



Crecimiento Económico y Energía Residencial en EU-28

Autores y e-mail de la persona de contacto:

María del P. Pablo-Romero y Antonio Sánchez-Braza

mpablorom@us.es

Departamento: Análisis Económico y Economía Política

Universidad: Sevilla

Área Temática: *Energía, sostenibilidad, recursos naturales y medio ambiente*

Resumen:

Recientemente, los países participantes en la Conferencia Climática de París (COP21) acordaron establecer objetivos nacionales de reducción de emisiones revisables cada 5 años. Para el cumplimiento de este acuerdo, casi todos los países tienen que aumentar sus compromisos de reducción de emisiones, lo que afecta a casi todos los sectores económicos. El sector residencial puede considerarse clave para alcanzar estos objetivos, ya que a nivel mundial representa en torno al 25% del consumo de energía global y el 17% de emisiones de CO₂. En este sentido, el análisis de la relación entre el crecimiento económico de los países y del consumo de energía residencial resulta especialmente interesante con el fin de poder determinar políticas de ahorro energético en este sector. A pesar de ello, los estudios que relacionan el crecimiento económico y el consumo energético residencial son muy escasos, en contraposición a los estudios que analizan la relación entre crecimiento económico y consumo energético global o emisiones de CO₂, fundamentalmente por medio del análisis de la curva medioambiental de Kuznets (EKC).

El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre crecimiento económico y consumo de energía residencial en los países de la UE-28 en el periodo 1990-2013. Para ello se estima una función energética de EKC mediante datos de panel y se estudian las elasticidades de la energía consumida respecto a la renta per cápita. Dada la heterogeneidad entre los países analizados, resulta conveniente utilizar un modelo multinivel con efectos aleatorios para estimar la EKC, lo que permite estimar coeficientes diferentes para cada país, reflejando así las características propias de cada uno. Los resultados confirman la existencia de la EKC en este sector, si bien claras diferencias se observan entre los países considerados, no llegando a alcanzar el punto inflexión de la EKC los países de reciente incorporación.

Palabras Clave: Energía residencial, Curva de Kuznets medioambiental, Datos de Panel, modelo multinivel. EU-28

Clasificación JEL: C23, O52, Q43, Q52

Crecimiento Económico y Energía Residencial en EU-28

1. Introducción

En la conferencia celebrada en París (COP21) en 2015, 195 países firmaron el acuerdo de llevar a cabo planes de acción destinados a evitar que la temperatura global del planeta suba por encima de los 2°C (Burlison, 2016). Todos los países tienen responsabilidad en este objetivo, el cual depende de su prosperidad económica. Por ello, deben determinar en un documento sus contribuciones a esa reducción global (INDCs, Intended Nationally Determined Contributions), estando obligados a revisar sus objetivos individuales cada cinco años (UNFCCC , 2015).

En este sentido, la UE ha comunicado sus objetivos, los cuales indican que las UE y sus Estados miembros están obligados a reducir sus emisiones internas de gases de efectos invernaderos al menos un 40% en 2030 en relación con los valores de 1990. Este objetivo va más allá del objetivo actual de reducción de 20% en 2020. Asimismo, está en línea con los objetivos marcados en el último informe del IPCC (IPCC, 2014).

Para alcanzar el objetivo del 40%, la UE está llevando a cabo diversas acciones destinadas a limitar las emisiones de CO₂, las cuales están relacionadas con el uso energético, el transporte, el uso de la tierra y la agricultura, las ciudades sostenibles y otras. No obstante, las acciones energéticas pueden ser consideradas las principales medidas de reducción de emisiones, ya que el uso y producción de energía genera más del 80% del total de emisiones en la UE-28, ya sea en el sector industrial, de servicios, transportes y residencial. En este sentido, el sector residencial consume un 27% de la energía total, justo detrás del sector transporte que consume el 32 (EEA, 2015).

A pesar de la importancia del consumo del sector residencial, cabe decir que este, junto a la industria, son los sectores que ha mantenido en el periodo de 1990 a 2014 un crecimiento negativo, siendo su tasa de crecimiento en el periodo en el sector residencial igual a -0.03. Algunos autores han señalado que las reducciones en el consumo del sector industrial pueden ser atribuidas, al menos en parte, a una deslocalización industrial. De tal modo que las industrias se han desplazado hacia lugares en los que los estándares medioambientales son inferiores (Lau et al., 2014). Sin embargo, el consumo de energía residencial no es posible desplazarlo fuera de las

