estrato 3/4)		-0.51		0.20
			OLS (Hausman) (Estrato 5/6)		-0.79		0.52
			OLS (Hausman) (Todo)		-0.47		0.30
Argentina	(Cont, 2004)	1981 - 2002	Time Series -OLS	-0.14	-0.41	0.36	1.08
Chile	(Benavente, Galetovic, Sanhueza, & Serra, 2005)	1995:01 - 2001:12	Panel data	-0.05	-0.39	0.08	0.20
Paraguay	(Westley, 1984)	1970:01 - 1977:06	OLS		-0.56		0.42
Perú	(Consultores, 1999)	1994:I - 1998:II	OLS	-0.2		0.56	
Perú	(Gallardo, Bendezú, & Coronado, 2004)	1970 - 2001	Time Series -VEC	-0.06		0.26	
Cuba	(Somoza, 2006)	1960 - 2003	OLS	-0.13	-7.77	0.08	5.26
México	(Berndt & Samaniego, 1984)	1968-70:I - 1988-9:II	TOLS	-0.04	-0.47	0.66	0.73
Canadá	(Bernard, Bolduc, & Bélanger, 1996)	1989	OLS		-0.93		0.09
			Reduced Form		-0.01		0.07
			IV	-0.26	-0.02	0.02	0.09
Canadá	(Ryan, Wang, & Plourde, 1996)	1962 - 1989	ML-Translog	-0.23			
EEUU	(Acton, Mitchell, & Mowill, 1976)	1972 - 1974	Time Series	[-0,30; -0,50]		[0,31; 0,44]	
			Cross-sectional	-0.7		0.41	
EEUU	(Anderson, 1973)	1947-1969	OLS (time series)	-0.58	-1.12	0.43	0.8

PAIS	AUTOR	PERIODO	METODOLOGIA	Elasticidad precio (corto plazo)	Elasticidad precio (largo plazo)	Elasticidad ingreso (corto plazo)	Elasticidad ingreso (largo plazo)
		1969	OLS (cross-section)	-0.63	-0.91	0.90	1.13
EEUU	(Barnes, Gillingham, & Hagemann, 1981)	1972-73	OLS IV	-0.88 -0.55		-0.21 0.20	
EEUU	(Beierlein, Dunn, & McConnon, 1981)	1967 - 1977	EC-SUR Error Components (EC) OLS	-0.09 -0.11 -0.11		0.00 0.00 0.02	
EEUU	(Bernstein & Griffin, February, 2006)	1977 - 2004	Panel data (state) Panel data (region) Panel data (National)	[-1.03; -0.60] [-0.32; -0.05] -0.24	[-0.99; 0.67] [-0.62; -0.06] -0.32		
EEUU	(Crowley & Joutz, 2005)	1994 - 2004	OLS (South Atlantic) OLS (Mid-Atlantic) OLS (East North Central)	-0.05 -0.03 -0.02	-0.22 -0.59 -0.06	0.11 0.32 0.34	0.47 0.72 1.04
EEUU	(Dubin & McFadden, 1984)	1975	OLS IV Reduced Form Conditional Expectation Correction (CEC)	-0.22 -0.26 -0.23 -0.26	-0.26	0.06 0.02 0.05 0.02	
EEUU	(Dumagan & Mount, 1993)	1960 - 1987	Generalized logit	-0.07		0.7232	
EEUU	(Griffin, 1974)	1951 - 1971	TSLS	-0.06	-0.52	0.06	0.88
EEUU	(Halvorsen R. , 1975)	1961 - 1969	TSLS		[-1.0; -1.21]		[0.47; 0.50]
EEUU	(Joutz & Costello, 2005)	2002:01 - 2004:07	Time Series	[-0.15; -0.01]	[-0.62; -0.08]	[0.07; 0.64]	[0.33; 1.29]
EEUU	(Kaserman & Mayo, 1985)	1974-79	HAM (dynamic) HAM (static)	-0.277 -0.30		0.156 0.06	
EEUU	(Parti & Parti, 1980)	1975	TSLS	-0.58		0.15	

PAIS	AUTOR	PERIODO	METODOLOGIA	Elasticidad precio (corto plazo)	Elasticidad precio (largo plazo)	Elasticidad ingreso (corto plazo)	Elasticidad ingreso (largo plazo)
EEUU	(Reiss & White, 2005)	1993- 1997	GMM	-0.39		0.00	
EEUU	(Taylor & Schwarz, 1990)	1985:06 - 1989:08	ENL-TS (nonhomothetic) ENL-TS (homothetic)		-0.42 -0.39		1.06 1.00
España	(Fernández, 2006)	1999	VI	-0.61		[0,14; 0,56]	
Greece	(Hondroyiannis, 2004)	1986 - 1999	VECM	-0.41		1.56	
Italia	(De Cian, Lanzi, & Rosson, 2007)	1978 – 2000	OLS	-0.03	-0.21	0.94	6.04
Norway	(Halvorsen & Larsen, 1999)	1976 - 1993	TS-Discrete continuous	-0.44	-0.44	0.06	0.09
Norway	(Nesbakken, 1998)	1993-95 1993-95 1993-95	ML (pool - all) ML (pool - Inc<average) ML (pool - Inc>average)	-0.50 -0.33 -0.66		0.01 0.01 0.01	0.20 0.18 0.22
Riga	(Naglis & Šulte, 2006)	1998:II - 2005:III	OLS	-0.27		0.29	
UK	(Waddams, 2004)	1998 - 2000	Bivariate probit model		[-2.67; -3.38]		[0.06; 0.17]
África	(Louw, Conradie, Howells, & Dekenah, 2008)	2001	OLS			[0.24; 0.53]	
Azerbaijan	(WORL BANK, 2004)	2002 - 2003	GLS (ramdom efects)	-0.21		0.93	
india	(Massimo & Pachauri, 2002)	1993 - 1994	TS- O (winter) TS- O (monsson) TS- O (summer)		-0.42 -0.51 -0.29		0.64 0.60 0.63
Pakistan	(Iqbal, 1985)	1960 - 1981	GLS	-0.1	-0.37	1.13	4.18
Sri Lanka	(Amarawickrama & Hunt, 2007)	1970 – 2003	Johansen static EGI	0.0 0.0	-0.04 -0.02	1.83 1.91	1.74 1.76
Australia	(Akmal & Stern, 2001)	1984:III - 1998:II	Non linear SUR-ML (AIDS)	-0.34			
Australia	(Akmal & Stern, 2001)	1969-70:III - 1998-9:II	Dynanic OLS		-0.95		0.52

PAIS	AUTOR	PERIODO	METODOLOGIA	Elasticidad precio (corto plazo)	Elasticidad precio (largo plazo)	Elasticidad ingreso (corto plazo)	Elasticidad ingreso (largo plazo)
Australia	(IPART, 2007)	1960-01 - 2001-02	OLS		-0.09		0.38
Korea	(Shin, 1985)	1961 - 1980	IV	-0.12	-0.40	0.19	0.62
			OLS with Dummy	-0.14	-0.46	0.17	0.56
Taiwán	(Holtedahll & Joutz, 2004)	1955 - 1995	VEC	-0.15	-0.15	0.23	1.04

1. Marco Teórico

En primera instancia se debe tener presente que la medida correcta para realizar análisis de bienestar asociados a diferentes estructuras tarifarias es la variación equivalente, puesto que ésta “mide la variación monetaria a la cual el consumidor sería indiferente al respecto de aceptar el cambio en el precio, es decir, es el cambio en la riqueza que sería equivalente al cambio en el precio en términos de su impacto en la riqueza” (Mas-Colell et al., 1995, pp. 82) (Mas-Colell, Whinston, & Green, 1995). Específicamente, Chipman y Moore (1980) y Mas-Collel et al. (1995) mostraron que la variación equivalente es en general la medida relevante para realizar análisis de bienestar en un contexto en el cual se ordenan diferentes políticas tarifarias. La razón radica en dos aspectos: el primero es el hecho que la variación compensada ordena de forma adecuada los cambios en el bienestar asociados a diferentes estructuras tarifarias, si las preferencias son homotéticas y los cambios en la estructura tarifaria no afectan el ingreso. Pero en este caso, los cambios tarifarios implican modificaciones en el ingreso de los agentes por el subsidio implícito en las tarifas del servicio en los estratos uno, dos y tres, así que es apropiado recurrir a la variación equivalente, que no está condicionada por estos aspectos. La segunda razón es que la variación equivalente refleja el nuevo nivel de utilidad que será obtenida a los nuevos vectores de precios, en tanto que la variación compensada se fundamenta en la utilidad inicial, es decir, mide el ingreso necesario para que el agente se encuentre en el nivel de utilidad observado antes del cambio en los precios; el problema de ésta aproximación radica en que el ingreso compensado se reduce ante un decrecimiento de los precios, pero para realizar análisis de bienestar dicha reducción en el ingreso implica un decrecimiento del bienestar social, mientras que en realidad lo evidenciado es un crecimiento de éste.

Se debe tener presente que la variación equivalente se fundamenta en un análisis ex-post de la función de utilidad y en la función de demanda Hicksiana (compensada), la cual involucra el efecto ingreso asociado al cambio en los precios, aspecto que no está presente en los análisis de bienestar fundamentados en el excedente del consumidor, puesto que éste se basa en la función de demanda Marshalliana (no compensada).

Considere una situación en la cual el agente elige entre dos bienes separables; los cuales pueden ser interpretados como un bien agregado, el numerario cuyo precio se asume constante, y el servicio de electricidad cuyo precio será modificado. El nivel de ingreso del agente y el precio del servicio de electricidad serán normalizados con respecto a un índice general de precios. Dado un vector inicial de precios $(p_0, 1)$ y el ingreso inicial (y_0) , el agente de forma óptima elige la cantidad demandada de ambos bienes (x_0^e, x_0^o) alcanzando el nivel de utilidad (u_0) . Si el precio del servicio de electricidad aumenta (p_1) , la restricción de presupuesto se torna más inclinada (gráfico 1), de esta forma, el ingreso equivalente (y_e) es el ingreso que el agente necesitaría para estar tan bien como si no se diera un cambio en el precio de la electricidad. Así, la variación equivalente se define como la diferencia entre el ingreso equivalente y el ingreso inicial $(y_e - y_0)$. Luego, hay una pérdida en el bienestar de los consumidores por el incremento en los precios, pero una situación contraria se evidenciaría en caso de un decrecimiento en los precios (gráfico 2).

