

Metaanálisis de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía: algunas implicaciones de política pública para América Latina*

LUIS MIGUEL GALINDO, JOSELUIS SAMANIEGO, JIMY FERRER CARBONELL,
JOSÉ EDUARDO ALATORRE Y ORLANDO REYES

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal)
División de Desarrollo Sostenible y Asentamientos Humanos

RESUMEN

El objetivo de este artículo es analizar la variación de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía. La evidencia presentada, con un metaanálisis, permite identificar la media ponderada de estas elasticidades ingreso y precio, muestra que las estimaciones son muy heterogéneas, que existe sesgo de publicación y que algunos factores como la región, el sector del consumo de energía, entre otros, inciden en su volatilidad. La evidencia también indica que la elasticidad ingreso en América Latina es mayor que aquella de los países de la OCDE y, simultáneamente, que la elasticidad precio de la demanda de energía es menor en América Latina que en los países de la OCDE. Así, un crecimiento económico continuo en América Latina vendrá acompañado de un crecimiento de la demanda de energía y que el establecimiento de un impuesto en América Latina, bajo las actuales elasticidades, es menos efectivo y en general sería insuficiente para controlar el aumento del consumo de energía.

Palabras clave: Demanda de energía, elasticidades ingreso y precio, metaanálisis y políticas públicas.

JEL: C83, Q41, Q48.

* Este artículo forma parte de un conjunto de trabajos realizados en el marco del Programa «Política Fiscal y Cambio Climático», con financiamiento del Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit (GIZ) GmbH. Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización, ni reflejar la opinión oficial de los gobiernos de los países, de las instituciones o de los donantes mencionados en el estudio. Se aplica el descargo usual de los errores.

META-ANALYSIS OF INCOME AND PRICE ELASTICITIES ENERGY DEMAND: SOME PUBLIC POLICY IMPLICATIONS FOR LATIN AMERICA

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the variation in empirical estimates of the income and price elasticities of energy demand. The evidence presented, through a meta-analysis, allows identification of the weighted average of the income and price elasticities, shows that the estimates are very heterogeneous, that there is publication bias, and that factors such as region, energy sector, among others, affect its volatility. The evidence also indicates that income elasticity in Latin America is greater than in the OECD countries, and that the price elasticity of energy demand is lower in Latin America than in the OECD countries. Therefore, continued economic growth in Latin America will be accompanied by a growth in energy demand. Moreover, the establishment of a tax in Latin America, under the current elasticities, is less effective and will be insufficient to control the increase in energy consumption.

Keywords: Energy demand, income and price elasticities, meta-analysis and public policy.

JEL: C83, Q41, Q48.

1. INTRODUCCIÓN

El consumo de energía es un insumo indispensable para el funcionamiento de las economías modernas. Sin embargo, actualmente el consumo de energía procede fundamentalmente de los combustibles fósiles lo que ocasiona diversas externalidades negativas tales como el cambio climático o la contaminación atmosférica (Calthrop y Proost, 1998; Kayser, 2000; Lenz *et al.*, 2003; Weiss *et al.*, 2003; Sperling, 2004; Lutsey y Sperling, 2007; Bandivadekar, 2008; Stanley *et al.*, 2009). Ello ha derivado en un interés creciente por analizar los principales determinantes del consumo de energía. En particular, existe un interés por identificar el valor de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía que resultan fundamentales para poder analizar la trayectoria esperada del consumo de energía ante diferentes trayectorias de crecimiento económico y para identificar la posible respuesta a distintas estrategias impositivas. En particular, la elasticidad precio de la demanda de energía es un elemento fundamental para analizar estrategias para una mayor eficiencia energética y para controlar las emisiones de gases de efecto invernadero (Litman, 2005; Schafer y Jacoby, 2006; Steenhof *et al.*, 2006).

Así, existe actualmente una amplia literatura económica que presenta distintas estimaciones sobre las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía, incluyendo diversos sectores, tipos de energía, períodos de tiempo o incluso distintos métodos de estimación (Bohi y Zimmerman, 1984; Gately, 1993; Dahl, 1994; Liu, 2004). Ello se ha

traducido en una gran dispersión de las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía. Esta dispersión no resulta trivial ya que pueden derivarse conclusiones de política pública muy diferentes dependiendo de la magnitud de estas elasticidades. Por ejemplo, una alta elasticidad ingreso de la demanda de energía indica que un rápido crecimiento vendrá acompañado también de un rápido crecimiento de la demanda de energía. Asimismo, una alta elasticidad precio de la demanda de energía indica que es posible incidir de manera importante en la trayectoria del consumo de energía a través de los impuestos a la energía.

El análisis del conjunto de las elasticidades ingreso y precios estimadas de la demanda de energía puede realizarse con base en un metaanálisis. Esto es, un metaanálisis permite obtener una idea aproximada del impacto o la magnitud de la relación entre dos variables, a través de obtener un estimador ponderado del efecto combinado de la magnitud de los efectos o valores encontrados en cada estudio, donde los pesos se asignan teniendo en cuenta la precisión (*varianza o error estándar*) de los resultados de cada trabajo (Sterne, 2009). Ello permite además realizar inferencias generales y explorar la heterogeneidad de los resultados entre los diferentes análisis para buscar identificar las causas que originan esta volatilidad de resultados o incluso la presencia de sesgos de publicación (Glass *et al.*, 1981; Schwartz, 1994; Saez *et al.*, 2001; Borenstein *et al.*, 2009).

Así, el principal objetivo de este estudio es identificar, con base en un metaanálisis, un valor medio ponderado de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía disponibles en diversas publicaciones, las potenciales causas sistemáticas de su volatilidad y la posible presencia de un sesgo de publicación. El trabajo se divide en cinco secciones. La primera es, obviamente, la introducción; la segunda sección presenta los determinantes de la demanda de energía y discute brevemente el método del metaanálisis para identificar la magnitud promedio de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía. En la tercera sección se presentan los resultados del metaanálisis y las metarregresiones para determinar las elasticidades promedio, la existencia de sesgo de publicación y los determinantes de la volatilidad en las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía. En la cuarta sección se presentan algunas consideraciones de política pública sobre el consumo de energía y, finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones y comentarios generales.

2. EL METAANÁLISIS DE LA DEMANDA DE ENERGÍA

La demanda de energía es una función de diversos factores tales como el ingreso o el gasto, los precios relativos, la estructura de la economía, la tecnología disponible e incluso los estilos de vida (Howard *et al.*, 1993; Jorgenson y Wilcoxon, 1993). Sin embargo, es posible argumentar que el consumo de energía se puede especificar, en su forma más general, como una función del nivel de ingreso o del gasto y de los precios relativos de la energía (Bentzen y Engsted, 1996; Engsted y Bentzen, 1997; Mabey *et al.*, 1997;

Masih y Masih, 1998; Christodoulakis *et al.*, 2000; Galindo, 2005; Medlock, 2009) (ecuación (1)):

$$(1) \quad En_t = F(Y_{it}, P_{it}, PO_{it}, OTROS_{it}, u_t)$$

Donde En_t representa la variable de demanda de energía, Y_{it} es el ingreso o el gasto, P_{it} representa el precio de la energía, PO_{it} representa a otros precios relevantes identificados normalmente como bienes sustitutos o complementarios, $OTROS_{it}$ es una variable que incluye a otras variables relevantes y de control y u_t es un término de error.

Existe una multiplicidad de estudios que estiman estas elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía con resultados muy diversos. El análisis conjunto de estas elasticidades puede hacerse con un metaanálisis que es esencialmente el análisis estadístico del conjunto de resultados sobre un tema obtenidos en diversos estudios, ello con el objeto de identificar las propiedades comunes de estas estimaciones e identificar también las fuentes de la heterogeneidad y posibles sesgos de publicación¹ (Lipsey y Wilson, 2001; Havranek *et al.*, 2012).

En el metaanálisis cada estudio estima un efecto² (θ_i) (*size effect*) y una varianza (V_{θ_i}). Con base en estos estadísticos es posible obtener una media ponderada de los estudios donde normalmente se le asigna más peso a los estudios más precisos³ (Lipsey y Wilson, 2001). Así, las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía, sintetizadas cada una en un efecto (*size effect*), se obtienen de las estimaciones derivadas de un modelo de regresión como la ecuación (2) (Stanley y Jarrel, 1989; Paterson y Canam, 2001):

$$(2) \quad Y = X\beta + \epsilon$$

Donde Y es un vector ($n \times 1$) que contiene las variables dependientes (i.e. la demanda de energía), X es un vector ($n \times m$) de las variables explicativas, β es el vector ($m \times 1$) de coeficientes estimados y ϵ es un vector ($n \times 1$) del término de error.

Así, el conjunto de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía estimadas con base en la ecuación (2) se distribuyen, en ausencia de sesgo de publicación o de factores sistemáticos que incidan en su volatilidad, aleatoriamente en torno al valor real de la elasticidad, con independencia del error estándar (ecuación (3)) (Stanley, 2008; Doucouliagos y Stanley, 2009):

$$(3) \quad b_i = \beta_0 + w_i$$

¹ Existe sesgo de publicación cuando la muestra de estudios *no incluidos* en el metaanálisis son sistemáticamente diferentes de los que fueron incluidos. Existe evidencia que muestra que esto puede ocurrir dado que los estudios que reportan efectos más altos (por ejemplo, elasticidades) tienen mayor probabilidad de ser publicados que aquellos trabajos donde se encuentran efectos más bajos.

² Es común que el objetivo del metaanálisis sea el coeficiente conocido como el *size effect* que identifica a la magnitud estándar del efecto considerado en el conjunto de los estudios: $g = (\mu_e - \mu_c) / \sigma$. Donde g es el *size effect*, μ_e y μ_c son las medias del grupo experimental y de control respectivamente y σ es la desviación estándar del grupo de control (Stanley, 2001).

³ Existen también meta-análisis multivariados (Lipsey y Wilson, 2001).

Donde la variable b_i representa las elasticidades estimadas, β_0 representa el valor real de la elasticidad y w_i es el término de error. Sin embargo, la evidencia internacional sobre las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía muestra que existe una alta heterogeneidad en las estimaciones y sesgo de publicación (Stanley, 2008; Havranek *et al.*, 2012). Por ejemplo, las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía suelen ser distintas para cada sector consumidor de energía (doméstico, transporte, industria, minería); lo que podría catalogarse como problema de agregación. De igual manera, las elasticidades estimadas pueden diferir por otros factores entre los que destacan el tipo de datos utilizados, del periodo de tiempo utilizado, de la frecuencia de los datos, del país para el cual se hace la estimación, del tipo de modelo (dinámico o estático) y de las variables explicativas incluidas en el modelo.