fronteras. De este modo, puede considerarse que las políticas energéticas pueden ser más eficaces en este sector. Por ello, el análisis de la evolución del uso de energía en el sector residencial resulta ser especialmente interesante en la UE. No obstante, a pesar de este interés, hay pocos estudios que analicen su evolución y su relación con la renta de los países. Así, la mayoría de estudios que se centran en el consumo de los hogares se relaciona con el comportamiento económico de esos hogares. Hasta donde conocemos, el único estudio que compara la tendencia de la energía residencial entre un grupo de países es el estudio Nejat et al. (2015). Este estudio se refiere a 10 países que representan las dos terceras partes de las emisiones de CO₂, y revisa las tendencias de uso energético del sector residencial, las emisiones del sector y las políticas aplicadas. Adicionalmente, algunos estudios se refieren a la situación en países específicos, tales como Štreimikienė (2014) centrado en Lituania, y Heinonen y Junnila (2014) referido a Finlandia.

El objetivo de este estudio es analizar las relaciones entre uso de energía residencial y renta en los países de la UE-28 en el periodo 1990-2013. Para ello, se estiman curvas energéticas medioambientales de Kuznets (EKC) utilizando técnicas de datos de panel. Se llevan a cabo dos aproximaciones diferentes. Primero, se introducen variables de control para captar el posible efecto de la urbanización en el consumo residencial, tal como en Heinonen y Junnila (2014) y en Wiedenhofer et al., (2013). Segundo, ya que autores como Piaggio y Padilla (2012) han cuestionado la idoneidad de asumir parámetros iguales para países diferentes, se utiliza un modelo de efectos mixtos que dota al modelo de mayor flexibilidad al permitir que los parámetros estimado varíen de forma aleatoria (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2008; West y Galecki, 2011; Leckie, et al., 2014). Por último, a partir de las estimaciones realizadas mediante el modelo mixto, se calculan las elasticidades del uso energético residencial respecto a la renta. Dichas elasticidades varían para cada país y año, lo que permite observar las diferencias entre países (Pablo-Romero y Sánchez-Braza, 2015).

El estudio se organiza como sigue. En la sección 2 se explica la metodología utilizada. En la sección 3 se especifica los datos utilizados en el estudio. En la sección 4 se presentan los resultados obtenidos y por último se concluye.

2. Metodología

La función general del modelo para testar la hipótesis EKC se expresa del siguiente modo:

$$E_{it} = A_{it} + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \beta_3 Y_{it}^3 + e_{it} \quad [1]$$

donde E es un indicador de presión medioambiental en términos per cápita, que en este estudio es el consumo final de energía residencial per cápita expresado en logaritmos, Y es el PIB per cápita, en logaritmos y A representa la suma del efecto temporal e individual. Asimismo, i y t indican países y años respectivamente. Finalmente, e es el error aleatorio.

Algunos problemas econométricos han sido observados en estudios previos. Así Narayan y Narayan (2010) consideran que las estimaciones de la EKC en estudios previos pueden presentar problemas de multicolinealidad. Para analizar este problema, en este trabajo se ha calculado los valores VIFs (variance inflation factors). En general se considera que el valor VIF no debe exceder 10. Si bien algunos estudios utilizan un criterio más estricto, y el VIF no debe superar el valor de (Pablo-Romero et al., 2015). Para mitigar el problema de multicolinealidad, los valores han sido convertidos en desviaciones respecto a su media geométrica. Este cambio, implica que el coeficiente β_1 representa la elasticidad del consumo de energía residencia respecto a la renta en el punto central de la muestra (De la Fuente, 2008; Pablo-Romero y Sánchez-Braza, 2015). La transformación de las variables se señala con un guión encima de cada variable.

$$\bar{E}_{it} = \bar{A}_{it} + \beta_1 \bar{Y}_{it} + \beta_2 \bar{Y}_{it}^2 + \beta_3 \bar{Y}_{it}^3 + e_{it} \quad [2]$$

Asimismo, otros autores han señalado la posibilidad de realizar estimaciones espurias (Stern, 2014). Para evitar estas estimaciones espurias, se ha analizado la naturaleza estocástica de las variables. Primero se ha llevado a cabo un test de dependencia transversal siguiendo el test de Pesaran (2004), bajo la hipótesis nula de independencia transversal. Después se utiliza el test de Pesaran (2007), CIPS test, para investigar la presencia de raíces unitarias. Finalmente, se lleva a cabo el test de cointegración de Westerlund (2007) que permite testar las relaciones de cointegración en presencia de

dependencia transversal (Persyn y Westerlund, 2008) La hipótesis nula es la usencia de cointegración. Los estadísticos Gt y Ga testan si existe cointegración al menos para un individuo, mientras que Pt y Pa si existe cointegración para el panel de forma global.

