



Universidad de Oviedo

FACULTAD DE ECONOMÍA Y EMPRESA

**MÁSTER EN
ECONOMÍA:
INTRUMENTOS DEL
ANÁLISIS
ECONÓMICO**

2015/2016

TRABAJO FIN DE MÁSTER

**ANÁLISIS DE CONVERGENCIA MEDIOAMBIENTAL:
CASO APLICADO PARA LATINOAMÉRICA Y LA UNIÓN EUROPEA**

ROBERTO BALADO NAVES

TUTORES: JOSÉ FRANCISCO BAÑOS PINO Y MATÍAS MAYOR FERNÁNDEZ

OVIEDO, 31 / 08 / 2016

ANÁLISIS DE CONVERGENCIA MEDIOAMBIENTAL: CASO APLICADO PARA LATINOAMÉRICA Y LA UNIÓN EUROPEA

Resumen

Este Trabajo Fin de Máster tiene como objetivo analizar la existencia de convergencia espacial en la tasa de crecimiento de las emisiones de CO₂ per cápita y en la intensidad de las mismas sobre el nivel del PIB real, para 16 países latinoamericanos y 16 países pertenecientes a la actual Unión Europea en el periodo comprendido entre 1990 y 2010. El modelo teórico Green-Solow servirá como punto de partida para establecer la hipótesis a contrastar, el cual adapta los postulados del modelo neoclásico de crecimiento a la existencia de emisiones contaminantes, que representará un nuevo condicionante para la evolución estable a largo plazo de las economías. Los modelos espaciales que se emplearán para las estimaciones serán el Spatial Durbin Model (SDM) y el Spatial Lag Model (SAM). Para la estimación con datos de sección cruzada no será relevante incluir en la estimación el componente espacial, dando lugar a resultados a favor de la existencia de convergencia. Para datos de panel sólo será relevante en el caso de la Unión Europea, afirmándose la existencia de convergencia en ambos modelos espaciales, aunque los que presentan mayor capacidad explicativa serán el SDM de las emisiones per cápita y de las intensidades con efectos fijos individuales y temporales. Los modelos de panel no espaciales estimados para Latinoamérica también ofrecen resultados favorables a la hipótesis de convergencia.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN, 4

2. MODELO GREEN-SOLOW, 5

2.1 SENDA DE CRECIMIENTO EQUILIBRADO, 8

2.2 CURVA AMBIENTAL DE KUZNETS, 11

2.3 HIPÓTESIS DE CONVERGENCIA, 14

2.3.1 Convergencia medioambiental, 15

2.4 METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN, 16

2.4.1 Externalidades y análisis espacial, 16

2.4.2 Convergencia espacial con datos de panel, 17

3. ANÁLISIS EMPÍRICO, 19

3.1 ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD, 19

3.1.1 Estacionariedad en varianza, 29

3.1.2 Estacionariedad en media, 20

3.2 ESTIMACIÓN DE CONVERGENCIA ESPACIAL, 28

3.2.1 I de Moran y test LM para datos de sección cruzada, 28

3.2.2 Estimación para datos de sección cruzada, 29

3.2.3 Test LM para datos de panel, 31

3.2.4 Estimación no espacial para datos de panel (LATAM), 32

3.2.5 Estimación espacial para datos de panel (UE), 33

4. CONCLUSIONES, 38

5. BIBLIOGRAFÍA, 39

1. INTRODUCCIÓN

Los modelos de crecimiento neoclásicos, que han estudiado tradicionalmente la evolución a largo plazo de las economías teniendo en cuenta solamente parámetros estrictamente ligados a los incrementos de producción o renta per cápita, no han considerado la relevancia de la contaminación sobre el crecimiento sostenido. Modelos más recientes, como el Green-Solow de Brock y Taylor (2004), han comenzado a tener en cuenta el efecto negativo que el crecimiento sin regulación medioambiental puede llegar a generar sobre las sendas de crecimiento a largo plazo.

Además, las emisiones contaminantes de CO₂, que serán aquellas sobre las que se centrará el presente trabajo, se extienden más allá de las fronteras nacionales. Por tanto, el desarrollo sostenible ya no dependerá únicamente de las políticas nacionales, y se verá afectado por las decisiones de producción contaminante de países vecinos.

El Consejo Europeo celebrado en 1972 representa una primera concienciación europea sobre los efectos negativos de la contaminación y la necesidad de establecer una política medioambiental común. El Acta Única Europea de 1987 constituyó el primer fundamento jurídico para dicha política común, con el objetivo de “*preservar la calidad del medio ambiente, proteger la salud humana y garantizar un uso racional de los recursos naturales*”. Posteriores tratados (Maastricht (1993), Ámsterdam (1999) y Lisboa (2009)) convirtieron el desarrollo medioambiental sostenible en un objetivo político de la UE.

Al no existir una organización supranacional del continente latinoamericano, su política medioambiental se limita a las decisiones intranacionales y al acatamiento del Protocolo de Kyoto, al que también se adscriben las naciones europeas.

Dada la concienciación medioambiental de la mayor parte de las economías industrializadas, es relevante analizar si realmente se ha producido un fenómeno de convergencia medioambiental que justifique el cumplimiento de la curva de Kuznets, por lo que se analizará la hipótesis de convergencia para la Unión Europea, y para Latinoamérica, a modo de mostrar las diferencias entre las sendas de crecimiento equilibrado de ambos grupos y la necesidad de una política supranacional común para superar los problemas medioambientales.

2. MODELO GREEN-SOLOW

La justificación teórica del análisis empírico desarrollado en este Trabajo Fin de Máster se basa en el modelo neoclásico de crecimiento de Solow-Swan (1956). En él se incluye la contaminación como una externalidad negativa que condiciona la sostenibilidad a largo plazo del desarrollo de las economías.

Al igual que en el modelo original, diversos parámetros del modelo como la tasa de ahorro, el crecimiento poblacional, la tasa de depreciación del capital físico o el ritmo del progreso tecnológico se consideran exógenos, es decir, una vez iniciada la dinámica del modelo los agentes representativos de la economía no podrán alterar sus valores.

En el modelo Solow-Swan, los niveles de riqueza de la economía en su equilibrio dinámico dependen positivamente de la tasa de ahorro y del stock de ideas acumuladas en cada periodo, y negativamente de la tasa de crecimiento poblacional, de la depreciación del capital y del progreso tecnológico.

A todo esto se le añadirá un componente medioambiental, que será esencial para determinar el grado de bienestar de una sociedad.

El cimiento principal del modelo es la función agregada de producción, que se define por la siguiente función cóncava que presenta rendimientos constantes a escala en los factores variables:

$$F_t = F(K_t, B_t L_t) \quad (2.1)$$

siendo F_t la producción en términos reales de una economía para un determinado periodo t , que depende de los servicios provistos por el stock de capital físico, K_t , y por los flujos de trabajo, L_t , ponderados estos por un stock de innovaciones B_t , de forma que $B_t L_t$ representaría las unidades de trabajo efectivas.

La modelización de la contaminación se basa en Copeland y Taylor (1994), que asumen que cada unidad producida F_t en la economía genera una cantidad Ω_t de polución. Obviamente, si existe algún grado de esfuerzo en limitar o disminuir la misma, la cantidad neta de contaminación emitida en el periodo t , E_t , no será igual a la producida. Expresado formalmente se tendría:

$$E_t = \Omega_t F_t - \Omega_t A_t(F_t, F_t^A) \quad (2.2)$$

donde A_t es una función cóncava y creciente, con rendimientos constantes a escala, que depende de la cantidad de producto total, F_t , y de la cuantía de producto canalizada a reducir los niveles de contaminación, F_t^A , en el momento t .

Es decir, la polución neta que se genera en un periodo será igual a la cantidad de polución producida ($\Omega_t F_t$) menos la cantidad de polución reducida ($\Omega_t A_t$).

Dadas las propiedades de la función A_t , la ecuación (2.2) puede ser simplificada de la siguiente forma

$$E_t = \Omega_t F_t [1 - A_t(1, \frac{F_t^A}{F_t})]$$

$$E_t = F_t \Omega_t a_t(\theta_t), \tag{2.3}$$

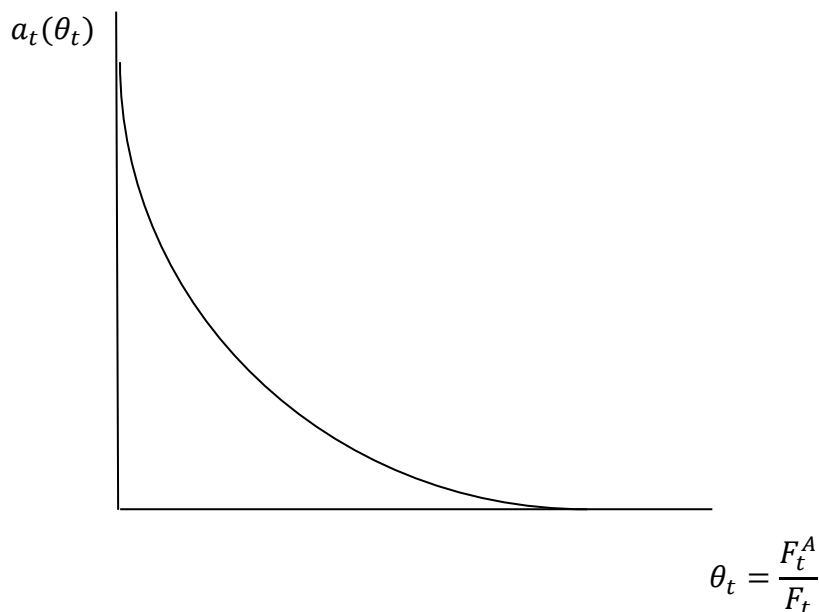
Donde $a_t(\theta_t) \equiv [1 - A_t(1, \frac{F_t^A}{F_t})]$ y $\theta_t = \frac{F_t^A}{F_t}$

Obsérvese que la función original de mitigación de la contaminación (A_t), y por tanto, su versión simplificada $a_t(\theta_t)$, dependen de la cantidad de producción total ya que $F_t^A = \theta_t F_t$; esto implica que, incrementar los esfuerzos de la economía hacia la protección del medioambiente, también incrementará los niveles de contaminación producidos. Por tanto, puede deducirse que será más beneficioso reducir las emisiones a través de cambios en la tecnología productiva Ω_t .

La función $a_t(\theta_t)$ puede ser entendida como un factor de intensidad en la contaminación que se produce en cada periodo. Dicha función está comprendida entre los valores cero y uno, siendo este último caso aquella situación en la que no existen esfuerzos productivos canalizados hacia la eliminación de la polución, es decir, $a_t(0) = 1$.

Además, cumple las condiciones de concavidad $a_t'(\theta_t) < 0$ y $a_t''(\theta_t) > 0$, por lo que esfuerzos en la disminución de contaminación ($\Delta \frac{F_t^A}{F_t}$) reducirán la contaminación a tasas decrecientes (Gráfico 2.1).

Gráfico 2.1 – Función de intensidad en la contaminación



El producto $\Omega_t a_t(\theta_t)$ de la ecuación (2.3) hace referencia a las técnicas de producción desde una perspectiva contaminante. Tanto si la tasa de producción destinada a la reducción de contaminación producida (θ_t) aumenta, como si el progreso tecnológico disminuye la cantidad de polución por unidad producida (Ω_t), el proceso productivo implicará menores externalidades negativas.