El análisis⁴ de las elasticidades ingreso y precio en el caso de una alta heterogeneidad y sesgo de publicación en las estimaciones puede hacerse con base en una metarregresión⁵ de tipo Heckman basada en el modelo de efectos mixtos que corrige por el sesgo de publicación (Lipse y Wilson, 2001; Stanley, 2005 y 2008; Harbord y Higgins, 2008; Doucouliagos y Stanley, 2009; van den Bergh *et al.*, 2010; Cumming, 2012; Havranek *et al.*, 2012). Asimismo, como referencia, se reportan las estimaciones de efectos fijos y aleatorios y de Huber y White. El procedimiento en dos etapas de Heckman para controlar la presencia del sesgo de selección en las estimaciones econométricas utiliza las características de una muestra de control para estimar, con un modelo probit o logit, el sesgo potencial e incluir la conocida razón de Mills en la ecuación final (Heckman, 1979; Stanley y Jarrell, 1989; Stanley, 2005 y 2008; Angrist y Pischke, 2009). En la metarregresión no se dispone de un contra-factual pero puede aprovecharse la heterogeneidad de la desviación estándar de las distintas estimaciones de las elasticidades para identificar a la ecuación econométrica substituyendo con esta heterogeneidad de la desviación estándar a la razón inversa de Mills (Stanley, 2001). De este modo, se aprovecha que la media condicional del método de Heckman en dos etapas es una función compleja de la desviación estándar⁶. Ello es consistente con la evidencia de las gráficas de embudo (*funnel plots*) donde se identifica una relación sistemática entre el efecto estimado y la precisión (aproximada por la desviación estándar) (Doucouliagos y Stanley, 2009).

⁴ Esta parte es similar a Galindo *et al.* (2014) «Meta-análisis de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolina: Implicaciones de política pública para América Latina».

⁵ El análisis de metarregresión es una extensión del metaanálisis, que investiga la medida en que la heterogeneidad estadística entre el resultado de múltiples estudios puede estar relacionada a una o más características de los estudios (Thompson y Higgins 2002). Esta técnica permite identificar si la heterogeneidad de las elasticidades se debe al sector (doméstico, transporte, industria, minería) al cual corresponde el consumo de energía.

⁶ Véase la demostración en Stanley (2010).

De este modo, la ecuación (3) puede reformularse⁷, ante la presencia de sesgo de publicación, incluyendo tanto el valor real de la elasticidad como el sesgo de publicación (ecuación (4)) (Stanley, 2001; Doucouliagos y Stanley, 2009; Havranek *et al.*, 2012):

$$(4) \quad b_i = \beta_0 + \beta_1 * SE(b_i) + u_i, \quad u_i / SE(b_i) \sim N(0, \delta^2)$$

Donde b_i es la elasticidad, β_0 representa la media real de la elasticidad, β_1 estima la magnitud del sesgo y u_i es el término de error. Un valor significativo de β_1 significa entonces que existe sesgo en las estimaciones (Stanley, 2008; Havranek *et al.*, 2012). La ecuación (4) se estima por mínimos cuadrados ponderados por la desviación estándar para reducir posibles problemas de heterocedasticidad (Stanley, 2005 y 2008; Borenstein *et al.*, 2009; Sterne, 2009; van den Bergh *et al.*, 2010; Havranek *et al.*, 2012). Ello se representa en la ecuación (5) donde se identifica al sesgo de publicación en el coeficiente β_1 . Esta ecuación permite además analizar la significancia estadística, eliminado el sesgo de publicación, de la elasticidad real o el efecto que corresponde al coeficiente β_0 pero, desafortunadamente, no permite identificar su valor específico ya que simulaciones Monte Carlo han mostrado que su valor tiene un sesgo a la baja (Stanley, 2008).

$$(5) \quad \frac{b_i}{SE(b_i)} = t_i = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_i)} + \beta_1 + \xi_i, \quad \xi_i / SE(b_i) \sim N(0, \sigma^2)$$

La ecuación (5) puede entonces modificarse para incorporar la presencia de la volatilidad de las estimaciones entre estudios (ecuación (6)) (Havranek *et al.*, 2012). La ecuación (6) permite obtener la dirección, magnitud y la significancia estadística del sesgo a través del coeficiente β_1 y la significancia estadística, más allá del sesgo de publicación, del efecto medio estimado a través del coeficiente β_0 (Havranek *et al.*, 2012):

$$(6) \quad t_{ij} = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_{ij})} + \beta_1 + \xi_j + \epsilon_{ij}, \quad \xi_j / SE(b_{ij}) \sim N(0, \psi), \epsilon_{ij} / SE(b_{ij}), \xi_j \sim N(0, \theta)$$

Donde i y j son subíndices que representan las estimaciones y los estudios. Los errores totales (ζ_{ij}) incluyen entonces a la parte correspondiente a los efectos aleatorios al nivel de los estudios (ξ_j) y los errores al nivel de estimación (ϵ_{ij}). Donde $\text{var}(\zeta_{ij}) = \psi + \theta$ y ψ representa la varianza entre estudios (*between studies variance*) y θ es la varianza dentro de los estudios (*within studies*). De esta manera, ψ representa la varianza de los tamaños de los efectos estimados entre toda la población de estudios incluidos en el meta análisis, mientras que θ representa la varianza estimada en cada estudio. La varianza de estos dos errores se suma ya que se consideran independientes.

⁷ La aproximación utiliza un polinomio de Taylor (Apostol, 1967) tal que $b_i = \beta_1 + \sum^k \alpha_k SE_i^k + v_i$ (Stanley y Doucouliagos, 2012).

Así, la magnitud real de la elasticidad media (β_0) se puede estimar con una ecuación aumentada conocida como la metarregresión de Heckman por efectos mixtos que contiene una parte de efectos fijos capturada en β_1 y una parte aleatoria (ξ_j)⁸ (Stanley y Doucouliagos, 2007 y 2012) y donde se asume que la relación entre los errores estándar y el sesgo de publicación es cuadrática (Stanley, 2005 y 2008; Stanley y Doucouliagos, 2007 y 2011):

$$(7) \quad t_{ij} = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_{ij})} + \beta_1 SE + \xi_j + \epsilon_{ij}, \quad \xi_j / SE(b_{ij}) \sim N(0, \psi), \epsilon_{ij} / SE(b_{ij}), \xi_j \sim N(0, \theta)$$

Donde β_0 mide la magnitud de la elasticidad promedio corregida por el sesgo y β_1 representa la magnitud del sesgo. Es posible además identificar algunas de los factores que inciden en la volatilidad de las estimaciones y su sesgo de publicación a través de la ecuación (8) (Stanley y Jarrel, 1989; Phillips y Goss, 1995; Stanley y Doucouliagos, 2007; van den Bergh *et al.*, 2010; Havranek *et al.*, 2012):

$$(8) \quad t_{ij} = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_{ij})} + \beta_1 + \sum_{k=1}^k \alpha_k Z_{ik} + \xi_j + \epsilon_{ij}$$

Donde β_1 representa el sesgo de publicación, α_k son los coeficientes del vector Z_{ik} de la metarregresión que incluye las variables que inciden en la volatilidad y que no están correlacionadas con el proceso de selección de los estudios (Stanley y Jarrel, 1989; Doucouliagos y Stanley, 2009). El subíndice i indica el valor que toma la variable en cada estudio i . Se incluyen varios factores en el vector Z_{ik} . En primer lugar, que las estimaciones correspondan a un país de la OCDE (excluyendo Chile y México) y, en segundo lugar, la estructura y la forma funcional del modelo, en tercer lugar, la especificación de la demanda de energía, en cuarto lugar, el método de estimación, y en quinto lugar, la periodicidad de los datos y tipo de datos utilizados.

La prueba de la significancia estadística de α_0 se conoce en la literatura como la prueba de la gráfica de embudo de asimetría⁹ (*Funnel graph asymmetry test* (FAT) y la significancia estadística de β_0 se conoce como la prueba de la precisión del efectos (*Precision effect test*) PET (Stanley, 2005 y 2008; Stanley y Doucouliagos, 2007, 2011 y 2012; Doucouliagos y Stanley, 2009). De este modo, el análisis de la metarregresión (8) se conoce como el análisis FAT-PET-MRA (Stanley 2008; Doucouliagos y Stanley, 2009).

⁸ Es similar a un modelo aleatorio de datos panel (Havranek *et al.*, 2012).

⁹ La prueba de la gráfica de embudo busca determinar la existencia de un posible sesgo de publicación. La determinación del sesgo se da a partir de la distribución de los puntos que representan la relación entre las elasticidades estimadas y sus respectivas desviaciones estándar. Si la distribución de los puntos es simétrica dentro de los límites de confianza del 95% en la gráfica, entonces no existe sesgo de publicación y en caso de estar distribuidos los puntos de manera asimétrica dentro de los límites de confianza del 95% existiría sesgo de publicación.

3. LA EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA DEMANDA DE ENERGÍA

La base de datos utilizada consiste en 63 estudios que arrojó una búsqueda de la literatura internacional sobre la demanda de energía. De esta manera, este documento se basa en una revisión de artículos de una amplia gama de revistas, informes y libros, publicados entre 1981 y 2013, y que abarca el período 1947 a 2011. La revisión de la literatura dio como resultado 364 estimaciones de la elasticidad precio de largo plazo, 347 estimaciones de la elasticidad ingreso de largo plazo, 204 estimaciones de la elasticidad de los precios a corto plazo, y 207 estimaciones de la elasticidad de los ingresos a corto plazo. Así, la mayoría de los estudios sobre las funciones de demanda de energía se han centrado en Estados Unidos (Jones, 1993; Bentzen y Engsted, 1996; Maddala *et al.*, 1997; Huntington, 2010; Lee y Lee, 2010), en el Reino Unido (Hunt y Manning, 1989; Hunt y Witt, 1995; Hunt y Ninomiya, 2003; Hunt *et al.*, 2003; Dimitropoulos *et al.*, 2005; Agnolucci, 2009), en el Japón (Hunt y Ninomiya, 2003; Hunt y Ninomiya, 2005), para países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico - OCDE (Beenstock y Willocks, 1981; Kouris, 1983; Prosser, 1985; Vouyoukas, 1995; Haas y Schipper, 1998; Liu, 2004; Al-Rabbaie y Hunt, 2006), para algunas economías de Asia (Ishiguro y Akiyama, 1995; Masih y Masih, 1998; Pesaran y Smith, 1995; Kulshreshtha y Parikch, 2000; Jabbar, 2004; Ghosh, 2005; Leesombatpiboon y Joutz, 2010; Sa'ad, 2011), en algunos países de África (De Vita *et al.*, 2006; Bhattacharyya y Blake, 2009; Iwayemi *et al.*, 2010), en América Latina (Ibrahim y Hurst, 1990; Balabanoff, 1994; Paga y Birol, 1994; Hunt *et al.*, 2000; Galindo, 2005; Mitchell, 2006) y en países del Medio Oriente (Al-Azzam y Hawdon, 1999; Al-Sahlawi, 1997; Kumar y Smyth, 2007; Bhattacharyya y Blake, 2009; Sadorsky, 2011).

El análisis recopiló entonces un conjunto de estudios que contienen un total de 1123 elasticidades de la demanda de energía (Tabla 1). De esta exploración, se consiguieron 554 elasticidades ingreso de corto y largo plazo, con una elasticidad promedio de 0,52 y 0,74 respectivamente. Asimismo, se obtuvieron 568 estimaciones de las elasticidades precio de corto y largo plazo, con una media de -0,22 y -0,40 respectivamente (Tabla 2).

