



UNIVERSIDAD NACIONAL DEL SUR

TESIS DE DOCTOR EN ECONOMÍA

LA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL:
EVIDENCIA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

MARIANA I. ZILIO

BAHIA BLANCA

ARGENTINA

2010

PREFACIO

Esta Tesis se presenta como parte de los requisitos para optar al grado Académico de Doctor en Economía, de la *Universidad Nacional del Sur* y no ha sido presentada previamente para la obtención de otro título en esta Universidad u otra. La misma contiene los resultados obtenidos en investigaciones llevadas a cabo en el ámbito del Departamento de *Economía* durante el período comprendido entre el *6 de Septiembre de 2006 y el 16 de Noviembre de 2010*, bajo la dirección del *Doctor Carlos Dabus*.

Mariana Inés Zilio

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL SUR

Secretaría General de Posgrado y Educación Continua

La presente tesis ha sido aprobada el. /./ ,
mereciendo la calificación de..... (.....)

INDICE

<i>I. Introducción</i>	1
<i>II. La relación entre degradación ambiental y crecimiento económico</i>	4
Capítulo 1: Formulación de la Curva de Kuznets Ambiental (CKA)	9
1.1 Fundamentos teóricos	12
1.1.1. La elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental	13
1.1.2. Efectos escala, composición y tecnología	14
1.1.3. Efectos del comercio	17
1.1.4. Los acuerdos internacionales	19
1.2. Factores diferenciales en economías en desarrollo	28
1.2.1. La CKA y la desigualdad en la distribución del ingreso	22
1.2.2. La relevancia del marco institucional	25
1.2.3. Los efectos de los compromisos internacionales	28
Capítulo 2: Evidencia empírica de la CKA	33
2.1. La contrastación de la hipótesis	34
2.1.1. Evidencia general	34
2.1.2. Debilidades del análisis y evidencia contraria a la curva	40
2.1.3. Difusión de técnicas no paramétricas	46
2.2. El dióxido de carbono y la Curva de Kuznets de Carbono	48
2.3. Contrastación de la CKA en países en desarrollo	54
<i>Consideraciones finales</i>	58
<i>III. La Curva de Kuznets de Carbono en América Latina: evidencia empírica</i>	61
Capítulo 3: Bases del análisis econométrico	61
3.1. Los datos	62
3.1.1. Estadística descriptiva por país	63

3.1.2. Estadística descriptiva de panel	68
3.2. Características estructurales de los países de la muestra	71
3.3. América Latina y el Caribe ante el cambio climático	75
ANEXO	83
Capítulo 4: Emisiones de Carbono y producto: un análisis de cointegración	86
4.1. Análisis de raíz unitaria	92
4.1.1. Tests individuales de raíz unitaria	92
4.1.2. Tests de raíz unitaria en panel	94
4.2. Tests de cointegración y determinación de la relación de largo plazo	98
4.2.1. Análisis de cointegración individual	99
4.2.2. Análisis de cointegración en panel	105
4.3. Conclusiones del capítulo	109
ANEXO	111
Capítulo 5: Análisis no paramétrico	147
5.1. Estimaciones kernel por país	148
5.2. Estimación kernel para América Latina	162
5.3. Conclusiones del capítulo	166
<i>Consideraciones finales</i>	168
IV. <i>Conclusiones</i>	172
V. <i>Referencias</i>	178

A Felipe

AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, por el financiamiento de mis estudios de doctorado.

Al Departamento de Economía de la Universidad Nacional del Sur, por brindar el espacio físico, institucional y humano necesario para desarrollar mi actividad académica durante estos años.

A mi director, Dr. Carlos Dabus, por su colaboración a lo largo de todo este proceso.

A la Organización Latinoamericana de Energía (OLADE) por facilitarme el acceso a la base de datos del Sistema de Información Económica y Energética (SIEE), insumo fundamental para llevar adelante este trabajo.

A Marcelo Casas, Valentina Viego y Ma. Ángeles Caraballo Pou, por sus valiosos aportes econométricos, y a Germán Ivorra, por el invaluable soporte informático.

A mis padres, por el esfuerzo y el trabajo de tantos años.

A mis amigos de la vida y a mi familia, y en especial a Marina, Mara, Mary y Vero, por su incondicional apoyo académico y personal durante todos los días de los últimos años.

A todos los que de una u otra manera colaboraron en la realización de este trabajo, y muy especialmente a las dos razones de mi vida, Fernando y Solana.

RESUMEN

La Curva de Kuznets Ambiental (CKA) ha sido probablemente el t3pico m3s analizado en la econom3a ambiental en los 3ltimos veinte a3os. Puntualmente, la hip3tesis sostiene que entre el producto y cualquier medida de contaminaci3n plausible de ser utilizada como indicador de degradaci3n ambiental se verifica en el largo plazo una relaci3n funcional con forma de U invertida. Esto significa que el deterioro ambiental es una funci3n creciente del nivel de actividad econ3mica hasta un determinado nivel cr3tico de renta o *turning point* a partir del cual mayores niveles de renta se asocian a niveles progresivamente mayores de calidad ambiental. En t3rminos de pol3tica, la aceptaci3n de la CKA implica que el crecimiento del producto ocasiona *per se* la disminuci3n de la degradaci3n ambiental a partir de determinado umbral, por lo que pierde relevancia la implementaci3n de medidas para alcanzar mejoras en la calidad ambiental.

En los 3ltimos a3os, el estudio del calentamiento global, generado por el exceso de emisiones de gases de efecto invernadero, ha motivado un mayor inter3s en el estudio de sus determinantes. Por este motivo, gran parte de la literatura sobre CKA se ha centrado en la contrastaci3n de la hip3tesis entre el producto y las emisiones -o concentraciones- de dichos contaminantes, particularmente di3xido de carbono, dando origen a la Curva de Kuznets de Carbono (CKC).