Tras haber planteado una ecuación para medir la contaminación emitida, es necesario encontrar un nexo con el modelo neoclásico de Solow-Swan y avanzar hacia las condiciones de un posible estado estacionario de la economía que explique formalmente la existencia de la curva medioambiental de Kuznets. Este nexo viene dado por la contabilización de la renta disponible para el consumo y la inversión, Y_t , de la siguiente forma:

$$Y_t = [1 - \theta_t]F(K_t, B_t L_t) \quad (2.4)$$

Como puede observarse en la expresión (2.4), la renta disponible será igual a la parte del flujo de producción que no ha sido dedicado a la reducción de la contaminación. Luego el empleo de factores productivos en la producción de bienes y servicios destinados a reducir la contaminación será igual a la proporción θ_t del total producido.

A fin de determinar de forma sencilla el estado estacionario, las variables del modelo deberán ser expresadas en términos de unidades efectivas de trabajo, adquiriendo la siguiente forma:

$$y_t = f(k_t)[1 - \theta_t] \quad (2.5)$$

Como puede apreciarse, la producción de bienes de consumo y de inversión sólo depende de la variable stock de capital físico por unidad de trabajo eficiente. Luego el interés del modelo radicaría en estudiar la dinámica de este factor, obteniéndose:

$$\dot{k} = sf(k_t)[1 - \theta_t] - [\delta + n + g]k_t \quad (2.6)$$

Además se tendría que:

$$e_t = f(k_t)\Omega_t a_t(\theta_t) \quad (2.7)$$

siendo $y_t = Y_t/B_t L_t$, $k_t = K_t/B_t L_t$, $e_t = E_t/B_t L_t$ y $f(k_t) = F(k_t, 1)$.

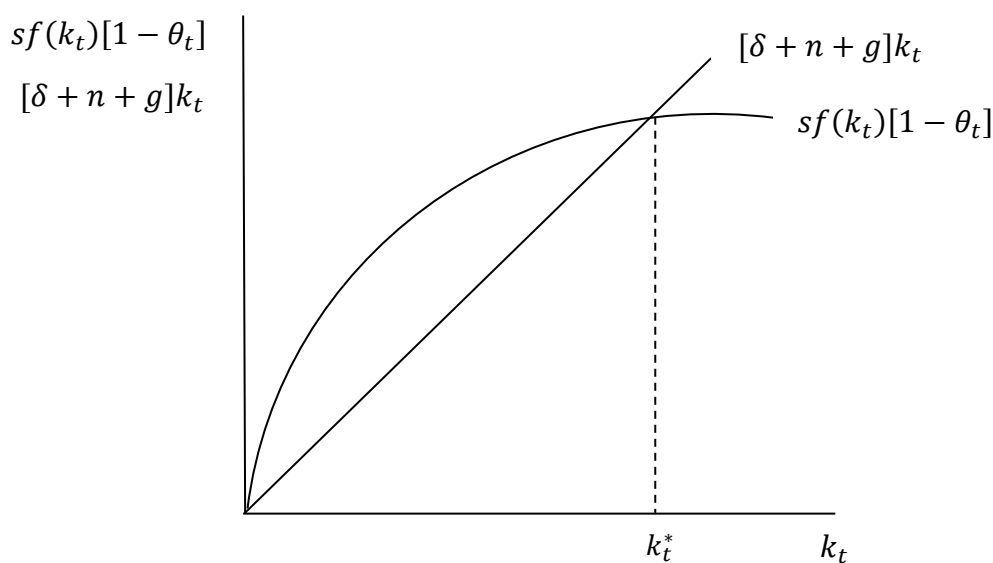
2.1 SENDA DE CRECIMIENTO EQUILIBRADO

Es necesario destacar que una de las principales aportaciones del modelo de Solow-Swan es que demuestra que en el equilibrio de largo plazo la tasa de crecimiento de la renta per cápita es positiva y constante. Esto puede comprobarse a través de las condiciones de Inada ($\lim_{k \rightarrow 0} y'(k) = \infty, \lim_{k \rightarrow \infty} y'(k) = 0$) que se derivan de la concavidad de la función de producción, así como de la ecuación (2.6) de acumulación neta de capital por unidad de trabajo eficiente:

$$\dot{k} = sf(k_t)[1 - \theta_t] - [\delta + n + g]k_t$$

El diagrama básico de Solow-Swan ofrece una visión más intuitiva de este razonamiento.

Gráfico 2.2 – Diagrama básico de Solow



Como puede observarse, existe una cantidad constante de capital por trabajador eficiente en equilibrio en el que la inversión bruta y la depreciación total del capital se igualan, dando lugar al estado estacionario de una economía. Esto es:

$$sf(k_t)[1 - \theta_t] = [\delta + n + g]k_t \quad (2.8)$$

Por lo que $\frac{\dot{k}}{k_t} = 0$, y siendo $\frac{\dot{y}}{y_t} = \frac{\dot{f}}{f}(k_t) + \frac{[1-\theta_t]}{[1-\theta_t]}$, la tasa de crecimiento de la renta real por trabajador eficiente será igual a la tasa de crecimiento de la proporción de

producción destinada a bienes de consumo e inversión $[1 - \theta_t]$. Esta proporción se supone exógena y constante, ya que como demuestran Brock y Taylor (2004), si las exigencias del sector público respecto a la tecnología contaminante de producción aumentan lentamente a lo largo del tiempo ($\nabla\Omega_t$), no será necesario aumentar la proporción de la producción destinada a paliar las externalidades negativas. Por tanto, en el estado estacionario la tasa de crecimiento $\frac{\dot{y}}{y}$ será nula.

Fijando ahora la atención en la renta per cápita, o por trabajador de la economía sin haber sido ponderado por la eficiencia, se observa que crece a una tasa exógena y constante g , que representa el progreso tecnológico. Dado que:

$$Y_t/L_t = B_t f(k_t)[1 - \theta_t]$$

entonces

$$\frac{\dot{Y}/L}{Y_t/L_t} = \frac{\dot{B}}{B_t} + \frac{\dot{f}}{f}(k_t) + \frac{[1-\dot{\theta}]}{[1-\theta_t]} = g \quad (2.9)$$

De la misma forma, se comprueba que el capital per cápita y el consumo per cápita deben crecer en el estado estacionario a la misma tasa g , alcanzándose por lo tanto la senda de crecimiento equilibrado de la economía.

$$K_t/L_t = B_t \left[\frac{s(1 - \theta_t)}{\delta + n + g} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$\frac{\dot{K}/L}{K_t/L_t} = \frac{\dot{B}}{B_t} = g \quad (2.10)$$

$$C_t/L_t = B_t(1 - s)y_t$$

$$\frac{\dot{C}/L}{C_t/L_t} = \frac{\dot{B}}{B_t} + \frac{(1-\dot{s})}{(1-s)} + \frac{\dot{y}}{y_t} = g \quad (2.11)$$

En cuanto a las variables reales, una vez alcanzado el estado estacionario de la economía crecerán a una tasa constante y exógena igual a $n + g$, siendo n la tasa de crecimiento poblacional, de forma idéntica al modelo de Solow-Swan.

Hasta ahora, la deducción principal ha sido que las variables tanto en términos per cápita y como en niveles crecen a tasas positivas y constantes, pero en ningún momento se ha puesto de relieve el efecto de las externalidades negativas generadas por la contaminación sobre el crecimiento sostenido en el largo plazo. Para ello se tendrá en cuenta la ecuación (2.7), que representa la polución emitida en términos de trabajadores

efectivos, y se formalizará una ecuación que define las variaciones intertemporales en el stock de contaminación:

$$\dot{X} = E_t - \eta X_t \quad (2.12)$$

Donde E_t es la contaminación neta emitida en el periodo t , η representa la tasa de regeneración natural del medioambiente, y X_t es el stock de polución en el periodo t . Se considerará que $\eta > 0$.

Calculando la tasa de crecimiento de las emisiones de contaminación (E_t) en el estado estacionario se obtiene:

$$\frac{\dot{E}}{E_t} = \frac{\dot{L}}{L_t} + \frac{\dot{B}}{B_t} + \frac{\dot{f}}{f}(k_t) + \frac{\dot{\Omega}}{\Omega_t} + a_t \left(\frac{\dot{\theta}}{\theta_t} \right) = n + g - g_A \quad (2.13)$$

siendo $\frac{\dot{\Omega}}{\Omega_t} = -g_A$, ya que los cambios tecnológicos en el ámbito medioambiental deben afectar negativamente a la producción de polución por unidad de bien o servicio creada. La tasa de crecimiento del stock de contaminación X_t sería:

$$\frac{\dot{X}}{X_t} = \frac{E_t}{X_t} - \eta \quad (2.14)$$

De estas ecuaciones puede deducirse que la única senda de crecimiento equilibrado en la que se cumpla un crecimiento económico medioambientalmente sostenible, será aquella en la que el progreso en tecnologías de producción no contaminantes (g_A) sea superior al progreso tecnológico estándar (g) más la tasa de crecimiento poblacional (n). Además, la tasa de crecimiento del stock de contaminación debe ser igual a la tasa de crecimiento de las emisiones:

$$G_X = G_E = n + g - g_A \quad (2.15)$$

$$g > 0 \quad y \quad g_A > n + g \quad (2.16)$$

Luego estas condiciones implicarían que $G_E < 0$.

2.2 CURVA AMBIENTAL DE KUZNETS

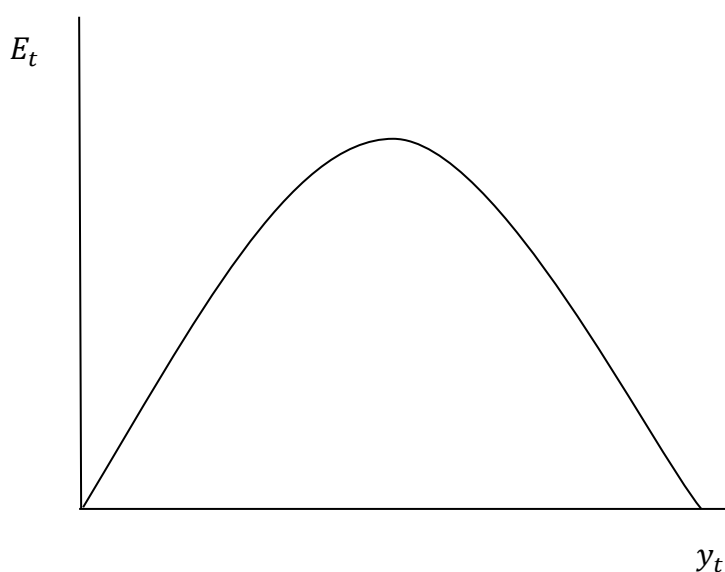
La curva medioambiental de Kuznets puede definirse como una relación en forma de U invertida entre el nivel de renta per cápita y las emisiones de contaminación, que al menos debería cumplirse para ciertas dimensiones temporales.

Esta relación se plantea por primera vez en 1992, en el informe anual del Banco Mundial y se basa en la curva original de Simon Kuznets (1950), que planteaba una relación en forma de U entre el nivel de renta per cápita y la distribución de la renta para cada economía. El postulado de la curva original sería que, en los primeros periodos de desarrollo de una nación –incremento de la renta per cápita- los niveles de desigualdad disminuirían hasta alcanzar un punto mínimo, a partir del cual posteriores crecimientos de la economía repercutirían en una distribución de la renta menos equitativa.

Volviendo a la curva ambiental, una explicación de dicha relación podría argumentarse porque los primeros momentos de desarrollo de una nación se caracterizan por una escasa capitalización de su economía, estando la mayoría de sus procesos productivos ligados al sector primario y basados en tecnologías preindustriales, por lo que las emisiones contaminantes son relativamente poco importantes. Esta primera fase puede ser definida como economía de subsistencia, en la que la mayor parte de la renta es destinada al consumo y el escaso ahorro que se genera comienza a ser canalizado lentamente hacia formas de inversión productivas, gracias a la importación de capital físico y tecnologías que permiten desarrollar procesos de producción más eficientes.

