
LA CURVA DE KUZNETS Y LA EMISIÓN DE CO₂ EN ESPAÑA. 1850-2008

JESÚS IGLESIAS
MÓNICA CARMONA
ANTONIO A. GOLPE
JUAN MANUEL MARTÍN (*)

Universidad de Huelva

A partir de la década de los setenta, tras la publicación del informe conocido como «Los Límites del Crecimiento» (1972), se ha producido un proceso de concienciación ambiental que ha supuesto en años posteriores un verdadero compromiso por parte de los países industrializados para reducir la emisión de gases contaminantes o, al menos, adecuarlos a sus verdaderas necesidades de crecimiento económico (1).

En este contexto, la relación entre crecimiento económico y polución ha sido ampliamente contrastada en la literatura de economía ambiental (Grossman y Krueger, 1995; Martínez-Allier, 1995; Arrow *et al.*, 1995; Carson y Maccubbin, 1997; Suri y Chapman, 1998; Torras y Boyce, 1998; Stern, 2004; Payne, 2009; Aslanidis, 2009; o Jordan, 2010, entre otros). En el trabajo de Grossman y Krueger (1991) encontraron que esta relación presenta la forma de U-invertida, un comportamiento que ha sido interpretado en la línea de que las economías conducen a la degradación ambiental en su etapa inicial con niveles de renta per cápita bajos y, a partir de un nivel de renta per cápita son capaces de establecer industrias menos contaminantes a medida que ésta se incrementa.

Esta aportación supone el planteamiento más aceptado para sostener el modelo conocido como Curva de Kuznets Ambiental (en adelante EKC por sus siglas en inglés). A partir del trabajo de Grossman y Krueger, en las dos últimas décadas se han realizado importantes esfuerzos por proporcionar evidencia empírica sobre el modelo EKC, focalizándose el análisis desde planteamientos lineales, paramétricos, semi-paramé-

tricos y no paramétricos, estudiando varios contaminantes (SO₂, CO₂, NH₄, etc.) y usando varios tipos de datos y países (series temporales, sección cruzada y panel). Desgraciadamente, los resultados revelan conclusiones muy dispares no sólo sobre la forma de la curva, sino sobre la propia existencia de la misma, convirtiéndose en un tópico controvertido dentro del análisis en economía ambiental (véase Stern, 2004; Payne, 2009; Aslanidis, 2009; o Jordan, 2010).

Gran parte de esta controversia se deriva de la falta de robustez de los diferentes contrastes, dada la alta sensibilidad de los resultados a la técnica econométrica de estimación o al sesgo que en las mismas introducen la no consideración de determinados fenómenos (Stern, 2004). En este sentido, resulta sorprendente como un buen número de trabajos han abordado esta relación, dejando a un lado el análisis de la relación de cointegración entre crecimiento económico y emisiones de CO₂. La existencia de raíces unitarias en ambas variables, hace obligatoria la necesidad de contrastar la posible existencia de relaciones de cointegración entre ellas (independientemente de la especificación).

Por otro lado, la amplitud temporal de la series nos indica la potencial existencia de cambios estructurales, por lo que los resultados obtenidos mediante un contraste de cointegración lineal únicamente mostrarían la relación en el periodo completo, obviando la posibilidad de que la relación fuese distinta a lo largo del tiempo. Es ésta, la principal aportación de este trabajo.

En este artículo, siguiendo la especificación de Jaunky (2011), contrastamos la posible existencia de relaciones de cointegración entre las emisiones de CO₂ y el crecimiento económico en España. Una vez confirmada la existencia de cointegración, y obtenida la elasticidad entre ambas variables, estudiamos la posibilidad de quiebres estructurales en dicha relación, siguiendo para ello la metodología propuesta por Kejriwal-Perron (2010). Finalmente, se analizan las distintas elasticidades obtenidas para cada periodo, con el objetivo de testar la existencia de la EKC para España.

Los resultados propuestos identifican que la economía española, a pesar de presentar un escenario más positivo sobre el nivel de emisiones en las tres últimas décadas, sigue posicionándose lejos de la etapa en la que los países crecen por encima de su nivel de emisiones, es decir, lejos del pleno desarrollo ambiental.

La estructura del trabajo es la siguiente. En el segundo apartado se recoge un breve resumen de la literatura sobre EKC, se citan algunas consideraciones econométricas que la literatura empírica advierte sobre la interpretación de la EKC y se revisa la evidencia para el caso español. A continuación, el tercer epígrafe está dedicado al análisis de los datos y a la explicación de la metodología empleada. El apartado cuatro se reserva a la presentación de resultados, mientras que el quinto y último recopila las principales conclusiones y algunas posibles extensiones de este trabajo.

LA LITERATURA DE EKC: RELACIÓN ENTRE CO₂ Y PIB PER CÁPITA ¶

El trabajo empírico de Grossman y Krueger (1991), que ha desatado un enorme número de investigaciones sobre la relación entre contaminación y crecimiento, tenía como objetivo medir la influencia en el medio ambiente de los tratados de Libre Comercio de América del Norte. Como conclusión más relevante defendían que el incremento en el comercio internacional, y en consecuencia el crecimiento económico, también implicaría finalmente menor degradación ambiental. En esta línea, los trabajos de Beckerman (1992) y Panayotou (1993) son los primeros en utilizar el término ya habitual de EKC como una extensión de la relación entre el nivel de desigualdad y la renta per cápita que propuso Kuznets (1955). La hipótesis propuesta por la EKC implica que las emisiones de CO₂ y PIB per cápita presenta una relación con forma de U-invertida, de modo que una econo-

mía en su etapa inicial genera niveles de polución elevados, y a medida que ésta se desarrolla es capaz de disminuir los niveles de contaminación (algunos surveys sobre la EKC son Stern, 2004 o Dinda, 2004; o más recientemente He y Richard, 2010).

La relación que establece la EKC se ha convertido en una cuestión compleja para explicar desde el punto de vista teórico, ya que la relación directa que se establece estrictamente en la hipótesis ha abierto un campo de análisis muy prolífero en economía ambiental (Grossman y Krueger, 1994; Cole *et al.* 1997; List y Gallet, 1999; López y Mitra, 2000; Hettige, 2000; Andreoni y Levinson; 2001; Harbaugh *et al.*, 2002; Pffaf *et al.* 2004; o para un survey Borgeshi, 1999; Dinda, 2004 o recientemente Kijima *et al.* 2010; Bo, 2010 o Esteve y Tamarit, 2012 entre otros). Ekins, (1997) y de Bruyn y Heintz (1999) abrían la discusión sobre la aceptación de la hipótesis de la EKC ya que no encontraron evidencia sobre dicha hipótesis en varios contaminantes analizados. Posteriormente, Dinda (2004) propone una revisión teórica y empírica sobre la hipótesis EKC, donde se analiza la interpretación de la curva y las posibles desviaciones de la misma a partir de la metodología y las técnicas empleadas.