Tabla 1. Lista de los estudios de las estimaciones utilizadas

Autor	Periodo	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
		LP	CP	LP	CP
Abdel-Khalek (1988)	1960 - 1981	3	1	3	1
Abodunde, Wirland y Koesil (1985)	1978 - 1984	21	21	21	21
Adeyemi y Hunt (2007)	1962 - 2003	3	3	1	1
Agnolucci (2009)	1978 - 2004	80	16	81	18
Agostini <i>et al.</i> (2012)	2006			1	
Al-Azzam y Hawdon (1997)	1968 - 1997	3		3	
Alberini <i>et al.</i> (2011)	1997 - 2007			18	4
Al-Faris (1997)	1970 - 1991	1	3	1	2
Al-Rabbaie y Hunt (2006)	1960 - 2003	17		17	
Al-Sahlawi (1997)	1971 - 1995	1	1	1	1
Arshad y Ahmad (2008)	1972 - 2007	1		1	
Athukorala <i>et al.</i> (2009)	1960 - 2007	1	1	1	1
Balabanoff (1994)	1970 - 1990	11	12	5	6
Beenstock y Willocks (1981)	1950 - 1978	2		2	
Benavente <i>et al.</i> (2005)	1995 - 2001			1	1
Bentzen y Engsted (1993)	1948 - 1990	1	3	1	3
Bentzen y Engsted (1996)	1947 - 1989	2	1	2	1
Bentzen y Engsted (2001)	1960 - 1996	6	4	6	3
Bernstein y Madlener (2010)	1970 - 2007	7	5	5	2
Bhattacharyya y Blake (2009)	1982 - 2005	5	5	4	6
Brenton (1997)	1980	9		9	
Chakravorty, Fesharaki y Zhou (2000)	1972 - 1992	7	8	6	6
Cooper (2003)	1971 - 2000		1	23	1
Cuddington <i>et al.</i> (2011)	1998 - 2006	2	3	2	3
De Vita, Endresen y Hunt (2006)	1980 - 2002	2		2	
Dimitropoulos, Hunt y Judge (2005)	1967 - 2002	4		4	
Engsted y Bentzen (1997)	1960 - 1992	4	3	4	2
Espinosa <i>et al.</i> (2013)	2000 - 2011				2
Galindo (2005)	1965 - 2001	5	3	2	4
Ghosh (2006)	1970 - 2002	2			
Hass y Schipper (1998)	1970 - 1993	25	25	17	17
Hunt y Ninomiya (2003)	1971 - 2005	2	4	2	4
Hunt y Witt (1995)	1967 - 1994	1	1	1	1

Autor	Periodo	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
		LP	CP	LP	CP
Hunt, Judge y Ninomiya (2003)	1972 - 1995	8		8	
Huntington (2010)	1950 - 2005	2	3	3	4
Ibrahim y Hurst (1990)	1970 - 1985	18	8	15	8
Iwayemi, Adenikinji y Babatunde (2010)	1977 - 2006	1	1	1	1
Jabbar (2004)	1980 - 1999	2	1	2	1
Jones (1993)	1961 - 1985	2	3	2	3
Kouris (1983)	1961 - 1981		10	10	10
Kulshreshtha y Parikch (2010)	1970 - 1995	4		4	1
Kumar (2008)	1970 - 2005	2	1	2	1
Kumar y Smyth (2005)	1971 - 2002	13	1	13	
Labandeira <i>et al.</i> (2007)	2005 - 2007				1
Lee y Lee (2010)	1978 - 2004	1		1	
Leesombatpiboona y Joutz (2010)	1981 - 2007	11	9	12	11
Liu (2004)	1978 - 1999	7	8	9	9
Madala <i>et al.</i> (1997)	1970 - 1990	5	5	5	5
Masih y Masih (1996)	1953 - 1995	1	1	1	1
Medlock III y Soligo (2001)	1978 - 1995	1	3	3	3
Mitchell (2006)	1960 - 2005	2	1	2	5
Paga y Birol (1994)	1975 - 1991	8	5	8	
Pedregal <i>et al.</i> (2009)	1984 - 2006	4	4	4	4
Pesaran y Smith (1995)	1974 - 1990	10	10	10	10
Prosser (1985)	1960 - 1982	4		3	4
Ramírez (1991)	1975 - 1990	9		9	
Rapanos y Polemis (2007)	1965 - 1999	2	2	2	2
Sa'ad (2009a)	1973 - 2007	2	2	2	2
Sa'ad (2009b)	1973 - 2007	4	4	4	4
Sa'ad (2011)	1973 - 2008	4		4	
Sadorsky (2011)	1980 - 2007	6		6	
Saif (2001)	1980 - 1999	3			3
Samimi (1995)	1980 - 1993	1	1	1	1
Total		347	207	364	204

Fuente: Elaboración propia con base en la revisión de la literatura internacional

Tabla 2. Elasticidades ingreso y precio promedio de corto y largo plazos de la demanda de energía

Variable	Observaciones	Media ponderada	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Elasticidad Ingreso						
Elasticidad de largo plazo	347	0,68	0,74	0,57	-1,24	2,74
Elasticidad de corto plazo	207	0,51	0,52	0,37	-0,86	1,58
Elasticidad precio						
Elasticidad de largo plazo	364	-0,34	-0,40	0,45	-3,00	1,60
Elasticidad de corto plazo	204	-0,18	-0,22	0,25	-1,84	0,43

Fuente: Elaboración propia

El conjunto de las elasticidades estimadas para diferentes países y periodos muestran en general una alta volatilidad. Al realizar las estimaciones del metaanálisis por el método de efectos aleatorios se encuentra que la elasticidad ingreso promedio de la demanda de energía, ponderada por la precisión de los estudios, es de 0,51 y de 0,68 para el corto y largo plazo respectivamente (Tabla 3). En el caso de las elasticidades precio se obtuvo una elasticidad media ponderada de -0,18 y de -0,34 para el corto y largo plazo respectivamente (Tabla 4).

Tabla 3. Resultado del metaanálisis de la elasticidad ingreso de la demanda de energía

Parámetro	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
θ	0,579	0,401	0,683	0,513
σ_θ	0,005	0,005	0,027	0,033
$\theta + 1,96 - \sigma_\theta$	0,588	0,411	0,735	0,577
$\theta - 1,96 - \sigma_\theta$	0,570	0,391	0,631	0,448
$Z_\theta = \theta / \sigma_\theta$	128,69	80,20	25,83	15,64
$P = 2[1 - (\Phi(Z))]$	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados de las estimaciones del metaanálisis.

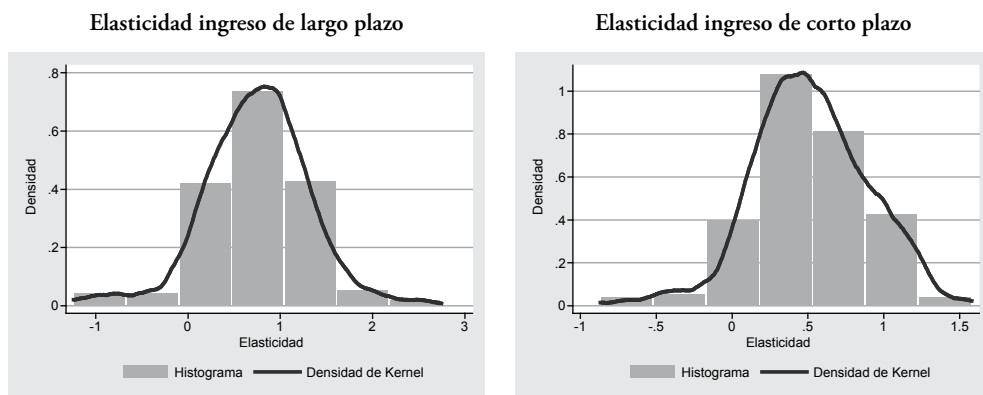
Tabla 4. Resultado del metaanálisis de la elasticidad precio de la demanda de energía

Parámetro	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
θ	-0,213	-0,174	-0,341	-0,182
σ_θ	0,001	0,001	0,022	0,010
$\theta + 1,96 - \sigma_\theta$	-0,211	-0,172	-0,297	-0,163
$\theta - 1,96 * \sigma_\theta$	-0,126	-0,177	-0,385	-0,200
$Z_\theta = \theta / \sigma_\theta$	176,12	121,23	15,15	18,88
$P = 2[1 - (\Phi(Z))]$	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados de las estimaciones del metaanálisis.

Las distribuciones de las elasticidades ingreso de la demanda de energía de corto plazo reportadas en la literatura internacional oscilan, fundamentalmente, entre -0,86 y 1,58 mientras que las de largo plazo se encuentran, esencialmente, en el intervalo entre -1,24 y 2,74. Atkinson y Manning (1995) realiza una extensa revisión de artículos publicados entre 1975 y 1990, obteniendo que los valores para la elasticidad ingreso a corto y largo plazo se sitúan alrededor de 0,24 a 1,11 y 0,26 a 1,42, respectivamente. El documento de Dahl (1992) utiliza una gran variedad de estimaciones repartidas en 20 años de 1960 a 1980, obteniendo elasticidades de corto y largo plazo para el ingreso que van de 0,53 a 1,67 y de 1,27 a 1,67, respectivamente. Destaca además que las funciones de distribución no son completamente simétricas en las elasticidades ingreso de corto y largo plazos (Gráfico 1). Esto es, los histogramas y las gráficas de densidad de Kernel muestran que la elasticidad ingreso de corto plazo tiene un ligero sesgo positivo, concentrándose las estimaciones alrededor de 0,5. Por su parte, las elasticidades ingreso de largo plazo presenta una distribución más simétrica en comparación a las elasticidades de corto plazo, concentrándose las estimaciones alrededor de 0,8.

Gráfico 1. Distribución de las estimaciones de elasticidad ingreso de la demanda de energía



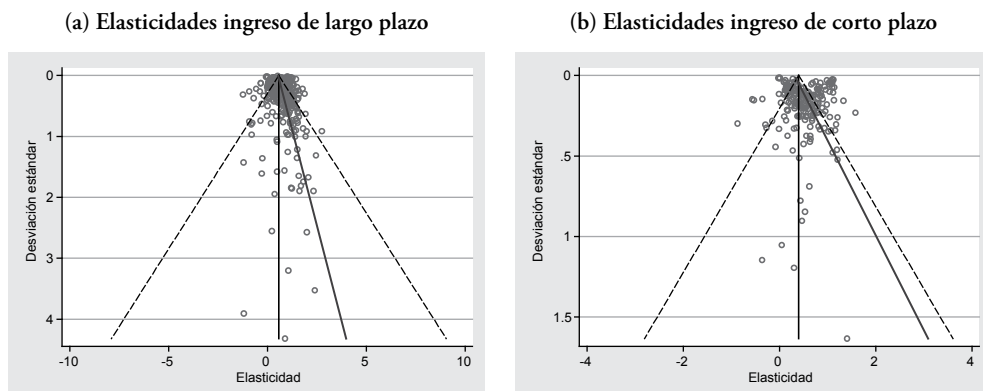
Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de estudios internacionales.

Asimismo, los gráficos de embudo, donde las elasticidades ingreso y precio se reportan en el eje horizontal y el nivel de precisión de las estimaciones en el eje vertical (Abreu *et al.*, 2005; Sterne, Gavaghan y Egger, 2000), permiten determinar la existencia de un posible sesgo de publicación. Estos gráficos muestran que la evidencia sobre un posible sesgo de publicación¹⁰ en las elasticidades ingreso de la demanda de energía

¹⁰ El sesgo de publicación ha sido asociado frecuentemente con la asimetría en los *funnel plots*; sin embargo, la literatura reporta que existen otras fuentes de la asimetría como los sesgos de selección, la heterogeneidad entre los tamaños de las muestras de los estudios, irregularidad de los datos, entre otros factores (Egger *et al.*, 1997; Sterne y Harbord, 2004).

de corto y largo plazo no es totalmente concluyente¹¹. Esto es, a pesar de que la línea de regresión se encuentra dentro de los límites de confianza¹² del 95% en el gráfico de embudo de las elasticidades ingreso de largo y corto plazo, la distribución de los puntos que representan la relación entre las elasticidades estimadas y sus respectivas desviaciones estándar no parece simétrica dentro de los límites de confianza del 95% (Gráfico 2).

