



**Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas**

**Maestría en Economía**



**Medición de la relación entre crecimiento económico y emisiones de  
CO<sub>2</sub> y PM10 en Colombia:**

**Una estimación de la curva de Kuznets ambiental.**

**Leonardo Calvo García**

**Agradecimientos: Jon García Bañales**

**Resumen**

Ante la poca evidencia sobre la existencia de una curva de Kuznets ambiental en Colombia, este documento realizó una comprobación empírica que confirma una relación en el tiempo de las emisiones de CO<sub>2</sub> y PM10 y un grupo de variables representativas en el contexto del crecimiento económico colombiano.

Palabras Clave: Curva de Kuznets Ambiental, ingreso, puntos de inflexión, comprobación empírica.

## Contenido

INTRODUCCIÓN .....	2
SECCIÓN 1. LA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL .....	5
SECCIÓN 2. DISCUSIÓN TEÓRICA Y EMPÍRICA .....	13
SECCIÓN 3. ESTUDIOS EMPÍRICOS REALIZADOS EN COLOMBIA .....	22
SECCIÓN 4. COMPROBACIÓN EMPÍRICA DE LA CKA .....	27
SECCIÓN 5. CONCLUSIONES .....	53
SECCIÓN 6. BIBLIOGRAFÍA .....	59
SECCIÓN 7. ANEXOS .....	62

## Ilustraciones

Ilustración 1. Etapas de desarrollo económico .....	6
Ilustración 2. Puntos de inflexión de la CKA para el estudio de Grossman y Krueger (1991).....	8
Ilustración 3. Tipos de senda en la CKA.....	14
Ilustración 4. Fases del proceso de CKA en la economía .....	15
Ilustración 5. Series de tiempo de las variables modelo a largo plazo .....	31
Ilustración 6. Series de tiempo para el modelo de comprobación de 1960 – 2010 en Colombia ...	38
Ilustración 7. Participación anual de la población urbana en total de la población colombiana (1960 - 2010) .....	40
Ilustración 8. Balanza comercial de Colombia 1960 - 2010.. .....	43
Ilustración 9. Crecimiento de la producción industrial en Colombia 1965 - 2011.....	43
Ilustración 10. Relación de CKA para las emisiones de CO <sub>2</sub> a largo plazo.....	54
Ilustración 11. Relación de CKA para las emisiones de CO <sub>2</sub> . .....	55

## Tablas

Tabla 1. Estudios en materia de CKA durante la década de 1990.....	11
Tabla 2. Definición de variables empleadas en los modelos.....	29
Tabla 3. Comprobación empírica de estacionariedad de los residuos para el modelo a largo plazo. ....	34
Tabla 4. Comprobación empírica de las relaciones de cointegración a largo plazo. ....	35
Tabla 5. Estimación de los coeficientes del modelo a largo plazo .....	36
Tabla 6. Estimación de la relación de cointegración a largo plazo. ....	36
Tabla 7. Estimación del modelo ARMAX para la comprobación de la hipótesis de CKA sobre las emisiones de CO <sub>2</sub> .....	46
Tabla 8. Estimación del modelo ARMAX para la comprobación de la hipótesis de CKA sobre las emisiones de PM10 .....	50

## INTRODUCCIÓN

Desde hace más de 40 años, se viene discutiendo el efecto del crecimiento del ingreso sobre la calidad del medio ambiente. A lo largo de ese periodo, un número considerable de científicos ha adoptado diversas posiciones frente al tema, enriqueciendo algunos de los procesos de su comprobación empírica.

Sin embargo, los inicios de esta hipótesis se remontan a Simón Kuznets (1901-1985), premio Nobel de Economía en 1971, quien describió la relación entre crecimiento económico y distribución del ingreso a través de lo que se denominó como curva de Kuznets (CK). Su argumento consistía en explicar que al inicio del proceso de desarrollo, una economía específica presenta una distribución del ingreso equitativa (medida por un bajo coeficiente de Gini). No obstante, conforme el progreso es mayor, esta relación equidad – ingreso comienza a deteriorarse, generando una desigualdad reflejada en un coeficiente de Gini ascendente, hasta alcanzar un nivel máximo. Al alcanzar dicho punto, el nivel de equidad comienza a mejorar conforme aumenta el ingreso y, con ello, el coeficiente de Gini tiende a estabilizarse.

El aporte de Kuznets fue extrapolado al campo ambiental, para definir la relación entre crecimiento económico y degradación del medio ambiente. Al inicio de la década de los setenta del siglo pasado, algunos científicos, como Georgescu-Roegen (1971) y Meadows et al (1972) (citados por Panayotou, 1993), enunciaron que la producción y el consumo de bienes y servicios requieren aportes de energía y materiales que generan subproductos de desecho. Indicaron que de mantenerse constantes el resto de las variables de su estudio, el crecimiento de la

actividad productiva por aumento en los niveles de demanda vía ingreso incrementaría tanto la extracción de recursos naturales como la acumulación de residuos contaminantes, reduciendo la calidad del medioambiente y el bienestar social de las regiones en las que tiene lugar el crecimiento económico.

La hipótesis en su forma incipiente no tuvo mayor impulso hasta 1992, cuando fue motivo de controversia para la comunidad científica, por el hecho de que un organismo internacional de renombre como el Banco Mundial la adoptara como válida.

Precisamente, es a partir de la década de 1990 cuando este tema adquiere fuerza, con la publicación de diversos estudios primarios por autores como Grossman y Krueger (1991), Shafhik y Bandyopadhyay (1992) y el Banco Mundial (1992). Estos análisis encontraron que algunas emisiones de contaminantes (óxidos de nitrógeno, óxidos de azufre, partículas suspendidas y plomo) mostraban un comportamiento de “U” invertida con respecto al nivel de ingreso per cápita.

Más adelante, en 1993, a partir de estudios acerca del efecto del crecimiento económico en el aire y la tierra, Theodore Panayotou introdujo por primera vez en la literatura económica la expresión de la hipótesis de la “curva de Kuznets ambiental” (CKA)<sup>1</sup>.

Actualmente, la mayor parte de los estudios aborda la CKA con el objetivo de comprobar empíricamente su existencia a través de la estimación de modelos econométricos realizados bajo la técnica de datos panel.

---

<sup>1</sup> Panayotou. T. (2003). “Economic growth and the environment”. Comisión Económica de las Naciones Unidas para Europa.

Generalmente, los modelos evalúan la existencia de la curva ambiental en un amplio conjunto de países, asumiendo que, para cada uno de ellos, las variables explicativas seleccionadas tienen el mismo nivel de importancia<sup>2</sup>.

Los estudios realizados sobre Colombia siguen una línea metodológica similar en esta materia. La mayoría de los análisis se ha concentrado en comprobar empíricamente los ejercicios realizados por otros autores para validar la hipótesis de una Curva de Kuznets Ambiental en un conjunto de países que incluye a Colombia. Sin embargo, muy pocos se han dedicado de manera exclusiva al caso colombiano.

Este trabajo pretende realizar una comprobación empírica de la existencia de la Curva de Kuznets Ambiental (CKA) en Colombia, teniendo en cuenta variables que, se cree, han afectado directamente la calidad del medio ambiente a partir de las emisiones de CO<sub>2</sub> y PM10. La primera sección de este documento se ocupa de la descripción de la CKA, analizando la complejidad de su fundamentación teórica y sus críticas. A continuación, se revisan brevemente algunos de los estudios realizados en Colombia. Posteriormente, se presentan tres modelos de comprobación empírica para validar la hipótesis de CKA para Colombia. Por último, se extraen conclusiones con base en los resultados obtenidos.

---

<sup>2</sup>Estos procesos han recibido varias críticas por la exclusión de variables consideradas importantes en la explicación de los niveles de contaminación de un país específico.

## SECCIÓN 1. LA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL

### a. Referencia teórica acerca de la Curva de Kuznets Ambiental (CKA)

El modelo de la Curva de Kuznets Ambiental (CKA) expone, como base fundamental, una relación en forma de U invertida entre el ingreso (producto interno bruto) y las emisiones o concentraciones de diversos contaminantes (CO<sub>2</sub>, SO<sub>2</sub>, NO, smog, etc.) en una determinada región.

En esencia, la hipótesis de la CKA sostiene que el nivel de degradación ambiental, medido a través de los flujos de emisiones de contaminación, está determinado por el nivel de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) de una economía. La relación expuesta no es constante a través del tiempo. En las primeras etapas de crecimiento económico de una región, el incremento de la renta per cápita dinamiza la producción y el consumo y, con ello, el flujo de emisiones contaminantes. Sin embargo, cuando se alcanza un determinado nivel de renta, la contaminación tiende a reducirse. La relación entre crecimiento económico y degradación ambiental tiene, en consecuencia, forma de campana.

La concepción de la hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental ha sido enriquecida en el tiempo por distintos autores. Daly (1977) (citado por Panayotou. 2003) define, por ejemplo, la degradación ambiental como una afectación directa de la actividad económica sobre la base de los recursos naturales.

Este concepto es ampliado por Beckerman (1992) (Citado por Panayotou. 2003), quien evidencia una alta correlación estadística entre el ingreso y las medidas de protección ambiental. Su estudio sostiene que el aumento de la demanda de bienes y servicios vinculado con el crecimiento económico reduce el capital natural, hasta que, en un nivel de ingreso alto, la escasez

de materias primas y recursos naturales estimula la adopción de medidas de protección ambiental<sup>3</sup>. Distintos autores, como Panayotou (1993) y Arrow (1995) (citados por Panayotou. 2003), convienen en asociar este proceso con un cambio en la estructura sectorial de la economía: mientras la fase inicial de fuerte degradación se vincula con el proceso de industrialización, su moderación remite a la terciarización de la economía.

Panayotou (2003) ilustró en una gráfica esta relación entre el estado de crecimiento económico y los niveles de degradación del medio ambiente.

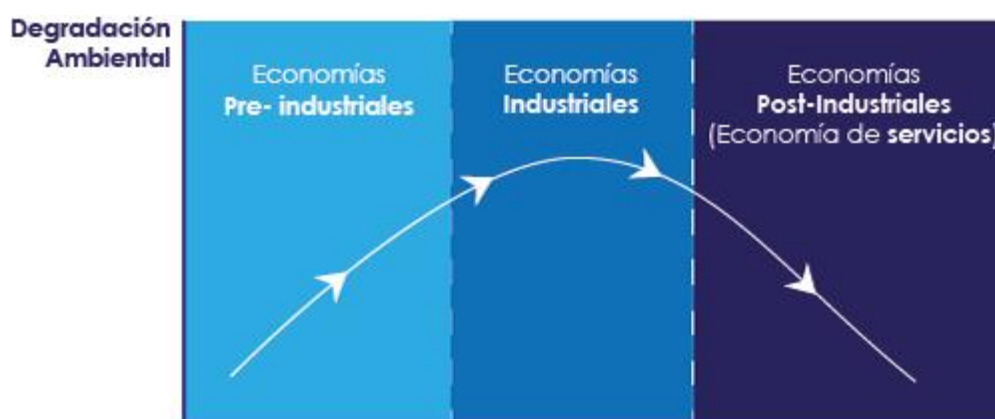


Ilustración 1. Etapas de desarrollo económico

Fuente: Panayotou. T. "Economic growth and the environment". Comisión Económica de las Naciones Unidas para Europa. 2003

De manera solidaria con lo expuesto anteriormente, el gráfico muestra que, en una economía preindustrial, los niveles de degradación aumentan conforme se fortalece el crecimiento.

Cuando se consolida una economía industrializada, la producción de bienes genera un nivel de degradación tal que se adoptan ciertos mecanismos de control para, por lo menos, mantenerla constante.

<sup>3</sup> Panayotou. T. (2003). "Economic growth and the environment". Comisión Económica de las Naciones Unidas para Europa.

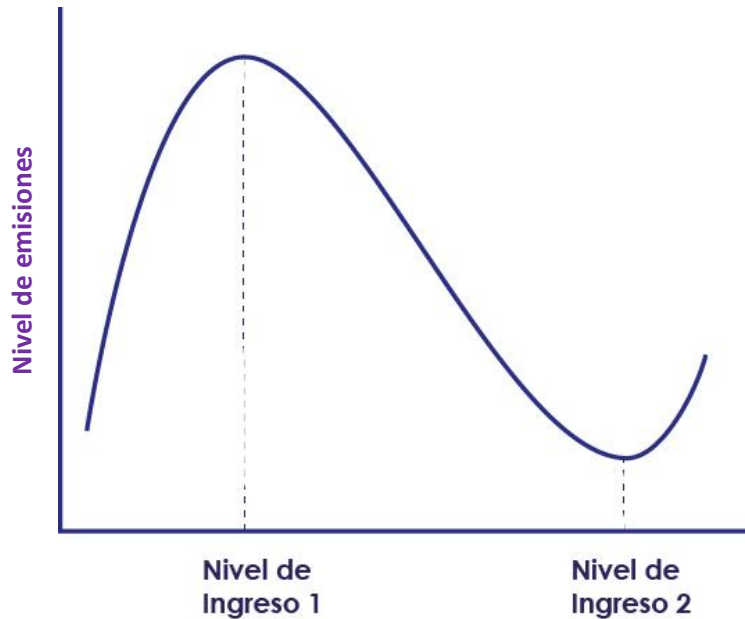
En la última etapa, la economía llega a un punto de inflexión en donde la implementación de tecnologías y procesos de control de la degradación, y la transición a una economía de producción de servicios revierten la relación entre ingreso y degradación del ambiente, de manera que, a medida que se sigue creciendo a nivel económico, los niveles de degradación toman una senda descendente.

Sin embargo, desde la década de los noventa del siglo pasado, diferentes estudios han puesto en cuestión la existencia de la curva de Kuznets ambiental, poniendo el acento sobre su inevitabilidad y sostenibilidad.

Panyotou (2003) sugiere que no existe una relación necesaria entre la maduración industrial, la transición al sector servicios y la protección ambiental, dependiendo en realidad la adopción de medidas de regulación ambiental de los procesos particulares de cada sociedad. El autor expone que en algunos estudios, como el de Selden y Song (1995), los puntos de inflexión ilustran incluso que la relación no es tampoco obligatoriamente sostenible.

Estudios como los de Grossman y Krueger (1991) evidencian, en efecto, un primer cambio de pendiente entre 4.000 y 5.000 dólares, pero también que éste se revierte, mostrando una relación positiva nuevamente a partir de los 14.000 dólares. Estas evidencias ponen en duda la sostenibilidad en el largo plazo de la curva de Kuznets, ya que, en economías con alto nivel de crecimiento, el aumento del ingreso per cápita podría, en contraste con lo anticipado por la CKA, generar cíclicamente cambios de pendiente que aumenten o disminuyan el nivel de degradación ambiental. Esto sugeriría la comprobación empírica no de la CKA, sino del punto cíclico en el que se puede encontrar una región.





**Ilustración 2. Puntos de inflexión de la CKA para el estudio de Grossman y Krueger (1991).**

Fuente: Gitli, E. y G. Hernández. "La existencia de la curva de Kuznets ambiental y su impacto sobre las negociaciones ambientales", Centro Internacional de Política Económica para el Desarrollo Sostenible, Septiembre. 2002

Frente a estas dudas, Gitli y Hernández (2002) evidencian cuatro factores por los cuales podría decirse que la hipótesis de la CKA tiene sentido a la luz de la evidencia empírica:

- Efecto composición: las emisiones de contaminación se reducen después de cierto nivel de renta debido a la tercerización de la producción y la importación de bienes manufacturados de economías en vías de desarrollo o desarrolladas recientemente, lo cual reduce las emisiones propias de los contaminantes.
- El medio ambiente como bien de lujo: la capacidad de demanda de procesos productivos que no contaminen el ambiente aumenta con el incremento en la capacidad de compra de la población. Cuanto mayor es el ingreso per cápita, mayor exigencia y

capacidad de pago se tiene para obtener producciones más limpias.

