



ESTUDIOS DEL CAMBIO CLIMÁTICO EN AMÉRICA LATINA

Cambio climático, políticas públicas y demanda de energía y gasolinas en América Latina

Un meta-análisis

Luis Miguel Galindo
Joseluis Samaniego
Jimmy Ferrer Carbonell
José Eduardo Alatorre
Orlando Reyes



NACIONES UNIDAS

C E P A L



cooperación
alemana

DEUTSCHE ZUSAMMENARBEIT

Cambio climático, políticas públicas y demanda de energía y gasolinas en América Latina

Un meta-análisis

Luis Miguel Galindo
Joseluis Samaniego
Jimmy Ferrer Carbonell
José Eduardo Alatorre
Orlando Reyes



Este documento fue preparado por Luis Miguel Galindo, Joseluis Samaniego, Jimmy Ferrer Carbonell, José Eduardo Alatorre y Orlando Reyes, funcionarios de la Unidad de Cambio Climático de la División de Desarrollo Sostenible y Asentamientos Humanos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en el marco de las actividades del proyecto "Reforma fiscal ambiental" (GER/14/004), ejecutado por la CEPAL en conjunto con la Agencia Alemana de Cooperación Internacional (GIZ) y financiado por el Ministerio Federal de Cooperación Económica y Desarrollo de Alemania (BMZ).

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

Índice

Resumen	5
Introducción	7
I. Meta-análisis: marco general.....	9
II. Meta-análisis de la demanda de energía.....	21
III. Meta-análisis de la demanda de gasolinas.....	37
IV. El consumo de energía y gasolina y las políticas públicas.....	51
V. Conclusiones y comentarios generales	57
Bibliografía.....	61

Cuadros

Cuadro 1	Lista de los estudios de las estimaciones utilizadas en la demanda de energía	22
Cuadro 2	Elasticidades ingreso y precio promedio de corto y largo plazos de la demanda de energía	23
Cuadro 3	Resultado del meta-análisis de la elasticidad ingreso de la demanda de energía	24
Cuadro 4	Resultado del meta-análisis de la elasticidad precio de la demanda de energía	24
Cuadro 5	Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad ingreso de la demanda de energía	27
Cuadro 6	Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad precio de la demanda de energía	27
Cuadro 7	Prueba de sesgo de publicación.....	28
Cuadro 8	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía corregida por sesgo	28
Cuadro 9	Descripción de las de variables incluidas en la meta-regresión.....	29
Cuadro 10	Meta-regresión: determinantes de la elasticidad ingreso de la demanda de energía	30
Cuadro 11	Meta-regresión: determinantes de la elasticidad precio de la demanda de energía	32

Cuadro 12	Resumen de las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía	34
Cuadro 13	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía por región	34
Cuadro 14	Elasticidad ingreso y precio según la especificación de la demanda de energía	35
Cuadro 15	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de energía por método de estimación.....	35
Cuadro 16	Estudios incluidos en el meta análisis de la demanda de gasolina.....	37
Cuadro 17	Estadísticas de las elasticidades de la demanda de gasolina en la literatura internacional.....	38
Cuadro 18	Resultado del meta-análisis de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolina.....	38
Cuadro 19	Resultado del meta-análisis de la elasticidad precio de la demanda de gasolina.....	39
Cuadro 20	Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolina.....	42
Cuadro 21	Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad precio de la demanda de gasolina.....	42
Cuadro 22	Prueba de sesgo de publicación.....	42
Cuadro 23	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina corregida por sesgo	43
Cuadro 24	Descripción de las de variables incluidas en la meta-regresión.....	44
Cuadro 25	Meta-regresión: determinantes de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas	45
Cuadro 26	Meta-regresión: determinantes de la elasticidad precio de la demanda de gasolinas	46
Cuadro 27	Resumen de las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolina	47
Cuadro 28	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina por región	47
Cuadro 29	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina considerando el parque vehicular.....	48
Cuadro 30	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina considerando precios de sustitutos	48
Cuadro 31	Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina por método de estimación.....	49
Gráficos		
Gráfico 1	Distribución de las estimaciones de elasticidad ingreso de la demanda de energía	25
Gráfico 2	<i>Funnel plot</i> de las elasticidades ingreso de la demanda de energía	25
Gráfico 3	Distribución de las estimaciones de elasticidad precio de la demanda de energía	26
Gráfico 4	<i>Funnel plot</i> de las elasticidades precio de la demanda de energía	26
Gráfico 5	Distribución de las estimaciones de elasticidad ingreso de la demanda de gasolina	39
Gráfico 6	Distribución de las estimaciones de elasticidad precio de la demanda de gasolina.....	40
Gráfico 7	<i>Funnel plot</i> de las elasticidades ingreso de la demanda de gasolina	41
Gráfico 8	<i>Funnel plot</i> de las elasticidades precio de la demanda de gasolina	41
Gráfico 9	PIB per cápita, consumo de energía per cápita y emisiones de CO ₂ per cápita en América Latina, 2011	52
Gráfico 10	Concentraciones promedio de PM10 y PM2.5 en ciudades de América Latina, 2011	54
Gráfico 11	Tasa de motorización y PIB per cápita para América Latina y países desarrollados.....	55

Resumen

El objetivo de este estudio es analizar e identificar un valor medio y los orígenes de la variación en las estimaciones empíricas de las elasticidades ingreso y precio de corto y largo plazos de la demanda de energía y gasolina y derivar de estos valores algunas conclusiones de política pública. Los principales resultados obtenidos muestran que existe un sesgo de publicación en las elasticidades ingreso y precio reportas en la literatura y que, corrigiendo por este sesgo, la elasticidad ingreso de corto y largo plazos de la demanda de energía se ubican, en alrededor, de 0,39 y 0,57 respectivamente y que las elasticidades precio de corto y largo plazo se encuentran entre -0,17 y -0,21, respectivamente. En el caso de la demanda de gasolinas los resultados muestran que la elasticidad ingreso de corto y largo plazo se encuentra entre 0,26 y 0,46, respectivamente, mientras que la elasticidad precio de corto y largo plazo se encuentran entre -0,10 y -0,31, respectivamente. La evidencia disponible muestra además que la volatilidad de las estimaciones ingreso y precio no se debe exclusivamente a errores de muestro y que existen factores sistemáticos que explican estas diferencias. Se observa también que las elasticidades ingreso son mayores en América Latina que en los países de la OCDE (excluyendo México y Chile) y que las elasticidades precio es negativa y significativa pero menos elástica en América Latina que en la OCDE (nuevamente excluyendo Chile y México). Estos resultados sugieren, desde la óptica de la política pública, que un alto ritmo de crecimiento económico en América Latina vendrá acompañado de un rápido crecimiento del consumo de energía y de la gasolina con sus consecuentes externalidades negativas; asimismo, la baja elasticidad precio de la demanda de energía y de la gasolina refleja la escasa presencia de bienes sustitutos al transporte privado y el escaso proceso de innovación tecnológica en la región. La baja sensibilidad de la demanda de energía y gasolinas al precio indica que un impuesto a estos bienes, en un entorno de rápido crecimiento económico, será insuficiente para controlar el crecimiento del consumo con sus consecuentes externalidades negativas en contaminación y cambio climático. De este modo, resulta fundamental identificar apropiadamente las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía y de gasolinas para construir escenarios y estimar los impactos potenciales de las políticas públicas.

Palabras clave: demanda de energía y gasolina, elasticidades ingreso y precio, meta-análisis y políticas públicas.

Introducción

La demanda de energía y de gasolinas es consustancial a las economías modernas; sin embargo, su consumo genera y contribuye a un conjunto de externalidades negativas tales como la contaminación atmosférica, accidentes viales y el cambio climático. En este sentido, existe una estrecha relación entre las emisiones de gases de efecto invernadero que se generan, como un efecto colateral, del consumo de energía de las actividades económicas. Así, se observa que la generación y consumo de energía y de gasolinas son dos de las principales fuentes de emisiones de CO₂. Por ejemplo, se estima que el sector energía genera, aproximadamente, el 73% de las emisiones globales de Gases de Efecto Invernadero (GEI) (WRI, 2014)¹. En este sentido, cualquier estrategia para controlar las emisiones de gases de efecto invernadero requiere como un componente esencial una estrategia para controlar e inducir la demanda de energía y gasolinas.

La evolución de la demanda de energía y gasolinas es ciertamente consecuencia de una compleja matriz de factores e interacciones. Sin embargo, la demanda de energía, como cualquier otra demanda, es sensible a la evolución del ingreso o el gasto y a los precios relativos. Así, existe una amplia literatura económica donde se estiman diversas elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía y de gasolinas para distintos períodos, regiones y con métodos diversos. El conjunto de estos resultados muestran una fuerte heterogeneidad que ocasiona una fuerte incertidumbre desde la óptica de la política pública al momento de elaborar escenarios o simular los potenciales impactos, por ejemplo, de alguna estrategia impositiva.

De este modo, el principal objetivo de este documento es analizar e identificar un valor medio de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía y gasolinas con base en un meta-análisis, considerar las posibles factores que inciden de manera sistemática en la volatilidad de estas estimaciones y la posible presencia de un sesgo de publicación. Ello permite hacer algunas inferencias de política pública para América Latina y argumentar sobre la importancia para propósitos de política pública de identificar apropiadamente estas elasticidades (Stern, 2008).

El trabajo se divide en seis secciones. La primera es, obviamente, la introducción; la segunda sección presenta un marco general del método del meta-análisis para identificar la magnitud promedio de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía y gasolinas. En la tercera y cuarta sección se presentan los resultados del meta-análisis y las meta-regresiones 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 y gasolinas respectivamente. En la quinta sección se presentan algunas consideraciones de política pública sobre el consumo de energía y gasolinas a partir de los resultados encontrados en los meta-análisis. Finalmente, en la sexta sección se presentan las conclusiones y comentarios generales.

¹ Instituto de Recursos Mundiales (WRI), Climate Analysis Indicators Tool (CAIT) 2.0. ©2014. Washington, D.C. [en línea] <http://cait2.wri.org>.

I. Meta-análisis: marco general

El análisis y una síntesis de estas distintas elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolinas y energía, su volatilidad y posible sesgo de publicación puede realizarse con base en un meta-análisis. El meta-análisis² es el análisis estadístico del conjunto de estudios empíricos y resultados sobre un tema obtenidos en diversos estudios, incorporando toda la información disponible, para identificar características comunes y sus fuentes de heterogeneidad (Glass, *et al.*, 1981; Stanley, 2001; Lipsey y Wilson, 2001). En este sentido, cada estudio tiene estimado un efecto³ (θ_i) (*size effect o treatment effect*) y una varianza ($V_{\theta i}$) correspondiente. Con base en estos estadísticos es posible entonces obtener una media ponderada que se le conoce como el efecto síntesis (*summary size effect*) de los estudios donde normalmente se le asigna más peso a los estudios más precisos y donde esta precisión se asocia con el error estándar del efecto⁴ (Lipsey y Wilson, 2001).

Así, el peso ponderado para cada estudio se define como:

$$(1) \quad W_i = \frac{1}{V_{\theta i}}$$

Donde $V_{\theta i}$ es la varianza de cada estudio i . De este modo, la media ponderada o efecto medio del conjunto de los estudios se obtiene entonces como la suma de cada uno de los efectos multiplicado por su peso ponderado que es dividido por la sumatoria de los pesos:

$$(2) \quad \mu = \frac{\sum_{i=1}^k W_i \theta_i}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

La varianza del efecto de síntesis del meta-análisis ($-\mu-$ *summary effect*) se estima como el recíproco de la sumatoria de los pesos ponderados:

² Existen también críticas al meta análisis donde destacan las dificultades de combinar diversos resultados que ocasiona una variabilidad de resultados artificial (Lipsey y Wilson, 2001).

³ Es común que el objetivo del meta-análisis 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).

⁴ Existen también meta-análisis multivariados (Lipsey y Wilson, 2001).

$$(3) \quad V_{\mu} = \frac{1}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

De donde la desviación estándar del efecto medio se define como (Hedges y Olkin, 1985):

$$(4) \quad \sigma_{\mu} = \sqrt[2]{V_{\mu}}$$

Ello permite obtener los intervalos de confianza (al 95%):

$$(5) \quad \mu \pm 1.96 * \sigma_{\mu}$$

Así, la prueba Z de significancia estadística, al 95% de significancia, con la hipótesis nula de que el efecto medio es cero es:

$$(6) \quad Z = \frac{\mu}{\sigma_{\mu}}$$

La prueba P de significancia estadística con dos colas se define como:

$$(7) \quad P=2(1-(\phi(|z|)))$$

Donde $P(\phi)$ es la distribución acumulada normal estándar⁵.

En el meta-análisis es común (Stanley, 2001; Knapp y Hartung, 2003; Hartung, Knapp y Sinha, 2008) que el análisis se concentre en el “tamaño del efecto” (*effect size*) dado por la diferencia entre dos medias⁶:

$$(8) \quad D = \mu_1 - \mu_2$$

Donde $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, n_1$ y n_2 son las medias (normalmente del grupo experimental y de control), las desviaciones estándar y los tamaños de muestra del grupo experimental y de control (Stanley, 2001). La varianza de la diferencia entre dos medias se obtiene en el caso donde los grupos independientes y asumiendo que las desviaciones estándar de los dos grupos son similares ($\sigma_1=\sigma_2=\sigma$) (Hedges y Olkin, 1985) como:

$$(9) \quad V_D = \frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2} \sigma^2$$

Con:

$$(10) \quad \sigma = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)\sigma_1^2 + (n_2 - 1)\sigma_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

En el caso de que las desviaciones estándar de los dos grupos sean diferentes $\sigma_1 \neq \sigma_2$ entonces la varianza se define como (Hedges y Olkin, 1985):

$$(11) \quad V_D = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

⁵ Es posible eliminar valores extremos (Windsorizing), por ejemplo, a través de darles valores iguales a 2 o 3 desviaciones estándar y de una corrección con base en el coeficiente de correlación (Lipsey y Wilson, 2001).

⁶ Conocida como la *d* de Cohen (1987).

En ambos casos la desviación estándar se define como:

$$(12) \quad \sigma_D = \sqrt[2]{V_D}$$

Es además común utilizar una diferencia de medias⁷ estandarizada (Hartung, Knapp y Sinha, 2008):

$$(13) \quad d = \frac{\mu_e - \mu_c}{\sigma_d}$$

Se puede obtener una buena aproximación de la varianza como:

$$(14) \quad V_d = \frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2} + \frac{d^2}{2(n_1 + n_2)}$$

Con su error estándar respectivo:

$$(15) \quad \sigma_d = \sqrt[2]{V_d}$$

Adicionalmente, es común aplicar una corrección a la varianza estimada para reducir el sesgo potencial (pasando de la d a la g de hedges) (Hedges y Olkin, 1985). Así, el factor de corrección de g de Hedges (Hedges y Olkin, 1985; Hartung, Knapp y Sinha, 2008) se define como:

$$(16) \quad J = 1 - \frac{3}{4df - 1}$$

Donde df son los grados de libertad.

Los estadísticos corregidos de media, varianza y desviación estándar son:

$$(17) \quad g = J * d$$

$$(18) \quad V_g = J^2 - V_d$$

$$(19) \quad \sigma_g = \sqrt[2]{V_g}$$

El factor de corrección es siempre menor que uno y por tanto la varianza de g es menor que la varianza inicialmente estimada (Hedges y Olkin, 1985).

El tamaño de este efecto, en una distribución homogénea de la población, solo difiere por un error de muestreo. Ello se analiza con la Q donde el rechazo de la hipótesis nula de homogeneidad indica que la variabilidad entre los *size effects* solo se origina por el error de muestreo.