Gráfico 1. Representación esquemática de la variación equivalente: incremento en la tarifa

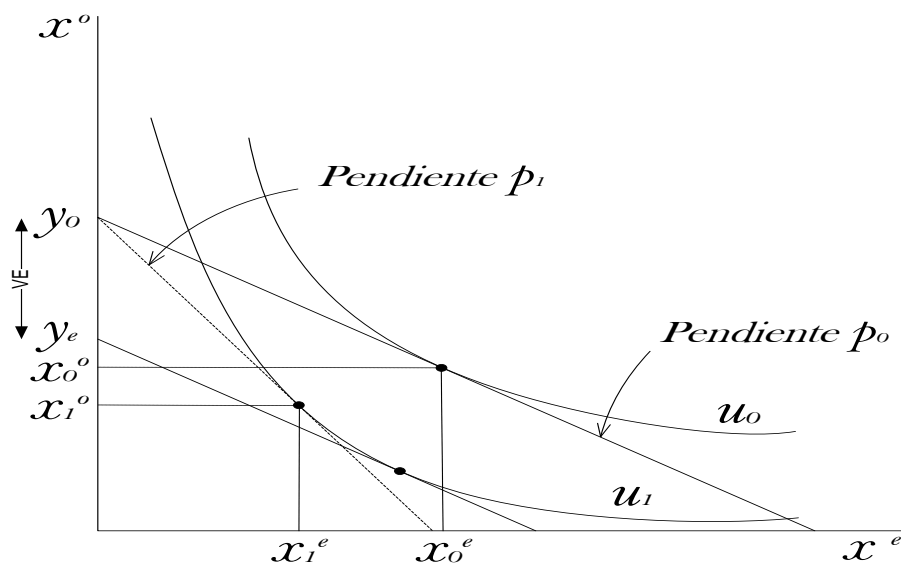
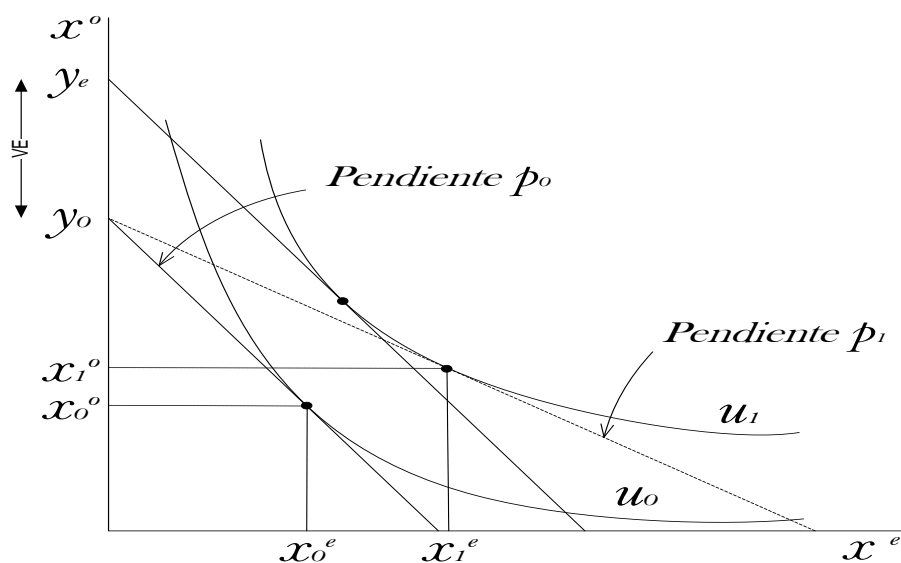


Gráfico 2. Representación esquemática de la variación equivalente: decremento en la tarifa



Formalmente, la variación equivalente se define como la diferencia entre la utilidad indirecta métrica monetaria $\mu(p_0; p_1, y_0)$ (asociada a los precios iniciales y la utilidad final evaluada en los precios finales y el ingreso inicial, puesto que éste no varía en principio) y el nivel de ingreso inicial, es decir:

$$VE(p_0; p_1, y_0) = \mu(p_0; p_1, y_0) - y_0 \quad (1)$$

En general, la función de demanda Hicksiana no es observable, luego la aproximación empírica para el cálculo de la variación equivalente se realiza a través de la función de demanda Marshalliana. La pregunta que surge entonces es ¿Cómo calcular la función de utilidad indirecta métrica monetaria a partir de la función de demanda Marshalliana? La respuesta a este interrogante está asociada a la integrabilidad de las funciones de demanda, lo cual implica:

$$\frac{d\mu(p_0; p_1, y_0)}{dp_0} = x^e(p_0, \mu(p_0; p_1, y_0)) \quad (2)$$

$$\mu(p_1; p_1, y_0) = y_0$$

Resolviendo (2) dada una función de demanda logarítmica se tiene la siguiente expresión para la función de utilidad indirecta métrica monetaria:

$$\mu(p_0; p_1, y_0) = \left[y_0^{1-\beta_2} + \frac{(\beta_2 - 1)}{(1 + \beta_1)} \exp(\beta_0)(p_1^{\beta_1+1} - p_0^{\beta_1+1}) \right]^{\frac{1}{1-\beta_2}} \quad (3)$$

Donde β_0 , β_1 y β_2 son la constante, la elasticidad precio y la elasticidad ingreso de la demanda, respectivamente.

El siguiente paso es introducir las modificaciones pertinentes en el análisis cuando el consumidor se enfrenta a una restricción de presupuesto convexa, pero que presenta un punto de quiebre asociado al cambio en las tarifas de electricidad cuando se traspasa el denominado consumo de subsistencia (\bar{x}^e). Bajo estas circunstancias, que aplican para los estratos bajos, la pendiente de la restricción de presupuesto se torna más inclinada a partir de dicho punto, es decir, el vector de precios asociado a la demanda de electricidad está dado por $p = (p^1, p^2)$, tal que:

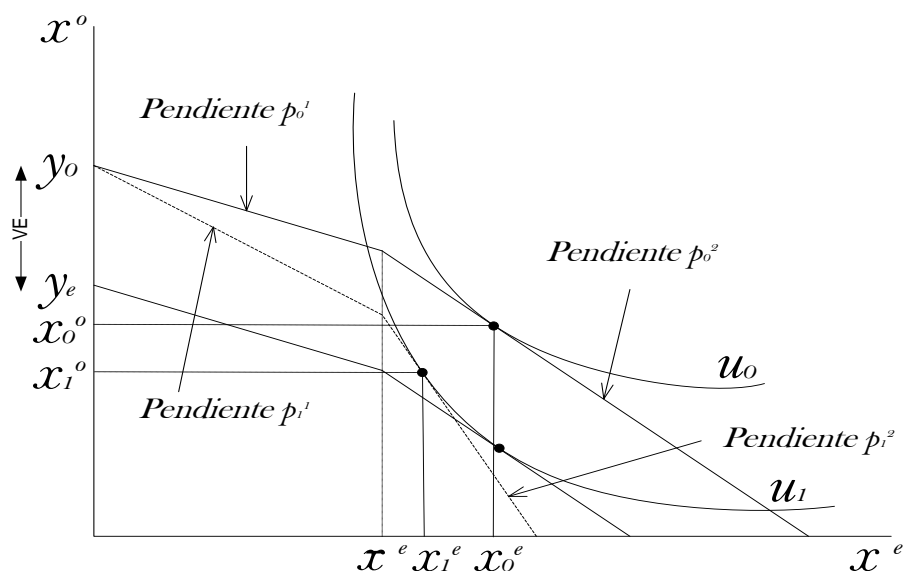
$$p = \begin{cases} p^1 & \text{si } x^e \leq \bar{x}^e \\ p^2 & \text{si } x^e > \bar{x}^e \end{cases} \text{ donde } p^2 > p^1 \quad (4)$$

En este contexto se presentan teóricamente tres posibles situaciones iniciales según la relación existente entre el consumo observado del agente representativo y el consumo de subsistencia (Ruijs, 2007). En el presente artículo sólo se analizarán las situaciones de interés empírico para el presente ejercicio, específicamente, el caso en el cual el consumo observado del agente representativo se encuentra por encima del consumo de subsistencia y evidencia bien sea un incremento en su tarifa o un decrecimiento en la misma y el caso en el cual dicho consumo se encuentra por debajo del consumo de subsistencia y el agente se enfrenta igualmente a un aumento o una disminución de la tarifa. La tercera posibilidad se da cuando el consumo del agente se encuentra exactamente en el consumo de subsistencia, situación que no se evidenció.

Para el caso en el cual se observa un incremento de la tarifa dado que el consumo observado es superior al consumo de subsistencia se pueden presentar dos posibles situaciones: el nuevo consumo se ubica aún por encima del consumo de subsistencia o éste es inferior a dicho nivel.

El caso en el cual el nuevo consumo es exactamente igual al consumo de subsistencia no se analizará, puesto que éste es un conjunto de medida cero, es decir, la probabilidad de encontrarse exactamente en dicho punto es cero, y por ello no tiene relevancia empírica.

Gráfico 3. Representación esquemática de la variación equivalente bajo precios escalonados crecientes: incremento en la tarifa con un consumo inicial y final superior al consumo de de subsistencia



En términos formales cuando el consumo inicial y final son superiores al consumo de subsistencia (gráfico 3), la función de utilidad indirecta métrica monetaria es la convencionalmente aceptada excepto que se debe tomar en consideración el subsidio implícito asociado al consumo de subsistencia $(p_0^2 - p_0^1)\bar{x}^e$. Por otra parte para el cálculo de la variación equivalente se debe tener presente que el agente evidencia una pérdida dada por el incremento en la tarifa asociada al consumo de subsistencia $(p_1^1 - p_0^1)\bar{x}^e$, lo cual implica que la expresión para la variación equivalente está dada por:

$$VE(p_0; p_1, y_0) = \mu(p_0^2; p_1^2, y_0) - (p_0^2 - p_0^1)\bar{x}^e - (p_1^1 - p_0^1)\bar{x}^e - y_0 \quad (5)$$

La otra situación que se presenta es un incremento en el precio tal que el nuevo consumo es inferior al consumo de subsistencia (gráfico 4). Bajo este contexto se debe tener presente que pese al incremento tarifario, el consumidor representativo se puede enfrentar a un precio marginal (asociado a un consumo observado inferior al consumo de subsistencia) inferior al precio marginal que experimentaba antes del incremento en la tarifa (asociada a un consumo observado ubicado en el segundo tramo), pero el consumidor experimentará una pérdida en su bienestar por la pérdida del subsidio del cual gozaba inicialmente $(p_0^2 - p_0^1)\bar{x}^e$ y el incremento en la tarifa asociada al primer tramo del esquema tarifario $(p_1^1 - p_0^1)x_1^e$. Luego, la variación equivalente en esta situación está dada por la siguiente expresión:

$$VE(p_0, p_1, y_0) = \mu(p_0^2; p_1^1, y_0) - (p_0^2 - p_0^1)\bar{x}^e - (p_1^1 - p_0^1)x_1^e - y_0 \quad (6)$$

Gráfico 4. Representación esquemática de la variación equivalente bajo precios escalonados crecientes: incremento en la tarifa con un consumo inicial superior al consumo de de subsistencia y un consumo final inferior al consumo de subsistencia.