- El progreso tecnológico: el avance tecnológico favorece la eficiencia ambiental, al reducir las cantidades de insumos y sustituir los recursos altamente contaminantes. La utilización de tecnología avanzada en los países desarrollados y su transferencia hacia economías en vías de desarrollo contribuye a disminuir los niveles de contaminación. Con ello, la utilidad marginal del consumo disminuye y las inversiones en actividades de eliminación de la contaminación aumentan.
- Regulaciones ambientales: la introducción de reformas institucionales internacionales o nacionales que incrementan las regulaciones ambientales obliga a los usuarios privados a tomar en cuenta el costo social de sus acciones.<sup>4</sup>

Los factores expuestos ofrecen dudas en varios aspectos, dado que no apuntan hacia un mismo objetivo entre ellos. Primero, en la atribución de las emisiones. El efecto desplazamiento se analiza desde la perspectiva de la producción y no desde la del consumo: la contaminación vinculada con la producción de un electrodoméstico se imputa a un país productor (digamos, China) y no a quien lo usa (digamos, Inglaterra). Segundo, la contaminación de los servicios. En las economías avanzadas, muchos de los servicios son altamente contaminantes. Las emisiones del sector transporte son muy notables en países desarrollados y compensan, en parte, la caída de las emisiones de la industria. Los estudios realizados no

---

4 Gitli, E y G. Hernández. (2002). "La existencia de la curva de Kuznets ambiental y su impacto sobre las negociaciones ambientales". Centro Internacional de Política Económica para el Desarrollo Sostenible. Septiembre.

soportan que la contaminación se reduzca necesariamente con el desplazamiento y la tercerización.

b. Revisión de los principales estudios

La mayor parte de los estudios ha examinado el comportamiento en el tiempo de cierto tipo de contaminantes en aire y agua como función del ingreso a través de una curva que, en la mayoría de los casos, presenta forma de “U” invertida, teniendo forma de “N” en regiones con crecimientos de ingreso muy altos.

Los primeros estudios fueron desarrollados, entre otros, por Boulding (1966), Mishan (1967), Daly (1977) y Ehrlich y Holdren (1972), (citados por James, 1978), abordando el tema del efecto de la actividad y el crecimiento económico sobre la degradación ambiental. Entre ellos, se destaca el modelo IPAT de Ehrlich y Holdren, que concibe el impacto humano en el medio ambiente (I) como resultado del producto de tres factores (Productividad, Actividad económica y Tecnología), llamados fuerzas motoras<sup>5</sup>.

En la década de 1990 se generó la mayor producción bibliográfica sobre la CKA, resumida en la tabla número 1. La discusión se concentró en la mejor forma de modelación para verificar esta hipótesis. A este respecto, Stokey (1998) argumentó que el efecto de la actividad económica en el medio ambiente es un asunto netamente matemático, en donde el objetivo principal consiste, en esencia, en construir el modelo más sólido a nivel estadístico.

---

<sup>5</sup>Zilio. M. (2008).” Emisiones de dióxido de carbono en América Latina. Un aporte al estudio del cambio Climático”. Economía y Sociedad, Vol. XIV, Núm. 22, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. México

En la mayoría de los casos, los resultados de estas sofisticadas estimaciones comprobaron la hipótesis de la existencia de una relación entre emisiones y crecimiento en forma de N y de U invertida. Cinco de los seis estudios que consideraron las emisiones de SO<sub>2</sub> como variable objetivo coincidieron, por ejemplo, en que el comportamiento de este contaminante mantiene una relación en forma de N o N – invertida con el ingreso.

La definición de los puntos de inflexión no ofreció, en cambio, convergencia, sugiriendo que los procesos de recuperación en materia ambiental dependen de las particularidades de cada región estudiada.

**Tabla 1. Estudios en materia de CKA durante la década de 1990**

Indicador de contaminación	Tipo de concentración	Autor	Año	Ingreso límite de cambio en la pendiente de la CKA	Tipo de CKA
SO <sub>2</sub>	cu	Grossman y Kruger	1991	4100-14000	N
Humo	cu	Grossman y Kruger	1991	5000-10000	N
SO <sub>2</sub>	cu	Shafik Bandyopadhyay	1992	3700	U-Inv
PMS	epc	Shafik Bandyopadhyay	1992	3300	U-Inv
CO <sub>2</sub>	cu	Holtz - Eakin and Selden	1992	35400-8000000	N-Inv
SO <sub>2</sub>	epc	Panayotou	1993	3000	U-Inv
NO <sub>x</sub>	epc	Panayotou	1993	5500	U-Inv
PMS	epc	Panayotou	1993	4500	U-Inv
Humo	cu	Grossman	1993	4700-10000	N
Tasa de deforestación	cu	Panayotou	1993	4820	U-Inv
SO <sub>2</sub>	epc	Grossman y Kruger	1994	4100-14000	N
SO <sub>2</sub>	epc	Selden y Song	1994	8900-10700	N
NO <sub>x</sub>	cu	Selden y Song	1994	12000-21800	N
PMS	cu	Selden y Song	1994	9800-9600	N
CO	epc	Selden y Song	1994	6200-19100	N
Humo	epc	Grossman y Kruger	1995	6200	U-Inv
Nitrógeno en agua	cu	Grossman y Kruger	1995	5900-11900	N-Inv
SO <sub>2</sub>	cu	Torras y Boyce	1998	3400-14000	N-Inv
DBO	od	Torras y Boyce	1998	5100-19900	N-Inv
PMS	epc	Islam, Vincent y Panayotou	1999	n.a.	U-Inv

Cu = Concentraciones urbanas, Epc = Emisiones per cápita, Od = Oxígeno demandado

Los estudios a partir de la década de 2000 en el tema de la CKA se han concentrado en plasmar, en un plano bidimensional, el comportamiento de las emisiones en función no solo del ingreso, sino también de otros determinantes alternativos, como el poder adquisitivo, el consumo, la productividad del capital de la región, los daños ocasionados en la

sustitución de recursos naturales por el crecimiento industrial y sus posteriores costos de recuperación.

Esto último es descrito, entre otros, por autores como De Bruyn (2000), Dasgupta et al (2002), Saravia (2002), Panayotou (2003), Stern (2003) Dasgupta et al (2004) y Leitão et al (2009). A este último se le ha brindado gran reconocimiento por incluir la corrupción de las instituciones como variable explicativa de los procesos de degradación ambiental en su estudio de la CKA. El mayor ajuste estadístico de estos y otros estudios ha provocado que los análisis más recientes tomen en cuenta factores que habían sido a menudo previamente excluidos.

## SECCIÓN 2. DISCUSIÓN TEÓRICA Y EMPÍRICA

Algunos autores exponen que la CKA es aplicable como hipótesis únicamente en casos de contaminación con efectos locales a corto plazo, donde los impactos en el campo ambiental y de salud son claros y los costes de actuación menores. Esto cuestiona su aplicabilidad en distintos contextos geográficos para diferentes contaminantes.

Otros afirman que la disminución de los niveles de contaminación después de llegar a cierto nivel de renta per cápita no se da en todas las economías ni en todos los contaminantes, ya que las condiciones económicas no son las mismas en los distintos contextos regionales. Esto ha llevado a criticar la solidez econométrica de la evidencia empírica por las técnicas utilizadas, puesto que no se sabe a ciencia cierta si éstas permiten derivar la relación de causalidad que supone la hipótesis.

- La discusión teórica

Algunos autores, como Dasgupta et al (2002), han coincidido en sostener que confiar la explicación del comportamiento de la degradación ambiental exclusivamente al ingreso y la densidad poblacional omite factores significativos, como la tecnología, resaltada por Egli (2005) y Carson (2010), o el nivel de vulnerabilidad al daño ambiental y las características de los modelos de gobierno, acentuados por Dasgupta et al (2004).

Según Dasgupta et al (2002), atribuir el comportamiento de los niveles de contaminación al nivel de ingreso ha suscitado reacciones conflictivas en el entorno de la comunidad científica, dado que estos resultados son

acogidos por los planificadores de política como única verdad diagnóstica bajo la cual es preciso actuar de cara a menguar el deterioro ambiental<sup>6</sup>.

Ante esta premisa, los autores argumentan que, hipotéticamente, la CKA podría tomar distintos caminos según el contexto regional donde se evalúe.

Con ello, Dasgupta et al (2002) referencian, como se ilustra en la gráfica, nuevos estudios que encuentran puntos de inflexión más bajos y una curva progresivamente más dinámica ante cambios en la pendiente "CKA revisada".

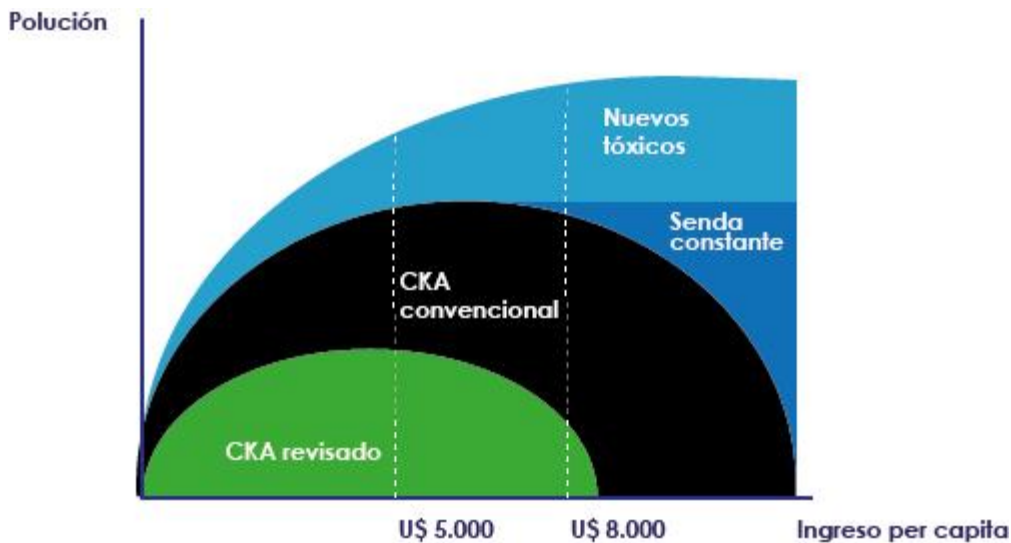


Ilustración 3. Tipos de senda en la CKA

Fuente: Dasgupta. S., B Laplant, H Wang, y D Wheeler. "Confronting the environmental Kuznets curve", Journal of Economic Perspectives. 2002

Algunos otros críticos sostienen que aunque las emisiones de contaminación pueden reducirse a medida que aumenta el ingreso, la

<sup>6</sup>Para Dasgupta et al (2004), en muchos estudios existe un factor común que encuentra que la contaminación del agua y el aire aumenta con el crecimiento del ingreso hasta un punto de inflexión (cambios de pendiente), que generalmente se mueve entre 5.000 y 8.000 dólares. Más allá de este ingreso, la contaminación empieza a declinar.

industria y el comportamiento social crean nuevas formas de tóxicos polutantes que degradan también el medio ambiente, lo cual implica un retardo en el punto de inflexión.

Egli (2005) profundiza la discusión de la progresión de la Curva de Kuznets Ambiental, asumiendo un fuerte supuesto de homogeneidad en cuanto al nivel de crecimiento industrial de las economías en general.

Para tal fin, expone la gráfica que se presenta a continuación. Según el ejercicio de Egli (2005), se distinguen 4 fases de comportamiento de la CKA.

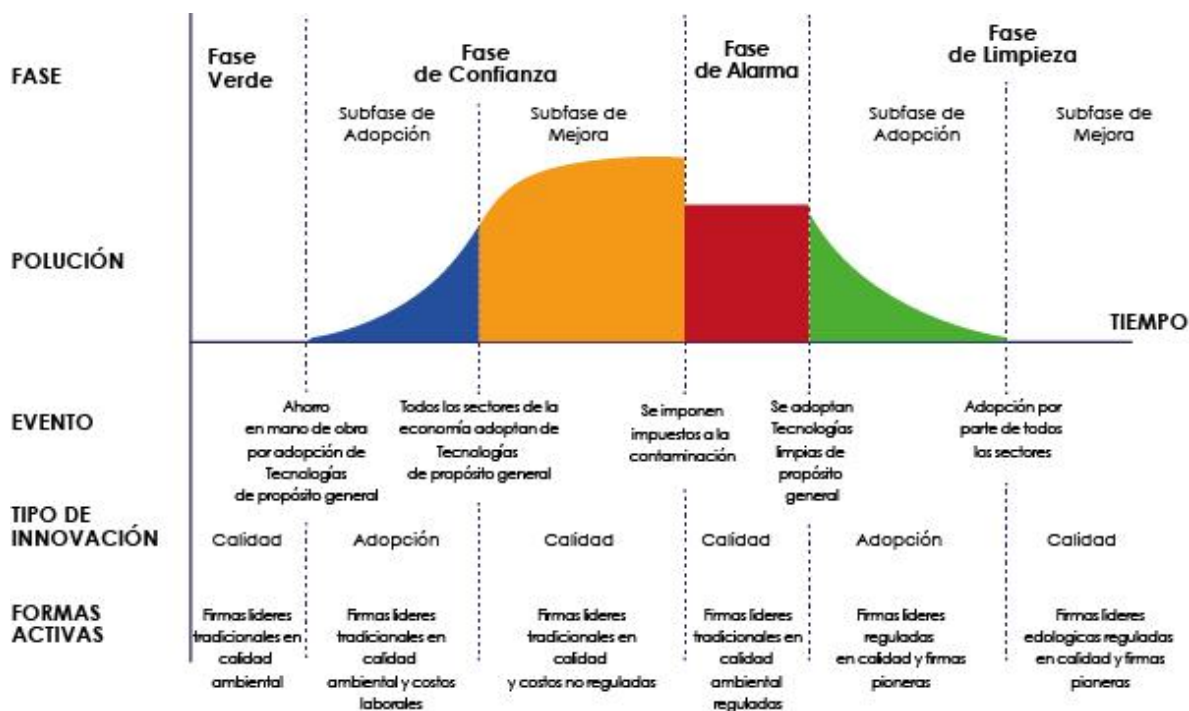


Ilustración 4. Fases del proceso de CKA en la economía

Fuente: Egli, H. "The Environmental Kuznets Curve: Theory and Evidence", Zurich University. 2005



La primera etapa, de carácter verde, corresponde a un momento previo al proceso de adopción de tecnología y el inicio de la industrialización. Esta fase verde es liderada por empresas o firmas tradicionales del mercado, primando un nivel de contaminación mínimo y un evidente anhelo de progreso tecnológico.

La segunda hace referencia a una fase de confianza en la que las firmas mejoran su tecnología e incrementan la calidad y el nivel de producción. En esta etapa se reducen los costos de operación a nivel laboral y comienza a evidenciarse problemas no regulados de contaminación.

La tercera, o fase de alarma, alude a niveles preocupantes de degradación del medio ambiente vinculados con la producción industrial. Ante esta situación, con el fin de reducir las emisiones, el gobierno aplica impuestos de regulación. Las firmas reaccionan con la aplicación de tecnologías más limpias que permiten mantener la calidad ya adquirida en la producción.

La cuarta o fase de limpieza es introducida gradualmente en distintos sectores. En ella, las tecnologías limpias se generalizan, aplicándose y acomodándose en el aparato productivo de las firmas. Gracias a ello, las emisiones disminuyen al mismo tiempo que el crecimiento productivo de las firmas se mantiene.

La evolución presentada por Egli (2005) implica asumir uniformidad al interior de los distintos sectores productivos, ya que el momento en donde se inicia la adopción de nuevas tecnologías sería el mismo para todas las firmas que conformen un sector en particular. Sin embargo, esto aún no ha podido ser demostrado con fehacencia en las investigaciones realizadas a nivel empírico.

Al extrapolar esto al campo regional, se tendría que evidenciar el motivo por el que regiones en desarrollo con niveles de crecimiento similares pueden tener concentraciones y emisiones distintas, causadas por el progreso tecnológico de sectores productivos diferentes.

- Discusión acerca de la comprobación empírica

La mayor parte de los estudios relativos a la comprobación empírica de la CKA está constituida, en esencia, por modelos con datos de sección cruzada a través de regiones o países. En consecuencia, la crítica más común sostiene que con este tipo de métodos se obtienen fotos instantáneas sobre procesos dinámicos “snapshot”<sup>7</sup> que poco aportan a las comprobaciones.

Gitli y Hernández (2002) apoyan esta crítica, poniendo en evidencia que el supuesto implícito al trabajar datos de corte transversal es que tanto el umbral de emisiones como el punto de inflexión del ingreso límite en donde los países comienzan a menguar sus emisiones es el mismo. Ello implica que países con diferencias en tamaño, densidad poblacional y dotación de recursos, entre otros aspectos, tendrían la misma relación ingreso – emisiones a pesar de sus diferencias, lo cual, de ser aceptado sin ningún tipo de evidencia estadística, presentaría problemas de especificación, invalidando los resultados.

Vollebergh (1998) y Dijkgraaf (2001) (citados por Gitli y Hernandez, 2002) comprueban lo descrito al revisar algunos estudios que utilizan modelos de datos panel. En ellos, encuentran que las curvas por países, de manera individual, no guardan una relación cercana entre sí.