En este contexto, el objetivo de este trabajo de investigaci3n es analizar la validez emp3rica de la hip3tesis de la CKA para el caso del di3xido de carbono, para una muestra de pa3ses de la regi3n de Am3rica Latina y el Caribe durante el per3odo 1970-2008. Luego de exponer en la secci3n II los argumentos que sostienen la idea de la CKA y las particularidades a las que la contrastaci3n de la hip3tesis se enfrenta en las econom3as en desarrollo, la secci3n III presenta el an3lisis econom3trico propuesto a esos fines. En t3rminos generales, los resultados obtenidos no avalan la presencia de una relaci3n estable de largo plazo entre las emisiones de di3xido de carbono y el producto que se ajusten a los postulados de la CKC ni a nivel individual ni a nivel panel. No obstante esto, del an3lisis no param3trico surge que en tres de los pa3ses de mayor desarrollo relativo de la regi3n, el sendero de emisiones parece ajustarse a la CKC, por lo que ciertos factores estructurales asociados al grado de desarrollo podr3an alentar

disminuciones en las emisiones una vez superado determinado nivel de ingreso. Sin embargo, resulta altamente improbable que en la mayor parte de los países de la región, el crecimiento económico por sí solo sea lo suficientemente rápido o equitativo para atenuar los impactos negativos derivados del cambio climático en el mediano plazo. En este contexto, y dado el elevado grado de vulnerabilidad en que se encuentran los países de América Latina y el Caribe ante el avance de este fenómeno, se torna imperiosa la necesidad de diseñar políticas climáticas que modifiquen los modos de producción y consumo hacia formas más sustentables.

ABSTRACT

Environmental Kuznets Curve (EKC) has probably been the most discussed topic in applied environmental economics during the last twenty years. This hypothesis states the existence of an inverted U-shaped relationship between economic growth and environmental degradation, which implies that environmental damage increases with economic activity up to a turning point, after which income increases are associated to higher environmental quality. In terms of policy, the acceptance of the EKC implies that economic growth leads to decrease environmental degradation at certain threshold, so it loses relevance implementing measures to achieve improvements in environmental quality. In recent years, the study of global warming generated by the greenhouse gas emissions excess, has led to an increased interest in the study of their determinants. For this reason, much of the literature on EKC has focused on his validation between product and emissions - or concentration - of these contaminants, particularly carbon dioxide, giving rise to the Carbon Kuznets Curve (CKC). In this context, the objective of this research work is to analyze the empirical validity of EKC hypothesis in the case of the carbon dioxide, for a sample of countries in the region of Latin America and the Caribbean during the 1970-2008 period. After exposing the arguments supporting the idea of the EKC and the particular characteristics that such hypothesis faces in case of developing countries in section II, section III presents the econometric analysis proposed for these purposes. In general terms, results do not guarantee the presence of a long-term stable relationship between the emissions of carbon dioxide and the product conforming to the EKC postulates neither individually nor to level panel. However, nonparametric analysis shows that three of the countries with a greater relative development of the region, exhibit an emissions path that seems to fit to EKC. Thus, certain structural factors associated with the degree of development could encourage reductions in emissions once exceeded certain income level. However, it is highly unlikely that economic growth alone is fast enough or equitable to mitigate the negative impacts of

climate change in the medium term in most part of the region. In this context, and given the high degree of vulnerability of Latin America and the Caribbean to climate change impact, it becomes a necessity the design of climate policies in order to modify both production and consumption patterns to make them more sustainable.

I. INTRODUCCIÓN

El estudio de la relación entre el crecimiento económico y las cuestiones medioambientales encuentra sus primeros esbozos en las obras de la Escuela Fisiocrática de mediados del siglo XVIII, que promovía el incremento de la producción de las *riquezas renacientes* –recursos renovables– sin deteriorar los *bienes de fondo* –y el consumo de stocks– dando así origen al concepto de renta o producto neto. Sin embargo, los primeros desarrollos formales en la literatura surgieron durante el siglo XX. En principio, la ciencia económica se limitó a incorporar la dimensión ambiental en sus análisis de efectos externos, tratando la degradación ambiental como una externalidad negativa del proceso productivo, dando lugar a los primeros ensayos de política económica correctiva, en los que el marco institucional adquiere particular relevancia en la resolución de la problemática ambiental (Pigou, 1929; Coase, 1960).

A partir de la década del 80, el éxito de los procesos de desarrollo comenzó a dejar de evaluarse en términos estrictamente cuantitativos, dando origen al nuevo paradigma del desarrollo sustentable, definido como aquel que satisface las necesidades de las generaciones presentes sin comprometer la capacidad de las futuras generaciones de satisfacer sus propias necesidades (Brundtland Report, WCED, 1987). De esta definición se desprende que el crecimiento sostenible es considerado un proceso de cambio continuo, en el cual el uso de los recursos, la orientación de la tecnología y los cambios institucionales concuerdan con el potencial actual y futuro de las necesidades humanas.

En la literatura económica, las primeras advertencias sobre los efectos nocivos del crecimiento sobre el entorno ambiental se encuentran en varios trabajos, entre los que se destacan los *Límites al Crecimiento* de Meadows, Meadows, Randers y Berens (1972) y *La ley de la entropía y el proceso económico* de Georgescu-Roegen (1971). Dichos autores sostenían que la creciente extracción de recursos naturales, la acumulación de residuos y la concentración de contaminantes generados en la actividad económica, tanto de producción como de consumo, saturan la capacidad de carga de la biosfera y deterioran la

calidad ambiental, disminuyendo el bienestar más allá del consecuente incremento en el ingreso. La completa aceptación de esta idea, llevaría a sostener que la degradación de la base natural pone en riesgo la actividad económica misma, por lo que la única vía para conservar el medio ambiente y poner a la actividad económica a salvo de sí misma sería detener el crecimiento, llevando adelante una transición hacia una economía mundial de estado estacionario (Panayotou, 2003).