Teniendo en cuenta los resultados del estudio previo, los datos son transformados en primeras diferencias. Utilizando Δ para indicar este cambio, se expresa la función a estimar del siguiente modo:

$$\overline{\Delta E}_{it} = \overline{\Delta A}_{it} + \beta \Delta_1 \overline{Y}_{it} + \beta_2 \Delta \overline{Y}_{it}^2 + \beta_3 \Delta \overline{Y}_{it}^3 + e_{it} \quad [3]$$

donde $\overline{\Delta A}_{it} = \delta t$.

Finalmente, cabe señalar que Piaggio y Padilla (2012) han cuestionado la idoneidad de utilizar datos de panel, debido a la heterogeniedad de la muestra. Con el fin de reducir dicha heterogeneidad o de controlarla se han llevado a cabo dos aproximaciones. La primera ha consistido en introducir la variable de control (C) en [3]. Esta variable representa el efecto de la urbanización en el consumo energético residencial, tal como ha sido señalado en Heinonen y Junnila (2014) y Wiedenhofer et al. (2013). Así la ecuación se expresa como

$$\overline{\Delta E}_{it} = \overline{\Delta A}_{it} + \beta \Delta_1 \overline{Y}_{it} + \beta_2 \Delta \overline{Y}_{it}^2 + \beta_3 \Delta \overline{Y}_{it}^3 + \phi \Delta \overline{C}_{it} e_{it} \quad [4]$$

Adicionalmente, se ha estimado [4] permitiendo que los coeficiente β no sean constantes, sino que se les permite variar al incluir un término aleatorio en el coeficiente, de esta manera puede mejorarse la eficiencia de la estimación econométrica (Hsiao et al., 1995). Así, los coeficientes β se definen del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \beta_{1i} &= \gamma_1 + \mu_{1i} \\ \beta_{2i} &= \gamma_2 + \mu_{2i} \\ \beta_{3i} &= \gamma_3 + \mu_{3i} \end{aligned} \quad [5]$$

donde μ representa el efecto aleatorio para las observaciones individuales. De esta manera, [4] se expresa como sigue:

$$\overline{\Delta E}_{it} = \overline{\Delta A}_{it} + \gamma_1 \Delta \overline{Y}_{it} + \mu_{1i} \Delta \overline{Y}_{it} + \gamma_2 \Delta \overline{Y}_{it}^2 + \mu_{2i} \Delta \overline{Y}_{it}^2 + \gamma_3 \Delta \overline{Y}_{it}^3 + \mu_{3i} \Delta \overline{Y}_{it}^3 + \phi \Delta \overline{C}_{it} + e_{it} \quad [6]$$

donde [6] se estima utilizando un modelo de efectos mixtos (Rabe-Hesketh and Skrondal, 2008; West y Galecki, 2011; Leckie et al., 2014). Varios test de máxima

verosimilitud han sido llevados a cabo para determinar si el modelos más adecuado es estimando con los coeficientes β fijos o introduciendo efectos aleatorios. Asimismo, se realizan test de máxima verosimilitud para analizar el modelo con efectos aleatorios en el coeficiente β_1 y β_2 versus modelo con efecto aleatorio en β_1 y modelo con efecto aleatorio en β_1 , β_2 y β_3 versus modelo con efecto aleatorio en β_1 y β_2 .

Una vez que se estiman las ecuaciones [4] y [6] los coeficientes β nos indican la relación que existe entre el consumo energético y la renta. Si todos los coeficientes β son positivos, entonces existe una relación creciente entre ambas variables. Pero si $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ y $\beta_3 \leq 0$ entonces la EKC existe (Dinda, 2004). En este caso, puede calcularse el punto de inflexión de la curva, lo que puede calcularse haciendo la elasticidad de E respecta a Y igual a cero. Esta elasticidad puede calcularse del siguiente modo:

$$ela_{it} = \beta_1 + 2\beta_2 \bar{Y}_{it} + 3\beta_3 \bar{Y}_{it}^2 \quad [7]$$

Las elasticidades permiten también conocer el diferente comportamiento de los países. En este sentido, es adecuado hacer notar que la elasticidad de E respecto a Y es mucho más flexible cuando β se obtiene a partir de [6].

3. Datos

Este estudio utiliza datos de los 28 países de la UE: Austria, Bélgica, Bulgaria, Croacia, Chipre, R. Checa, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, Holanda, Polonia, Portugal, Rumania, Eslovaquia, Eslovenia, Suecia, España, and UK. El periodo de estudio comprende desde 1990 a 2013.