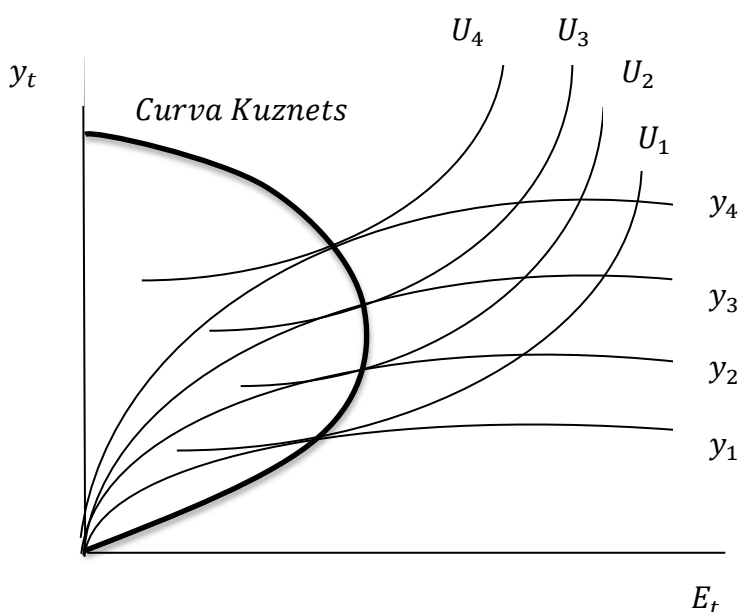
A medida que las economías continúen industrializándose, y por tanto aumentando los niveles de renta per cápita, la demanda agregada comenzará a aumentar, ya que en las fases iniciales del desarrollo las utilidades marginales del consumo y la inversión son elevadas. Los incrementos en la demanda real de bienes y servicios empujarán la producción real positivamente, de forma que las emisiones contaminantes comenzarán a seguir una tendencia creciente, cumpliéndose el primer tramo de la curva medioambiental de Kuznets.

Gráfico 2.3 – Curva medioambiental de Kuznets



Para entender desde una fundamentación microeconómica por qué se puede alcanzar un máximo en las emisiones a partir del cual posteriores incrementos en la renta per cápita favorecen una reducción de las mismas a lo largo del tiempo, es necesario definir curvas de utilidad que relacionen dos tipos de consumos. Estos consumos serán sobre un bien o servicio normal que afecte positivamente a la utilidad a tasas decrecientes, y sobre un mal que repercuta negativamente en la utilidad, y tal y como ponen de manifiesto las curvas de indiferencia del gráfico 2.4. Suponemos que la economía estudiada sólo produce un tipo de bien o servicio, mientras que el mal hará referencia a las emisiones de contaminación.

Gráfico 2.4 – Elecciones de consumo y calidad medioambiental



Esto es, la producción del bien, Y_t , emite una cantidad E_t de contaminación en cada periodo. Los desplazamientos de la curva de renta o producción per cápita dependen del progreso tecnológico, que por simplificación se supone que ocurren en cada periodo. Estos cambios en la tecnología permiten procesos más eficientes, es decir, consumen una menor cantidad de recursos y emiten una menor polución por unidad producida.

La desutilidad marginal derivada de los aumentos en la contaminación igualará a partir de un determinado periodo al incremento en la utilidad por un mayor consumo del bien, haciéndose más atractivo para los individuos disminuir el aumento de consumo en los siguientes periodos en pos de mejoras en los niveles de emisiones.

En definitiva, los niveles de vida aumentan a una mayor velocidad en los primeros pasos de industrialización, al igual que los niveles de emisión de contaminación, hasta el punto en que resulte más beneficioso para los individuos disfrutar de una evolución más lenta de su renta a favor de una mejora en el medio ambiente.

La demostración de la existencia de la curva medioambiental de Kuznets desde la óptica macroeconómica del modelo Green Solow debe realizarse analizando la relación entre la dinámica del capital por unidad de trabajo efectivo y la tasa de crecimiento de las emisiones. Partiendo de la Ec. (2.13) y diferenciando respecto del tiempo, se obtiene la tasa de crecimiento de las emisiones para cualquier instante temporal y no sólo en el estado estacionario de la economía:

$$\frac{\dot{E}}{E_t} = n + g + \frac{\dot{f}}{f}(k_t) - g_A \quad (2.17)$$

A fin de conseguir una interpretación gráfica de esta ecuación (2.17), se supondrá que la función de producción adopta una especificación Cobb-Douglas con una participación constante, α , del capital en la renta, tal que $0 < \alpha < 1$,

$$f(k_t) = k_t^\alpha \quad (2.18)$$

Luego la expresión (2.17) quedaría de la forma siguiente, teniendo en cuenta, además, la definición de la inversión neta y su aplicación a las variables en términos de unidades de trabajo efectivo:

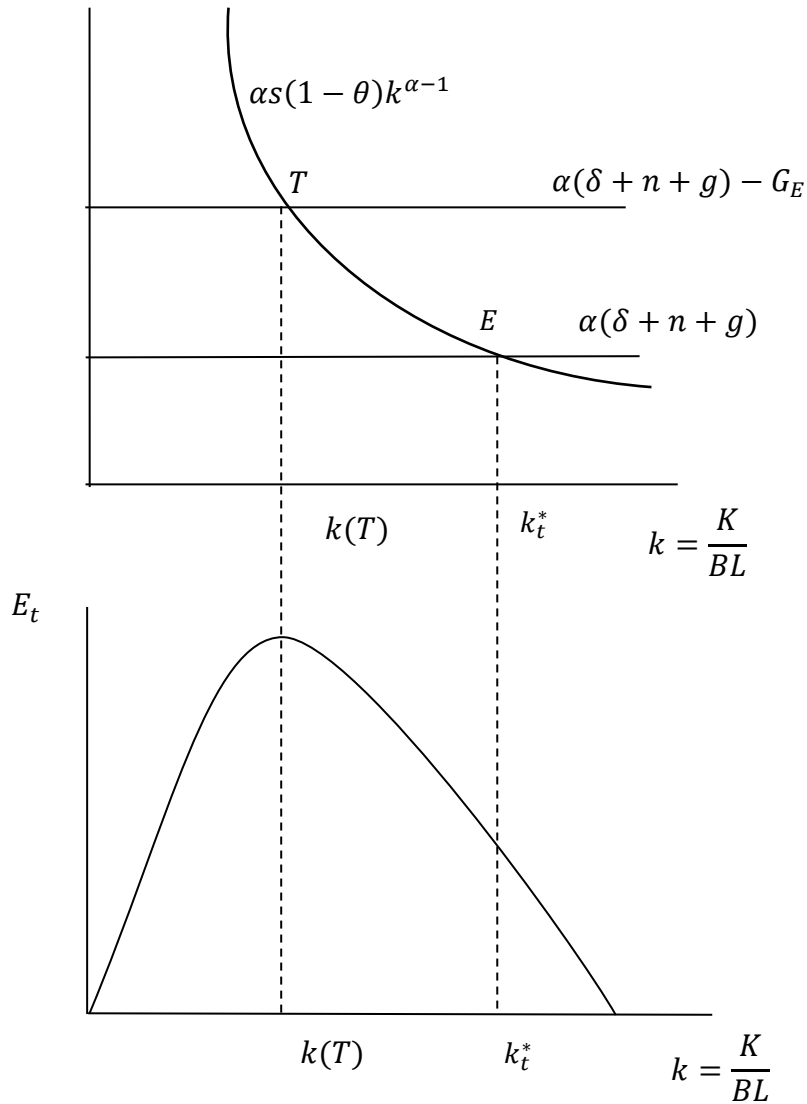
$$\begin{aligned} \frac{\dot{E}}{E_t} &= (n + g - g_A) + \alpha \frac{\dot{k}}{k_t} = G_E + \alpha s k_t^{\alpha-1} (1 - \theta) - \alpha(\delta + n + g) = \\ &\alpha s k_t^{\alpha-1} (1 - \theta) - [\alpha(\delta + n + g) - G_E] \end{aligned} \quad (2.19)$$

Esta última ecuación es la que se representa en la parte superior del Gráfico 2.5. Puede apreciarse que la distancia vertical entre la curva decreciente y la constante al nivel $\alpha(\delta + n + g) - G_E$ es justamente la tasa de crecimiento de las emisiones. El nivel máximo de emisiones se alcanzará en el punto T, mientras que en E se llegaría el estado estacionario de la economía (k^*).

La dinámica de la transición que describirá una economía que parta de un estado inicial $k(0) < k(T) < k(E)$, implicaría que las emisiones crecerían primero hasta alcanzar el punto de inflexión en un momento finito T, para luego decrecer de manera continuada. Si el estado inicial de la economía fuese $k(T) < k(0) < k(E)$, entonces las emisiones contaminantes deberían reducirse siempre con el paso del tiempo. En este razonamiento se está suponiendo que se cumplen las condiciones para un crecimiento sostenible, dadas por las expresiones (2.15) y (2.16).

Finalmente, dada la relación positiva entre la renta per cápita y el capital por unidad de trabajo efectivo, $Y_t/L_t = B_t f(k_t)[1 - \theta] = B_t k_t^\alpha [1 - \theta]$, se vería justificada la existencia de la curva ambiental de Kuznets.

Gráfico 2.5 – Modelo Green Solow y emisiones contaminantes



2.3 HIPÓTESIS DE CONVERGENCIA

La idea de convergencia absoluta, en términos macroeconómicos, plantea una situación en la que los niveles de renta per cápita de diferentes economías evolucionan en el tiempo hacia idénticas sendas de crecimiento equilibrado. Es decir, que la pobreza relativa entre naciones desaparezca por el mero hecho de que transcurran los años.

Esta hipótesis es planteada por primera vez por historiadores como Gerschenkron (1952) y Abramovitz (1986), a través de la idea de que los países más atrasados en niveles de renta per cápita tenderían a crecer a mayores velocidades que aquellos que estuvieran en una situación relativamente ventajosa; esta situación se detendría en el momento en que las brechas entre ambos desapareciesen.

Baumol (1986) se encuentra entre los primeros economistas que han contrastado empíricamente la existencia del fenómeno de convergencia, utilizando datos para el periodo 1870-1994 sobre un conjunto de dieciséis países industrializados. Los resultados que arroja dicho trabajo son concluyentes: la brecha media entre los niveles de renta per cápita ha disminuido con el tiempo, y existe una correlación negativa entre niveles de renta per cápita y tasas de crecimiento de la misma. Esta relación inversa se conoce como el “*principio de la dinámica de la transición*”, y puede ser definida como mayores tasas de crecimiento cuanto mayor sea la distancia al estado estacionario.

Es necesario poner de relieve la crítica realizada por De Long (1988), referente al sesgo de selección en que incurrió Baumol, ya que sólo analiza países que eran ricos en la década de 1980.

Posteriormente, la hipótesis de convergencia fue ampliada hacia una perspectiva condicionada o relativa. Esto es, sólo podrá darse una aproximación en el largo plazo en los niveles de renta per cápita entre economías si estas poseen el mismo estado estacionario. Por tanto, los estudios sobre la convergencia relativa deberán tener en cuenta los elementos determinantes del estado estacionario, como la tasa de ahorro, la tasa de crecimiento poblacional, la tasa de depreciación y el progreso tecnológico; de forma que para aquellas naciones que aproximadamente compartan dichos valores debería verificarse la hipótesis de convergencia.

Los trabajos de Mankiw *et al.* (1992) o Barro y Sala-i-Martin (1992) demuestran que dicha hipótesis condicionada explica porqué no todas las economías convergen hacia la misma senda de crecimiento equilibrado, y porqué no se cierran las brechas de pobreza de forma absoluta siguiendo la predicción de la hipótesis original. Sólo será posible dicha situación si previamente han convergido las variables determinantes del estado estacionario.