Pese a que las ideas de Meadows et al. (1972) y Georgescu-Roegen (1971) no perduraron en desarrollos posteriores, resultan relevantes por haber abierto el camino a la incorporación de las restricciones ambientales al estudio del crecimiento económico. Bajo el supuesto de que existe una relación directa entre las emisiones contaminantes y la pérdida de bienestar social, Baumol y Oates (1975) proponen un profundo análisis sobre la relación entre actividad económica y calidad ambiental desde un enfoque de efectos externos, a partir del cual derivan su teorema de minimización de costos. Según este último, para alcanzar cualquier vector dado de producción, con un determinado nivel de calidad ambiental, la utilización de impuestos –o subsidios, según corresponda- para ajustar las cantidades producidas por el mercado a las socialmente óptimas, permitirá producir dicho vector al mínimo costo social posible. Baumol y Oates (1975) presentan asimismo uno de los primeros modelos de fijación óptima de precios para recursos agotables, distinguiendo los casos de agotamiento puro, regeneración autónoma del recurso y extracción a costes crecientes. Por otro lado, Stiglitz (1974), Solow (1974) y Dasgupta y Heal (1974) iniciaron una amplia línea de modelización del crecimiento económico óptimo con recursos naturales agotables de acuerdo al criterio de maximización del valor presente, aplicando cierta regla intergeneracional y mostrando la posibilidad de sostener en el tiempo pautas de consumo per capita. En este sentido, una de las soluciones más elaboradas para formalizar la condición de sostenibilidad es la propuesta por Chichilnisky (1996). La solución o senda sostenible que se deriva de la optimización dinámica en dicho modelo converge con el resultado de la llamada “regla de oro verde” definida por Heal (1993), que permite el nivel de consumo más elevado posible en forma indefinida, dadas algunas restricciones ambientales (Chichilnisky, Heal y Beltratti, 1995).

A partir de entonces, la teoría económica ha avanzado extensamente en el tratamiento de la sustentabilidad y en su formalización. En la década del 90, la mayor disponibilidad de datos sobre emisiones de contaminantes alentó a numerosos autores a analizar empíricamente la relación entre crecimiento económico y degradación ambiental. Los trabajos de Grossman y Krueger (1991), Shafik y Bandyopadhyay (1992), Panayotou (1993) y Selden y Song (1994) entre otros, evidencian que dicha relación no es fija a lo largo del sendero de crecimiento de cada economía y puede adoptar una forma funcional particular, cambiando el signo de su pendiente de positivo a negativo a determinado nivel de riqueza crítico a partir del cual los individuos perciben el deterioro ambiental y en consecuencia demandan mejoras en tal sentido.

En un análisis sobre los posibles efectos ambientales del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (NAFTA), Grossman y Krueger (1991) reportaron por primera vez dicha relación funcional entre algunos contaminantes específicos (puntualmente, humo y dióxido de azufre) e ingreso per capita. Sin embargo, fue Panayotou (1993) el primero en denominar Curva de Kuznets Ambiental (CKA) a dicha relación en forma de U invertida entre degradación ambiental y crecimiento económico, por su similitud con la curva que Kuznets (1955) estableciera entre desigualdad en el ingreso y crecimiento económico.

En términos generales, la hipótesis plantea una relación de largo plazo entre el crecimiento económico y la degradación ambiental. Puntualmente, la CKA sostiene que entre el producto y cualquier medida de contaminación plausible de ser utilizada como indicador de degradación ambiental se verifica una relación funcional con forma de U invertida, lo que significa que el deterioro ambiental es una función creciente del nivel de actividad económica hasta un determinado nivel crítico de renta o *turning point* a partir del cual mayores niveles de renta se asocian a niveles progresivamente mayores de calidad ambiental. Los motivos que explican la pendiente de la curva son varios, e incluyen, entre otros, consideraciones acerca de la demanda de bienes y servicios ambientales, las transformaciones en las estructuras de las economías hacia sistemas más intensivos en el sector servicios, los efectos del comercio entre naciones y los acuerdos de cooperación ambiental celebrados a nivel internacional.

El crecimiento que este tópico ha adquirido en los últimos años ha generado un vasto cuerpo de literatura específica que aborda los fundamentos teóricos y la validez empírica de la CKA. Además, dado que la hipótesis puede ser planteada para cualquier tipo de contaminante o factor que repercuta negativamente sobre las condiciones ambientales, los estudios para verificar su validez han proliferado en numerosas áreas de la economía ambiental.

En términos de política, la asunción de que la CKA es un fenómeno inequívocamente cierto implica que el crecimiento del producto ocasiona *per se* la disminución de la degradación ambiental a partir de determinado umbral, por lo que pierde relevancia la implementación de medidas para alcanzar mayores estándares de calidad ambiental. Esto significa que, lejos de alentar la implementación de políticas tendientes a mejorar la situación ambiental en los países en desarrollo, surge de la hipótesis la conveniencia de esperar y crecer para lograrlo.

No obstante esto, varios de los argumentos que sirven de sustento teórico a la hipótesis no resultan mayormente operativos en las circunstancias económicas, sociales e institucionales propias de países en desarrollo. En particular, la desigualdad en la distribución del ingreso debilita uno de los principales argumentos que sostienen la idea de la CKA, toda vez que afecta en forma directa la demanda de calidad ambiental y condiciona la percepción que los individuos tienen de la problemática ambiental. Por otro lado, un marco institucional donde la regulación ambiental es muy laxa o incluso no existe, no genera en los individuos incentivos para corregir conductas y modos de producción que afectan negativamente la calidad ambiental, e incluso puede favorecer el desarrollo de procesos productivos contaminantes no permitidos en países con estándares de calidad más elevados.