Se utilizan datos de energía final consumida por el sector residencial obtenidos a partir de la base de datos de la IEA (IEA, 2016). Esta variable se expresa en miles de toneladas equivalente de petróleo, en términos per cápita. Los valores han sido expresados en logaritmos. Asimismo, se utilizan datos de PIB obtenidos de la base de datos del Banco Mundial (The World Bank, 2016), en millones de dólares constantes de 2005. Los valores se expresan en términos per cápita y han sido igualmente convertidos a logaritmos. Por último, la variable de control se expresa como

porcentaje de población que vive en áreas urbanas. Se obtiene de la base de datos del Banco Mundial (The World Bank, 2016).

4. Resultados

4.1. Estudio de multicolinealidad, dependencia transversal, raíces unitarias y cointegración

La Tabla 2 muestra los valores VIF para las variables sin transformar y transformadas respecto a su media geométrica. Puede observarse, que una vez que las variables han sido transformadas, el valor VIF no excede de 5. Por lo que el problema de multicolinealidad de las variables desaparece.

Tabla 2. Valores VIF

Variable	VIF (variables)	VIF (deviations from the geometric mean)
Y	658.94	3.64
Y^2	2941.04	1.66
Y^3	879.71	4.99
C	1.20	1.21
Media VIF	1120.22	2.89

La Tabla 3 muestra los resultados del test de dependencia transversal de Pesaran (2004). La hipótesis nula de independencia transversal se rechaza para todas las series. Por esta razón se emplea el test de segunda generación de raíces unitarias de Pesaran (2007). La Tabla 4 muestra el valor de estos test en niveles y primeras diferencias. Los resultados muestran que las variables son I(1). Finalmente, la Tabla 5 muestra los resultados de aplicar el test de Westerlund (2007), obtenido para 400 réplicas. Los resultados muestran que la hipótesis de no cointegración no puede ser rechazada. Por lo que resulta conveniente estimar en primeras diferencias.

Tabla 3. Test de dependencia trasversal

Variabes	CD test
Y	85.96***
Y²	85.75***
Y³	85.43***
C	15.56***

Tabla 4. Test de raíces unitarias en presencia de dependencia trasversal.

Variables	Nivel		Primeras diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
E	-2.140*	-2.427	-4.471***	-4.611***
Y	-2.050	-2.119	-3.615***	-4.089***
Y²	-0.603	-1.108	-2.947***	-3.440***
Y³	-2.105*	-2.584*	-3.525***	-3.643***
C	-2.142*	-2.601*	-3.707***	-4.592***

Tabla 5. Resultados del test de cointegración

Variable dependiente	Variables independientes	Tests			
		Gt	Ga	Pt	Ga
E	Y, Y², Y³, C	-2.375	-1.567	-12.452	-5.536
	Y, Y², C	-3.728	-2.032	-14.112	-5.292

4.2. Resultados de las estimaciones

La Columna (a) de la Tabla 6 muestra los resultados de estimar [4]. Las estimaciones se obtienen utilizando el modelo de mínimos cuadrados generalizado (FGLS) en presencia de autocorrelación, heterocedasticidad y dependencia trasversal, de acuerdo con los test de Wooldridge (2002), Greene (2000), y Pesaran (2004). La Columna (a) muestra que los coeficientes β_1 coeficientes son positivos y significativos. Por lo tanto en el punto central de la muestra, la elasticidad de la energía residencial respecto a la renta es positiva. Así, un aumento del PIB per cápita aumenta el consumo energético en el sector residencial. No obstante, dado que su valor es igual a 0.277, este incremento es menos que proporcional. Los resultado muestran también que los coeficientes β_2 y β_3

son negativos y significativos, por los que la hipótesis de la EKC es confirmada, ya que de acuerdo con Dinda (2004), si $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ y $\beta_3 < 0$, existe una relación con forma de U invertida.

Tabla 6. Resultados de estimar [4] y [6].

	<i>FGLS</i> [4]	<i>Modelo Multinivel</i> β_1 aleatorio [6]	<i>Modelo Multinivel</i> β_1 y β_2 aleatorio [6]
	(a)	(b)	(c)
Y	0.277*** (0.022)	0.280*** (0.115)	0.280*** (0.117)
Y²	-0.101*** (0.014)	-0.112*** (0.034)	-0.114*** (0.033)
Y³	-0.062*** (0.007)	-0.051** (0.026)	-0.050** (0.026)
<i>sd</i> (β_1)	–	0.221*** (0.083)	0.188* (0.109)
<i>sd</i> (β_2)	–		0.028 (0.046)

Todas las estimaciones incluyen dummies temporales y la variable de control *C*

Las Columnas (b) y (c) en la Tabla 6 muestran los resultados de estimar [6] utilizando el modelo multinivel de efectos mixtos. La Columna (b) muestra la estimación cuando se incluye el término aleatorio en el coeficiente β_1 permitiendo que su valor varíe entre países. En la Columna (c) también se incluye el efecto aleatorio en el coeficiente β_2 haciendo la función más flexible todavía. Ambas estimaciones se obtienen utilizando el método de máxima verosimilitud en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación. El efecto aleatorio no se estima de forma directa, pero puede ser obtenido a partir de las varianzas y covarianzas estimadas. La Columna (b) y (c) muestran las desviaciones estándar ($sd(\beta_1)$ y $sd(\beta_2)$) de β_1 y β_2 .