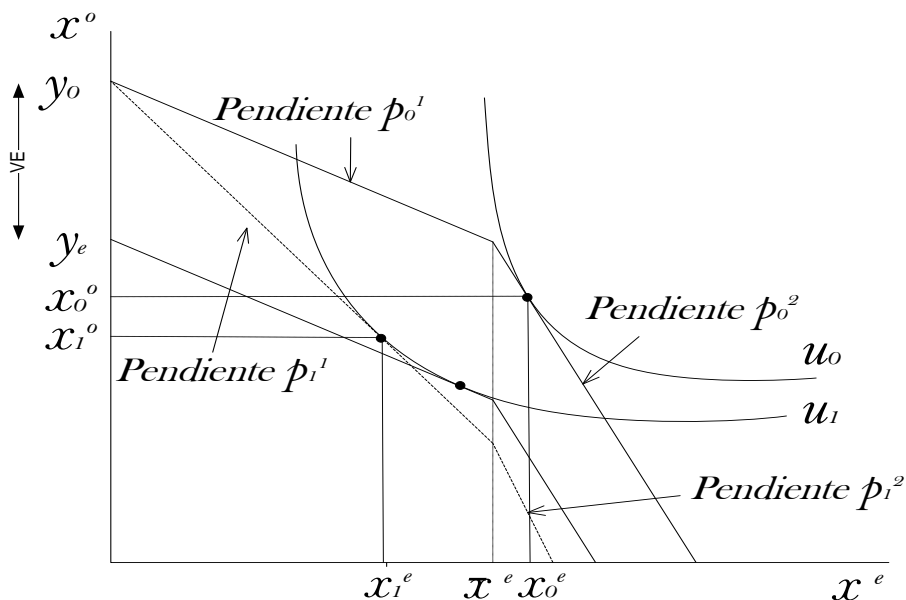
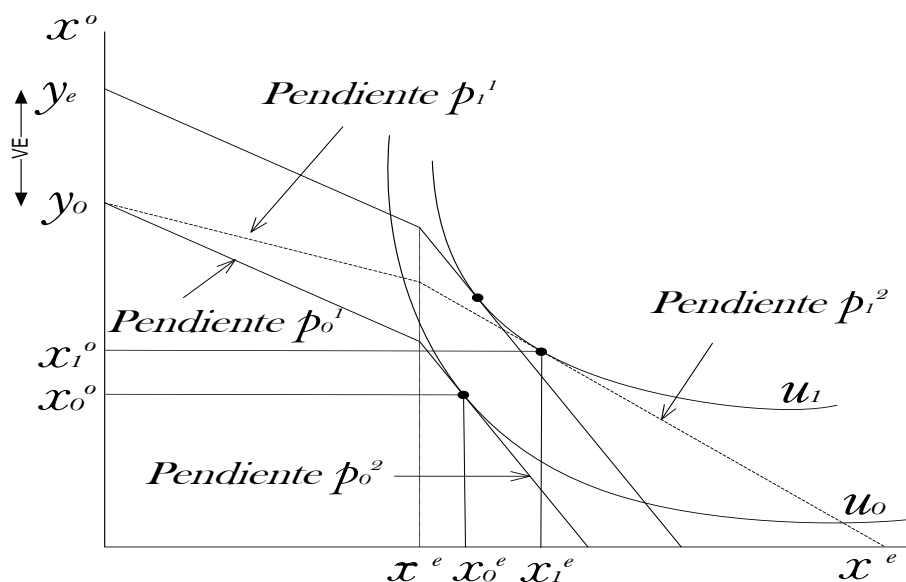


Gráfico 5. Representación esquemática de la variación equivalente bajo precios escalonados crecientes: decrecimiento en la tarifa con un consumo inicial superior al consumo de de subsistencia



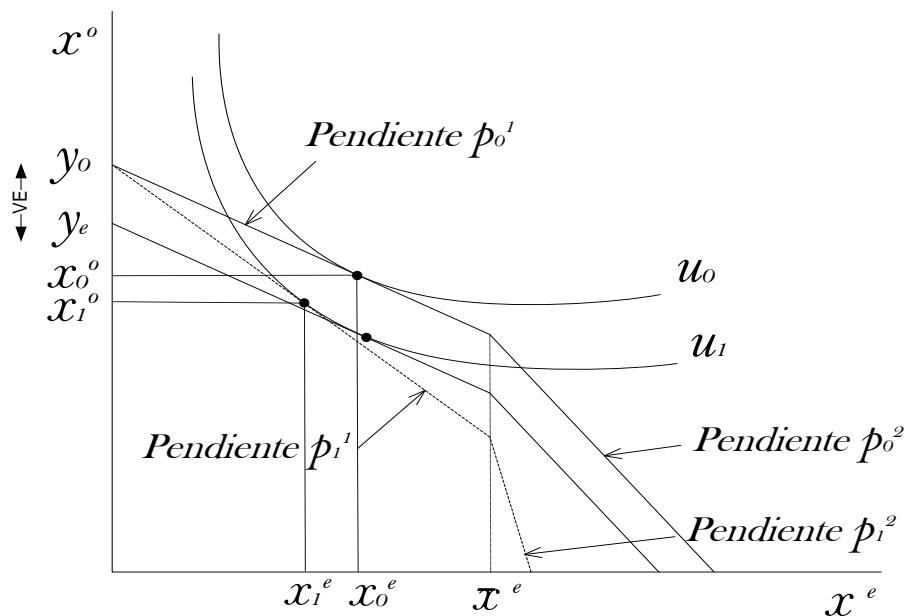
Finalmente, si el agente representativo inicialmente presentaba un consumo superior al consumo de subsistencia y éste evidencia un decrecimiento en la tarifa (gráfico 5), la expresión que determina la variación equivalente está dada por:

$$VE(p_0; p_1, y_0) = \mu(p_0^2; p_1^2, y_0) - (p_0^2 - p_0^1)\bar{x}^e + (p_1^1 - p_0^1)\bar{x}^e - y_0 \quad (7)$$

Donde se tomó en consideración las ganancias en el bienestar debido a la reducción de la tarifa asociada al consumo de subsistencia.

Para el caso en el cual se observa un incremento de la tarifa dado que el consumo observado es inferior al consumo de subsistencia (gráfico 6), sigue aplicando el análisis convencional de variación equivalente para un esquema de un único precio.

Gráfico 6. Representación esquemática de la variación equivalente bajo precios escalonados crecientes: incremento en la tarifa con un consumo inicial inferior al consumo de de subsistencia



Para el escenario en el cual se observa una disminución de la tarifa con un consumo observado inferior al consumo de subsistencia se presentan dos posibles situaciones: el nuevo consumo se ubica por debajo del consumo de subsistencia o por encima de dicho nivel. En el caso en el cual el nuevo consumo sigue siendo menor al consumo de subsistencia (gráfico 7), sigue aplicando el análisis convencional de variación equivalente

La otra situación es que el nuevo consumo supere el consumo de subsistencia a causa de la disminución tarifaria (gráfico 8). La variación equivalente en esta situación está dada por:

$$VE(p_0; p_1, y_0) = \mu(p_0^1; p_1^1, y_0) - (x_1^e - x^e)(p_0^2 - p_1^2) \quad (8)$$

Gráfico 7. Representación esquemática de la variación equivalente bajo precios escalonados crecientes: decrecimiento en la tarifa con un consumo inicial inferior al consumo de de subsistencia y un nuevo consumo inferior al consumo de subsistencia.

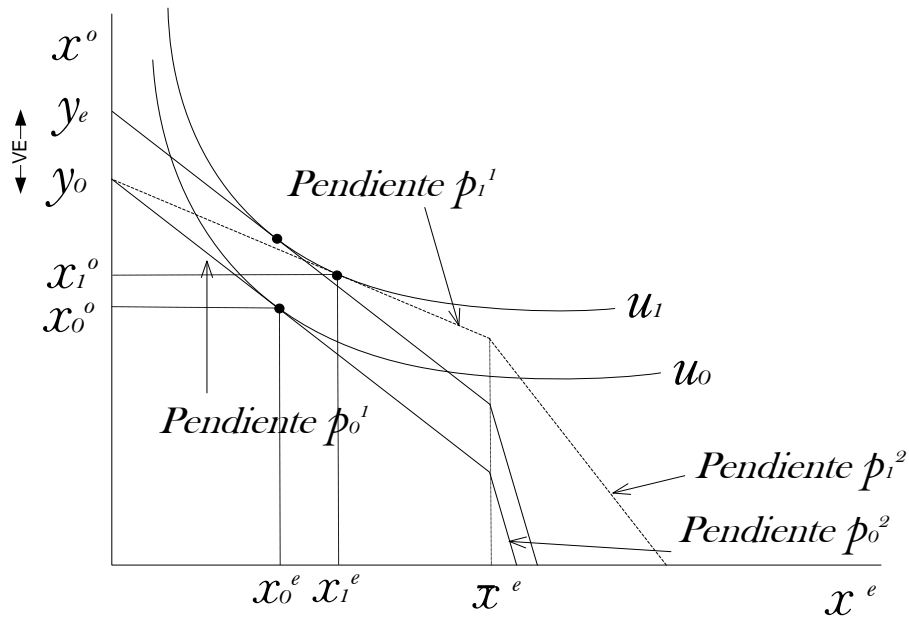
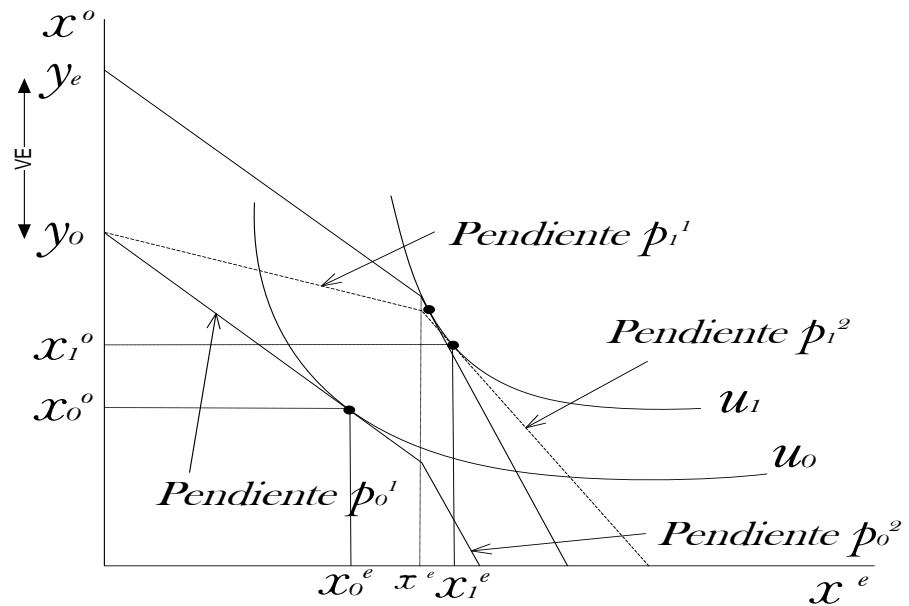