Tal vez en razón de esto, y probablemente debido a la escasez o ausencia de mediciones confiables sobre indicadores ambientales, la literatura empírica ha avanzado en escasa medida en el análisis de la CKA para países en desarrollo. En efecto, en términos generales, los trabajos que han contrastado empíricamente la validez de la hipótesis, lo han hecho para muestras compuestas exclusivamente, o en su mayor parte, por países desarrollados (Grossman y Krueger, 1995; Shafik y Bandyopadhyay, 1992; Selden y Song, 1994; Holtz-Eakin y Selden, 1995;

Ekins, 1997; Bengochea-Morancho, Higon-Tamarit y Martínez-Zarzoso, 2001, entre muchos otros), mientras que sólo una menor proporción ha buscado la contrastación de la CKA para países en desarrollo exclusivamente (Bhattarai y Hammig, 2001; Bulte y Van Soest, 2001; Martínez-Zarzoso y Bengochea-Morancho, 2003; Song, Zheng and Tong, 2008; Narayan y Narayan, 2009; Poudel, Paudel y Bhattarai, 2009). Sin embargo, y pese a la menor atención que han recibido las economías menos desarrolladas en el tratamiento de la hipótesis, es claro que su estudio adquiere mayor relevancia en este tipo de economías, que sufren mayormente los efectos de la degradación ambiental y carecen de recursos e infraestructura para alterar sus estilos de vida y modos de producción hacia formas más sustentables.

En las últimas décadas, el fenómeno del calentamiento global, definido como todo cambio persistente en el estado del clima debido tanto a la variabilidad natural como a la actividad humana y generado por el exceso de emisiones de gases de efecto invernadero (GEI) (Panel Intergubernamental contra el Cambio Climático (IPCC), 2007), ha motivado un mayor interés en el estudio de sus determinantes. Existe consenso general en que la acción del hombre ha sido decisiva para elevar por encima de los niveles habituales la presencia de estos gases en la troposfera, elevando la temperatura media de la tierra. El resultado más inmediato y visible de este calentamiento ha sido la sucesión de fenómenos climáticos que, traducidos en alteraciones en los patrones climáticos y desastres naturales, han generado –y aún generan- innumerables pérdidas humanas y económicas.

Por este motivo, en los últimos años gran parte de la literatura sobre CKA se ha centrado en la contrastación de la hipótesis entre el producto o ingreso per capita y las emisiones -o concentraciones- de aquellos contaminantes que generan el fenómeno del cambio climático. Entre éstos, el dióxido de carbono (CO₂) tiene un papel preponderante, -no sólo por su elevada participación en el total de emisiones de GEI, sino porque se origina en un gran número de actividades de producción y consumo- dando origen a un caso particular de la CKA, conocido en la literatura como Curva de Kuznets de Carbono (CKC).

Dado que el impacto del cambio climático es notablemente dispar en atención al grado de desarrollo alcanzado, presentando los países en desarrollo

un grado de vulnerabilidad marcadamente mayor¹, el análisis de la CKC puede tener importantes implicancias de política ambiental en este tipo de economías. Si la evidencia empírica respaldara la existencia de una CKC, las políticas tendientes a elevar el nivel de actividad económica contribuirían al mismo tiempo a atenuar los efectos del cambio climático, toda vez que permiten que las economías se acerquen al *turning point* a partir del cual la relación entre producto y emisiones de CO₂ se vuelve virtuosa. Si en caso contrario, no existe evidencia sobre la verificación empírica de la CKC, se vuelve imperiosa la necesidad de buscar, a futuro, nuevos determinantes que resulten significativos para explicar la evolución de las emisiones de CO₂, con el objetivo de servir de guía a la política ambiental de mitigación y adaptación al cambio climático².

En este contexto, el presente estudio tiene por finalidad examinar los fundamentos de la CKC y determinar su validez empírica para el caso puntual de América Latina y el Caribe, bajo la hipótesis de que los países de la región no guardan una relación estable de largo plazo entre las emisiones de CO₂ y el producto que se ajuste a los postulados de la CKC. Dado que el propósito es analizar la relación estructural que vincula ambas series, se plantea la estimación de la formulación más sencilla de la hipótesis, no incluyéndose variables adicionales como elementos explicativos.

La motivación principal que subyace a este objetivo, es la convicción de que la relevancia que el fenómeno del cambio climático ha adquirido en los últimos años, exige un cambio en los patrones actuales de consumo y producción hacia formas más sustentables, y requiere de la implementación de políticas de adaptación y mitigación para atenuar los efectos del calentamiento global en la región.

¹ Estimaciones del Banco Mundial indican que los países en desarrollo en conjunto soportarán entre el 75% y el 80% de los costos generados por la variación del clima, debido principalmente a que carecen de capacidad financiera y técnica para manejar el cambio climático y dependen en mayor medida de los recursos naturales que se ven afectados por este fenómeno (Banco Mundial, 2010).

² Entendiendo por adaptación a los ajustes en sistemas humanos o naturales como respuesta a estímulos climáticos proyectados o reales, o sus efectos, que pueden moderar el daño o aprovechar sus aspectos beneficiosos; y por mitigación a la intervención antropogénica para reducir las fuentes o mejorar los sumideros de gases de efecto invernadero (IPCC, 2007).

Planteado así el objetivo, la estructura propuesta es la siguiente. Luego de la introducción, la Sección II, conformada por dos capítulos, aborda la relación entre degradación ambiental y crecimiento económico, desarrollando una amplia revisión de la literatura específica sobre CKA. El capítulo 1 está dedicado a reunir los principales argumentos que sirven de sustento teórico a la hipótesis de la CKA, así como las principales críticas al planteo. A las explicaciones tradicionales, entre las que se cuentan la elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental, los efectos escala, tecnología y de composición, los efectos del comercio internacional y características del marco regulatorio, se suman otros determinantes relacionados más estrechamente con cuestiones inherentes a la distribución del ingreso que adquieren particular relevancia en el caso de economías en desarrollo. El capítulo 2, por su parte, contiene la revisión de la literatura sobre la contrastación empírica de la CKA en primer término, y en segundo lugar de la CKC en particular. Por último, se propone la exploración de la literatura empírica que involucra la estimación de ambas curvas para países en desarrollo exclusivamente. En los tres casos, el análisis expone los principales resultados hallados por estudios previos y una revisión de las herramientas econométricas empleadas para abordar el tema en la literatura.