---

<sup>7</sup>Dasgupta. S. (2002). “Confronting the Environmental Kuznets Curve”. Journal of economic perspectives.

Tras lo expuesto, para Gitli y Hernandez (2002) lo recomendable es trabajar con series de tiempo a nivel de países o, en su defecto, realizar análisis de homogeneidad del panel considerado para validar si los países o regiones objeto de estudio e incluidos en la muestra mantiene la misma relación ingreso-emisiones.

Otro punto clave en la discusión empírica es la exclusión de factores en las estimaciones. Algunos investigadores proponen que excluir determinantes intrínsecos de cada región de estudio afecta drásticamente los resultados para un análisis de datos panel, poniendo en duda la consistencia teórica de los procesos econométricos realizados.

Por tanto, la inclusión de determinantes internos omitidos (como la naturaleza de las firmas más representativas del aparato económico o la política y los permisos ambientales que rigen en cada región), podría explicar el comportamiento individual de la degradación con un mayor ajuste que un análisis de datos de sección cruzada entre países.

En esa dirección, Dasgupta et al (2004) analizaron factores excluidos de las estimaciones sobre la hipótesis de Curva de Kuznets Ambiental que se creen determinantes. Utilizaron un modelo de datos panel y comprobaron empíricamente la importancia de incluir otros factores relevantes, además del ingreso, en la estimación de la CKA.

En esencia, construyeron un modelo que tiene en cuenta únicamente el ingreso de la región como variable explicativa. Luego confrontaron los resultados con una estimación en la que, además del ingreso, se incluyeron factores que se creen omitidos, como la vulnerabilidad al daño ambiental y el nivel de gobernanza.

A través de las pruebas estadísticas de significancia los autores demostraron que el modelo ganaba ajuste con la inclusión de las nuevas

variables, obteniendo una curva mucho más sostenible<sup>8</sup> en términos estadísticos, comprobando así que el comportamiento de la degradación medioambiental depende de más variables a la hora de efectuar las estimaciones empíricas.

Autores como Panayotou (1997), Stern (2003) y Carson (2010) consideran que distintos estudios realizaron comprobaciones empíricas que incurrieran en errores de especificación sobre los modelos. Las críticas aluden a la falta de pruebas estadísticas que validen los resultados obtenidos, evidenciando problemas de heterocedasticidad, simultaneidad, sesgo por variables omitidas y cointegración.

Panayotou (1997) asevera que los errores encontrados en las estimaciones son consecuencia de incluir regiones de interés con datos ambientales insuficientes y califica este tipo de información como inadecuada para comprobar la hipótesis de CKA.

Por su parte, Carson (2010) evidencia la omisión de países de interés en las bases de datos utilizadas en las estimaciones de algunos estudios, lo que sesga las pruebas estadísticas para modelos de datos panel con efectos aleatorios. El autor toma como ejemplo el Global Environmental Monitoring System (GEMS), que es la base de datos del Programa de las Naciones Unidas para el Medio Ambiente.

Con ello, Carson (2010) argumenta que la pregunta acerca de si existe algún tipo de relación entre el ingreso y el crecimiento ya ha sido contestada, siendo más interesante indagar acerca de las relaciones aún desconocidas para muchos investigadores dedicados a este tema.

---

<sup>8</sup>Según Dasgupta et al (2004), esta curva expuesta en Dasgupta (2002), es una CKA revisada por sus ajustes a nivel econométrico.

Este autor brinda ejemplos del mal manejo de los datos utilizados en las estimaciones, soportando sus afirmaciones en los casos expuestos por autores como Harbaugh, Levinson y Wilson (2002) (citados por Carson, 2010), quienes señalan que en la base de datos utilizada por Grossman y Krueger (1991) se imputó información numérica anual en cada extremo del conjunto de datos para corregir datos faltantes. Los autores citados por Carson (2010) concluyen que la evidencia estadística es mucho menos robusta de lo que se podría pensar, lo que pone en duda tanto las bases sobre las cuales se asume la existencia de una CKA como las conclusiones que sobre ella se pudieran extraer.

Todo lo anterior ha conducido a autores como Panayotou (2003) a concluir que aún no es posible disponer de un modelo ajustado, preciso y universalmente aceptado. Según este autor, la conceptualización y modelación de la relación entre ingreso y medioambiente requiere resolver al menos las siguientes cinco grandes preguntas.

1. ¿Realmente existe una relación entre el ingreso y la degradación del medio ambiente que tenga frecuentemente forma de U-invertida? De ser así, ¿qué tan robusta y general puede llegar a ser?
2. ¿Qué papel juegan factores como la distribución del ingreso, la dinámica del comercio internacional o el crecimiento demográfico en la degradación ambiental?
3. ¿Qué tan adecuado es estimar una relación entre el crecimiento y la degradación ambiental a través del comportamiento unificado de países por métodos de regresión de datos panel en vez de realizar estimaciones teniendo en cuenta la trayectoria individual de cada país y su propio nivel de crecimiento, respetando el nivel transición de su economía?

4. ¿Cuáles son las implicaciones socio-ambientales que puede llegar a generar la estimación de un umbral de degradación medioambiental en función del ingreso per cápita, frente a los daños irreversibles a los que puede llegarse después de alcanzarlo?
  
5. ¿Qué papel juega la política ambiental tanto para explicar la relación ingreso – medioambiente como para disminuir el costo ambiental del crecimiento económico, asegurando resultados sostenibles a partir de su aplicación?

### SECCIÓN 3. ESTUDIOS EMPÍRICOS REALIZADOS EN COLOMBIA

La relación entre la degradación ambiental y el crecimiento económico se ha estudiado en el país desde finales de la década de 1990. Los estudios ofrecen una compilación de técnicas econométricas y mediciones para comprobar la hipótesis de la CKA en distintos contaminantes, generalmente para un cúmulo de países (incluido Colombia en algunos casos), para periodos que relativamente no son muy largos (entre 20 y 30 años). Algunos de estos estudios exponen una mayor profundidad en la rigurosidad estadística para la comprobación empírica, mientras otros no son tan explícitos en la sostenibilidad matemática de sus resultados.

Tarazona (1999), Osorio (2001), Saravia (2002), Sotomayor (2002), Correa (2004), Alviar et-al (2006) y Cruz (2009) han realizado estimaciones teniendo en cuenta las emisiones de CO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub>, SO<sub>2</sub>, DBO y Nox. Saravia (2002) realizó un estudio para América Latina delimitando mucho más el contexto regional.

Tarazona (1999) usó las emisiones de CO<sub>2</sub> y NO<sub>2</sub> como variables dependientes. Así mismo tomó el PIB, el PNB y el convenio trasfronterizo de Ginebra<sup>9</sup>, como variables independientes. La relación del PIB con las emisiones CO<sub>2</sub> se estimó de forma cuadrática y cúbica, obteniendo resultados aceptables en cuanto a los niveles de correlación para los países analizados y los contaminantes indicados. La metodología utilizada en la comprobación empírica fue datos panel para un periodo de 26 años (1970-1995) en 169 países. Se incluyeron algunas pruebas de covarianza como anexo.

---

<sup>9</sup> Convenio que establece un marco normativo de cooperación interregional con objeto de menguar la contaminación atmosférica que puede afectar a varios países para así proteger la salud y el medio ambiente.

Osorio (2001) utilizó la metodología de Tarazona (1999), incluyendo sólo una variable explicativa. En particular, usó CO<sub>2</sub> y DBO como variables dependientes, y el ingreso per cápita como explicativa, para un panel de varios países. Obtuvo resultados aceptables en cuanto al nivel de significancia estadística de explicación del ingreso per cápita sobre los contaminantes, mostrando una relación en forma de "N".

Posteriormente, Saravia (2002) estudió esta relación a partir del CO<sub>2</sub> para un periodo de 36 años (1968 – 2004) y SO<sub>2</sub> para un periodo de 22 años (1968-1990) en América Latina y el Caribe (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, República Dominicana, Haití, México, Panamá, Paraguay, Perú, Puerto Rico, Trinidad & Tobago, Uruguay y Venezuela).

Como en otros trabajos, las variables explicativas del modelo son el PIB, la población, el índice de percepción de la corrupción (CPI) y, como variable proxy a la distribución del ingreso, el coeficiente de GINI. La técnica de estimación utilizada es datos panel. Dentro del proceso, Saravia efectuó dos estimaciones, una incluyendo la variable de equidad en el ingreso (GINI) y otra excluyéndola para ambos contaminantes.

Los resultados de las estimaciones comprobaron empíricamente la hipótesis de CKA, encontrando una relación en forma de U invertida entre el ingreso y las emisiones de CO<sub>2</sub> y SO<sub>2</sub>.

En ambos modelos, además, los resultados evidenciaron un punto de inflexión o ingreso límite más alto en el modelo que incluye el coeficiente de GINI que en el que ésta variable es excluida<sup>10</sup>. Para emisiones de CO<sub>2</sub>, la pendiente se revierte en 6.789 dólares con GINI y en 5.879 sin éste; para

---

<sup>10</sup> La exclusión del coeficiente GINI, obedece a concluir cual es el efecto de la equidad en el ingreso en el proceso de degradación del medio ambiente.



las emisiones de SO<sub>2</sub>, la pendiente se revierte en 8650 dólares con equidad y en 4689 dólares sin ésta.

Alviar et al (2006) realizaron un estudio más profundo en su rigurosidad estadística. Concretamente, realizaron pruebas de raíz unitaria y cointegración a priori a los modelos construidos, enriqueciendo la sostenibilidad estadística de los mismos. Los datos utilizados comprenden un periodo de 20 años para 46 países, corrigiendo aquellos faltantes con procesos de imputación a través de metodologías de suavización de las series.

El trabajo fue realizado para dar explicación a la contaminación hídrica, medida a través del indicador de Demanda Biológica de Oxígeno (DBO)<sup>11</sup>, utilizando el ingreso per cápita y la intensidad del comercio exterior (tomada como la suma de exportaciones, importaciones y PIB global por año), como variables explicativas. Aunque el estudio muestra las pruebas de validación de significancia estadística de los modelos, sus resultados no exhiben evidencia estadística suficiente para aceptar la relación entre DBO e ingreso e intensidad del comercio exterior. Es posible que los datos carezcan de representatividad sobre las series tomadas para explicar el fenómeno.

Es importante destacar que, en términos de comprobación de la CKA, Colombia aparece como único objeto de estudio solo en tres trabajos: Sotomayor (2002), Correa (2004) y Cruz (2009).

Sotomayor (2002) realizó su estudio con datos panel para seis localidades de Bogotá. El trabajo se enfoca en explicar el comportamiento del

---

<sup>11</sup> Medición del oxígeno disuelto requerido por los microorganismos en agua.

material particulado (PM10) en función de la cantidad de parques, el ingreso per cápita y la cantidad de industrias por localidad.

Correa (2004) generó para el país dos modelos de series de tiempo de forma lineal entre CO<sub>2</sub>, DBO y SO<sub>2</sub>, como variables dependientes, y PIB, GINI y libertades políticas (indica qué tanto pueden contribuir a mejorar el medio ambiente los sistemas políticos de un país), como variables explicativas. Pese a que los resultados son aceptables para el SO<sub>2</sub>, para DBO y CO<sub>2</sub> no se encontró evidencia estadísticamente confiable que compruebe la hipótesis de una relación entre estas emisiones y sus variables explicativas.

En todo caso, la estrechez del periodo de tiempo utilizado (16 años para SO<sub>2</sub>, 23 años para CO<sub>2</sub> y 18 años para DBO), puede condicionar la representatividad de la muestra y, por extensión, la validez de los resultados. Las variables GINI y Libertades fueron, por su parte, rechazadas por los modelos por su poca significancia estadística. Además, el estudio carece de validaciones estadísticas de los modelos, por lo que sería impreciso aceptar los resultados obtenidos en general.

El trabajo de Cruz (2009) evidencia la importancia de correr series de tiempo más largas para obtener mejores resultados. El estudio incluye una serie de 81 años de CO<sub>2</sub> e ingreso per cápita, y una serie de 20 años para DBO, PIB y población urbana, esta última con pocos datos dada la falta de fuentes de consulta para DBO.

El autor efectúa pruebas de raíz unitaria y cointegración antes de realizar la construcción del modelo, identificando los factores de mayor relevancia de su proceso de estimación. El estudio obtiene resultados satisfactorios para la relación de CO<sub>2</sub>, pero no para DBO, tal vez por la falta de representatividad de las series.

Este trabajo se inscribe en ese marco. En particular, responde a la invitación generada por el escaso número de estudios para comprobar empíricamente y con suficiencia estadística la hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental en Colombia.

Este ejercicio es particularmente relevante a la luz de las observaciones realizadas por autores como Gitli y Hernandez (2002) y Panayotou (2003) en cuanto a singularidades de países que no se tienen en cuenta en la realización de estimaciones que persiguen comprobar empíricamente la hipótesis de la CKA.

El ejercicio podría constituir así mismo un aporte significativo en materia de regulación, dado que, al corroborar la existencia de una CKA en Colombia, se obtendrían puntos de inflexión que podrían ayudar a determinar el nivel de eficiencia de las políticas adoptadas en materia ambiental para un periodo de tiempo definido.

## SECCIÓN 4. COMPROBACIÓN EMPÍRICA DE LA CKA

Para constatar empíricamente la hipótesis de Curva de Kuznets Ambiental en Colombia, se implementaron técnicas econométricas de series de tiempo en un conjunto de variables que, se cree, podría dar un enfoque diferente al clásico modelo de curva ambiental en función únicamente del ingreso per cápita.

Entendiendo las limitaciones de las series de tiempo y las particularidades de la información encontrada, la comprobación empírica está compuesta por los siguientes tres modelos:

1. Primer modelo: Comprende el periodo 1921 – 2010. A través de él, se pretende comprobar la existencia de un vector de cointegración en el largo plazo para las emisiones de CO<sub>2</sub>, el producto interno bruto y la cantidad de nuevos vehículos matriculados en el país año tras año. En este sentido, la hipótesis a validar es que, en Colombia, el aumento del producto interno bruto y la cantidad de nuevos vehículos determina un aumento en las emisiones de CO<sub>2</sub> desde 1921. Las fuentes de los datos tomados fueron el Ministerio de Transporte de Colombia, el Centro de Análisis de Información para el Dióxido de Carbono (CDIAC, por sus siglas en inglés)<sup>12</sup> y la base de datos del Angus Maddison Project<sup>13</sup>.
2. Segundo modelo: Está definido en un periodo de 50 años (1960 – 2010). Involucra las emisiones de CO<sub>2</sub>, el producto interno bruto en

---

<sup>12</sup> CDIAC es el principal centro de análisis de información de cambio climático del Departamento de Energía de los Estados Unidos. Se encuentra localizado en el Laboratorio Nacional de Oak Ridge (ORNL), junto con el Centro Mundial de Captura de Información de Emisiones Atmosféricas.

<sup>13</sup> El proyecto Angus Maddison es una iniciativa de los colegas más cercanos a Angus Maddison (economista dedicado al análisis de la historia macroeconómica cuantitativa, profesor en la Universidad de Groningen entre 1978 y 1997 y uno de los fundadores del Groningen Growth and Development Center), con el fin de apoyar la medición macroeconómica de distintas regiones a nivel mundial.

términos per cápita, el crecimiento porcentual de la población en áreas urbanas y la cantidad de nuevos automóviles matriculados año tras año, las dos últimas asumidas como variables proxy de la urbanización en Colombia. Además, toma en cuenta la dinámica del comercio exterior, medida a través de su participación porcentual en el PIB.

El modelo busca comprobar si la expansión urbana (medida a través del crecimiento porcentual de población en este tipo de áreas), la cantidad de automóviles matriculados en las principales ciudades y el crecimiento porcentual de la participación del comercio exterior en el producto interno bruto per cápita determinan un aumento en las emisiones de CO<sub>2</sub> en Colombia desde 1960. Las fuentes de información para este modelo fueron el Ministerio de Transporte de Colombia y el Banco Mundial.

3. Tercer modelo: Abarca un periodo de 20 años (1990 – 2010). En él se consideran todas las variables mencionadas en el segundo modelo para dar explicación al comportamiento en el tiempo de las emisiones de PM10 en Colombia desde 1990. Las fuentes de información fueron las mismas que las del modelo anterior.

La selección de las variables obedece a la importancia que éstas han presentado en distintos estudios de comprobación empírica. Se incluyen además el parque automotor y el crecimiento de la población urbana por ser considerados factores determinantes para el contexto de las emisiones en Colombia<sup>14</sup>. La siguiente tabla presenta el espacio temporal, las

---

<sup>14</sup> Aunque pudo incluirse un mayor número de variables, la disponibilidad de los datos limitó su inserción en la definición de los tres modelos.

unidades de medida y las fuentes de las variables incluidas por cada uno de los tres modelos.