El modelo derivado de una distribución homogénea supone el modelo de efectos fijos de modo que el *size effect* refleja el efecto poblacional con un término de error aleatorio. Sin embargo, puede considerarse que persisten diferencias sistemáticas a considerar (Lipsey y Wilson, 2001). Al rechazar la hipótesis nula existen tres opciones: i) suponer que el error entre estudios es aleatorio, ii) suponer que el modelo de efectos fijos es correcto pero que existen errores sistemáticos que pueden identificarse, iii) suponer que el error tiene algo de sistemático y algo de aleatorio.

El meta-análisis utiliza para obtener un coeficiente síntesis de los efectos individuales a los modelos de efectos fijos o aleatorios. El modelo de efectos fijos (conocido también como *common effect model*) implica que existe un sólo efecto verdadero y por tanto las diferencias entre los distintos estudios son sólo consecuencia de un error de muestreo. Por su parte, el modelo de efectos aleatorios supone que el verdadero

⁷ Conocida como la d de Cohen (Hedges y Olkin, 1985; y Borenstein, *et al.*, 2009).

efecto puede variar entre estudios ya que existen diferencias de especificación, de muestra, de períodos de estimación, de métodos (Stanley, 2001). En este sentido, la diferencia entre los modelos es que la varianza, en el caso de efectos fijos es la varianza dentro de los estudios (*within*) mientras que en el modelo de efectos aleatorios la varianza es la varianza dentro de los estudios (*within*) más la varianza entre estudios (τ^2).

Así, en el modelo de efectos fijos, el efecto observado (θ) de cualquier estudio es el verdadero efecto o media poblacional (γ) más un término de error:

$$(20) \quad \theta_i = \gamma + \varepsilon_i$$

La ponderación en el modelo de efectos comunes se define como:

$$(21) \quad W_i = \frac{1}{V_{\theta_i}}$$

Así, la media, la varianza y la desviación estándar ponderados en el modelo de efectos fijos o de efectos comunes y los intervalos de confianza al 95% se obtienen como (Hedges y Olkin, 1985):

$$(22) \quad \mu = \frac{\sum_{i=1}^k W_i \theta_i}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

$$(23) \quad V_{\mu} = \frac{1}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

$$(24) \quad \sigma_{\mu} = \sqrt{V_{\mu}}$$

$$(25) \quad \mu \pm 1.96 * \sigma_{\mu}$$

En el modelo de efectos aleatorios los coeficientes de los estudios difieren como consecuencia de que utilizan especificaciones, muestras, métodos y períodos diferentes y por tanto no se supone que el efecto es el mismo en todos los casos. Esto es, el modelo de efectos aleatorios supone que cada *size effect* difiere de la media poblacional por un error de muestreo y otro valor que representa otras fuentes de variabilidad que se distribuyen aleatoriamente (Lipsey y Wilson, 2001).

De este modo, la desviación entre el coeficiente estimado en cada estudio (θ_i) con respecto a la media promedio (γ) corresponde a la desviación del efecto observado en el estudio con respecto al valor del verdadero efecto (δ_i) más el término de error (ε_i) (Hedges y Olkin, 1985):

$$(26) \quad \theta_i = \gamma + \delta_i + \varepsilon_i$$

Así, para identificar la distancia entre el efecto observado (θ) y la media global se requiere identificar la varianza de δ_i y ε_i . De este modo, la ponderación de los estudios en el modelo de efectos aleatorios requiere un estimado de la varianza que incluye tanto a la varianza dentro de los estudios más la varianza estimada entre los estudios o de error debido a la muestra (Hedges y Olkin, 1985). Existen diversos métodos para estimar la varianza originada en los efectos aleatorios (Lipsey y Wilson, 2001):

$$(27) \quad V^* = V_{\theta_i} + T^2$$

Donde T representa la estimación de la variable conocida como tau (tau (τ) o la varianza (τ^2)) (Hedges y Olkin, 1985) que corresponde a la desviación estándar de la distribución de los efectos observados verdaderos entre los estudios⁸ y que se estima, por el método de momentos (conocido también como el método de DerSimonian y Laird, 1986) (Hedges y Olkin, 1985) como:

⁸ Que es la misma para todos los estudios.

$$(28) \quad T^2 = \frac{A - df}{B}$$

Donde:

$$(29) \quad A = \sum_{i=1}^k W_i \theta_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^k W_i \theta_i)^2}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

$$(30) \quad B = \sum_{i=1}^k W_i - \frac{\sum_{i=1}^k W_i^2}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

Con $df = k - 1$, donde k es el número de estudios.

De este modo, la ponderación de los estudios en el modelo de efectos aleatorios corresponden a:

$$(31) \quad W_i^* = \frac{1}{V_{\theta i}^*}$$

La media ponderada es:

$$(32) \quad \mu^* = \frac{\sum_{i=1}^k W_i^* \theta_i}{\sum_{i=1}^k W_i^*}$$

La varianza del efecto sintetizado (*summary effect*) es:

$$(33) \quad V_{\mu^*} = \frac{1}{\sum_{i=1}^k W_i^*}$$

El error estándar es:

$$(34) \quad \sigma_{\mu^*} = \sqrt{V_{\mu^*}}$$

Los intervalos de confianza al 95% son:

$$(35) \quad \mu^* \pm 1.96 * \sigma_{\mu^*}$$

Así, la prueba Z de significancia estadística, al 95% de significancia, con la hipótesis nula de que el efecto medio es cero se define como:

$$(36) \quad Z^* = \frac{\mu^*}{\sigma_{\mu^*}}$$

La prueba P^* con dos colas corresponde a:

$$(37) \quad P^* = 2[1 - (\varphi(Z^*/))]$$

En general el modelo de efectos aleatorios pondera los estudios de manera más uniforme y los intervalos de confianza son más grandes (Hedges y Olkin, 1985).

En este sentido, el significado de los modelos de efectos fijos y de efectos variables en el contexto del meta-análisis es diferente. Esto es, en el modelo de efectos fijos o comunes se supone que el efecto real es el mismo en todos los estudios y las diferencias se deben exclusivamente al error de muestreo y por tanto el efecto resumen (*summary effect*) es el estimado del efecto común en todos los estudios. Por su parte, en el modelo de efectos aleatorios se supone que el efecto verdadero es diferente entre los estudios y por tanto el análisis incluye a una muestra aleatoria de los efectos que pueden observarse. De este modo, el efecto resumen (*summary effect*) es la media de estos efectos.

Así, es importante identificar el patrón de la distribución de los efectos estimados; en particular, la variabilidad o heterogeneidad⁹ en los coeficientes (*size effects*) analizados. La variabilidad observada incluye tanto la varianza de los efectos verdadero y la varianza de los efectos observados; de este modo, la varianza observada es en parte espuria porque incluye la volatilidad de los efectos reales (heterogeneidad) y el término de error (Hedges y Olkin, 1985). De este modo, se busca aislar la heterogeneidad o varianza real¹⁰ considerando: la varianza observada, la varianza esperada y con ello, estimando entonces, el exceso de volatilidad.

Un indicador inicial de esta volatilidad se estima¹¹ como la desviación de cada efecto con respecto a la media al cuadrado ponderado por la inversa de la varianza¹².

$$(38) \quad Q = \sum_{i=1}^k W_i (\theta_i - \mu)^2$$

En su forma computacional se define como (Hedges y Olkin, 1985 y Lipsey y Wilson, 2001):

$$(39) \quad Q = \sum_{i=1}^k W_i \theta_i^2 + \frac{(\sum_{i=1}^k W_i \theta_i)^2}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

Es posible además estimar el valor esperado del estadístico Q bajo el supuesto de que todos los estudios comparten un efecto común y por tanto toda la variación esperada se debe exclusivamente al error de muestreo que corresponde entonces a los grados de libertad (Hedges y Olkin, 1985).

$$(40) \quad df = k - 1$$

Donde k representa el número de *size effects* (Lipsey y Wilson, 2001).

En este sentido, el estadístico Q representa la variación observada y df es la variación esperada de donde el exceso de variación se representa entonces como (Hedges y Olkin, 1985):

$$(41) \quad ev = Q - df$$

La hipótesis nula es que todos los estudios comparten un efecto común y el estadístico se distribuye como una χ^2 con $k-1$ grados de libertad con su valor de la prueba P respectivo.

La varianza de los efectos verdaderos no es posible estimarse directamente, sin embargo, es posible estimarse a través de los efectos observados. Esto es, el parámetro τ^2 (*tau square*) que se define como la varianza de los efectos verdaderos puede aproximarse¹³ a través de T^2 (Hedges y Olkin, 1985) que representa la dispersión de los efectos verdaderos en una escala estandarizada:

$$(42) \quad T^2 = \frac{Q - df}{C}$$

Donde:

$$(43) \quad C = \sum_{i=1}^k W_i - \frac{\sum_{i=1}^k W_i^2}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

⁹ La heterogeneidad se refiere a la dispersión de los valores reales (Hedges y Olkin, 1985).

¹⁰ Es común identificar la heterogeneidad con el estadístico I^2 y/o con la Q de Cochran (Sterne, 2009) que es muy sensible al número de datos.

¹¹ Esto se conoce como la suma ponderada al cuadrado (*Weighted Sum of Squares* –WSS–) (Hedges y Olkin, 1985).

¹² Esto es, la suma ponderada de las diferencias con respecto a la media de los k estudios se distribuye como una $\chi^2(k-1)$ (DerSimonian y Laid, 1986; Sterne, 2009).

¹³ El verdadero estimador τ^2 (*tau square*) nunca puede ser menor que cero pero T^2 puede ser menor que cero aunque en todo caso solo se considera igual a cero (Hedges y Olkin, 1985).

La estimación de T^2 permite asignar pesos específicos en el modelo de efectos aleatorios definidos en las ecuaciones (31) a (36) con base en el método de momentos (Hedges y Olkin, 1985):

$$(44) \quad W_i^* = \frac{1}{V_{\theta_i}^*} = \frac{1}{V_{\theta_i} + T^2}$$

El estadístico normalizado para reflejar la razón del exceso de dispersión con respecto al total de la dispersión (Higgins, *et al.*, 2003) se define¹⁴ como:

$$(45) \quad I^2 = \left(\frac{Q - df}{Q} \right) * 100\% = \left(\frac{\tau^2}{\tau^2 + T^2} \right) * 100\%$$

Donde I^2 oscila¹⁵ entre 1 y -1. Un valor cercano a cero implica que casi toda la varianza observada o dispersión se atribuye a un error aleatorio por lo que no es posible buscar explicar esta varianza. Por el contrario, un estadístico I^2 substancialmente diferente de cero implica que parte de la varianza es real y puede potencialmente ser explicado por un subgrupo o una meta regresión (Hedges y Olkin, 1985).

El análisis de la posible diferencias estadísticamente significativas entre distintos subgrupos del total de la muestra puede realizarse atendiendo a la prueba Z que se define considerando dos grupos A y B como:

$$(46) \quad D = \mu_B - \mu_A$$

Y la prueba de significancia estadística se define como:

$$(47) \quad Z_D = \frac{D}{\sigma_D}$$

Donde la desviación estándar es:

$$(48) \quad \sigma_D = \sqrt{V_{\mu_A} + V_{\mu_B}}$$

La prueba de hipótesis es:

$$H_0 = \theta_A - \theta_B$$

El valor de la prueba¹⁶ P de probabilidad con dos colas es:

$$(49) \quad P = 2[1 - (\varphi(Z))]$$

Donde $\varphi(Z)$ es la distribución acumulativa normal estándar.

El análisis considera tres casos:

- i) Modelo de efectos fijos.
- ii) Modelo de efectos aleatorios, utilizando estimaciones separadas de τ^2 de cada sub-muestra.
- iii) Modelo de efectos aleatorios con estimaciones mixtas juntando los sub-grupos para estimar τ^2 .

El análisis de las medias entre r sub-grupos se puede realizar con base en la prueba de Q de varianza. Así, la varianza total (con respecto a la media global) se divide en la varianza dentro de los grupos (*within*) y la varianza entre los grupos definidos como:

¹⁴ Se consideran valores de 25%, 50% y 75% como bajos moderados y altos (Higgins, *et al.*, 2003).

¹⁵ I^2 es el porcentaje de heterogeneidad entre los estudios que se atribuye a la variabilidad real de los coeficientes más que a la variación muestral (Higgins y Thompson, 2002; Sterne, 2009).

¹⁶ Este valor es igual a la raíz cuadrada de la prueba Q (Hedges y Olkin, 1985).

$$(50) \quad Q_{within} = \sum_{i=1}^r Q_j$$

$$(51) \quad Q_{grupo} = Q - Q_{within}$$

Donde Q_{grupo} es la suma ponderada del cuadrado de las desviaciones de los subgrupos sobre la media global y donde este estadístico se distribuye con una X^2 con $r-1$ grados de libertad (con su prueba de P respectiva).

La meta-regresión¹⁷ pretende entonces identificar la presencia de patrones regulares en la heterogeneidad entre estudios (Sterne, 2009) dividiendo entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios.

El modelo de efectos fijos supone que existe un solo efecto verdadero de θ_i dado como:

$$(52) \quad y_i \sim N(\theta, \sigma_i^2) \text{ ó } y_i = \theta + e_i$$

El modelo de efectos aleatorios permite que los efectos verdaderos varíen entre estudios bajo el supuesto de que se distribuyen normalmente.

$$(53) \quad y_i \sim N(\theta, \sigma_i^2 + \tau^2) \text{ ó } y_i = \theta + \omega_i + e_i$$

Donde τ^2 es la varianza entre estudios. La regresión¹⁸ del meta-análisis utiliza entonces la información de los coeficientes (o *size effects*) para realizar inferencias sobre el conjunto de los estudios y donde la significancia estadística del coeficiente obtenido de la meta-regresión puede hacerse a través de la prueba Z que se define para el modelo¹⁹ de efectos fijos y aleatorios como:

$$(54) \quad Z = \frac{\beta}{\sigma_\beta}$$

$$(55) \quad Z^* = \frac{\beta^*}{\sigma_{\beta^*}}$$

Donde, Z sigue una distribución normal y en donde en el modelo de efectos aleatorios se utiliza la distribución t (Hedges y Oklin, 1985) o los valores P sugeridos por Knapp y Hartung (2003).

Para analiza la significancia estadística de varios parámetros simultáneamente se puede utilizar la prueba Q . El estadístico Q considera la dispersión de los estudios sobre la media total²⁰ y se divide en la Q_{resid} que representa la distancia, al cuadrado, de los estudios con respecto a la línea de regresión y Q_{exp} que es la parte explicada por el modelo de regresión. Así, la prueba Q se compara con respecto a sus grados de libertad (Hedges y Olkin, 1985). De este modo el estadístico del coeficiente de determinación de la meta-regresión se define como:

$$(56) \quad R^2 = \frac{T_{exp}^2}{T_{tot}^2} = 1 - \left(\frac{T_{nexp}^2}{T_{tot}^2} \right) = 1 - \left(\frac{T_{dentro}^2}{T_{tot}^2} \right)$$

Donde el R^2 define la varianza entre grupos; T_{dentro}^2 es la varianza dentro de los estudios y T_{tot}^2 es la varianza total que incluye la varianza dentro de los estudios más la varianza entre estudios (Hedges y Olkin, 1985).

¹⁷ Es común estimar la regresión utilizando el método máxima verosimilitud restringida (REML).

¹⁸ La regresión del meta-análisis pondera y determina los grados de libertad de manera específica por lo que es necesario utilizar *software* específico. Se recomienda diez estudios por cada variable (Hedges y Olkin, 1985).

¹⁹ La diferencia entre los modelos es que la varianza en el modelo de efectos fijos es la varianza dentro de los estudios (*within*) y en el modelo aleatorio es la varianza dentro de los estudios (*within*) más la varianza entre estudios (Hedges y Olkin, 1985).

