

Borradores del CIE

No. 14

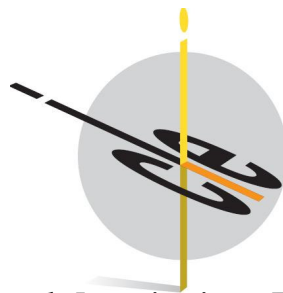
Mayo de 2006

La curva ambiental de Kuznets para la calidad del agua: Un análisis de su validez mediante raíces unitarias y cointegración

Elaborado por:

**Mauricio Alviar Ramírez
Catalina Granda Carvajal
Luis Guillermo Pérez Puerta
Juan Carlos Muñoz Mora
Diana Constanza Restrepo Ochoa**

Este borrador es derivado del proyecto de investigación “Determinantes de la curva ambiental de Kuznets para la calidad del agua: Un análisis empírico”, del Grupo de Economía del Medio Ambiente, adscrito al Centro de Investigaciones Económicas -CIE-, y financiado por el Comité para el Desarrollo de la Investigación -CODI- de la Universidad de Antioquia.



**Centro de Investigaciones Económicas
Universidad de Antioquia**

Medellín – Colombia

La serie Borradores del CIE está conformada por documentos de carácter provisional en los que se presentan avances de proyectos y actividades de investigación, con miras a su publicación posterior en revistas o libros nacionales o internacionales. El contenido de los Borradores es responsabilidad de los autores y no compromete a la institución.

**La curva ambiental de Kuznets para la calidad del agua:
Un análisis de su validez mediante raíces unitarias y cointegración***

Mauricio Alviar Ramírez^a
Catalina Granda Carvajal^b
Luis Guillermo Pérez Puerta^c
Juan Carlos Muñoz Mora^d
Diana Constanza Restrepo Ochoa^e

Resumen

La hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets (EKC) propone la existencia de una relación en forma de U invertida entre la degradación ambiental y el ingreso per capita. Se ha asumido que esta relación implica que el crecimiento económico eventualmente revertirá los impactos ambientales de las primeras etapas del desarrollo económico. Estudios recientes, como el de Perman y Stern (2003), han mostrado que los métodos econométricos utilizados en los estudios iniciales de la EKC son inapropiados dadas las propiedades temporales de las series. Este trabajo analiza la validez de la hipótesis de la EKC para un panel de 46 países y 20 períodos, implementando pruebas individuales y de panel tanto para raíz unitaria como para cointegración. Se estima, además, un modelo de corrección de error para el panel. Los resultados no apoyan la existencia de una EKC común a los países analizados.

Abstract

The Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis suggests the existence of an inverted U-shaped relationship between environmental degradation and per capita income. It has been assumed that the environmental impacts occurred during the first stages of the development process will eventually be reverted as a result of economic growth. Several studies, such as Perman and Stern's (2003), have shown that the econometric methods used in the earlier analysis of the EKC are inappropriate given the time properties of the series. This paper analyzes the appropriateness of the EKC hypothesis for a panel of 46 countries and 20 periods by implementing individual and panel tests for both unit roots and cointegration. An error correction model –VEC– is also estimated for the panel. The results do not support the evidence of a common EKC for the countries analyzed.

Palabras clave: Curva ambiental de Kuznets, crecimiento económico, pruebas de raíz unitaria en panel, cointegración en panel.

Clasificación JEL: Q53, Q56, C23

* Este documento hace parte del estudio “Determinantes de la Curva Ambiental de Kuznets para la Calidad del Agua: un análisis empírico”, financiado por el Comité para el Desarrollo de la Investigación de la Universidad de Antioquia -CODI-. Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad de los autores.

^a Docente investigador de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia. Correo electrónico: malviar@agustinianos.udea.edu.co

^b Docente investigadora de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia. Correo electrónico: cgranda@agustinianos.udea.edu.co

^c Docente investigador de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia. Correo electrónico: lgperez@agustinianos.udea.edu.co

^d Asistente de Investigación del Centro de Investigaciones Económicas. Correo electrónico: jcmunoz@agustinianos.udea.edu.co

^e Estudiante en Formación de la carrera de Economía de la Universidad de Antioquia. Correo electrónico: constanza97@gmail.com

**La curva ambiental de Kuznets para la calidad del agua:
Un análisis de su validez mediante raíces unitarias y cointegración**

Introducción

La hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets (EKC, por su sigla en inglés) propone la existencia de una relación en forma de U invertida entre varios indicadores de degradación ambiental (contaminación o agotamiento de recursos) y el ingreso *per capita*. Entre las explicaciones propuestas para esta hipótesis, se señala que el crecimiento económico da lugar a cambios en la estructura económica y en la tecnología, al igual que a mejoras en la regulación y a una mayor conciencia ambiental que contrarrestan las consecuencias del crecimiento sobre el medio ambiente.

Esta hipótesis ha revivido el interés en el debate sobre las implicaciones ambientales del crecimiento económico. En ese sentido, algunos economistas asumen que el crecimiento conducirá a revertir los impactos sobre el medio ambiente de las primeras etapas del desarrollo y a mejoras en los países desarrollados; de esta manera, aducen que el crecimiento, lejos de ser una amenaza para la calidad ambiental, es necesario para que ésta se mantenga o mejore.

Pese a las considerables críticas teóricas y empíricas que se le han hecho a la EKC, ésta se ha convertido en uno de los “hechos estilizados” de la economía ambiental y de los recursos naturales. No obstante, el análisis de cointegración puede ser útil para examinar la validez de tales hechos estilizados cuando los datos involucrados contienen tendencias estocásticas (Perman & Stern, 2003). El enfoque del presente trabajo se inclina por esta alternativa.

Para ello, se examina la hipótesis de la EKC para la Demanda Bioquímica de Oxígeno (DBO) con el fin de comprobar la existencia de una relación de largo plazo entre este indicador de contaminación del agua y el ingreso para todos los países. El panel estudiado abarca 46 países en el periodo comprendido entre 1980 y 2000. Además del PIB

per capita, se incluye entre las variables explicativas un índice de intensidad del comercio exterior. Los contrastes de raíces unitarias y cointegración se aplicaron a cada país individualmente y al panel de datos; posteriormente, se ajustaron diferentes modelos en los que se introdujeron tendencias determinísticas o variables *dummies* en el tiempo.

El presente trabajo se compone de cuatro secciones. En la primera se indican algunos de los posibles factores explicativos de la hipótesis de la EKC, los aspectos econométricos más importantes y sus críticas, así como los estudios referentes a la DBO. Seguidamente se describe el enfoque econométrico desarrollado. Los resultados obtenidos se analizan en la tercera sección. Por último, se señalan algunas conclusiones y sugerencias para investigaciones posteriores.

1. La Curva Ambiental de Kuznets

La hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets surgió a principios de los años noventa con el trabajo de Grossman y Krueger (1991), sobre los impactos potenciales del NAFTA, y el estudio de Shafik y Bandyopadhyay, que sirvió de base para el Informe sobre el Desarrollo Mundial del Banco Mundial en 1992. Estos estudios mostraron que existe una relación en forma de U invertida entre diversos tipos de contaminantes y el ingreso *per capita*, esto es, que la calidad ambiental inicialmente se deteriora; pero, una vez los países alcanzan cierto nivel de ingreso, la degradación ambiental tiende a declinar. Panayotou (1993) denominó a esta relación EKC debido a su similitud con la relación entre el nivel de ingreso y la desigualdad en la distribución del ingreso sugerida por Simon Kuznets (1955). Desde entonces, el término se ha convertido en referente dentro de la literatura sobre crecimiento y medio ambiente.

En tal sentido, la hipótesis de la EKC ha servido para justificar la proposición general de que el crecimiento económico conducirá a revertir los impactos ambientales de las primeras etapas del desarrollo y a mejoras en la calidad ambiental en los países desarrollados. Así, algunos economistas se basan en ella para afirmar que el crecimiento económico es un remedio para la contaminación y la sobreexplotación de los recursos

naturales (*e.g.*, Beckerman, 1992); en consecuencia, recomiendan estimular el crecimiento económico en el entendido de que ello incentivará la implementación de políticas ambientales efectivas (Banco Mundial, 1992).

Sin embargo, esta afirmación es preliminar debido a la falta de evidencia inequívoca sobre los patrones de degradación ambiental a lo largo del desarrollo económico, amén de la ausencia de consenso en torno a los factores determinantes de la EKC. Adicionalmente, existen varios aspectos que impiden derivar conclusiones de política claras de esta hipótesis empírica, los cuales se relacionan principalmente con la validez de la EKC para diversos tipos de presión ambiental y para todos los países (individual y colectivamente) (De Bruyn & Heintz, 1999; Dinda, 2004).

1.1. Algunas explicaciones propuestas

Según Barbier (1997), las explicaciones de la EKC se han enfocado en varias relaciones subyacentes y disímiles, que incluyen los efectos de los cambios en la estructura económica sobre el uso del medio ambiente, los vínculos entre la demanda por calidad ambiental y el ingreso, y los tipos de degradación ambiental y los procesos ecológicos. A continuación, se describen algunas de las explicaciones más importantes que se le han dado a esta hipótesis empírica.