2.3.1 Convergencia medioambiental

Este apartado servirá como hilo conductor entre los postulados teóricos del modelo Green-Solow y la posibilidad de existencia de la curva medioambiental de Kuznets.

Como se explicó en el apartado 2.2, la curva ambiental de Kuznets podría darse para las economías industrializadas siempre y cuando se cumplan los supuestos de partida (utilidad marginal decreciente para los bienes de consumo, progreso tecnológico, desutilidad provocada por las emisiones en la contaminación,...). Enlazándolo con el modelo Green-Solow, puede observarse que sólo será posible el cumplimiento de dicha curva en el largo plazo si las economías que alcanzan su estado estacionario muestran un crecimiento de la renta real inferior a la tasa de progreso tecnológico medioambiental. Esto representa un nuevo requerimiento para el crecimiento sostenible en el largo plazo, ya que no sólo servirá con incorporar nuevas tecnologías que mejoren

la eficiencia productiva de bienes y servicios, sino que también será necesario hacer esfuerzos en la forma en que estos se producen en relación al medio ambiente.

La hipótesis de convergencia medioambiental contrastaría el hecho de que aquellas economías que parten de menores niveles de emisiones de contaminación per cápita presentan mayores tasas de crecimiento de las mismas, condicionando las estimaciones a la estructura de largo plazo que presenten dichas economías.

Teniendo en cuenta la relación entre la renta per cápita y el capital por unidad de trabajo efectivo, y tomando tasas de crecimiento en la Ec. (2.7), se llegaría a la expresión:

$$\frac{(\dot{E}/L)}{(E/L)} = \frac{(\dot{Y}/L)}{(Y/L)} - g_A \quad (2.20)$$

Siguiendo a Mankiw *et al.* (1992), Brock y Taylor (2004) o Evans y Kim (2015), se puede reemplazar la tasa de crecimiento de la renta per cápita por una ecuación de convergencia relativa, y haciendo uso de nuevo de la Ec. (2.7), se llegaría a la ecuación a contrastar, que vendría dada por la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \frac{\ln(e_T) - \ln(e_0)}{T} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(e_0) + \beta_2 \ln(s) + \beta_3 \ln(\delta + n + g) \quad (2.21) \\ & + \beta_4 \ln(1 - \theta) + u \end{aligned}$$

donde e_t representa las emisiones per cápita de contaminación, s la tasa de ahorro, δ la tasa de depreciación del capital físico, n la tasa de crecimiento poblacional, g el progreso tecnológico y θ el porcentaje de producción de la economía destinado a disminuir la contaminación.

Para que se cumpla la hipótesis de convergencia debería verificarse que $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$, $\beta_4 > 0$. Si no se rechaza la hipótesis de convergencia y estamos ante economías que presentan sendas de crecimiento equilibrado similares, la curva ambiental de Kuznets se cumplirá.

2.4 METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN

2.4.1 Externalidades y análisis espacial

La inclusión del factor espacial en la ecuación de convergencia (2.21) obtiene su justificación a raíz del concepto de externalidad, el cual está fuertemente ligado a las emisiones contaminantes de los procesos productivos.

Una externalidad puede ser definida como todo efecto derivado del consumo o producción de un determinado bien o servicio, y que no está reflejado en su totalidad en los precios de mercado, por lo que repercutirá de forma no planeada sobre ciertos agentes económicos.

Estos efectos pueden ser positivos o negativos, pero en el análisis realizado en este trabajo se centrará la atención en los efectos negativos, ya que los incrementos en los niveles de producción conllevan niveles de contaminación superiores al óptimo social al no estar integrados en sus funciones de costes.

Por tanto, la idea de que las sendas de crecimiento equilibrado para cada economía son independientes de las emisiones de contaminación de sus vecinos puede ser rechazada a priori en base a la teoría económica, siendo a través de contrastes sobre la hipótesis de correlación espacial donde podrá ser verificado empíricamente.

2.4.2 Convergencia espacial con datos de panel

Partiendo del supuesto de que exista dependencia espacial en las emisiones de CO2 entre economías vecinas acotadas por fronteras nacionales, los residuos obtenidos en una regresión mínimo cuadrática (OLS) que no tenga en cuenta la autocorrelación espacial dejarán en evidencia la especificación de un modelo erróneo. Las consecuencias de esta especificación errónea irían desde estimaciones ineficientes si se omite un proceso espacial en los residuos hasta problemas de sesgo en las estimaciones si no se retarda espacialmente la variable dependiente y/o las variables explicativas.

El primer modelo de regresión espacial planteado es el Spatial Lag Model (SAM), que presenta la siguiente estructura:

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta} + \alpha_t + \delta_i + v_{it} \quad (2.22)$$

Donde y_{it} es la variable dependiente del país i en el periodo t , λ es el parámetro de respuesta de los efectos de interacción endógenos, w_{ij} responde al elemento i, j de la matriz $N \times N$ no negativa de pesos espaciales; \mathbf{X}_{it} representa el grupo de variables de control, α_t y δ_i los efectos temporales e individuales, y v_{it} la perturbación aleatoria.

El problema principal que surge de la estimación por OLS de este modelo es la inconsistencia y sesgo de los estimadores. Esto se debe a que la variable retardada espacialmente estará correlacionada con el término de error de todas las localizaciones, sin importar la existencia de vecindad. Para solventar estos problemas es preciso hacer uso de otros métodos de estimación: Máxima Verosimilitud (ML), método de momentos (MM) o mediante la inclusión de variables instrumentales (IV).

El segundo modelo espacial responde al nombre de Spatial Error Model (SEM), el cual se diferencia del SAM por eliminar el retardo espacial y permitir la correlación espacial de las perturbaciones a través de la siguiente forma:

$$y_{it} = \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_t + \delta_i + u_{it}, \quad u_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}u_{jt} + v_{it} \quad (2.23)$$

El nuevo parámetro ρ es el coeficiente de autocorrelación espacial, que garantiza que las covarianzas de las perturbaciones aleatorias decrezcan en función del orden de contigüidad.

A pesar de la modelización de la correlación espacial en el término de error, sigue planteándose el mismo problema del modelo SAM, ya que la covarianza de las perturbaciones sigue siendo distinta de cero para todas las localizaciones.

El último modelo que se planteará será el Spatial Durbin Model (SDM), el cual incorporará al SAM variables independientes retardadas con la siguiente estructura:

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \sum_{j=1}^N w_{ij}X_{ijt}\boldsymbol{\theta} + \alpha_t + \delta_i + v_{it} \quad (2.24)$$

$\boldsymbol{\beta}$ y $\boldsymbol{\theta}$ son vectores de $K \times 1$ parámetros. Dado que la ecuación de convergencia (2.21) implica homogeneidad en los parámetros, el modelo SDM aplicado al contexto de la convergencia medioambiental deberá presentar idénticas sendas de crecimiento equilibrado para cada economía, es decir, la misma velocidad de convergencia:

$$G_e = \beta \ln(z_{t-1}) + \chi W \ln(z_{t-1}) + \varphi X + \theta WX + \lambda W G_e + e \quad (2.25)$$

Donde $G_e = \ln(z_{it}/z_{it-1})$ es la tasa de crecimiento de las emisiones contaminantes per cápita y $X = [\text{constante}, \ln(s), \ln(\delta + n + g)]$. La forma reducida de la ecuación (2.24) toma la siguiente forma:

$$G_e = (I - \lambda W)^{-1} \ln(z_{t-1}) \beta + (I - \lambda W)^{-1} W \ln(z_{t-1}) \chi \\ + (I - \lambda W)^{-1} X \varphi + (I - \lambda W)^{-1} W X \theta + (I - \lambda W)^{-1} e \quad (2.26)$$

Pueden realizarse los contrastes de hipótesis $H_0: \boldsymbol{\theta} = 0$ y $H_0: \boldsymbol{\theta} + \lambda \boldsymbol{\beta} = 0$ sobre el modelo SDM para comprobar si es la mejor especificación espacial frente al SAM y SEM. Los contrastes son realizados a través del test de ratio de verosimilitudes (LR) o el test de Wald. En el caso de que se rechacen ambas hipótesis, el modelo SDM será el que mejor describe la muestra. Si $H_0: \boldsymbol{\theta} = 0$ no puede ser rechazada, el modelo SAM será el mejor descriptor, mientras que si $H_0: \boldsymbol{\theta} + \lambda \boldsymbol{\beta} = 0$ no puede ser rechazada, el modelo SEM será el que mejor aproxime la realidad observada.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

La hipótesis de convergencia se plantea para dos muestras independientes de 16 países Latinoamericanos (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela) y de la Unión Europea (Austria, Bélgica, República Checa, Alemania, Dinamarca, España, Francia, Croacia, Hungría, Italia, Luxemburgo, Holanda, Polonia, Portugal, Eslovaquia y Eslovenia), para el periodo comprendido entre el año 1991 y 2010 en ambos casos. El contraste se realiza para dos variables dependientes que responden a los datos obtenidos de la tasa de crecimiento de las emisiones de CO2 per cápita (toneladas de CO2 emitido entre la población total), y la tasa de crecimiento de la intensidad de contaminación (ratio de CO2 emitido sobre PIB real).

Las variables explicativas vendrán dadas por los datos de la tasa de ahorro, la tasa de crecimiento poblacional, las emisiones per cápita de CO2 y la intensidad de contaminación, siendo estas dos últimas retardadas un periodo.

Todas las variables están definidas en términos reales y con una frecuencia interanual. Todos los datos han sido extraídos de la Penn World Table 8.1, a excepción de los datos referentes a la contaminación, que provienen de CEPAL y de Eurostat.

3.1 ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD

Garantizar que una serie temporal es estacionaria, y por tanto, que el proceso estocástico que se estima también lo es, implica una estabilidad a lo largo del tiempo de su distribución de probabilidad. Es decir, el valor esperado y la varianza serán constantes frente al tiempo, y la covarianza dependerá del número de retardos que se impongan. Si no se cumple esta condición de estacionariedad, no será posible observar una relación constante entre dos variables, y por tanto no podrán extraerse conclusiones precisas sobre los parámetros que compongan el modelo estudiado.

3.1.1 Estacionariedad en varianza

Para que un proceso sea estacionario en varianza deberá cumplirse la siguiente condición:

$$Var(x_t) = k$$

La metodología más frecuente para analizar la estacionariedad en varianza de una serie es el gráfico de rango-media, el cual divide la muestra en un conjunto de intervalos de aproximadamente el mismo rango temporal, sucesivos entre sí, para los que se calcula su valor medio. En el caso de que el valor medio aumente con los intervalos de periodos posteriores, estaremos ante una serie heterocedástica, mientras que si se mantiene constante, la serie será homocedástica y por tanto estacionaria en varianza.

Para este caso de estudio no se realizará dicho análisis ya que todas las variables con las que se trabajará han sido transformadas previamente a logaritmos, garantizando esta transformación la estacionariedad en varianza.

3.1.2 Estacionariedad en media

Un proceso estacionario en media deberá presentar un valor esperado constante frente al tiempo:

$$E(x_t) = k$$

Las series de datos macroeconómicos suelen estar caracterizadas por poseer un componente de tendencia; un ejemplo claro es el de los niveles de renta per cápita de economías industrializadas, los cuales han seguido un movimiento positivo a lo largo del tiempo a partir del siglo XIX. La tendencia puede ser definida como el movimiento lento, en un mismo sentido, que sufre una serie a lo largo del tiempo, por lo que todas aquellas series caracterizadas por la misma serán no estacionarias en media.

El tipo de tendencia que contenga una serie presenta un problema añadido a la no estacionariedad, ya que esta puede ser determinista o estocástica. En el primer caso puede eliminarse el componente tendencial a través de la diferencia entre la serie original y la estimación de una tendencia determinista. El residuo obtenido dará lugar a una serie estacionaria en media. Para el segundo caso deben realizarse transformaciones en diferencias de la serie original hasta que la misma haya perdido su tendencia.