La sección III contiene la validación empírica de la hipótesis de la CKC para una muestra compuesta por veintitrés países de América Latina y el Caribe. El capítulo 3 presenta los datos a emplear en el análisis econométrico, analiza la composición de la muestra a nivel individual y de panel, y expone la relevancia del cambio climático en la región, sus impactos previstos y costos asociados estimados. A este análisis descriptivo le siguen dos capítulos en los que se analiza la validez de la hipótesis para cada uno de los países de la muestra y para cuatro paneles balanceados conformados por la totalidad de la muestra, dos submuestras definidas según el nivel de ingreso y una muestra corregida por *outliers*.

En atención al amplio desarrollo que ha tenido en los últimos años el estudio de las propiedades temporales de las series involucradas en la estimación de la CKA, el Capítulo 4 presenta un amplio análisis de cointegración con el objetivo de determinar la existencia de una relación de largo plazo entre emisiones de CO₂ y producto, ambas en términos per capita. Con este objetivo, y en pos de que los resultados obtenidos sean lo más robustos posible, se aplica

una selección de pruebas de detección de raíz unitaria y cointegración, para estimar luego las ecuaciones de cointegración en caso de que se verifique su existencia. A nivel individual, los resultados de la aplicación de la metodología de Johansen avalan la presencia de una relación de cointegración estable en el largo plazo sólo en el caso de dos de los veintitrés países de la muestra. Por su parte, las pruebas de cointegración disponibles para panel, entre las que se incluyen los test de Pedroni, Westerlund y Fisher-Johansen, no ofrecen evidencia concluyente sobre la existencia de una relación estable de largo plazo para las series bajo estudio en ninguno de los paneles propuestos.

Alternativamente, el Capítulo 5 propone un enfoque no paramétrico para analizar la validez de la CKC en América Latina y el Caribe. El análisis avanza en la estimación kernel de polinomios suavizados para cada país y para los cuatro paneles propuestos, con el objetivo de delinear una relación entre emisiones de CO₂ y producto. Los resultados de las estimaciones kernel de Naradaya Watson parecen respaldar la hipótesis de la CKC sólo en el caso de tres de los países con mayor desarrollo relativo en la región. En el análisis agregado, mientras que el polinomio suavizado para el panel completo parece indicar una relación exponencial entre ambas series, los sub-paneles de ingresos medios bajos e ingresos medios altos parecen ajustarse más a los postulados de la CKC, sugiriendo en lugar de un descenso, una cierta estabilización de las emisiones a determinado nivel de ingreso.

De este modo, y en función de los resultados obtenidos en los dos capítulos precedentes, se concluye acerca de la validez de la hipótesis de la CKC en América Latina y el Caribe a nivel individual y a nivel panel, determinando así sus posibles implicancias en términos de política contra el cambio climático. A la luz de los resultados hallados, se reinterpretan algunos de los argumentos que sostienen la hipótesis de la CKC, con especial énfasis en las cuestiones estructurales propias de países en desarrollo, y se proponen nuevas alternativas para explicar el sendero de emisiones en América Latina y el Caribe.

Finalmente, la Sección IV presenta las conclusiones generales y esboza las principales líneas de investigación que, derivadas del presente trabajo, quedan pendientes para ulteriores investigaciones sobre la relación entre emisiones de

CO₂ y producto con el fin último de contribuir a la elaboración de política de mitigación y adaptación al cambio climático en la región.

II. LA RELACIÓN ENTRE DEGRADACIÓN AMBIENTAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

Capítulo 1

FORMULACIÓN DE LA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL

Desde principios de la década de 90, y a partir de una serie de trabajos pioneros en el tema, entre los que se destacan Grossman y Krueger (1991), Shafik y Bandyopadhyay (1992) y Panayotou (1993), la discusión acerca de la relación entre crecimiento económico y medio ambiente se ha centrado en el análisis de la hipótesis conocida como Curva de Kuznets Ambiental (CKA), así llamada por su similitud con la relación que Kuznets (1955) estableciera entre crecimiento económico y desigualdad en la distribución del ingreso.

La CKA sostiene que entre el crecimiento económico y la degradación ambiental existe una relación funcional con forma de U invertida, lo que significa que el deterioro ambiental es una función creciente del nivel de actividad económica hasta un determinado nivel crítico de renta o *turning point* a partir del cual mayores niveles de renta se asocian a niveles progresivamente mayores de calidad ambiental.

Dado esto, la pendiente en forma de U invertida que propone la hipótesis contiene dos mensajes con fuertes implicancias de política. El primero, esbozado claramente por Galeotti, Lanza y Pauli (2006), es que el producto bruto interno es al mismo tiempo la causa y la cura del problema ambiental. La hipótesis plantea que la degradación ambiental es un costo necesario para sostener el proceso de crecimiento en sus etapas más tempranas, pero una vez superado determinado nivel crítico sucesivos aumentos de producto redundan en mejoras en la calidad ambiental. El segundo mensaje es que si bien el crecimiento económico precede a la degradación ambiental en las etapas tempranas del proceso, al final la mejor –y

probablemente la única- manera de alcanzar un entorno ambiental adecuado en la mayoría de los países es que éstos se vuelvan ricos (Beckerman, 1992).