Efectos escala, composición y tecnológico:

El crecimiento económico afecta la calidad del medio ambiente a través de tres canales diferentes, a saber, el efecto escala, el efecto composición y el efecto tecnológico (Grossman & Krueger, 1991). El efecto escala se refleja en una relación positiva entre la degradación ambiental y el ingreso, siempre y cuando permanezcan sin cambio todos los otros efectos relacionados con el ingreso; luego, se espera que la calidad ambiental empeore a medida que aumenta la actividad económica. No obstante, con el incremento del ingreso *per capita* también pueden tener lugar cambios en la composición de la producción que orientan la economía hacia sectores de menor intensidad contaminante (por ejemplo, de la industria a los servicios). Similarmente, el crecimiento puede inducir la adopción de

tecnologías que incrementen la eficiencia productiva, en el sentido de utilizar menos insumos contaminantes por unidad de producto, o que reduzcan las emisiones contaminantes por unidad de insumo¹. Así las cosas, la calidad ambiental puede deteriorarse con el ingreso a menos que el efecto escala sea eclipsado por la combinación de los efectos composición y tecnológico.

Impacto de la regulación:

Grossman y Krueger (1995) interpretan la EKC como una señal de que la política ambiental es llevada a cabo más eficazmente en una economía desarrollada que en una en crecimiento toda vez que el crecimiento económico estimula la demanda por calidad ambiental y provee los recursos para ejecutar medidas de protección del medio ambiente (véase también Panayotou, 1997). Este argumento es ampliado por Dasgupta *et al.* (2002), quienes señalan que la evidencia disponible sugiere que la regulación es el factor determinante al explicar la reducción de la contaminación a medida que los países crecen más allá del status de mediano ingreso.

Comercio internacional:

El comercio internacional posee impactos contradictorios sobre el medio ambiente. En la medida que el volumen de comercio aumenta (especialmente las exportaciones), se incrementa el tamaño de la economía, con lo que se deteriora la calidad ambiental; no obstante, el comercio también puede conducir a mejoras ambientales a través de los efectos sobre la composición de la actividad económica y la tecnología, principalmente por sus consecuencias sobre la distribución de industrias contaminantes.

El comercio internacional redundará en la reducción de la producción de bienes intensivos en contaminación en un país a medida que la producción de tales bienes aumenta en otro. Este efecto composición es atribuido a dos hipótesis relacionadas, a saber, la hipótesis de desplazamiento (*Displacement Hypothesis*) y la hipótesis de paraísos de

¹ La adopción de tecnologías puede ser a su vez resultado de cambios en variables subyacentes asociadas al desarrollo económico tales como una regulación ambiental más estricta y/o un mayor nivel educativo de la población; de igual modo, puede ser encauzada por el mercado (estimulado en parte por los beneficios de la conservación de recursos).

contaminación (*Pollution Haven Hypothesis*). La hipótesis de desplazamiento se refiere a la situación en la que los cambios en la estructura productiva de los países desarrollados no son acompañados de cambios equivalentes en la estructura del consumo; en este caso, la EKC registraría el desplazamiento de industrias sucias hacia economías en desarrollo (De Bruyn & Heintz, 1999).

Por su parte, la hipótesis de paraísos de contaminación alude a la posibilidad de que las firmas multinacionales, particularmente aquellas que desarrollan actividades altamente contaminantes, relocalicen sus plantas en países con regulaciones ambientales más débiles. Según esta hipótesis, los estándares ambientales más bajos se convierten en una fuente de ventaja comparativa y, por tanto, de cambios en los patrones de comercio. Esta hipótesis sugiere básicamente que los países con alta regulación “perderán” todas las industrias sucias que conseguirán los países pobres (Dinda, 2004; Stern, Common y Barbier, 1996).

No obstante, de probarse la validez de estas hipótesis, los puntos de giro estimados de la EKC serían ilusorios puesto que los países en vías de desarrollo, a medida que aumenten su nivel de ingreso, no tendrán a disposición las ganancias ambientales de que gozan las economías desarrolladas en virtud de la relocalización (Stern, 1998).

1.2. Aspectos econométricos y críticas

La mayoría de los análisis de la EKC utilizan datos de panel (Stern, 1998). Para su estimación, se emplea una relación estadística, en forma reducida, en la que el indicador de deterioro ambiental en cuestión es modelado como una función en forma de U invertida del ingreso *per capita*; luego, se asocia el logaritmo de la variable dependiente con el cuadrado del logaritmo del ingreso². Utilizando esta metodología, el modelo de regresión toma la siguiente forma estática:

² Nótese que esta especificación funcional no permite incorporar valores nulos o negativos de los indicadores de degradación ambiental.

$$\ln\left(\frac{E}{P}\right)_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_{it} + \beta_2 \left[\ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_{it}\right]^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde E se refiere a la degradación ambiental, GDP denota el nivel de ingreso, P es el nivel poblacional y \ln indica logaritmos naturales. Las variables son expresadas a lo largo de un conjunto de países ($i = 1, \dots, N$) y periodos de tiempo ($t = 1, \dots, T$). Los primeros dos términos del lado derecho son los parámetros de intercepto, que varían a lo largo de los países i y los años t . Estos toman en cuenta efectos específicos a los países (α_i) y al tiempo (γ) con el fin de registrar *shocks* estocásticos comunes. Se asume que las perturbaciones aleatorias ε_{it} son independientes entre los países, con varianzas que pueden diferir a lo largo de estos.

Si se cumple la hipótesis de la EKC, entonces la ecuación (1) posee una forma común, con $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$ para todo i , y el nivel de ingreso en el punto de giro (*i.e.*, punto de cima de la EKC, en el que la calidad ambiental no es afectada por el ingreso) está dado por:

$$\tau = \exp\left(\frac{-\beta_1}{(2\beta_2)}\right) \quad (2)$$

La comparación del nivel estimado de ingreso *per capita* asociado al punto de giro con los niveles de ingreso observados en el conjunto de datos indica si el ingreso en el punto de giro cae dentro o fuera del rango de ingreso observado, lo que puede arrojar luces sobre la confiabilidad de las estimaciones de la EKC (Barbier, 1997).

La mayoría de la literatura sobre la hipótesis de la EKC ha mostrado resultados débiles desde el punto de vista econométrico. Al respecto, uno de los aspectos más relevantes tiene que ver con el uso de una relación estadística en forma reducida, que elimina la necesidad de datos sobre otras variables que pueden afectar la relación entre el ingreso *per capita* y el nivel de contaminación, en el entendido de que una sola ecuación

captura la influencia del ingreso sobre la tecnología, la composición del producto y la política ambiental, así como la incidencia que los cambios en estos factores tiene a su turno sobre la presión ambiental. El uso de un modelo en forma reducida posee la ventaja de proveer una estimación directa del efecto neto del ingreso sobre la presión ambiental (Correa Restrepo, 2004); sin embargo, no arroja luces sobre la naturaleza de la relación estimada y, en particular, sobre la interpretación de los coeficientes (Grossman & Krueger, 1995), de ahí que sea puramente descriptivo y no permita examinar la influencia del crecimiento sobre los patrones de contaminación (De Bruyn, van den Bergh y Opschoor, 1998; De Bruyn & Heintz, 1999; Panayotou, 1997).

Otro aspecto que suscita enorme controversia concierne a la validez que puede tener para naciones individuales las relaciones EKC estimadas para muestras de países (De Bruyn, van den Bergh y Opschoor, 1998). En tal sentido, se argumenta que la importancia otorgada a esta hipótesis se sustenta en la escasa atención que los estudios han puesto en las propiedades estadísticas de los datos usados, como correlación serial o tendencias estocásticas en las series de tiempo, al igual que en la realización de pruebas de adecuación del modelo, como la posibilidad de sesgos por omisión de variables. Hasta hace poco tiempo eran muy reducidas las investigaciones en las que se reportaban estadísticos de diagnóstico sobre integración de las series o cointegración entre las variables, por lo que no es claro lo que se puede inferir sobre asuntos tales como la importancia de variables adicionales incluidas en la regresión de forma reducida (*e.g.*, indicadores de apertura económica, entre otros) (Stern, 2004; Perman & Stern, 2003).

Perman y Stern (2003) encuentran, utilizando pruebas de diagnóstico para cointegración y raíces unitarias en datos de panel a la relación entre emisiones de sulfuro e ingreso, que los datos son integrados en la dimensión de series de tiempo, que no existe una sola regresión cointegrante entre emisiones e ingreso y que éstas no son comúnmente del tipo EKC para todos los países. Estos autores analizan cada país individual en la muestra y descubren que sólo algunas relaciones cointegrantes estimadas son consistentes con la hipótesis de la EKC (normalmente, las relaciones son en forma de U o monótonas

crecientes en el ingreso). Con base en estos resultados, sugieren aplicar tales pruebas de diagnóstico en estudios referentes a otros indicadores ambientales.