²⁰ Normalmente se enumera como la suma ponderada del cuadrado de las desviaciones (Hedges y Olkin, 1985).

Los intervalos de confianza al 95% se definen como:

$$(57) \quad \beta_i \pm 1.96 * \sigma_{\beta}$$

De este modo, las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía y gasolinas pueden presentar un exceso de volatilidad que no es consecuencia únicamente de un error de muestreo y un sesgo de publicación (Havranek, *et al.*, 2012). Esto es, resulta común encontrar que la volatilidad de las estimaciones es más amplia de lo esperado y se distribuye asimétricamente y que, además, existe un sesgo a publicar artículos con valores que resultan más consistentes con la teoría económica o con valores de estudios previos (Lipsey y Wilson, 2001, Havanreck, *et al.*, 2012).

El análisis de la meta-regresión (MTA) permite identificar los factores sistemáticos que inciden en la volatilidad de las estimaciones y el sesgo de publicación. Existen diversos tipos de estimaciones de meta-regresiones, dependiendo de los supuestos que se adopten sobre los orígenes, el comportamiento de la volatilidad y de la presencia potencial del sesgo de publicación. En este caso, se reportan las estimaciones de efectos fijos, efectos aleatorios, las estimaciones por el método de Huber-White que permite corregir problemas de heteroscedasticidad y auto correlación debido a *clusters* (Abreu, *et al.*, 2005) y el modelo de efectos mixtos estilo Heckman que corrige por el potencial sesgo en las publicaciones (Hedges, 1992; Vevea y Hedges, 1995). Las estimaciones son además ponderadas por la inversa de la desviación estándar para reducir problemas de heterocedasticidad (Lipsey y Wilson, 2001). Cada uno de estos métodos de estimación presenta algunas limitaciones. Por ejemplo, los modelos de efectos fijos, aleatorios, mixto y de Huber-White utilizan diversos supuestos bastante restrictivos (Abreu, *et al.*, 2005). Asimismo, la significancia estadística de los modelos de efectos fijos y mixtos debe tomarse con precaución y la estimación con Huber-White no utiliza de forma eficiente toda la información disponible (Abreu, *et al.*, 2005).

En este estudio se optó por utilizar una meta-regresión de tipo Heckman basada en el modelo de efectos mixtos que corrige por el sesgo de publicación (Stanley, 2008; Doucouliagos y Stanley, 2009; van den Bergh, *et al.*, 2010; Cumming, 2012; Havranek, *et al.*, 2012). Asimismo se reportan las estimaciones de efectos fijos y aleatorios y de Huber y White como referencia. El análisis de la meta-regresión (MRA) permite entonces identificar y cuantificar la presencia de este sesgo de publicación y de los factores que influyen de forma sistemática en la volatilidad (Stanley, 2008; Havranek, *et al.*, 2012; Harbord y Higgins, 2008; van den Bergh, *et al.*, 2010). Así, el efecto (*size effect*) puntual de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de energía y gasolinas se obtienen de un modelo de regresión representado en la ecuación (58) (Stanley y Jarrel, 1989; Paterson y Canam, 2001):

$$(58) \quad Y = X\beta + \epsilon$$

Donde Y es un vector (nx1) que contiene las variables independientes (i.e. la demanda de energía y gasolina), X es un vector (nxm) de las variables explicativas, β es el vector (mx1) de coeficientes estimados y ϵ es un vector (nx1) del termino de error.

De este modo, el conjunto de elasticidades estimadas se distribuyen aleatoriamente, en ausencia de sesgo de publicación, en torno al valor real de la elasticidad, con independencia del error estándar (ecuación (59)) (Doucouliagos y Stanley, 2009, Stanly, 2008):

$$(59) \quad b_i = \beta_0 + w_i$$

Donde b_i representa las elasticidades estimadas, β_0 representa el valor real de la elasticidad y w_i es el término de error.

En el caso en que las elasticidades estimadas presenten un sesgo de publicación entonces es posible utilizar una meta-regresión con efectos mixtos y el procedimiento en dos etapas de Heckman (Havranek, *et al.*, 2012). Esto es, el procedimiento en dos etapas del tipo Heckman para controlar la presencia del sesgo 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; Sanley, 2008; Angrist y Pischke, 2009; Stanley y Doucouliagos, 2012). En la meta-regresión no se dispone de un contra-factual pero puede aprovecharse la heterogeneidad de la

desviación estándar para identificar a la ecuación econométrica substituyendo con ello a la razón inversa de Mills (Stanley, 2008). Esto es, puede argumentarse que la media condicional del método de Heckman en dos etapas es una función compleja de la desviación estándar²¹ y que, como lo muestran las gráficas de embudo (*funel plots*) existe en el meta-análisis una relación sistemática entre el efecto estimado y la precisión (aproximada por la desviación estándar) (Doucouliagos y Stanley, 2009).

De este modo, la ecuación (59) puede reformularse²², ante la presencia de sesgo de publicación, incluyendo tanto el valor real de la elasticidad como el sesgo de publicación (ecuación (60)) (Stanly, 2008; Doucouliagos y Stanley, 2009; Havranek, *et al.*, 2012):

$$(60) \quad b_i = \beta_0 + \beta_1 * SE(b_i) + u_i, u_i/SE(b_i) \sim N(0, \delta^2)$$

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 (60) se estima por mínimos cuadrados ponderados por la desviación estándar para reducir posibles problemas de heterocedasticidad (Havranek, *et al.*, 2012; Stanley, 2008). Ello se representa en la ecuación (61) donde se identifica el sesgo de publicación en el coeficiente β_1 . Esta ecuación permite además observar la significancia estadística, eliminado el sesgo de publicación, del efecto o la elasticidad real que corresponde al coeficiente β_0 pero no su valor específico ya que simulaciones Monte Carlo han mostrado que su valor tiene un sesgo a la baja (Stanley, 2008; Stanley y Doucouliagos, 2012).

$$(61) \quad \frac{b_i}{SE(b_i)} = t_i = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_i)} + \beta_1 + \xi_i, \xi_i/SE(b_i) \sim N(0, \sigma^2)$$

La ecuación (61) puede entonces modificarse para incorporar la presencia de volatilidad de las estimaciones entre estudios (ecuación (62)) (Havranek, *et al.*, 2012). La ecuación (62) 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).

$$(62) \quad t_{ij} = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_{ij})} + \beta_1 + \xi_j + \epsilon_{ij}, \xi_j/SE(b_{ij}) \sim N(0, \psi), \epsilon_{ij}/SE(b_{ij}), \xi_j \sim N(0, \theta)$$

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*). La varianza de estos dos errores se suma ya que se consideran independientes.

Así, la magnitud real de la elasticidad media (β_0) se puede estimar con una ecuación aumentada conocida como la meta-regresión de Heckman por efectos mixtos que contiene una parte de efectos fijos capturada en β_1 y una parte aleatoria (ζ_i)²³ (Stanley y Doucouliagos y 2012) y donde se asume que la relación entre los errores estándar y el sesgo de publicación es cuadrática (Stanley y Doucouliagos, 2007):

$$(63) \quad t_{ij} = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_{ij})} + \beta_1 SE + \xi_j + \epsilon_{ij}, \xi_j/SE(b_{ij}) \sim N(0, \psi), \epsilon_{ij}/SE(b_{ij}), \xi_j \sim N(0, \theta)$$

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 (64) (Phillips y Goss, 1995; van den Bergh y otros 2010; Havranek, *et al.*, 2012).

²¹ Véase la demostración en Stanley y Doucouliagos (2012).

²² 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)).

²³ Es similar a un modelo aleatorio de datos panel (Havranek, *et al.*, 2012).

$$(64) \quad t_{ij} = \frac{\beta_0 * 1}{SE(b_{ij})} + \beta_1 + \sum_{k=1}^k \alpha_k Z_{ik} + \xi_j + \epsilon_{ij}$$

Donde β_1 representa el sesgo de publicación, α_k son los coeficientes del vector Z_{ik} de la meta-regresión que incluye las variables que inciden en la volatilidad y que no están correlacionadas con el proceso de selección de los estudios (Doucouliagos y Stanley, 2009; Stanley y Jarrel, 1989). El subíndice i indica el valor que toma la variable en cada estudio i . En este estudio 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 inclusión de la flota vehicular, en tercer lugar, la inclusión de los precios de los bienes sustitutos o complementarios y, finalmente, el método de estimación utilizado.

Así, la prueba de la significancia estadística de α_0 se conoce en la literatura como la prueba de la gráfica de embudo de asimetría (*Funel graph asymetry test*) (FAT) y la significancia estadística de β_0 se conoce como la prueba de la precisión del efectos (*Precision effect test*) (PET) (Doucouliagos y Stanley, 2009; Stanley, 2008). De este modo, el análisis de la meta-regresión (64) se conoce como el análisis FAT-PET-MRA (Stanley, 2008).

II. Meta-análisis 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). La base de datos utilizada para realizar los meta-análisis 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 1.122 elasticidades de la demanda de energía²⁴ (véase el cuadro 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 (véase el cuadro 2).

²⁴ La lista de los artículos usados en el meta-análisis está a disposición con los autores.

Cuadro 1
Lista de los estudios de las estimaciones utilizadas en la demanda de energía

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
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

Cuadro 1 (conclusión)

Autor	Periodo	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
		LP	CP	LP	CP
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	
Leesombatpiboon 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.

Cuadro 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 meta-análisis 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 (véase el cuadro 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 (véase el cuadro 4).

Cuadro 3
Resultado del meta-análisis 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 meta-análisis.

Cuadro 4
Resultado del meta-análisis 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 meta-análisis.

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. Estos resultados coinciden relativamente con los presentados por Abodunde, *et al.*, (1985), Dahl (1992 y 1993a), Balabanoff (1994), Atkinson y Manning (1995), De Vita, *et al.*, (2006) y Lee y Lee (2010) para una muestra de distintos países y periodos de tiempo. Así, por ejemplo, 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 (véase el 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 en un valor 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.

Asimismo, los gráficos de embudo (*funnel plot*) 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) muestran que la evidencia sobre un posible sesgo de publicación²⁵ en las elasticidades ingreso de la demanda de energía de corto y largo plazo no es concluyente. Esto es, a pesar de que la línea de regresión se encuentra dentro de los límites de confianza²⁶

²⁵ 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).

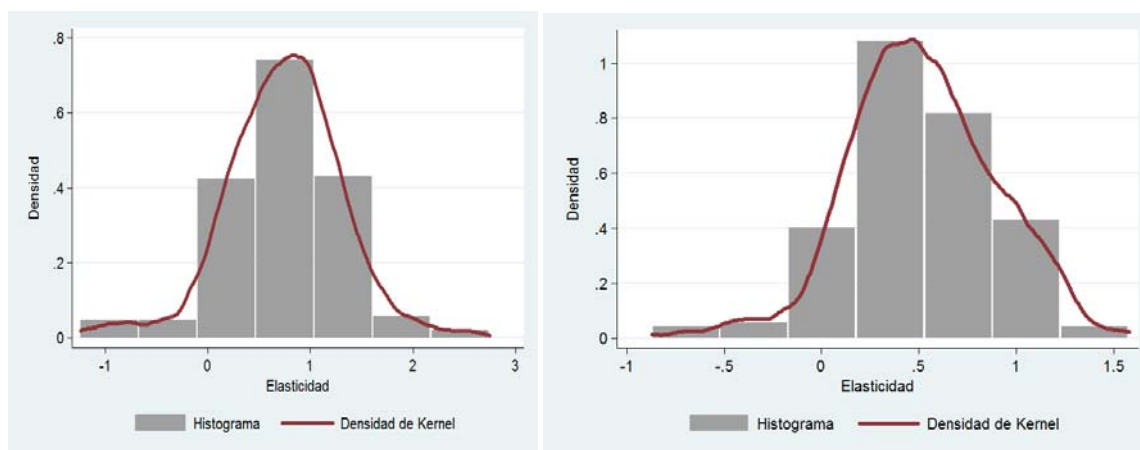
²⁶ En ausencia de heterogeneidad, el 95% de los estudios deben de estar comprendidos en el embudo que se define entre las líneas rectas punteadas.

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% (véase el gráfico 2).

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

A. Elasticidad ingreso de largo plazo

B. Elasticidad ingreso de corto plazo

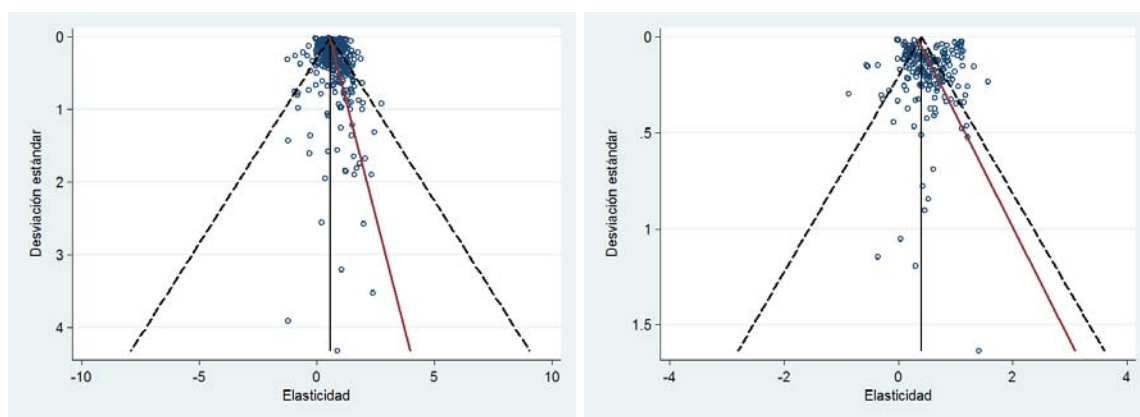


Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de estudios internacionales.

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

A. Elasticidades ingreso de largo plazo

B. Elasticidades ingreso de corto plazo



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.

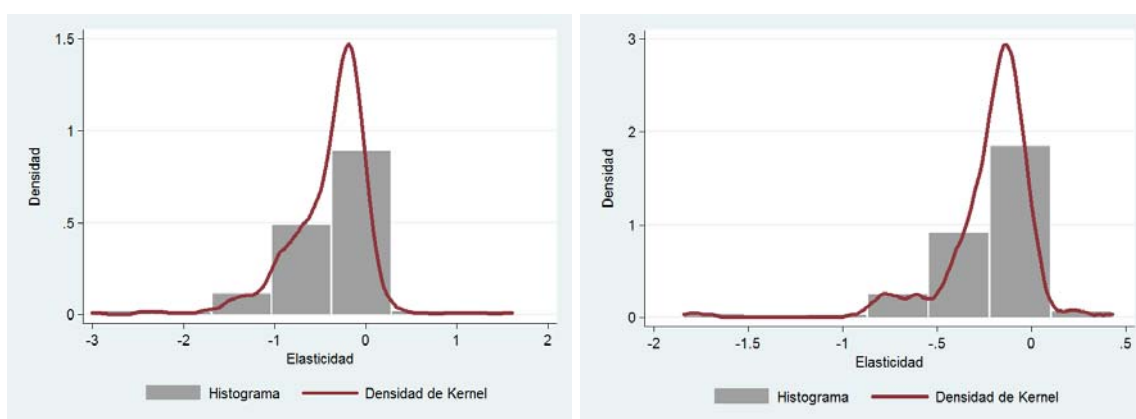
Por su parte, la media de las elasticidades precio de la demanda de energía se ubican entre -0,22 y -0,40 en el corto y largo plazo, con medias ponderadas de -0,18 y -0,34 respectivamente. Las distribuciones de las elasticidades precio de la demanda de energía de corto y largo plazo se ubican, fundamentalmente, en rangos de 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 gráficos de densidad de Kernel de las elasticidades precio de corto y largo plazos muestran que las distribuciones no son simétricas, sino que tienen cierto sesgo (véase el 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, las gráficas 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 (véase el gráfico 4).