En este propósito de aclarar la interpretación de la EKC, el trabajo de Roca y Padilla (2003) revisa la literatura y describe los posibles argumentos para encontrar la forma funcional de U-invertida entre CO₂ y crecimiento, medido en términos pc (2). El primero se refiere al cambio tecnológico, de modo que el desarrollo en tecnologías menos contaminantes permitiría las reducciones en emisiones de CO₂, aunque se descarta por el «efecto rebote» por el que el incremento de eficiencia ambiental derivado de la tecnología provocaría una mayor demanda tecnológica que anularía tal efecto. La segunda alternativa que proponen es que la tendencia del desarrollo económico sustituye el sector industrial por el sector servicios que es más productivo y provoca que se reduzcan las presiones ambientales por unidad de renta. Este supuesto sería convincente en caso de que supongamos que los sectores ambientalmente más problemáticos son los que producen bienes inferiores, lo que no es probable (Torras y Boyce, 1998). El tercer argumento que detallan muestra que el aumento de renta provoca un incremento del consumo de bienes con mayor calidad ambiental, y es el que se presenta en la literatura con mayor aceptación y se define en McConnell (1997), Selden y Song (1995), López (1994) o Roca (2003).

Estos argumentos expuestos sobre la relación directa entre desarrollo económico y ambiental propuesta en la hipótesis EKC, como se advertía en líneas anteriores, ha generado reacciones desde el punto de vista teórico y empírico (3). Entre las cuestiones que matizan la hipótesis inicial cabe destacar la ausencia en tal planteamiento que el efecto de las políticas de protección ambiental propuestas por los gobiernos tienen en los resultados de la calidad ambiental. En esta línea Carpentier (2006), plantea que las políticas públicas, la transparencia o la participa-

ción pública son más determinantes que el libre comercio en el desarrollo ambiental. En cualquier caso, las políticas reguladoras suelen vincularse a economías desarrolladas, con lo que las mejoras ambientales continuarían estando ligadas al desarrollo económico.

Por su parte, Dhakal (2009), apunta que se deben tener en cuenta otros factores como la densidad de la población para verificar la EKC. Otro problema relevante asociado a la interpretación de la EKC se plantea en los puntos de cambio del comportamiento de la relación entre ingresos y contaminación. Diferentes artículos han encontrado cambios en niveles de ingresos diferentes, lo que complica el establecimiento de un rango de desarrollo (Seldon, 1994 o List, 1999). En este sentido son varios los trabajos que han apuntado la influencia de las crisis energéticas como elemento de ruptura en la relación propuesta en la EKC, reforzando la idea de estudiar la relación a lo largo del tiempo en contra de los análisis estáticos (véase Payne, 2010; Moomaw y Unruh, 1997; o Díaz-Vázquez y Canelo, 2010). Jaill y Mahmud (2010) y Soyfas *et al.* (2006) proponen las ventajas del uso de series temporales para testar la relación propuesta en la hipótesis de EKC.

En definitiva, Dasgupta *et al.* (2002) sintetizan el estado de la cuestión poniendo énfasis en la versión optimista que muestra la relación entre crecimiento y contaminación con forma de U-invertida, sostenido por los argumentos esgrimidos en el trabajo pionero de Grossman y Krueger (1991), la liberalización económica, la difusión de la tecnología más limpia y las nuevas conductas de regulación ambiental en países desarrollados. Por el contrario, la versión pesimista se sustenta en críticas a los trabajos basados en periodos de corte transversal, donde no se tienen en cuenta el comportamiento a largo plazo.

Siguiendo este enfoque, que permite interpretar la relación propuesta por Kuznets y considerando la etapa de desarrollo en la que se encuentra un país y los posibles cambios provocados por los ciclos económicos, Jaunky (2011) propone que la interpretación de la elasticidad-renta de las emisiones de CO₂ es una vía para contrastar la hipótesis de la EKC. Este procedimiento se detalla en el apartado de metodología y sirve de soporte para nuestro análisis.

Consideraciones empíricas previas

Antes de describir la herramienta econométrica, es necesario considerar algunos de los problemas empíricos que se asocian a las estimaciones de la hipótesis de EKC y que han podido provocar una gran distorsión en los resultados. Estos problemas hacen referencia a cuestiones relacionadas con la muestra empleada, las variables seleccionadas, las técnicas de estimación y el periodo temporal y los ciclos económicos.

En primer lugar hay que resaltar que la mayoría de trabajos han analizado un conjunto de países, con el con-

siguiente inconveniente de asumir que todos los países presentan la misma elasticidad de las emisiones y la renta (Stern, 2004). No obstante, hay que destacar que ciertamente las externalidades medioambientales de un país trascienden fronteras nacionales. En este sentido desde el trabajo de Shields (1991) ya se advertía sobre la necesidad de implementar programas de control de calidad ambiental a lo largo de las zonas fronterizas entre Texas y Mexico, precisamente porque además de presentar problemas de polución más allá de las fronteras, las inversiones que otros países realizan allí donde pueden producir con menos restricciones de políticas medioambientales pueden distorsionar la relación propuesta por la EKC.

Por su parte, como apuntan Díaz-Vázquez y Canelo (2010), el comportamiento de la relación entre emisiones de CO₂ y crecimiento, puede presentar cambios a lo largo del tiempo. En este sentido Vogel (1999) afirma que para que pueda hablarse de la evolución EKC de manera real y robusta, las mejoras medioambientales que se producen con un ingreso per cápita creciente deben incluir un componente sistemático que esté asociado a características típicas de una economía creciente y en desarrollo.

Cabe citar, entre otras cuestiones acerca de la hipótesis EKC, la limitación del número de contaminantes analizados, normalmente vinculados en la contaminación del aire. Además, se plantean posibles problemas con los datos y las variables empleadas, debido a que, por ejemplo, el comportamiento de un indicador podría depender del comportamiento de otros no contemplados en el análisis directo tal y como se propone en la EKC (véase Stern y Common, 2001) (4). Por último, como se adelantaba en líneas previas, se debe tener en cuenta que el periodo temporal y los ciclos económicos pueden condicionar los resultados debido a que, por ejemplo, los niveles de emisión pueden reducirse en épocas de recesión, sin embargo los niveles de renta siguen siendo elevados.

Para tratar de evitar algunos de estos problemas la técnica empleada en este trabajo se basa en el análisis de series temporales y el análisis de las elasticidades. En los siguientes epígrafes se detalla la base de datos empleada que supone un marco de análisis extenso y útil en el propósito de evitar este último inconveniente.