1.3. Evidencia empírica y Demanda Bioquímica de Oxígeno

Se han elaborado varios modelos que incluyen variables explicativas distintas del ingreso con el fin de estudiar el efecto de factores subyacentes o aproximados tales como la “libertad política” (Torras & Boyce, 1998), la estructura económica (Panayotou, 1997; Suri & Chapman, 1998) o el comercio (Shafik & Bandyopadhyay, 1992; Suri & Chapman, 1998). También se han considerado la densidad poblacional (Selden & Song, 1994) y el ingreso rezagado (Grossman & Krueger, 1995), entre otras. La inclusión de estas variables apunta a mejorar el ajuste de las estimaciones y a proveer explicaciones adicionales sobre el comportamiento de los contaminantes a medida que tiene lugar el desarrollo económico³ (De Bruyn & Heintz, 1999).

La literatura sobre la EKC para la contaminación hídrica, y en particular para la contaminación relacionada con el régimen de oxígeno (oxígeno disuelto, Demanda Química de Oxígeno, Demanda Bioquímica de Oxígeno), muestra patrones en conflicto. En cuanto a la DBO, Grossman y Krueger (1995) y Correa Restrepo (2004) reportan una EKC, pero Shafik y Bandyopadhyay (1992) y Torras y Boyce (1998) encuentran patrones monótonos decrecientes y en forma de N, respectivamente. Pese a lo contradictorio de los resultados, todos estos estudios se elaboran con metodologías similares (regresiones con datos de panel basadas en estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios o Generalizados, ingreso *per capita* medido en términos de paridad de poder adquisitivo) y desatienden los estadísticos de diagnóstico econométrico.

El presente trabajo toma en cuenta las críticas mencionadas en la sección 1.2 y la sugerencia de Perman y Stern (2003) a efectos de estimar una regresión que relaciona la contaminación hídrica por Demanda Bioquímica de Oxígeno (DBO) con el ingreso,

³ Tales variables capturan parte de los efectos contaminantes asociados al ingreso y, por tanto, pueden alterar los puntos de giro, en comparación con los valores obtenidos sin su inclusión.

incluyéndose adicionalmente una variable de intensidad del comercio exterior. De este modo, se pretende aportar al examen riguroso de la validez de la EKC para distintos indicadores de degradación del medio ambiente.

2. Metodología y Resultados

Se realizaron estimaciones estáticas para cada país; estimaciones de datos de panel con efectos fijos y aleatorios; un modelo dinámico de corrección de errores para cada país, el cual adicionalmente se ajustó bajo el supuesto de la existencia de una única EKC para todos los países. A los modelos anteriores se les introdujeron tendencias determinísticas o variables *dummies* en el tiempo. Previamente a la estimación de estos modelos, se desarrollaron contrastes de raíces unitarias para cada una de las variables empleando pruebas individuales y de panel de datos, así como contrastes de cointegración individual y de panel. Por último, se validaron los modelos propuestos. El *software* utilizado es EViews 5.1.

2.1. Los datos

La muestra utilizada fue definida por criterios de disponibilidad de información. Se consideraron datos anuales para 46 países en el periodo comprendido entre 1980 y 2000. Aún así, el panel es desbalanceado debido a la carencia de algunos datos (no más de dos por serie temporal), desbalance que fue corregido usando metodologías de suavización⁴. Los países considerados son de alto, mediano y bajo ingreso con el fin de abarcar un grupo heterogéneo (ver Anexo 1), lo que va en consonancia con el método de estimación empleado. A continuación, se explican los aspectos principales de las variables utilizadas en el modelo.

⁴ Las series de DBO se corrigieron con el método de suavización Holt-Winter no estacional y las de apertura y PIB *per capita* por medio de procesos autorregresivos.

2.1.1. Variable dependiente

Demanda Bioquímica de Oxígeno (DBO)

La Demanda Bioquímica de Oxígeno (DBO) es el indicador de contaminación hídrica más utilizado por los organismos de regulación⁵. Éste mide el oxígeno disuelto que requieren los microorganismos en el proceso de descomposición de la materia orgánica contenida en los cuerpos de agua⁶. Se toma la serie de DBO divulgada en los Indicadores de Desarrollo Mundial (Banco Mundial, 2005), la cual hace referencia a emisiones contaminantes (en kg/día).

2.1.2. Variables explicativas

Producto Interno Bruto per capita

Como se ha indicado, el ingreso es la variable explicativa (más) relevante en la hipótesis de la EKC. Esta variable se representa por el Producto Interno Bruto *per capita* en términos de paridad de poder adquisitivo (PPA). Las series fueron obtenidas de los Indicadores del Desarrollo Mundial del año anterior (Banco Mundial, 2005).

Intensidad del comercio exterior

La intensidad del comercio, definida como la razón de exportaciones más importaciones y el PIB, es un coeficiente utilizado para medir la apertura al comercio internacional. Al igual que con las variables anteriores, los datos fueron obtenidos de los Indicadores del Desarrollo Mundial del año anterior (Banco Mundial, 2005). El uso de este indicador, aunque algo generalizado dentro de la literatura sobre la EKC que considera el comercio internacional (Grossman & Krueger, 1991; Shafik & Bandyopadhyay, 1992), ha sido fuertemente criticado porque da cuenta de la orientación de la política comercial en vez del comercio observado (Stern, 1998; Suri & Chapman, 1998).

⁵ De hecho, tradicionalmente los países en desarrollo han empezado los programas de control de la contaminación industrial regulando las emisiones de este contaminante.

⁶ Existen otros indicadores de contaminación hídrica por compuestos orgánicos. Uno de ellos es la Demanda Química de Oxígeno (DQO), que mide el oxígeno disuelto que requiere un oxidante químico para descomponer la materia orgánica contenida tanto en aguas naturales como en aguas residuales.

Dado que los valores de las variables a utilizar son todos positivos y teniendo en cuenta la especificación funcional general de la EKC (ecuación (1)), se toma el logaritmo de las distintas variables. En aras de la simplicidad, al logaritmo natural de la DBO, el PIB *per capita* y la intensidad del comercio exterior se les denota por Y, X y W, respectivamente. Al cuadrado de X se le denomina Z.

2.2. Procedimientos Econométricos y Análisis de Resultados

2.2.1. Pruebas de raíz unitaria

La implementación de pruebas de raíz unitaria tanto para cada una de las series como del panel de datos se debe principalmente a que se ha demostrado que las pruebas individuales tienen baja potencia cuando se aplican a series cortas, mientras que las pruebas de panel incrementan el poder de los contrastes (Perman & Stern, 1999). No obstante, las pruebas individuales son útiles para apoyar los resultados obtenidos en las pruebas de panel. Para más detalles, refiérase al Anexo 2.

Pruebas de raíz unitaria individual

Se realizaron las pruebas de Dickey y Fuller (ADF), Phillips y Perron (PP) y Kwiatowski *et al.* (KPSS). Para ello, se eligió la longitud de rezago óptima atendiendo al criterio de información de Schwarz, al igual que un estimador consistente de la varianza utilizando el método de Newey-West. En la Tabla 1 se muestra el número de países para los que los tres contrastes utilizados permiten concluir que las series son estacionarias al 5% y al 10% de significancia.

Cuando no se incluye tendencia en la realización de los contrastes, las pruebas ADF y PP muestran resultados similares: en ambas, la mayoría de las series poseen raíz unitaria. En promedio, sólo se rechaza la hipótesis nula para dos países en todas las variables. Bajo esa misma especificación, con mayor frecuencia no se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad en el KPSS (*e.g.*, para el logaritmo natural de la DBO existen 17 países para los cuales no se puede rechazar la hipótesis de estacionariedad). Los resultados de los

tests ADF y PP, al incluir tendencia individual, muestran un mayor número de rechazos de la hipótesis nula de raíz unitaria (cuatro en promedio) en comparación con los resultados de las mismas pruebas sin tendencia. El KPSS indica un mayor número de no rechazos de la hipótesis nula de estacionariedad.

Tabla 1. Número de países con variables estacionarias

Variable Contraste	Y		X		Z		W	
	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%
ADF intercepto	2	2	1	1	1	1	0	3
ADF intercepto y tendencia	1	5	4	7	5	7	4	10
PP intercepto	1	2	1	1	1	1	1	3
PP intercepto y tendencia	3	5	0	1	0	1	5	10
KPSS intercepto	17	12	12	10	12	10	7	3
KPSS intercepto y tendencia	31	25	35	23	36	23	19	15

En síntesis, las pruebas individuales de raíz unitaria permiten afirmar que la mayoría de las series correspondientes a los distintos países de la muestra son integradas de orden uno, $I(1)$. Es de anotar que, al analizar las series en primeras diferencias, éstas resultaron ser estacionarias.

Pruebas de raíz unitaria en panel

Se utilizan dos enfoques: común (Levin y Lin; Hadri) e individual (Im, Pesaran y Shin). El enfoque individual considera la heterogeneidad entre los individuos del panel, mientras que el enfoque común no. Siguiendo a Perman y Stern (2003), se llama al estadístico de la prueba de Levin y Lin estadístico de panel y al estadístico del contraste de Im, Pesaran y Shin estadístico de grupo. Aparte se considera el estadístico de Hadri. La Tabla 2 muestra una clara tendencia de todos los contrastes a no rechazar la hipótesis de existencia de

tendencias estocásticas para todas las series, excepto para X y Z, para las cuales el estadístico de panel sin tendencia permite rechazar la hipótesis nula.