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

A. Elasticidad precio de largo plazo

B. Elasticidad precio de corto plazo

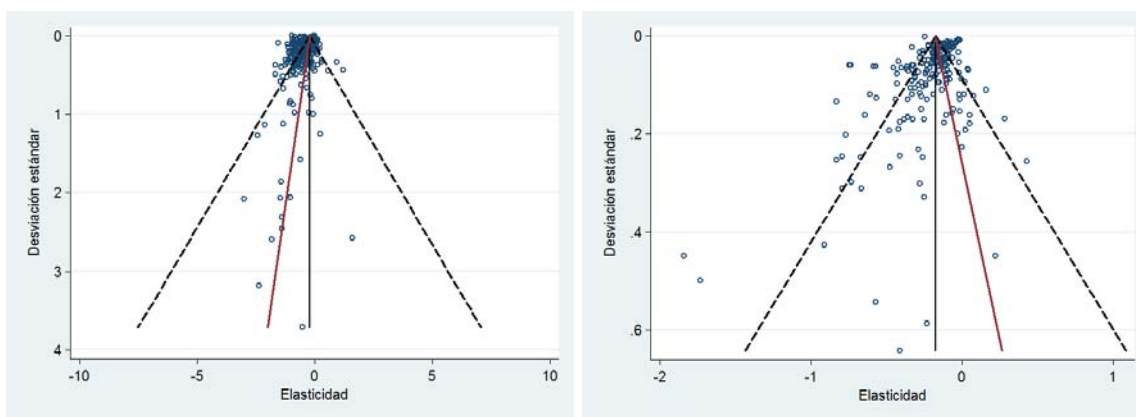


Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de estudios internacionales.

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

A. Elasticidades precio de largo plazo

B. Elasticidades precio de corto plazo



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.

De este modo, el conjunto de la evidencia muestra que existe una mayor volatilidad de las estimaciones ingreso y precio de corto y largo plazo y que posiblemente existe un sesgo de publicación. En efecto, las pruebas de heterogeneidad rechazan la hipótesis nula de que la distribución es homogénea para las estimaciones de la elasticidad ingreso y precio de corto y largo plazo. Esto es, tanto en el corto como en el largo plazo el estadístico Q rechaza la hipótesis nula de homogeneidad (véase los cuadros 5 y 6) y por lo tanto, se rechaza 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. 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 (véase los cuadros 5 y 6).

Cuadro 5
Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad ingreso de la demanda de energía

Prueba de heterogeneidad	Largo plazo	Corto plazo
Q	7 635,140	7 204,140
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 atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

Cuadro 6
Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad precio de la demanda de energía

Prueba de heterogeneidad	Largo plazo	Corto plazo
Q	89 576,280	4 667,790
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 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 (62), se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de las estimaciones (véase el cuadro 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 corto y largo plazo y en la elasticidad precio de largo plazo. De igual manera, los resultados reportados en el cuadro 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.

Cuadro 7
Prueba de sesgo de publicación

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

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

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

La meta-regresión de tipo Heckman por efectos mixtos (ecuación (63)) 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 (véase el cuadro 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.

Cuadro 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/ <i>SE</i>)	0,576 ^a (0,021)	0,393 ^a (0,030)	-0,213 ^a (0,019)	-0,173 ^a (0,006)
<i>SE</i>	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 ^a	186,72 ^a	126,33 ^a	646,92 ^a

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

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ^a, ^b y ^c 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 meta-regresión 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 los cuadros 10 y 11 se reportan los resultados de la meta-regresión 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 (véase el cuadro 9).

Cuadro 9
Descripción de las de variables incluidas en la meta-regresión

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: Elaboración de los autores.

Cuadro 10
Meta-regresión: 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								
OCDE	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)
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)

Cuadro 10 (conclusión)

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
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%		
Log-likelihood	-976,21	-620,82						

Fuente: Estimaciones de los autores.

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 mea-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.

Cuadro 11
Meta-regresión: 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
<i>1/SE</i>	-0,223*** (0,022)	-0,179*** (0,007)						
Región								
<i>OCDE</i>	-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								
<i>Dinámico</i>	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								
<i>Serie de tiempo</i>	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)
<i>Ingreso per cápita</i>	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)
<i>Sector</i>	-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)
<i>Año de publicación</i>	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								
<i>OLS</i>	-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)
<i>ML</i>	-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)
<i>GMM</i>	-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)
<i>Constante</i>	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)

Cuadro 11 (conclusión)

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
Observaciones	364	204	364	204	364	204	352	196
R^2 ajustado			0,48	0,11	8,23%	26,38%		
F estadístico			2,30**	2,45**	3,07***	3,87***		
χ^2	125,9***	741,8***					1 788,1***	126,44***
Root MSE			0,453	0,245				
τ^2					0,065	0,011		
I^2					97,35%	83,45%		
Log-likelihood	-1 507,91	-577,42						

Fuente: Estimaciones de los autores.

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 mea-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 el cuadro 12. La evidencia disponible sugiere en general que el modelo de efectos mixtos²⁷ es el más apropiado.

Cuadro 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: Estimaciones de los autores.

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

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 (véase el cuadro 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) que resultan ser 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 (véase el cuadro 13).

Cuadro 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

Fuente: Estimaciones de los autores.

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 F^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%. OCDE hace referencia a los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos.

²⁷ 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).

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 (véase el cuadro 14).

Cuadro 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: Estimaciones de los autores.

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 (véase el cuadro 15).

Cuadro 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

Fuente: Estimaciones de los autores.

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.

III. Meta-análisis de la demanda de gasolinas

La demanda de gasolinas es función de la evolución del gasto (en ocasiones aproximado por el ingreso), de su precio y de los precios de bienes sustitutos y complementarios y por otro conjunto de factores tales como características socioeconómicas y demográficas, la flota vehicular, forma urbana o regulaciones específicas sobre movilidad urbana y uso del automóvil (Kayser, 2000; Rogat y Sterner, 1998; Eskeland y Feyzioglu, 1997; Deaton y Muellbauer, 1980; Dahl, 2012; Galindo, 2005; Reyes, 2009; Alves y Bueno, 2003). La base de datos utilizada en el meta-análisis consiste en 63 estudios de la literatura internacional que contienen un total de 570 estimaciones sobre la demanda de gasolina²⁸ (véase el cuadro 16), de donde se obtuvieron 227 estimaciones de la elasticidad ingreso y 343 estimaciones de la elasticidad precio. Los estudios utilizados en el meta-análisis abarcan el periodo 1960-2013 y provienen de la base de datos Econlit, Jstor y ProQuest. Adicionalmente se realizó una búsqueda en revistas especializadas en temas de energía y transporte como Energy Policy, Energy Economics, Ecological Economics, entre otros. Los trabajos seleccionados están publicados en español e inglés.

Cuadro 16
Estudios incluidos en el meta análisis de la demanda de gasolina

Ackah y Adu (2014)	Burnquist y Bacchi (2002)	Johnston y DiNardo (1997)	Ramanathan (1999)
Alves y Bueno (2003)	Crotte <i>et al.</i> , (2010)	Kim <i>et al.</i> , (2011)	Rogat y Sterner (1998)
Al-Ghandoor <i>et al.</i> , (2013)	Dahl (2012)	Lee y Rumenos (sf)	Sa'ad (2009)
Al-Sahlawi (1997)	De Vita <i>et al.</i> , (2006)	Leesombatpiboon y Joutz (2010)	Samimi (1995)
Akinboade <i>et al.</i> , (2008)	Eltony (1996)	Liao y Lee (sf)	Santos (2013)
Amengual y Cubas (2002)	Eltony y Almahmeed (1993)	Liddle (2012)	Sauer (2007)
Baltagi y Griffin (1983)	Eltony y Al-Mutairi (1995)	Li y Leung (2012)	Schunemann (2007)
Baranzini y Weber (2013)	Eskeland y Feyzioglu (1997)	Lin y Prince (2013)	Schmalensee y Stoker (1999)
Belhaj (2002)	Espinoff (2005)	Lin y Zeng (2013)	Scott (2012)
Ben Sita <i>et al.</i> , (2012)	Ferrer (2013)	Mehrara y Ahmadi (2011)	Sene (2012)
Bentzen (1994)	Flood <i>et al.</i> , (2007)	Morán, Zuñiga y Marriott (sf)	Sentenac-Chemin (2012)
Berndt y Botero (1985)	Galindo (2005)	Nappo (2007)	Sipes y Mendelsohn (2001)

²⁸ La lista de los artículos usados en el meta-análisis está a disposición con los autores.

Cuadro 16 (conclusión)

Bhattacharyya y Blake (2009)	Galindo (2008)	Pock (2007)	Sterner, Dahl y Franzen (1992)
Breunig (2011)	Hughes <i>et al.</i> , (2006)	Rao y Rao (2009)	Sultan (2010)
Broadstock y Hunt (2010)	Hunt <i>et al.</i> , (2003)	Reyes (2009)	Vásquez (2005)
Burke y Nishitaten (2013)	Iwayemi <i>et al.</i> , (2010)	Reyes (2010)	

Fuente: Elaboración de los autores.

Las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolinas se dividieron entre estimaciones de corto y de largo plazo (Eltony, 1996; Berndt y Botero, 1985; Espey, 1998; Brons, *et al.*, 2008; Havranek, *et al.*, 2012). Esto es, resulta común esperar que la sensibilidad de respuesta sea mayor en el largo plazo ya que, por ejemplo, los consumidores pueden ajustar estructuralmente, a la nueva estructura de precios relativos. Un resumen de las estadísticas de las elasticidades precio e ingreso de la demanda de gasolinas reportadas en la literatura internacional se presenta en el cuadro 17.

Cuadro 17
Estadísticas de las elasticidades de la demanda de gasolina en la literatura internacional

Variable	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Elasticidad ingreso					
Elasticidad de largo plazo	119	0,63	0,34	0,04	1,19
Elasticidad de corto plazo	108	0,34	0,19	0,01	0,94
Elasticidad precio					
Elasticidad de largo plazo	213	-0,44	0,28	-1,63	-0,32
Elasticidad de corto plazo	130	-0,21	0,19	-1,03	0,31

Fuente: Elaboración de los autores.

El conjunto de las elasticidades estimadas en los estudios muestran en general una alta volatilidad. Esto es, las estimaciones econométricas, por efectos aleatorios, de la elasticidad ingreso de corto y de largo plazo tienen una media ponderada por la desviación estándar de 0,30 y de 0,62 respectivamente (véase el cuadro 18). Asimismo, las estimaciones de la elasticidad precio de corto y de largo plazo tienen una media ponderada por la desviación estándar de -0,20 y de -0,39 respectivamente (véase el cuadro 19). En particular, las estimaciones de las elasticidades precio están en el rango de las elasticidades precio promedio reportadas en los meta-análisis de Espey (1998), Hanly, *et al.*, (2002) y Brons, *et al.*, (2008) y Graham y Glaister (2002).

Cuadro 18
Resultado del meta-análisis de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolina

Parámetro	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
θ	0,551	0,268	0,625	0,303
σ_{θ}	0,002	0,001	0,031	0,017
$\theta + 1.96 * \sigma_{\theta}$	0,554	0,270	0,685	0,336
$\theta - 1.96 * \sigma_{\theta}$	0,548	0,266	0,565	0,269
$Z_{\theta} = \theta / \sigma_{\theta}$	324,520	3,691	20,410	17,770
$P = 2 [1 - (\Phi(Z))]$	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados de las estimaciones del meta-análisis.

Nota: Z es el estadístico que se utiliza para probar la hipótesis nula que el verdadero tamaño del efecto θ es igual a cero. P es el p-valor del estadístico Z y $\Phi(|Z|)$ es la distribución acumulativa normal estándar.

Cuadro 19
Resultado del meta-análisis de la elasticidad precio de la demanda de gasolina

Parámetro	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
θ	-0,131	-0,108	-0,397	-0,204
σ_θ	0,003	0,002	0,015	0,021
$\theta + 1,96 * \sigma_\theta$	-0,136	-0,112	-0,427	-0,245
$\theta - 1,96 * \sigma_\theta$	-0,125	-0,105	-0,367	-0,163
$Z_\theta = \theta / \sigma_\theta$	44,770	63,950	26,050	9,750
$P = 2 [1 - (\Phi(Z))]$	0,000	0,000	0,000	0,000

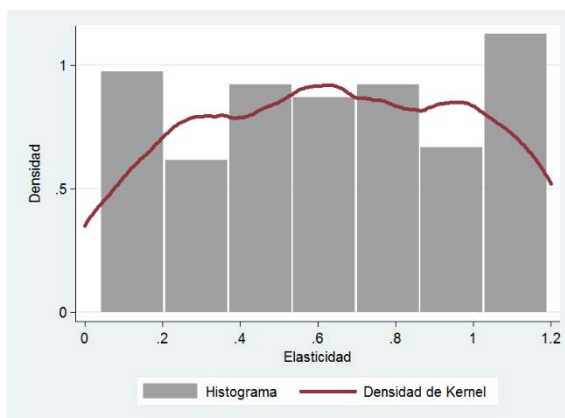
Fuente: Elaboración propia con base en los resultados de las estimaciones del meta-análisis.

Nota: Z es el estadístico que se utiliza para probar la hipótesis nula que el verdadero tamaño del efecto θ es igual a cero. P es el p-valor del estadístico Z y $\Phi(|Z|)$ es la distribución acumulativa normal estándar.

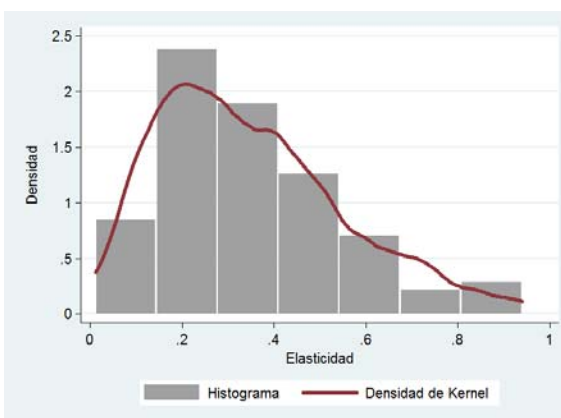
Los histogramas y las gráficas de densidad de Kernel de las elasticidades ingreso y precio de corto y largo plazo muestran que las distribuciones no son simétricas; esto es, las distribuciones están sesgadas. En el caso de la elasticidad ingreso es más notorio el sesgo positivo en las estimaciones de corto plazo, agrupándose alrededor de 0,20 y 0,30 (véase el gráfico 5), mientras que en la elasticidad precio el sesgo es más evidente en las estimaciones de largo plazo, concentrándose alrededor de una elasticidad de entre -0,40 y -0,50 (véase el gráfico 6).

Gráfico 5
Distribución de las estimaciones de elasticidad ingreso de la demanda de gasolina

A. Elasticidad ingreso de largo plazo



B. Elasticidad ingreso de corto plazo

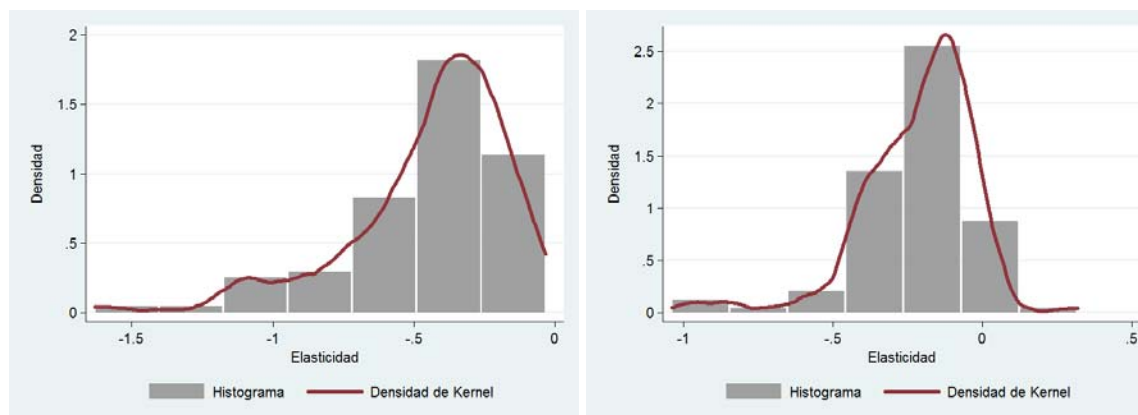


Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de estudios internacionales.