Gráfico 8. Representación esquemática de la variación equivalente bajo precios escalonados crecientes: decrecimiento en la tarifa con un consumo inicial inferior al consumo de de subsistencia y un nuevo consumo superior al consumo de subsistencia.



Las consideraciones que han sido mencionadas en este apartado serán el eje central del cálculo de las implicaciones de bienestar asociadas a la unificación tarifaria EADE-EPM.

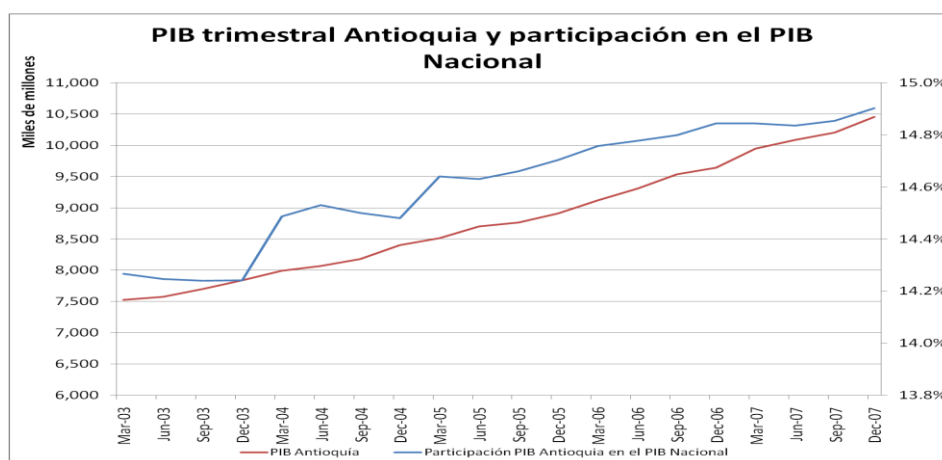
2. Construcción de las series y estadística descriptiva de la demanda del servicio de electricidad en el Departamento de Antioquia

En primera instancia se debe aclarar que el agente representativo objeto de análisis para el proceso de inferencia estadística en el presente artículo es el individuo representativo por estrato. Por otra parte, se debe tener presente que en el análisis se incluyó un bien sustituto de la electricidad, específicamente para los municipios que cuentan con el servicio de gas natural se tomó éste como sustituto, y para los restantes municipios antioqueños se tomó el GLP. El período de análisis es 2003:II – 2006:IV y se tiene información completa entre 57 (estrato seis) y 117 (estrato uno) municipios del departamento de Antioquia.

2.1. Ingreso

Puesto que la información de las cuentas departamentales provistas por el Departamento Nacional de Estadística (DANE) sólo se encuentra a frecuencia anual, se procedió a poner en trimestres la evolución del PIB departamental en el período de análisis a partir de la participación de cada trimestre del PIB nacional en el consolidado anual. Luego se halló el PIB por subregiones del departamento tomando en consideración la participación de éstas en el PIB departamental. Lo anterior a precios constantes del año 2000.

Gráfico 9. Evolución del PIB trimestral de Antioquia y participación en el PIB Nacional.



Como se puede evidenciar del gráfico 9, la participación de la producción del Departamento de Antioquia al interior de la producción nacional es cercana al 14,5%. Donde en el período de análisis el PIB departamental ha presentado una tendencia creciente.

Al respecto de la descomposición del PIB por subregiones del Departamento se encuentra que el Valle de Aburrá produce aproximadamente el 70% de la producción departamental, mientras que Oriente y Urabá en conjunto alcanzan el 14% de la producción departamental con participaciones equiparables.

Tabla 2. Participación del PIB subregional en el total departamental.

Subregión	PIB 2002 precios constantes de 1994 (millones)	Participación
Valle de Aburrá	7.697.526	0,6903
Bajo Cauca	212.007	0,0190
Magdalena Medio	143.105	0,0128
Nordeste	237.083	0,0213
Norte	434.275	0,0389
Occidente	209.311	0,0188
Oriente	865.232	0,0776
Suroeste	495.647	0,0444
Urabá	856.501	0,0768
Antioquia Total	11.150.687	1

Para la descomposición del PIB por municipio se realizó el supuesto que la participación del PIB de cada municipio al interior de la subregión es directamente proporcional a la participación del número de habitantes de éste en la subregión; para tales efectos se tomaron las proyecciones de la población que posee el DANE a nivel municipal, y se procedió a calcular las participaciones pertinentes. Luego con el objetivo de obtener cálculos de los ingresos mensuales se dividió por tres el resultado obtenido. Para realizar la descomposición por estrato en el área metropolitana, se multiplicó el PIB de los municipios por la participación trimestral promedio de los ingresos por estrato que se obtuvo a partir de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para el período objeto de análisis; para los municipios no pertenecientes al, área metropolitana, se utilizó la participación por estrato de la facturación residencial de la Empresa Antioqueña de Energía (EADE).

Tabla 3. Participación de la población por subregiones en la población agregada departamental en el año 2005.

Subregión	Población 2005	Participación
Valle de Aburrá	3.306.490	0,5819
Bajo Cauca	243.067	0,0428
Magdalena Medio	99.473	0,0175
Nordeste	171.839	0,0302
Norte	237.656	0,0418
Occidente	192.966	0,0340
Oriente	540.184	0,0951
Suroeste	381.192	0,0671
Urabá	509.409	0,0896
Antioquia Total	5.682.276	1

Al respecto de la población, el 58% de ésta se encuentra en el Valle de Aburrá, seguida por Oriente con el 9.5% y luego Urabá con el 8.9%. Lo cual implica que en el resto del Departamento se encuentra aproximadamente el 24.5% de la población.

El ingreso per cápita a nivel de estrato socioeconómico y municipio se calculó como el cociente entre los ingresos totales por estrato y el número de personas por estrato; para esta última variable se tomó la participación de las personas por estrato proveniente de la ECH tomando en consideración el número de personas promedio por vivienda. Finalmente, la dinámica de la población por municipio se cálculo a partir de las tasas trimestralizadas de crecimiento de la población asociada a cada municipio.

Tabla 4. Número de personas por vivienda y participación de personas por estrato socioeconómico.

Indicador	Estrato 1	Estrato 2	Estrato 3	Estrato 4	Estrato 5	Estrato 6
Número de personas por vivienda (ECH)	4.04	3.74	3.63	3.37	3.17	3.08
Participación de personas por estrato (ECH)	6.53%	36.02%	38.87%	8.55%	6.68%	3.35%

Como se puede ver en la tabla 4, aproximadamente el 80% de la población se encuentra en estrato 1, 2 y 3. Lo cual implica un mercado potencial cercano a 4.5 millones de personas con un perfil de ingresos bajo, mientras que tal sólo el 10% de la población presenta un perfil de ingresos altos.

Grafico 10. Evolución del ingreso del agente representativo por estrato para el Área Metropolitana trimestral.

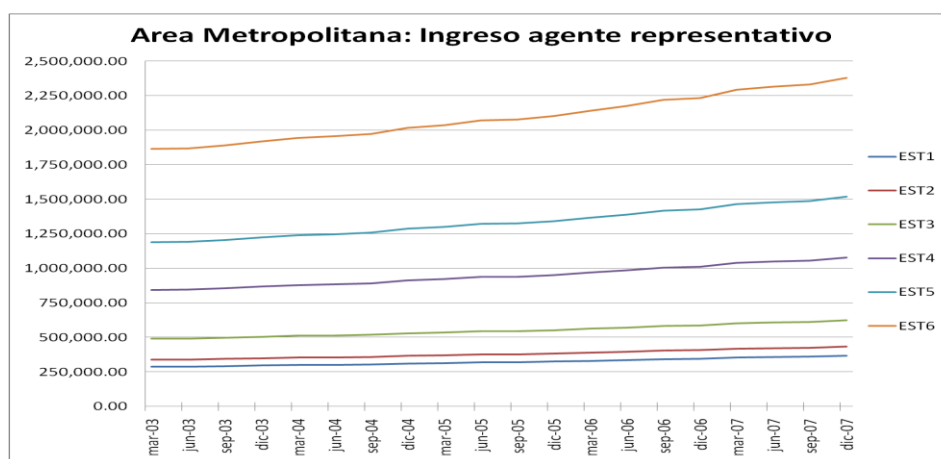
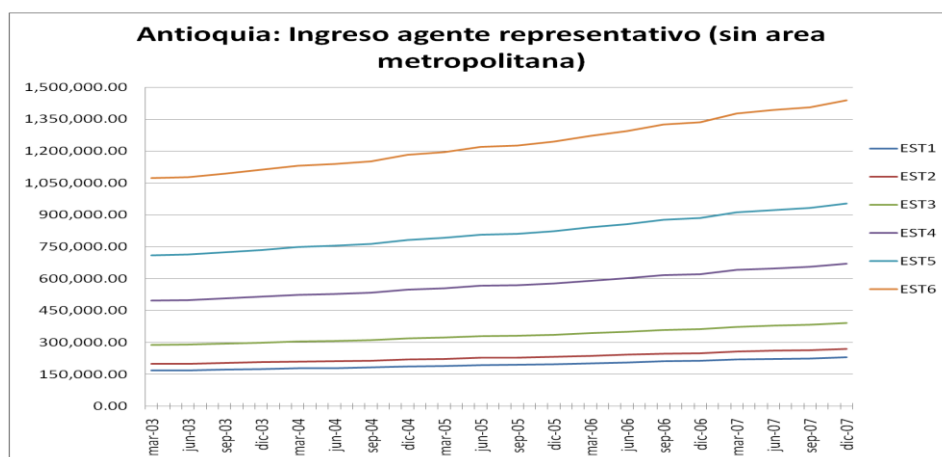


Grafico 11. Evolución del ingreso del agente representativo por estrato para los municipios de Antioquia fuera del Área Metropolitana trimestral.