Ambas afirmaciones pueden sin embargo ser fuertemente cuestionadas. La primera, porque descansa sobre el supuesto de que todo daño ambiental es plausible de ser revertido, y resulta evidente que gran parte del mismo se encuentra sujeto a un elevado grado de irreversibilidad³. La segunda porque tiene graves implicancias para los países en desarrollo. En primer lugar, porque supone implícitamente que el crecimiento económico traerá consigo la transferencia tecnológica necesaria para alcanzar mayores niveles de calidad ambiental, dando por sentado que los únicos obstáculos que enfrenta dicha transferencia son de carácter temporal⁴. En segundo lugar, porque aquellos países sumidos en una situación de trampa de pobreza⁵, en la medida en que no sean capaces de superarla y alcanzar el punto de transición, no serán capaces de revertir la tendencia creciente en la relación entre degradación ambiental y crecimiento económico. De esta manera, la trampa de pobreza conllevará inexorablemente una trampa ambiental que persistirá en el tiempo (Zilio, 2007). La situación es aún más crítica si se considera que, aún superando la trampa de pobreza a través de un *big push* que posicione a la economía sobre el sendero de un equilibrio estable a un nivel de renta mayor, es probable que la escasa capacidad institucional y los obstáculos a los que se enfrentan estos países en materia de transferencia tecnológica, no permitan superar de modo automático la trampa ambiental. En otras palabras, aún en los casos en que la trampa de pobreza fuera eventualmente superada, los países en desarrollo podrían quedar permanentemente sumidos en una situación caracterizada por condiciones medioambientales adversas.

³ Esto es particularmente claro en los casos de alteraciones significativas o desaparición de ecosistemas, extinción de especies y pérdida de biodiversidad.

⁴ Este supuesto resulta altamente restrictivo, ya que es evidente que el derrame de tecnologías limpias desde los países innovadores hacia los menos desarrollados no es en ningún caso automático, y enfrenta dificultades no sólo técnicas sino también institucionales y socio-culturales.

⁵ Por trampa de pobreza se entiende todo equilibrio estable a bajo nivel de renta, generado por no convexidades en la función de producción y sostenido en el tiempo por diversos factores, entre los que se cuentan la debilidad institucional, el escaso nivel de capital y en la mayor parte de los casos, un elevado crecimiento poblacional. Para una revisión sobre trampas de pobreza, ver Azariadis (1996), Bowles, Durlauf y Hoff (2004) y Azariadis y Stachurski (2005).

Pese a que en los países en desarrollo la actividad económica ejerce una mayor presión sobre los recursos naturales⁶, la distinción entre éstos y los países más avanzados pierde relevancia en el marco de la CKA, si se considera que el cambio climático y, por tanto, las emisiones de CO₂, son problemas reconocidos como globales en la literatura económica (Schelling, 1992). Dado que las emisiones contaminantes de países desarrollados y en desarrollo se acumulan en la misma -y única- troposfera, lo relevante no sería que algunos países superen el umbral crítico de la CKA sino que dicho umbral se supere a nivel global. Lejos de desalentar las mejoras de eficiencia energética en los países desarrollados, esta conclusión pretende destacar la importancia de que, para mitigar los efectos del calentamiento global, los avances en materia de tecnologías de reducción de emisiones se derramen hacia las economías menos desarrolladas⁷. La cuestión clave en este punto radica en el reconocimiento de que, si bien el fortalecimiento de la regulación ambiental en países desarrollados ha logrado grandes avances en la minimización de los efectos negativos sobre la calidad ambiental dentro de sus fronteras, los mismos han relocalizado sus industrias más contaminantes en países en desarrollo. De esta manera, a las condiciones adversas inherentes a prácticas no sustentables de producción y consumo en estos últimos, se suma la actividad contaminante que se desarrolla en ellos en virtud de sus bajos –o incluso inexistentes– estándares de calidad ambiental.

Con relación al respaldo teórico de la hipótesis de la CKA, los motivos esgrimidos para explicar el cambio de pendiente a partir del punto de transición son múltiples⁸, e incluyen, entre otros, consideraciones respecto a la elasticidad ingreso y demás características de la demanda de calidad ambiental (Selden y Song, 1994; Beckerman, 1992), las transformaciones de las estructuras productivas y diversos efectos del proceso de crecimiento económico sobre el

⁶ A la presión habitual de la actividad humana sobre los recursos se suman otros impactos relacionados con el comercio internacional. En muchos de estos países el deterioro de los términos de intercambio puede traducirse en la necesidad de exportar mayores cantidades físicas de recursos, fomentando la sobreexplotación de recursos renovables y la sobre-extracción de recursos no renovables en condiciones ambientales adversas –principalmente debidas al inadecuado tratamiento de residuos– (Gligo, 2006).

⁷ Una posible alternativa para favorecer dicho *spillover* hacia los países en desarrollo radica en la correcta implementación de los Mecanismos de Desarrollo Limpio creados por el Protocolo de Kioto.

⁸ Para un claro resumen sobre los principales argumentos que sostienen la hipótesis de la CKA ver Borghesi (1999), Dasgupta et al. (2002) y Dinda (2004).

medio ambiente (Grossman y Krueger, 1991) y el comercio internacional (Arrow et al. 1995; Stern et al., 1996; Dasgupta et al., 2001). A continuación se desarrollan uno a uno estos argumentos, que sirven de sustento teórico a la relación planteada en la hipótesis de la CKA.

Dado que el objetivo de este trabajo es avanzar en la contrastación empírica de la relación planteada en la CKA para un conjunto de países de América Latina y el Caribe, el estudio del planteo formal de la hipótesis de la CKA queda fuera de su alcance. No obstante esto, no pueden dejarse de mencionar brevemente algunos ejemplos de modelización de la hipótesis. Entre ellos, Chimeli y Braden (2002) presentan un modelo de crecimiento neoclásico que explica la trayectoria del crecimiento económico y la calidad ambiental a partir de la escasez relativa de capital. Los autores encuentran, en primer lugar, que la calidad ambiental decrece a tasa creciente en las etapas más tempranas del desarrollo de una economía –donde el gasto en protección ambiental es prácticamente nulo– pero comienza a crecer cuando la acumulación de capital deja de ser una condición necesaria para sostener el proceso del crecimiento económico. Una vez alcanzada la tasa óptima de capital, más recursos son destinados a la protección ambiental y por ende la calidad del medio ambiente comienza a elevarse a costa de una reducción en el crecimiento económico, por lo que los resultados del modelo se ajustan perfectamente a los postulados de la CKA.