Gráfico 6
Distribución de las estimaciones de elasticidad precio de la demanda de gasolina

A. Elasticidad precio de largo plazo

B. Elasticidad precio de corto plazo



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

Asimismo, los gráficos de embudo (*funnel plot*) donde las elasticidades ingreso y precio se reportan en el eje horizontal y el nivel de precisión de las estimaciones en el eje vertical²⁹ (Abreu, *et al.*, 2005; Sterne, Gavaghan y Egger, 2000) muestran que puede existir un sesgo de publicación importante³⁰ (véanse los gráficos 7 y 8). En particular, se observa que la distribución de los puntos que representan la relación entre las elasticidades estimadas y sus respectivas desviaciones estándar no es simétrica dentro de los límites de confianza del 95%. El sesgo de publicación es más notorio en las elasticidades ingreso y precio de largo plazo y en la elasticidad precio de corto plazo donde las estimaciones están concentradas mayoritariamente en la parte superior del embudo. La presencia del sesgo de publicación para las elasticidades ingreso y precio de largo plazo se observa además con la línea de regresión reportada en el Gráfico 7 y gráfico 8 que se ubican por fuera del intervalo de confianza al 95% (Egger, *et al.*, 1997). Ello sugiere que podría existir una tendencia estadísticamente significativa a publicar estudios que estiman elasticidades ingreso y precio con valores altos. Además se observa en la base de las gráficas *funnel plots* que existe un menor número de estudios cuyas estimaciones tengan errores estándar grandes.

El conjunto de evidencia disponible sugiere entonces la posibilidad de que la volatilidad entre efectos estimados de los estudios no se debe exclusivamente a errores de muestreo y que existe, por tanto, una volatilidad originada en factores sistemáticos (van den Bergh, *et al.*, 2010). Ello es similar, por ejemplo, a la presencia de un sesgo de publicación ocasionado por variables omitidas en el valor estadístico de la vida (Ashenfelter y Greenstone, 2004). El estadístico Q y su p-valor rechazan la hipótesis nula de distribución homogénea para las estimaciones de la elasticidad ingreso y precio de corto y largo plazo (véase los cuadros 20 y 21). El p-valor del estadístico Q es menor al 1% de significancia para las pruebas de las estimaciones de la elasticidad ingreso (véase el cuadro 20) y precio (véase el cuadro 21) tanto de largo plazo como de corto plazo. Esto es, se rechaza que la volatilidad de las estimaciones sea solo consecuencia del error de muestreo y que por tanto existen probablemente factores sistemáticos que inciden en esta volatilidad.

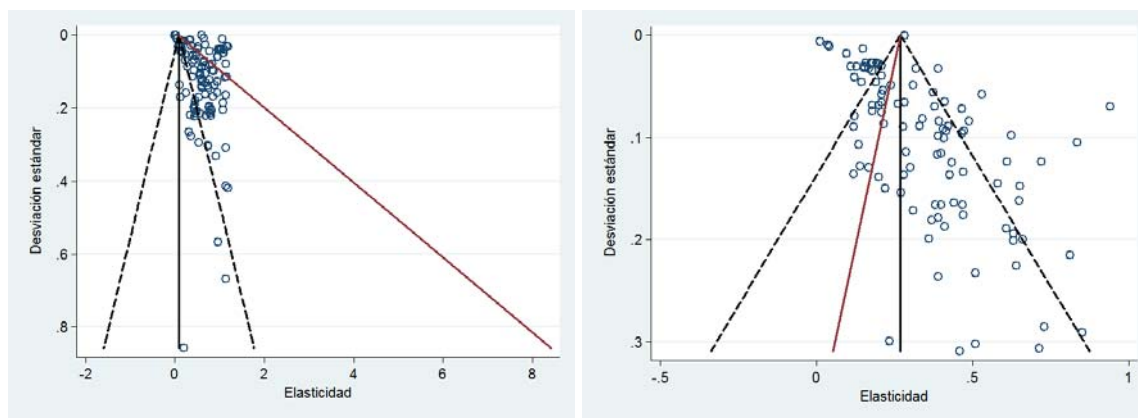
²⁹ La forma del *funnel plot* en la ausencia de sesgo depende de la variable escogida para los ejes, en algunos casos se suele utilizar el error estándar, el inverso del error estándar, la varianza, el inverso de la varianza, el tamaño de la muestra, el logaritmo del tamaño de la muestra, para el eje vertical, y la magnitud del efecto en el eje horizontal, siendo probablemente el error estándar la mejor opción para el eje vertical (Sterne y Egger, 2001).

³⁰ 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).

Gráfico 7**Funnel plot de las elasticidades ingreso de la demanda de gasolina**

A. Elasticidades ingreso de largo plazo

B. Elasticidades ingreso de corto plazo



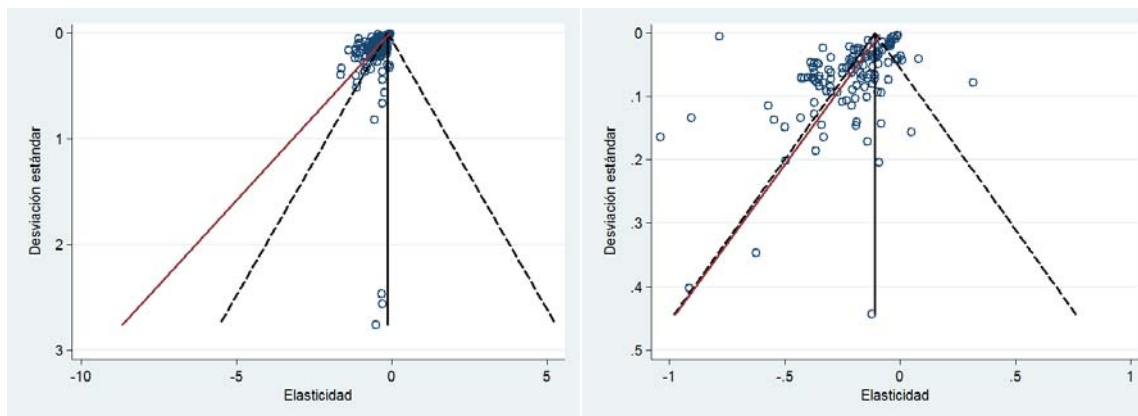
Fuente: Elaboración propia a partir de la literatura internacional.

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 gasolina estimadas con sus respectivas desviaciones estándar.

Gráfico 8**Funnel plot de las elasticidades precio de la demanda de gasolina**

A. Elasticidades precio de largo plazo

B. Elasticidades precio de corto plazo



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 gasolina estimadas con sus respectivos desviaciones estándar.

El estadístico I^2 , que indica la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos atribuible a la heterogeneidad entre los estudios, es mayor a 90% en todos los casos, lo que muestra que la variación de las elasticidades ingreso y precio de largo y corto plazo de la demanda de gasolina se debe casi en su totalidad a la diferencia de los estudios incluidos en el meta-análisis. Esto es, la varianza observada o dispersión en las estimaciones de las elasticidad ingreso y precio tanto de largo como de corto plazo es real y no puede atribuirse exclusivamente a un error aleatorio (Borenstein, *et al.*, 2009). Ello sugiere aplicar entonces técnicas de meta-regresión para identificar las razones de la variabilidad de las elasticidades.

Cuadro 20
Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolina

Prueba de heterogeneidad	Largo plazo	Corto plazo
Q	15 610,000	3 691,000
p -value	0,000	0,000
τ^2	0,093	0,021
τ	0,306	0,146
I^2	99,2%	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 atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

Cuadro 21
Pruebas de heterogeneidad de la elasticidad precio de la demanda de gasolina

Prueba de heterogeneidad	Largo plazo	Corto plazo
Q	3 341,340	15 465,270
p -value	0,000	0,000
τ^2	0,031	0,051
τ	0,175	0,225
I^2	93,7%	99,2%

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 atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

Las estimaciones de la ecuación (62) muestran, con base en la prueba de razón de máxima verosimilitud, que se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de las estimaciones (véase el cuadro 22). Esto sugiere que existe una importante heterogeneidad en las elasticidades y que por tanto resulta adecuado el modelo de efectos mixtos. Los resultados muestran, para la elasticidad ingreso de largo plazo, que existe un sesgo positivo, mientras para la elasticidad de corto plazo el sesgo es negativo; sin embargo, este sesgo de corto plazo no es estadísticamente significativo. Para la elasticidad precio de largo y corto plazo los resultados del Cuadro indican que existe un sesgo negativo estadísticamente significativo; ello es consistente con lo que se reporta en las gráficas de *funnel plots*. Asimismo, los resultados de las estimaciones de la ecuación (62) muestran que el efecto o la elasticidad real es estadísticamente distinto de cero en todos los casos (el coeficiente $1/SE$ es estadísticamente significativo al 1%). Esto es, las elasticidades ingresos y precio son factores que inciden en la trayectoria del consumo de gasolinas tanto a largo como a corto plazo.

Cuadro 22
Prueba de sesgo de publicación

Variable dependiente: estadístico t	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Constante	0,767 (1,039)	-0,697 (0,579)	-1,500*** (0,268)	-1,973* (1,171)
(1/SE)	0,456*** (0,019)	0,270*** (0,005)	-0,234*** (0,020)	-0,086*** (0,022)
Observaciones	119	108	213	130
Test razón de verosimilitud (χ^2)	561,15***	2 185,27***	130,07***	14,47***

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones del 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 .

Las estimaciones de la meta-regresión de Heckman (ecuación 63) muestran que las elasticidades ingreso de corto y largo plazo son de 0,26 y 0,46, respectivamente, una vez corregido el sesgo de publicación. Por su parte, las elasticidades precio de corto y largo plazo son de -0,10 y -0,31, respectivamente, incorporando la corrección del sesgo de publicación (véase el cuadro 23). Además, las pruebas de razón de verosimilitud rechazan la hipótesis nula de que la volatilidad es solo consecuencia del error de muestreo y por tanto es adecuado el uso del modelo de efectos mixtos.

Cuadro 23
Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina corregida por sesgo

Variable dependiente: estadístico <i>t</i>	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Elasticidad corregida (1/ <i>SE</i>)	0,461*** (0,017)	0,267*** (0,006)	-0,314*** (0,014)	-0,104*** (0,018)
<i>SE</i>	4,493 (5,178)	4,646 (4,315)	-1,004** (0,520)	-10,978 (9,828)
Observaciones	119	108	213	130
Test razón de verosimilitud (χ^2)	711,50***	2 323,50***	497,31***	36,06***

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones del 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 .

La literatura internacional sobre la demanda de gasolinas sugiere que existen diversos factores que inciden en la volatilidad de las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolinas, además de la diferencia ya considerada entre elasticidades de corto y largo plazo. En principio, pueden considerarse los siguientes factores:

- i) Las magnitudes de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolina son distintas por países o regiones (Pock, 2007; Bentzen, 1994; Sterner, *et al.*, 1992; Baltagi y Griffin 1983). Esto es, la evidencia disponible sugiere que el nivel de ingreso per cápita, el nivel de eficiencia vehicular, las características de las zonas urbanas, la evolución demográfica o incluso los estilos de vida inciden, entre otros factores, sobre las sensibilidades de respuesta de la demanda de gasolinas a la trayectoria del ingreso y de los precios (Flood, *et al.*, 2007; Hunt, *et al.*, 2003; Baltagi y Griffin 1983; Amengual y Cubas, 2002; Vásquez, 2005; Nappo, 2007). De este modo, se espera una mayor elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas en los países de renta media que en los países desarrollados y, asimismo, se espera una elasticidad precio de la demanda de gasolinas menos elástica en los países en desarrollo en referencia a los países desarrollados (Espey, 1998; Hanly, *et al.*, 2002; Graham y Glaister, 2002; Brons, *et al.*, 2008; Havranek, *et al.*, 2012; Eltony, 1996; Ramanathan, 1999; Napo, 2007; Reyes, 2010). Esta diferencia en las elasticidades precio de la demanda de gasolina puede explicarse, entre otros factores, por la mayor disponibilidad de sustitutos al transporte privado en los países desarrollados; ello incluye un transporte público de calidad que representa una opción razonable ante el costo del transporte privado, así como por las menores tasas de motorización en los países en desarrollo y la partición modal.
- ii) Las magnitudes de las elasticidades ingreso y precio se modifican de acuerdo a las características y evolución de la flota vehicular (Espey, 1998; Brons, *et al.*, 2008). Esto es, la demanda de gasolina puede derivarse de las características de la flota vehicular (i.e. gasto en combustible por kilómetro) y de los kilómetros recorridos (Eskeland y Feyzioglu, 1997; Brons, *et al.*, 2008):

$$(65) \quad GAS_{it} = \sum_{i=1}^{i=n} KM_{it} CAR_{it}$$

- iii) Donde GAS_{it} representa el consumo total de gasolinas, KM_{it} son los kilómetros recorridos por la flota vehicular, CAR_{it} es el acervo de autos o flota vehicular, n es el número total de vehículos y los subíndices i y t representan los autos y el tiempo respectivamente. La literatura económica establece también que la demanda de autos es una función, entre otros factores, de la evolución del gasto o del ingreso y de los precios relativos de los autos. De esta manera, la inclusión de la flota vehicular en la ecuación de demanda de gasolinas induce a que el efecto del ingreso sobre la demanda de gasolinas tenga un canal adicional representado por el acervo vehicular. Así, la inclusión de la tenencia de vehículos y de las características de la flota vehicular (eficiencia) deriva en estimaciones más inelásticas en el corto plazo y, posiblemente en el largo plazo (Espey, 1998). Se puede distinguir además los determinantes de las diferencias de las elasticidades ingreso y de motorización.
- iv) Las magnitudes de las elasticidades precio de la demanda de gasolina se modifican al incluirse los precios de otros combustibles sustitutos en la especificación de la demanda de gasolina como el etanol o biodiesel (Dahl, 1992) o al incluirse el precio del transporte público. Así, Goodwin (1992) muestra que el aumento del precio del transporte público reduce el uso de este transporte y por tanto existen canales de transmisión con el nivel de uso del transporte privado.
- v) Las magnitudes de las elasticidades ingreso y precio son diferentes dependiendo del tipo de datos y los métodos de estimación aplicados (Graham y Glaister, 2002; Espey, 1998). Esto es, resulta común que las estimaciones de datos panel o sección cruzada se traduzcan en coeficientes menores que aquellos coeficientes estimados con series de tiempo. Por ejemplo, en la literatura económica del consumo es común obtener un coeficiente estimado de la propensión marginal a consumir más bajo con datos panel que con datos de series de tiempo (Hendry, 1983; Deaton y Muellbauer, 1980). En el cuadro 25 y cuadro 26 se reportan los resultados de la meta-regresión por diferentes métodos de estimación donde se identifican de manera formal los factores que determinan la heterogeneidad en la magnitud de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolina de largo y corto plazo.
- vi) La densidad urbana es otra de las variables que determina la magnitud de las elasticidades de la demanda de gasolina. Esto es, ciudades con mayor densidad poblacional, donde también suelen existir graves problemas de tráfico, tienden a tener menor elasticidad precio de la demanda de gasolina.