Gráfico 2. *Funnel plot* de las elasticidades ingreso de la demanda de energía



Fuente: Elaboración propia a partir de la literatura internacional

Notas: Las líneas punteadas que aparecen en los *funnel plots* indican los límites de confianza del 95% y la línea roja el ajuste de la regresión que relaciona las elasticidades ingreso de la demanda de energía estimadas con sus respectivas desviaciones estándar. En esta prueba gráfica, el sesgo de publicación se determina a partir de la distribución de los puntos. Si esta distribución es simétrica dentro de los límites de confianza del 95%, entonces no hay indicios de sesgo de publicación.

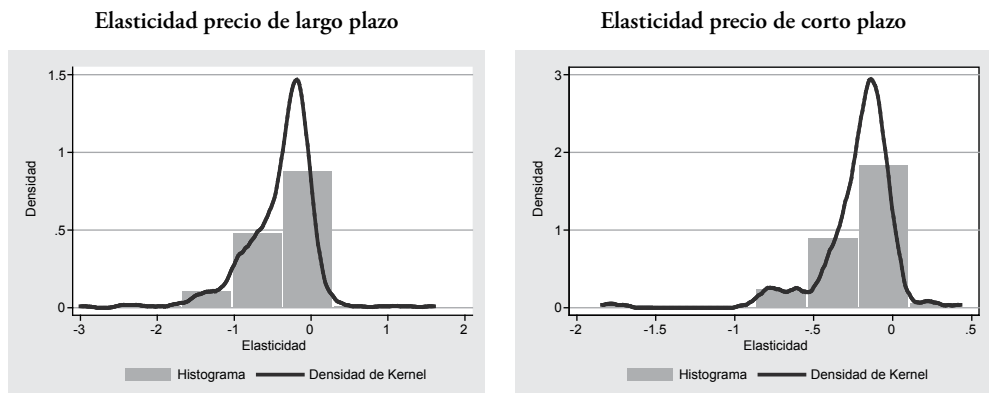
Por su parte, la media de las elasticidades precio de la demanda de energía se ubican entre -0,22 y -0,40 en el corto y largo plazos y con medias ponderadas de -0,18 y -0,34 respectivamente. Las distribuciones de las elasticidades precio de la demanda de energía de corto y largo plazos se ubican, fundamentalmente, en rangos entre -1,84 y 0,43, y entre -3,0 a 1,60, respectivamente. Estos valores son cercanos a los reportados por Galindo (2005) y Dahl (1993b) donde las elasticidades precio promedio se ubican en -0,17 en el corto plazo y de -0,33 en el largo plazo, respectivamente. Asimismo, Atkinson y Manning (1995) reportan valores que van desde -0,03 hasta -0,68. Sin embargo, las distribuciones de las estimaciones de las elasticidades de corto y largo plazo no se asemejan completamente a una curva normal y destaca la presencia incluso de valores positivos. Esto es, los histogramas y los graficas de densidad de Kernel de las elasticidades precio de corto y largo plazos muestran que las distribuciones no son simétricas,

¹¹ La prueba formal de sesgo de publicación se realiza estimando la ecuación 6 y el resultados se presenta en la Tabla 7.

¹² En ausencia de heterogeneidad, el 95% de los estudios deben de estar comprendidos en el embudo que se define entre las líneas rectas punteadas.

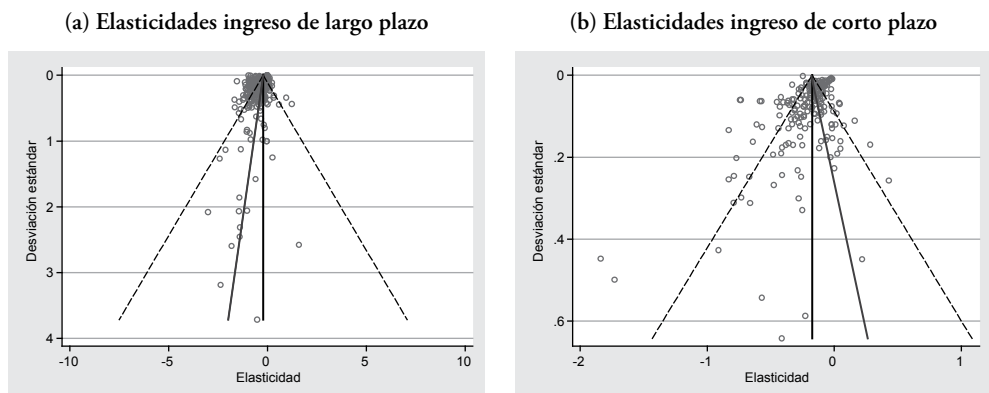
sino que tienen cierto sesgo (Gráfico 3). En el caso de la elasticidad precio de corto plazo las estimaciones se concentran alrededor de $-0,15$ y $-0,30$, mientras que en la elasticidad precio de largo plazo las estimaciones están agrupadas alrededor de una elasticidad de entre $-0,30$ y $-0,50$. Por su parte, los graficos de embudo muestran una concentración de las estimaciones en la parte superior del embudo, a pesar de que las líneas de regresión se encuentran dentro de los límites de confianza del 95% demarcados por las líneas punteadas (Gráfico 4).

Gráfico 3. Distribución de las estimaciones de elasticidad precio de la demanda de energía



Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de estudios internacionales.

Gráfico 4. *Funnel plot* de las elasticidades precio de la demanda de energía



Fuente: Elaboración propia a partir de la literatura internacional

Notas: Las líneas punteadas que aparecen en los *funnel plots* indican los límites de confianza del 95% y la línea roja el ajuste de la regresión que relaciona las elasticidades precio de la demanda de energía estimadas con sus respectivas desviaciones estándar. En esta prueba gráfica, el sesgo de publicación se determina a partir de la distribución de los puntos. Si esta distribución es simétrica dentro de los límites de confianza del 95%, entonces no hay indicios de sesgo de publicación.

De este modo, el conjunto de la evidencia muestra que existe una mayor volatilidad de las estimaciones ingreso y precio de corto y largo plazos y que posiblemente existe un sesgo de publicación. En efecto, las pruebas de heterogeneidad rechazan la hipótesis nula de que la distribución de las elasticidades es homogénea, es decir, que la volatilidad de las estimaciones es solo consecuencia del error de muestreo y, que en efecto, existen probablemente factores sistemáticos que inciden en esta volatilidad. Tanto en el corto como en el largo plazo el estadístico Q^{13} rechaza la hipótesis nula de homogeneidad (Tabla 5 y Tabla 6). De igual manera, los estadísticos I^2 muestran que la mayor parte de la varianza es genuina o real confirmando la presencia de heterogeneidad en las estimaciones (Tabla 5 y Tabla 6) y que tiene sentido aplicar técnicas de metarregresión para intentar encontrar los factores o variables que explican esta heterogeneidad.

Tabla 5. Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad ingreso de la demanda de energía

Prueba de heterogeneidad	Largo plazo	Corto plazo
Q	7635,14	7204,14
p -value	0,000	0,000
τ^2	0,157	0,184
τ	0,396	0,429
I^2	95,5%	97,1%

Fuente: Estimaciones de los autores

Nota: τ^2 se define como la varianza de la magnitud de los efectos e indica la varianza entre los estudios. I^2 indica la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos (elasticidades) atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

¹³ El estadístico Q busca probar si existe evidencia estadísticamente significativa de heterogeneidad entre la magnitud de los efectos (en este caso, entiéndase como elasticidades) incluidos en el meta-análisis. En esta prueba formalmente se plantea la hipótesis nula de que todos los estudios comparten un tamaño del efecto común (homogeneidad). Q sigue una distribución chi-cuadrado con $k - 1$ grados de libertad, donde k es el número de estudios incluidos en el meta-análisis. Q se puede estimar formalmente como $Q = \sum_{i=1}^k W_i Y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^k W_i Y_i \right)^2 / \sum_{i=1}^k W_i$, donde Y_i es el tamaño del efecto (elasticidad) reportado en cada estudio que hace parte del meta-análisis y W_i es la ponderación asignada a cada estudio en el meta-análisis.

Tabla 6. Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad precio de la demanda de energía

Prueba de heterogeneidad	Largo plazo	Corto plazo
Q	89576,28	4667,79
p -value	0,000	0,000
τ^2	0,144	0,013
τ	0,379	0,113
I^2	99,6%	95,7%

Fuente: Estimaciones de los autores

Nota: τ^2 se define como la varianza de la magnitud de los efectos e indica la varianza entre los estudios. I^2 indica la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos (elasticidades) atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

Asimismo, al realizar la prueba de razón de máxima verosimilitud, a través de las estimaciones de la ecuación (6), se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de las estimaciones (Tabla 7). Esto es, se comprueba que existe un grado importante de heterogeneidad en las elasticidades estimadas y reportadas en la literatura internacional, por lo que resulta adecuado utilizar el modelo de efectos mixtos. Estos resultados también muestran que existe sesgo de publicación positivo y estadísticamente significativo en la elasticidad ingreso de largo y corto plazos y en la elasticidad precio de largo plazo. De igual manera, los resultados reportados en la Tabla 7 muestran que las elasticidades de la demanda de energía estimadas (el coeficiente $1/SE$) son estadísticamente significativas, esto es, los coeficientes son diferentes de cero. Ello indica que las elasticidades ingreso y precio son factores que determinan la trayectoria del consumo de energía en el corto y el largo plazo.

Tabla 7. Prueba de sesgo de publicación

Variable dependiente: estadístico t	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Constante	0,798*** (0,310)	1,697*** (0,557)	-0,478 (0,909)	0,694* (0,395)
($1/SE$)	0,539*** (0,026)	0,316*** (0,040)	-0,208*** (0,021)	-0,182*** (0,008)
Observaciones	347	207	364	204
Test razón de verosimilitud	429,04***	62,14***	98,51***	502,22***

Fuente: Estimaciones de los autores por el modelo de efectos mixtos multinivel.

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La prueba de significancia conjunta se hace a través de la χ^2 .

La metarregresión de tipo Heckman por efectos mixtos (ecuación (7)) permite estimar las elasticidades ingreso y precio reales promedio de la demanda de energía; esto es, una vez corregido el sesgo de publicación. Los resultados de estas estimaciones muestran que incorporando la corrección del sesgo de publicación, las elasticidades ingreso de corto y largo plazo son de 0,39 y 0,57, respectivamente, mientras que las elasticidades precio de corto y largo plazo son de -0,17 y -0,21, respectivamente (Tabla 8). Asimismo, las pruebas de razón de verosimilitud realizadas rechazan la hipótesis de que la heterogeneidad entre las estimaciones es solo consecuencia del error de muestreo.

Tabla 8. Elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía corregida por sesgo

Variable dependiente: <i>t</i> estadístico	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Elasticidad corregida (1/SE)	0,576*** (0,021)	0,393*** (0,030)	-0,213*** (0,019)	-0,173*** (0,006)
SE	0,360 (0,369)	1,490 (1,479)	-0,730 (1,604)	-2,478 (2,346)
Observaciones	347	207	364	204
Test razón de verosimilitud (χ^2)	755,63***	186,72***	126,33***	646,92***

Fuente: Estimaciones de los autores por el modelo de efectos mixtos.

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * indican rechazo al 1%, 5% y 10%, respectivamente de nivel de significancia. La prueba de significancia conjunta se hace a través de la χ^2 .