Dada la información consignada en los gráficos 10 y 11 se evidencia que los ingresos representativos de los agentes pertenecientes al área metropolitana de Medellín son superiores a los de los agentes se encuentran fuera de ésta. También al interior de las regiones se aprecia una inequidad bastante significativa en los ingresos entre estratos; en efecto los ingresos de los agentes representativos del estrato 6 son casi ocho veces los que presentan los agentes de estratos 1 y 2.

Tabla 5. Caracterización del Ingreso promedio en Antioquia: Máximo, mínimo, media y coeficiente de variación.

	Max	Min	Media	Coefficiente de Variación
Estrato 1	\$ 317.898,52 (Envigado)	\$ 117.692,86 (El Bagre)	\$ 201.402,31	49.586,62
Estrato 2	\$ 373.011,03 (Envigado)	\$ 138.096,69 (El Bagre)	\$ 236.318,45	58.183,20
Estrato 3	\$ 539.864,08 (Envigado)	\$ 199.869,28 (El Bagre)	\$ 342.027,00	84.209,37
Estrato 4	\$ 929.496,84 (Envigado)	\$ 348.259,63 (Caucasia)	\$ 596.371,57	145.183,58
Estrato 5	\$ 1.309.912,65 (Envigado)	\$ 491.179,46 (Cáceres)	\$ 874.710,87	225.212,42
Estrato 6	\$ 2.052.837,14 (Envigado)	\$ 769.317,35 (Nechí)	\$ 1.352.349,53	375.585,38

Al comparar la información de ingresos por municipio se encuentra que Envigado es el municipio con el mayor nivel de ingresos, mientras que los municipios pertenecientes al Bajo Cauca son los que muestran una peor situación.

2.2. Consumo promedio

El consumo promedio de electricidad medido en kWh se cálculo como el consumo total del municipio en cuestión asociado a cada estrato socioeconómico dividido por el número de usuarios relevante, la fuente de dicha información fue EPM. Luego se tomó en consideración el número de personas por hogar para hallar el consumo promedio per-cápita.

Gráfico 12. Consumo promedio per cápita de electricidad en el Área Metropolitana

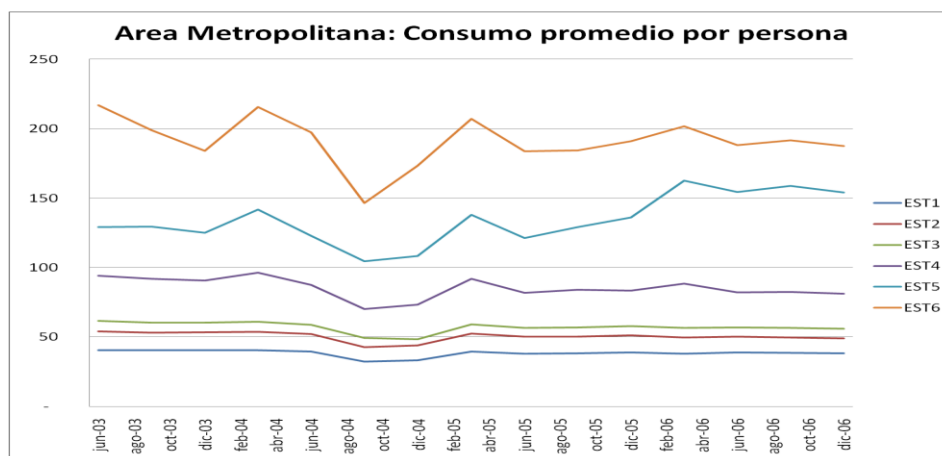
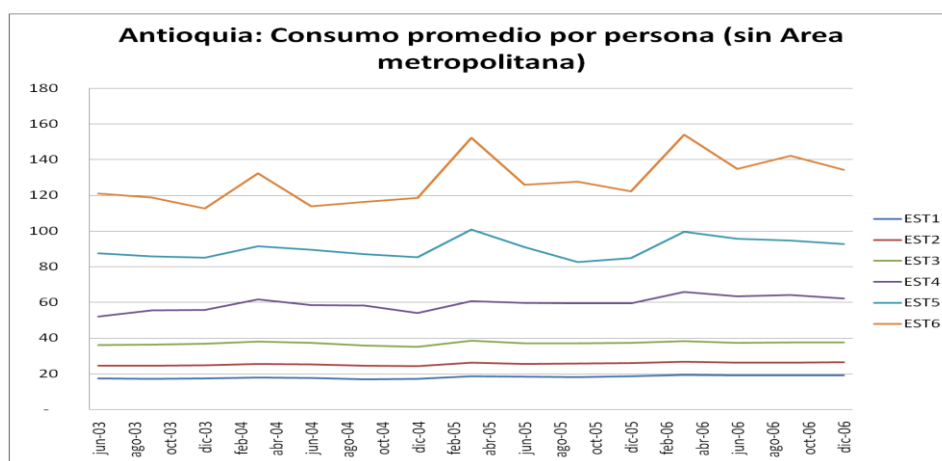


Gráfico 13. Consumo promedio per cápita de electricidad en Antioquia (sin Área Metropolitana)



Como se ilustra en los gráficos 12 y 13 se encuentra que los consumos reportados en el área metropolitana son superiores a los observados por fuera de ésta. Igualmente se nota la disparidad evidente entre estratos; el estrato 6 tiene un consumo de electricidad cinco veces mayor al que presenta el estrato 1.

2.3. Tarifa del servicio de electricidad

Al respecto de esta variable la literatura analizada establece posiciones encontradas en lo que se refiere a la utilización de la tarifa promedio o la tarifa marginal en los ejercicios de estimación econométrica. Para el presente ejercicio las estimaciones que se enseñarán más

adelante no fueron particularmente sensibles a la elección entre uno u otro proxy de la señal de precio percibida por el consumidor cuando aplica la anterior distinción. Para la construcción de la tarifa promedio de electricidad en kWh se utilizó información de facturación suministrada por EPM, se calculó como el cociente entre la facturación y el consumo total de los respectivos municipios. Por otra parte para el cálculo de la variación equivalente asociada a los estratos uno, dos y tres, los cuales presentan un esquema tarifario por tramos, se calculó el subsidio efectivo asignado, el cual surge de una combinación de los marcos legales establecidos por la ley 142 de 1992, la ley 813 de 2003 y la ley 1147 2006, las cuales fueron reglamentadas por la resolución CREG 001 de 2007. El promedio de los subsidios para el período Enero – Junio de 2008, período de transición en el proceso de unificación tarifaria, fue 57,7%, 49% y 15% para los estratos uno, dos y tres ubicados en el Valle de Aburrá, y 51,5%, 41,7% y 15% para los estratos uno, dos y tres que se encuentran fuera del Valle de Aburrá. Luego reconociendo que la tarifa promedio es un promedio ponderado de las tarifas marginales evidenciadas en dos tramos (menor e igual al consumo de subsistencia y superior a éste) y dados las tasas de subsidios y los diversos consumos de subsistencia según la altura del municipio sobre el nivel del mar (resolución 0355 de julio 8 de 2004 expedida por la Unidad de Planeación Minero-Energética, UPME), se obtuvieron las tarifas marginales. Finalmente, esta información fue deflactada por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) base 2000.

2.4. Tarifa del servicio de gas natural

La tarifa de gas natural se tomó de la Comisión de Regulación de Energía y Gas (CREG), específicamente la tarifa que aplica EPM en los municipios del Valle de Aburrá, y ésta fue deflactada por el IPC base 2000. Se debe tener presente que la tarifa en cuestión está medida en \$/metros cúbicos, luego se utilizó la conversión de poder calorífico de un metro cúbico a kWh, la cual es 11,29, es decir, un metro cúbico de gas natural equivale en poder calorífico a 11,29 kWh. Luego la tarifa deflactada por metro cúbico de gas natural se multiplicó por este factor.

2.5. Tarifa del servicio de GLP

El precio del GLP se obtuvo a partir de información consignada en la CREG para la empresa más representativa de este servicio en el municipio objeto de análisis. Como punto de referencia se utilizó el precio del cilindro de 40 libras, puesto que este es el más representativo de la demanda (88,3%). El precio del GLP se calculó como el precio del cilindro dividido por el número de libras, y luego se deflactó por el IPC base 2000. Dado el poder calorífico de la libra de GLP en términos de kWh, se transformó el precio deflactado por dicho factor, es decir, se multiplicó por 6,34.

2.6. Evolución de la participación del gasto en electricidad al interior de los ingresos familiares

Para sintetizar todas las estadísticas desarrolladas hasta el momento, se calculó la participación promedio del gasto en la factura de electricidad como porcentaje del ingreso per cápita. Se pueden evidenciar las desigualdades en los órdenes de magnitud, puesto que el individuo representativo del estrato uno gasta aproximadamente el 5.3% de sus ingresos mensuales al pago del servicio de electricidad, mientras que el individuo perteneciente al estrato seis gasta tan sólo el 0.52% de sus ingresos, es decir, éste goza de una fracción diez

veces menor comparada con el sector más vulnerable de la población. En términos generales la estructura tarifaria actual, pese a que aplica unos subsidios a los consumidores de menores ingresos y unas contribuciones a los sectores de mayores ingresos, no logra un sistema tarifario equitativo. Cabe destacar que si se observa el patrón de consumo en un horizonte temporal de más largo plazo, se encontraría un comportamiento asintótico en éste, lo cual refleja el hecho que en términos generales, los agentes representativos de estratos bajos son conscientes de la restricción de presupuesto a la cual se ven sometidos, y que su patrón de consumo está en muchas circunstancias por debajo del consumo de subsistencia. Otro punto a destacar al respecto, el cual no será tratado en este estudio es el efecto de la estratificación que actualmente se encuentra implementada, la cual en muchas circunstancias otorga subsidios a segmentos de la población con elevados ingresos, lo cual implica una asignación ineficiente de recursos escasos y un detrimento del sector más vulnerable.