Cuadro 24
Descripción de las variables incluidas en la meta-regresión

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>América Latina</i>	Variable cualitativa que toma el valor de 1 si el estudio incluido se realizó para un país (ciudad, estado o región) de América Latina y 0 de lo contrario
<i>Parque vehicular</i>	Variable dummy que toma el valor de 1 si el modelo reportado en el estudio incluye como variable explicativa el parque vehicular y 0 de lo contrario
<i>Sustituto</i>	Variable dummy que toma el valor de 1 si el modelo reportado en el estudio incluye como variable explicativa el precio de otro combustible y 0 de lo contrario
<i>Sección cruzada</i>	Variable dummy que toma el valor de 1 si la información del modelo corresponde a sección cruzada y 0 de lo contrario
<i>Nacional</i>	Variable dummy que toma el valor de 1 si el estudio incluido es realizado a nivel nacional y 0 de lo contrario
<i>Dinámico</i>	Variable dummy que toma el valor de 1 si la especificación del modelo corresponde a un modelo dinámico y 0 de lo contrario

Fuente: Elaboración de los autores.

Cuadro 25
Meta-regresión: determinantes de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas

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	0,473*** (0,014)	0,271*** (0,005)						
	Región							
OCDE	-9,263*** (1,970)	-2,436* (1,438)	-0,310*** (0,093)	-0,019 (0,04)	-0,341*** (0,065)	-0,065 (0,048)	-0,248*** (0,048)	0,058 (0,036)
América Latina	-5,408*** (2,004)	-0,338 (1,589)	-0,098 (0,081)	0,040 (0,073)	-0,120* (0,070)	0,002 (0,052)	-0,107* (0,048)	0,170*** (0,043)
	Características de los datos							
Parque vehicular	3,205* (1,836)	-1,161 (1,622)	-0,022 (0,089)	0,008 (0,060)	-0,022 (0,061)	0,031 (0,053)	-0,090** (0,042)	-0,095*** (0,025)
Sustituto	0,108 (2,556)	-1,495 (1,997)	-0,042 (0,086)	-0,061 (0,121)	-0,040 (0,088)	-0,045 (0,061)	-0,111 (0,071)	-0,365*** (0,046)
Sección cruzada	-11,588*** (2,853)	-3,091 (4,533)	-0,362*** (0,134)	-0,148* (0,082)	-0,356*** (0,089)	-0,097 (0,130)	-0,526*** (0,054)	
Nacional	-4,179*** (1,566)	0,082 (1,424)	-0,087 (0,077)	0,101 (0,066)	-0,084* (0,053)	-0,095** (0,045)	-0,120*** (0,042)	-0,032 (0,031)
	Especificación de la demanda							
Dinámico	-7,147*** (1,543)	-0,081 (1,860)	-0,198*** (0,065)	-0,039 (0,059)	-0,230*** (0,051)	-0,025 (0,062)	-0,365*** (0,049)	0,032 (0,037)
Constante	10,294*** (1,446)	0,776 (1,827)	0,951*** (0,055)	0,3178*** (0,067)	0,961*** (0,044)	0,297*** (0,056)	0,983*** (0,028)	0,356*** (0,037)
Observaciones	119	108	119	108	119	108	106	101
R ² ajustado			0,42	0,09	54,38	4,23		
F estadístico			9,55***		16,07***	1,55		
χ^2	1 077,4***	2 320,1***					484,4***	267,2***
Root MSE			0,26	0,19				
τ^2					0,050	0,022		
I ²					95,20%	89,40%		
Log-likelihood	-411,84	-339,96						

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. R² 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. 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. I² indica la proporción de la variación observada en la magnitud de los efectos atribuible a la heterogeneidad entre los estudios.

Cuadro 26
Meta-regresión: determinantes de la elasticidad precio de la demanda de gasolinas

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	-0,324*** (0,021)	-0,087*** (0,022)						
Región								
OCDE	-1,382*** (0,443)	-2,548 (2,359)	-0,132 (0,092)	-0,031 (0,039)	-0,102** (0,045)	-0,071** (0,034)	-0,145*** (0,035)	-0,064*** (0,018)
América Latina	-1,426** (0,575)	-3,109 (2,628)	-0,151* (0,089)	-0,022 (0,058)	-0,159** (0,064)	-0,059 (0,039)	0,035 (0,041)	-0,008 (0,024)
Características de los datos								
Parque vehicular	0,723* (0,452)	2,206 (2,603)	0,089 (0,064)	0,022 (0,058)	-0,062 (0,045)	0,037 (0,038)	0,006 (0,035)	0,016 (0,017)
Sustituto	-0,380 (0,397)	-3,852 (3,188)	-0,123** (0,054)	-0,124 (0,079)	-0,112** (0,046)	-0,109** (0,047)	-0,131*** (0,028)	-0,251*** (0,072)
Sección cruzada	-1,051 (0,749)	-2,232 (5,736)	-0,320*** (0,095)	-0,319*** (0,073)	-0,252*** (0,088)	-0,289*** (0,088)	-0,138** (0,065)	-0,372*** (0,087)
Nacional	0,829** (0,415)	3,585 (2,324)	0,059 (0,096)	0,023 (0,041)	0,071* (0,042)	0,033 (0,034)	0,167*** (0,031)	-0,047** (0,019)
Especificación de la demanda								
Dinámico	-0,647* (0,355)	-1,665 (3,011)	-0,121 (0,091)	-0,025 (0,067)	-0,044 (0,038)	-0,031 (0,043)	0,180*** (0,023)	-0,056** (0,024)
Constante	-0,158 (0,430)	-0,854 (3,056)	-0,321*** (0,056)	-0,169*** (0,059)	-0,334*** (0,040)	-0,127*** (0,043)	-0,391*** (0,247)	-0,048** (0,025)
Observaciones	213	130	213	130	213	130	202	126
R2 ajustado			0,16	0,16	9,91	23,67		
F estadístico			16,47***		4,23***	4,64***		
χ^2	275,44***	27,2***					135,8***	60,8***
Root MSE			0,26	0,18				
τ^2					0,041	0,016		
I^2					90,18%	96,31%		
Log-likelihood	-414,4	-488,1						

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. R2 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. 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.

Las estimaciones para la elasticidad ingreso y precio de largo y corto plazo por los métodos de efectos fijos, aleatorios y mixtos tipo Heckman se presentan en el cuadro 27. La evidencia disponible sugiere en general que el modelo de efectos mixtos³¹ es el más apropiado.

Cuadro 27
Resumen de las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolina

Modelo	Elasticidad ingreso		Elasticidad precio	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Efectos fijos	0,551*** (0,002)	0,268*** (0,001)	-0,131*** (0,003)	-0,108*** (0,002)
Efectos aleatorios	0,625*** (0,031)	0,303*** (0,017)	-0,397*** (0,015)	-0,204*** (0,021)
Efectos mixtos	0,461*** (0,017)	0,267*** (0,006)	-0,314*** (0,014)	-0,104*** (0,018)

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados de los meta-análisis.

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

De este modo, los resultados obtenidos permiten realizar las siguientes inferencias:

- i) Las magnitudes de las elasticidades ingreso y precio de corto y largo plazo de la demanda de gasolinas son distintas por países o regiones (Pock, 2007; Bentzen, 1994; Sterner, *et al.*, 1992; Baltagi y Griffin, 1983). La elasticidad ingreso de largo plazo para países de la OCDE, excluyendo Chile y México, son menores (0,55) que aquellas referidas al resto del mundo (0,79). Asimismo, las elasticidades precio de largo plazo son mayores en los países de la OCDE (-0,41), excluyendo Chile y México, que aquellas identificadas para el resto del mundo (-0,37). Con relación a América Latina se observa que presenta una mayor elasticidad ingreso de largo plazo (0,69) que la que registran los países OCDE, mientras que su elasticidad precio de largo plazo es menor (-0,1) que la de los países OCDE (véase el cuadro 28). La elasticidad ingreso y precio de corto plazo son en cambio similares entre los países OCDE, el resto del mundo y América Latina. Las estimaciones corregidas de las elasticidades precio son menores a aquellas reportadas en otros meta-análisis pero ello es consistente con el meta-análisis de Havranek *et al.*, (2012) y sugiere la presencia de un sesgo de publicación donde se reportan estudios con elasticidades precio anormalmente negativas (muy elásticas) y donde se excluyen estudios con valores estadísticamente no significativos o inelásticas.

Cuadro 28
Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina por región

	Países OCDE	Resto del mundo	América Latina
Elasticidad ingreso			
Elasticidad de largo plazo	0,55	0,79	0,69
Elasticidad de corto plazo	0,24	0,29	0,26
Elasticidad precio			
Elasticidad de largo plazo	-0,41	-0,37	-0,31
Elasticidad de corto plazo	-0,22	-0,20	-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. De igual manera, 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 85%. OCDE hace referencia a los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos.

³¹ Por ejemplo, Havranek, *et al.*, (2012) muestra que con el modelo de efectos mixtos se obtienen elasticidades precio substancialmente más bajas a aquellas obtenidas en meta-análisis de precios (Brons, *et al.*, 2008 y Espey, 1998).

- ii) Las magnitudes de las elasticidades ingreso y precio se modifican de acuerdo a las características y evolución de la flota vehicular. De esta manera, la elasticidad ingreso de largo plazo de la demanda de gasolina al considerarse los estudios que incluyen como variable explicativa el acervo o stock de vehículos es de 0,49, mientras que la elasticidad ingreso sin considerar esta variable es de 0,67. De igual manera, para el caso de la elasticidad precio de largo plazo, considerando estudios que incluyen en su modelo el parque vehicular, se encuentra que la elasticidad es de -0,35 y, por el contrario, de -0,40 en caso de que no se tome en cuenta esta variable en el modelo (véase el cuadro 29). En el corto plazo se observa que la capacidad de respuesta es menor ante cambios en el ingreso y el precio. La reducción de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas al incluirse como variable explicativa a la flota vehicular es, parcialmente, consecuencia de la fuerte co-linealidad entre la trayectoria del ingreso y de la flota vehicular. Asimismo, los cambios en las elasticidades precio sugieren la presencia de complejos procesos de ajuste de los consumidores.

Cuadro 29
Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina considerando el parque vehicular

	Elasticidad considerando el parque vehicular	Elasticidad sin considerar el parque vehicular
Elasticidad ingreso		
Elasticidad de largo plazo	0,49	0,67
Elasticidad de corto plazo	0,29	0,30
Elasticidad precio		
Elasticidad de largo plazo	-0,35	-0,40
Elasticidad de corto plazo	-0,16	-0,21

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 85%.

- iii) Las magnitudes de las elasticidades precio de la demanda de gasolina se modifican al incluirse los precios de otros combustibles sustitutos en la especificación de la demanda de gasolina como el etanol o biodiesel. De esta manera, la elasticidad ingreso de largo plazo considerando los precios de combustibles sustitutos es de 0,58, mientras que en el caso donde no se incluyen es de 0,62. Para el caso de la elasticidad precio de largo plazo, al incluirse los precios de otros combustibles se obtiene una elasticidad ponderada de -0,48 y de -0,38 al no incluirse en la estimación (véase el cuadro 30). Como es de esperarse, la existencia de combustibles sustitutos hace que los consumidores tengan una mayor capacidad de respuesta, tanto a largo como a corto plazo, en la cantidad demandada ante cambios en el precio.

Cuadro 30
Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina considerando precios de sustitutos

	Elasticidad considerando el precio de sustitutos	Elasticidad sin considerar el precio de sustitutos
Elasticidad ingreso		
Elasticidad de largo plazo	0,58	0,62
Elasticidad de corto plazo	0,23	0,31
Elasticidad precio		
Elasticidad de largo plazo	-0,48	-0,38
Elasticidad de corto plazo	-0,32	-0,16

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 85%.

- iv) Las magnitudes de las elasticidades ingreso y precio también son diferentes dependiendo de los métodos de estimación aplicados (Graham y Glaister, 2002; y Espey, 1998). De esta manera, al realizar el meta-análisis considerando únicamente los trabajos en los que se aplica mínimos cuadrados ordinarios como método de estimación se obtiene que la elasticidad ingreso de largo plazo es 0,62, mientras que con los métodos de máxima verosimilitud y mínimos cuadrados generalizados arroja una elasticidad de 0,67 y 0,27, respectivamente. Asimismo, las elasticidades precio de largo plazo son diferentes según el método de estimación empleado. Con mínimos cuadrados ordinarios se obtiene un estimador agrupado de la elasticidad precio de -0,46, con máxima verosimilitud la elasticidad obtenida es de -0,20 y con el método general de momentos la elasticidad precio de largo plazo es de -0,11 (véase el cuadro 31). Ello es consistente con Espey (1998) y con Havranek, *et al.*, (2012) que también argumentan que las elasticidades son distintas dependiendo del método de estimación aplicado.

Cuadro 31
Elasticidad ingreso y precio de la demanda de gasolina por método de estimación

	Mínimos cuadrados ordinarios	Máxima verosimilitud	Método general de momentos
Elasticidad ingreso			
Elasticidad de largo plazo	0,62	0,67	0,27
Elasticidad de corto plazo	0,33	0,49	0,21
Elasticidad precio			
Elasticidad de largo plazo	-0,46	-0,20	-0,11
Elasticidad de corto plazo	-0,20	-0,08	-0,32

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 85%.

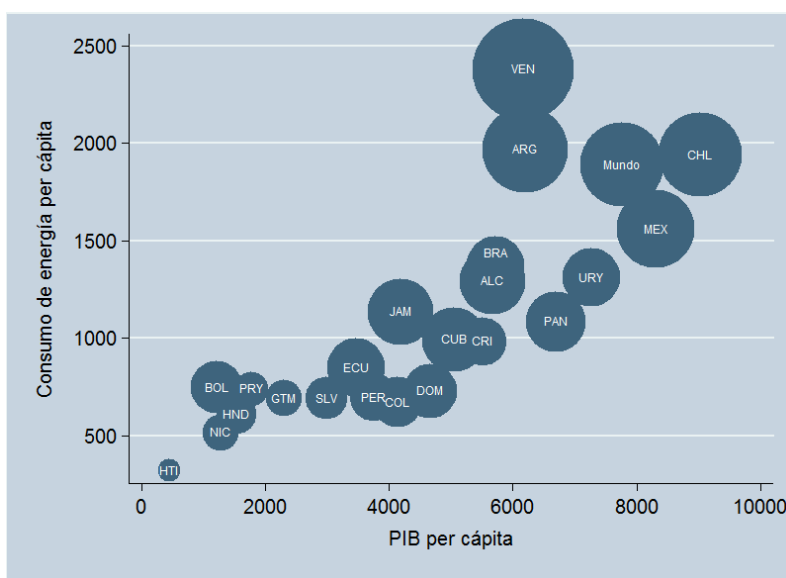
IV. El consumo de energía y gasolina y las políticas públicas

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 en 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 (véase el gráfico 9). 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 meta-análisis 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 meta-análisis 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 de energía 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 9
PIB per cápita, consumo de energía per cápita y emisiones de CO₂ per cápita en América Latina, 2011
(En dólares constantes de 2011 y kilogramos de petróleo equivalente)



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Los datos del consumo de energía provienen de la base de Banco Mundial, World Development Indicators (WDI). Los datos del PIB per cápita provienen de CEPALSTAT. Los datos de emisiones del sector energía provienen del Climate Analysis Indicators Tool (CAIT) 2.0. ©2014. Washington, DC: World Resources Institute. Available online at: <http://cait2.wri.org>.

Nota: El tamaño de los círculos es relativo a las emisiones per cápita de GEI del sector energía. El PIB per cápita está medido en dólares de 2010 y el consumo de energía per cápita en kilogramos de petróleo equivalente.