El análisis de la volatilidad sistemática y la presencia del sesgo de publicación de las elasticidades de corto y largo plazo del ingreso y del precio de la demanda de energía puede hacerse con una metarregresión de tipo Heckman (*i.e.* Espey, 1998; Hanly *et al.*, 2002; Graham y Glaister, 2002b; Sundqvist, 2004; Goodwin *et al.*, 2004; Espey y Espey, 2004; Brons *et al.*, 2008; Havranek *et al.* 2012). En efecto, la demanda de energía está condicionada por diversos factores, por ejemplo, la estructura de la economía, el ingreso disponible, los estilos de vida y las condiciones ambientales (Hunt y Manning, 1989; Pesaran y Smith, 1995; Gately y Streifel, 1997; Maddala *et al.*, 1997; Gately y Huntington, 2002; Liu, 2004; Lee y Lee, 2010). Asimismo, la evidencia reportada en la literatura sugiere otros factores que inciden en las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía tales como el sector, la región o país y el método de estimación (Espey, 1998; Espey y Thilmany, 2000; Espey y Espey, 2004; Gallet, 2007; Sterne, 2009; Forgarty, 2010). En las Tablas 10 y 11 se reportan los resultados de la metarregresión por diferentes métodos de estimación donde se identifican algunos de los factores que determinan la heterogeneidad en las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía (Tabla 9).

Tabla 9. Descripción de las de variables incluidas en la metarregresión

Variable	Descripción
<i>t estadístico</i>	Valor del estadístico t para las estimaciones reportadas en cada estudio
<i>1/SE</i>	Variable que mide la precisión de la estimación como el inverso de la desviación estándar de la elasticidad estimada.
<i>OCDE</i>	Variable cualitativa que toma el valor de 1 si el estudio incluido se realizó para un país (ciudad, estado o región) de la OCDE y 0 de lo contrario.
<i>Dinámico</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la especificación del modelo corresponde a un modelo dinámico y 0 de lo contrario.
<i>Serie de tiempo</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la información del modelo corresponde a serie de tiempo y 0 de lo contrario.
<i>Ingreso</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si el modelo reportado en el estudio incluye como variable explicativa el ingreso per cápita en lugar del producto interno bruto per cápita y 0 de lo contrario.
<i>Sector</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si el modelo reportado en el estudio corresponde a la demanda de energía de un sector económico en particular (eg. residencial, etc.) y 0 de lo contrario.
<i>Año de publicación</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si el estudio correspondiente a la estimación fue publicado posterior a 1990 y 0 de lo contrario.
<i>MCO</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si el modelo reportado en la estudio fue estimado por el método de mínimos cuadrados ordinarios y 0 de lo contrario.
<i>ML</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si el modelo reportado en la estudio fue estimado por el método de máxima verosimilitud y 0 de lo contrario.
<i>GMM</i>	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si el modelo reportado en la estudio fue estimado por el método general de momentos y 0 de lo contrario.

Fuente: Estimaciones de los autores

Tabla 10. Metarregresión: determinantes de la elasticidad ingreso de la demanda de energía

Parámetro	Efectos mixtos		Hubber - White		Efectos aleatorios		Efectos fijos	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
<i>1/SE</i>	0,503*** (0,023)	0,291*** (0,034)						
Región								
<i>OCDE</i>	0,909* (0,543)	3,312*** (0,951)	-0,087 (0,061)	0,040 (0,082)	0,010 (0,048)	0,080 (0,060)	0,153*** (0,021)	0,166*** (0,048)
Especificación de la demanda								
<i>Dinámico</i>	-1,403** (0,556)	-2,005 (1,659)	0,205*** (0,076)	-0,172 (0,216)	0,053 (0,049)	-0,152 (0,103)	0,757*** (0,022)	0,204*** (0,065)

Parámetro	Efectos mixtos		Hubber - White		Efectos aleatorios		Efectos fijos	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Características de los datos								
<i>Serie de tiempo</i>	2,842*** (0,688)	2,301 (2,102)	0,278*** (0,092)	0,122 (0,108)	0,301*** (0,062)	0,121 (0,137)	0,382*** (0,028)	0,417*** (0,069)
<i>Ingreso per cápita</i>	-1,829** (0,775)	-3,095*** (1,147)	-0,081 (0,124)	-0,218** (0,094)	-0,152** (0,074)	-0,224*** (0,076)	0,273*** (0,018)	0,004 (0,049)
<i>Sector</i>	-3,081*** (0,588)	-4,531*** (0,933)	-0,207*** (0,063)	-0,139* (0,076)	-0,236*** (0,050)	-0,166*** (0,058)	-0,217*** (0,017)	-0,153*** (0,047)
<i>Año de publicación</i>	-4,268*** (0,688)	-5,146*** (0,927)	-0,420*** (0,065)	-0,301*** (0,059)	-0,427*** (0,065)	-0,320*** (0,058)	-0,056** (0,026)	-0,306*** (0,045)
Técnica de estimación								
<i>OLS</i>	-3,058*** (0,739)	-3,576* (2,035)	-0,393*** (0,089)	-0,190* (0,108)	-0,358*** (0,066)	-0,219 (0,140)	-0,064*** (0,009)	-0,488*** (0,099)
<i>ML</i>	-1,917** (0,872)	-3,020 (2,312)	-0,197** (0,094)	-0,143 (0,116)	-0,148** (0,076)	-0,186 (0,158)	-0,280*** (0,023)	-0,570*** (0,103)
<i>GMM</i>	0,654 (1,140)	-0,821 (2,398)	-0,099 (0,120)	0,204* (0,123)	0,011 (0,114)	-0,225 (0,153)	-0,018 (0,050)	-0,205** (0,083)
<i>Constante</i>	7,206*** (1,002)	9,923*** (2,778)	1,242*** (0,105)	1,071*** (0,215)	1,167*** (0,087)	1,076*** (0,171)	0,660*** (0,028)	1,056*** (0,103)
Observaciones	347	207	347	207	347	207	340	202
R^2 ajustado			0,24	0,21	43,94%	34,37%		
F estadístico			19,64***	9,84***	17,28***	8,66***		
χ^2	683,5***	173,1***					717,0***	327,79***
$Root\ MSE$			0,50	0,34				
τ^2					0,078	0,069		
I^2					89,37%	91,33%		
<i>Log-likelihood</i>	-976,21	-620,82						

Fuente: Estimaciones del autor

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. R^2 ajustado es el coeficiente de determinación ajustado de la meta-regresión y mide la proporción de la varianza entre estudios explicada por las variables incluidas en el modelo, para el caso de los modelos de efectos aleatorios; mientras que para los modelos Hubber-White se reporta el R^2 de la regresión. El estadístico F prueba la hipótesis nula que las variables incluidas en el modelo en conjunto son igual a cero ($\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$), para el caso de los modelos de efectos aleatorios

y Hubber-White; mientras que para los modelos de efectos fijos y mixtos, la prueba de significancia conjunta se hace a través de la χ^2 . τ^2 estima la varianza entre estudios para el caso del modelo de efectos aleatorios. I^2 indica la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

Tabla 11. Metarregresión: determinantes de la elasticidad precio de la demanda de energía

Parámetro	Efectos mixtos		Hubber - White		Efectos aleatorios		Efectos fijos	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
1/SE	-0,223*** (0,022)	-0,179*** (0,007)						
Región								
OCDE	-1,063 (1,978)	-0,652 (0,694)	0,038 (0,060)	0,034 (0,037)	-0,054 (0,039)	-0,019 (0,024)	-0,069*** (0,017)	-0,001 (0,020)
Especificación de la demanda								
Dinámico	3,945** (1,954)	5,134*** (1,271)	0,124* (0,066)	0,166 (0,131)	0,109*** (0,041)	0,080* (0,048)	0,006 (0,025)	0,115 (0,098)
Características de los datos								
Serie de tiempo	1,474 (2,506)	4,557*** (1,335)	0,015 (0,084)	0,077 (0,094)	0,005 (0,051)	0,085* (0,047)	-0,383*** (0,026)	0,042* (0,025)
Ingreso per cápita	2,918 (2,789)	-2,286** (0,968)	-0,197** (0,099)	-0,046 (0,047)	-0,071 (0,055)	-0,013 (0,039)	0,009 (0,013)	-0,029 (0,026)
Sector	-0,690 (2,000)	-3,187*** (0,719)	-0,107** (0,053)	-0,154*** (0,040)	-0,075* (0,039)	-0,071*** (0,025)	-0,379*** (0,019)	-0,169*** (0,019)
Año de publicación	1,227 (2,662)	2,051*** (0,776)	-0,026 (0,058)	-0,003 (0,035)	0,015 (0,054)	0,046* (0,027)	-0,286*** (0,024)	0,027 (0,024)
Técnica de estimación								
OLS	-3,717 (2,538)	-1,060 (1,539)	-0,057 (0,097)	-0,020 (0,133)	0,029 (0,051)	0,091* (0,051)	0,123*** (0,026)	-0,104*** (0,034)
ML	-10,137*** (3,103)	-1,493 (1,877)	-0,034 (0,105)	0,076 (0,136)	0,023 (0,061)	0,114* (0,064)	0,292*** (0,029)	-0,039 (0,046)
GMM	-3,865 (4,027)	3,279* (1,818)	-0,173 (0,152)	0,176 (0,186)	-0,126 (0,092)	0,186*** (0,063)	-0,112 (0,082)	-0,048 (0,033)
Constante	0,071 (3,741)	-6,550*** (2,172)	-0,366*** (0,113)	-0,038* (0,217)	-0,346*** (0,071)	-0,408*** (0,077)	0,228*** (0,030)	-0,199* (0,104)
Observaciones	364	204	364	204	364	204	352	196
R^2 ajustado			0,48	0,11	8,23%	26,38%		

Parámetro	Efectos mixtos		Hubber - White		Efectos aleatorios		Efectos fijos	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
<i>F estadístico</i>			2,30**	2,45**	3,07***	3,87***		
χ^2	125,9***	741,8***					1788,1***	126,44***
<i>Root MSE</i>			0,453	0,245				
τ^2					0,065	0,011		
I^2					97,35%	83,45%		
<i>Log-likelihood</i>	-1507,91	-577,42						

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. R^2 ajustado es el coeficiente de determinación ajustado de la meta-regresión y mide la proporción de la varianza entre estudios explicada por las variables incluidas en el modelo, para el caso de los modelos de efectos aleatorios; mientras que para los modelos Hubber-White se reporta el R^2 de la regresión. El estadístico F prueba la hipótesis nula que las variables incluidas en el modelo en conjunto son igual a cero ($\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$), para el caso de los modelos de efectos aleatorios y Hubber-White; mientras que para los modelos de efectos fijos y mixtos, la prueba de significancia conjunta se hace a través de la χ^2 . τ^2 estima la varianza entre estudios para el caso del modelo de efectos aleatorios. I^2 indica la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

Una síntesis de las estimaciones de la meta regresión para la elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía por los métodos de efectos fijos, aleatorios, Huber-White y mixtos tipo Heckman se presentan en la Tabla 12. La evidencia disponible sugiere en general que el modelo de efectos mixtos¹⁴ es el más apropiado.

Tabla 12. Resumen de las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía

Modelo	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Efectos fijos	0,579*** (0,005)	0,401*** (0,005)	-0,213*** (0,001)	-0,174*** (0,001)
Efectos aleatorios	0,683*** (0,027)	0,513*** (0,033)	-0,341*** (0,022)	-0,182*** (0,010)
Efectos mixtos	0,576*** (0,021)	0,393*** (0,030)	-0,213*** (0,019)	-0,173*** (0,006)

Fuente: Elaboración propia a partir.