Por su parte, y empleando el marco de análisis de la teoría del crecimiento endógeno, Xepapadeas (2003) analiza formalmente el vínculo entre crecimiento y medio ambiente, encontrando que la incorporación de las cuestiones ambientales a dichos modelos permite concluir, en primer lugar, que el crecimiento no será óptimo en la medida en que no se tomen medidas de reducción de la contaminación y la tasa de emisiones se mantenga constante. En segundo lugar, que dadas determinadas preferencias y tecnología, es posible mantener un crecimiento económico a una tasa constante y exógena si la economía es capaz de determinar su nivel de contaminación óptimo a partir de un modelo de optimización dinámica a la Ramsey. Y en tercer lugar, que si la economía destina recursos a la reducción de contaminación y desarrollo de tecnologías limpias, la relación crecimiento-medio ambiente dependerá directamente de la productividad del sector que lleve adelante dichas actividades. Estos resultados implican que,

en términos generales, crecimiento sostenido y protección ambiental pueden ser objetivos compatibles bajo ciertas condiciones, pero esto depende crucialmente de que los recursos destinados a prevención de la contaminación y capital intelectual sean eficientemente asignados. Dado que el mercado no resulta un perfecto asignador de recursos en presencia de externalidades, Xepapadeas (2003) deriva como necesaria la regulación de los mercados privados para alcanzar dicha compatibilidad. En este sentido, la extrema debilidad o ausencia de regulación ambiental en gran parte de los países en desarrollo constituye un claro obstáculo para que se verifique la relación entre medio ambiente y crecimiento planteada en la CKA.

En concordancia con el marco teórico propuesto por Xepapadeas (2003), Dinda (2005) presenta un modelo de crecimiento endógeno en el cual cada economía cerrada debe asignar determinada porción de su dotación de capital a la producción de bienes, y determinada porción a las actividades de reducción de la contaminación. Cuando la inversión en este tipo de actividades muta de insuficiente a suficiente, se genera el cambio necesario para que la relación entre medio ambiente y crecimiento económico cambie de pendiente y comience a elevarse la calidad ambiental. Esto se da, no obstante, sólo para un subconjunto de soluciones sub-óptimas a lo largo de la trayectoria que conduce a la economía a un estado estacionario.

Por su parte, y con especiales implicancias para el caso de economías en desarrollo, Brock y Taylor (2004) presentan cuatro modelos teóricos que permiten incorporar las restricciones ambientales a la dinámica del crecimiento económico. Un modelo de crecimiento a la Solow, un modelo que sigue los lineamientos de Stokey (1998), un modelo de fuentes y sumideros que relaciona el precio y el uso de la energía con el nivel de contaminación, y finalmente un modelo que adopta la regla de tecnología de contaminación nula en el largo plazo, del cual se deriva una hipótesis de convergencia o *catch-up*⁹. Según esta última, los países de menores ingresos exhiben un mayor nivel de degradación ambiental hasta que la regulación permite elevar la calidad ambiental y alcanzar la convergencia con los países de mayores ingresos. No obstante esto, para cualquier stock de capital (e

⁹ Asimismo, el modelo vincula características propias de cada país con su respectivo perfil de ingreso y contaminación a características propias de cada contaminante, como permanencia, toxicidad y desutilidad instantánea.

ingreso per capita) dado, un país inicialmente pobre disfruta de una calidad ambiental menor que un país inicialmente rico. Si ambos países parten de un medio ambiente limpio, la calidad del mismo diverge en primera instancia y converge en el largo plazo. Esta divergencia surge porque el costo de oportunidad de la reducción de la contaminación es mucho mayor en los países con menor stock de capital. Un mayor precio de sombra del capital reduce el consumo, estimulando la inversión y la rápida industrialización en los países de menores ingresos, generando una mayor presión sobre el medio ambiente. En los países ricos, en cambio, el costo de oportunidad del capital es menor, por lo que prima el consumo sobre la inversión, la industrialización es más lenta y por ende el medio ambiente dispone de más tiempo para asimilar el proceso de crecimiento. De este modo, las diferencias absolutas de calidad ambiental que presentan ambos tipos de economías en una primera instancia desaparecen con el correr del tiempo.

En términos generales, de los cuatro modelos propuestos por Brock y Taylor (2004) puede concluirse que, en primer lugar, no es estrictamente necesario recurrir a diferencias de política económica, fuentes de crecimiento diferenciales u otros factores estructurales para explicar en términos teóricos la presencia de la CKA. En segundo término, que los esfuerzos para reducir el daño ambiental afecta negativamente las tasas de crecimiento de una economía, fundamentalmente en aquellos casos en los que el crecimiento poblacional es significativo. Finalmente, que el efecto de las actividades de reducción de la contaminación sobre la sustentabilidad del crecimiento depende crucialmente de los supuestos que sobre ellas se hagan (rendimientos a escala, forma funcional, etc.).

En este punto, debe mencionarse que si bien la hipótesis de la CKA ha sido generalmente abordada desde una perspectiva macroeconómica, algunos desarrollos han estudiado este tópico desde una perspectiva micro, presentando análisis no solo teóricos sino también empíricos, que plantean la curva como un fenómeno basado en decisiones de agentes individuales (Kahn, 1998; Pfaff, Chaudhuri y Nye, 2004 a y b; Bravo y Marelli, 2007; entre otros). Por los motivos ya expuestos, la profundización de dichos desarrollos formales queda asimismo fuera del alcance de este trabajo, por lo que retomando la línea propuesta, el primer apartado del presente capítulo analiza los motivos que, en términos

generales, explicarían la pendiente en forma de U invertida que postula la hipótesis. El segundo apartado enumera y describe ciertas particularidades de los países en desarrollo que podrían afectar la relación entre degradación ambiental y producto, dificultando la verificación de la CKA en ese tipo de economías.