El meta-análisis 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, 1998; Graham y Glaister, 2002; 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 aun 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 sensibilidad 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 bajos o 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.

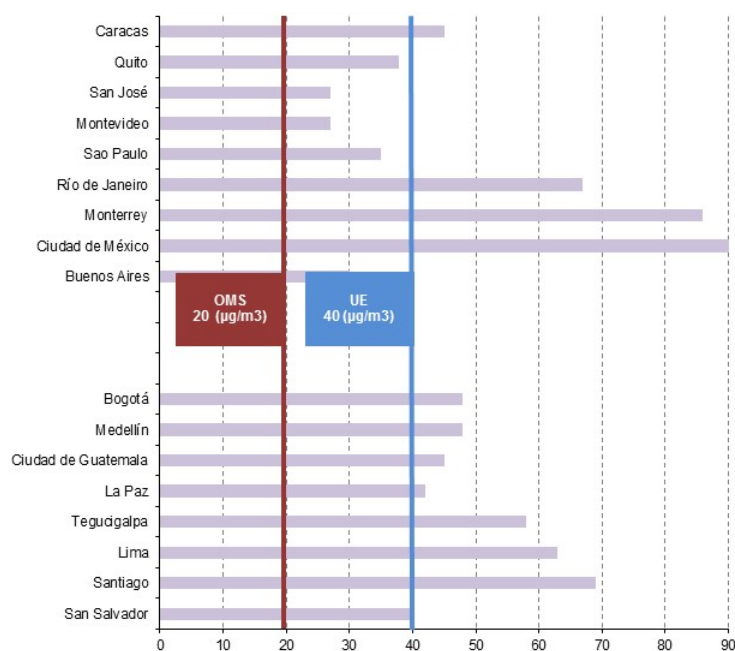
Los resultados del meta-análisis de la demanda de gasolinas también permiten reflexionar sobre algunas opciones de política pública. Considerando que, el consumo de gasolinas está asociado a diversas externalidades negativas tales como costos derivados del tráfico vehicular, accidentes de tráfico, ruido, contaminación atmosférica y cambio climático (Cnossen, 2005; van den Bergh, *et al.*, 2010; Kayser, 2000). Que existen además efectos colaterales con incidencia muy heterogénea tales como cambios en los valores de las propiedades asociado a la contaminación atmosférica y el ruido (Smith y Huang, 1993, 1995; Verhoef, 1994; Nelson, 1980; Schipper, 1996; Schwartz, 1994). Que la magnitud de estos costos en América Latina son ciertamente significativos y es muy probable que sigan creciendo de mantenerse el actual estilo de desarrollo (Hall, 1995; Parry y Strand, 2010; Hernández y Antón, 2013). Que estos efectos colaterales negativos se concentran en las zonas urbanas lo que resulta particularmente preocupante atendiendo a que actualmente aproximadamente 80% de la población de América Latina se ubican en estas aéreas y que se espera que la población urbana en la región llegue a 640,1 millones de habitantes para el 2050³². Que una proporción importante de la población en América Latina se encuentra expuesta a los efectos adversos del mayor consumo de gasolinas tales como la congestión vehicular, como la contaminación atmosférica, la accidentalidad vial y ruido entre otros. Que en América Latina, donde se observa un acelerado crecimiento urbano y de las tasas de motorización, es frecuente que se excedan los estándares establecidos para la concentración de contaminantes atmosféricos (véase el gráfico 10). Que esta situación se considera de gran riesgo para la salud pública ya que existe evidencia que muestra que un aumento de 10 $\mu\text{m}/\text{m}^3$ (microgramos por metro cúbico) de material particulado (PM10) está asociado con un aumento de la morbilidad y mortalidad respiratoria, con mayor incidencia en poblaciones vulnerables como los adultos mayores de 65 años y niños menores de cinco años (Cropper, *et al.*, 1997; Friedman, *et al.*, 2001; Lozano, 2004; Pino, *et al.*, 2004; Barnett, *et al.*, 2005; Pénard-Morand, *et al.*, 2005).

Consecuentemente, las elasticidades ingreso de corto y largo plazo de la demanda de gasolina media derivadas del meta-análisis sugieren que un crecimiento económico continuo, bajo las actuales circunstancias, se traducirá en un aumento substancial del consumo de gasolinas con sus consecuentes efectos colaterales negativos, principalmente en zonas urbanas. Más aun, la evidencia disponible del meta-análisis muestra que ambas elasticidades ingreso son mayores en América Latina que en países desarrollados aproximados por la muestra de países de la OCDE (excluyendo Chile y México). Ello refleja que el estilo de crecimiento económico o su fase actual en América Latina está estrechamente asociado al consumo de gasolina mientras que los países desarrollados han conseguido desacoplar ligeramente esta asociación. La evidencia del meta-análisis muestra además que las elasticidades ingreso se modifican con la inclusión de la flota vehicular. Esto es, la elasticidad ingreso de largo plazo sin considerar el parque vehicular es de 0,67, mientras que incluyéndolo es de 0,49. Parte de este cambio en la elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas es posible explicarlo por la estrecha asociación que existe entre el ingreso y la demanda de autos que induce cierta multicolinealidad en la estimación. El conjunto de la evidencia sugiere entonces que existen diversos estilos y fases de desarrollo que inciden de manera diferenciada sobre las elasticidades ingreso de la demanda de gasolinas. Así, el surgimiento de nuevos grupos de ingreso en América Latina se ha traducido, en sus patrones de compra, en un tránsito paulatino del uso del transporte público al privado con el consecuente aumento de la flota vehicular (Galindo, *et al.*, 2014). De este modo, el actual estilo de desarrollo en América Latina está consolidando una demanda creciente por un transporte privado que se refleja en el rápido crecimiento de la flota vehicular (véase el gráfico 11). Todo ello sugiere que, bajo las actuales circunstancias, es muy probable que se intensifiquen las externalidades negativas ocasionadas por el transporte y el consumo de gasolinas en las áreas urbanas en América Latina lo que incide también en el cambio climático.

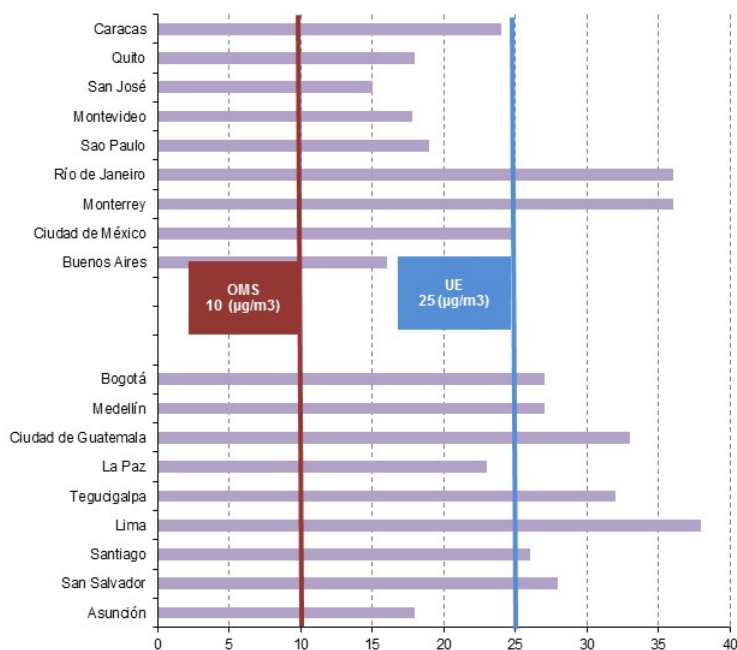
³² De acuerdo con las proyecciones de población del CELADE-División de Población de la CEPAL, se estima que en América Latina en 2050 la población urbana sea de 640.191.144.

Gráfico 10
Concentraciones promedio de PM₁₀ y PM_{2.5} en ciudades de América Latina, 2011

A. Concentración promedio anual de PM₁₀



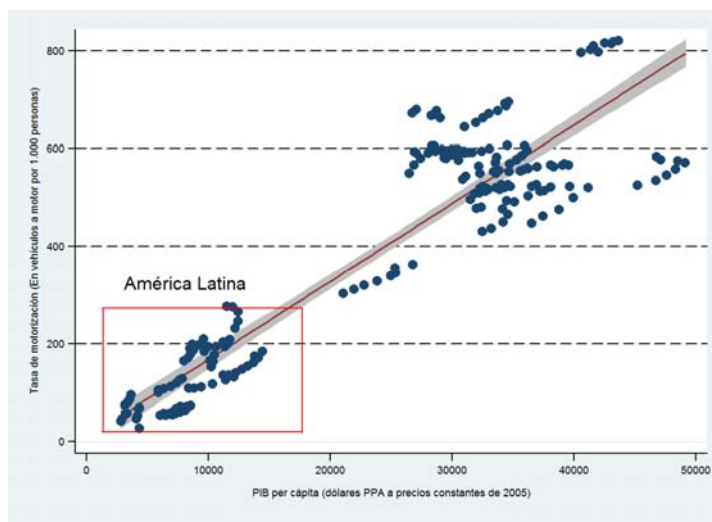
B. Concentración promedio anual de PM_{2.5}



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), a partir de la Ambient Air Pollution Database, World Health Organization (WHO), Mayo 2014.

Nota: Los datos de las concentraciones de La Paz, Medellín y Río de Janeiro corresponden al 2010; los de San Salvador, Santiago, Lima, Ciudad de México, Monterrey, San José y Caracas, al 2011; los de Ciudad de Guatemala, Bogotá, Buenos Aires, Sao Paulo, Montevideo y Quito a 2012; y los de Tegucigalpa al 2013. Las líneas verticales hacen referencia al estándar definido por la Organización Mundial de la Salud (OMS) y por la Unión Europea (UE) para la concentración anual de PM₁₀ y PM_{2.5}.

Gráfico 11
Tasa de motorización y PIB per cápita para América Latina
y países desarrollados



Fuente: Elaboración propia, con base en datos del World Development Indicators.

Nota: El gráfico toma como base los países Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Perú, República Dominicana, Uruguay, Austria, Australia, Canadá, España, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón, Noruega, Reino Unido, Países Bajos, Alemania, Dinamarca, Irlanda, Suecia, Suiza, Corea.

Las elasticidades precio de corto plazo son menores que las elasticidades de largo plazo lo que sugiere la presencia de costos de ajuste y de información en los agentes económicos que retrasan su respuesta al aumento del precio de la gasolina; existe incluso evidencia internacional de que los consumidores tienen una respuesta asimétrica a los cambios en los precios (Gately, 1992). En este sentido, el efecto de una política de precios debe mantenerse en el tiempo y fundamentar su credibilidad (Schwartz y Galván, 1999; Blinder, 1998; Faust y Svensson, 1998) para ocasionar sus efectos completos.

V. Conclusiones y comentarios generales

La demanda de energía y gasolinas 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 y gasolinas que puedan aprovecharse para diseñar políticas públicas que induzcan en su composición y trayectoria. El análisis, con base en un meta-análisis, 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.

Respecto a la demanda de gasolinas la evidencia internacional sintetizada en este estudio muestra que existe una alta diversidad y volatilidad en las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda y la presencia de un comportamiento asimétrico en su distribución que sugiere un sesgo de publicación. Las estimaciones y las pruebas econométricas realizadas (FAT-PET-MRA) muestran que se rechaza la hipótesis nula de que las diferencias en las estimaciones son solo consecuencia de error de muestreo, que existe una heterogeneidad genuina y que por tanto es necesario utilizar un modelo de efectos mixtos en la meta-regresión.

Las estimaciones de la meta-regresión indican que las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolinas son estadísticamente significativas, esto es, la media de las elasticidades de corto y largo plazo es diferente de cero incluso después de corregir por el sesgo de publicación y que, además, existe un sesgo positivo en la elasticidad ingreso de largo plazo y un sesgo negativo en las elasticidades precio de corto y largo plazo. Así, las estimaciones de la meta-regresión sugieren, con resultados para toda la muestra de estudios, unas elasticidades ingreso medias de 0,26 para el corto plazo y de 0,46 para el largo plazo; asimismo estas estimaciones sugieren unas elasticidades precio de corto y largo plazo de -0,10 y -0,31 respectivamente.

La volatilidad en las estimaciones es, desde luego, consecuencia de una multiplicidad de factores. La meta-regresión muestra que las estimaciones de las elasticidades ingreso se modifican atendiendo al nivel de desarrollo de los países, el *stock* de vehículos, el tipo de datos utilizados, la zona de estimación, estructura dinámica de los modelos, entre otros. Por su parte, la evidencia sobre las elasticidades precio muestra que existe también una volatilidad asimétrica que se origina tanto en sesgos de publicación como en otros factores sistemáticos. La meta-regresión muestra que las elasticidades precio de la demanda de gasolinas se modifican con la región o el parque vehicular, entre otros factores.

Ello permite destacar que la media de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas en América Latina es mayor que la de los países de la OCDE mientras que la elasticidad precio media es más inelástica en América Latina que en los países de la OCDE. Esto es consecuencia de una compleja matriz de factores e interacciones. Sin embargo, puede argumentarse que la alta elasticidad ingreso y la baja elasticidad precio son reflejo de un mismo fenómeno general: el estilo y la fase del desarrollo económico de América Latina con unos precios relativos y la conformación de un conjunto de opciones y modalidades de transporte que no representan un sustituto razonable al transporte privado. Esto es, en América Latina se observa que el crecimiento económico está conformando nuevos grupos de consumidores que abandonan paulatinamente el transporte público por el transporte privado. Ello es parcialmente consecuencia de que el transporte público no satisface sus requerimientos de movilidad en términos de seguridad, comodidad y tiempos de recorrido, ajustando por el precio.

Las consecuencias de este aumento del consumo de gasolinas se traducen en la conformación, especialmente en las zonas urbanas, de fuertes externalidades negativas tales como contaminación atmosférica, ruido, accidentes viales, congestionamiento y el cambio climático. Ello sugiere aplicar un impuesto que permita internalizar estos costos que ocasiona su consumo. Sin embargo, las elasticidades precio inferidas para América Latina sugieren que la respuesta al alza del precio es poco sensible de modo que, en un entorno de rápido crecimiento, es muy probable que el consumo continúe aumentado. En todo caso, las bajas elasticidades precio pueden utilizarse por motivos recaudatorios. De este modo, una estrategia que pretenda contribuir a controlar el consumo de gasolinas requiere, además, de una estrategia de precios relativos o impuestos que reflejen el costo real del consumo de gasolinas, de medidas regulatorias tales como estándares de emisiones por kilómetro recorrido, limitaciones vehiculares, de una infraestructura de transporte público adecuada, acompañada de ciclo vías y áreas confinadas para peatones, y, en un ámbito más general, la conformación de un estilo de desarrollo urbano consistente con estas medidas. Así, la creación de sistemas eficientes de transporte público masivo, las mejoras en la calidad y el rendimiento de los combustibles y los progresos tecnológicos en la industria automotriz pueden no solo contribuir con el objetivo de mitigar las emisiones, sino que también traen co-beneficios en salud, disminuciones en la accidentalidad y reducciones en los tiempos de traslado.

El subsidio a la gasolina es una política común en muchos de los países de América Latina; sin embargo, este constituye un incentivo perverso para los objetivos medioambientales, ya que incentiva el consumo de un bien que induce una externalidad negativa. En este contexto, se requiere no solo desmontar los subsidios a la gasolina sino que al momento de fijar su precio se tengan en cuenta los costos sociales de su consumo. El desmonte de estos subsidios ocasionará no solo aumento en el precio de la gasolina sino también en el precio de los demás bienes, por lo que sería necesario que esta política esté acompañada de programas que flexibilicen la carga en los sectores de menores ingresos. Esto es, los sectores de bajos ingresos que pueden sufrir consecuencias de segunda vuelta ante un aumento del precio de la gasolina como aumento del precio de alimentos o el transporte público deben ser compensados adecuadamente.