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

¹⁴ Por ejemplo, Havranek *et al.* (2012) muestra que con el modelo de efectos mixto se obtienen elasticidades precio substancialmente más bajas a aquellas obtenidas en meta-análisis de precios (Espey, 1998; Brons *et al.*, 2008).

De este modo el conjunto de los resultados econométricos muestran que la magnitud de la elasticidad ingreso de la demanda de energía se ve afectada por la región o el nivel de desarrollo de los países donde se realiza la estimación. Esto es, la elasticidad ingreso de la demanda de energía es diferente entre países de la OCDE, de América Latina y del resto del mundo. Así, la elasticidad ingreso de largo plazo que se obtiene para los países de la OCDE (sin incluir México y Chile) es 0,62, menor a la elasticidad ingreso de largo plazo del resto del mundo (0,81) y de América Latina (0,69). De igual manera, la elasticidad ingreso de corto plazo de la demanda de energía en los países de la OCDE (sin incluir México y Chile) es menor que la elasticidad que se obtiene para el resto del mundo y los países de América Latina (Tabla 13). Por el contrario, la elasticidad precio de largo plazo de los países de la OCDE (sin incluir México y Chile) y del resto del mundo es alrededor de (-0,34) son mayores que la elasticidad estimada para los países de América Latina (-0,25). Asimismo, la elasticidad precio de corto plazo es mayor en los países OCDE que en el resto del mundo y los países de América Latina (Tabla 13).

Tabla 13. Elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía por región

	Países OCDE	Resto del mundo	América Latina
Elasticidad Ingreso			
Elasticidad de largo plazo	0,62	0,81	0,69
Elasticidad de corto plazo	0,41	0,51	0,49
Elasticidad precio			
Elasticidad de largo plazo	-0,34	-0,33	-0,25
Elasticidad de corto plazo	-0,20	-0,12	-0,11

Nota: La estimación de la elasticidad ponderada por la desviación estándar fue realizada por el modelo de efectos aleatorios. En todos los casos la prueba *Q* rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de las estimaciones. De igual manera, el estadístico *I2* indica, para las elasticidades ingreso y precio de largo y de corto plazo, que la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos atribuible a la heterogeneidad entre los estudios es mayor a 80%. OCDE hace referencia a los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. OCDE no incluye México y Chile, los cuales son incluidos en el grupo de países de América Latina.

La elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía también se modifica con la especificación del modelo econométrico. Esto es, la magnitud de las elasticidades ingreso y precio tanto de largo como de corto plazo varía según corresponda a un modelo estático o dinámico. De esta manera, la elasticidad ingreso de largo y corto plazo en modelos de demanda estáticos de energía es ligeramente mayor (0,73), que la elasticidad que se obtiene al considerar solo modelos dinámicos (0,70). La demanda de energía también resulta ser más sensible frente a cambios en el precio, tanto en el largo como en el corto plazo, de estimaciones provenientes de modelos estáticos (Tabla 14).

Tabla 14. Elasticidad ingreso y precio según la especificación de la demanda de energía

	Modelo estático	Modelo dinámico
Elasticidad Ingreso		
Elasticidad de largo plazo	0,73	0,70
Elasticidad de corto plazo	0,53	0,50
Elasticidad precio		
Elasticidad de largo plazo	-0,38	-0,23
Elasticidad de corto plazo	-0,26	-0,17

Fuente: Elaboración propia

Nota: La estimación de la elasticidad ponderada por la desviación estándar fue realizada por el modelo de efectos aleatorios. En todos los casos la prueba Q rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de las estimaciones. El estadístico I^2 indica, para las elasticidades ingreso y precio de largo y de corto plazo, que la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos atribuible a la heterogeneidad entre los estudios es mayor a 80%.

De igual manera, los resultados de las meta regresiones muestran que la técnica de estimación utilizada es un determinante estadísticamente significativo de la magnitud de la elasticidad ingreso y precio de la demanda de la energía. De este modo, la elasticidad ingreso de largo plazo que se obtiene al considerar estimaciones por el método de mínimos cuadrados ordinarios y el método general de momentos es menor que la elasticidad que resulta de las estimaciones por máxima verosimilitud (Tabla 15).

Tabla 15. Elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía por método de estimación

	Mínimos cuadrados ordinarios	Máxima verosimilitud	Método general de momentos
Elasticidad Ingreso			
Elasticidad de largo plazo	0,64	0,79	0,51
Elasticidad de corto plazo	0,53	0,44	0,19
Elasticidad precio			
Elasticidad de largo plazo	-0,27	-0,28	-0,50
Elasticidad de corto plazo	-0,17	-0,14	-0,18

Nota: La estimación de la elasticidad ponderada por la desviación estándar fue realizada por el modelo de efectos aleatorios. En todos los casos la prueba Q rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de las estimaciones. El estadístico I^2 indica, para las elasticidades ingreso y precio de largo y de corto plazo, que la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos atribuible a la heterogeneidad entre los estudios es mayor a 80%.

Estos resultados también sugieren la presencia de un sesgo de publicación donde se reportan estudios con elasticidades precio anormalmente altas y donde se excluyen estudios con valores estadísticamente no significativos o positivos.

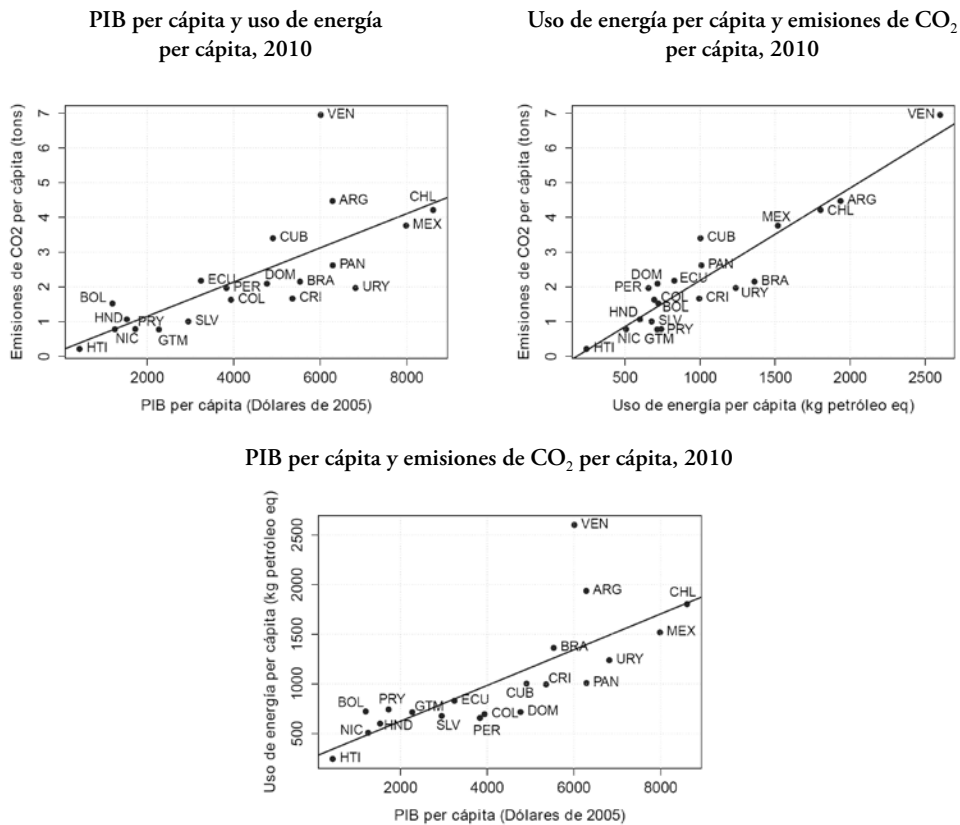
4. CONSUMO DE ENERGÍA Y POLÍTICAS PÚBLICAS

La energía es un insumo esencial para las economías modernas y en buena medida es un fundamento del estilo de vida actual. Sin embargo, su generación y consumo ocasiona un conjunto de externalidades negativas en donde destaca, por su importancia global, el cambio climático. En efecto, el cambio climático, desde una óptica económica, puede entenderse como una externalidad negativa global (Stern, 2007) donde la generación y consumo de energía tiene como efecto colateral las emisiones de gases de efecto invernadero que se almacenan sin costo económico alguno en la atmósfera ocasionando el cambio climático. Así, actualmente el consumo de energía en el mundo es responsable del 64% de las emisiones de CO₂ equivalentes totales (WRI, 2010).

En este sentido, es necesario instrumentar una estrategia que permita reducir las emisiones de CO₂ y simultáneamente mantener el crecimiento económico y, en general, el bienestar de las sociedades. Ello resulta un desafío particularmente difícil para América Latina dado que requiere mantener un crecimiento sostenido en las próximas décadas para alcanzar diversas metas sociales. Ello atendiendo a que existe una importante correlación positiva entre el PIB *per cápita*, el consumo *per cápita* y las emisiones de CO₂ *per cápita* (Gráfico 5). De este modo, un rápido crecimiento económico vendrá acompañado de un aumento del consumo de energía y de las emisiones con sus consecuentes consecuencias negativas. Así, América Latina, en las próximas décadas, deberá desacoplar su trayectoria de crecimiento económico de su consumo de energía y de sus emisiones de CO₂ para transitar a un desarrollo sostenible. Debe además considerarse que la elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía por sectores es distinta. De modo que modificaciones en la estructura económica tendrá consecuencias en la evolución de la demanda de energía.

La evidencia presentada en este trabajo con el metaanálisis muestra que el consumo de energía es particularmente sensible a la trayectoria del ingreso y poco sensible a los precios relativos. Esto es, el meta análisis muestra que la evolución de la demanda de energía es sensible a la trayectoria del ingreso, más en el largo plazo. De este modo, un crecimiento económico continuo estará acompañado de una demanda creciente de energía. Más aún, el metaanálisis muestra que las elasticidades ingreso estimadas para los países de la OCDE (excluyendo Chile y México) son estadísticamente más bajas que aquellas elasticidades para el resto de los países. Ello sugiere que en los países desarrollados existe un paulatino proceso de desacoplamiento del crecimiento económico del consumo que es aún incipiente en América Latina. Ello es consecuencia de una multiplicidad de factores tales como un proceso de mayor eficiencia energética, modificaciones estructurales, innovación y difusión tecnológica y la respuesta del consumo a diversos incentivos económicos y regulatorios.

Gráfico 5. PIB per cápita, uso de energía per cápita y emisiones de CO₂ per cápita en países de América Latina



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CEPALSTAT y WDI.

Nota: Las emisiones per cápita se refieren a aquellas emisiones provenientes de la quema de combustibles fósiles y la producción de cemento. El uso de energía per cápita se refiere a la oferta total de energía primaria.

Por su parte, el metaanálisis muestra que las elasticidades precios de la demanda de energía son estadísticamente significativa pero inelásticas. Ello sugiere que los consumidores son poco sensibles a modificaciones en los precios. Más aun las elasticidades precio para los países de la OCDE son más elevadas que aquellas reportadas para los países en desarrollo. La evidencia disponible incluso sugiere que la elasticidad precio es bastante menor a lo esperado (Espey, 1996 y 1998; Graham y Glaister, 2002a y 2002b; Goodwin *et al.*, 2004; Brons *et al.*, 2008). Esto significa que las economías desarrolladas son más sensibles a los incentivos de precios que las economías en desarrollo. Ello refleja probablemente la mayor capacidad de innovación y difusión tecnológica en los países desarrollados. Esto sugiere además que una política pública basada exclusivamente en impuestos a la energía, en un entorno de rápido crecimiento económico, parece insuficiente para controlar su demanda.