Tabla 6. Caracterización de la participación promedio del gasto en electricidad por estrato en el gasto del hogar: Media y coeficiente de variación.

	Media	Coeficiente de variación
Estrato 1	0,0531	0,0534
Estrato 2	0,0255	0,0125
Estrato 3	0,0127	0,0100
Estrato 4	0,0070	0,0097
Estrato 5	0,0106	0,0230
Estrato 6	0,0052	0,0083

3. Ejercicio econométrico

En primera instancia se debe enfatizar que el proceso de estimación se fundamentó en un enfoque uniecuacional, pese a que en general la interacción entre la demanda y la oferta determinan conjuntamente el precio y la cantidad, y la omisión de este hecho implicaría obtener estimaciones inconsistentes de los parámetros. Pero en el presente contexto los precios son regulados y los oferentes del servicio de electricidad están dispuestos a satisfacer la demanda del mercado al precio estipulado. Por consiguiente el enfoque uniecuacional no invalida en primera instancia los resultados obtenidos.

En general, los modelos finalmente propuestos para cada uno de los estratos socioeconómicos son de la forma:

$$\ln x_{i,t}^e = \beta_0 \ln x_{i,t-1}^e + \beta_1 \ln p_{i,t} + \beta_2 \ln y_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (9)$$

Donde i denota el municipio y t el trimestre.

Tabla 7. Prueba de raíz unitaria para modelos de datos de panel en estratos socioeconómicos: municipios de Antioquia, 2003:II – 2006:IV.

Modelo	Raíz	Estadístico de prueba*	Valor crítico (5%)
Estrato 1	0.70	-33.81	-1,96
Estrato 2	0.63	-54.44	-1,96
Estrato 3	0.48	-95.86	-1,96
Estrato 4	0,41	-102,96	-1,96
Estrato 5	0,47	-72,84	-1,96
Estrato 6	0,42	-77,88	-1,96

* Hipótesis nula: el modelo presenta una raíz unitaria.

En primera instancia se realizó la prueba de raíz unitaria propuesta por Harris y Tzavalis (1999) para paneles cortos. En ésta el estadístico de prueba se distribuye normal estándar bajo la hipótesis nula de raíz unitaria en un modelo AR(1) de efectos fijos. En general se concluye que en ninguno de los modelos propuestos existe raíz unitaria (ver tabla 7).

Tabla 8. Modelos de datos de panel en estratos socioeconómicos: municipios de Antioquia, 2003:II – 2006:IV.

Estimador	Variable	Estrato					
		Uno	Dos	Tres	Cuatro	Cinco	Seis
Mínimos Cuadrados Ordinario (Intra-grupo)	Constante	0.82* (0,150)	1.41* (0,129)	3.91* (0,195)	6.40* (0,581)	8.05* (0,437)	8.52* (0,425)
	Precio	-0.11* (0,017)	-0.02 (0,016)	-0.22* (0,023)	-0.66* (0,041)	-0.60* (0,071)	-0.65* (0,069)
	Ingreso	0.50* (0,019)	0.35* (0,013)	0.15* (0,015)	0.22* (0,067)	- (-)	- (-)
	Cuarto trimestre	0.03* (0,002)	0.03* (0,002)	0.04* (0,002)	0.08* (0,008)	0.12* (0,008)	0.11* (0,009)
Variable Instrumental	Constante	1.76* (0,337)	3.03* (0,586)	3.41* (0,606)	6.24* (0,654)	8.12* (0,250)	9.04* (1,233)
	Precio	-0.31* (0,048)	-0.26* (0,082)	-0.15** (0,073)	-0.63* (0,047)	-0.61* (0,041)	-0.74* (0,202)
	Ingreso	0.52* (0,022)	0.30* (0,027)	0.16* (0,033)	0.21* (0,073)	- (-)	- (-)
	Cuarto trimestre	0.04* (0,002)	0.04* (0,002)	0.04* (0,002)	0.08* (0,007)	0.12* (0,007)	0.10* (0,013)
Método Generalizado Momentos	Consumo rezagado	0.64* (0,002)	0.50* (0,001)	0.39* (0,003)	0.36* (0,009)	0.40* (0,017)	0.29* (0,014)
	Precio	-0.04* (0,001)	-0.18* (0,003)	-0.45* (0,003)	-0.61* (0,025)	-0.63* (0,098)	-0.56* (0,053)
	Ingreso	0.84* (0,035)	1.26* (0,035)	0.62* (0,029)	0.27*** (0,152)	- (-)	- (-)
	OIR p-value	0.227	0.170	0.192	0.106	0.208	0.570

La matriz de ponderaciones corrige por heterocedasticidad y la matriz de covarianzas es robusta ante autocorrelación.

OIR: Over Identification Restrictions.

* Estadísticamente significativo al 1%.

** Estadísticamente significativo al 5%.

*** Estadísticamente significativo al 10%.

Luego de múltiples análisis económicos y estadísticos se concluyó que la especificación pertinente del modelo es la de un modelo de efectos fijos. En primera instancia, especificar un modelo de efectos aleatorios implica que el término constante es independiente de la perturbación estocástica del modelo, es decir, la heterogeneidad no observada es independiente del ruido aleatorio, supuesto que es poco plausible intuitivamente. Segundo, si el modelo pertinente es de efectos aleatorios pero es especificado como un modelo de efectos fijos, la mala especificación induce pérdida de eficiencia pero los parámetros estimados son consistentes, situación que no se conserva al especificar un modelo de efectos aleatorios dado un proceso generador de datos inducido por un modelo de efectos fijos. Además, el modelo finalmente planteado es dinámico por la inercia que presenta la demanda de electricidad, situación que debe ser tratada a través de un modelo de efectos fijos, puesto que un modelo de efectos aleatorios ocasiona inconsistencia de las elasticidades calculadas.

En una primera aproximación se realizó el ejercicio a través del estimador intra-grupo, pero este estimador asume exogeneidad contemporánea entre las perturbaciones estocásticas y los regresores del modelo, supuesto que se viola en el presente contexto, puesto que el mayor consumo de electricidad implica una mayor tarifa para los estratos uno, dos y tres, no por el juego entre la oferta y la demanda, sino por el subsidio asociado al consumo de subsistencia. Así, los parámetros estimados son inconsistentes, por lo tanto se estimó el modelo a través del procedimiento de variable instrumental, el cual posee supuestos menos restrictivos al respecto de la exogeneidad, pero este estimador también es inconsistente bajo una especificación dinámica, que es razonable en este ejercicio dada la inercia asociada en la demanda de electricidad. Finalmente se obtuvo la estimación de los parámetros por el método generalizado de los momentos, el cual es consistente ante la introducción de la variable dependiente rezagada y los supuestos de exogeneidad débil, donde este último supuesto es consistente con los modelos de expectativas racionales en los cuales se toman decisiones intertemporales bajo incertidumbre, lo cual da origen a modelos dinámicos como los planteados en este trabajo.

En la tabla 8 se enseñan los resultados obtenidos por los tres métodos de estimación. Como se puede observar, las elasticidades precio e ingreso de corto plazo obtenidas para cada uno de los estratos están acordes a lo que se esperarí a priori, al igual que el componente estacional asociado al cuarto trimestre del año.

En general se observa que la demanda de electricidad es inelástica al precio y es función creciente de los ingresos del agente representativo; tal vez este fenómeno se debe a que el consumo de electricidad de los estratos bajos ha alcanzado un patrón asintótico determinado por el consumo de subsistencia, luego los incrementos en la tarifa de la electricidad se traducen en una reducción del consumo de otros bienes y/o servicios. La reducida respuesta de los estratos altos ante variaciones en el precio obedece posiblemente a la poca participación de la factura de electricidad en los ingresos de estos. Por otra parte, el ingreso sólo es relevante para explicar la demanda de electricidad de los estratos medios y bajos, es

decir, el incremento de los ingresos de los estratos medios y bajos implica una mayor utilización del servicio de electricidad, fenómeno que no está presente en las familias de ingresos altos. Se observa que la demanda de electricidad aumenta entre un 4% y un 12% en el cuarto trimestre del año con un patrón ascendente en función del ingreso del agente representativo, y para los modelos dinámicos se evidencia que la demanda de electricidad presenta inercia. Al respecto del servicio sustituto en ninguno de los modelos estimados resultó estadísticamente significativo el precio de éste. Posiblemente esto obedece al costo de entrada asociado a la demanda del sustituto, es decir, el agente representativo una vez toma la decisión de adquirir un gasodoméstico explícitamente incurre en una inversión inicial asociado a la adquisición del artefacto, y los pagos de la red interna para el caso de los municipios conectados al gas natural y la pipeta para los restantes municipios. Una vez se toma esta decisión, las fluctuaciones del precio no influyen de manera significativa en la utilización relativa de los servicios en cuestión.

A continuación se muestra el intervalo de confianza de las elasticidades de corto plazo que se obtuvieron por el método generalizado de los momentos (ver tabla 9).

Tabla 9. Intervalos de confianza al 95% de las elasticidades de corto plazo estimadas para estratos socioeconómicos: municipios de Antioquia, 2003:II – 2006:IV.

Estrato	Uno		Dos		Tres		Cuatro		Cinco		Seis	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Limite												
Precio	-0.043	-0.038	-0.185	-0.172	-0.458	-0.445	-0.664	-0.565	-0.821	-0.436	-0.663	-0.454
Ingreso	0.772	0.913	1.194	1.335	0.562	0.678	-0.026	0.572	-	-	-	-

A partir de la tabla 8, las elasticidades de largo plazo que se obtienen por el método generalizado de los momentos enseñan que la reacción de los agentes en un horizonte temporal superior son mayores comparadas con el corto plazo, fenómeno que intuitivamente es plausible básicamente por dos situaciones: la primera por un reacondicionamiento de los utensilios domésticos que consumen electricidad, y la segunda, por la modificación de los hábitos de consumo.

Tabla 10. Elasticidades de largo plazo estimadas para estratos socioeconómicos: municipios de Antioquia, 2003:II – 2006:IV.