Tabla 2. Definición de variables empleadas en los modelos

VARIABLES	FUENTE	PERÍODO	UNIDADES DE MEDIDA	MODELO
CO <sub>2</sub>	CDIAC	<u>1921 - 2010</u>	EMISIONES EN UNIDADES TOTALES DE CO <sub>2</sub> AL AÑO.	<b>1</b>
PARQUE AUTOMOTOR	MINISTERIO DE TRANSPORTE		CANTIDAD DE NUEVOS VEHÍCULOS MATRICULADOS POR AÑO	
INGRESO PER CÁPITA	ANGUS MADDISON		INGRESO EN U\$ / POBLACIÓN TOTAL	

CO <sub>2</sub>	SERIES HISTÓRICAS DEL BANCO MUNDIAL	<u>1960 - 2010</u>	EMISIONES EN KILO TONEDALAS POR AÑO	<b>2</b>
PARQUE AUTOMOTOR	MINISTERIO DE TRANSPORTE		CANTIDAD DE NUEVOS VEHÍCULOS MATRICULADOS POR AÑO	
POBLACIÓN URBANA <sup>15</sup>	SERIES HISTÓRICAS DEL BANCO MUNDIAL		TASA DE CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN URBANA EN COLOMBIA	
PARTICIPACIÓN DEL COMERCIO EXTERIOR EN EL PIB <sup>16</sup>	SERIES HISTÓRICAS DEL BANCO MUNDIAL		PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DEL COMERCIO EN EL PIB TOTAL ANUAL	

15. Es conveniente indicar que se tomó la tasa de crecimiento de la población urbana (cantidad de habitantes en áreas urbanas para un año respecto a los habitantes del año inmediatamente anterior), y no la variable en su unidad original (cantidad de habitantes en zonas urbanas) puesto que su orden de integración (**número de veces que debe ser diferenciada una serie para que sea estacionaria**) es distinto al del resto de variables. Tomar la serie en niveles causaría un problema de especificación en la definición de los modelos a desarrollar.

<sup>16</sup> Es la suma de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, medidas como proporción del Producto Interno Bruto en Colombia en cada año.

<b>PM10</b>	SERIES HISTÓRICAS DEL BANCO MUNDIAL	<b>1990 - 2010</b>	EMISIONES DE PARTICULAS SUSPENDIDAS EN EL AIRE (MICROORGANISMO POR METRO CÚBICO)	<b>3</b>
<b>PARQUE AUTOMOTOR</b>	MINISTERIO DE TRANSPORTE		CANTIDAD DE NUEVOS VEHÍCULOS MATRICULADOS POR AÑO	
<b>POBLACIÓN URBANA</b>	SERIES HISTÓRICAS DEL BANCO MUNDIAL		TASA DE CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN URBANA EN COLOMBIA	
<b>PARTICIPACIÓN DEL COMERCIO EXTERIOR EN EL PIB</b>	SERIES HISTÓRICAS DEL BANCO MUNDIAL		PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DEL COMERCIO EN EL PIB TOTAL ANUAL	

## 1. COMPROBACIÓN EMPÍRICA 1921 - 2010 PARA DIÓXIDO DE CARBONO

Se han tenido en cuenta las emisiones de dióxido de carbono tanto por ser uno de los contaminantes con mayor relevancia en distintos estudios como por la amplitud y disponibilidad de los datos históricos sobre esta variable en Colombia. Es preciso recordar que el considerar un mayor espacio temporal ofrece estabilidad de los resultados a largo plazo.

El ingreso per cápita es incluido en los modelos por ser la variable explicativa más común en distintos estudios realizados a nivel econométrico, además de constituirse en el referente de mayor aceptación por su proximidad a la medida de crecimiento económico regional.

El parque automotor se considera en el contexto de este modelo como una variable proxy de las fuentes móviles de emisión de CO<sub>2</sub> en el país, dada la significativa cantidad de vehículos nuevos que año tras año han sido matriculados ante el Ministerio de Transporte en Colombia.

El comportamiento gráfico que cada variable presenta en el tiempo es un primer acercamiento para entender qué tan estacionarias podrían ser las

series. A continuación se muestran las gráficas de cada una de ellas en sus unidades de medida.

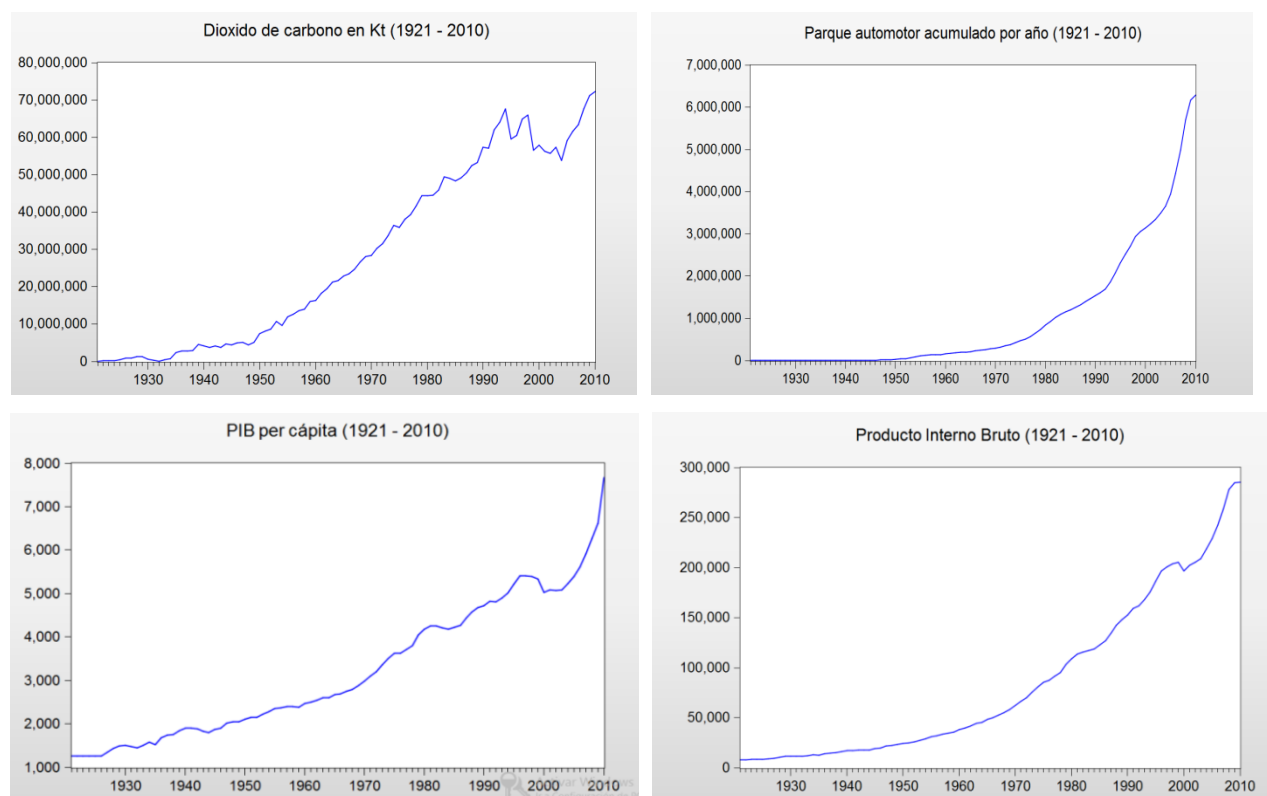


Ilustración 5. Series de tiempo de las variables modelo a largo plazo

La evidencia gráfica muestra una tendencia no estacionaria en el largo plazo para las series, lo que indica que posiblemente tienen algún tipo de orden de integración. Esto implica la realización de un test de raíz unitaria para así corroborar la existencia de dicho orden de integración.

Dentro de las distintas pruebas de raíz unitaria se seleccionó el test Augmented Dickey - Fuller<sup>17</sup>. Este test se realizó a través del paquete

---

<sup>17</sup>El test ADF: en su estructura, su hipótesis nula indica que la serie a evaluar tiene raíz unitaria, asumiendo que la misma es No estacionaria.



estadístico Eviews. Sus resultados son expuestos en el cuadro que se presenta a continuación.

#### TEST ADF

<b>CO<sub>2</sub></b>	NIVELES	0,843
	D1	<u>-10,040</u>
<b>PIB PER CÁPITA</b>	NIVELES	1,759
	D1	0,810
<b>PARQUE AUTOMOTOR</b>	NIVELES	2,353
	D1	<u>-6,990</u>

#### VALORES CRÍTICOS

1%	5%	10%
-3.506	-2.894	-2.584

Es concluyente que las series exhiben raíz unitaria y un orden de integración 1, excepto para el PIB per cápita, ya que sus valores t-estadísticos (valores en color rojo) son mayores que los valores críticos encontrados al evaluar la variable en niveles y en primeras diferencias. Esta variable, de por sí, es de orden 2, lo cual imposibilita su utilización en el modelo. Sin embargo, al observar el orden de integración del PIB global año por año, este presenta un orden de integración 1, lo que permite utilizar esta variable en lugar del PIB per cápita para la construcción del modelo.

<b>PIB ANUAL</b>	NIVELES	4,131	VALORES CRÍTICOS		
	D1	<u>-3,788</u>			
			1%	5%	10%
			-3.506	-2.894	-2.584

Asumir que las variables tienen en sus primeras diferencias algún tipo de cointegración sugiere la estimación de una regresión que, de entrada, podría ser espuria, dado que ya se sabe que éstas son no estacionarias. Por ello, sobre dicha regresión, se examinó con un test de raíz unitaria la estacionariedad de los residuos para así concluir si podría o no existir dicha cointegración.

La forma funcional de la regresión se especificó con base en el modelo clásico de la CKA más la inclusión del parque automotor, como se muestra a continuación:

$$\ln CO_2 = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB + \beta_2 \ln PIB^2 + \beta_3 \ln veh + e$$

Donde:

**$\ln CO_2$  = logaritmo de las emisiones de dióxido de carbono**

**$\ln PIB$  = logaritmo del PIB**

**$\ln veh$  = logaritmo del parque automotor**

**$e$  = Término de error**

Se muestran a continuación los resultados de la estimación realizada a través del paquete estadístico Eviews.

Tabla 3. Comprobación empírica de estacionariedad de los residuos para el modelo a largo plazo.

Dependent Variable: LOG\_CO2  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/15/13 Time: 19:22  
 Sample: 1921 2010  
 Included observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIB	14.40276	1.397604	10.30532	0.0000
LOGPIB^2	-0.599422	0.060067	-9.979259	0.0000
LOGVEH	0.027187	0.055379	0.490923	0.6247
C	-68.93630	7.713740	-8.936820	0.0000

R-squared	0.945714	Mean dependent var	16.28217
Adjusted R-squared	0.943820	S.D. dependent var	1.837538
S.E. of regression	0.435539	Akaike info criterion	1.218962
Sum squared resid	16.31371	Schwarz criterion	1.330065
Log likelihood	-50.85330	Hannan-Quinn criter.	1.263765
F-statistic	499.3977	Durbin-Watson stat	0.663650
Prob(F-statistic)	0.000000		

Al evaluar el orden de integración de los residuos en la regresión, se observa que estos no presentan raíz unitaria, lo que permite concluir que las tres series indican tener algún proceso de cointegración en el largo plazo.

Null Hypothesis: RESIDUOS\_PRUEBA\_COINTEG has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>	<b>-5.971148</b>	<b>0.0000</b>
Test critical values:		
1% level	-3.505595	
5% level	-2.894332	
10% level	-2.584325	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

La comprobación empírica de cointegración se realizó a través de un modelo VEC<sup>18</sup> (vector error correction), que estructuralmente es un modelo VAR (vector autorregresivo) con restricciones de cointegración incluidas en su especificación. Los modelos VEC ofrecen mayor utilidad al realizar

<sup>18</sup>Teniendo en cuenta que los modelos VAR (vector autorregresivo) son generalmente construidos con series estacionarias, al realizarse estimaciones con series no estacionarias existe la posibilidad de caer en una especificación espuria como proceso generador de respuesta en el modelo. Sin embargo, las variables no estacionarias pueden manifestar cierta cointegración que es pertinente en la relación de equilibrio a largo plazo, la cual es posible modelar a través de relaciones de cointegración en un modelo VEC.

modelos con series de tiempo no estacionarias, donde existen indicios estadísticamente significativos de cointegración<sup>19</sup>.

En la práctica, se utilizó el paquete estadístico Eviews para la realización de estos procesos. Después de obtener resultados para algunas pruebas, se concluyó que el retardo óptimo para dar cumplimiento a los supuestos de Gauss-Markov sobre los residuos es de 9 periodos.

En consecuencia, se encontraron dos relaciones de cointegración a largo plazo. A continuación se presentan los resultados obtenidos a través del contraste de la prueba de Traza y Máximo eigen-valor.

**Tabla 4. Comprobación empírica de las relaciones de cointegración a largo plazo.**

Date: 03/17/13 Time: 17:10  
 Sample (adjusted): 1931 2010  
 Included observations: 80 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LOG\_CO2 LOGVEH LOGPIB LOGPIB^2  
 Lags interval (in first differences): 1 to 9

**Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)**

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.671692	137.4530	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.347926	48.34865	29.79707	0.0001
At most 2	0.140993	14.14081	15.49471	0.0792
At most 3	0.024478	1.982575	3.841466	0.1591

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)**

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.671692	89.10430	27.58434	0.0000
At most 1 *	0.347926	34.20784	21.13162	0.0004
At most 2	0.140993	12.15824	14.26460	0.1048
At most 3	0.024478	1.982575	3.841466	0.1591

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

<sup>19</sup> Ver anexo 1 de este documento.

Los resultados encontrados para la estimación de los coeficientes del modelo vienen dados por la siguiente tabla:

**Tabla 5. Estimación de los coeficientes del modelo a largo plazo**

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
LOG_CO2	LOGVEH	LOGPIB	LOGPIB^2	
7.463012	-0.785475	-107.0237	4.396818	
2.805143	-1.765867	34.10668	-1.280229	
-1.727523	-2.606737	72.67069	-2.895281	
-7.243328	1.151566	125.5026	-5.777694	
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(LOG_CO2)	-0.048547	-0.021916	0.030881	0.002886
D(LOGVEH)	0.043576	0.041046	0.127700	-0.021882
D(LOGPIB)	0.001652	0.005478	0.001795	0.001267
D(LOGPIB^2)	0.017203	0.135679	0.040748	0.028755
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	488.0490	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LOG_CO2	LOGVEH	LOGPIB	LOGPIB^2	
1.000000	-0.105249	-14.34055	0.589148	
	(0.04583)	(1.31528)	(0.05430)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LOG_CO2)	-0.362307			
	(0.11304)			
D(LOGVEH)	0.325211			
	(0.43240)			
D(LOGPIB)	0.012332			
	(0.01528)			
D(LOGPIB^2)	0.128385			
	(0.36162)			

La relación de cointegración en el largo plazo teniendo en cuenta el primer vector de cointegración es la siguiente:

**Tabla 6. Estimación de la relación de cointegración a largo plazo.**

Vector Error Correction Estimates  
Date: 03/17/13 Time: 20:02  
Sample (adjusted): 1931 2010  
Included observations: 80 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG_CO2(-1)	1.000000
LOGVEH(-1)	-0.105249 (0.04583) [-2.29652]
LOGPIB(-1)	-14.34055 (1.31528) [-10.9030]
LOGPIB(-1)^2	0.589148 (0.05430) [ 10.8505]
C	70.25767

Despejando el logaritmo natural de CO<sub>2</sub> en la ecuación del vector de cointegración, se obtiene la ecuación de largo plazo entre el CO<sub>2</sub> y sus variables explicativas.

$$\ln CO_2 = 70.25 + 14.34\ln PIB - 0.58\ln PIB^2 + 0.105\ln veh$$

Los signos de la ecuación son consistentes con la hipótesis propuesta por la CKA. En particular, permiten explicar las emisiones de CO<sub>2</sub> a partir del PIB y el parque automotor: éstas aumentan a medida que se expande el producto interno bruto y la cantidad de vehículos matriculados.

A través de los resultados obtenidos, es concluyente que existe evidencia suficiente y consistente sobre la existencia en Colombia de una relación en el largo plazo entre la degradación del medio ambiente por concepto de CO<sub>2</sub> y el crecimiento del producto interno bruto y el parque automotor<sup>20</sup>.