Evidencia sobre EKC para España

La evidencia empírica sobre EKC presenta también una gran dispersión. A pesar de existir poco consenso sobre la especificación correcta que permita medir la EKC, los trabajos que han tratado de testar esta relación mediante el uso de series temporales y el análisis de cointegración y quiebres estructurales son escasos. Recientemente, Esteve y Tamarit (2012a, 2012b) han presentado dos trabajos donde se testa la relación lineal entre las variables PIB per cápita y emisiones de CO₂ para el caso de España, confir-

mando con técnicas de cointegración que la relación EKC para España se encuentra en la fase de degradación ambiental. No obstante parece confirmarse un cambio en el comportamiento de la curva a lo largo de la serie estudiada. Esta conclusión confirmaría la existencia de la EKC para nuestro caso.

Algunos de los trabajos empíricos que han tratado de analizar la contrastación de la EKC en España y que sin embargo han revelado el rechazo a tal hipótesis en nuestro país para el periodo 1850-2000 son Rubio (2005), Carpintero (2005) o Roca y Alcántara (2001). Así mismo, Roca *et al.* (2001) encuentran con un análisis para el periodo 1973-1996 una elasticidad de ingresos y CO₂ a largo plazo positiva y creciente, confirmando la cointegración entre ambas variables.

En el trabajo citado anteriormente de Roca y Padilla (2003) han mostrado evidencia empírica sobre la relación entre el PIB per cápita y diversos contaminantes atmosféricos en el caso español. Para ello emplearon datos del periodo entre 1980 y 2001 de ocho contaminantes atmosféricos de características muy diferentes, algunos con efectos globales y otros con efectos de carácter más regional y/o local, algunos con multitud de focos de emisión y otros con las emisiones mucho más concentradas. Sólo en el caso del dióxido de azufre (SO₂), y en menor medida del monóxido de carbono (CO), muestran que las emisiones disminuyen, como cabría esperar de cumplirse la EKC, suponiendo que España hubiese alcanzado un nivel de renta per cápita suficientemente elevado como para situarse ya en el tramo decreciente de la curva.

Alcántara y Padilla (2009) contribuyen a la evidencia mediante el estudio de los diferentes factores que afectan a las variaciones en las emisiones de gases de efecto invernadero provenientes del consumo de energía en España en el periodo 1990-2007. Para contrastarlo emplean la metodología de descomposición factorial. Los resultados obtenidos muestran claramente que durante el periodo observado las emisiones han sido determinadas fundamentalmente por el crecimiento económico, sin que se haya producido el cambio en la relación entre producción y degradación ambiental postulado por la hipótesis EKC.

Los trabajos empíricos en la mayoría de casos han elaborado el análisis únicamente desde el lado de la oferta, es decir, midiendo los niveles de emisión provocados para alcanzar la producción de un país. El trabajo de Ramos-Martín (2003) aporta un enfoque novedoso al considerar el consumo energético desde el lado de la demanda de energía. Por ejemplo, midiendo el consumo de los hogares, como medida más realista de los niveles de consumo energético de un país. En su trabajo muestra que España no sigue la hipótesis que sugiere una curva en forma de U-invertida para la intensidad energética, ya que la variable crece a lo largo del tiempo.

Otra aportación novedosa la ofrecen Díaz- Vázquez y Cancelo (2010) donde miden, entre otros, el efec-

to que los precios del petróleo y la densidad de la población como medida del posible efecto local en la reducción de emisiones. En su análisis destacan que los efectos locales reducen las emisiones de contaminantes tangibles y que el crecimiento de los precios de la energía (representados por los precios del petróleo) no resulta tener un efecto estadísticamente significativo sobre el crecimiento de las emisiones de CO₂, reflejando su escasa elasticidad-precio (por lo menos a corto medio plazo).

En definitiva, la evidencia sobre EKC para España rechaza dicha hipótesis. No obstante en este artículo se presenta un enfoque que integra el contraste de la hipótesis EKC midiendo la evolución de las elasticidades a lo largo del último siglo y medio.

DATOS Y METODOLOGÍA ‡

El trabajo ha planteado en los apartados anteriores la importancia de revisar distintos aspectos sobre la medición de la polución y el crecimiento económico. En este apartado se describen los datos y la metodología utilizada. Para completar nuestro objetivo de análisis, se ha recogido los datos de Historical Statistics Angus Maddison The Groningen Growth and Development Centre, que presenta datos de series temporales de la variable PIB y población desde 1850 a 2008. Análogamente los datos de emisiones de CO₂ proceden de Carbon Dioxide Information Analysis Center (CDIAC).

Siguiendo la especificación propuesta por Jaunky (2011), podemos determinar la elasticidad de la renta sobre las emisiones de CO₂ mediante la siguiente ecuación:

$$LCO_{2,t} = \mu_0 + \mu_1 LPIB_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde LCO_2 es el logaritmo natural de las emisiones de CO₂ per cápita, mientras que $LPIB$ es el logaritmo natural del PIB per cápita (5) medido en PPP con base 1990. es el término contante.

El término μ_1 estimado es la elasticidad del PIB-emisiones de CO₂, de manera que un valor de $\mu_1 > 1$ denota que los cambios en los ingresos generan cambios más notables en las emisiones de CO₂, en una interpretación que implica poca responsabilidad ambiental. En los tres tramos que se identifican en la interpretación de la curva de Kuznets, un valor como el citado del coeficiente μ_1 implica que la economía de un país se encuentra en la fase inicial de degradación ambiental. Si $0 < \mu_1 < 1$, entonces los incrementos de renta son más que proporcionales a los incrementos en las emisiones de CO₂. Finalmente si $\mu_1 < 0$ entonces el país se encuentra en la fase donde la industria es menos contaminante, de modo que los incrementos de renta se acompañan de disminuciones en las emisiones de CO₂. ε_{it} es el término de error. Para ilustrar la interpretación de las elasticidades se presenta el gráfico 1 donde se detallan

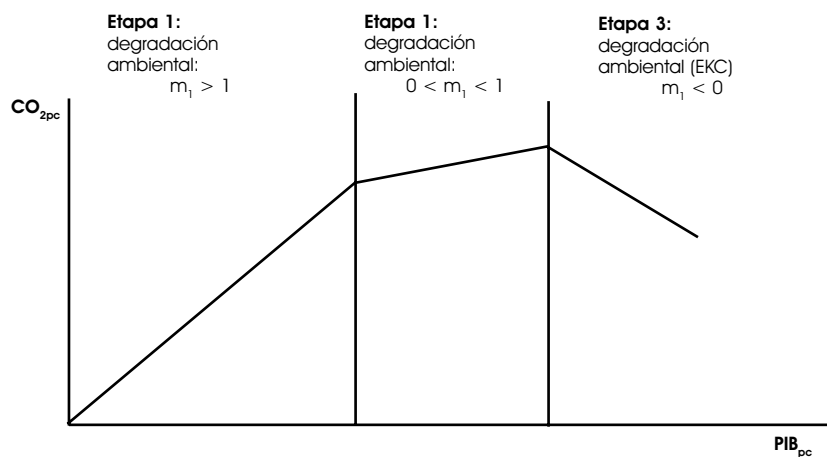


GRÁFICO 1
CURVA DE KUZNETS:
ELASTICIDADES POR ETAPAS

FUENTE: laboración propia a partir del supuesto de elasticidades propuesto por Jaunky (2011)

las tres etapas propuestas por Jaunky (2011) con sus respectivas elasticidades.