Variable	Uno	Dos	Tres	Cuatro	Cinco	Seis
Precio	-0.11	-0.35	-0.75	-0,96	-1,05	-0,78
Ingreso	2.34	2.51	1.02	0,43	-	-

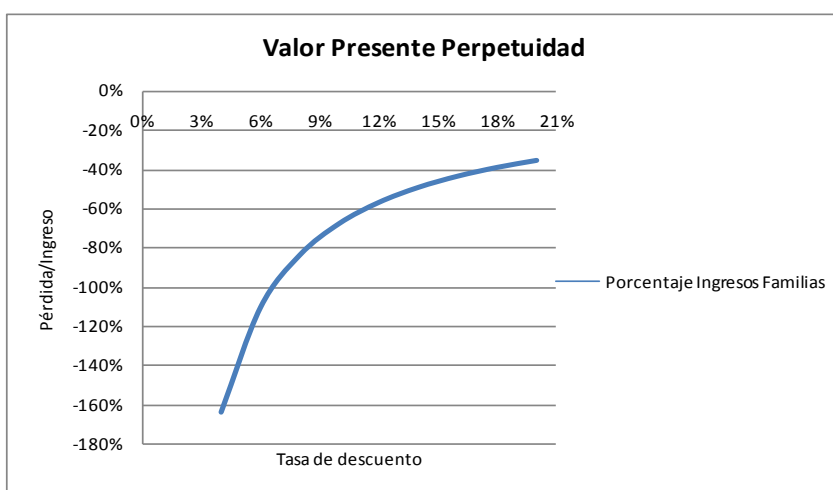
4. Implicaciones de bienestar y ejercicio de simulación de escenario alternativo

A partir de los resultados obtenidos para el corto plazo por el mecanismo de estimación fundamentado en el método generalizado de los momentos y las funciones de demanda implícitas en el análisis, se obtuvieron las constantes asociadas a cada uno de los segmentos de la población necesarias para calcular las diversas utilidades métricas monetarias (ver ecuación (3)). Dado que las elasticidades obtenidas están determinadas por estratos sin diferenciar

entre individuos que habitan en el Valle de Aburrá o fuera de éste, entonces las constantes capturan la heterogeneidad no observable entre el estrato *i* del Valle de Aburrá y el estrato *i* perteneciente al mercado antiguamente atendido por EADE. A partir de esta información y el marco teórico desarrollado en la sección uno, se procedió a calcular las implicaciones de bienestar de la unificación tarifaria llevada a cabo en la región.

En el período comprendido entre diciembre del año 2007 y julio de año 2008, se evidenció un decrecimiento real en la tarifa de los estratos uno y dos ubicados fuera del Valle de Aburrá equivalentes al 17,53%. Por otra parte los estratos tres a seis en esta misma región presentaron un decrecimiento en la tarifa de electricidad igual a 0,95%. Para el Valle de Aburrá las tarifas de los estratos uno y dos se mantienen prácticamente inalteradas en términos reales, mientras que los estratos medios y altos evidencian un crecimiento real de 8,12% (ver tabla 11). Dadas estas variaciones tarifarias y los parámetros estimados se encuentra que los estratos uno y dos atendidos antiguamente por EADE mejoran su bienestar como porcentaje de su ingreso en un 1,17% y 1,8%, respectivamente. Los estratos medios y altos pertenecientes al mercado regional también evidencian ganancias en su bienestar, las cuales oscilan entre 0,14% (estrato tres) y 0,55% (estrato seis). Estas ganancias se alcanzan en detrimento del bienestar de los estratos medios y altos pertenecientes al Valle de Aburrá, los cuales empeoran -1,14% (estrato tres) y -1,59% (estrato cinco y seis). Los estratos bajos de esta zona permanecen prácticamente inalterados. Al considerar la agregación total bajo un enfoque netamente utilitarista y sin tomar en consideración el parámetro de aversión a la desigualdad, se encuentra que los hogares de la región disminuyen su bienestar un 0,53%. Las anteriores cifras hacen alusión a variaciones mensuales, lo cual implica que descontando dichas variaciones a una tasa del 12% efectiva anual real, se obtendría un valor presente de la perpetuidad de la pérdida como porcentaje de los ingresos de los hogares del departamento igual a 57%, lo que a pesos de diciembre de 2008 equivale aproximadamente a \$204 mil millones de pesos (ver grafico 14).

Gráfico 14. Valor presente de la perpetuidad asociada a la pérdida de bienestar por la unificación tarifaria EADE-EPM.



Con fines netamente ilustrativos se realizará un ejercicio de simulación en el cual se obtendrá una nueva estructura de variaciones en la tarifa, la cual tendrá como objetivo aumentar las

ganancias de bienestar de los hogares pertenecientes a los estratos uno y dos del Valle de Aburrá sin causar detrimento de las ganancias en el bienestar de los hogares de bajos ingresos que antes eran atendidos por EADE, sin afectar negativamente los ingresos asociados al sector residencial de la empresa unificada y sin modificar en términos agregados el bienestar del departamento. Se debe aclarar que este tipo de escenarios no fue posible de aplicar en el contexto real dado que la unificación tarifaria evidenciada en el Departamento de Antioquia se realizó en un marco legal de orden nacional, es decir, las variaciones experimentadas obedecen a lo que dictamina la ley.

Bajo este escenario alternativo, los beneficios que obtienen los hogares de ingresos bajos ubicados en el Valle de Aburrá, los cuales ascienden a 1,51% y 2% como porcentaje de sus ingresos para los estratos uno y dos, respectivamente; se alcanzan en detrimento de las ganancias que en el escenario real alcanzaron las familias de estratos medios y altos ubicadas fuera del Valle de Aburrá, específicamente estas presentan una pérdida de bienestar que oscila entre 0,86% (estrato tres) y 3,45% (estrato seis)(ver tabla 12).

Tabla 11. Implicaciones de bienestar de la unificación tarifaria EADE-EPM en el Departamento de Antioquia bajo las variaciones tarifarias implementadas.

Estrato	Ingreso promedio por Hogar base 2000		Consumo promedio por Hogar inicial		Consumo promedio por Hogar final		Variación tarifa ocasionada por unificación tarifaria (2007/12-2008/07)		Utilidad métrica monetaria por Hogar		Variación Equivalente por Hogar		Variación en el bienestar como porcentaje de los ingresos	
	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia
1	\$ 105.418	\$ 64.325	123,24	53,94	123.25	54.32	-0.33%	-17.53%	\$ 105,444	\$ 65,077	\$ 26	\$ 752	0.02%	1.17%
2	\$ 123.694	\$ 75.476	164,83	79,51	164.66	82.02	0.58%	-17.53%	\$ 123,614	\$ 76,833	-\$ 80	\$ 1,357	-0.06%	1.80%
3	\$ 179.024	\$ 109.238	195,38	112,95	188.25	113.44	8.12%	-0.95%	\$ 176,975	\$ 109,387	-\$ 2,050	\$ 149	-1.14%	0.14%
4	\$ 308.230	\$ 188.078	313,40	190,74	297.88	191.85	8.12%	-0.95%	\$ 304,540	\$ 188,374	-\$ 3,690	\$ 297	-1.20%	0.16%
5	\$ 434.380	\$ 265.052	487,26	393,72	462.34	396.09	8.12%	-0.95%	\$ 427,490	\$ 265,787	-\$ 6,890	\$ 735	-1.59%	0.28%
6	\$ 680.741	\$ 415.378	762,82	1218,71	728.16	1225.23	8.12%	-0.95%	\$ 669,925	\$ 417,652	-\$ 10,816	\$ 2,274	-1.59%	0.55%

Tabla 12. Implicaciones de bienestar de la unificación tarifaria EADE-EPM en el Departamento de Antioquia bajo las variaciones tarifarias simuladas.

Estrato	Ingreso promedio por Hogar base 2000		Consumo promedio por Hogar inicial		Consumo promedio por Hogar final		Variación tarifa simulada para unificación tarifaria (2007/12-2008/07)		Utilidad métrica monetaria por Hogar		Variación Equivalente por Hogar		Variación en el bienestar como porcentaje de los ingresos	
	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia	Valle Aburrá	Resto Antioquia
1	\$ 105.418	\$ 64.325	123,24	53,94	133,47	58,47	-20.27%	-19.44%	\$ 107,006	\$ 65,160	\$ 1,588	\$ 835	1.51%	1.30%
2	\$ 123.694	\$ 75.476	164,83	79,51	171,50	86,18	-17.41%	-19.44%	\$ 126,168	\$ 76,986	\$ 2,474	\$ 1,510	2.00%	2.00%
3	\$ 179.024	\$ 109.238	195,38	112,95	197,92	115,69	6.14%	6.14%	\$ 177,466	\$ 108,296	-\$ 1,559	-\$ 942	-0.87%	-0.86%
4	\$ 308.230	\$ 188.078	313,40	190,74	311,37	195,37	6.14%	6.14%	\$ 305,422	\$ 186,212	-\$ 2,809	-\$ 1,866	-0.91%	-0.99%
5	\$ 434.380	\$ 265.052	487,26	393,72	478,48	386,63	6.14%	6.14%	\$ 429,136	\$ 260,428	-\$ 5,243	-\$ 4,625	-1.21%	-1.74%
6	\$ 680.741	\$ 415.378	762,82	1218,71	749,09	1196,78	6.14%	6.14%	\$ 672,515	\$ 401,033	-\$ 8,226	-\$ 14,345	-1.21%	-3.45%

Conclusiones

En primera instancia se encontró que las elasticidades precio e ingreso de la demanda según estrato presentan un comportamiento heterogéneo; los estratos bajos son prácticamente inelásticos al precio, lo cual es manifestación del comportamiento asintótico que ha venido presentando el consumo de electricidad por parte de estos agentes en la región, lo cual implica que los incrementos tarifarios entrañan un fenómeno de reducción en el consumo de otros bienes, pero a su vez reducciones tarifarias se traducen en elevadas ganancias de bienestar, mientras que los estratos altos presentan una elasticidad precio mayor, lo cual implica cierta holgura en el patrón del consumo del servicio. Al respecto de la elasticidad ingreso de la demanda, se observa un comportamiento descendente con el estrato, es decir, para los estratos altos un incremento en sus ingresos deja inalterada la demanda de electricidad, lo cual implica que dichos incrementos se destinan a la satisfacción de necesidades no relacionadas con electrodomésticos, al contrario en los estratos bajos, los incrementos en los ingresos se traducen en un incremento significativo de la demanda de electricidad. Como era de esperarse el consumo de electricidad presenta un comportamiento inercial, lo cual implica que las elasticidades de corto plazo son inferiores a las elasticidades de largo plazo, situación que es razonable por las características del servicio en consideración.