Luego de validar la hipótesis en el largo plazo, se obtuvo la condición de primer orden respecto al PIB en la ecuación resultante para este modelo y, a partir de ello, se obtuvo un punto de inflexión, que al ser calculado en términos per cápita, se encuentra en **US\$ 5,506**.

## **2. COMPROBACIÓN EMPIRICA 1960 - 2010 PARA DIÓXIDO DE CARBONO**

Este espacio temporal de 50 años tuvo en cuenta el comportamiento de las series históricas del Banco Mundial descritas en la tabla 2 y su posible interrelación con las emisiones de CO<sub>2</sub>. Con ellas se construyó un modelo a fin de obtener evidencia suficiente sobre la existencia en Colombia de una relación entre las emisiones de dióxido de carbono y el PIB per cápita, el parque automotor, la dinámica del comercio internacional y el nivel de crecimiento de la población urbana como variable proxy del proceso de

---

<sup>20</sup> Se encontró evidencia suficiente para justificar el modelo estadísticamente. Las pruebas que evidencian el cumplimiento de los supuestos residuales se encuentran en el segundo apéndice de este documento.

urbanización. Los resultados obtenidos comprobaron la relación en forma de U-invertida entre emisiones e ingreso.

### Comportamiento de las variables y su relación con las emisiones de CO<sub>2</sub>

El comportamiento de las series de tiempo de las variables muestra una tendencia ascendente en términos generales, a excepción de la tasa de crecimiento de la población urbana, que desciende a medida que la población del país se convierte en marcadamente urbana.

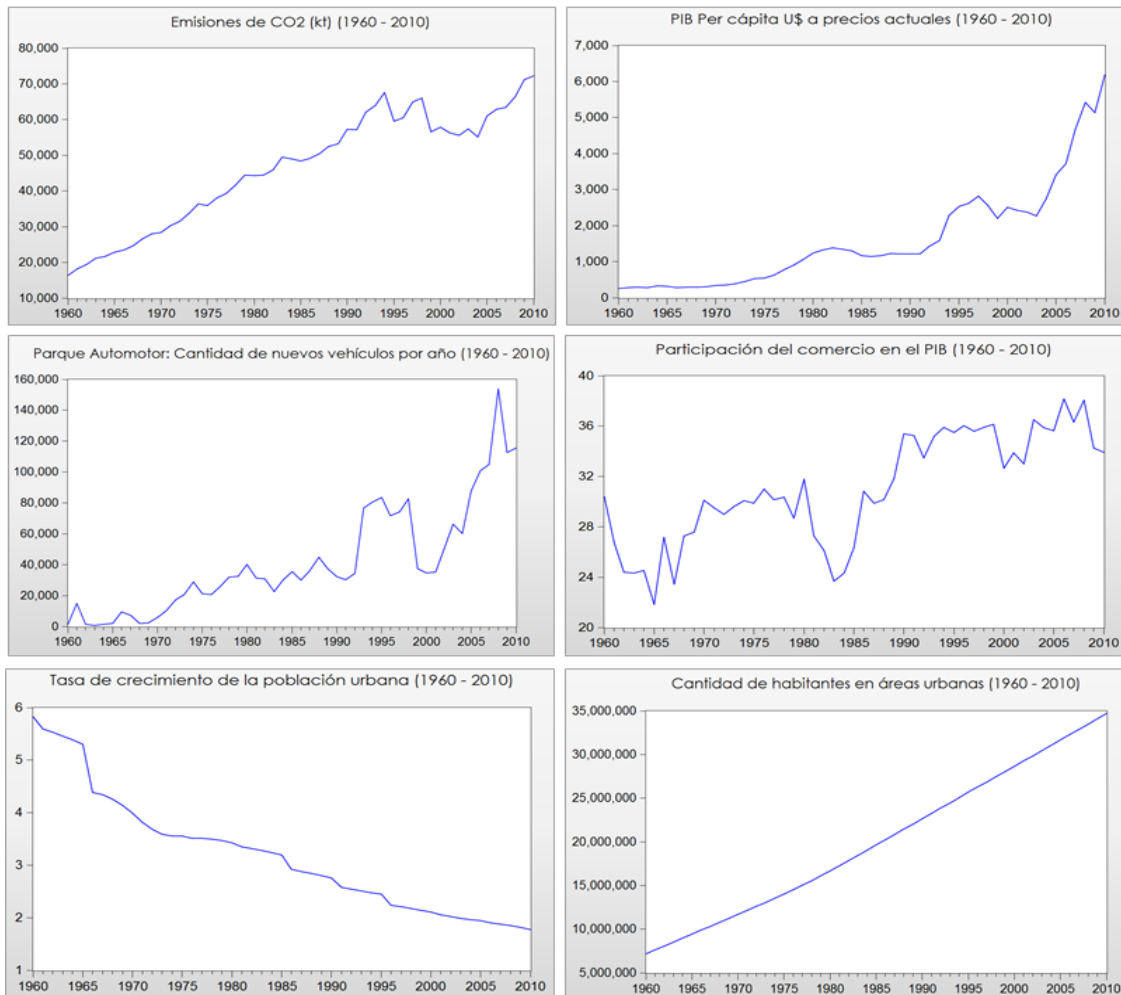


Ilustración 6. Series de tiempo para el modelo de comprobación de 1960 – 2010 en Colombia

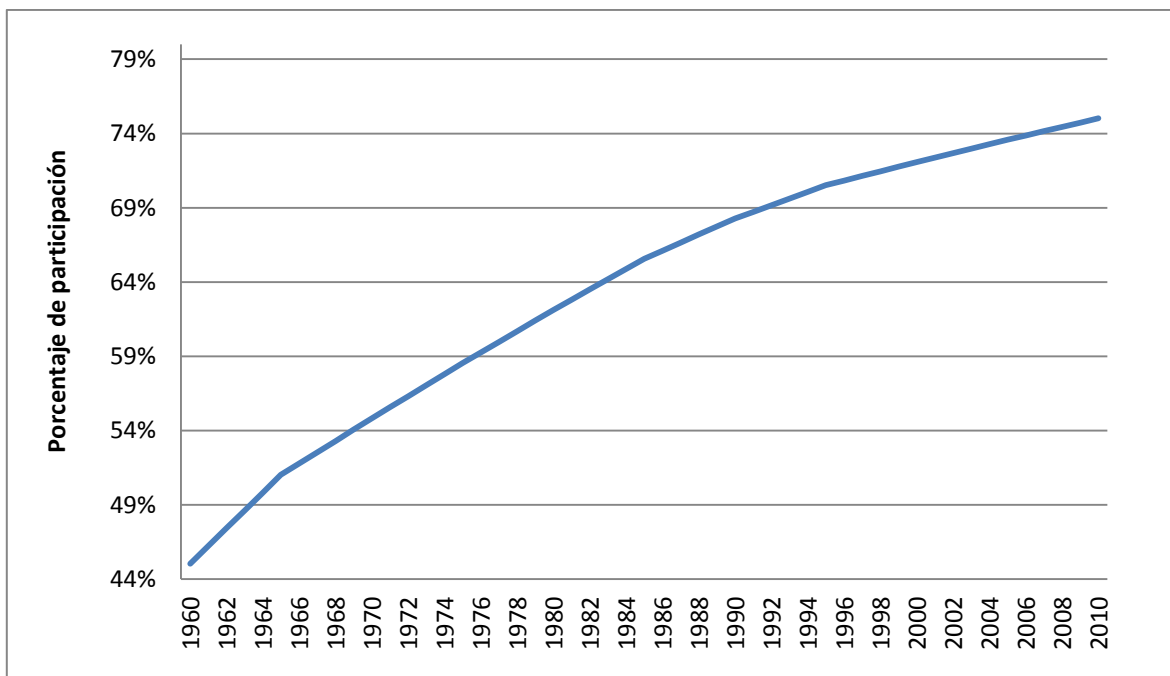
Fuente: Series estadísticas del Banco Mundial.

Esto llevaría a pensar que la relación que guardan las emisiones de CO<sub>2</sub> y las demás variables es directa. La única excepción es la tasa crecimiento de la población urbana, que apunta en un sentido contrario a las emisiones de CO<sub>2</sub>.

Esta condición amerita detenerse en dos aspectos. El primero reside en la relación entre el debilitamiento de la tasa de crecimiento de la población urbana y el porcentaje de la población urbana. A este respecto es importante precisar que, en Colombia, durante los años estudiados, se contrae la tasa de crecimiento de la población urbana sin que ésta deje de crecer.

La moderación de esta tasa de crecimiento responde, de hecho, a dos factores. Por un lado, remite al debilitamiento de la migración campo-ciudad, por la simple razón de que la mayor parte de la población vive ya en zonas urbanas y no rurales, por lo que la migración rural-urbana no es solo cada vez más tímida, sino que su efecto en el aumento de la población urbana es cada vez más pequeño. La población urbana representaba el 45% de la población colombiana en 1960, el 65% en 1985 y el 75% en 2010, según datos del Banco Mundial.





**Ilustración 7. Participación anual de la población urbana en total de la población colombiana (1960 - 2010)**

Fuente: Series estadísticas del Banco Mundial.

El debilitamiento de la tasa de crecimiento de la población urbana responde, por otra parte, a la transición demográfica, que hace que con el paso del tiempo las tasas de natalidad y mortalidad se equilibren como consecuencia de la cultura urbana y el acceso más amplio a servicios sanitarios.

El segundo elemento relevante es la relación entre el proceso de urbanización, medido por el porcentaje de la población urbana, y las emisiones de CO<sub>2</sub>.

Pese a que por su orden de integración no es posible usar la variable porcentaje de población urbana en la construcción de los modelos<sup>21</sup>, en un contexto tan inequívoco de urbanización, la relación indirecta encontrada entre tasa de crecimiento urbano y emisiones sugiere la

<sup>21</sup> La progresión constante de esta variable en niveles (4 a 5 millones de habitantes cada año) imposibilita su uso en la construcción de los modelos dado que es integrada de orden 2, siendo las demás variables integradas de orden 1.

existencia en Colombia de una relación directa hasta la fecha entre emisiones de CO<sub>2</sub> y urbanización.

Aunque bien organizadas las ciudades reduzcan las emisiones por unidad consumida, esta relación no resulta de hecho extraña, dado que habitualmente los procesos de urbanización van de la mano de un aumento muy notable del número de bienes y servicios consumidos. Generalmente, se requieren tiempo y decisiones políticas para que la forma y acciones de las ciudades permitan que la ventaja en eficiencia predomine sobre el volumen demandado.

Precisado lo anterior, es hora de centrarse en las otras variables. Las emisiones de CO<sub>2</sub> son particularmente ascendentes desde 1960 hasta 1994, momento en el que descienden considerablemente. Desde 1999 se mantienen relativamente estables, para comenzar a crecer nuevamente a partir de 2004.

El aumento de las emisiones entre 1960 y 1994 es congruente con el comportamiento del PIB per cápita y el parque automotor. Sin embargo, el descenso abrupto de las emisiones de CO<sub>2</sub> entre 1994 y 1998 no cuadra: el PIB per cápita y el parque automotor siguen expandiéndose en ese periodo. Dos factores pueden explicarlo.

Por una parte, la caída de las emisiones puede obedecer al progresivo contenido restrictivo de la regulación ambiental iniciado en 1974. Desde ese año, en efecto, Colombia ha atacado con mayor ahínco la deforestación y los insanos esquemas productivos de la industria a través de la aplicación de tasas retributivas cada vez más estrictas.

Las tasas retributivas se inauguraron con la enunciación de una tasa laxa en el artículo 18 del decreto 2811 de 1974, formalizado posteriormente en el decreto 1594 de 1984, que puntualizó la obligatoriedad de su pago.

En la década de 1990 son notorios los cambios estructurales a partir de los artículos 80 y 338 de la nueva Constitución Política de 1991. En ellos se explican con claridad las facultades del Estado para imponer sanciones legales en materia ambiental y se definen las entidades estatales con poder de imposición fiscal en materia de tasas retributivas.

La ley 99 de 1993 dio además origen al Ministerio de Medio Ambiente, ampliando particularmente la base técnica para el cálculo de las tasas retributivas<sup>22</sup>.

A la utilización de tasas retributivas hay que agregar, en todo caso, otro factor: la adopción de un cambio estructural en materia de comercio internacional, llamado “apertura económica”, que pudo quizás contribuir a través de una progresiva disminución de la actividad industrial al descenso de las emisiones de CO<sub>2</sub> entre 1994 y 1999.

Las series históricas del Banco Mundial para Colombia desde 1960 hasta 2010 son elocuentes a este respecto. Por un lado, ilustran un aumento mayor de las importaciones que de las exportaciones entre 1992 y 1997, forjando una balanza comercial con una tendencia cada vez más negativa. Por otro lado, subrayan un decrecimiento de la producción industrial<sup>23</sup> entre 1993 y 1998. A continuación se presentan las series históricas descritas.

---

<sup>22</sup> El artículo 42 amplía lo descrito en el decreto 2811 de 1974, profundizando el cálculo técnico de las tasas retributivas con base en la descripción de los costos ambientales a nivel social, el nivel de depreciación de los recursos naturales y el nivel de asimilación de residuos.

<sup>23</sup> Es la producción neta de un sector después de sumar todos los productos y restar los insumos intermedios. Se calcula sin hacer deducciones por depreciación de bienes manufacturados o por agotamiento y degradación de recursos naturales.

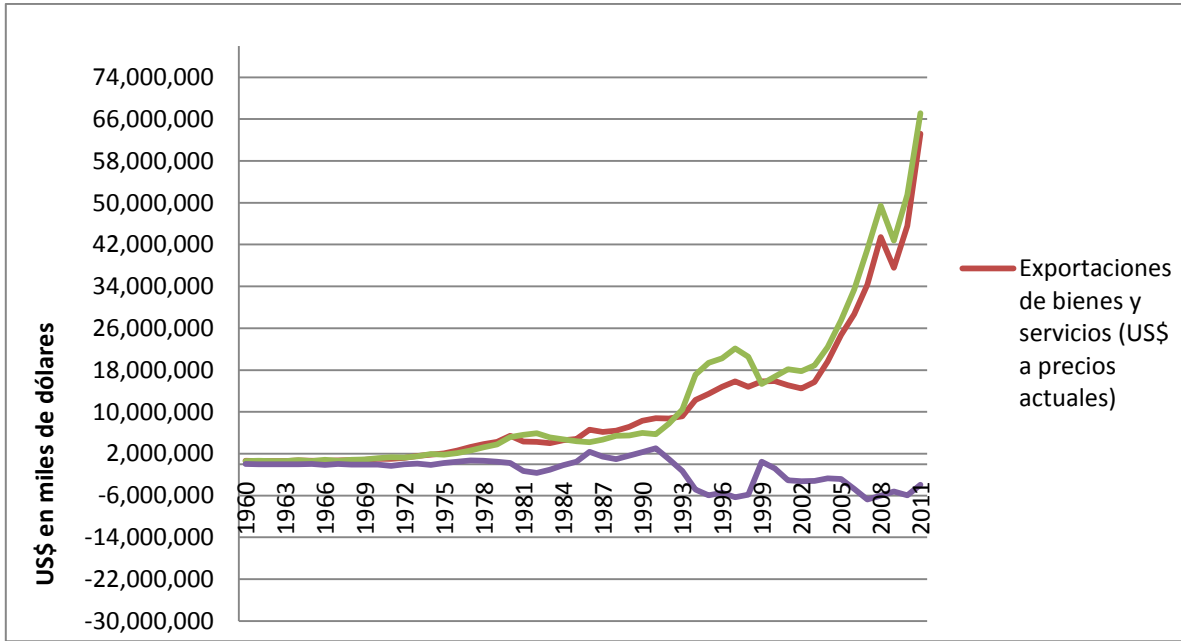


Ilustración 8. Balanza comercial de Colombia 1960 - 2010..