Para verificar el tipo de tendencia que caracteriza a cada una de las series es necesario realizar una batería de contrastes de raíces unitarias (ADF, PP, KPSS). Dado que los datos empleados en este análisis son de panel, los contrastes serán en algunos aspectos diferentes, si bien las hipótesis de partida se mantendrán (H_0 : Raíz unitaria o H_0 : Serie estacionaria, en función del contraste realizado).

Los contrastes se realizan sobre el siguiente proceso autorregresivo (AR) de orden uno para datos de panel:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it} \delta_i + \epsilon_{it}$$

Donde $i = 1, 2, \dots, N$ representa unidades de sección cruzada, observadas a lo largo de los periodos $t = 1, 2, \dots, T_i$. X_{it} son todas aquellas variables exógenas que pueda contener el modelo, así como efectos fijos o tendencias deterministas, ρ_i son los coeficientes autorregresivos y ϵ_{it} representa al conjunto de perturbaciones aleatorias independientes entre sí. En principio, si $|\rho_i| < 1$ la serie y_i será estacionaria en media, mientras que si $|\rho_i| = 1$, la serie estará caracterizada por poseer raíz unitaria y por tanto será no estacionaria en media.

Puede asumirse un tratamiento diferente sobre los coeficientes de autocorrelación ρ_i a la hora de realizar estos contrastes con datos de panel, en concreto, asumir que estos

parámetros son constantes frente a las unidades de sección cruzada ($\rho_i = \rho$) o mantener el supuesto inicial de heterogeneidad. Por tanto, se realizarán los contrastes LLC y Hadri para el supuesto de homogeneidad, y los tests IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher para el supuesto de heterogeneidad.

Para el análisis que concierne a este trabajo, la observación de los gráficos temporales de la mayor parte de las series macroeconómicas parece inducir a un rechazo inicial de la existencia de tendencia determinista en las mismas. La hipótesis nula que se busca contrastar en los tests LLC, IPS, ADF-Fisher y PP-Fisher es H_0 : *Raíz unitaria*, mientras que en el test Hadri H_0 : *Serie estacionaria*.

Observando los resultados arrojados por los tests de raíces unitarias, a excepción del test Hadri, puede afirmarse que a un nivel de significación del 5% las tasas de crecimiento en la intensidad de contaminación y en la contaminación per cápita para la Unión Europea y Latinoamérica no poseen ningún tipo de tendencia, es decir, son estacionarias en media. Esto es lógico ya que las tasas de crecimiento se construyen como la primera diferencia de los logaritmos neperianos de las series originales, por lo que en principio se habría eliminado cualquier tipo de tendencia que pudiera existir si las series fueran integradas de orden uno. Las simulaciones realizadas sobre el test de Hadri muestran que este contraste tiende a rechazar en exceso la hipótesis nula de estacionariedad, esto se debe a que experimenta una distorsión de tamaño en presencia de autocorrelación cuando no existen raíces unitarias (Hlouskova y Wagner (2006)); por tanto, en el caso de que contradiga los resultados de los otros tests, y si no existe una evidencia gráfica de tendencia, se obviará su propuesta de no estacionariedad.

Para la primera diferencia del logaritmo de la intensidad en las emisiones de CO₂, a un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis de raíz unitaria en el caso de la UE y de LATAM, mientras que para la serie logarítmica en niveles, el test IPS y ADF-Fisher no rechazan la hipótesis nula al mismo nivel de significación, por lo que podría ser necesario diferenciar la serie una vez.

En cuanto a la primera diferencia del logaritmo de emisiones de CO₂ per cápita, se observa que para un nivel de significación del 5%, tanto en el caso de la UE como de LATAM, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, por lo que se realiza el test para las series en niveles y se observa que la mayor parte de los resultados del mismo llevan a no rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Por tanto, sería necesario tomar primeras diferencias en esta serie para eliminar la existencia de tendencia estocástica.

Finalmente, el contraste sobre las primeras diferencias y los niveles del logaritmo de la tasa de ahorro y de la tasa de crecimiento poblacional, a la que se le añade una proxy de la tasa de depreciación del capital físico y del progreso tecnológico con un valor aproximado de 0,05 (Mankiw et. al. (1992)), para el caso de LATAM, rechaza al nivel de significación del 5% la existencia de tendencia estocástica. Tampoco se observa gráficamente la existencia de tendencia determinista, por lo que no será necesario transformar las series latinoamericanas en diferencias.

En el caso de la UE, las primeras diferencias de ambas series son estacionarias en media, mientras que los niveles de las mismas dan lugar a resultados en los tests contradictorios para la tasa de crecimiento poblacional, y resultados homogéneos para la tasa de ahorro en cuanto a la necesidad de diferenciar una vez la serie para alcanzar la estacionariedad.

Tabla 3.1 – Contrastes de raíces unitarias: Tasa de crecimiento de la intensidad de contaminación (UE y LATAM)

Contraste	N	Datos observados		Estadístico	Contraste	N	Datos observados		Estadístico
		(UE)	Δ				(LATAM)	Δ	
LLC	16	272	$\Delta[G(e/y)]$	-17,7895 (0,0000)***	LLC	16	284	$\Delta[G(e/y)]$	-11,9047 (0,0000)***
IPS	16	272	$\Delta[G(e/y)]$	-19,1385 (0,0000)***	IPS	16	284	$\Delta[G(e/y)]$	-19,9654 (0,0000)***
ADF-Fisher	16	272	$\Delta[G(e/y)]$	303,663 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	284	$\Delta[G(e/y)]$	315,524 (0,0000)***
PP-Fisher	16	288	$\Delta[G(e/y)]$	1335,19 (0,0000)***	PP-Fisher	16	304	$\Delta[G(e/y)]$	2402,9 (0,0000)***
Hadri	16	304	$\Delta[G(e/y)]$	0,08651 (0,4655)	Hadri	16	320	$\Delta[G(e/y)]$	1,91018 (0,0281)**
LLC	16	293	$G(e/y)$	-10,6541 (0,0000)***	LLC	16	313	$G(e/y)$	-12,9138 (0,0000)***
IPS	16	293	$G(e/y)$	-12,0016 (0,0000)***	IPS	16	313	$G(e/y)$	-12,773 (0,0000)***
ADF-Fisher	16	293	$G(e/y)$	183,184 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	313	$G(e/y)$	200,873 (0,0000)***
PP-Fisher	16	304	$G(e/y)$	206,915 (0,0000)***	PP-Fisher	16	320	$G(e/y)$	408,501 (0,0000)***
Hadri	16	320	$G(e/y)$	2,08448 (0,0186)**	Hadri	16	336	$G(e/y)$	2,29722 (0,0108)**

Tabla 3.2 – Contrastes de raíces unitarias: Tasa de crecimiento de la contaminación per cápita (UE y LATAM)

Contraste	N	Datos observados (UE)			Estadístico	Contraste	N	Datos observados (LATAM)			Estadístico
		Δ	$G(e)$	$\Delta[G(e)]$				Δ	$G(e)$	$\Delta[G(e)]$	
LLC	16	270	$\Delta[G(e)]$	-11,4414 (0,0000)***	LLC	16	286	$\Delta[G(e)]$	-15,2434 (0,0000)***		
IPS	16	270	$\Delta[G(e)]$	-16,8575 (0,0000)***	IPS	16	286	$\Delta[G(e)]$	-19,5765 (0,0000)***		
ADF-Fisher	16	270	$\Delta[G(e)]$	271,685 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	286	$\Delta[G(e)]$	316,655 (0,0000)***		
PP-Fisher	16	288	$\Delta[G(e)]$	1160,1 (0,0000)***	PP-Fisher	16	304	$\Delta[G(e)]$	2321,36 (0,0000)***		
Hadri	16	304	$\Delta[G(e)]$	2,33095 (0,0099)***	Hadri	16	320	$\Delta[G(e)]$	1,64691 (0,0498)**		
LLC	16	299	$G(e)$	-12,4493 (0,0000)***	LLC	16	313	$G(e)$	-13,8984 (0,0000)***		
IPS	16	299	$G(e)$	-12,3618 (0,0000)***	IPS	16	313	$G(e)$	-13,6125 (0,0000)***		
ADF-Fisher	16	299	$G(e)$	189,377 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	313	$G(e)$	209,476 (0,0000)***		
PP-Fisher	16	304	$G(e)$	213,975 (0,0000)***	PP-Fisher	16	320	$G(e)$	319,62 (0,0000)***		
Hadri	16	320	$G(e)$	2,90063 (0,0019)***	Hadri	16	336	$G(e)$	1,99426 (0,0231)**		

Tabla 3.3 – Contrastes de raíces unitarias: Logaritmo de intensidad de la contaminación (UE y LATAM)

Contraste	N	Datos observados			Contraste	N	Datos observados		
		(UE)	Δ	Estadístico			(LATAM)	Δ	Estadístico
LLC	16	282	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	-12,1134 (0,0000)***	LLC	16	302	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	-14,7381 (0,0000)***
IPS	16	282	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	-11,9928 (0,0000)***	IPS	16	302	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	-14,3342 (0,0000)***
ADF-Fisher	16	282	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	180,672 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	302	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	219,738 (0,0000)***
PP-Fisher	16	282	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	190,515 (0,0000)***	PP-Fisher	16	304	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	405,055 (0,0000)***
Hadri	16	304	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	1,95714 (0,0252)**	Hadri	16	320	$\Delta[\ln e/y(-1)]$	2,66519 (0,0038)***
LLC	16	296	$\ln e/y(-1)$	-0,68382 (0,247)	LLC	16	315	$\ln e/y(-1)$	-4,41078 (0,0000)***
IPS	16	296	$\ln e/y(-1)$	-0,98765 (0,1617)	IPS	16	315	$\ln e/y(-1)$	-4,30808 (0,0000)***
ADF-Fisher	16	296	$\ln e/y(-1)$	43,6809 (0,0817)*	ADF-Fisher	16	315	$\ln e/y(-1)$	71,2544 (0,0001)***
PP-Fisher	16	304	$\ln e/y(-1)$	47,5852 (0,0375)**	PP-Fisher	16	320	$\ln e/y(-1)$	87,7442 (0,0000)***
Hadri	16	320	$\ln e/y(-1)$	6,74939 (0,0000)***	Hadri	16	336	$\ln e/y(-1)$	6,76837 (0,0000)***

Tabla 3.4 – Contrastes de raíces unitarias: Logaritmo de la contaminación per cápita (UE y LATAM)

Contraste	Datos observados				Datos observados				
	N	(UE)	Δ	Estadístico	Contraste	N	(LATAM)	Δ	Estadístico
LLC	16	286	$\Delta[\ln e(-1)]$	-10,0855 (0,0000)***	LLC	16	299	$\Delta[\ln e(-1)]$	-14,2482 (0,0000)***
IPS	16	286	$\Delta[\ln e(-1)]$	-9,19864 (0,0000)***	IPS	16	299	$\Delta[\ln e(-1)]$	-13,8913 (0,0000)***
ADF-Fisher	16	286	$\Delta[\ln e(-1)]$	144,202 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	299	$\Delta[\ln e(-1)]$	211,184 (0,0000)***
PP-Fisher	16	286	$\Delta[\ln e(-1)]$	156,842 (0,0000)***	PP-Fisher	16	304	$\Delta[\ln e(-1)]$	318,711 (0,0000)***
Hadri	16	304	$\Delta[\ln e(-1)]$	2,75635 (0,0029)***	Hadri	16	320	$\Delta[\ln e(-1)]$	2,16373 (0,0152)**
LLC	16	293	$\ln e(-1)$	-1,50124 (0,0666)*	LLC	16	310	$\ln e(-1)$	-1,70826 (0,0438)**
IPS	16	293	$\ln e(-1)$	-0,41964 (0,3374)	IPS	16	310	$\ln e(-1)$	-0,84627 (0,1987)
ADF-Fisher	16	293	$\ln e(-1)$	42,1449 (0,1082)	ADF-Fisher	16	310	$\ln e(-1)$	36,6812 (0,2607)
PP-Fisher	16	304	$\ln e(-1)$	34,5324 (0,3477)	PP-Fisher	16	320	$\ln e(-1)$	42,8929 (0,0945)*
Hadri	16	320	$\ln e(-1)$	7,21214 (0,0000)***	Hadri	16	336	$\ln e(-1)$	6,54317 (0,0000)***