Con referencia a las implicaciones de bienestar de la unificación tarifaria EADE-EPM se encuentra que este acontecimiento implicó un incremento en el bienestar de los hogares pertenecientes a la región del Departamento que antes era atendida por EADE. Esto en detrimento de la posición económica de los estratos medios y altos ubicados en el mercado atendido por EPM. Al considerar el análisis agregado desde un punto de vista netamente utilitarista se encuentra que la región desmejoró su bienestar un 0,53% en el sector residencial como porcentaje de sus ingresos, lo cual implica un valor presente de la perpetuidad igual a 57%, descontando el flujo a una tasa del 12% efectivo anual. La unificación tarifaria pudo entrañar mejores efectos tanto distributivos como agregados en el ingreso, claro está bajo un escenario hipotético el cual implicaría cambios regulatorios nacionales. Luego, las instituciones de orden nacional que promuevan la unificación tarifaria de diversas regiones deberían realizar este tipo de ejercicios con el ánimo de reducir la incertidumbre asociada las posibles implicaciones sociales de este tipo de políticas.

Bibliografía

Acton, J., Mitchell, B., & Mowill, R. (1976). "Residential demand for electricity in los Angeles: an economic study of disaggregated data". Santa Mónica, California. RAND Corporation: Report R-1899-NSF.

Akmal, M., & Stern, D. (2001). "The structure of Australian residential energy demand". Serie *Working Papers in Ecological Economics* **No. 0101**, Australian National University, Centre for Resource and Environmental Studies, Ecological Economics Program.

Akmal, M., & Stern, D. (2001). "Residential energy demand in Australia: an application of dynamic OLS". Serie *Working Papers in Ecological Economics* **No. 0104**, Australian National University, Centre for Resource and Environmental Studies, Ecological Economics Program .

Amarawickrama, H. A., & Hunt, L. C. (2007). "Electricity Demand for Sri Lanka: A Time Series Analysis". Surrey Energy Economics Centre (SEEC) **No. 118**, Department of Economics, University of Surrey. .

Anderson, K. P. (1973). "Residential Demand for Electricity: Econometric Estimates for California and the United". En: *The Journal of Business*, Vol. 46, **No. 4**, pp. 526-553.

Barnes, R., Gillingham, R., & Hagemann, R. (1981). "The Short-Run Residential Demand for Electricity". En: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, **No. 4**, pp. 541-552.

Beierlein, J. G., Dunn, J. W., & McConnon, J. C. (1981). "The Demand for Electricity and Natural Gas in the Northeastern United States". En: *The Review of Economics and Statistics* , Vol .63, **No. 3**, pp. 403-408.

Benavente, J. M., Galetovic, A., Sanhueza, R., & Serra, P. (2005). "Estimando la demanda residencial por electricidad en Chile: el consumo es sensible al precio". En: *Cuadernos de Economía*, **No. 42**, pp. 31-61.

Bernard, J. T. B., Bolduc, D., & Bélanger, D. (1996). "Quebec Residential Electricity Demand: A Microeconomic Approach". En: *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique.*, Vol 29, **No. 1**, pp. 92-113.

Berndt, E. R., & Samaniego, R. (1984). "Residential Electricity Demand in Mexico: A Model Distinguishing Access from Consumption". En: *Land Economics*, Vol 60, **No. 3**, pp. 268-277.

Bernstein, M., & Griffin, J. (2006). *Regional Differences in the price-elasticity of demand for energy*. Santa Mónica, California. RAND Corporation: NREL/SR-620-39512.

Chipman, J., & Moore, J., (1980). "Compensating variation, consumer's surplus, and welfare". En: *American Economic Review* **No. 70**, pp. 933-949

- Cont, W. (2004). "Estimación de la Demanda de Energía Eléctrica con Series Temporales: Período 1981-2002". En: *Novedades Regulatorias* **No. 18**, pp. 10-14.
- Crowley, C., & Joutz, F. L. (2005). "*Weather Effects on Electricity Loads: Modeling and Forecasting*". Final Report for US EPA on Weather Effects on Electricity Loads.
- De Cian, E., Lanzi, E., & Rosson, R. (2007). "The Impact of Temperature Change on Energy Demand: A Dynamic Panel Analysis". Serie *Working Papers* **No. 46**, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- Dubin, J. A., & McFadden, D. L. (1984). "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption". En: *Econometrica*, Vol 52, **No. 2**, pp. 345-362.
- Dumagan, J. C., & Mount, T. D. (1993). "Welfare Effects of Improving End-Use Efficiency: Theory and Application to Residential Electricity Demand". En: *Resource and Energy Economics*, Vol 15, **No. 2**, pp. 175-201.
- Fernández, L. (2006). La demanda residencial de electricidad en España: un análisis microeconómico de la demanda eléctrica residencial de corto plazo en España. <http://www.aeee.es/documents/WP-2006-014.pdf> (4 Oct de 2008)
- Gallardo, J., Bendezú, L., & Coronado, J. (2004). "*Estimación de la Demanda Agregada de Electricidad*". Serie Documento de Trabajo **No. 4**, OSINERG - Oficina de Estudios Económicos .
- Griffin, J. M. (1974). "The Effects of Higher Prices on Electricity Consumption". En: *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol 5, **No. 2**, pp. 515-539.
- Halvorsen, B., & Larsen, B. M. (1999). "Changes in the Pattern of Household Electricity Demand over Time". Serie *Discussion Papers* **No. 225**, Research Department of Statistics, Norway..
- Halvorsen, R. (1975). "Residential Demand for Electric Energy". En: *The Review of Economics and Statistics* , Vol 57, **No. 1**, pp. 12-18.
- Harris, R. D. F., & Tzavalis, E. (1999). "Inference for the unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed". En: *Journal of Econometrics*, **No. 91**, pp. 201-226.
- Holtedahl, P., & Joutz, F. L. (2004). "Residential electricity demand in Taiwan". En: *Energy Economics*, Vol 26, **No. 2**, pp. 201-224.
- Hondroyannis, G. (2004). "Estimating residential demand for electricity in Greece". En: *Energy Economics*, Vol 26, **No. 3**, pp. 319-334.
- IPART (2007). "*The association between unexpected changes in electricity volume and GDP growth for residential customers*". Final Report.
- Iqbal, M. (1985). *An analysis of energy demand in Pakistan, 1960-1981*. Thesis (Ph.D.), Simon Fraser University.

Joutz, F. L., & Costello, D. (2005, Sep.). Regional Short-Term Electricity Consumption Models. *Presentation for 25th Annual North American Conference of the USAEE/IAEE* .

Kaserman, D. L., & Mayo, J. W. (1985). "Advertising and the Residential Demand for Electricity". En: *The Journal of Business*, Vol 58, No. 4), pp. 399-408.

Louw, K., Conradie, B., Howells, M., & Dekenah, M. (2008). "Determinants of electricity demand for newly electrified low-income African households". En: *Energy Policy*, Vol 36, No. 8, pp. 2814-2820.

Maddock, R., Castaño, E., & Vella, F. (1992). "Estimating Electricity Demand: The Cost of Linearising the Budget Constraint". En: *The Review of Economics and Statistics*, Vol 74, No. 2, pp. 350-354.

Mas-Colell, A., Whinston, M., & Green, J. (1995). *Microeconomic Theory*. Oxford University Press.

Massimo, F., & Pachauri, S. (2002). "Elasticities of electricity demand in urban Indian households". En: *Energy Policy*, Vol 32, No. 3, pp. 429-436.

Medina, C., & Morales, L. F. (2007). "Demanda por Servicios Públicos Domiciliarios en Colombia y Subsidios: Implicaciones sobre el Bienestar". Serie *Borradores de Economía* No. 467, Banco de la República, Colombia.

Naglis, J., & Šulte, M. (2006). "The Short-Run Residential Demand for Electricity in Latvia: An Estimate of Price and Income Elasticity". Serie *Working Papers* No. 85, SSE Riga.

Nesbakken, R. (1998). "Price Sensitivity of Residential Energy Consumption in Norway". Serie *Discussion Papers* No. 232. Research Department of Statistics, Norway.

Parti, M., & Parti, C. (1980). "The Total and Appliance-Specific Conditional Demand for Electricity in the Household Sector". En: *The Bell Journal of Economics*, Vol 11, No. 1, pp. 309-321.

Reiss, P. C., & White, M. W. (2005). "Household Electricity Demand, Revisited". En: *Review of Economic Studies*, Vol 72, No. 3, pp. 853-883.

Ruijs, Arjan (2007). "Welfare and distributions effects of water pricing policies". Serie *Working papers* No. 92, Fondazione Eni Enrico Mattei.

Ryan, D. L., Wang, Y., & Plourde, A. (1996). "Asymmetric Price Responses of Residential Energy Demand in Ontario". En: *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie*, Vol 29, No. ESP, pp. S317-S323.

Shin, J. S. (1985). "Perception of Price When Price Information Is Costly: Evidence from Residential Electricity". En: *The Review of Economics and Statistics*, Vol 67, No.), pp. 591-598.

Somoza, J. (2006). "Modelos para la estimación y proyección de la demanda de electricidad en el sector residencial cubano". En: *Cuba: Investigación Económica*, No. 3.

S&Z Consultores (1999). "*Proyecciones para el Cálculo de las Tarifas en Barra*". Informe Final. Volumen I, Consultoría para Comisión de Tarifas de Energía.

Taylor, T. N., & Schwarz, P. M. (1990). "The long-run effects of a time-of-use demand charge". En: *RAND Journal of Economics*, Vol 21, **No. 3**, pp. 431-445.

Velez, C., Botero, J., & Yañez, S. (1991). "La Demanda Residencial de Electricidad: un caso Colombiano". En: *Lecturas de Economía*, **No. 3**, pp. 147-214.

Waddams, C. (2004). "Reforming Household Energy Markets: Some Welfare Effects in the United Kingdom". *CCR Working Paper 04-2*.

Westley, G. (1984). "Electricity Demand in a Developing Country". En: *Reviews of Economics and statistic* **No. 66**, pp. 459-67.

WORL BANK (2004). *Azerbaijan - Raising rates: short-term implications of residential electricity tariff rebalancing*. Social Analysis Report 30749.