Los resultados obtenidos muestran que los coeficientes β_1 dependen de los valores γ_1 y μ_{1i} , por lo que varían aleatoriamente entre países, ya que la desviación estándar β_1 es significativamente diferente de cero. No obstante, la desviación estándar de β_2 no es significativamente distinta de cero. Para testar si es adecuado incluir el efecto aleatorio

en β_2 se lleva a cabo el test LR (likelihood-ratio test), en el que la hipótesis nula es que no hay diferencia significativa entre los dos modelos. Como el valor del test LR es igual a $\chi^2(2) = 0.37$, la hipótesis no puede ser rechazada, por lo que el efecto aleatorio β_2 puede ser omitido. Adicionalmente, se lleva a cabo también el test LR entre el modelo con y sin efecto aleatorio en β_1 . En este caso, la hipótesis nula puede ser rechazada, y puede entonces inferirse que el modelo de efectos mixtos multinivel es preferido.

Los resultados obtenidos en la Columna (b) muestran que γ_1 es positivo y significativo, con un valor igual a 0.280. Para calcular los valores de β_1 es necesario obtener los valores de los efectos aleatorios de cada país. La Tabla 7 muestra los valores de β_1 para cada país. Letonia tiene el valor más bajo, seguido de Polonia y Eslovenia. Por otro lado, los valores mayores los tiene Chipre, Rumania y Malta. Cabe destacar, que todos los valores de β_1 son positivos. La Columna (b) en la Tabla 6 también muestra que γ_2 y γ_3 son negativos y significativos. Por lo tanto, la hipótesis de la EKC se confirma.

El punto de inflexión de la EKC puede ser calculada haciendo que la elasticidad de E respecto a Y sea nula. Para obtener estas elasticidades los valores de la Columna (b) en la Tabla 6 son utilizados. Así la elasticidad se calcula de acuerdo con:

$$ela_{it} = \beta_{1i} - 2 * 0.112 * \bar{Y}_{it} - 3 * 0.051 * \bar{Y}_{it}^2$$

donde los valores de β_{1i} se obtienen de la Tabla 7.

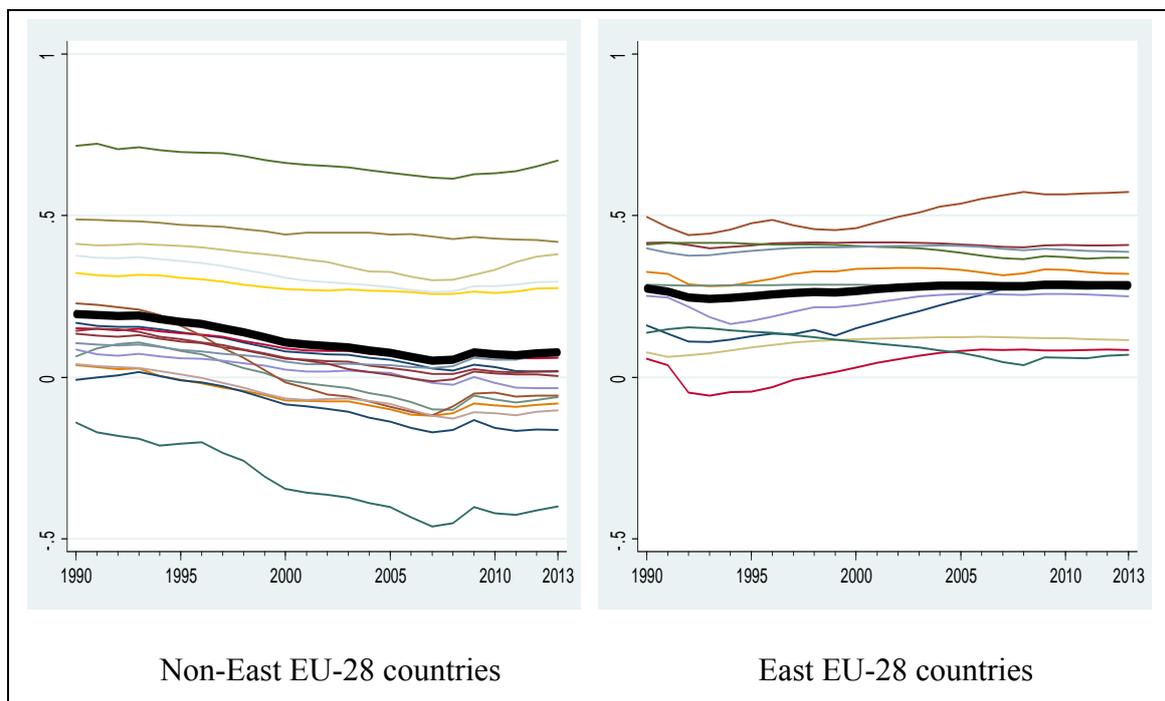
La elasticidad varía a lo largo de los países del año considerado. La Tabla 7 muestra el valor medio de la elasticidad en el periodo 1990-2013 para cada país. Chipre tiene la elasticidad promedio más grande, con un valor de 0.66. Luxemburgo tiene el menor valor, de -0.32. Asimismo, cabe hacer notar que Dinamarca, Luxemburgo, Finlandia, Holanda y Suecia tiene valores promedio negativos, mostrando que han pasado el punto de inflexión de la EKC. Por ello, puede decirse que este sector el uso energético y la renta están desacoplados en esos países.