Como podemos observar, el gráfico 1 muestra, entre otras cuestiones, que la relación entre el PIB per cápita y el CO₂ per cápita no es estable a lo largo del tiempo, poniendo de manifiesto la posible existencia de quiebres estructurales (y, por tanto, distintos periodos en la relación entre el CO₂ y el PIB per cápita) dentro de dicha relación. Así, conforme la economía de un país va adquiriendo un grado de desarrollo más elevado, la relación entre el crecimiento económico y las emisiones de CO₂ no es estable y la elasticidad es variable. Por todo ello, se podría contrastar la existencia de la EKC, si las elasticidades obtenidas para cada periodo tuvieran un comportamiento similar a lo propuesto en el gráfico 1.

Para poder llevar a cabo la tarea de búsqueda de quiebres estructurales, el presente trabajo adopta la metodología propuesta por Kerjiwal-Perron (2010). Estos autores, proponen tres tipos de estadísticos con el fin de contrastar la existencia de quiebres estructurales en relaciones de cointegración. Los estadísticos son los siguientes:

A] En primer lugar, un test *supWald* que contrasta la hipótesis nula de no existencia de quiebre estructural ($m=0$) frente a la hipótesis alternativa de un número fijo de quiebres ($m=k$):

$$supF_T^*(k) = \sup_{\lambda \in \Lambda_k} \frac{SSR_0 - SSR_k}{\sigma^2}$$

Donde SSR_0 denota la suma de cuadrados de los residuos bajo la hipótesis nula de no existencia de quiebre estructural, y SSR_k la suma de cuadrados de los residuos bajo la hipótesis alternativa de k quiebres. Por otro lado, $\lambda = \{\lambda_1, \dots, \lambda_m\}$ es el vector de quiebres definido por $\lambda = T_i/T_T$ para todo $i=1, \dots, m$, y T_i expresa la fecha de los quiebres.

B] En segundo lugar, un test *UDmax*, sobre la hipótesis nula de no existencia de quiebre estructural ($m=0$)

frente a la hipótesis alternativa de un número desconocido de quiebres dados acotados por M ($1 \leq m \leq M$), siendo M el número máximo de quiebres:

$$UDmaxF_T^*(M) = \max_{1 \leq k \leq M} F_T^*(k)$$

C] Finalmente, los autores proponen un contraste secuencial que no solo detecta la posible inestabilidad de los parámetros a estimar, sino que, además, permite una estimación consistente del número de quiebres, es decir, un test que contrasta la hipótesis nula de k quiebres estructurales frente a la alternativa de $k+1$ quiebres:

$$F_T(k+1/k) = \max_{1 \leq k \leq M} \sup_{\tau \in \Lambda_{j,\varepsilon}} \{SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k)\} - \{SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_k)\} / SSR_{k+1}$$

donde $\Lambda_{j,\varepsilon} = \{\tau; \hat{T}_{j-1} + \hat{T}_j - \hat{T}_{j-1} \} \varepsilon \leq \tau \leq T_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1}) \varepsilon$, y el modelo con k quiebres es obtenido por minimización global de la suma de cuadrados de los residuos.

ESTRATEGIA ECONOMETRICA Y RESULTADOS ¶

Cuando usamos series temporales, se asume, con bastante frecuencia, que los datos son no estacionarios, y por tanto, se obtienen relaciones que pueden ser espurias. Es por ello, que se hace necesario contrastar si las series utilizadas en nuestro análisis son estacionarias o no, es decir, si presentan una raíz unitaria. En el caso de que existan raíces unitarias, como ya se ha advertido en apartados anteriores, es necesario un análisis de cointegración para evitar los problemas de regresiones espurias antes citadas. Para ello, en el presente trabajo, vamos a utilizar dos contrastes, el contraste ADF (Augmented Dickey-Fuller) y el contraste propuesto por Ng-Perron con el fin de contrastar si las series presentan raíces unitarias, recogido en el cuadro 1.

Nuestro trabajo analiza, en primer lugar, la posible existencia de cointegración lineal entre el PIB y el CO₂ per cápita utilizando la especificación propuesta en la

CUADRO 1
CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS

Variable (en logs)	$\bar{M}Z_{\alpha}^{GLS}$	$\bar{M}Z_{\tau}^{GLS}$	$\bar{M}SB^{GLS}$	$\bar{M}PT^{GLS}$	Lags	ADF	Lags
Y_t	-1.043	-0.491	0.471	48.160	1	-0.608	1
CO_{2t}	-4.137	-1.392	0.336	21.545	2	-3.103	2

Nota: *, ** y *** denotan significatividad al 10%, 5% y 1% niveles, respectivamente.

Valores críticos

	$\bar{M}Z_{\alpha}^{GLS}$	$\bar{M}Z_{\tau}^{GLS}$	$\bar{M}SB^{GLS}$	$\bar{M}PT^{GLS}$	ADF
1%	-13.80	-2.58	0.17	1.78	-4.018
5%	-8.10	-1.98	0.23	3.17	-3.439
10%	-5.70	-1.62	0.27	4.45	-3.144

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 2
CONTRASTE DE JOHANSEN

Relación	$H_0 : r$	$n - r$	λ	λ_{max}	$\lambda_{max, 0,95}$	λ_{trace}	$\lambda_{trace, 0,95}$	lag
$-\gamma_t - CO_{2t}$	0	2	0.122	20.191(*)	14.264	21.547(*)	15.495	2
	1	1	0.009	1.357	3.841	1.357	3.841	2

* denota rechazo de la hipótesis nula al 5%

FUENTE: Elaboración propia.

ecuación 1, cuyos resultados se recogen en el cuadro 2. Una vez se confirma la existencia de una relación a largo plazo entre ambas variables, se estudia la existencia de inestabilidades en esta relación, haciendo uso de la reciente metodología propuesta por Kejriwal-Perron (2010), expuestos sus resultados en el cuadro 3. La posibilidad de encontrar quiebres estructurales en la relación, es sinónimo de inestabilidad en la relación a largo plazo, implicando la existencia de distintos periodos en dicha relación y, por tanto, de distintas elasticidades para cada periodo encontrado. Finalmente, se contrasta la existencia de la EKC si las elasticidades estimadas en cada periodo concuerdan con lo expresado en el gráfico 1. Los resultados de las elasticidades encontradas en cada sub-periodo se detallan en la tabla.