Tabla 3.5 – Contrastes de raíces unitarias: Logaritmo de la tasa de ahorro (UE y LATAM)

Contraste	N	Datos observados (UE)			Estadístico	Contraste	N	Datos observados (LATAM)			Estadístico
		Δ	$\Delta[\ln(s)]$	$\ln(s)$				Δ	$\Delta[\ln(s)]$	$\ln(s)$	
LLC	16	281	$\Delta[\ln(s)]$	-12,7547 (0,0000)***	LLC	16	296	$\Delta[\ln(s)]$	-13,9593 (0,0000)***		
IPS	16	281	$\Delta[\ln(s)]$	-10,2489 (0,0000)***	IPS	16	296	$\Delta[\ln(s)]$	-12,5327 (0,0000)***		
ADF-Fisher	16	281	$\Delta[\ln(s)]$	154,275 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	296	$\Delta[\ln(s)]$	192,28 (0,0000)***		
PP-Fisher	16	288	$\Delta[\ln(s)]$	158,26 (0,0000)***	PP-Fisher	16	304	$\Delta[\ln(s)]$	495,676 (0,0000)***		
Hadri	16	304	$\Delta[\ln(s)]$	0,58213 (0,2802)	Hadri	16	320	$\Delta[\ln(s)]$	1,18726 (0,1176)		
LLC	16	291	$\ln(s)$	-0,56575 (0,2858)	LLC	16	314	$\ln(s)$	-5,34367 (0,0000)***		
IPS	16	291	$\ln(s)$	-1,17197 (0,1206)	IPS	16	314	$\ln(s)$	-5,45161 (0,0000)***		
ADF-Fisher	16	291	$\ln(s)$	38,2749 (0,2060)	ADF-Fisher	16	314	$\ln(s)$	84,0139 (0,0000)***		
PP-Fisher	16	304	$\ln(s)$	20,4905 (0,9422)	PP-Fisher	16	320	$\ln(s)$	72,9776 (0,0000)***		
Hadri	16	320	$\ln(s)$	4,68691 (0,0000)***	Hadri	16	336	$\ln(s)$	6,04074 (0,0000)***		

Tabla 3.6 – Contrastes de raíces unitarias: Logaritmo de la tasa de crecimiento poblacional (UE y LATAM)

Contraste	N	Datos observados			Estadístico	Contraste	N	Datos observados			Estadístico
		(UE)	Δ	$\Delta \ln$				(LATAM)	Δ	$\Delta \ln$	
LLC	16	262	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	-7,11763 (0,0000)***	LLC	16	302	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	-36,7596 (0,0000)***		
IPS	16	262	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	-7,59341 (0,0000)***	IPS	16	302	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	-31,8406 (0,0000)***		
ADF-Fisher	16	262	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	130,512 (0,0000)***	ADF-Fisher	16	302	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	856,034 (0,0000)***		
PP-Fisher	16	288	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	40,1444 (0,1528)	PP-Fisher	16	304	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	2813,41 (0,0000)***		
Hadri	16	304	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	0,28929 (0,3862)	Hadri	16	320	$\Delta \ln$ (n+0,05)]	4,23646 (0,0000)***		
LLC	16	258	\ln (n+0,05)	3,92913 (1)	LLC	16	317	\ln (n+0,05)	-13,4511 (0,0000)***		
IPS	16	258	\ln (n+0,05)	-1,02894 (0,1518)	IPS	16	317	\ln (n+0,05)	-16,0917 (0,0000)***		
ADF-Fisher	16	258	\ln (n+0,05)	59,3616 (0,0023)***	ADF-Fisher	16	317	\ln (n+0,05)	263,982 (0,0000)***		
PP-Fisher	16	304	\ln (n+0,05)	21,0915 (0,9296)	PP-Fisher	16	320	\ln (n+0,05)	258,309 (0,0000)***		
Hadri	16	320	\ln (n+0,05)	4,72103 (0,0000)***	Hadri	16	336	\ln (n+0,05)	0,21465 (0,415)		

La decisión que se tomará es mantener todas las series en sus niveles originales debido a que transformaciones en diferencias alterarían el planteamiento original de la hipótesis de convergencia, complicando así el análisis final.

3.2 ESTIMACIÓN DE CONVERGENCIA ESPACIAL

3.2.1 I de Moran y test LM para datos de sección cruzada

En este apartado se procede a realizar contrastes de autocorrelación espacial empleando datos de sección cruzada para la hipótesis de convergencia medioambiental. El modelo estimado responde al proceso planteado en la sección 3.2.1 (ecuación 2.21), eliminando el ratio de producción destinada a disminuir la contaminación sobre la producción total, que puede ser expresado de la siguiente forma:

$$\frac{\ln(e_T) - \ln(e_0)}{T} = \beta_0 + \beta_1 \ln(e_0) + \beta_2 \ln(s) + \beta_3 \ln(\delta + n + g) + u$$

Y para la tasa de crecimiento media de las emisiones de CO2 sobre el PIB real:

$$\frac{\ln(e_T/y_T) - \ln(e_0/y_0)}{T} = \beta_0 + \beta_1 \ln(e_0/y_0) + \beta_2 \ln(s) + \beta_3 \ln(\delta + n + g) + u$$

La autocorrelación espacial puede ser entendida como “*relación entre unidades espaciales próximas, por ejemplo las observadas en un mapa, donde cada unidad está expresada como la realización de una única variable*” (Getis (2009)). Otra definición posible sería “*dado un conjunto S que contenga n unidades geográficas, la correlación espacial se refiere a la relación entre ciertas variables observadas en cada una de las n localizaciones y una medida de la proximidad geográfica definida para todos los n(n-1) pares seleccionados de S*”(Hubert et. al. (1981)).

Tanto la I de Moran como el test LM buscan contrastar la hipótesis H_0 : *No existe autocorrelación espacial.*

Para los contrastes realizados se empleará una matriz de pesos W estandarizada por el número de vecinos. La matriz binaria sin estandarizar toma el valor de la unidad para el caso de vecindad geográfica, es decir, siempre y cuando compartan fronteras físicas, mientras que el valor nulo responderá a la no vecindad.

En el caso de la muestra latinoamericana y para todos los tipos de matrices de pesos, a un nivel de significación del 5% no se rechaza la hipótesis nula tanto para el contraste de Moran como para el LM en sus dos versiones, por lo que empleando datos de sección cruzada, no mejorará la estimación del modelo la inclusión del factor espacial.

En cuanto a la muestra europea, al nivel de significación del 5% tampoco se rechaza la hipótesis de autocorrelación espacial en todos los modelos para cada tipo de matriz

espacial y para cada contraste. A un nivel de significación del 10% sí que es relevante introducir el componente espacial, según el contraste de la I de Moran, para el caso del ratio entre emisiones y PIB real con la matriz de pesos estandarizada. Dado que los tests LM no rechazan la hipótesis nula, y tras observar los resultados de las estimaciones de los modelos SDM y SAM, la conclusión final será no añadir componente espacial a ninguna de las regresiones de sección cruzada.

Tabla 3.7 – Contraste de autocorrelación espacial (sección cruzada LATAM)

Modelo	I de Moran	LM error	LM lag	Robust LM error	Robust LM lag
Ge - W	0,03287393 (0,3179)	0,022506 (0,8807)	0,084666 (0,7711)	0,070244 (0,791)	0,1324 (0,716)
G (e/y) - W	-0,04047961 (0,4676)	0,034125 (0,8534)	0,11393 (0,7357)	0,012099 (0,9124)	0,091908 (0,7618)

Tabla 3.8 – Contraste de autocorrelación espacial (sección cruzada UE)

Modelo	I de Moran	LM error	LM lag	Robust LM error	Robust LM lag
Ge - W	-0,18619189 (0,6824)	0,81317 (0,3672)	1,8522 (0,1735)	0,40084 (0,5267)	1,4399 (0,2302)
G (e/y) - W	0,16420247 (0,08714)*	0,63244 (0,4265)	0,088295 (0,7664)	0,85453 (0,3553)	0,31038 (0,5774)

3.2.2 Estimación para datos de sección cruzada

Como complemento al análisis principal de este trabajo se mostrarán los resultados de la estimación de convergencia para datos de sección cruzada sin factor espacial. Estos resultados servirán de comparativa respecto a los mejores resultados que se espera obtener en las estimaciones con datos de panel, ya que una mayor muestra (N en sección cruzada frente a $T \times N$ en datos de panel) permite estimar una mayor cantidad de parámetros y además controlar la heterogeneidad inobservable.

Los dos modelos de convergencia planteados para el caso latinoamericano coinciden en que a un nivel de significación del 5% se rechace la hipótesis de que las variables de contaminación en el periodo inicial no tienen capacidad explicativa sobre las variaciones de la tasa de crecimiento. Además los coeficientes estimados son negativos, por lo que se estaría cumpliendo la hipótesis de convergencia (menores niveles de contaminación inicial dan lugar a mayores tasas de crecimiento de la misma), y por ende, la curva medioambiental de Kuznets.

Todos estos resultados sólo se cumplen bajo el supuesto de que la contaminación no genera externalidades negativas internacionales, ya que como se ha demostrado, para la

muestra dada y empleando datos de sección cruzada, no es relevante el componente espacial. También se aplica en el caso europeo.

Tabla 3.9 – Estimación MCO sección cruzada LATAM (no espacial)

Ge	$\hat{\beta}$	Desv. Estándar	t
ln e (-1)	-0,012433	0,003516	-3,537 (0,0041)***
ln s	0,02107	0,012363	1,704 (0,1141)
ln n	0,035706	0,034689	1,029 (0,3236)
F	4,371 (0,02678)**		
R ²	0,4027		
G(e/y)	$\hat{\beta}$	Desv. Estándar	t
ln e/y (-1)	-0,017916	0,004499	-3,982 (0,00182)***
ln s	0,033293	0,012041	2,765 (0,01712)**
ln n	0,132085	0,032864	4,019 (0,0017)***
F	9,511 (0,001706)***		
R ²	0,6299		

Para el caso de 16 países integrantes de la UE, se aplican las mismas conclusiones que en Latinoamérica. A un valor crítico del 5%, se rechaza la hipótesis nula de los contrastes de significación individual en ambos modelos para las variables de contaminación en 1990, y siendo además los valores estimados negativos, se cumple la hipótesis de convergencia.

Cabe destacar que en el caso del primer modelo latinoamericano y de los dos modelos europeos, no son significativamente distintos de cero los coeficientes del logaritmo de la tasa de ahorro y de la tasa de crecimiento poblacional, por lo que de forma individual no explican las variaciones en las tasas de crecimiento de la contaminación.

Esta evidencia colisiona con la teoría de convergencia, la cual defiende que un condicionamiento de los procesos por las variables que determinan el crecimiento en el largo plazo dará lugar a mejores estimaciones. La única explicación posible sería que, para las muestras seleccionadas los países presentan unos parámetros de crecimiento tan parecidos, esto es, que sigan las mismas sendas de crecimiento equilibrado, que sería irrelevante la inclusión de los mismos. Los contrastes de significación global parecen apuntar que, a un nivel de significación del 5%, la inclusión de todas las variables exógenas es importante para explicar los cambios en las variables dependientes.