De este modo, la evidencia general indica que mantener un rápido crecimiento económico en las economías modernas requiere de un abastecimiento de energía continuo. Ello es aún más complejo en los países en desarrollo, como América Latina, atendiendo a su mayor elasticidad ingreso y menor elasticidad precio de la demanda de energía. En este contexto, es indispensable, para transitar a un desarrollo sostenible, que el conjunto de las economías modifiquen su actual matriz energética hacia fuentes renovables, que consigan desacoplar el crecimiento económico del consumo de energía y elevar las sensibilidades del consumo de energía a los precios.

En el contexto actual, un impuesto al carbono de similar magnitud tendrá consecuencias distintas en los países de la OCDE que en el resto del mundo. Ello probablemente esté reflejando la mayor inflexibilidad de las economías en desarrollo ante menores y limitadas opciones energéticas y la posible presencia de una baja elasticidad precio consecuencia de costos energéticos tradicionalmente subsidiados. En este contexto, es indispensable que las regulaciones energéticas sean consistentes con los incentivos de precios y, asimismo, es indispensable desarrollar una activa política para el desarrollo de energías renovables.

América Latina requiere construir entonces una estrategia de largo plazo que permita garantizar una oferta energética segura, confiable, a costos razonables y sostenibles ambientalmente con bajas emisiones de CO₂ como base de un posicionamiento que apoye la competitividad a nivel global. Asimismo, la evidencia de las elasticidades ingreso y precio de corto y de largo plazo sugiere que es necesario establecer políticas de largo aliento que permitan aprovechar los efectos de largo plazo y que además sean consistentes con las modificaciones estructurales requeridas.

5. CONCLUSIONES Y COMENTARIOS GENERALES

La demanda de energía es un elemento fundamental en las economías modernas; sin embargo, su consumo ocasiona colateralmente un conjunto de externalidades negativas en donde destaca la contaminación ambiental y el cambio climático. En este sentido, resulta fundamental identificar los factores que inciden en la evolución de la demanda de energía que puedan aprovecharse para diseñar políticas públicas que induzcan en su composición y trayectoria. El análisis, con base en un metaanálisis, de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía muestra que existe una alta variabilidad y heterogeneidad de las estimaciones y, además, que existen factores sistemáticos que inciden en la volatilidad y un sesgo de publicación. Esto es, los resultados muestran que la heterogeneidad entre estudios es verdadera o «genuina», que existe un sesgo de publicación y que ello refleja la presencia de factores sistemáticos que inciden en estas estimaciones. Así, la meta regresión, por efectos mixtos, muestra que las medias ponderada de la elasticidades ingreso y precio de largo plazo son 0.57 y -0.21, respectivamente. La evidencia muestra además que las elasticidades ingreso son menores en los países de la OCDE que

en el resto de los países y que dependen del método de estimación. Asimismo, la elasticidad precio es bastante baja y es más inelástica para los países en desarrollo. Ello refleja la escasa presencia de opciones para reducir o modificar los actuales patrones de consumo en los países en desarrollo.

Identificar apropiadamente las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía resulta fundamental para simular distintos escenarios y diseñar políticas públicas que permitan transitar a un desarrollo sostenible bajo en CO₂. Así, las magnitudes de las elasticidades que se utilizan para simular diversos escenarios o políticas y realizar pronósticos o proyecciones, deben ser elegidas cuidadosamente. Por ejemplo, para identificar los posibles escenarios e impacto del cambio climático resulta fundamental utilizar las elasticidades apropiadas por regiones (Stern, 2008). En efecto, se observa que existe una heterogeneidad significativa entre las distintas estimaciones, lo que sugiere la importancia de considerar un grado de incertidumbre en los resultados finales. De este modo, la combinación de una alta elasticidad ingreso y una baja elasticidad precio de la demanda de energía indica que un crecimiento económico sostenido en América Latina vendrá acompañado de un aumento sostenido del consumo de energía y que modificaciones en los precios de la energía, por ejemplo, a través de un impuesto, no será suficiente para controlar el continuo crecimiento del consumo energético. De este modo, transitar a un desarrollo sostenible requiere considerar estrategias de política pública que combinen mecanismos de precios con regulaciones y la construcción de una nueva infraestructura energética.

A nivel metodológico, se deja para futuras investigaciones llevar a cabo metaanálisis que consideren por separado los diferentes subsectores consumidores de energía. Esto es, en el que se puedan identificar las magnitudes de las elasticidades ingreso y precio de corto y largo plazos de la demanda de energía separadamente para el sector doméstico, transporte, industria, entre otros. Ello permitiría realizar diferentes recomendaciones de política pública para cada sector según sus propias realidades.

REFERENCIAS

- Abodunde, T., Wirl, F. y Koesil, F. (1985). Energy demand elasticities: A reassessment. *OPEC Review*, 9(2), 163-185.
- Agnolucci, P. (2009). The energy demand in the British and German industrial sectors: Heterogeneity and common factors. *Energy Economics*, 31(1), 175-187.
- Al-Azzam, A. y D. Hawdon (1997). Estimating the demand for energy in Jordan: A Stock-Watson Dynamic OLS (DOLS) approach, Working Paper No. 97, Surrey Energy Economics Centre (SEEC).
- Al-Rabbaie, A. y Hunt, L. C. (2006). OECD energy demand: Modelling underlying energy demand trends using the structural time series model, Surrey Energy Economics Discussion paper series, Surrey Energy Economics Centre, No. 114, 1-35.
- Al-Sahlawi, A. M. (1997). The demand for oil products in Saudi Arabia. *OPEC Review*, 21(1), 33-38.

- Angrist, J.D. y Pischke, J.S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Apostol, T.M. (1967). *Calculus*, Vol. 1. Second edition. Nueva York: John Wiley & Sons, Inc.
- Atkinson, J. y Manning, N. (1995). A Survey of international energy elasticities. En T. Barker, P. Ekins y N. Johnstone (Eds.), *Global Warming and Energy Demand* (pp. 47-105). Londres: Routledge.
- Balabanoff, S. (1994). The dynamics of energy demand in Latin America. *OPEC Review*, 18(4), 467-488.
- Bandivadekar, A., Cheah, L., Evans, C., Groode, T., Heywood, J., Kasseris, E., Kromer, M. y Weiss, M. (2008). Reducing the fuel use and Greenhouse Gas Emissions of the US vehicle fleet. *Energy Policy*, 36(7), 2754-2760.
- Beenstock, M. y Willocks, P. (1981). Energy consumption and economic activity in industrialized countries. *Energy Economics*, 3(4), 225-232.
- Bentzen, J. y Engsted, T. (1996). On the estimation of short- and long-run elasticities in U. S. petroleum consumption: Comment. *Southern Economic Journal*, 62(3), 783-787.
- Bhattacharyya, S.C. y Blake, A. (2009). Domestic demand for petroleum products in MENA countries. *Energy Policy*, 37 (2009) 1552-1560.
- Bohi, D. R., Zimmerman, M.B. (1984). An update on econometric studies of energy demand behavior. *Annual Review of Energy*, 9(1), 105-154.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T. y Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to Meta-Analysis*. Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd.
- Brons, M., Nijkamp, P., Pels, E. y Rietveld, P. (2008). A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand. A SUR approach. *Energy Economics*, 30(5), 2105-2122.
- Calthrop, E. y Proost, S. (1998). Road transport externalities. Interaction between theory and empirical research. *Environmental and Resource Economics*, 11(3-4), 335-348.
- Christodoulakis, N. M., Kalyvinis, S. C., Lalas, D. P. y Pasmajoglou, S. (2000). Forecasting energy consumption and energy related CO₂ emissions in Greece: An evaluation of the consequences of the community support framework II and natural gas penetration. *Energy Economics*, 22(4), 395-422.
- Cumming, G. (2012). *Understanding the New Statistics: Effect Sizes, Confidence Intervals, and Meta-Analysis*. Nueva York: Routledge.
- Dahl, C. A. (1992). A survey of energy demand elasticities for the developing world. *Journal of Energy and Development*, 18(1), 1-48.
- Dahl, C. A. (1993a). A survey of oil demand elasticities for developing countries. *OPEC Review*, 17(2), 399-419.
- Dahl, C. A. (1993b). A survey of energy demand elasticities in support of the development of the NEMS, MPRA Paper 13962, University Library of Munich, Germany.
- Dahl, C. A. (1994). A survey of oil product demand elasticities for developing countries. *OPEC Review*, 18(1), 47-87.
- De Vita, G., Endresen, K. y Hunt L. C. (2006). An empirical analysis of energy demand in Namibia. *Energy Policy*, 34(18), 3447-3463.
- Dimitropoulos, J., Hunt, L. C. y Judge, G. (2005). Estimating underlying energy demand trends using UK annual data. *Applied Economics Letters*, 12(4), 239-244.
- Doucouliafos, H. y Stanley, T.D. (2009). Publication selection bias in minimum-wage research?. A meta-regression analysis. *British Journal of Industrial Relations*, 47(2), 406-428.

- Engsted, T. y Bentzen, J. (1997). Dynamic modelling of energy demand: A guided tour through the jungle of unit roots and cointegration. *OPEC Review*, 21(4), 261-293.
- Espey, J. A. y Espey, M. (2004). Turning on the lights: A meta-Analysis of residential electricity demand elasticities. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 36(1), 65-81.
- Espey, M. (1996). Explaining the variation in elasticity estimates of gasoline demand in the United States: A meta-analysis. *The Energy Journal*, 17(3), 49-60.
- Espey, M. (1998). Gasoline demand revisited: An international meta-analysis of elasticities. *Energy Economics*, 20(3), 273-295.
- Espey, M. y Thilmany, D. (2000). Farm labor demand: A meta-regression analysis of wage elasticities. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 25(1), 252-266.
- Fogarty, J. (2010). The demand for beer, wine and spirits: A survey of the literature. *Journal of Economic Surveys*, 24(3), 428-478.
- Galindo, L. M. (2005). Short- and long-run demand for energy in Mexico: A cointegration Approach. *Energy Policy*, 33(9), 1179-1185.
- Galindo, L.M., Samaniego, J.L., Alatorre, J.E., Ferrer, J. y Reyes, O. (2014). *Meta-análisis de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolina: Implicaciones de política pública para América Latina*. Documento de trabajo. CEPAL. 2014. En edición.
- Gallet, C. A. (2007). The demand for alcohol: A meta-analysis of elasticities. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 51(2), 121-135.
- Gately, D. (1993). Imperfect price-reversibility of world oil demand. *Energy Journal*, 14(4), 163-182.
- Gately, D. y Huntington, G. H. (2002). The asymmetric effects of changes in price and income on energy and oil demand. *The Energy Journal*, 23(1), 19-56.
- Gately, D. y Streifel, S. S. (1997). *The demand for Oil Products in Developing Countries*. World Bank-Discussion Papers, No. 359.
- Ghosh, S. (2005). Future demand of petroleum products in India. *Energy Policy*, 34(15), 2032-2037.
- Glass, G., McGaw, B. y Smith, M. (1981). *Meta-analysis in Social Research*. Newbury Park, CA: Sage.
- Goodwin, P., Dargay, J. y Hanly, M. (2004). Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: A review. *Transport Reviews*, 24(3), 275-292.
- Graham, D. y Glaister, S. (2002a). The demand for automobile fuel a survey of elasticities. *Journal of Transport Economics and Policy*, 36(1), 1-26.
- Graham, D. y Glaister, S. (2002b). *Review of Income and Price Elasticities in the Demand for Road Traffic*. ESRC TSU publication 2002/13. Londres: Centre for Transport Studies.
- Haas, R. y Schipper, L. (1998). Residential energy demand in OECD-countries and the role of irreversible efficiency improvements. *Energy Economics*, 20(4), 421-442.
- Hanly, M., Dargay, J. y Goodwin, P. (2002). *Review of income and price elasticities in the demand for road traffic*. Report 2002/13, Londres: ESRC Transport Studies Unit, University College London.
- Harbord, R.M. y Higgins, J.P.T. (2008). Meta-regression in Stata. *The Stata Journal*, 8(4), 493-519.
- Havranek, T., Irsova, Z. y Janda, K. (2012). Demand for gasoline is more price-inelastic than commonly thought. *Energy Economics*, 34, 201-207.
- Heckman, J.J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, pp. 153-161.
- Howard, R. B., Schipper, L. y Anderson, B. (1993). The structure and trends and intensity of energy use: Trends in five OECD nations. *The Energy Journal*, 14(2), 27-44.