Resultados

El cuadro 1 presenta los resultados del contraste Ng-Perron $\bar{M}Z_{\alpha}^{GLS}$, $\bar{M}Z_{\tau}^{GLS}$, $\bar{M}SB^{GLS}$, $\bar{M}PT^{GLS}$, así como del ADF. Ambos contrastes, examinan la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad. Como podemos comprobar, la hipótesis nula de no estacionariedad es claramente rechazada, por lo que, de acuerdo a estos resultados ambas series podrían ser integradas de orden 1.

Una vez confirmada la no estacionariedad de las series, pasamos a estimar la ecuación 1, pero dados nuestros resultados, es necesario testar la existencia de relaciones de cointegración entre ambas variables. Para ello, utilizaremos el contraste de Johansen, comúnmente utilizado en la literatura de series temporales. Los resultados son mostrados en el cuadro 2.

Como podemos observar, el contraste de Johansen, avala la existencia de una relación de cointegración entre ambas variables. Por lo que podemos estimar la ecuación 1 evitando que dicha regresión sea espuria. El resultado de esta estimación se presenta en el cuadro 4 y nos indica que España se encuentra en la etapa 1 de la EKC caracterizada por la degradación ambiental (6). Sin embargo, este resultado ha de ponerse en cautela, ya que dada la amplitud del periodo estudiado (más de 150 años), es posible que la elasticidad (parámetro μ_1) no sea constante.

Para llevar a cabo esta tarea, utilizaremos, como ya hemos señalado anteriormente, la metodología recientemente propuesta por Kejriwal y Perron (2010). Dicha técnica, analiza la posible no estabilidad de la relación entre ambas variables (siempre que estén cointegradas, como ya hemos comprobado en el párrafo anterior), es decir, comprueba, si los dos parámetros a estimar de la ecuación 1, μ_0 y μ_1 son estables o no a lo largo del tiempo. En dicho método, es necesario determinar el número máximo de quiebres permitido, que en nuestro caso será de 5, además, como ya hemos dicho, se permite que tanto la constante (μ_0) como la pendiente (μ_1) sean susceptibles a cambios a lo largo del tiempo. La Tabla 3 muestra los resultados de dicho contraste. Como podemos observar, esta tabla presenta el número de quiebres (y por tanto regímenes) seleccionados por el procedimiento secuencial (Seq), y los criterios BIC y LWZ.

El procedimiento secuencial indica que no existe ningún quiebre estructural en la relación entre PIB y CO_{2t} , es decir, la elasticidad es constante a lo largo del

tiempo, sin embargo, tanto el criterio *BIC* como el *LWZ* nos indica 5 y 4 quiebres respectivamente. Siguiendo el criterio *BIC*, 5 son los quiebres en la relación, y por tanto, 6 son los regímenes existentes. Los quiebres se encuentran situados en las siguientes fechas: 1865, 1883, 1917, 1937 y 1981.

Las explicaciones a estas fechas son muy diversas, si bien podemos señalar que, de 1850 a 1865, España está en pleno proceso de desamortización dando un impulso a la producción agrícola muy importante. Por otro lado, en estas fechas se producen las ventas de diversas minas a empresas extranjeras, y se empiezan a explotar a gran escala dichos yacimientos. 1883 coincide prácticamente con la crisis económica internacional del año 1882.

La siguiente fecha, 1917, coincide con la 1ª Guerra Mundial, en dicho sub-periodo (1883-1917), España se ha convertido en el principal exportador europeo de materias primas. La fecha de 1937 coincide con la guerra civil (1936-1939), por lo que este quiebre seguramente tiene su origen en dicha contienda. Finalmente, 1981, es la fecha donde España ha abandonado la dictadura, pasando a ser una sociedad democrática y desarrollada que se confirmará con el ingreso en la Comunidad Económica Europea en 1986.

Por tanto, seis son los regímenes existentes, el primero que abarca desde 1850 hasta 1865, sub-periodo caracterizado por una expansión de la economía española muy grande (desamortizaciones y explotaciones de yacimientos mineros por empresas extranjeras), el segundo sub-periodo que va desde 1866 hasta 1883, el tercer sub-periodo, de 1884 a 1917, años en lo que España se convierte en una gran potencia exportadora de materias primas. El sub-periodo de entreguerras, de 1918 a 1937, caracterizado por un sub-periodo de turbulencias políticas (dictadura y proclamación de la república). El penúltimo sub-periodo que va de 1938 a 1981, abarcando la dictadura, con una primera parte de autarquía económica y otra con los llamados planes de estabilización. Finalmente, el último sub-periodo de 1981 a 2008, englobando los años de crecimiento económico más exitosos de España, así como el paso de un país en vías de desarrollo a otro plenamente desarrollado.

CUADRO 3
CONTRASTE DE KEJRIWAL-PERRON PARA LA IDENTIFICACIÓN DE QUIEBRES ESTRUCTURALES EN MODELOS COINTEGRADOS

<i>Trimming</i>	15%
<i>Sup F</i> (1)	9.166
<i>Sup F</i> (2)	5.987
<i>Sup F</i> (3)	5.151
<i>Sup F</i> (4)	5.122
<i>Sup F</i> (5)	4.916
<i>UDmax</i>	9.166
<i>Seq</i>	0
<i>BIC</i>	5
<i>LWZ</i>	4
Número de quiebres permitidos.	5
Fecha de los quiebres	1865
	1883
	1917
	1937
	1981

Nota: *, **, y *** denota significatividad al 10, 5, y 1% respectivamente.
Valores críticos tomados de Kejriwal-Perron (2010).

En el cuadro 4 encontramos las estimaciones de la ecuación 1 para cada régimen (sub-periodo). Analizando la elasticidad en cada sub-periodo, vemos que esta es decreciente excepto en el segundo sub-periodo. Es reseñable, la elevada magnitud de la elasticidad en el tercer sub-periodo (1884-1917), época caracterizada, como ya hemos señalado, por un fuerte empuje económico basado en las exportaciones de materias primas, a priori no muy cuidadosas con el medio ambiente.