Fuente: Series históricas del Banco Mundial

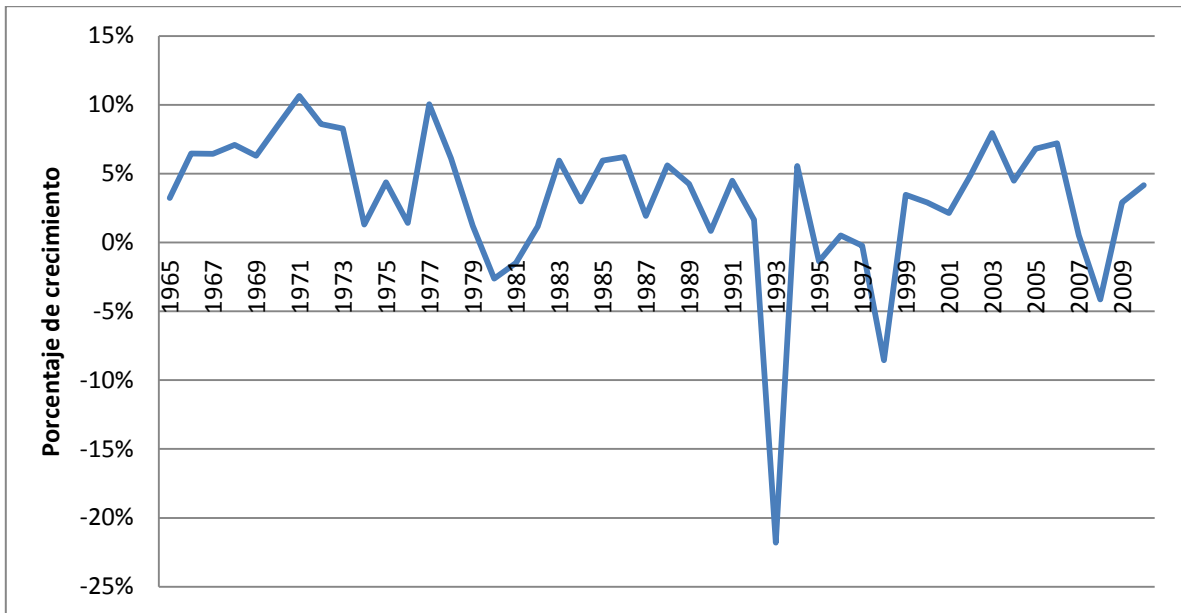


Ilustración 9. Crecimiento de la producción industrial en Colombia 1965 - 2011.

Fuente: Series históricas del Banco Mundial

El robustecimiento de la regulación ambiental y la disminución de la producción industrial como resultado de la apertura económica pudieron combinarse, explicando conjuntamente el descenso de las emisiones entre 1994 y 1999.

Por su parte, la estabilidad de las emisiones desde 2000 hasta 2004 coincide con el comportamiento del PIB per cápita, la dinámica comercial internacional y la cantidad de nuevos vehículos.

A partir de 2004 se observa un crecimiento tanto de las emisiones como del PIB per cápita y, sobre todo, el parque automotor. Este conoce desde 2002 una expansión extraordinaria, dado el posicionamiento de distintas marcas ensambladoras, incluidas americanas, europeas y asiáticas, y el aumento acelerado de la demanda en los crecientes centros urbanos<sup>24</sup>.

#### Proceso de comprobación empírica

La construcción de este modelo no posibilita comprobar con certeza la existencia de cointegración, dado que se cuenta con pocos datos (50). Sin embargo, se realizó un modelo ARMAX para comprobar la hipótesis de CKA ya descrita.

A través del paquete estadístico Eviews, se realizó un test de raíz unitaria bajo el método Phillips - Perrón sobre las variables, para determinar el nivel de integración de las series y validar así su inclusión como variable independiente. A continuación se muestran los resultados obtenidos.

---

<sup>24</sup> Jaramillo. C et al. (2009). "Incremento del parque automotor y su influencia en la congestión de las principales ciudades colombianas". Uruguay, 12º encuentro de geógrafos de América Latina.

## TEST PHILLIPS - PERRON

CO <sub>2</sub>	NIVELES	0.900
	D1	<u>-7.640</u>
PIB PER CÁPITA	NIVELES	2.893
	D1	<u>-5.145</u>
ACTIVIDAD COMERCIAL	NIVELES	-1.726
	D1	<u>-9.687</u>
PARQUE AUTOMOTOR	NIVELES	-0.808
	D1	<u>-8.275</u>
CRECIMIENTO POBLACIONAL URBANO	NIVELES	-2.997
	D1	<u>-6.815</u>

### VALORES CRITICOS

1%	5%	10%
-3.568	-2.921	-2.599

Es concluyente que las series son integradas de orden uno, lo que obliga a utilizar sus diferencias para la construcción del modelo ARMAX, que es especificado bajo la siguiente forma funcional.

$$d(CO_{2t}) = \alpha_0 + \alpha_1 d(\text{comercio}_t) + \alpha_1 d(PIB_t) - \alpha_2 d(PIB_t)^2 + \alpha_3 d(\text{Vehículos}_t) + \alpha_1 d(\text{Pob urbana}_t) + \beta \epsilon_t$$

En donde:

**$CO_{2t}$  = Emisiones de CO2 para el periodo  $t$**

**$Comercio_t$  = Participación del comercio en el PIB para el periodo  $t$**

**$PIB_t$  = Producto Interno Bruto del periodo  $t$**

**$Vehículos_t$  = Cantidad de vehículos nuevos para el periodo  $t$**

**$Pob urbana_t$  = Crecimiento de la población urbana para el periodo  $t$**

$\varepsilon_t =$  *Parte media móvil para el modelo*

Tras varios ensayos de estimación, los resultados referidos al crecimiento de la población urbana denotaron poca significancia estadística para los modelos estimados, corroborando que no hay evidencia suficiente para asumir una relación de esta variable frente a las emisiones de CO<sub>2</sub>.

Al excluir dicha variable, e incluir el efecto del CO<sub>2</sub> como variable explicativa sobre sí misma e identificar un modelo que entregara el mejor criterio de Akaike y Schwarz, se obtuvo, a través del paquete Eviews, el siguiente modelo.

**Tabla 7. Estimación del modelo ARMAX para la comprobación de la hipótesis de CKA sobre las emisiones de CO<sub>2</sub>**

Dependent Variable: DCO2  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/31/13 Time: 12:20  
 Sample (adjusted): 1972 2010  
 Included observations: 39 after adjustments  
 Convergence achieved after 13 iterations  
 MA Backcast: 1963 1971

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DCO2(-4)	0.414484	0.098189	4.221301	0.0002
DCOMERCIO(-9)	-732.3109	140.4535	-5.213903	0.0000
DPIBPERCAPITA(-11)	5.739702	2.019260	2.842478	0.0077
DPIBPERCAPITA(-7)^2	-0.015571	0.002963	-5.255270	0.0000
DVEHICULOS	0.061661	0.014647	4.209898	0.0002
C	1093.228	472.9763	2.311381	0.0274
MA(9)	0.936231	0.033079	28.30250	0.0000
R-squared	0.752784	Mean dependent var	1075.741	
Adjusted R-squared	0.706430	S.D. dependent var	2938.534	
S.E. of regression	1592.158	Akaike info criterion	17.74472	
Sum squared resid	81118970	Schwarz criterion	18.04331	
Log likelihood	-339.0220	Hannan-Quinn criter.	17.85185	
F-statistic	16.24020	Durbin-Watson stat	2.470870	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.93+.34i	.93-.34i	.50-.86i	.50+.86i
	-.17-.98i	-.17+.98i	-.76-.64i	-.76+.64i
	-.99			

Es preciso señalar que se encontró evidencia suficiente para justificar el modelo estadísticamente, dado que cumple con los supuestos de

normalidad, no heterocedasticidad multivariante y no autocorrelación serial<sup>25</sup>.

El coeficiente de determinación de 70%, que indica un aceptable ajuste global, y los coeficientes de cada variable son estadísticamente significativos según la prueba t. Los residuos son ruido blanco con un orden de integración I (0), lo que permite concluir que la regresión no es espuria.

A continuación se presenta la forma funcional del modelo según los resultados obtenidos.

$$d(CO_2)_t = 1093 + 0.41 d(CO_2_{t-4}) - 732 d(comercio_{t-9}) + 5.73 d(PIB_{t-11}) - 0.01 d(PIB_{t-7})^2 + 0.06 d(Vehiculos_t) + 0.93(\varepsilon_{t-9})$$

A través del modelo estimado, se concluye que, en Colombia, la emisión de CO<sub>2</sub> durante los últimos 50 años ha dependido de las variables explicativas mencionadas con un amplio rezago de tiempo (9 años específicamente), a excepción del parque automotor<sup>26</sup>, evidenciando un efecto lento de éstas sobre los niveles de contaminación observados.

Entre otras cosas, los signos del modelo permiten concluir que durante el periodo estudiado las emisiones de CO<sub>2</sub> fueron descendiendo a medida que aumentó la participación del comercio exterior en el PIB. Con la política aperturista, en efecto, la producción industrial nacional se estancó progresivamente, reduciendo las emisiones, mientras las importaciones crecían de la mano de la inversión extranjera.

Así mismo, el modelo demuestra una relación directa de las emisiones de CO<sub>2</sub> consigo misma, con el PIB per cápita y con el parque automotor entre

---

<sup>25</sup>Las pruebas que evidencian el cumplimiento de los supuestos residuales se encuentran en el anexo 3 de este documento.

<sup>26</sup>Las emisiones de CO<sub>2</sub> en un año específico dependen de la cantidad de vehículos nuevos que son matriculados en el país en ese mismo año.



1960 y 2010, lo que comprueba estadísticamente la hipótesis de CKA, explicando así, que a partir de un proceso de crecimiento económico, visto a través del aumento progresivo del ingreso per cápita y el parque automotor, se dio un incremento de las emisiones de CO<sub>2</sub> hasta un cierto punto, desde el que han ido menguando. En efecto, los resultados de este modelo proponen un punto de inflexión de las emisiones alrededor de los **U\$ 2,525** de ingreso per cápita para 2000.

### **3. COMPROBACIÓN EMPÍRICA 1990 - 2010 PARA EL MATERIAL PARTICULADO**

Dado que las series en este periodo de tiempo tienen pocos datos (20)<sup>27</sup>, se realizó un modelo ARMAX para comprobar empíricamente la existencia de una relación en el tiempo para las emisiones de PM10 como variable dependiente del crecimiento económico, el parque automotor, la actividad del comercio internacional y el nivel de crecimiento de la población urbana.

Siguiendo con la metodología de las anteriores estimaciones, se realizó un test de raíz unitaria bajo la metodología Dick-Fuller aumentado, con el fin de garantizar que el orden de integración de las variables fuera el mismo. A través del paquete Eviews, los resultados obtenidos son los siguientes.

---

<sup>27</sup> Para este periodo se utilizaron las mismas series históricas del Banco Mundial pero a partir de 1990 dado que solo desde este momento se tienen registros para las emisiones de PM10.

VARIABLES		Resultado	Valor crítico al 1%
PM10	NIVELES	-3.410	-3.832
	D1	-4.390	
ACTIVIDAD COMERCIAL	NIVELES	-0.750	-3.832
	D1	-7.230	
PIB PER CÁPITA	NIVELES	8.120	-3.887
	D1	1.300	
PARQUE AUTOMOTOR	NIVELES	3.420	-3.832
	D1	-3.480	
CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN URBANA	NIVELES	-1.790	-3.832
	D1	-4.260	

Los resultados muestran que las únicas series que tienen el mismo orden de integración del PM10 corresponden a la dinámica comercial y el crecimiento de la población urbana. Por tanto, no es posible utilizar las demás variables en la construcción del modelo, ya que se estaría incurriendo en un error de especificación.

Después de varios ensayos se evidenció estadísticamente que no hay una relación entre el crecimiento de la población urbana y las emisiones de PM10, excluyéndose por tanto esta variable en la construcción del modelo. La estructura funcional resultante está determinada por la siguiente ecuación:

$$d(PM10_t) = \alpha_0 + \alpha_1 d(PM10_t) + \alpha_1 d(\text{comercio}_t) + \beta \varepsilon_t$$

En donde:

**$PM10_t$  = Material particulado en el periodo  $t$**

**$Comercio_t$  = Participación del comercio exterior en el PIB en el periodo  $t$**

**$\varepsilon_t$  = Parte media móvil para el modelo en el periodo  $t$**

Los resultados obtenidos a través de Eviews son:

Tabla 8. Estimación del modelo ARMAX para la comprobación de la hipótesis de CKA sobre las emisiones de PM10

Dependent Variable: DPM10  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/03/13 Time: 14:36  
 Sample (adjusted): 1994 2010  
 Included observations: 17 after adjustments  
 Convergence achieved after 17 iterations  
 MA Backcast: 1993

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DPM10(-3)	0.559086	0.052250	10.70021	0.0000
DCOMERCIO(-4)	-0.363613	0.082482	-4.408390	0.0007
C	18.92172	3.540397	5.344518	0.0001
MA(1)	-0.999520	0.116067	-8.611582	0.0000
R-squared	0.965127	Mean dependent var		24.11667
Adjusted R-squared	0.957080	S.D. dependent var		3.604140
S.E. of regression	0.746677	Akaike info criterion		2.455956
Sum squared resid	7.247844	Schwarz criterion		2.652006
Log likelihood	-16.87563	Hannan-Quinn criter.		2.475444
F-statistic	119.9282	Durbin-Watson stat		1.325966
Prob(F-statistic)	0.000000			

Al igual que en la comprobación empírica de 1960 a 2010, se encontró evidencia suficiente para justificar estadísticamente este modelo<sup>28</sup>.

Los resultados obtenidos permiten concluir que la emisión de PM10 ha dependido durante los últimos 20 años de sí misma positivamente y del comercio en forma negativa.

De este modo, a medida que aumentó la participación del comercio internacional en el PIB en un año específico, 4 años después se vieron reducidas las emisiones de PM10. Esto último corrobora lo hallado en el modelo anterior, en donde la relación entre la dinámica comercial internacional y las emisiones de CO<sub>2</sub> denotaba que la reducción de las emisiones de CO<sub>2</sub> fue entre otras cosas, consecuencia de la disminución en la producción industrial provocada por la apertura económica.

<sup>28</sup>Las pruebas que evidencian el cumplimiento de los supuestos residuales se encuentran en el anexo 4 de este documento.

## **REFLEXIONES SOBRE LOS PUNTOS DE INFLEXIÓN**

Como se ha indicado en el capítulo 1, la CKA señala un momento a partir del cual las emisiones se contraen. Un resultado importante de los modelos trabajados es, en este sentido, los puntos de inflexión obtenidos a través de la condición de primer orden.

En el primer modelo, el punto de inflexión encontrado es de U\$ 5,506 per cápita. Este sería el punto en donde las emisiones de CO<sub>2</sub> mostrarían un proceso de descenso a medida que el ingreso en Colombia aumenta. Dicho nivel de ingreso se ubica aproximadamente entre 2004 y 2005.

El segundo modelo propone un punto de inflexión alrededor de los U\$ 2,524 per cápita. Dicho nivel se alcanzó aproximadamente hacia 2000, según las series históricas del Banco Mundial consultadas, y refleja una disminución respecto al modelo número 1, construido con las bases de Maddison, CDIAC y el Ministerio de Transporte de Colombia.

Es importante recordar que los dos modelos proponen un rezago de tiempo en las variables explicativas. En particular, los puntos de inflexión son el resultado de medidas adoptadas 9 años atrás. Así, el primer modelo sitúa las reformas en el periodo 1995-1996, y el segundo, en 1991, estableciendo por tanto el periodo 1991-1995 como época de cambio.

Esto es consistente con la evolución de la política ambiental y económica del país. Es en esos años cuando Colombia empieza a definir políticas restrictivas en materia de regulación ambiental y pone las bases de su apertura comercial, sometiendo la industria nacional a la competencia externa.

Aunque en el caso del tercer modelo se comprobó la existencia de una relación entre emisiones de PM10 y la participación del comercio exterior

en el PIB, no es preciso hablar de una hipótesis de CKA, dada la insuficiencia de datos en variables tan importantes como el ingreso per cápita.

## SECCIÓN 5. CONCLUSIONES

Este trabajo se ha concentrado en analizar la relación de las emisiones de CO<sub>2</sub> y PM10 y variables relativas al desarrollo en Colombia.

Como se señaló en el capítulo 1, de acuerdo con la hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental (CKA), existe una relación con forma de U invertida entre degradación ambiental y crecimiento económico.

Como se mostró en el capítulo 2, la CKA ha recibido, sin embargo, diversas críticas por parte de la comunidad científica. Aunque aún no es posible distinguir un modelo de aceptación común que explique dicha relación, las distintas críticas coinciden en un cambio metodológico de comprobación. Gitly y Hernandez (2002) y Panayotou (2003) ofrecen ejemplos de ello, exponiendo que el comportamiento unificado de países por métodos de regresión de datos panel no es un proceso tan sólido como la realización de estimaciones teniendo en cuenta la trayectoria individual de cada país, en lo referente al nivel de crecimiento y transición económica.

Inspirado por esas críticas, este trabajo ha construido tres modelos para analizar la relación entre degradación ambiental (medida en emisiones de CO<sub>2</sub> y PM10) y variables relativas al desarrollo en Colombia.