Bibliografía

- Abodunde, T., Wirl, F. y Koesil, F. (1985), "Energy demand elasticities: A reassessment", *OPEC Review*, 9(2), 163-185.
- Abreu, M., H.L.F. de Groot y R.J.G.M. Florax (2005), "A Meta-Analysis of B-Convergence: The Legendary 2%", *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 389-420.
- Agnolucci, P. (2009), "The energy demand in the British and German industrial sectors: Heterogeneity and common factors", *Energy Economics*, 31(1) 175-187.
- Alves, D. y Bueno, R. (2003), "Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil", *Energy Economics*, 25 (2003) 191-199.
- 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.
- Amengual, D. y Cubas, G. (2002), "Imposición optima a las naftas y el gasoil: Un análisis empírico para Uruguay (1988-2001)", Documento descargado el 01 de diciembre de 2009 del sitio <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2002/iees03j370702.pdf>.
- Angrist, J.D. y Pischke, J.S. (2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Apostol, T.M. (1967), *Calculus*, Vol. 1, Second edition, John Wiley & Sons, Inc.
- Ashenfelter, Orley, and Michael Greenstone. (2004), "Estimating the Value of a Statistical Life: The Importance of Omitted Variables and Publication Bias." *American Economic Review*, 94(2): 454-460.
- 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*. Routledge, London, pp. 47-105.
- Balabanoff, S. (1994), "The dynamics of energy demand in Latin America", *OPEC Review*, 18(4), 467-488.
- Baltagi, Badi H., Griffin, James M. (1983), "Gasoline demand in the OECD. An application of pooling and testing procedures", *European Economic Review*, 22, 117-137.
- Barnett, Adrian G. (2005), Air pollution and child respiratory health: a case-crossover study in Australia and New Zealand, *American journal of respiratory and critical care medicine*, vol. 171, No. 11 (PMID: 15764722), 1 de junio. Publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: 171.
- Bhattacharyya, S.C. y Blake, A. (2009), "Domestic demand for petroleum products in MENA countries", *Energy Policy*, 37 (2009) 1552-1560
- Beenstock, M. y Willocks, P. (1981), "Energy consumption and economic activity in industrialized countries", *Energy Economics*, 3(4), 225-232.

- Bentzen, J. (1994), "An empirical analysis of gasoline demand in Denmark using co integration techniques", *Energy Economics*, 16, 139-143.
- 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.
- Berndt, E. y G. Botero (1985), "Energy demand in the transportation sector of Mexico", *Journal of Development Economics*, 17(3), 219-238.
- Blinder, A. S. (1998), "Survey Evidence on Central Bank Credibility", NBER-Universities Research Conference: Formulation of Monetary Policy, Cambridge, MA, December.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T. y Rothstein, H. R. (2009), *Introduction to Meta-Analysis*, John Wiley and Sons, Ltd., Publication.
- 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.
- Clean Air Institute (2013), *La Calidad del Aire en América Latina: Una Visión Panorámica*. EUA, Washington D.C., marzo de 2013 - Versión actualizada Mayo de 2013.
- Cnossen, S. (2005), *Theory and practice of excise taxation: smoking, drinking, gambling, polluting, and driving*. Oxford; New York, Oxford University Press.
- Cohen, P.A. (1987), A critical analysis and reanalysis of the multisection validity meta-analysis. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 283 876)
- Cropper, Maureen L. (1997), "The Health Benefits of Air Pollution Control in Delhi", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 79, No. 5, 1 de diciembre.
- Cumming, G. (2012), *Understanding The New Statistics: Effect Sizes, Confidence Intervals, and Meta-Analysis*. New York: Routledge.
- Dahl, C.A. (2012), "Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities", *Energy Policy*, 41, 2-13.
- _____. (1993a), "A survey of oil demand elasticities for developing countries", *OPEC Review*, 17(2), 399-419.
- _____. (1992), "A survey of energy demand elasticities for the developing world", *Journal of Energy and Development*, 18(1), 1-48.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980), *Economics and consumer behavior*, Cambridge University Press.
- DerSimonian, R. y Laird, N. (1986) "Meta-Analysis in Clinical Trials." *Controlled Clinical Trials*, 7(3), 177-188.
- 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.
- Doucouliaos, H. y T.D. Stanley (2009), "Publication selection bias in minimum-wage research? A meta-regression analysis", *British Journal of Industrial Relations*, 47 (2), 406-428.
- Egger, M. y otros (1997), "Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test", *British Medical Journal*, 315(7109), 629-634.
- Eltony, M (1996), "Demand for gasoline in the GCC: an application of pooling and testing procedures". *Energy Economics* 18 (1996) 203-209.
- Eskeland, G.S. y T.N. Feyzioglu (1997), "Is demand for polluting goods manageable: An econometric study of car ownership and use in Mexico", *Working Papers*, World Bank, Washington, D.C.
- Espey, M. (1998), "Gasoline demand revisited: An international meta-analysis of elasticities", *Energy Economics*, 20(3), 273-295.
- 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. y Thilmany, D. (2000), "Farm labor demand: A meta-regression analysis of wage elasticities", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 25(1), 252-266.
- Faust, J. and L.E.O Svensson (1998), "Transparency and Credibility: Monetary Policy with Unobservable Goals", NBER Working Paper No. 6452, March.
- Flood, L., Islam, N. y Sterner, T. (2007), "Are demand elasticities affected by politically determined tax levels? Simultaneous estimates of gasoline demand and price", School of Business, Economics and Law, Goteborg Univesity, *Working Papers in Economics* No. 274.

- Fogarty, J. (2010), "The demand for beer, wine and spirits: A survey of the literature", *Journal of Economic Surveys*, 24(3), 428-478.
- Friedman, MS. (2001), "Impact of changes in transportation and commuting behaviors during the 1996 Summer Olympic Games in Atlanta on air quality and childhood asthma", *JAMA: the journal of the American Medical Association*, vol. 285, No. 7 (PMID: 11180733).
- 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. Alatorre, J. Ferrer, J y Reyes, O. (2014), Paradojas y riesgos del crecimiento económico en América Latina y el Caribe: Una visión ambiental de largo plazo, Documento de trabajo, Santiago de Chile, DDSAH, CEPAL.
- 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. (1992), "Imperfect Price-Reversibility of U.S. Demand of Gasoline: Asymmetric Responses to Price Increases and Declines," *The Energy Journal*, No. 13, pp. 179-207.
- Gately, D. y Streifel, S. S. (1997), "The demand for Oil Products in Developing Countries", *World Bank-Discussion Papers*, No. 359.
- 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.
- 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. B. (1992), "A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Changes". *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 26, No. 2 (May, 1992), pp. 155-169.
- 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. (2002), "Review of Income and Price Elasticities in the Demand for Road Traffic", ESRC TSU publication 2002/13. Centre for Transport Studies, London, UK.
- 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.
- Hall, J. (1995), "The role of transport control measures in jointly reducing congestion and air pollution", *Journal of Transport Economics and Policy*, 29(1), 93-103.
- Hanly, M., Dargay, J. y Goodwin, P. (2002), "Review of income and price elasticities in the demand for road traffic", *Report 2002/13*, London: ESRC Transport Studies Unit, University College London.
- Harbord, R.M. y Higgins, J.P.T. (2008), "Meta-regression in Stata", *The Stata Journal*, 8, Number 4, pp. 493-519.
- Hartung, J., Knapp, G. y Sinha, B. (2008), *Statistical Meta-Analysis with Applications*, Wiley-Interscience. Hoboken, N.J. 2008.
- 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, 153-161.
- Hedges, L. V. (1992), "Modeling publication selection effects in meta-analysis". *Statistical Science* 7: 237-245.
- Hedges, L. V. y I. Olkin (1985), "Statistical Methods for Meta-analysis", San Diego, CA: Academic Press.
- Hendry, David F. (1983), "Econometric Modelling: The "consumption Function" in Retrospect", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 30, No. 3.
- Hernández, Fausto y Arturo Antón (2013), Optimal Gasoline Tax in Developing, Oil-Producing Countries: The Case of Mexico, *Documento de Trabajo*, No. 555, CIDE, julio.
- Higgins J. P. T. y Thompson SG (2002), "Quantifying Heterogeneity in a Meta-Analysis." *Statistics in Medicine*, 21(11), 1539-1558.
- Higgins, J. P. T., S. G. Thompson, J. J. Deeks, and D. G. Altman. (2003), "Measuring inconsistency in meta-analyses". *British Medical Journal* 327: 557-560.
- 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., 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. 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. 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.
- 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.
- _____. (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 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.
- 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.
- Instituto de Recursos Mundiales (WRI), Climate Analysis Indicators Tool (CAIT) 2.0. ©2014. Washington, D.C. [en línea] <http://cait2.wri.org>.
- 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.
- Kayser, H. A. (2000), "Gasoline demand and car choice: Estimating gasoline demand using household information", *Energy Economics*, 22 (3), 331-348.
- Knapp, G. y Hartung, J. (2003), "Improved Tests for a Random Effects Meta-Regression with a Single Covariate." *Statistics in Medicine*, 22(17), 2693-2710.
- 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.
- Lipsey, M.W. y Wilson, D.B. (2001), *Practical Meta-Analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Liu, G. (2004), "Estimating energy demand elasticities for OECD countries a dynamic panel data approach", *Discussion Papers*, No. 373, 3-27.
- Lozano, Nancy (2004), "Air Pollution in Bogotá, Colombia: A Concentration-Response Approach", *Desarrollo y Sociedad*, No. 54.
- 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.
- Mitchell, T. (2006), "A co-integration analysis of the price and income elasticity of energy demand", *Working Paper*, Research Department, Central Bank of Barbados.
- Nappo, M. (2007), "A demanda por gasolina no Brasil: Uma avaliação de suas elasticidades após a introdução dos carros bicomustível", Fundação Getúlio Vargas, Escola De Economia De São Paulo-Eesp, São Paulo.

- Nelson, J.P. (1980), "Airports and property values: A survey of recent evidence". *Journal of transport Economics and Policy*, 14 (1) 37-52.
- 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 C. Canam (2001), *Meta-Study of Qualitative Health Research: A Practical Guide to Meta-Analysis and Meta-Synthesis*, Sarge publications, USA.
- Parry, Ian y Jon Strand (2010), *International Fuel Tax Assessment: An Application to Chile*, No. dp-10-07, Resources for the Future.
- Pénard-Morand, C. (2005), "Long-term exposure to background air pollution related to respiratory and allergic health in schoolchildren", *Clinical and experimental allergy: journal of the British Society for Allergy and Clinical Immunology*, vol. 35, No. 10 (PMID: 16238786), octubre. Publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: 35.
- Pesaran, M. H. y R. P. Smith (1995), "Alternative approaches to estimating long-run energy demand elasticities: An Application to Asian developing countries". En: T. Barker, P. Ekins y N. Johnstone (Eds.), *Global warming and energy demand*. Routledge, London, pp. 47-105.
- Phillips, J.M. y E.P. Goss, (1995), "The effect of state and local taxes on economic development: a meta-analysis", *Southern Economic Journal*, vol.62, 320-333.
- Pino, Paulina. (2004), "Fine particulate matter and wheezing illnesses in the first year of life", *Epidemiology* (Cambridge, Mass.), vol. 15, No. 6 (PMID: 15475719), noviembre. Publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: 15.
- Pock, M. (2007), "Gasoline and Diesel Demand in Europe: New Insights", *Economics Series* 202, January 2007.
- Prosser, R. D. (1985), "Demand elasticities in OECD: Dynamic Aspects", *Energy Economics*, 9(1), 9-12.
- Ramanathan, R. (1999), "Short- and long-run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using cointegration techniques", *Energy Economics*, 21_1999.321-330.
- Reyes, M. O. (2009), "La demanda de gasolinas en México: Efectos y alternativas ante el cambio climático", *Documento de Trabajo*, Departamento de Economía Aplicada de la Universidad Autónoma de Barcelona.
- Reyes, O., R. Escalante y A. Matas (2010), "La demanda de gasolinas en México: Efectos y alternativas ante el cambio climático", *Economía Teoría y Práctica*, 32(1), 83-111.
- Rogat, J. y Sterner, T. (1998), "The determinants of gasoline demand in some Latin American countries", *International Journal of Global Energy Issues*, Volume 11, Nos. 1-4, 1998.
- 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.
- Schipper, Y.J.J. (1996), On the valuation of aircraft noise: A meta-analysis. European Regional Science Association. 36th European Congress, Zurich, Switzerland, 26-30 August 1996.
- Schwartz, J. (1994), "Air pollution and daily mortality: A review and meta-analysis". *Environ Res*, 1994; 64: 36-52.
- Schwartz, M.J. y Galván, S. (1999), *Teoría Económica y Credibilidad en la Política Monetaria*. Documento de Investigación No. 9901. Dirección General de Investigación Económica. Banco de México, Marzo de 1999.
- Smith, V. K. and Huang, J. (1995), "Can Markets Value Air Quality? A Meta-Analysis of Hedonic Property Value Models", *J.P.E.* 103 (February): 209-27.
- _____. (1993), "Hedonic Models and Air Pollution: Twenty-Five Years and Counting". *Environmental and Resource Economics* 3: 381-394, 1993.
- 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.
- _____. (2001), "Wheat from chaff: Meta-analysis as quantitative literature review", *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 131-50.
- Stanley, T. D and Doucouliagos, H. (2012), *Meta-Regression Analysis in Economics and Business*. Oxford: Routledge.
- _____. (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 S.B. Jarrell, (1989), "Meta-regression analysis: a quantitative method of literature surveys", *Journal of Economic Surveys*, 3(2), 161-170.
- Stern, Nicholas (2008), "The Economics of Climate Change", *American Economic Review*, vol. 98, No. 2, mayo.
- _____(2007), *The Economics of Climate Change: The Stern Review*. Cambridge University Press.
- Sterne, J. A. C. (2009), "Meta-analysis in STATA: An updated collection from the STATA Journal", 1st ed., STATA Press.
- Sterne, J. A. C. y Roger M. Harbord (2004), "Funnel plots in meta-analysis", *The Stata Journal*, 4(2), 127-141.
- Sterne, J. A., Gavaghan, D., & Egger, M. (2000), "Publication and related bias in meta-analysis: power of statistical tests and prevalence in the literature". *Journal of Clinical Epidemiology*, 53, 1119-1129.
- Sterne, J. A. C. y M. Egger (2001), "Funnel plots for detecting bias in meta-analysis: guidelines on choice of axis", *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(10), 1046-1055.
- Sterner, T., Dahl, C., Franzén, M. (1992), "Gasoline Tax Policy, Carbon Emissions and the Global Environment", *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 26, No. 2 (May, 1992), pp. 109-119 Published.
- Sundqvist, T. (2004), "What causes the disparity of electricity externality estimates?" *Energy Policy*, 32(15), 1753-66.
- Van den Bergh, J.C. y otros (2010), *Meta-Analysis in Environmental Economics*. Springer Science Business Media, B.V.
- Vasquez, A. (2005), "La demanda agregada de combustibles líquidos en el Perú" *Documento de trabajo* No. 12, Oficina de Estudios Económicos, Organismo Supervisor de la Inversión en Energía, Lima, Febrero de 2005.
- Verhoef, E. (1994), "External effects and social costs of road transport", *Transportation Research*, vol.28A, 273-288.
- Vevea, J. L. y L.V. Hedges (1995), "A general linear model for estimating effect size in the presence of publication bias". *Psychometrika* 60: 419-435.
- Vouyoukas, L. (1995), "Elasticities for OECD aggregate final energy demand". En: T. Barker, P. Ekins y N. Johnstone (Eds.), *Global warming and energy demand*. Routledge, London, pp. 172-191.



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)
www.cepal.org