Por otro lado, únicamente en el sub-periodo actual (1982-2008), dicha elasticidad es menor que la unidad. Este resultado pone de manifiesto que el efecto de la expansión del sector servicios de la economía española ha supuesto un cambio hacia una industria menos contaminante. Finalmente, se debe señalar que a pesar de que la elasticidad, como ya hemos dicho, es decreciente, todavía es positiva, por lo que, si bien, cabe pensar que en un futuro se cumpla la EKC, a día de hoy, los resultados no avalan la existencia de la EKC en España (7).

CUADRO 4
ESTIMACIONES DE LA ECUACIÓN 1 PARA CADA SUB-PERODO

	1850-2008	1850-1865	1866-1883	1884-1917	1918-1937	1938-1981	1982-2008
μ_α	-6,941*** (0,425)	-66,250*** (10,421)	-5,895*** (1,751)	-17,776*** (2,306)	-17,176*** (3,669)	-3,555*** (0,302)	0,838** (0,374)
μ_1	1,554*** (0,053)	9,777*** (1,473)	1,362*** (0,241)	3,054*** (0,308)	2,896*** (0,473)	1,192*** (0,037)	0,697*** (0,039)
R^2	0,847	0,772	0,681	0,759	0,676	0,962	0,929

Nota: Errores estándar en paréntesis. *, ** y ***, representan significatividad al 10, 5 y 1%, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

CONCLUSIONES †

El presente trabajo ha analizado, mediante el estudio de series temporales con datos desde 1850 hasta 2008, el comportamiento de la relación entre renta y emisiones de CO₂ en España. Más concretamente, se ha tratado de, desde la perspectiva propuesta por Jaunky (2011), contrastar la existencia de la curva medioambiental de Kuznets (EKC). Los resultados muestran que dicha hipótesis no se cumple en España. No obstante, debido a la amplitud del periodo analizado, se ha estudiado la posible existencia de quiebres estructurales con el fin de contrastar la posible inestabilidad de la relación a largo plazo entre el PIB y el CO₂, utilizando para ello, la reciente metodología propuesta por Kejriwal-Perron (2010).

El resultado muestra que dicha relación no es estable a lo largo del tiempo, encontrando 5 quiebres, y por tanto 6 periodos, donde dicha relación ha variado. Analizando cada sub-periodo, hemos encontrado, que, si bien, en ninguno de ellos se confirma la existencia de la EKC, si observamos que en el último sub-periodo que abarca los últimos 25 años (a partir de 1981), la elasticidad renta-emisiones de CO₂ es menor que 1, implicando que ya es posible el crecimiento económico sin tener que emitir CO₂ a una tasa mayor. Es decir, la economía española ha pasado a mostrar una mayor sensibilidad sobre el medio ambiente, pudiendo deberse a la tendencia hacia el sector servicios o bien, a una mayor responsabilidad ecológica de la sociedad española.

Por otro lado, nuevas líneas de investigación se abren, en especial, sería conveniente analizar la dirección de la causalidad entre el crecimiento económico y las emisiones de CO₂, cuestión ya reseñada en la primera parte de nuestro ejercicio, pero que la literatura empírica todavía no ha dado una respuesta clara.

En definitiva, el trabajo ha planteado dar respuesta mediante técnicas novedosas a la situación de gestión ambiental de España, poniendo de manifiesto, que a pesar de ser considerada como una de las economías desarrolladas, aún no ha alcanzado un nivel de eficiencia ambiental que se espera de una economía sostenible.

(*) Los autores quisieran expresar su agradecimiento al profesor Emilio Congregado por su inestimable ayuda, así como los comentarios y sugerencias recibidos durante el XII Congreso de la Asociación Andaluza de Ciencia Regional. Todos los errores son responsabilidad exclusiva de los autores.

NOTAS †

- [1] El compromiso más importante de los países en este propósito se identifica en el Protocolo de Kyoto que tiene por objetivo reducir las emisiones de seis gases que causarían el calentamiento global: dióxido de carbono (CO₂), gas metano (CH₄) y óxido nítrico (N₂O), además de tres gases industriales fluorados: Hidrofluorocarbonos (HFC), Perfluorocar-

bonos (PFC) y Hexafluoruro de azufre (SF₆), en un porcentaje aproximado de al menos un 5%, dentro del periodo que va desde el año 2008 al 2012, en comparación a las emisiones al año 1990.

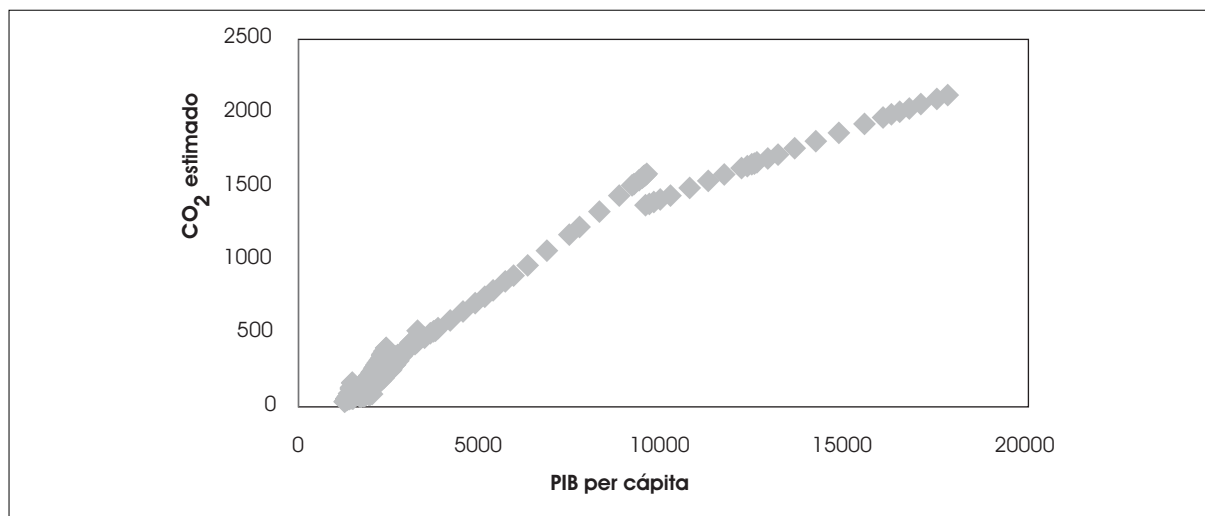
- [2] Se toma el PIB per cápita como indicador de crecimiento de la riqueza de un país para reflejar la riqueza real, que en definitiva es el postulado de la hipótesis EKC. (véase Kuznets, 1955 o Shafik, y Bandyopadhyay, 1992 como la primera aplicación empírica con PIB pc). Posteriormente Stern, 2004 además ofrece una revisión de varios trabajos que usan PIB per cápita como proxy de crecimiento. Más recientemente el trabajo de Esteve y Tamarit, 2012, aplican el PIB per cápita como proxy de crecimiento para medir la relación propuesta por la EKC para el caso de España.
- [3] El survey de Stern (2004) describe las metodologías utilizadas para contrastar la hipótesis EKC así como las críticas que se han planteado desde el punto de vista teórico y empírico.
- [4] Entre los primeros trabajos que emplean varios indicadores cabe destacar los de Selden y Song (1994) en el que contrastan la hipótesis EKC a través de cuatro contaminantes usando datos longitudinales; otro ejemplo se encuentra en Shafik y Bandyopadhyay (1992) donde empleaban hasta nueve indicadores diferentes con datos de panel. Suri y Chapman (1998) por su parte, observan este problema y plantean el uso de una proxy de consumo de energía global con el objetivo de aislar efectos particulares no controlados en las estimaciones que incluyen un único contaminante. Un conjunto de surveys que tratan sobre la especificación empírica de la EKC teniendo en cuenta varios indicadores de calidad ambiental son los de Stern et al., (1996); Ekins, (1997); Ansuategi et al., (1997); Stern, (1997); Panayotou, (2003) o Stern (2004).
- [5] A sugerencia de un revisor, se realizó el ejercicio optando por el uso de variables en términos totales, los resultados son muy similares a los presentados en el presente trabajo y están a disposición del lector bajo petición a los autores.
- [6] Nótese que para asumir que existe evidencia sobre la hipótesis EKC se ha de cumplir que $\alpha < 0$.
- [7] Véase apéndice 1 donde se construye la EKC con los resultados obtenidos a partir del cuadro 4.