Tabla 2. Prueba de raíz unitaria para panel

Estadístico de prueba	Y	W	Conclusión
Panel: Regresión sin tendencia	-1,24419	9,07357	No se rechaza la hipótesis nula
Panel: Regresión con tendencia	-1,15442	-1,45807	No se rechaza la hipótesis nula
Grupo: sin tendencia	2,99601	12,4402	No se rechaza la hipótesis nula
Grupo: con tendencia	0,39648	-0,5772	No se rechaza la hipótesis nula
Hadri Z-stat	17,5953	18,4388	Se rechaza la hipótesis nula
Hadri Z-stat (intercepto y tendencia)	11,5083	11,6185	Se rechaza la hipótesis nula
Estadístico de prueba	X	Z	Conclusión
Panel: Regresión sin tendencia	-3,14789	-2,02594	Se rechaza la hipótesis nula
Panel: Regresión con tendencia	0,16871	0,11612	No se rechaza la hipótesis nula
Grupo: sin tendencia	5,71509	6,28117	No se rechaza la hipótesis nula
Grupo: con tendencia	-0,51765	-0,74196	No se rechaza la hipótesis nula
Hadri Z-stat	19,9084	20,0428	Se rechaza la hipótesis nula
Hadri Z-stat (intercepto y tendencia)	10,6786	10,4283	Se rechaza la hipótesis nula

En la prueba de estacionariedad de Hadri se rechaza la hipótesis nula para todas las series, lo que indica que las series analizadas poseen raíz unitaria. Así las cosas, se tiene evidencia fuerte de que todas las series que constituyen el panel son integradas de primer orden. Además, el análisis de las series individuales ayuda a validar la intuición de la existencia de raíz unitaria en el panel.

2.2.2. Pruebas de cointegración

Los resultados anteriores hacen necesario realizar pruebas en busca de una relación de largo plazo entre las series, con el fin de asegurarse de no estar en presencia de una relación espúrea.

Pruebas de cointegración individual

Se sigue el procedimiento propuesto por Engle y Granger. El análisis se realiza para dos grupos de modelos: en el primer grupo se trabaja con las variables en desviaciones de sus medias transversales o *dummies* de tiempo, mientras que en el segundo éstas no se incluyen. Perman y Stern (1999) señalan que estas *dummies* pueden utilizarse como

proxies de efectos comunes en el tiempo. El propósito de su uso radica en que al incluirlas se elimina la dependencia entre los errores asociados a los países.

La Tabla 3 muestra los resultados obtenidos para cada uno de los modelos estimados. Individualmente, no hay evidencia fuerte para apoyar la existencia de cointegración pues el mayor número de relaciones de largo plazo significativas estadísticamente es diez. Sólo dos países (Bolivia y Sri Lanka) muestran evidencia de cointegración en los cuatro modelos conjuntamente al 10% de significancia.

Tabla 3. Pruebas de cointegración individual

Cointegración individual	5%	10%
Con <i>dummies</i> e intercepto	5	9
Con <i>dummies</i> , intercepto y tendencia	1	6
Sin <i>dummies</i> e intercepto	4	7
Sin <i>dummies</i> , intercepto y tendencia	5	10

En la siguiente sección se analizan los resultados de algunas pruebas de cointegración en panel.

Pruebas de cointegración en panel

En los últimos años han surgido varias propuestas para probar la existencia de una posible relación de cointegración con base en los enfoques tradicionales para cointegración individual. En este trabajo se sigue la propuesta de Pedroni (1999), quien retoma el enfoque basado en residuales propuesto por Engle y Granger y formula siete estadísticos de prueba que permiten asumir heterogeneidad en el panel. Este autor propone dos enfoques para contrastar la cointegración: los estadísticos de panel y de grupo. Los primeros se realizan sobre la dimensión *within*, es decir, se suponen efectos fijos. Los estadísticos de grupo se realizan en la dimensión *between*, esto es, se obtiene la media para cada individuo del panel antes de agregar sobre la dimensión N. En el Anexo 3 se detallan los aspectos referentes a la metodología propuesta por Pedroni (1999).

Los resultados de las pruebas de cointegración de Pedroni se muestran en la Tabla 4. En general, las diversas pruebas permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Este resultado es importante dado que, a diferencia de las pruebas de cointegración individuales, muestra que existe una relación de largo plazo entre las variables. Obsérvese que solamente en la prueba con el estadístico *rho* de panel con *dummies* en el tiempo y sin tendencia no se rechaza la hipótesis de no cointegración, lo que es evidencia en apoyo de la heterogeneidad presente entre los individuos del panel.

Tabla 4. Prueba de cointegración de panel de datos*

	<i>Dummies</i> en el tiempo y tendencia	<i>Dummies</i> en el tiempo sin tendencia	Tendencia sin <i>dummies</i> en el tiempo
v Panel	40.4849 (0.0000)	14.7094 (0.0000)	-8.0670 (0.0000)
rho Panel	-1.6593 (0.0970)	0.2045 (0.8378)	4.7891 (0.0000)
t Panel NP	-9.8690 (0.0000)	-4.8123 (0.0000)	2.7324 (0.0062)
t Panel P	-181.693 (0.0000)	-151.8015 (0.0000)	-439.565 (0.0000)
rho Grupo	4.6275 (0.0000)	3.566580 (0.0004)	5.0845 (0.0000)
t grupo NP	-2.5715 (0.0101)	-2.4419 (0.0146)	-2.186 (0.0287)
t grupo P	-4.8394 (0.0000)	-3.9835 (0.0000)	-4.7569 (0.0000)

* Valores de probabilidad entre paréntesis

Notas: P: paramétrico; NP: no paramétrico

Los resultados anteriores sugieren preguntas acerca de la existencia de una relación de largo plazo del tipo EKC común a todos los países, tema que se aborda en la siguiente subsección.

2.2.3. Estimación de modelos

El trabajo econométrico se apoya fundamentalmente en la estimación de un modelo dinámico; sin embargo, también se ajustaron diferentes modelos estáticos. El modelo estático para cada país tiene la forma

$$Y_{it} = \alpha_i X_{it} + \beta_i Z_{it} + \theta_i W_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde $i = 1, 2, \dots, 46$ y $t = 1980, 1981, \dots, 2000$. A cada unidad transversal y a cada variable se le asocia su respectivo parámetro. Este modelo se ajustó con tendencia determinística o con *dummies* en el tiempo. Los supuestos sobre el término de perturbación son los clásicos. La metodología empleada fue la de mínimos cuadrados ordinarios. Los modelos de efectos fijos y aleatorios están dados por:

$$Y_{it} = \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \theta W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

En los que el término de perturbación tiene la forma $\varepsilon_{it} = \varphi_i + \eta_{it}$. Se asume que η_{it} no está correlacionado con las variables regresoras. φ_i es llamado el efecto individual del país i , constante en el tiempo. Para el modelo de efectos fijos φ_i es tratado como un parámetro, mientras que para el de efectos aleatorios es una variable aleatoria. Bajo los supuestos clásicos de estos modelos, el de efectos fijos se estima empleando mínimos cuadrados ordinarios, en tanto que el de efectos aleatorios a través de mínimos cuadrados generalizados.

Debido a que las variables son integradas de orden uno, las relaciones estáticas anteriores tienen el riesgo de ser espúreas; asimismo, es altamente probable que los residuales del modelo estén correlacionados, aunque las estimaciones serían consistentes pero sesgadas. Las estimaciones se pueden mejorar empleando modelos dinámicos de corrección de errores en los que, bajo el supuesto de que las variables cointegran, la inferencia clásica es válida; además, debido a que se introducen rezagos en los regresores, probablemente se corrijan problemas como los de correlación en los residuales. El modelo de corrección de error es de la forma:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i (Y_{it-1} - \beta_{1i} X_{it-1} - \beta_{2i} Z_{it-1} - \beta_{3i} W_{it-1}) + \gamma_i \Delta Y_{it-1} + \theta_i \Delta X_{it-1} + \varphi_i \Delta Z_{it-1} + \lambda_i \Delta W_{it-1} + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Se emplea un único rezago para todas las variables debido a que el número de parámetros sería muy alto frente al tamaño de las series; además, en esta situación el modelo es satisfactorio. Este modelo es muy general ya que los parámetros asociados a las distintas variables son diferentes para cada sección transversal. α_i es el coeficiente de corrección de errores asociado al país i e informa la velocidad de ajuste hacia el equilibrio. Para que exista una relación de largo plazo, se requiere que $-1 < \alpha_i < 0$.

μ_i es el parámetro de efectos fijos, que está variando a través de los diferentes países. η_t es el intercepto asociado al año t . Con η_t , que implica introducir en el modelo variables *dummy* en el tiempo, se busca controlar el efecto común asociado al tiempo de modo que, y teniendo en cuenta la presencia de μ_i y de rezagos en el modelo, se pueda asumir que los términos de perturbación ε_{it} están independientemente distribuidos a través del tiempo y de los países, con media cero y varianza constante para cada país. Al modelo anterior también se le puede incluir una tendencia determinística asociada a cada país.