Tabla 7. β_1 y elasticidad del consumo de energía residencial respecto a la renta per cápita. Diferencia por países

<i>País</i>	β_i	\overline{elas}_i	<i>País</i>	β_i	\overline{elas}_i
AUSTRIA	0.319	0.084	ITALY	0.224	0.063
BELGIUM	0.278	0.063	LATVIA	0.005	0.038
BULGARIA	0.253	0.196	LITHUANIA	0.178	0.232
CROATIA	0.336	0.411	LUXEMBOURG	0.270	-0.323
CYPRUS	0.709	0.666	MALTA	0.412	0.452
CZECH REPUBLIC	0.337	0.395	NETHERLANDS	0.217	-0.053
DENMARK	0.286	-0.054	POLAND	0.044	0.108
ESTONIA	0.258	0.320	PORTUGAL	0.284	0.283
FINLAND	0.213	-0.005	ROMANIA	0.509	0.508
FRANCE	0.294	0.096	SLOVAK REPUBLIC	0.327	0.396
GERMANY	0.234	0.023	SLOVENIA	0.084	0.101
GREECE	0.389	0.366	SPAIN	0.397	0.315
HUNGARY	0.206	0.280	SWEDEN	0.184	-0.086
IRELAND	0.311	0.026	UNITED KINGDOM	0.291	0.059

La Figura 2 muestra la evolución a lo largo del tiempo de los valores de la elasticidad obtenidos para cada país. El gráfico de la derecha muestra los valores de las elasticidades para los países del este europeo, mientras que el gráfico de la izquierda muestra dichos valores para el resto de países. El gráfico de la derecha muestra que la elasticidad media en los países del este es casi constante a lo largo del periodo, siendo su valor aproximado igual a 0.25. No obstante, se observan importantes diferencias en la evolución de cada país. Así mientras que algunos países tienen una tendencia casi constante, otros como Rumania, Letonia, Bulgaria y Lituania, tienen una tendencia positiva. Asimismo, cabe destacar que Eslovenia tiene una tendencia negativa, si bien su elasticidad no llega a ser negativa.

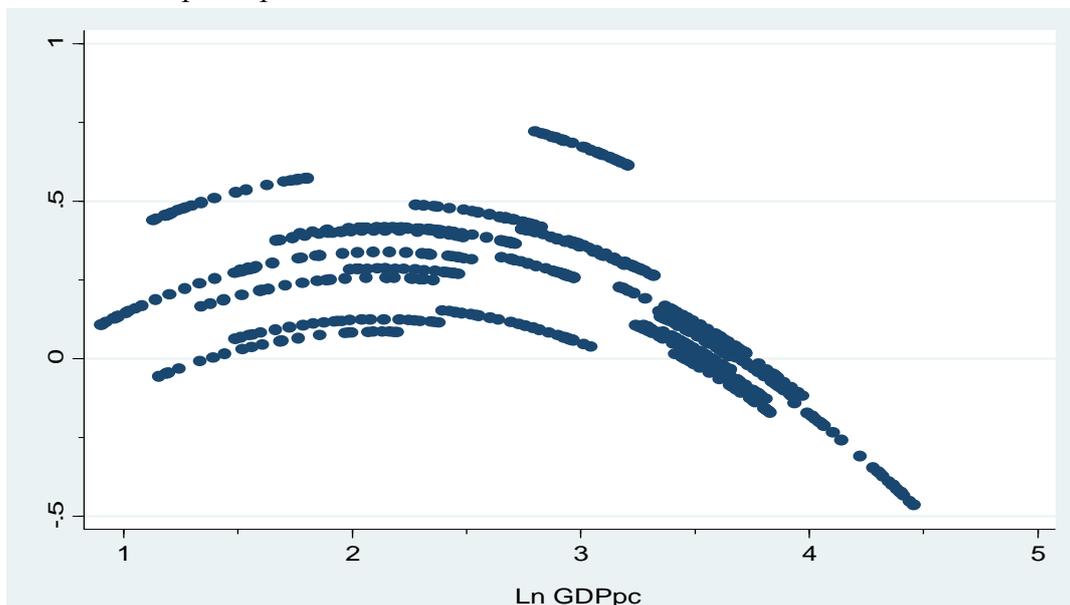
Figura 2. Evolución de la elasticidad del consume de energía residencial respecto a la renta por países (1990-2013).