Aunque cada modelo tiene particularidades en materia de variables e intervalos de tiempo utilizados, en general, se ha analizado un periodo comprendido entre 1921 y 2010 que incluye elementos adicionales al PIB per cápita, como el volumen del parque automotor, el crecimiento de la población urbana como variable proxy del proceso de urbanización y la participación en el PIB del comercio exterior.

El primer modelo indica la existencia de una relación en forma U invertida entre las emisiones de CO<sub>2</sub>, el producto interno bruto y el parque automotor en Colombia entre 1921 y 2010. Tal como se ilustra en la gráfica siguiente, el punto de inflexión se ubica en torno a los U\$ 5.506 per cápita de 2004:

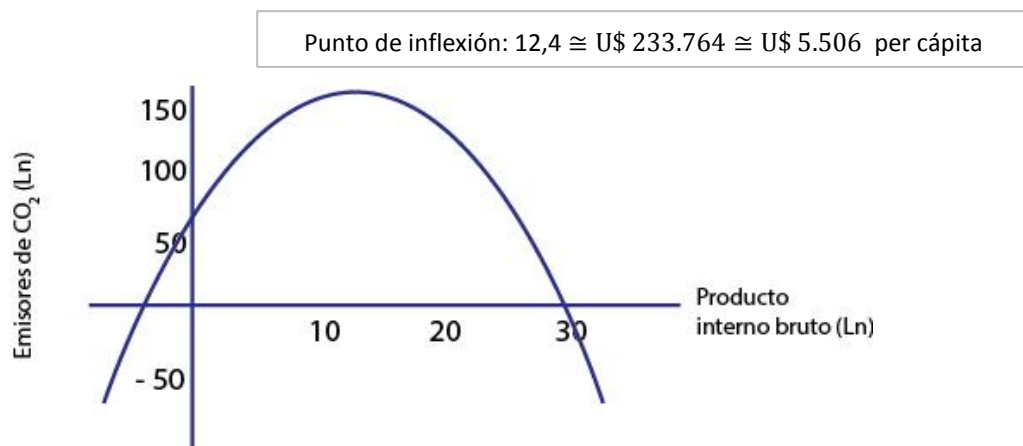


Ilustración 10. Relación de CKA para las emisiones de CO<sub>2</sub> a largo plazo.

El segundo modelo ratifica las conclusiones del primero, en cuanto a la existencia en Colombia de una relación directa en forma de U invertida entre las emisiones de CO<sub>2</sub>, el ingreso per cápita y el parque automotor. Considerando el periodo entre 1960 y 2010, el modelo encuentra como punto de inflexión un valor cercano a los U\$ 2.525 per cápita de 2000.

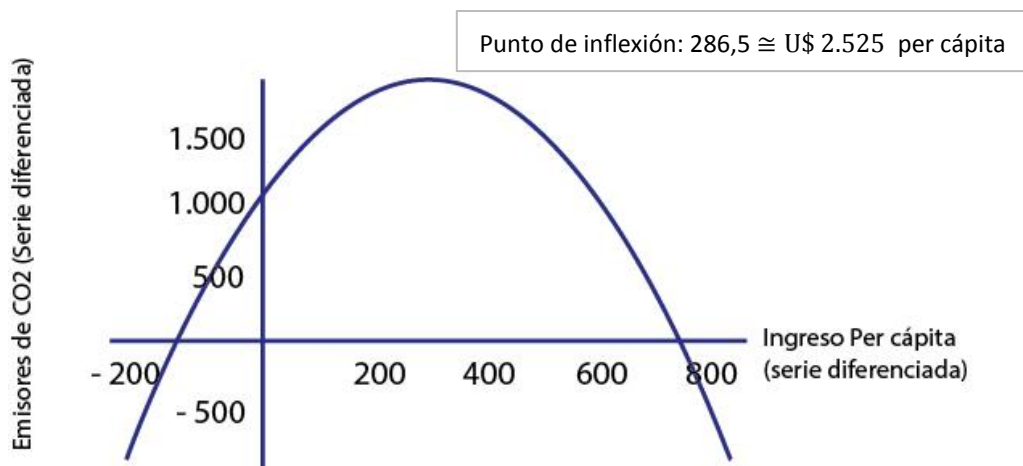


Ilustración 11. Relación de CKA para las emisiones de CO<sub>2</sub>.

El segundo modelo agrega, en todo caso, mayor información. En particular, comprueba que entre 1960 y 2010 existió en Colombia una relación inversa entre las emisiones de CO<sub>2</sub> y la participación del comercio exterior en el PIB. La Constitución Política de 1991 activó tanto una política aperturista como una política de regulación ambiental cada vez más restrictiva.

Centrado en el comportamiento en Colombia del PM10 entre 1990 y 2010, el tercer modelo no permite, finalmente, comprobar la hipótesis de una relación de tipo CKA entre las emisiones de esta naturaleza y el ingreso per cápita.

El modelo corrobora, en cambio, para el PM10 y casi los últimos veinte años lo anunciado por el segundo modelo para el CO<sub>2</sub> y casi los últimos 50: la existencia de una relación inversa entre la emisión de estos contaminantes y la participación del sector exterior en el PIB. En efecto, el modelo evidencia que la disminución de las emisiones de PM10 entre 1990 y 2010



se relacionó en Colombia con la participación de la actividad comercial internacional en el PIB, con un efecto rezagado de 4 años, y de manera incluso más dinámica que respecto a las emisiones de CO<sub>2</sub>.

El resultado de estos modelos permite extraer una primera conclusión: la importancia de variables a menudo omitidas. De hecho, para el caso de este estudio, la actividad del comercio exterior exhibe mayor importancia que el ingreso, dado el impacto mayúsculo de la reducción de la producción industrial en la disminución de las emisiones de CO<sub>2</sub> y PM10 entre 1992 y 1997.

Esto coincide con el trabajo de autores como Dasgupta et al (2004), quienes demuestran empíricamente que la combinación del ingreso per cápita con factores importantes habitualmente excluidos de la CKA ofrece un panorama mucho más amplio y útil al momento de analizar la relación entre emisiones y factores internos a nivel económico.

La segunda conclusión es más profunda. Los modelos coinciden en situar en el periodo 2000-2005 el punto de inflexión en las emisiones de CO<sub>2</sub> y PM10 en Colombia. Dada la existencia de un rezago cercano a nueve años para CO<sub>2</sub> y cuatro para PM10 en la visibilización de los resultados de la regulación ambiental, los modelos ubican un cambio estructural en materia económica y de regulación ambiental a partir del periodo 1991-1996.

Como se afirmó en el capítulo 4, esto es consistente con la evolución de la política económica y ambiental del país. En esos años, el país reformó de manera estructural ambos aspectos.

Estas reformas, en cualquier caso, no vinieron solas. Los principios de la década de 1990 no fueron cualquier momento histórico en Colombia: la reforma económica y ambiental hace parte de un proceso más vasto de

reconfiguración política del país. En 1991, Colombia aprobó, en efecto, una nueva constitución.

Su significado es decisivo para este trabajo en tres aspectos. Primero, en su marcado sesgo a favor de la protección del medio ambiente. Su máximo garante, la Corte Constitucional, no duda en calificarla como la constitución ecológica. En su sentencia C-703/2010 expuso lo siguiente: *“La Constitución de 1991 ha sido catalogada como una Constitución ecológica en razón del lugar tan trascendental que la protección del medio ambiente ocupa en el texto superior y, por consiguiente, en el ordenamiento jurídico fundado en él, siendo así que en su articulado se prevé el derecho de todas las personas a gozar de un ambiente sano y el deber del Estado de proteger la diversidad e integridad del ambiente, conservar las áreas de especial importancia ecológica y fomentar la educación para el logro de estos fines, siendo el Estado el encargado del planificar el manejo y aprovechamiento de los recursos naturales, para garantizar su desarrollo sostenible, su conservación, restauración o sustitución; y de prevenir y controlar los factores de deterioro ambiental, imponer las sanciones legales y exigir la reparación de los daños causados...”*

La Constitución es también relevante para este estudio en su apuesta por la apertura económica. Esta explica, en parte, la correlación comprobada en los modelos entre crecimiento de la participación en el PIB del comercio exterior y la reducción en las emisiones de PM10 y CO<sub>2</sub>, cuya lógica se detallado en el capítulo 4.

El hecho constitucional es finalmente decisivo en un sentido más determinante: la explicación y la justificación de la reforma en materia ambiental. En el caso colombiano, es difícil sostener que la relación entre emisiones de CO<sub>2</sub> y PM10 y crecimiento económico estuvo, entre 1960 y

2010, y 1990 y 2010, respectivamente, determinada meramente por el ingreso. La regulación ambiental que frena las emisiones tuvo un origen evidente en una apuesta de orden político, en un contexto complejo y multidimensional, en el que la economía jugó, al igual que otros muchos factores, un papel nuclear.

El trabajo evidencia, en efecto, lo propuesto por Panayotou 2003: la toma de conciencia ambiental y su expresión regulatoria pueden llegar en distinto momento, más temprano o más tarde, en regiones con similitudes en cuanto a su progreso económico.

A diferencia de lo que expone la clásica Curva de Kuznets Ambiental, el PIB per cápita no es, a fin de cuentas, el único, ni quizás el más importante determinante de la regulación ambiental. En un sentido radical, ésta depende más bien de las deliberaciones de unos actores políticos singulares situados en un aparato normativo, un contexto económico y una dotación de recursos naturales muy particulares.

## SECCIÓN 6. BIBLIOGRAFÍA

- Alviar, M., C. Granada, L. Perez, J. Muñoz, y D. Restrepo. (2006). "La curva ambiental de Kuznets: Un análisis de su validez mediante raíces unitarias y cointegración", Universidad de Antioquia, Mayo.
- Banco Mundial (1992). Informe sobre el desarrollo mundial 1992: desarrollo y medio ambiente. Oxford University Press. Primera Edición.
- Baumol, W. y W. Oates. (1988). "The Theory of Environmental Policy", Cambridge University Press, second edition.
- Cárdenas, S. (2011). "Estructura económica y desempleo en Colombia: Un análisis VEC", Revista Sociedad y Economía, número 20, Redalyc.
- Carson, R. (2010). "The Environmental Kuznets Curve: Seeking Empirical Regularity and Theoretical Structure", Departamento de Economía de la Universidad de California.
- Correa, F. (2004). "Crecimiento económico y medio ambiente: una revisión analítica de la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets", Semestre económico vol. 7, Universidad de Antioquia.
- Cruz, D. (2009). "Aproximación de una curva de Kuznets ambiental para Colombia", Universidad de los Andes.
- Dasgupta, S., K. Hamilton, K. Pandey y D. Wheeler. (2004). "Air Pollution During Growth: Accounting for Governance and Vulnerability", World Bank paper 3383, Agosto.
- Dasgupta. S., B Laplant, H Wang, y D Wheeler. (2002). "Confronting the environmental Kuznets curve", Journal of Economic Perspectives.
- De Bruyn. S. (2000), "Economic Growth and the Environment: An Empirical Analysis, The Netherlands", Kluwver Academic Publishers.
- Egli, H. (2005). "The Environmental Kuznets Curve: Theory and Evidence", Zurich University.
- Fogel, R. (2000). "Simon S. Kuznets: April 30, 1901-July 9, 1985", National Bureau of Economic Research, Working Paper 7787.
- Georgescu-Roegen. (1971). "The Entropy Law and the Economic Process", Harvard University Press.
- Gitli, E. y G. Hernández. (2002). "La existencia de la curva de Kuznets ambiental y su impacto sobre las negociaciones ambientales", Centro Internacional de Política Económica para el Desarrollo Sostenible, Septiembre.

Grossman, G. y Krueger, A. (1991). "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", National Bureau of Economic Research, Working Paper, 3914.

Jaramillo, C. et al. (2009). "Incremento del parque automotor y su influencia en la congestión de las principales ciudades colombianas". Uruguay 12do encuentro de geógrafos de América Latina

James, J. (1978). "Growth, technology and environment in less developed countries: a survey", World development, Vol. 6, Pergamon Press Ltd.

Leitão, A. (2009). "Corruption and the environmental Kuznets curve: empirical evidence for sulfur. Ecological Economics", Ecological Economics.

Mata, H. (2010). "Nociones elementales de cointegración. Enfoque de S. Johansen", Universidad de los Andes.

Meadows, D. et al. (1972). "Limits to growth", Universe Books.

Montenegro, A. (2011). "Análisis de Series de Tiempo", Editorial Pontificia Universidad Javeriana ISBN: 978-958-716-396-4 v.

Osorio, C. (2001). "Desarrollo económico vs deterioro ambiental: Revisión de la hipótesis de la curva de Kuznets ambiental", Tesis de maestría en Economía del Ambiente y de los recursos Naturales, Universidad de los Andes.

Panayotou, T. (1997). "Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool." Environmental and Development Economics.

Panayotou, T. (2003). "Economic Growth and the environment", Comisión Económica de las Naciones Unidas para Europa.

Pearce, D. y K. Turner. (1990). "Economics of Natural Resources and the Environment", London Harvester Wheatsheaf.

Roca, J. y E. Padilla. (2003). "Emisiones atmosféricas y crecimiento económico en España: la curva de Kuznets ambiental y el protocolo de Kioto (documentos)", Economía Industrial, ISSN 0422-2784, Nº 351.

Saravia, A. (2002). "La curva medio ambiental de Kuznets para América Latina y el Caribe", Documentos de reflexión académica, No. 23.

Shafik, N. y Bandyopadhyay, S. (1992). "Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence": World Bank.

Sotomayor, A. (2003). "Desarrollo urbano y contaminación", Tesis de maestría en Economía del Ambiente y de los Recursos Naturales, Universidad de los Andes.

Stern, D. (2003). "The rise and fall of the environmental Kuznets curve", Departamento de Economía, Rensselaer Polytechnic Institute.

Tarazona, M. (1999). "El cambio climático en el desarrollo económico: Revisión de la hipótesis de Kuznets", Desarrollo y Sociedad, No. 43, Marzo.

Yang, Z., R. Eckaus, A. Ellerman y H. Jacoby. (1996). "The MIT Emissions Prediction and Policy Analysis (EPPA)", Massachusetts Institute of Technology, Joint Program on the Science and Policy of Global Change, Report 6.

Zilio, M. (2008). "Emisiones de dióxido de carbono en América Latina. Un aporte al estudio del cambio climático", Economía y Sociedad, Vol. XIV, Núm. 22, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México.

## SECCIÓN 7. ANEXOS

### ANEXO 1: EL MODELO VEC

La definición del modelo VEC tiene en cuenta el nivel de retardo que asegure en los residuos el cumplimiento de los supuestos de homocedasticidad, no autocorrelación serial y normalidad multivariada para dar fe de su correcta especificación y con ello, tener certeza del número de vectores de cointegración que le entregan estabilidad en el largo plazo al sistema planteado<sup>29</sup>.

La prueba de cointegración en esencia es realizada a través del método propuesto por Johansen. Esta consiste en comprobar el rango de la matriz de coeficientes de largo plazo ( $n \times n$ ) de un modelo VAR formulado como modelo de corrección de error (VEC) bajo la siguiente forma funcional:

$$x_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i x_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

En donde  $\varepsilon_t$  es i.i.d.  $N(0, \Omega)$ .

El rango en la matriz, coincide con el número de vectores de cointegración linealmente independientes que puede existir entre los componentes del vector ( $x_t$ ).

---

<sup>29</sup>Mata, H. (2010). "Nociones elementales de cointegración. Enfoque de S. Johansen", Universidad de los Andes.

Para comprobar el rango de la matriz se realizan pruebas de Traza y Máximo eigen-valor los cuales se comparan con el valor crítico y la probabilidad propuestas por MacKinnon-Haug-Michelis en (1999)<sup>30</sup>

Al corroborar la existencia de dicha matriz su definición establece la forma funcional que sigue a continuación

$$\Pi = \alpha\beta' \quad \beta'X_{t-1} \sim I(0)$$

Donde el vector ( $\alpha$ ) recoge los coeficientes de ajuste que multiplica el desequilibrio de las variables en el corto plazo y lo transmiten a cada una de ellas en periodos subsiguientes de tal forma que los cambios en las variables dependen del desequilibrio en el periodo anterior.

El vector ( $\beta$ ) recoge los coeficientes de los vectores de cointegración que al ser multiplicado por las variables rezagadas, genera estacionariedad que asegura el equilibrio del modelo en el largo plazo<sup>31</sup>.

La matriz, se conoce también como matriz de corrección del error dado que ella corrige los desequilibrios de corto plazo que puedan existir entre las variables para que en el largo plazo, la combinación lineal dada por el vector de cointegración sea estacionaria.