Dentro de las posibilidades que se tienen, se seleccionaron dos modelos: el primero incluye una tendencia determinística dentro de la relación de largo plazo, pero no *dummies* en el tiempo; en el segundo se intercambian los papeles de dichas variables. El segundo modelo se estimó luego de extraerle a cada dato la media transversal del respectivo año. La estimación de estos modelos, denominados modelos no restringidos, permite analizar de manera estadísticamente más clara si efectivamente la EKC existe para cada uno de los países; de igual forma, permite estimar el promedio de cada uno de los parámetros de largo plazo con el promedio de las estimaciones respectivas y, con base en esta información, calcular una estimación común del punto de giro para todos los países⁷.

Una forma de analizar la hipótesis de la EKC es someter el modelo anterior, en sus dos versiones, a la restricción $\beta_{1i} = \beta_1, \beta_{2i} = \beta_2, \beta_{3i} = \beta_3, i = 1, 2, \dots, n$, el cual se denomina modelo restringido, y analizar si los datos no permiten rechazar esta restricción. El no rechazo de la hipótesis nula implica que existe una única relación de largo plazo y, por

⁷ Pesaran y Smith (1995) muestran que el estimador obtenido mediante este procedimiento (estimador media de grupo, MG) es un estimador consistente del promedio del parámetro.

tanto, validaría la hipótesis de la EKC. La metodología de estimación empleada fue mínimos cuadrados ponderados ya que permite tener en cuenta la probable heteroscedasticidad del término de perturbación en cada uno de los países. La base para contrastar la hipótesis de la EKC es el cociente de verosimilitud, que se distribuye asintóticamente chi-cuadrado con q grados de libertad, donde q es el número de restricciones.

Los modelos estáticos para cada país se ajustaron de modo que uno posee tendencia y otro tiene variables *dummies* en el tiempo pero no tendencia. Estos modelos muestran problemas de correlación fuerte en los residuales (altos R^2 y Durbin-Watson cercanos a cero). En el modelo con tendencia 26 países satisfacen la hipótesis de la EKC, mientras que en el otro caso son 33 los modelos que corroboran esta hipótesis. Los modelos de efectos fijos y aleatorios cumplen los supuestos de la EKC pero, al igual que los modelos estáticos, no son estadísticamente válidos.

Tabla 5. Modelos con tendencia pero sin *dummies*^a

	Modelo sin restricción	Modelo restringido	Efectos Fijos	Efectos Aleatorios
X	20.1423 ^b	7.1340 (7.8126)	6.2893 (14.8265)	6.0335 (14.5764)
Z	-0.78384 ^b	-0.387 (-7.6116)	-0.3361 (-14.2073)	-0.3211 (-13.8397)
W	-0.01234 ^b	0.4162 (5.8442)	-0.0934 (-1.9664)	-0.1394 (-1.9664)
α_i	-0.7733 ^b	-0.2004		
Punto de giro	380233.4 ^b	10073.84	11573.27	12034.24
Ln L	0.9996	1.6844		
LR	598.4638	Modelo no válido		
EKC estático	26			
EKC dinámico	30			
EKC	Existe	Existe	Existe	Existe
Valfa	33			
Cointegración	11			
Kuznets	4			

^a Valores t entre paréntesis

^b Estimador media de grupo (MG)

Los principales resultados para los modelos dinámicos se presentan en la Tabla 5 y la Tabla 6. Se observa que a nivel individual el número de países que verifican la hipótesis de la EKC para los dos modelos es 30, lo que es similar a los resultados obtenidos para los modelos estáticos. Sin embargo, estos resultados no son válidos porque solamente 4 países

en el modelo con tendencia pero sin *dummies* satisfacen todas las hipótesis necesarias (velocidad de ajuste entre -1 y 0 y estadísticamente significativa, parámetros estadísticamente significativos con signos apropiados). También se concluye que para 11 países es válida la relación de largo plazo. En el modelo con *dummies*, 3 países corroboran todas las hipótesis y en 4 se presenta cointegración.

Tabla 6. Modelos con *dummies* pero sin tendencia^a

	Modelo sin restricción	Modelo restringido	Efectos Fijos	Efectos Aleatorios
X	4.048 ^b	17.5453 (7.7030)	6.2893 (14.8265)	6.0335 (14.5764)
Z	-0.1564 ^b	-0.9399 (-7.311)	-0.3361 (-14.2073)	-0.3211 (-13.8397)
W	-0.9065 ^b	2.3728 (6.2347)	-0.0934 (-1.96640)	-0.1394 (-1.9664)
α_i	-0.6298 ^b	-0.0147		
Punto de giro	416467.2 ^b	11311.40	11573.27	12034.24
ln L	1.0876	1.7018		
LR	536.8340	Modelo no válido		
EKC estático	33			
EKC dinámico	30			
EKC	Existe	Existe	Existe	Existe
Valfa	34			
Cointegración	4			
Kuznets	3			

^a Valores t entre paréntesis

^b Estimador media de grupo (MG)

La hipótesis nula de existencia de una única EKC para todos los 46 países en los dos tipos de modelo es rechazada con un valor de probabilidad de cero, lo que permite afirmar que, para estos datos, los parámetros no son homogéneos en el largo plazo y, por lo tanto, no existe la EKC para este conjunto de países. También, se puede concluir que los resultados estáticos, que tradicionalmente han presentando efectos fijos o aleatorios, son espúreos; es decir, los resultados de las dos últimas columnas de las Tablas 5 y 6 no tienen ninguna validez estadística.

Los resultados obtenidos para el nivel de ingreso asociado al punto de giro en los modelos bajo restricción y en las estimaciones con efectos fijos y efectos aleatorios son convincentes debido a su relativa similitud y a que se encuentran dentro del conjunto de valores del ingreso *per capita* para todos los países. Sin embargo, a nivel individual, el

ingreso asociado a los puntos de giro en los cuatro modelos mencionados está dentro del rango de ingreso propio de seis naciones únicamente. Como se ha dicho, estas conclusiones no tienen validez estadística.

Conclusiones

La hipótesis de la EKC propone la existencia de una relación en forma de U invertida entre la degradación ambiental y el ingreso *per capita*. Esta hipótesis ha sido criticada debido a que algunos autores han asumido que implica que el crecimiento económico es una precondition para la adopción de políticas ambientales efectivas y, de este modo, revertir los impactos sobre el medio ambiente de las primeras etapas del desarrollo (Beckerman, 1992; Banco Mundial, 1992). También se ha argumentado que la importancia que se le ha otorgado se sustenta en la poca o nula atención que los estudios sobre el tema han puesto en los estadísticos de diagnóstico econométrico (Stern, 2004). En particular, se piensa que lo que tradicionalmente se ha hecho (estimaciones con datos de panel de modelos estáticos con efectos fijos o efectos aleatorios) posee problemas de especificación debido a la presencia de series integradas de orden uno; además, porque se asume homogeneidad en los parámetros para los distintos países, lo que puede ser incorrecto.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo muestran evidencia de que las series presentan tendencias estocásticas tanto a nivel individual como de panel. En cuanto a la cointegración, ésta no se presenta entre las series para la mayoría de los países tomados individualmente, aunque sí para el panel de datos. Con todo, las diferentes estimaciones revelan que, si bien existe una relación de largo plazo entre la DBO, el PIB *per capita* (lineal y al cuadrado) y la intensidad del comercio exterior, ésta no es una EKC para el conjunto de naciones.

Más aún, los modelos bajo restricción y las estimaciones con efectos fijos y efectos aleatorios no son estadísticamente válidas, lo que llama la atención debido a la relativa consistencia de tales estimaciones a favor de la hipótesis de la EKC y a los niveles de ingreso asociados al punto de giro obtenidos. Sin embargo, los resultados a nivel

individual respaldan las críticas conceptuales a la hipótesis de la EKC toda vez que la mayoría de países no han alcanzado aún niveles de ingreso *per capita* para los cuales sean probables mejoras en la calidad del agua, lo que redundaría en un problema de empeoramiento global de la degradación ambiental (Stern, Common y Barbier, 1996; Arrow *et al.*, 1995).

Con base en las explicaciones de la EKC propuestas en la literatura, y dado que esta hipótesis registra una relación entre el nivel de ingreso y la presión ambiental exclusivamente, se ha intentado tener en cuenta una variable adicional con el fin de considerar la incidencia del comercio internacional. Pero dicha variable, el coeficiente de intensidad del comercio exterior, resulta ser poco significativa desde el punto de vista estadístico y poco relevante para el análisis. Esto corrobora de alguna manera las críticas realizadas a la inclusión de esta variable en algunos estudios sobre la EKC (véanse Stern, 1998; Suri y Chapman, 1998) y pone de presente la necesidad de introducir otros indicadores de comercio exterior que efectivamente den cuenta de la relocalización de actividades contaminantes. Esta observación puede generalizarse en el sentido de considerar otros factores subyacentes o aproximados que provean explicaciones sensatas de los cambios en la calidad del agua a medida que tiene lugar el desarrollo económico.