Por otro lado, el grafico de la izquierda muestra que el valor promedio de la elasticidad del consumo energético residencial respecto a la renta per cápita del resto de países de la UE-28 tiene una clara tendencia negativa con un valor aproximado de 0.10 al final del periodo. Este valor es mucho más bajo que el promedio de los países del este europeo. Asimismo, se observa un comportamiento similar entre los países de la muestra, con excepción de Chipre, Malta, Portugal y Grecia. Asimismo, se observa, que varios países tiene elasticidades negativas: Dinamarca, Finlandia, Irlanda, Holanda, Suecia y Alemania al final del periodo.

Finalmente, la Figura 3 muestra el valor de la elasticidad en relación al valor del PIB per cápita. En la Figura se observa que la elasticidad se hace cero para un valor del PIB per cápita (en log) igual a 3.5. Por debajo de este valor, la elasticidad es positiva. Siendo creciente has un valor equivalente a 2.

Figura 3. Elasticidad del consume energético residencial respecto a la renta por nivel de PIB per cápita



5. Conclusiones

La UE recoge documentos con las contribuciones de cada país a la reducción global de emisiones que tanto la UE como sus Estados miembros se comprometen a cumplir. El objetivo global de la UE es reducirlas al menos un 40% en el año 2030. Para alcanzar este objetivo, son varias las acciones y medidas que se están adoptando, siendo la más importante las energéticas ya que más del 80% del total de emisiones en la UE-28 son causadas por el consumo energético. Controlar el consumo de energía en los hogares puede ser mucho más eficaz que aplicar otras medidas en otros sectores, ya que el consumo energético residencial es de difícil deslocalización. De esta forma, el análisis de la evolución del uso de la energía residencial en los países de la UE resulta muy interesante.

En este estudio se analizan las relaciones entre el consumo de energía residencial y la renta en el ámbito de los países de la UE-28 para el periodo 1990-2013. Para ello, se han estimado las EKC de la energía residencial a partir de un modelo multinivel con efectos aleatorios, y se han calculado las elasticidades del consumo de energía residencial con respecto al PIB per cápita para cada año y país.

Los resultados obtenidos confirman la hipótesis de la EKC, alcanzándose el punto de inflexión de la EKC para un nivel de PIB en torno a 3.5 en términos de logaritmos. Se

observa una mayor heterogeneidad en los valores de estas elasticidades para niveles del PIB per cápita por debajo de este valor. Asimismo, se aprecian también notables diferencias en los valores de las elasticidades y su evolución para los países de la EU-28, principalmente entre los países del Este y el resto de países.

Así, los países del Este son los que presentan unos mayores valores de la elasticidad con una evolución media casi constante a lo largo del período en torno al valor de 0.25. Eslovenia es el único país con una clara tendencia negativa, aunque sin alcanzar el valor cero. Además, los resultados muestran claras diferencias entre los valores de las elasticidades dentro de este grupo de países. Por lo tanto, puede ser adecuado en este caso promover en estos países políticas energéticas más intensivas dirigidas al sector residencial, incluyendo políticas más diferenciadas que permitan tener en cuenta las características específicas de cada uno de estos países.

El resto de los países de la UE-28 muestran una clara tendencia decreciente en la evolución de su elasticidad media, que se estabiliza al final del periodo en torno al valor de 0.10. Chipre, Malta, Portugal y Grecia presentan valores de esta elasticidad notablemente más altos. Los demás países presentan valores más homogéneos de su elasticidad. Por lo tanto, puede ser adecuada una política energética más similar entre estos países. Cabe destacar que Dinamarca, Luxemburgo, Finlandia, los Países Bajos y Suecia han alcanzado el punto de inflexión de la EKC. Por lo tanto, a medida que aumenta la renta en estos países, el consumo de energía residencial disminuye. En ese sentido, los países que aún no han alcanzado el punto de inflexión de la EKC pueden centrarse en llevar a cabo medidas similares a las buenas prácticas aplicadas en estos países que sí lo han alcanzado.