Tabla 3.10 – Estimación MCO sección cruzada UE (no espacial)

Ge	$\hat{\beta}$	Desv. Estándar	t
ln e (-1)	-0,014187	0,004107	-3,454 (0,00477)***
ln s	3,098473	2,478055	1,25 (0,235)
ln n	0,418036	1,58406	0,264 (0,79633)
F	4,005 (0,03446)**		
R ²	0,3754		

G(e/y)	$\hat{\beta}$	Desv. Estándar	t
ln e/y (-1)	-0,021864	0,004164	-5,251 (0,000204)***
ln s	-1,468334	2,267315	-0,648 (0,529433)
ln n	-0,325073	1,646587	-0,197 (0,846802)
F	10,19 (0,001281)***		
R ²	0,6476		

Finalmente puede observarse a través del coeficiente de determinación que en el caso latinoamericano y europeo, los modelos con mayor capacidad explicativa son aquellos que buscan explicar las variaciones en el ratio de emisiones contaminantes de CO2 sobre el PIB real.

3.2.3 Test LM para datos de panel

Tabla 3.11 – Test LM con datos de panel

Modelo	LM (LATAM)	LM (UE)
Ge - W	2,5043 (0,1282)	50,186 (3,863E-09)***
G (e/y) - W	2,8074 (0,1083)	23,364 (0,002781)***

Al igual que para los tests con datos de sección cruzada, la hipótesis nula que busca contrastarse vuelve a responder a la no existencia de correlación espacial. En el caso latinoamericano no puede rechazarse a un nivel de significación del 5%. Una posible explicación a este resultado, obviando el hecho de que una mejora en el tamaño muestral podría asegurar la existencia de relación espacial, puede encontrarse en la construcción de la matriz de pesos, ya que sólo considera la vecindad entre naciones y no el tamaño geográfico de las mismas. Parece lógico pensar que, para países de

dimensiones tan vastas (Argentina y Brasil, 2.780.400 y 8.515.770 km² respectivamente, frente a Francia con 549.087 km² o Alemania 357.170 km², no llegando a representar estos últimos más del 20% de la superficie argentina o el 6% de la de Brasil en el año 2015), el concepto de externalidades contaminantes internacionales pueda no tener sentido siempre y cuando la actividad económica se concentre próxima al centro geográfico de cada nación.

En el caso europeo, se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significación del 5% para los dos modelos de panel planteados, por lo que existe cierto grado de dependencia espacial que no puede ser obviado en la modelización.

3.2.4 Estimación no espacial para datos de panel (LATAM)

Tabla 3.12 – Estimación con datos de panel para Latinoamérica

Ge	Efectos fijos individuales	Efectos fijos temporales	Efectos fijos mixtos
ln e (-1)	-0,273587 (2,895E-11)***	-0,030431 (0,003098)***	-0,409724 (< 2e-16)***
ln s	0,093653 (0,001206)***	0,036277 (0,081212)*	0,070848 (0,02107)**
ln n	-0,02418 (0,509998)	0,015452 (0,671555)	0,016051 (0,67143)
R ²	0,17035	0,028104	0,20178

G(e/y)	Efectos fijos individuales	Efectos fijos temporales	Efectos fijos mixtos
ln e/y (-1)	-0,3881215 (<2e-16)***	-0,045864 (0,002071)***	-0,4006241 (< 2e-16)***
ln s	-0,0014526 (0,9587)	0,020226 (0,334306)	0,0155889 (0,6189)
ln n	-0,0107285 (0,7677)	0,020618 (0,588366)	-0,0087063 (0,8239)
R ²	0,21213	0,029461	0,2047

En todos los modelos de panel estimados para Latinoamérica el coeficiente estimado para la variable explicativa de emisiones de CO₂ es significativamente distinto de cero a un nivel del 5%, y presenta un signo negativo, por lo que se confirma la existencia de convergencia. El modelo con mayor capacidad explicativa responde al crecimiento de la intensidad de contaminación respecto al PIB real con efectos fijos individuales, aunque individualmente la mayor parte de los coeficientes estimados no son significativamente distintos de cero, lo que parece indicar la existencia de convergencia absoluta. En el resto de modelos se repite la no significatividad de la mayor parte de las variables explicativas, a excepción de la relativa a la convergencia.

3.2.5 Estimación espacial para datos de panel (UE)

Los modelos estimados en este apartado responderán a los procesos espaciales SDM y SAM. Las estimaciones se llevan a cabo para las dos variables dependientes relativas al crecimiento de las emisiones contaminantes con el objetivo de seleccionar qué modelo describe mejor la realidad observada.

Tabla 3.13 – Estimación SAM: tasa de crecimiento emisiones de CO2 per cápita (UE)

Ge	Efectos fijos individuales	Efectos fijos temporales	Efectos fijos mixtos
ln e (-1)	-0,15668 (3,072e-09)***	-0,01634 (0,030535)**	-0,18679 (1,374e-12)***
ln s	0,038634 (0,0276428)**	0,044958 (0,001165)***	0,068286 (0,0003132)***
ln n	-0,16774 (0,0007066)***	-0,07169 (0,065044)*	-0,15423 (0,0026290)***
W*Ge	0,427155 (< 2,2e-16)***	0,244266 (6,231e-05)***	0,213292 (0,0003328)***
R²	0,352432	0,294769	0,412885
Efecto Directo ln e	-0,16689 (1,5704e-09)***	-0,01665 (0,0286821)**	-0,18942 (1,1717e-11)***
Efecto Indirecto ln e	-0,10662 (0,0002033)***	-0,00497 (0,087806)*	-0,04801 (0,0046186)***
Efecto Total ln e	-0,27350470 (0,0015403)***	-0,02162 (0,0325029)**	-0,23743 (6,1132e-10)***
Efecto Directo ln s	0,041152 (0,02512762)**	0,045802 (0,0011136)***	0,069249 (0,00019281)***
Efecto Indirecto ln s	0,026291 (0,0521682)*	0,013687 (0,025219)**	0,017552 (0,0298816)**
Efecto Total ln s	0,067443 (0,03144357)**	0,05949 (0,0016338)***	0,0868 (0,0004624)***
Efecto Directo ln n	-0,17867 (0,00013867)***	-0,07304 (0,0454411)**	-0,1564 (0,00331018)***
Efecto Indirecto ln n	-0,11415 (0,0039615)***	-0,02183 (0,086383)*	(0,03964105 (0,0358452)**
Efecto Total ln n	-0,29282 (0,00039072)***	-0,09486 (0,0463604)**	(0,19604037 (0,0042251)***

Comenzando por el modelo SAM para la tasa de crecimiento de las emisiones contaminantes per cápita (Ge), se analizará la estimación de panel con efectos fijos individuales y temporales ya que esta presenta el valor de R² corregido más elevado, es decir, explica una proporción mayor de los cambios en la variable endógena que los otros modelos.

El estimador del coeficiente que acompaña a la variable determinante para la existencia de convergencia, $\ln(e_{t-1})$, es significativamente distinto de cero para un valor crítico del 5%, y además presenta signo negativo, por lo que la convergencia medioambiental se cumple para este modelo. El coeficiente estimado de la variable dependiente retardada espacialmente, WG_e , es significativamente distinto de cero al mismo nivel de significación, y debido a su signo positivo, puede darse la interpretación de que mayores tasas de crecimiento de la contaminación per cápita en las economías vecinas darán lugar a incrementos en la tasa de crecimiento de CO2 per cápita del país analizado.

Tabla 3.14 – Estimación SAM: tasa de crecimiento intensidad de emisiones de CO2 (UE)

G(e/y)	Efectos fijos individuales	Efectos fijos temporales	Efectos fijos mixtos
ln e/y (-1)	-0,037602 (0,009628)***	-0,0424592 (0,0005575)***	-0,170675 (2,842E-08)***
ln s	-0,059093 (0,004189)***	-0,0045333 (0,76091)	-0,011779 (0,5681)
ln n	-0,040076 (0,488891)	-0,0684942 (0,06159)*	-0,011635 (0,8346)
W*G(e/y)	0,335589 (0,000004624)***	0,050225 (0,44663)	0,045004 (0,4904)
R²	0,1860329	0,2944126	0,371012
Efecto Directo ln e/y	-0,03901122 (0,019259)**	-0,042490298 (0,0064094)***	-0,17077500 (3,9968E-09)***
Efecto Indirecto ln e/y	-0,01758357 (0,053811)*	-0,0022141549 (0,47895)	-0,0079426132 (0,57889)
Efecto Total ln e/y	-0,05659479 (0,0230524)**	-0,044704453 (0,026348)**	-0,17871761 (2,0933E-06)***
Efecto Directo ln s	-0,06130723 (0,0020381)***	-0,004536595 (0,769819)	-0,01178550 (0,59611)
Efecto Indirecto ln s	-0,02763307 (0,02371)**	-0,0002364004 (0,90995)	-0,0005481346 (0,77179)
Efecto Total ln s	-0,08894030 (0,0038134)***	-0,004772995 (0,773444)	-0,01233364 (0,59858)
Efecto Directo ln n	-0,04157787 (0,5244187)	-0,068544398 (0,076305)*	-0,01164213 (0,77037)
Efecto Indirecto ln n	-0,01874044 (0,559081)	-0,0035718251 (0,5845)	-0,0005414665 (0,94936)
Efecto Total ln n	-0,06031831 (0,531105)	-0,072116223 (0,083216)*	-0,01218360 (0,77704)

Mientras el primer coeficiente permite contrastar la existencia de convergencia medioambiental bajo el supuesto de una curva medioambiental de Kuznets que no considera externalidades negativas, el segundo coeficiente sí incorpora el concepto de externalidad a dicha curva. El signo positivo que se ha observado en el valor estimado

de este último coeficiente implica que si las naciones vecinas presentan tasas de crecimiento de CO₂ per cápita positivas, provocarán un incremento en la pendiente de la curva medioambiental para el nivel de renta per cápita y de contaminación per cápita de cada periodo. En cambio, si las economías vecinas del país de estudio presentan tasas de crecimiento negativas, es decir, que el progreso tecnológico medioambiental supere al progreso tecnológico clásico, se dará una situación en la cual la economía analizada sufrirá una caída en sus tasas de crecimiento de contaminación per cápita, o lo que es lo mismo, una disminución de la pendiente de la curva medioambiental de Kuznets.

Este resultado lleva a no rechazar la hipótesis de convergencia medioambiental internacional, siempre y cuando la mayor parte de las economías que componen el conjunto de naciones analizadas presentan tasas de crecimiento negativas. Dado que gran parte de los países europeos analizados presentan tasas negativas en casi todo el periodo analizado, podría afirmarse que la convergencia a escala europea se ha estado cumpliendo entre 1990 y 2010.

El resto de variables explicativas son significativamente distintas de cero al nivel crítico del 5% y sus coeficientes estimados presentan signos acordes a la teoría planteada en el modelo Green-Solow.

En cuanto a los efectos directos e indirectos de la contaminación per cápita, su estimación se lleva a cabo siguiendo la metodología de LeSage y Pace (2009), y los valores estimados responderán a los efectos espaciales de desbordamiento o *spillovers*. Las diferencias entre el valor estimado del coeficiente de la variable de interés y su efecto directo pueden ser explicadas como efectos de retroalimentación o *feedback*, esto es, una variación en la contaminación per cápita inicial se trasladará como externalidad negativa hacia los países vecinos para luego regresar a la nación de origen. Los efectos indirectos responden a la reacción sobre la economía analizada ante cambios en las emisiones contaminantes per cápita de las naciones vecinas. Finalmente, el efecto total comprende la variación final que provocan en conjunto los cambios en las emisiones nacionales y extranjeras.