Los resultados obtenidos coinciden con los de Perman y Stern (2003) para el dióxido de sulfuro (un indicador de contaminación del aire). Podría decirse entonces que, para realizar análisis pertinentes de la hipótesis de la EKC, deberían aplicarse contrastes de raíz unitaria y cointegración a nivel individual y de panel. En ese sentido, se sugiere continuar utilizando dicho procedimiento para abordar las relaciones entre el crecimiento económico y la calidad ambiental.

Empero, cabe resaltar que la carencia de datos, principalmente por el intervalo de tiempo tomado, le resta potencia a las pruebas de raíz unitaria y cointegración realizadas. Similarmente, las pruebas de hipótesis sobre raíces unitarias y cointegración en datos de panel son todavía incipientes. Otra limitación se refiere a la falta de aleatoriedad en la selección de los países que componen el panel, por lo que no se pueden realizar inferencias con base en las estimaciones obtenidas a países no incluidos en la muestra.

A modo de síntesis, las críticas teóricas y econométricas hechas a la EKC, apoyadas en parte por los resultados obtenidos en el presente trabajo, sugieren la necesidad de reformular la relación entre el crecimiento económico y la degradación del agua y, en general, entre el crecimiento y la calidad del medio ambiente. Es claro que la EKC puede tomar forma por una multiplicidad de posibles resultados derivados del crecimiento económico. Luego, en vez de atribuir la EKC a un sólo factor, debería dársele apropiada atención a los elementos que conforman el sistema economía-medio ambiente. En tal sentido, las investigaciones futuras deberían priorizar la identificación de los aspectos más relevantes en la explicación de la relación mencionada, pues sólo de esta manera se podrán diseñar políticas que incidan en ella.

Anexo 1. Países incluidos en la Muestra

Los países incluidos en la muestra son Australia, Austria, Bulgaria, Bolivia, Botswana, Canadá, Chile, Colombia, Dinamarca, Ecuador, Egipto, Arabia Saudita, España, Etiopía, Finlandia, Francia, Reino Unido, Grecia, Hong Kong (China), Hungría, Indonesia, India, Irlanda, Italia, Jordania, Japón, Kenya, República de Corea, Sri Lanka, Luxemburgo, Marruecos, México, Mauricio, Malawi, Malasia, Países Bajos, Noruega, Nueva Zelanda, Puerto Rico, Portugal, Senegal, Suecia, Siria, Uruguay, Estados Unidos, Venezuela y Suráfrica

Anexo 2. Pruebas de Raíz Unitaria Individual y de Panel

A2.1. Raíces Unitarias Individuales

Dickey y Fuller contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria contra la hipótesis alternativa de estacionariedad utilizando un proceso AR(1). Estos autores encontraron que los valores críticos convencionales podrían llevar a un sobre-rechazo de la hipótesis nula, por lo que los obtuvieron mediante simulaciones de Montecarlo. Sin embargo, los valores críticos

usualmente utilizados son los propuestos por Mackinnon debido a su precisión (Enders, 2004).

Este contraste presenta algunos problemas de potencia dado que para su construcción e inferencia se emplean supuestos rígidos (*e.g.*, incorrelación serial y homoscedasticidad de los residuales). Por ello, han surgido una serie de modificaciones al contraste original con el fin de corregir algunas de sus deficiencias. Ejemplo de ello son el test Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y la prueba de Phillips y Perron (PP), los cuales incluyen métodos distintos de estimación y de especificación. En ese sentido, también surge un conjunto de propuestas que modifican la estructura inicial de la prueba de raíz unitaria cambiando la hipótesis nula. El enfoque de Kwiatowski *et al.*, a diferencia del ADF y el PP, plantea la hipótesis nula de estacionariedad contra la alternativa de raíz unitaria y permite analizar si la estacionariedad se da alrededor de un intercepto o de una tendencia.

Dickey Fuller aumentado (ADF)

Este test es una ampliación del DF con el fin de eliminar la posible autocorrelación en el término de error. Para ello, se emplean básicamente las tres especificaciones del DF, pero incluyendo rezagos de la serie analizada con el fin de asegurar que los términos de perturbación sean un proceso ruido blanco. Después de diferenciar se obtienen los siguientes modelos:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{A2.1}$$

El contraste se realiza sobre el parámetro autorregresivo, α_1 . La hipótesis nula es raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad: $H_0 : \alpha_1 = 0$ vs. $H_1 : \alpha_1 < 0$.

Adicionalmente, se pueden realizar pruebas de hipótesis conjuntas para determinar la existencia de raíz unitaria alrededor de un intercepto y una tendencia determinística. En (A2.1), p es el número óptimo de rezagos. De la elección de este número depende el funcionamiento correcto de la prueba dado que, si se incluyen muy pocos rezagos, no se puede asegurar que los residuales sean ruido blanco; pero, si se incluyen demasiados, hay pérdida de grados de libertad y reducción del poder de la prueba. El método utilizado en este trabajo para elegir p se basa en el criterio de Schwarz.

Phillips y Perron (PP)

A diferencia del ADF, el contraste de Phillips y Perron no agrega rezagos de la serie para eliminar la heterocedasticidad y la autocorrelación en el término de error. En vez de ello, los autores utilizan un enfoque basado en la corrección de los estadísticos de prueba obtenidos después de estimar el modelo con el fin de captar problemas en sus resultados.

Al igual que Dickey y Fuller, Phillips y Perron plantean tres modelos. Para cada uno de estos, se obtienen estadísticos de prueba utilizando el método de Newey-West (estimación espectral no paramétrica) con el objeto de obtener un estimador consistente de la varianza. Los modelos propuestos son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \\
 y_t &= \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \\
 y_t &= \alpha + \rho y_{t-1} + \delta \left(t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{A2.2}$$

El contraste de hipótesis en esta prueba es $H_0 : \rho = 1$ vs. $H_1 : \rho < 1$. Como se observa, al igual que en el contraste ADF, la hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria. Los valores críticos a utilizar son los obtenidos por Phillips y Perron, excepto cuando los residuales son homocedásticos, caso en el cual es posible usar los estadísticos provistos por Dickey y Fuller.

Kwiatowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)

Este contraste utiliza representación estructural, es decir, que el proceso se puede expresar como la suma de un paseo aleatorio, una tendencia determinística y un término de error estacionario.

$$\begin{aligned} y_t &= \delta t + r_t + \varepsilon_t \\ r_t &= r_{t-1} + u_t \end{aligned} \tag{A2.3}$$

El parámetro de interés en este caso es la varianza del paseo aleatorio, σ_u^2 . El contraste de hipótesis es $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ vs. $H_1 : \sigma_u^2 > 0$. Si no se puede rechazar la hipótesis nula, se dice que la serie es estacionaria en tendencia y si, además, $\delta = 0$, se puede decir que el proceso es estacionario alrededor de un intercepto. El estadístico de prueba propuesto es:

$$LM = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2}{\sigma_{\hat{\varepsilon}}^2} \tag{A2.4}$$

donde $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_j$, siendo $\sigma_{\hat{\varepsilon}}^2$ la varianza de los residuales ε_{it} . Sin embargo, cuando estos están correlacionados, en vez de $\sigma_{\hat{\varepsilon}}^2$ se debe utilizar la varianza de largo plazo, para la cual se puede obtener una estimación consistente de Newey-West. Los valores críticos para este contraste son provistos por Kwiatowski *et al.*

A2.2. Raíces Unitarias en Panel

Los contrastes más utilizados y, en cierta medida, los que han recibido mayor aceptación debido a sus propiedades asintóticas y su nivel de confianza son los siguientes:

Contraste de Levin y Lin (LL)

Este procedimiento permite la existencia de términos independientes y tendencias específicas. Considérese el modelo:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z_{it} \delta + u_{it} \quad (\text{A2.5})$$

donde z_{it} es el componente determinístico, u_{it} es un proceso estacionario $IID(0, \sigma^2)$ y $\rho_i = \rho$ para todo $i = 1, \dots, N$. Se asume que el parámetro es homogéneo para todos los individuos del panel, lo que es un supuesto restrictivo. De este modo, la hipótesis nula consiste en que cada serie tiene raíz unitaria, $H_0 : \rho = 1$, contra la alternativa de que todas las series sean estacionarias, $H_a : \rho < 1$ (Baltagi, 2001). El correspondiente estadístico de prueba, bajo la hipótesis nula, está dado por

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2}}{s_e} \quad (\text{A2.6})$$

Levin y Lin encontraron las distribuciones de este estadístico para los diferentes supuestos del test. Para más detalles, remítase a Baltagi (2001) y Mahía (2000).

Contraste de Im, Pesaran y Shin (IPS)

Esta prueba elimina el supuesto de homogeneidad entre los individuos del panel y agrega la posibilidad de considerar la heterogeneidad, lo que brinda una importante flexibilidad que facilita una mayor inferencia en el análisis de la estacionariedad en el panel de datos. El IPS sugiere una media del contraste univariado ADF cuando u está serialmente

correlacionado, es decir, $u_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} u_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$. Reemplazando en (A2.5), se tiene que el modelo a estimar está dado por:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{i=1}^{p_i} \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + z'_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (\text{A2.7})$$

La hipótesis nula es que cada serie en el panel contiene raíz unitaria, $H_0 : \rho_i = 1$ para todo $i = 1, \dots, N$, contra la hipótesis alternativa de que al menos un individuo del panel sea estacionario, $H_a : \rho_i < 1$ para al menos un i . En primera instancia, el estadístico de prueba está constituido por la media de los ADF individuales:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i} \quad (\text{A2.8})$$

donde t_{ρ_i} es el estadístico individual para probar la hipótesis nula. De esta manera, se construye el siguiente estadístico usando las propiedades de los estimadores individuales y del teorema central del límite (Baltagi, 2001).