---

<sup>30</sup>La verificación se realiza a través de la comprobación de la hipótesis nula de no existencia de vectores de cointegración. Por tanto el estadístico de traza y/o máximo eigen-valor, debe ser menor a los valores críticos con una probabilidad estadísticamente mayor a cero (superior a 0.05).

Contrario a esto, para rechazar la hipótesis, los estadísticos deben ser mayores a los valores críticos y la hipótesis estadísticamente igual cero (menor a 0.05).

<sup>31</sup>Cárdenas. S. (2011). "Estructura económica y desempleo en Colombia: Un análisis VEC", Revista Sociedad y Economía, número 20, Redalyc.



## ANEXO 2: PRUEBAS DE AJUSTE DEL MODELO 1

La evidencia en cuanto a las pruebas de ajuste sobre los residuos permiten concluir que está bien especificado dado que no presenta problemas de cumplimiento de supuestos.

La primera prueba es el test de causalidad de Granger con el cual se puede asegurar la existencia de cointegración entre las variables diferencias para corroborar que está realmente exista, dado que cointegración implica causalidad<sup>32</sup>. Así, a través de Eviews los resultados obtenidos son los siguientes.

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests  
Date: 03/17/13 Time: 21:07  
Sample: 1921 2010  
Included observations: 80

Dependent variable: D(LOG\_CO2)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOGVEH)	28.18739	9	0.0009
D(LOGPIB)	99.52648	9	0.0000
D(LOGPIB^2)	84.71246	9	0.0000
All	259.8877	27	0.0000

Dependent variable: D(LOGVEH)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_CO2)	42.49480	9	0.0000
D(LOGPIB)	30.50553	9	0.0004
D(LOGPIB^2)	25.56706	9	0.0024
All	85.72444	27	0.0000

Dependent variable: D(LOGPIB)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_CO2)	35.99009	9	0.0000
D(LOGVEH)	10.16032	9	0.3377
D(LOGPIB^2)	19.79372	9	0.0192
All	76.92723	27	0.0000

Dependent variable: D(LOGPIB^2)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_CO2)	24.40063	9	0.0037
D(LOGVEH)	8.693820	9	0.4660
D(LOGPIB)	15.76818	9	0.0719
All	54.24256	27	0.0014

Se concluye que existe causalidad de las variables sobre las emisiones de CO<sub>2</sub> y el parque automotor dado que la probabilidad de rechazo de la

<sup>32</sup>Montenegro, A. (2011). "Análisis de Series de Tiempo", Editorial Pontificia Universidad Javeriana ISBN: 978-958-716-396-4 v.

hipótesis nula de no causalidad es estadísticamente no significativa (menor a 0.05). Para las relaciones en donde el PIB lineal y el PIB al cuadrado son variables dependientes, se acepta dicha hipótesis dado que para al menos algún caso la probabilidad es estadísticamente significativa. Esto corrobora los resultados en cuanto a cantidad de vectores de cointegración.

La siguiente prueba es la determinación de autocorrelación serial en los residuos, la cual se muestra a continuación para 20 rezagos

VEC Residual Serial Correlation LM T...  
 Null Hypothesis: no serial correlation ...  
 Date: 03/17/13 Time: 21:28  
 Sample: 1921 2010  
 Included observations: 80

Lags	LM-Stat	Prob
1	23.81941	0.0935
2	39.03107	0.0011
3	10.32667	0.8490
4	19.76662	0.2309
5	9.835744	0.8751
6	18.68037	0.2856
7	8.980499	0.9142
8	20.18815	0.2119
9	12.31161	0.7223
10	17.55288	0.3507
11	14.86744	0.5344
12	11.89276	0.7513
13	17.90599	0.3294
14	11.29120	0.7912
15	15.00452	0.5243
16	19.09372	0.2638
17	11.74948	0.7610
18	18.77585	0.2805
19	12.98789	0.6736
20	8.212761	0.9423

Probs from chi-square with 16 df.

Se concluye que los residuos no presentan autocorrelación serial dado que la probabilidad de la hipótesis nula (no correlación serial), es estadísticamente significativa (superior a 0.05) para los rezagos evaluados.

Se evaluó la normalidad multivariada en los residuos que permite concluir a un nivel de confianza del 95% que los mismos son normales dado que la

probabilidad de la hipótesis nula (residuos multivariados son normales) es estadísticamente significativa (superior a 0.05) como se exhibe a continuación.

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal  
 Date: 03/17/13 Time: 21:34  
 Sample: 1921 2010  
 Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.379914	1.924458	1	0.1654
2	-0.337521	1.518936	1	0.2178
3	-0.149005	0.296033	1	0.5864
4	-0.037814	0.019066	1	0.8902
Joint		3.758492	4	0.4397

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.214163	0.152886	1	0.6958
2	3.128239	0.054817	1	0.8149
3	4.116992	4.158904	1	0.0414
4	2.993712	0.000132	1	0.9908
Joint		4.366740	4	0.3586

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.077344	2	0.3539
2	1.573753	2	0.4553
3	4.454937	2	0.1078
4	0.019197	2	0.9904
Joint	8.125232	8	0.4213

Por último se evaluaron los posibles problemas de heterocedasticidad en el modelo presentando el siguiente resultado.

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 03/17/13 Time: 21:35

Sample: 1921 2010

Included observations: 80

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
761.0448	740	0.2880			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(74,5)	Prob.	Chi-sq(74)	Prob.
res1*res1	0.957649	1.527838	0.3410	76.61189	0.3948
res2*res2	0.916166	0.738402	0.7486	73.29329	0.5014
res3*res3	0.933308	0.945562	0.6092	74.66464	0.4565
res4*res4	0.933954	0.955471	0.6030	74.71632	0.4548
res2*res1	0.961735	1.698221	0.2915	76.93881	0.3847
res3*res1	0.914133	0.719322	0.7622	73.13067	0.5067
res3*res2	0.903744	0.634391	0.8227	72.29954	0.5342
res4*res1	0.914912	0.726518	0.7570	73.19292	0.5047
res4*res2	0.906185	0.652653	0.8098	72.49479	0.5278
res4*res3	0.933644	0.950689	0.6060	74.69151	0.4556

Se evidencia a un nivel de confianza del 95% que la varianza de los residuos es homocedástica ya que la probabilidad de la hipótesis nula (el modelo no presenta heterocedasticidad residual), es estadísticamente significativa (superior a 0.05).

Con respecto al ajuste que brinda el modelo es preciso indicar que su  $R^2$  es estadísticamente significativo (90%) siendo su coeficiente de determinación ajustado de 82%.

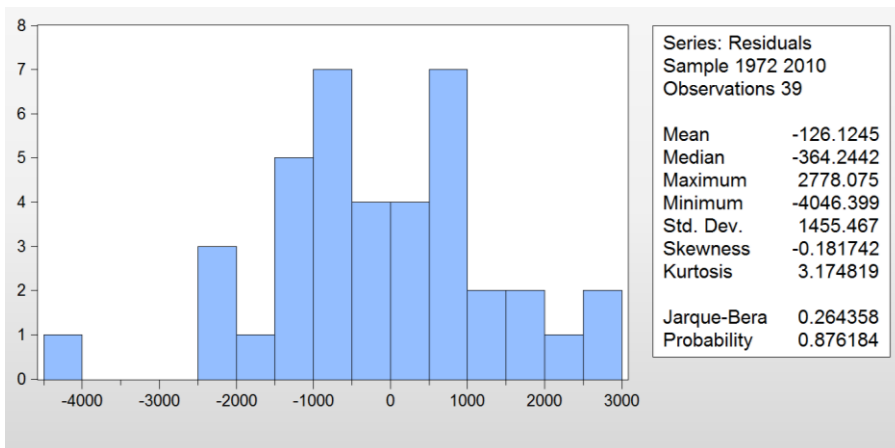
Vector Error Correction Estimates  
Date: 03/17/13 Time: 17:10  
Sample (adjusted): 1931 2010  
Included observations: 80 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOG_CO2(-1)	1.000000			
LOGVEH(-1)	-0.105249 (0.04583) [-2.29652]			
LOGPIB(-1)	-14.34055 (1.31528) [-10.9030]			
LOGPIB(-1)^2	0.589148 (0.05430) [ 10.8505]			
C	70.25767			
Error Correction:	D(LOG_CO2)	D(LOGVEH)	D(LOGPIB)	D(LOGPIB^2)
CointEq1	-0.362307 (0.11304) [-3.20500]	0.325211 (0.43240) [ 0.75210]	0.012332 (0.01528) [ 0.80727]	0.128385 (0.36162) [ 0.35503]
R-squared	0.904569	0.758873	0.707751	0.652011
Adj. R-squared	0.820498	0.546452	0.450294	0.345449
Sum sq. resids	0.770916	11.27939	0.014078	7.888809
S.E. equation	0.135481	0.518225	0.018308	0.433392
F-statistic	10.75965	3.572492	2.749003	2.126848
Log likelihood	72.17300	-35.15310	232.2926	-20.85183
Akaike AIC	-0.854325	1.828827	-4.857316	1.471296
Schwarz SC	0.277138	2.960290	-3.725853	2.602758
Mean dependent	0.058839	0.092445	0.040003	0.877228
S.D. dependent	0.319775	0.769496	0.024693	0.535685
Determinant resid covariance (dof adj.)	7.77E-10			
Determinant resid covariance	5.90E-11			
Log likelihood	488.0490			
Akaike information criterion	-8.301225			
Schwarz criterion	-3.656273			

## ANEXO 3: PRUEBAS DE AJUSTE DEL MODELO 2

### Prueba de normalidad en los residuos

Al evaluar el estadístico Jarque Bera es posible concluir con un 95% de confianza que los residuos presentan normalidad para el modelo estimado.



### Test de auto correlación serial

El test de autocorrelación serial muestra que los residuos son independientes a un nivel de confianza del 95%.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.365239	Prob. F(2,30)	0.1112
Obs*R-squared	5.052382	Prob. Chi-Square(2)	0.0800

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/04/13 Time: 14:32

Sample: 1972 2010

Included observations: 39

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DCO2(-4)	-0.024047	0.095069	-0.252941	0.8020
DCOMERCIO(-9)	-30.79260	138.9688	-0.221579	0.8261
DPIBPERCAPITA(-11)	0.221991	2.007530	0.110579	0.9127
DPIBPERCAPITA(-7)^2	0.000257	0.002917	0.088086	0.9304
DVEHICULOS	-0.003161	0.015162	-0.208464	0.8363
C	-153.9509	460.6535	-0.334201	0.7406
MA(9)	-0.041979	0.057558	-0.729341	0.4714
RESID(-1)	-0.286892	0.180270	-1.591457	0.1220
RESID(-2)	-0.242915	0.196181	-1.238221	0.2252

R-squared	0.129548	Mean dependent var	-126.1245
Adjusted R-squared	-0.102572	S.D. dependent var	1455.467
S.E. of regression	1528.290	Akaike info criterion	17.70086
Sum squared resid	70070130	Schwarz criterion	18.08476
Log likelihood	-336.1668	Hannan-Quinn criter.	17.83860
F-statistic	0.558108	Durbin-Watson stat	1.993297
Prob(F-statistic)	0.803081		

Esto se puede evidenciar también a través del correlograma de residuos al cuadrado en donde las probabilidades de autocorrelación no son significativas al 95% de confianza.

Date: 04/04/13 Time: 14:34

Sample: 1972 2010

Included observations: 39

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.174	0.174	1.2735	
		2	-0.128	-0.163	1.9771	0.160
		3	0.033	0.092	2.0254	0.363
		4	0.120	0.078	2.6817	0.443
		5	0.075	0.055	2.9485	0.566
		6	0.069	0.075	3.1774	0.673
		7	-0.067	-0.095	3.4006	0.757
		8	-0.023	0.015	3.4270	0.843
		9	-0.104	-0.158	4.0085	0.856
		10	-0.186	-0.163	5.9063	0.749
		11	-0.049	-0.013	6.0421	0.812
		12	-0.054	-0.095	6.2151	0.859
		13	-0.120	-0.051	7.1066	0.850
		14	-0.118	-0.070	7.9934	0.844
		15	-0.002	0.061	7.9936	0.890
		16	0.097	0.119	8.6496	0.895

## Test de heterocedasticidad

Los resultados para la prueba de heterocedasticidad muestran a un nivel de confianza del 95% que los residuos del modelo mantienen una varianza constante en el tiempo.

### Heteroskedasticity Test: White

---

---

F-statistic	0.391535	Prob. F(35,3)	0.9289
Obs*R-squared	31.99558	Prob. Chi-Square(35)	0.6139
Scaled explained SS	24.07054	Prob. Chi-Square(35)	0.9180

---

---

### Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/04/13 Time: 14:42

Sample: 1972 2010

Included observations: 39

---

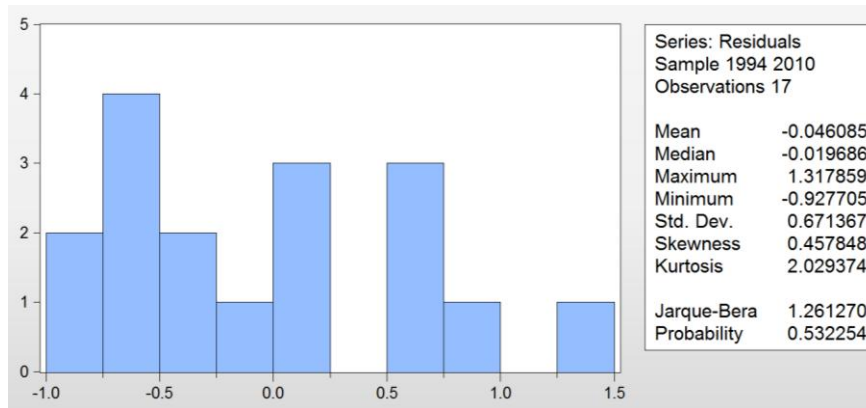
---



## ANEXO 4: PRUEBAS DE AJUSTE DEL MODELO 3.

### Prueba de normalidad en los residuos

Al evaluar el estadístico Jarque Bera es posible concluir que los residuos presentan normalidad para el modelo estimado.



### Test de autocorrelación serial

A través del correlograma de los residuos al cuadrado es posible evidenciar que los residuos son independientes.

Date: 10/03/13 Time: 14:52  
 Sample: 1994 2010  
 Included observations: 17  
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.205	0.205	0.8447	
		2 -0.160	-0.210	1.3942	0.238
		3 -0.147	-0.070	1.8916	0.388
		4 -0.059	-0.045	1.9783	0.577
		5 -0.109	-0.138	2.3005	0.681
		6 0.004	0.033	2.3010	0.806
		7 -0.066	-0.142	2.4432	0.875
		8 -0.127	-0.123	3.0212	0.883
		9 -0.214	-0.234	4.8624	0.772
		10 -0.174	-0.222	6.2605	0.714
		11 -0.012	-0.105	6.2687	0.792
		12 0.258	0.103	10.556	0.481

## Test de heterocedasticidad

Los resultados para la prueba de heterocedasticidad muestran claramente que los residuos mantienen una varianza constante en el tiempo.

### Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	4.897208	Prob. F(10,6)	0.0324
Obs*R-squared	15.14451	Prob. Chi-Square(10)	0.1269
Scaled explained SS	4.032536	Prob. Chi-Square(10)	0.9459

### Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/03/13 Time: 14:55

Sample: 1994 2010

Included observations: 17

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	318.6359	280.5530	1.135742	0.2994
GRADF_01	-0.025300	1.319906	-0.019168	0.9853
GRADF_01^2	0.004997	0.006789	0.735992	0.4895
GRADF_01*GRADF_02	0.005844	0.002062	2.833579	0.0298
GRADF_01*GRADF_03	-0.447570	0.403534	-1.109126	0.3098
GRADF_01*GRADF_04	-0.000304	0.001706	-0.178304	0.8644
GRADF_02	-1.181731	0.678616	-1.741385	0.1323
GRADF_02^2	-0.013064	0.009538	-1.369663	0.2198
GRADF_02*GRADF_03	0.512341	0.449144	1.140707	0.2975
GRADF_03	42.69128	32.74168	1.303882	0.2401
GRADF_04	-0.325886	0.286655	-1.136859	0.2990
R-squared	0.890854	Mean dependent var		0.426344
Adjusted R-squared	0.708943	S.D. dependent var		0.419379
S.E. of regression	0.226253	Akaike info criterion		0.118342
Sum squared resid	0.307144	Schwarz criterion		0.657480
Log likelihood	9.994090	Hannan-Quinn criter.		0.171934
F-statistic	4.897208	Durbin-Watson stat		2.704072
Prob(F-statistic)	0.032444			