- Hunt, L. C. y Ninomiya, Y. (2003). Unravelling trends and seasonality: A structural time series analysis of transport oil demand in the UK and Japan. *The Energy Journal*, 24(3), 63-96.
- Hunt, L. C. y Ninomiya, Y. (2005). Primary energy demand in Japan: An empirical analysis of long-term trends and future CO₂ emissions. *Energy Policy*, 33(11) 1409-1424.
- Hunt, L. C. y Witt, R. (1995). *An analysis of UK energy demand using multivariate cointegration*. Surrey Energy Economics Discussion paper series, Surrey Energy Economics Centre, No. 86, 1-20.
- Hunt, L. C., Judge, G. y Ninomiya, Y. (2003). Underlying trends and seasonality in UK energy demand: A sectoral analysis. *Energy Economics*, 25(1), 93-118.
- Hunt, L. C., Salgado, C. y Thorpe, A. (2000). The policy of power and the power of policy: Energy policy in Honduras. *The Journal of Energy and Development*, 25(1), 1-36.
- Hunt, L. y Manning, N. (1989). Energy price- and income-elasticities of demand: some estimates for the UK using the cointegration procedure. *Scottish Journal of Political Economy*, 36(2), 183-193.
- Huntington, G. H. (2010). Short- and long-run adjustments in U.S. petroleum consumption. *Energy Economics*, 32(1) 63-72.
- Ibrahim, I. B. y Hurst, C. (1990). Estimating energy and oil demand functions: A study of thirteen developing countries. *Energy Economics*, 12(2), 93-102.
- Ishiguro, M. y Akiyama, T. (1995). *Energy demand in five major Asian developing countries: Structure and prospects*, World Bank Discussion Papers, No. 227, The World Bank, Washington, D.C.
- Iwayemi, A., Adenikinju, A. y Babatunde, A. (2010). Estimating petroleum products demand elasticities in Nigeria: A multivariate cointegration approach. *Energy Economics*, 32(1) 73-85.
- Jabbar, S. A. (2004). Estimation of total energy consumption in Jordan 1980-1999: Evidence from cointegration and stock. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 20(1), 71-82.
- Jones, C. T. (1993). A Single-equation study of U.S. petroleum consumption: The role of model specification. *Southern Economic Journal*, 59(4), 687-700.
- Jorgenson, D. W. y Wilcoxon, P. J. (1993). Energy, the environment, and economic growth. En A. Kneese y J. Sweeney (Eds.), *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, Vol. III, Elsevier NL, Amsterdam, The Netherlands, pp. 1267-1349.
- Kaysers, H. A. (2000). Gasoline demand and car choice: Estimating gasoline demand using household information, *Energy Economics*, 22 (3), 331-348.
- Kouris, G. (1983). Energy consumption and economic activity in industrialized countries - a note. *Energy Economics*, 5(23), 207-212.
- Kulshreshtha, M. y Parikh, J. K. (2000). Modeling demand for coal in India: Vector autoregressive models with cointegrated variables. *Energy*, 25(2), 149-168.
- Kumar, N. P. y Smyth, R. (2007). A panel cointegration analysis of the demand for oil in the Middle East. *Energy Policy*, 35(12), 6258-6265.
- Lee, C. C. y Lee, J. D. (2010). A panel data analysis of the demand for total energy and electricity in OECD countries. *The Energy Journal*, 31(1), 1-24.
- Leesombatpiboon, P. y Joutz, F. L. (2010). Sectoral demand for petroleum in Thailand. *Energy Economics*, 32(1), S15-S25.
- Lenz, H. P., Prüller, S. y Gruden, D. (2003). Means of transportation and their effect on the environment. En D. Gruden (comp.), *The Handbook of environmental chemistry*, parte T, *Traffic and environment*, vol. 3, pp. 107-173.
- Lipse, M. W. y Wilson, D. B. (2001). *Practical Meta-Analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Litman, T. (2005). Efficient vehicles versus efficient transportation: Comparing transportation energy conservation strategies. *Transport Policy*, 12 (2), 121-129.
- Lui, G. (2004). *Estimating energy demand elasticities for OECD countries a dynamic panel data approach*, Discussion Papers, No. 373, 3-27.
- Lutsey, N. P. y Sperling, D. (2007). Canada's Voluntary Agreement on Vehicle Greenhouse Gas Emissions: When the Details Matter, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 12 (7), 474-487.
- Mabey, N., Hall, S., Smith, C. y Gupta, S. (1997). *Argument in the Greenhouse. The International Economics of Controlling Global Warming*. Londres: Routledge.
- Maddala, G. S., Trost, R. P., Li, H. y Joutz, F. (1997). Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 90-100.
- Masih, R. y Masih, A. (1998). Stock-Watson dynamic OLS (DOLS) and error-correction modelling approaches to estimating long- and short-run elasticities in a demand function: New evidence and methodological implications from an application to the demand for coal in mainland China. *Energy Economics*, 18(4), 315-334.
- Medlock III, B. K. (2009). Energy demand theory. En J. Evans y L. C. Hunt (eds.), *International handbook on the economics of energy*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, UK, 89-111.
- Mitchell, T. (2006). *A co-integration analysis of the price and income elasticity of energy demand*, Working Paper, Research Department, Central Bank of Barbados.
- Paga, E. y Birol, F. (1994). An empirical analysis of oil demand in developing countries, *OPEC Review*, 18(1), 25-46.
- Paterson, B.L. y Canam, C. (2001). *Meta-Study of Qualitative Health Research: A Practical Guide to Meta-Analysis and Meta-Synthesis*, Sarge publications, USA.
- Pesaran, M. H. y R. P. Smith (1995). *Alternative approaches to estimating lon-run energy demand elasticities: An Application to Asian developing countries*. En T. Barker, P. Elkins y N. Johnstone (Eds.), *Global warming and energy demand* (pp. 47-105). Londres: Routledge.
- Phillips, J.M. y Goss, E.P. (1995). The effect of state and local taxes on economic development: A meta-analysis, *Southern Economic Journal*, 62, 320-333.
- Prosser, R. D. (1985). Demand elasticities in OECD: Dynamic Aspects, *Energy Economics*, 9(1), 9-12.
- Sa'ad, S. (2011). Underlying energy demand trends in South Korean and Indonesian aggregate whole economy and residential sectors, *Energy Policy*, 39(1), 40-46.
- Sadorsky, P. (2011). Trade and energy consumption in the Middle East, *Energy Economics*, doi:10.1016/j.eneco.2010.12.012.
- Saez, M., Figueiras, A., Ballester, F., Pérez-Hoyos, S., Ocaña, R. and Tobías, A. (2001). Comparing meta-analysis and ecological-longitudinal analysis in time-series studies. A case study of the effects of air pollution on mortality in three Spanish cities. *J Epidemiol Community Health*, 55, 423-432.
- Schäfer, A. y Jacoby, H. (2006). Vehicle technology under CO₂ constraint: A general equilibrium analysis. *Energy Policy*, 34(9), 975-985.
- Schwartz, J. (1994). Air pollution and daily mortality: A review and meta-analysis. *Environ Res*, 64, 36-52.
- Sperling, D. (2004). Environmental impacts due to urban transport. En H. Nakamura, Y. Hayashi y A. D. May (comps.), *Urban transport and the environment. An international perspective* (pp. 99-189), World Conference on Transport Research Society, Institute for Transport Policy Studies, Oxford, Elsevier.

- Stanley, K. J., Hensher, D. A. y Loader, C. (2009). Road transport and climate change: Stepping off the Greenhouse Gas. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, doi:10.1016/j.tra.2009.04.005.
- Stanley, T. D. (2001). Wheat from chaff: Meta-analysis as quantitative literature review. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 131-150.
- Stanley, T. D. (2008). Meta-regression methods for detecting and estimating empirical effects in the presence of publication selection. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 70 (1), 103-127.
- Stanley, T. D. y Doucouliagos, H. (2007). *Identifying and Correcting Publication Selection Bias in the Efficiency-Wage Literature: Heckman Meta-Regression*. Economics Series 2007/11. Deakin University, Faculty of Business and Law, School of Accounting, Economics and Finance.
- Stanley, T. D. y Doucouliagos, H. (2011). *Meta-Regression Approximations to Reduce Publication Selection Bias*. Economics Series 2011/4. Deakin University, Faculty of Business and Law, School of Accounting, Economics and Finance.
- Stanley, T. D. y Doucouliagos, H. (2012). *Meta-Regression Analysis in Economics and Business*. Routledge.
- Stanley, T. D. y Jarrell, S.B. (1989). Meta-regression analysis: a quantitative method of literature surveys. *Journal of Economic Surveys*, 3(2), 161-170.
- Stanley, T. D., (2005). Beyond publication bias. *Journal of Economic Surveys*, 19 (3), 309-345.
- Steenhof, P., Woudsma, C. y Sparling, E. (2006). Greenhouse gas emissions and the surface transport of freight in Canada. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 11(5), 369-376.
- Stern, N. (2007). *The Economics of Climate Change: The Stern Review*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sterne, J. A. C. (2009). *Meta-analysis in STATA: An updated collection from the STATA Journal*, STATA Press.
- Sundqvist, T. (2004). What causes the disparity of electricity externality estimates? *Energy Policy*, 32(15), 1753-66.
- van den Bergh, J. C. J. M., Button, K. J., Nijkamp, P. y Pepping, G. C. (2010). *Meta-Analysis in Environmental Economics*. Springer Science Business Media, B.V.
- Vouyoukas, L. (1995). *Elasticities for OECD aggregate final energy demand*. En T. Barker, P. Ekins y N. Johnstone (Eds.), *Global warming and energy demand* (pp. 172-191). Londres: Routledge.
- Weiss, M. A., Heywood, J. B., Schäfer, A. y Natarajan, V. K. (2003). *A Comparative Assessment of Advanced Fuel Cell Vehicles*, MIT Laboratory for Energy and the Environment Report, MIT LFEE 2003-001 RP.
- WRI (Instituto de los Recursos Mundiales) (2010). Climate Analysis Indicators Tool (CAIT). Version 7.0 [en línea] <http://cait.wri.org>.

Documento recibido en agosto de 2014
y aprobado en febrero de 2015