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N} \left(\bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT} / \rho_i = 1] \right)}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{var}[t_{iT} / \rho_i = 1]}} \Rightarrow N(0,1) \quad (\text{A2.9})$$

Para más detalles, remítase a Baltagi (2001) y Mahía (2000).

Contraste de Hadri

Este contraste es una generalización para panel de datos del KPSS en el cual se realizan pruebas de estacionariedad a cada una de las series de tiempo analizadas. El estadístico de panel se calcula como el promedio de las estandarizaciones de los estadísticos individuales.

El modelo de panel de datos planteado es:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \delta_i t + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \\ \xi_{it} &= \xi_{it-1} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (\text{A2.10})$$

donde α_i y $\delta_i t$ son el intercepto y la tendencia determinística, respectivamente; ε_{it} es un término de perturbación que se distribuye como un ruido blanco gaussiano y ξ_{it} es un paseo aleatorio. El parámetro de interés en esta prueba es la varianza del paseo aleatorio, σ_η^2 . La hipótesis nula es que $\sigma_\eta^2 = 0$, caso en el cual habría estacionariedad para todos los individuos del panel, contra la hipótesis alternativa de que $\sigma_\eta^2 > 0$ para al menos un i , que representa la existencia de raíz unitaria para al menos un individuo del panel. El estadístico de prueba es:

$$LM_{(T, N \rightarrow \infty)seq} = \frac{N^{-1} \sum_{i=1}^N [LM_i - E(LM^\infty)]}{\sqrt{Var(LM^\infty)/N}} \Rightarrow N(0,1) \quad (A2.11)$$

Para mayor información acerca de este contraste, véanse Jönsson (2005) y Mahía (2000).

Anexo 3. Pruebas de Cointegración de Panel

En este anexo se presenta el contraste desarrollado por Pedroni (1999), quien propone un modelo general de panel de datos dado por:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (A3.1)$$

donde t se refiere a los periodos, $t=1, \dots, T$; i a los individuos, $i=1, \dots, N$, y m a las variables incluidas en el modelo, $m=1, \dots, M$. Nótese que las pendientes varían a través de los individuos, lo que se traduce en que el modelo parte del supuesto de heterogeneidad entre los individuos del panel. En la especificación se pueden incluir *dummies* en el tiempo con el fin de capturar las perturbaciones temporales a través de los individuos del panel. Un método similar consiste en obtener las medias transversales para cada año (*demean*) a través del panel y luego obtener las respectivas desviaciones para cada dato.

Pedroni (2004) obtiene las distribuciones asintóticas para los siete estadísticos propuestos; además, realiza las pruebas pertinentes para contrastar la potencia de las distribuciones en muestras pequeñas. De los siete estadísticos, cuatro están basados en la dimensión *within*. Para estos, la hipótesis nula de no cointegración implementada para los residuales es $H_0 : \gamma_i = 1$ para todo i , contra la hipótesis alternativa $H_a : \gamma_i = \gamma < 1$ para todo i . Nótese que se asume homogeneidad entre los individuos. Estos estadísticos son llamados de Panel. Los tres estadísticos restantes, basados en la dimensión *between*, conservan la misma hipótesis nula aplicada también a los residuales, $H_0 : \gamma_i = 1$ para todo i ; la hipótesis alternativa es $H_a : \gamma_i < 1$ para todo i , en la que no se asume el término común para todos los individuos, permitiéndose entonces que exista heterogeneidad entre los individuos del panel. Estos estadísticos son denominados de Grupo.

El primero de los estadísticos de panel es de la clase de los estadísticos de cociente de varianza no paramétrico. El segundo es una versión análoga a la familia de los contrastes de *rho* de Phillips y Perron. El tercero es también no paramétrico y es de la familia de estadísticos *t* de Phillips y Perron. Finalmente, el cuarto estadístico es una generalización del test aumentado de Dickey-Fuller.

De los estadísticos de grupo, basados en la estimación media de grupo, el primero es análogo a la prueba *rho* de Phillips y Perron, el segundo al estadístico *t* de los mismos autores y el último a la prueba *t* aumentada de Dickey-Fuller.

Los estadísticos para la realización de los contrastes de cointegración en datos de panel son los siguientes:

$$\text{Estadístico V Panel: } T^2 N^{3/2} Z_{V_{N,T}} = T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{L}_{11i}^{-2} \widehat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (\text{A3.2})$$

$$\text{Estadístico rho Panel: } T\sqrt{N} Z_{\rho_{N,T}} = T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{L}_{11i}^{-2} \widehat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{L}_{11i}^{-2} (\widehat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \widehat{e}_{i,t-1}^2 - \widehat{\lambda}_i) \quad (\text{A3.3})$$

$$\text{Estadístico } t \text{ Panel: } Z_{t_{N,T}} = \left(\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t-1}^2 - \hat{\lambda}_i) \quad (\text{A3.4})$$

(no paramétrico)

$$\text{Estadístico } t \text{ Panel: } Z_{t_{N,T}}^* = \left(\hat{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t-1}^2 \quad (\text{A3.5})$$

(paramétrico)

$$\text{Estadístico rho Grupo: } TN^{-1/2} \hat{Z}_{\rho_{N,T}} = TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t-1}^2 - \hat{\lambda}_i) \quad (\text{A3.6})$$

$$\text{Estadístico } t \text{ Grupo: } N^{-1/2} \hat{Z}_{t_{N,T}}^* = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t-1}^2 - \hat{\lambda}_i) \quad (\text{A3.7})$$

(no paramétrico)

$$\text{Estadístico } t \text{ Grupo: } N^{-1/2} \hat{Z}_{t_{N,T}}^* = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \Delta \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \quad (\text{A3.8})$$

(paramétrico)

donde

$$\hat{e} = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s}$$

$$\hat{o}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{e}_i; \quad \tilde{o}_{N,T}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{o}_i^2$$

$$\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2; \quad \hat{s}_i^{*2} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2}$$

$$\hat{s}_{N,T}^{*2} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2}$$

$$\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum \hat{s}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{s}_{i,t} \hat{s}_{i,t-s}$$

Los residuales $\hat{\mu}_{i,t}$, $\hat{\mu}_{i,t}^*$ y $\hat{\zeta}_{i,t}$ son obtenidos de las siguientes regresiones:

$$\begin{aligned}\hat{e}_{i,t} &= \tilde{a}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t} \\ \hat{e}_{i,t} &= \tilde{a}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \tilde{a}_{i,k} \ddot{A} \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\mu}_{i,t}^* \\ \ddot{A} y_{i,t} &= \sum \hat{b}_{mi} \ddot{A} x_{mi,t} + \hat{\zeta}_{i,t}\end{aligned}$$

El operador diferencia se denota por \ddot{A} ; además, los rezagos individuales para la prueba ADF deben calcularse usando los criterios tradicionales. Por otro lado, para la estimación de los contrastes no paramétricos se estima el ancho de banda según la siguiente fórmula:

$$k_{\max} = \text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right] \quad (\text{A3.9})$$

El procedimiento para la realización del contraste de Pedroni (1999) es el siguiente:

1. Estimar la regresión de cointegración de panel (A3.1), donde la inclusión del intercepto, las tendencias determinísticas y las *dummies* en el tiempo depende de las consideraciones teóricas. De esta regresión se obtienen los residuales $\hat{e}_{i,t}$.
2. Diferenciar las series originales para cada individuo del panel y obtener los residuales $\hat{\zeta}_{i,t}$ de la regresión $\ddot{A} y_{i,t} = b_{1i} \ddot{A} x_{1i,t} + b_{2i} \ddot{A} x_{2i,t} + \dots + b_{Mi} \ddot{A} x_{Mi,t} + \zeta_{i,t}$.
3. Calcular \hat{L}_{1i}^2 como la varianza de largo plazo de $\hat{\zeta}_{i,t}$ usando un estimador kernel tal como el Newey-West.
4. Usando los residuales $\hat{e}_{i,t}$ de la regresión de cointegración inicial, se estima la representación autoregresiva apropiada. Para ello, de acuerdo con el tipo de estadístico, se escoge una de las siguientes formas:

- a. Para los estadísticos no-paramétricos, se estima $\hat{e}_{i,t} = \tilde{a}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t}$ y se usan los residuales para obtener la varianza de largo plazo, denotada como \hat{o}_i^2 . El termino \hat{e}_i se puede estimar como $\hat{e}_i = \frac{1}{2}(\hat{o}_i^2 - \hat{s}_i^2)$, donde \hat{s}_i^2 es la varianza simple de $\hat{\mu}_{i,t}$.
- b. Para los estadísticos paramétricos, estimar $\hat{e}_{i,t} = \tilde{a}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \tilde{a}_{i,k} \ddot{A} \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\mu}_{i,t}^*$ y se usan los residuales $\hat{\mu}_{i,t}^*$ para calcular la varianza, denotada por \hat{s}_i^{*2} .
5. Usando los pasos anteriores, se pueden construir los estadísticos (A3.2)-(A3.8).