BIBLIOGRAFÍA

- ALCÁNTARA V. y PADILLA E., (2009). «Determinantes del crecimiento de las emisiones de gases de efecto invernadero en España (1990-2007)» *Working Papers wpdea0910*, Department of Applied Economics at Universitat Autònoma de Barcelona.
- ANDREONI, J., y LEVINSON, A. (2001): The simple analytics of the environmental Kuznets curve. *Journal of Public Economics* 80: pp. 269–86.
- ANSUATEGI, A.; BARBIER, E. y PERRINGS, E. (1998): «The Environmental Kuznets Curve», en Van den Bergh, J.C.J.M.; Kofkes, M. (Ed.), *Theory and Implementation of Sustainable Development Modelling*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- ANTWEILER, A.; COPELAND, B. y TAYLOR, M. S. (2001): «Is Free Trade Good for the Environment?», *American Economic Review*, 91: pp. 877-908.
- ASLANIDIS, N. (2009): «Environmental Kuznets Curves for Carbon Emissions: A Critical Survey», *Working Papers 2009.75*, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- ARROW, K.; BOLIN, B.; COSTANZA, R.; DASGUPTA, P.; FOLKE, C.; HELLING, C. S.; JANSSON, B. O.; LEVIN, S.; MAILER, K. G.; PERRINGS, C. y PIMENTEL, D. (1995). «Economic growth, carrying capacity, and the environment», *Science*, vol. 268, pp. 520–521.
- BECKERMAN, W. (1992): «Economic growth and the environment: Whose growth? whose environment?». *World Development*, Elsevier, vol. 20(4), pp. 481-496, April.