Todos los efectos son significativos al 5% y presentan signos negativos, por lo que incrementos en las emisiones per cápita provocarán caídas en los niveles de crecimiento de contaminación tanto para la economía de origen como para las vecinas. Esta conclusión sobre los efectos totales reafirma el cumplimiento de la curva medioambiental de Kuznets para el conjunto de naciones europeas en sus respectivas sendas de crecimiento equilibrado a largo plazo.

Los modelos de panel SAM estimados para la intensidad en las emisiones sobre el PIB real arrojan peores resultados. Para comenzar, el único modelo en el que el coeficiente espacial estimado (λ) es significativamente distinto de cero es el que incorpora efectos fijos individuales, el cual presenta un coeficiente de determinación bastante más bajo que para las emisiones per cápita con efectos mixtos (0,1860329 frente a 0,412885). Además, la variable explicativa referente al agregado entre el crecimiento poblacional, la tasa de depreciación y el progreso tecnológico tampoco es relevante para explicar las variaciones en las tasas de crecimiento, lo que implica una ruptura con lo propuesto en el modelo teórico. En cuanto a la hipótesis de convergencia, se cumple al igual que en el caso anterior referente a las emisiones per cápita.

Tabla 3.15 – Estimación SDM: tasa de crecimiento emisiones de CO2 per cápita (UE)

Ge	Efectos fijos individuales	Efectos fijos temporales	Efectos fijos mixtos
ln e (-1)	-0,1569875 (0,000002639)***	-0,0171334 (0,032534)**	-0,1875170 (1,03E-12)***
ln s	0,0374114 (0,033386)**	0,0440019 (0,001592)***	0,0674672 (0,0003775)***
ln n	-0,1683943 (0,000674)***	-0,0676763 (0,091427)*	-0,15322 (0,0028514)***
W*ln e	-0,0151433 (0,173622)	-0,0099530 (0,437943)	-0,0148578 (0,2158664)
W*ln s	-0,0027783 (0,908232)	-0,0045203 (0,841804)	-0,0078961 (0,7326675)
W*ln n	-0,0018020 (0,974087)	0,0228081 (0,735789)	0,0292105 (0,6608442)
W*Ge	0,4277564 ($< 2,2e-16$)***	0,2460356 (0,05371)*	0,2173507 (0,0002398)***
R ²	0,3566967	0,296317	0,4161529
Efecto Dir. ln e	-0,167253511 (0,000083489)***	-0,017460059 (0,026404)**	-0,19026589 (1,5377E-08)***
Efecto Indir. ln e	-0,107083395 (0,69094)	-0,005264329 (0,083286)*	-0,049326740 (0,0047894)***
Efecto Total ln e	-0,274336906 (0,0013906)***	-0,022724388 (0,0309525)**	-0,23959263 (1,4557E-06)***
Efecto Dir. ln s	0,039857863 (0,02618203)**	0,044840851 (0,001208)***	0,06845622 (0,00035984)***
Efecto Indir. ln s	0,025518839 (0,0481701)**	0,013519827 (0,022902)**	0,017747387 (0,0190695)**
Efecto Total ln s	0,065376702 (0,0312364)**	0,058360678 (0,0016607)***	0,08620361 (0,00051373)***
Efecto Dir. ln n	-0,179406152 (0,00089692)***	-0,068966635 (0,085812)*	-0,15546614 (0,00299886)***
Efecto Indir. ln n	-0,114864075 (0,0057438)***	-0,020793917 (0,147441)	-0,040304851 (0,0373817)**
Efecto Total ln n	-0,294270228 (0,0014409)***	-0,089760552 (0,0908101)*	-0,19577099 (0,00382878)***

El modelo SDM para las emisiones per cápita con efectos mixtos, que incorpora respecto al SAM variables exógenas retardadas espacialmente, presenta un coeficiente de determinación ligeramente superior a su contrapartida. Ninguna de las variables

retardadas espacialmente, a excepción de la variable endógena, presentan coeficientes estimados significativamente distintos de cero para un nivel crítico del 5%.

Tabla 3.16 – Estimación SDM: tasa de crecimiento intensidad de emisiones de CO2 (UE)

G(e/y)	Efectos fijos individuales	Efectos fijos temporales	Efectos fijos mixtos
ln e/y (-1)	-0,03703276 (0,010594)**	-0,0441303 (0,0005493)***	-0,169778 (4,032E-08)***
ln s	-0,06064312 (0,003378)***	-0,0056872 (0,70479)	-0,0134407 (0,5159)
ln (n + 0,05)	-0,04625281 (0,425693)	-0,0677546 (0,06474)*	-0,0118765 (0,8329)
W*ln e	-0,00045413 (0,979058)	-0,0059705 (0,63331)	-0,0097716 (0,6002)
W*ln s	0,03909338 (0,171439)	0,0186267 (0,43196)	0,0199758 (0,4316)
W*ln n	-0,06549178 (0,318475)	0,0134739 (0,82918)	-0,0214691 (0,7407)
W*G(e/y)	0,33607339 (0,000004063)***	0,0532113 (0,41955)	0,0471239 (0,4692)
R²	0,1914334	0,2971192	0,3730368
Efecto Dir. ln e/y	-0,0384249131 (0,010614)**	-0,044166599 (0,0039726)***	-0,169887434 (1,3125E-08)***
Efecto Indir. ln e/y	-0,0173534861 (0,026706)**	-0,0024438575 (0,39344)	-0,0082867950 (0,48647)
Efecto Total ln e/y	-0,055778399 (0,0116595)**	-0,046610456 (0,001363)***	-0,17817423 (1,3508E-06)***
Efecto Directo ln s	-0,0629228365 (0,0034016)***	-0,005691897 (0,718046)	-0,013449403 (0,43531)
Efecto Indir. ln s	-0,0284172553 (0,01427)**	-0,0003149481 (0,89364)	-0,0006560370 (0,69807)
Efecto Total ln s	-0,091340092 (0,0039585)***	-0,006006845 (0,726623)	-0,01410544 (0,43451)
Efecto Directo ln n	-0,0479915591 (0,4133327)	-0,067810404 (0,056759)*	-0,011884135 (0,80852)
Efecto Indir. ln n	-0,0216739814 (0,44111)	-0,0037521333 (0,46383)	-0,0005796861 (0,90843)
Efecto Total ln n	-0,069665541 (0,4184916)	-0,071562537 (0,062803)*	-0,01246382 (0,81013)

En cuanto a la hipótesis de convergencia, se cumple dado que los coeficientes del logaritmo de las emisiones retardado un periodo y de la tasa de crecimiento retardada espacialmente son negativos y significativamente distintos de cero.

4. CONCLUSIONES

La hipótesis de convergencia condicionada para las emisiones de CO₂, con una muestra de 16 países latinoamericanos y 16 países de la UE para el periodo 1990-2010, no puede ser rechazada tanto para las estimaciones de sección cruzada como para las de panel. El factor espacial sólo es relevante para el caso de las estimaciones de panel de la Unión Europea, empleando en este caso una matriz de pesos de vecindad.

Los tests LM para datos de sección cruzada llevan a rechazar la autocorrelación espacial en Latinoamérica y la UE, por lo que se realizan estimaciones OLS.

La capacidad explicativa de las estimaciones de sección cruzada realizadas para América Latina es superior a la presentada por las estimaciones de panel, siendo el caso más destacable el de la intensidad de emisiones de CO₂ sobre el PIB real. Además, esta estimación es la única que presenta todos los coeficientes significativamente distintos de cero. Podría defenderse la existencia de convergencia absoluta como explicación a dicho resultado en el resto de estimaciones latinoamericanas.

Otro resultado destacable es el referente al signo que presenta el coeficiente estimado para la tasa de crecimiento poblacional, el cual es positivo y rechaza el planteamiento teórico del modelo Green-Solow.

En todos los casos, tanto para sección cruzada como de panel en Latinoamérica, el coeficiente que acompaña a la variable determinante para la convergencia es significativamente distinto de cero y presenta signo negativo, por lo que se cumple la convergencia medioambiental.

Los tests LM para datos de panel llevan a rechazar la autocorrelación espacial en Latinoamérica, mientras que para la UE no se rechaza.

Para el caso de la UE se estiman modelos con variable dependiente retardada espacialmente (SAM) y con variables explicativas y dependientes retardadas espacialmente (SDM). En base al coeficiente de determinación, los modelos con mayor capacidad explicativa son el SAM y SDM de las emisiones de CO₂ per cápita con efectos fijos individuales y temporales. Además, el efecto directo de las emisiones de CO₂ per cápita es significativamente distinto de cero, lo que indica la existencia de externalidades negativas procedentes de países vecinos. Los coeficientes estimados para los niveles de CO₂ per cápita también son significativamente distintos de cero. Sus signos negativos apoyan la existencia de una convergencia medioambiental internacional, y por tanto, un desarrollo sostenible para el conjunto de la Unión Europea, ya que incrementos en los niveles de CO₂ per cápita, ya sea por producción interna o vecina, fomentarán disminuciones en sus tasas de crecimiento.

Dados los resultados en los análisis de convergencia para los dos grupos de regiones, pueden extraerse dos conclusiones principales. La convergencia medioambiental sin externalidades internacionales es un hecho para la muestra tomada en Latinoamérica, por lo que en principio no sería necesaria una política medioambiental común. Al contrario, la convergencia medioambiental europea está condicionada por las decisiones de producción entre naciones vecinas, por lo que es relevante seguir avanzando en materia de política medioambiental común.

5. BIBLIOGRAFÍA

Abramovitz, M. (1986): "Catching up, forging ahead, and falling behind", *The Journal of Economic History*, Vol. 46, No. 2, pp. 385-406.

Barro, R., Sala-i-Martin, X. (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 223-251.

Baumol, W.J. (1986): "Productivity growth, convergence and welfare: What the long run data show", *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 1072-1085.

Brock, W., Taylor, M. (2004): "The Green-Solow model", *National Bureau of Economic Research, Working Paper 10557*.

Copeland, B., Taylor, M. (1994): "North-South Trade and the Environment", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 3, pp. 755-787.

DeLong, J. B. (1988): "Productivity growth, convergence and welfare: Comment", *American Economic Review*, Vol. 78, No. 5, pp. 1138-1154.

Evans, P., Kim, J. U. (2015): "Convergence analysis as spatial dynamic panel regression and distribution dynamics of CO₂ emissions in Asian Countries", *Empir Econ* (2016) 50: 729. doi:10.1007/s00181-015-0964-5.

Gerschenkron, A. (1962): *Economic Backwardness in Historical Perspective: A Book of Essays*, Belknap Press of Harvard University Press.

Getis, A. (2009): "Spatial Weight Matrices", *Geographical Analysis, Volume 41, Issue 4, Pages 404-410*.

Hlouskova, J., Wagner, M. (2006): "The Performance of Panel Unit Root and Stationary Tests: Results from a Large Scale Simulation Study", *Econometric Reviews, vol. 25, issue 1, pages 85-116*.

Hubert, L. J., Golledge, R. G., Costanzo, C. M. (1981): "Generalized Procedures for Evaluating Spatial Autocorrelation", *Geographical Analysis, Volume 13, Issue 3, Pages 224-233*.

Mankiw, N., Romer, D. y Weil, D. (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437.

Riera, P., García, D., Kriström, B., Brännlund, R. (2005): *Manual de Economía Ambiental y de los Recursos Naturales*, International Thomson Editores Spain Paraninfo, S.A.

Sala-i-Martin, X. (1990): "On Growth and States", *tesis doctoral no publicada, Harvard University*.

Solow, R.M. (1956): "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65-94.

Sorensen, P., Whitta-Jacobsen, H. (2005): *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth and Business Cycles*, McGraw-Hill Companies, Inc.