Pedroni (1999) calcula las medias y las varianzas para realizar la normalización de los estadísticos de la siguiente manera:

$$\frac{x_{N,T} - \mu \sqrt{N}}{\sqrt{i}} \stackrel{a}{\sim} N(0,1) \quad (\text{A3.10})$$

donde $x_{N,T}$ es uno de los estadísticos (A3.2)-(A3.8); μ e i son la media y la varianza, respectivamente, obtenidas mediante simulaciones de Montecarlo, y que dependen del número de variables y su especificación.

Para más detalles sobre esta prueba de cointegración, remítase a Pedroni (1999).

Referencias Bibliográficas

Alviar Ramírez, M. *et al.* (2006), *Determinantes de la Curva Ambiental de Kuznets para la Calidad del Agua: un análisis empírico*, Informe de investigación, Medellín. Universidad de Antioquia-Centro de Investigaciones Económicas, 56 p.

Arrow, Kenneth *et al.* (1995), “Economic Growth, Carrying Capacity, and the Environment”, *Science*, Vol. 268, Abril, pp. 520-521.

Baltagi, Badi (2001), *Econometric analysis of panel data*, Segunda edición, John Wiley & Sons.

Banco Mundial (2005), *Informe sobre el Desarrollo Mundial 2005. Un mejor clima de inversión para todos*, Washington, D.C. (CD-ROM).

_____ (1992), *Informe sobre el Desarrollo Mundial 1992. Desarrollo y Medio Ambiente*, Washington, D.C.

Barbier, Edward B. (1997), “Introduction to the environmental Kuznets curve special issue”, *Environment and Development Economics*, Vol. 2, No. 4, Octubre, pp. 369-381.

Beckerman, Wilfred (1992), “Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment?”, *World Development*, Vol. 20, pp. 481-496.

De Bruyn, Sander M. y Heintz, Roebijn J. (1999), “The environmental Kuznets curve hypothesis”, En: van den Bergh, Jeroen C. J. M (editor), *Handbook of Environmental and Resource Economics*, Cheltenham and Northampton: Edward Elgar, pp. 656-677.

De Bruyn, S. M.; van den Bergh, J. C. J. M. and Opschoor, J. B. (1998), “Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves”, *Ecological Economics*, Vol. 25, No. 2, Mayo, pp. 161-175.

Correa Restrepo, Francisco (2004), *Crecimiento económico, desigualdad social y medio ambiente: evidencia empírica internacional*, Tesis de Maestría, Medellín. Universidad Nacional de Colombia.

Dasgupta, Susmita *et al.* (2002), “Confronting the Environmental Kuznets Curve”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 1, Winter, pp. 147-168.

Dinda, Soumyananda (2004), “Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey”, *Ecological Economics*, Vol. 49, No. 4, Agosto, pp. 431-455.

Enders, Walter (2004), *Applied econometric time series*, Segunda edición, John Wiley & Sons.

Grossman, Gene M. y Krueger, Alan B. (1995), “Economic Growth and the Environment”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2, Mayo, pp. 353-377.

_____. (1991), *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement*, NBER Working Paper No. 3914, Cambridge: National Bureau of Economic Research, Noviembre.

Jönsson, Kristian (2005), *Testing for stationarity in panel data when errors are serially correlated. Finite-sample results*, Working paper 16, Lund University, Suecia.

Kuznets, Simon (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, Marzo, pp. 1-28.

Mahía, Ramón (2000), *Análisis de estacionariedad con datos de panel: una ilustración para los tipos de cambio, precios y mantenimiento de la PPA en Latinoamérica*, Instituto L. R. Klein, junio.

Metcalf & Eddy (1995), *Ingeniería de aguas residuales: tratamiento, vertido y reutilización*, Vol. 2, Tercera edición, McGraw Hill Interamericana.

Panayotou, Theodore (1997), "Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool", *Environment and Development Economics*, Vol. 2, No. 4, Octubre, pp. 465-484.

_____. (1993), *Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development*, Discussion Paper 1, Geneva: International Labour Office.

Pedroni, Peter (2004), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, Vol. 20, pp. 597-625.

_____. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 653-670.

Perman, Roger y Stern, David I. (2003), "Evidence from panel unit root and cointegration tests that the Environmental Kuznets Curve does not exist", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 47, No. 3, pp. 325-347.

_____. (1999), *The Environmental Kuznets Curve: Implications of Non-Stationarity*, Mimeo, Junio.

Pesaran, M. Hashem y Smith, Ron (1995), "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, pp. 79-773.

Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol y Smith, Ron (1998), *Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels*, Mimeo, University of Cambridge, Noviembre.

Selden, T. y Song, D. (1994), "Environmental quality and development: is there a Kuznets Curve for air pollution emissions?", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 27, pp. 147-162.

Shafik, Nemat (1994), "Economic development and environmental quality: an econometric analysis", *Oxford Economic Papers*, Vol. 46, Special Issue on Environmental Economics, Octubre, pp. 757-773.

Shafik, N. y Bandyopadhyay, S. (1992), *Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence*, Background paper for the World Development Report, Washington, D.C.: The World Bank.

Stern, David I. (2004), "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve", *World Development*, Vol. 32, No. 8, pp. 1419-1439.

_____ (1998), "Progress on the environmental Kuznets curve?", *Environment and Development Economics*, Vol. 3, Parte 2, Mayo, pp. 173-196.

Stern, David I.; Common, Michael S. y Barbier, Edward B. (1996), "Economic Growth and Environmental Degradation: The Environmental Kuznets Curve and Sustainable Development", *World Development*, Vol. 24, No. 7, pp. 1151-1160.

Suri, Vivek y Chapman, Duane (1998), "Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve", *Ecological Economics*, Vol. 25, No. 2, Mayo, pp. 195-208.

Torras, Mariano y Boyce, James K. (1998), "Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets Curve", *Ecological Economics*, Vol. 25, No. 2, Mayo, pp. 147-160.

Borradores del CIE

No.	Título	Autor(es)	Fecha
01	Organismos reguladores del sistema de salud colombiano: conformación, funcionamiento y responsabilidades.	Durfari Velandia Naranjo Jairo Restrepo Zea Sandra Rodríguez Acosta	Agosto de 2002
02	Economía y relaciones sexuales: un modelo económico, su verificación empírica y posibles recomendaciones para disminuir los casos de sida.	Marcela Montoya Múnera Danny García Callejas	Noviembre de 2002
03	Un modelo RSDAIDS para las importaciones de madera de Estados Unidos y sus implicaciones para Colombia	Mauricio Alviar Ramírez Medardo Restrepo Patiño Santiago Gallón Gómez	Noviembre de 2002
04	Determinantes de la deserción estudiantil en la Universidad de Antioquia	Johana Vásquez Velásquez Elkin Castaño Vélez Santiago Gallón Gómez Karoll Gómez Portilla	Julio de 2003
05	Producción académica en Economía de la Salud en Colombia, 1980-2002	Karem Espinosa Echavarría Jairo Humberto Restrepo Zea Sandra Rodríguez Acosta	Agosto de 2003
06	Las relaciones del desarrollo económico con la geografía y el territorio: una revisión.	Jorge Lotero Contreras	Septiembre de 2003
07	La ética de los estudiantes frente a los exámenes académicos: un problema relacionado con beneficios económicos y probabilidades	Danny García Callejas	Noviembre de 2003
08	Impactos monetarios e institucionales de la deuda pública en Colombia 1840-1890	Angela Milena Rojas R.	Febrero de 2004
09	Institucionalidad e incentivos en la educación básica y media en Colombia	David Fernando Tobón Germán Darío Valencia Danny García Guillermo Pérez Gustavo Adolfo Castillo	Febrero de 2004
10	Selección adversa en el régimen contributivo de salud: el caso de la EPS de Susalud	Johana Vásquez Velásquez Karoll Gómez Portilla	Marzo de 2004
11	Diseño y experiencia de la regulación en salud en Colombia	Jairo Humberto Restrepo Zea Sandra Rodríguez Acosta	Marzo de 2004
12	Economic Growth, Consumption and Oil Scarcity in Colombia: A Ramsey model, time series and panel data approach	Danny García Callejas	Marzo de 2005

13	La competitividad: aproximación conceptual desde la teoría del crecimiento y la geografía económica	Jorge Lotero Contreras Ana Isabel Moreno Monroy Mauricio Giovanni Valencia Amaya	Mayo de 2005
14	La curva Ambiental de Kuznets para la calidad del agua: un análisis de su validez mediante raíces unitarias y cointegración	Mauricio Alviar Ramírez Catalina Granda Carvajal Luis Guillermo Pérez Puerta Juan Carlos Muñoz Mora Diana Constanza Restrepo Ochoa	Mayo de 2006