- BO, S. (2010): A Literature Survey on Environmental Kuznets Curve. *Energy Procedia* 5 (2011) pp. 1322-1325.
- BORGHESI, S. (1999): «The Environmental Kuznets Curve: a Survey of the Literature». European University Institute November 1999.
- CARPENTIER, C. L. (2006): «NAFTA Commission for Environmental Cooperation: Ongoing Assessment of Trade Liberalization in North America. *Impact Assessment and Project Appraisal*, vol. 24(4): pp. 259-272.
- CARPINTERO, O. (2005): «El Metabolismo de la Economía Española: Recursos naturales y huella ecológica (1955-2000)». Madrid: Fundación César Manrique.
- CARSON, R. J. y MCCUBBIN, D. (1997): «The relationship between air pollution emissions and income: US Data», *Environment and Development Economics*, nº 2, pp. 433-450.
- COLE, M.A.; RAYNER, A.J. y BATES, J.M. (1997): «The environmental Kuznets curve: an empirical analysis», *Environment and Development Economics*, nº 2, pp. 401-416.
- DASGUPTA, S.; LAPLANTE, B.; HUA WANG y WHEELER D. (2002): «Confronting the Environmental Kuznets Curve», *Journal of Economic Perspectives, American Economic Association*, vol. 16(1), pp. 147-168, Winter.
- DHAKAL, S. (2009): «Urban energy use and carbon emissions from cities in China and policy implications». *Energy Policy* 37, pp. 4208-4219.
- DE BRUYN, S. y HEINTZ, R. (1999): «The environmental Kuznets curve hypothesis». *Handbook of Environmental and Resource Economics*. Massachusetts: Edward Elgar.
- DINDA, S. (2004): «Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey». *Ecological Economics*, vol. 4 (1), pp. 431-455.
- DÍAZ-VÁZQUEZ, M. R. y CANCELO, M. (2010): «Análisis de los factores determinantes de la evolución de las emisiones de CO₂ y de azufre en países OCDE mediante una descomposición econométrica». *Revista de Economía Mundial* 26, 2010, pp. 85-106.
- EKINS, P. (1997): «The Kuznets curve for the environment and economic growth: examining the evidence», *Environment and Planning A*, vol. 29, pp. 805-830.
- ESTEVE, V. y TAMARIT, C. (2012, a): «Is there an environmental Kuznets curve for Spain? Fresh evidence from old data». *Economic Modelling*, 2012, forthcoming.
- ESTEVE, V. y TAMARIT, C. (2012, b): «Threshold cointegration and nonlinear adjustment between CO₂ and income: the environmental Kuznets curve in Spain, 1857-2007». *Energy Economics*, 2012, forthcoming.
- GROSSMAN, G.M y KRUEGER, A.B. (1991): «Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement», *Papers 158, Princeton, Woodrow Wilson School - Public and International Affairs*.
- GROSSMAN, G.M y KRUEGER, A.B. (1995): «Economic Growth and the Environment». *The Quarterly Journal of Economics* (1995) 110(2): pp. 353-377.
- HARBAUGH, W.; LEVINSON, A. y WILSON, D. M. (2002): «Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve». *Review of Economics and Statistics*, 84, pp. 541-551.
- HE, J. y RICHARD, P. (2010): «Environmental Kuznets curve for CO₂ in Canada». *Ecological Economics*, vol. 69, pp. 1083-1093.
- HETTIGE, H. (2000): «Industrial Pollution in Economic Development: The Environmental Kuznets Curve Revisited». *Journal of Development Economics*, vol 62(2).
- JALIL, A. y MAHMUD, S. F., (2010), «Environment Kuznets curve for CO₂ emissions: A cointegration analysis for China». *Energy Policy* nº 37, pp. 5167-5172.
- JAUNKY, V. C. (2011): «The CO₂ emissions-income nexus: Evidence from rich countries». *Energy Policy* 2011, vol. 39, issue 3, pp. 1228-1240.
- JORDAN, B.R. (2010): «The Environmental Kuznets Curve: Preliminary Meta-Analysis of Published Studies, 1995-2010». *Georgia Tech School of Public Policy Workshop on Original Policy Research (WOPR)* December 3, 2010.
- KEJRIWAL, M. y PERRON, P. (2010): «A sequential procedure to determine the number of breaks in trend with an integrated or stationary noise component», *Journal of Time Series Analysis*, Blackwell Publishing, vol. 31(5), pp. 305-328, 09.
- KIJIMA, M.; KATSUMASA, N. y ATSUYUKI, O. (2010): «Economic models for the environmental Kuznets curve: A survey». *Journal of Economic Dynamics and Control*. Volume 34, Issue 7, July 2010, pp. 1187-1201
- KUZNETS, S. (1955): «Economic growth and income inequality», *American Economic Review*, vol. 45, pp. 1-28.
- LIST, J. y GALLET, C. (1999): «The Environmental Kuznets Curve: Does One Size Fit All?» *Ecological Economics*, vol. 31(3): pp. 473-480.
- LÓPEZ, R. (1994): «The environment as a factor of production: the effects of economic growth and trade liberalization», *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 27, pp. 163-184.
- LÓPEZ, R., y MITRA, S. (2000): «Corruption, pollution, and the Kuznets environment curve». *Journal of Environmental Economics and Management*, nº 40, pp. 137-50.
- MARTÍNEZ-ALIER, J. (1995). «The Environment as a Luxury Good or Too Poor to be Green?». *Ecological Economics*, vol. 13(1), pp. 1-10.
- MCCONNELL, K.E., (1997): «Income and the Demand for Environmental Quality». *Environment and Development Economics*, 2, Part 4, pp.383-400.
- MCCONNELL, K.E., (1972): «The Limits to Growth». *Universe Books*, New York 1972
- MOOMAW, W.R. y UNRUH, G.C. (1997): «Are Environmental Kuznets Curve misleading us? The case of CO₂ emissions», *Environment and Development Economics*, nº 2, pp. 451-463.
- PANAYOTOU T., (1993): «Economic Growth and The Environment». *Spring Seminar of The United Nations Economic Commission For Europe*, Geneva.
- PAYNE, J. E. (2010): «Survey of the international evidence on the causal relationship between energy consumption and growth», *Journal of Economic Studies*, vol. 37 Iss: 1, pp. 53-95.
- PFAFF, A.; CHAUDHURI, S. P. S. y NYE, H. L. M. (2004). «Household production and the environmental Kuznets curve». *Environmental and Resource Economics*, nº 27, pp. 187-200.
- RAMOS MARTÍN, J. (2003): «Intensidad energética de la economía española: una perspectiva integrada» *UHE Workingpapers 2003_08*, Universitat Autònoma de Barcelona, Departament d'Economia i Història Econòmica, Unitat d'Història Econòmica.
- ROCA, J. y ALCÁNTARA, V., (2001): «Energy intensity, CO₂ emissions and the environmental Kuznets curve. The Spanish case». *Energy Policy*, vol. 29(7), pp. 553-556.
- ROCA, J.; PADILLA, E.; FARRÉ, M. y GALLETTO, V. (2001): «Economic growth and atmospheric pollution in Spain: discussing the environmental Kuznets hypothesis». *Ecological Economics*, nº 39, pp. 85-99.
- ROCA, J. (2003): «Do individual preferences explain the Environmental Kuznets curve?», *Ecological Economics*, vol. 45, pp. 3-10.
- ROCA, J. y PADILLA, E. (2003): «Emisiones atmosféricas y crecimiento económico en España: la curva de Kuznets ambiental y el protocolo de Kyoto». *Economía Industrial*, nº 351, 2003.
- RUBIO, M. (2005): «Economía, energía y CO₂: España 1850-2000». *Cuadernos Económicos de ICE*, nº 70, pp. 51-71.
- SELDEN, T.M. y SONG, D., (1994): «Environmental Quality and Development: "Is There a Kuznets" Curve for Air Pollution Emissions?» *Journal of Environmental Economics and Management*, nº 27, pp.147-62.
- SHAFIK, N.T., y BANDYOPADHYAY, S. (1992): «Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence» *Background Paper for the World Development Report 1992*, The World Bank, Washington DC.
- SOYTAS, U.; SARI, R. y EWING, B.T. (2006): «Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States». *Forthcoming in Ecological Economics*, doi:10.1016/j.ecolecon.2006.07.009.

APÉNDICE 1
CURVA EKC SIMULADA A PARTIR DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS



STERN, D. I y COMMON, M. S., (2001): «Is there an environmental Kuznets curve for sulfur?». *Journal of Environmental Economics and Environmental Management*, nº 41: pp. 162-178.

STERN, D. I. (2004): «The Environmental Kuznets Curve», *Internet Encyclopaedia of Ecological Economics, International Society for Ecological Economics*.

STERN, D. I.; COMMON, M. S. y BARBIER, E. B. (1996): «Economic growth, trade and the environment: Implications for the environmental Kuznets curve», *World Development*, vol. 24, pp. 1151-1160.

STERN, D.I. (1997): «Progress on the environmental Kuznets curve?». *Working Paper in Ecological Economics*, 9601, CRES, Australian National University, Canberra.

SHIELDS, J. (1991): «Ambient Air Arsenic Levels Along the Texas-Mexico Border», *Journal of the Air & Waste Management Association*, vol. 41 (6), pp. 827-831.

SURI, V. y CHAPMAN, D. (1998): «Economic Growth, Trade and Energy: Implications For the Environmental Kuznets Curve», *Ecological Economics*, vol. 25 (2), pp. 195-208.

TORRAS, M. y BOYCE, J.K. (1998): «Income, inequality and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve», *Ecological Economics*, nº 25, pp. 147-160.

VOGEL, M.P. (1999): «Environmental Kuznets Curves. A study on the economic theory and political economy of environmental quality improvements in the course of economic growth», Springer, Berlin.