Agradecimientos

Los autores agradecen el apoyo financiero recibido del Proyecto ECO2014-56399-R del Ministerio de Economía y Competitividad y de la Cátedra de Economía de la Energía y del Medioambiente de la Universidad de Sevilla y la Fundació Roger Torné.

Referencias

- Burleson, E. (2016). Paris agreement and consensus to address climate challenge. *ASIL INSIGHT, Forthcoming*.
- De la Fuente, A. (2008): *Una Función de Producción Translog para las Regiones Españolas: Notas Preliminares, Documento de Trabajo D-2008-06, Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid*.
- Dinda, S. (2004): “Environmental Kuznets Curve hypothesis: A survey”, *Ecological Economics*, nº 49, p. 431-455.
- EEA (2015): *Final Energy Consumption by Sector and Fuel. European Environment Agency, Copenhagen*.
- Greene, W. (2000): *Econometric Analysis (4th ed.), Prentice Hall, Upper Saddle River*.
- Heinonen, J., Junnila, S. (2014): “Residential energy consumption patterns and the overall housing energy requirements of urban and rural households in Finland”, *Energy and Buildings*, nº 76, p. 295-303.
- Hsiao, C., Mountain, D.C., Illman, K.H. (1995): “Bayesian integration of end-use metering and conditional demand analysis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, nº 13, p. 315–326.
- IEA (2016): *Energy Balances Database, International Energy Agency, Paris*. <http://www.iea.org/statistics/> [Last access 1 June 2016].
- IPCC (2014): *Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC, Geneva*.
- Lau, L.S., Choong, C.K., Eng, Y.K. (2014): “Investigation of the Environmental Kuznets Curve for carbon emissions in Malaysia: Do foreign direct investment and trade matter?”, *Energy Policy*, nº 68, p. 490–497.
- Leckie, G., French, R., Charlton, C., Browne, W. (2014): “Modeling heterogeneous variance–covariance components in two-level models”, *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, nº 39, p. 307–332.
- Narayan, P.K., Narayan, S. (2010): “Carbon dioxide emissions and economic growth: panel data evidence from developing countries”, *Energy Policy*, nº 38, p. 661-666.
- Nejat, P., Jomehzadeh, F., Taheri, M.M., Gohari, M., Majid, M.Z.A. (2015): “A global review of energy consumption, CO₂ emissions and policy in the residential sector (with an overview of the top ten CO₂ emitting countries)”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, nº 43, p. 843-862.

- Pablo-Romero, M., Sánchez-Braza, A. (2015): “Productive energy use and economic growth: Energy, physical and human capital relationships”, *Energy Economics*, n° 49, p. 420-429.
- Pablo-Romero, M., Sánchez-Braza, A., González-Limón, J.M. (2015): “Covenant of Mayors: Reasons for being an environmentally and energy friendly municipality”, *Review of Policy Research*, n° 32, p. 576–599
- Persyn, D., Westerlund, J. (2008): “Error-correction-based cointegration tests for panel data”, *Stata Journal*, n° 8, p. 232-241.
- Pesaran, M.H. (2004): *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, Cambridge Working Papers WP0435, Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge.
- Pesaran M.H. (2007): “A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence”, *Journal of Applied Econometrics*, n° 22, p. 265-312.
- Piaggio, M., Padilla, E. (2012): “CO₂ emissions and economic activity: Heterogeneity across countries and non-stationary series”, *Energy Policy*, n° 46, p. 370-381.
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A. (2008): *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, Stata press, College Station (TX).
- Stern, D. (2014): *The Environmental Kuznets Curve: A Primer*, CCEP Working Paper 1404, Centre for Climate Economic & Policy, Crawford School of Public Policy, The Australian National University, Canberra.
- Štreimikienė, D. (2014): “Residential energy consumption trends, main drivers and policies in Lithuania”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, n° 35, p. 285-293.
- The World Bank (2016): *Databank*, Washington DC. <http://www.worldbank.org/> [Last access 1 June 2016]
- UNFCCC (2015): *Adoption of the Paris Agreement, United Nations Framework Convention on Climate Change, Bonn*. <https://unfccc.int/resource/docs/2015/cop21/eng/l09r01.pdf>
- West B.T., Galecki, A.T. (2011): “An overview of current software procedures for fitting linear mixed models”, *The American Statistician*, n° 65, p. 274–282.
- Westerlund J. (2007): “Testing for error correction in panel data”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 69, p. 709-748.
- Wiedenhofer, D., Lenzen, M., Steinberger, J.K. (2013): “Energy requirements of consumption: Urban form, climatic and socio-economic factors, rebounds and their policy implications”, *Energy Policy*, n° 63, 696-707.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Massachusetts.