1.1. FUNDAMENTOS TEÓRICOS

1.1.1. La elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental

Como señalan Shafik et. al (1992), el hecho de que los recursos naturales - y demás bienes y servicios ambientales- funcionen al mismo tiempo como bien de consumo e insumo productivo, determina que sus patrones de consumo en diferentes etapas del proceso productivo dependan, dada una dotación inicial, de sus respectivas elasticidades de demanda y oferta. Por este motivo, la elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental ha sido, y continúa siendo, uno de las principales y más sencillas explicaciones de la pendiente de la CKA.

El argumento se basa en la idea de que los sectores más pobres de la sociedad no demandarán mejoras ambientales en la medida que no cubran otras necesidades básicas, como nutrición, educación o asistencia sanitaria. Sin embargo, es natural pensar que una vez que los individuos han alcanzado un determinado nivel de vida, otorgarán mayor valor a los bienes y servicios ambientales, elevando su disposición a pagar por ellos en una proporción mayor al crecimiento del ingreso (Roca, 2003). Más aún, según Dinda (2004), las sociedades más opulentas no sólo demandarán medidas para alcanzar un medio ambiente más limpio y saludable, sino que simultáneamente presionarán a tomar medidas de protección y regulaciones ambientales más estrictas. Esto se debe, en primer término, a que la cuestión ambiental sólo se convierte en prioritaria una vez satisfechas las necesidades básicas de educación y salud; en segundo lugar, a que las sociedades más ricas poseen mayor capacidad técnica para el monitoreo y hacen uso de un mayor nivel de *enforcement*; y tercero, porque cuanto mayor es el grado de desarrollo de una economía, mayor es su nivel de educación y por ende mayor la demanda de cumplimiento de la regulación (Dasgupta et al., 2002).

Por otro lado, la baja disposición a pagar por bienes y servicios ambientales también afecta claramente la competitividad de los países de menores ingresos. En términos de Porter y van der Linde (1995), en estos casos no sólo las prácticas basadas en la sobreexplotación de recursos están ampliamente difundidas y socialmente aceptadas, sino que se renuncia a la posibilidad de regular la actividad para controlar el daño ambiental por considerarse demasiado costosa. De este modo, para los países en esta situación no es posible mejorar su posición de competitividad en términos de estándares ambientales, y por ende esta no constituye una vía para superar su situación de pobreza permanente. En otras palabras, para lograr un crecimiento basado en la competitividad deben necesariamente volverse más “verdes”, pero son demasiado pobres para serlo.

No obstante esta ausencia de regulación formal, las sociedades con normativas ambientales débiles o inexistentes, pueden también contar con un sistema de acuerdos implícitos que penalice a los contaminadores a nivel local. Pargal y Wheeler (1996) sostienen que las comunidades pueden ofrecer a los contaminadores sus recursos ambientales disponibles y, en función del daño ambiental ocasionado, estipular para ellos un precio -o algún tipo de penalidad económica- que es función creciente de la degradación causada. Este sistema conduciría a los agentes a una situación de equilibrio en la que los costos de negociación y la información son factores determinantes. En cierto modo, Pargal y Wheeler (1996) sugieren que este tipo de *regulación informal* basado en las condiciones de oferta y demanda de los bienes ambientales puede cumplir la función de moderador de daño ambiental en los casos en los que no existe un cuerpo de regulación formal vigente.

Por los motivos expuestos, la elasticidad de la demanda de calidad ambiental es la explicación más difundida, sencilla e intuitiva de la pendiente de la CKA. Sin embargo, si a medida que las sociedades alcanzan determinado nivel de desarrollo, elevan la disposición a pagar por bienes y servicios ambientales en una proporción mayor al crecimiento del ingreso, se está suponiendo que la elasticidad de demanda de calidad ambiental es mayor a la unidad. El argumento entonces descansa sobre el supuesto de que los bienes ambientales deben ser clasificados como bienes de lujo, y por ende las cuestiones distributivas, como se

verá en un apartado posterior, juegan un rol preponderante en su validez para sostener la hipótesis de la CKA. Sumado a esto, debe remarcar que la hipótesis de que un mayor nivel de renta eleva la disposición a pagar por bienes y servicios ambientales no ha sido probada en forma concluyente. Ekins (2000) afirma que los sectores más pobres, principalmente en el sector rural, a menudo dependen más directamente del medio ambiente y sus recursos, y por ende son más vulnerables a su degradación. En estos casos, los individuos no necesitan volverse ricos para demandar mejoras ambientales, y el nivel de ingreso afectaría su capacidad de pago, pero no su disposición a pagar. Por otro lado, si bien es cierto que un mayor nivel de ingreso puede generar una mayor demanda de bienes y servicios ambientales, también supone un aumento en la capacidad de consumo, que puede traducirse en una mayor presión sobre los recursos, impactando negativamente sobre las condiciones ambientales.

1.1.2. Efectos escala, composición y tecnología

Otro conjunto importante de explicaciones para la pendiente de la CKA está conformado por los efectos *escala*, *composición* y *tecnología* esbozados por Grossman y Krueger (1991) en su trabajo sobre los efectos del NAFTA sobre el medio ambiente. El primero de ellos se da simplemente porque mayor actividad económica genera más residuos, mayor volumen de emisiones contaminantes y por ende mayor daño ambiental. Así definido, el efecto *escala* puede interpretarse como el deterioro en la calidad ambiental necesario para sostener el crecimiento del producto.

En forma simultánea, a medida que la producción crece y la economía se desplaza de una fase a otra dentro del proceso de desarrollo, se genera un cambio en la estructura productiva. El proceso de industrialización alcanza un punto máximo, y en estadios superiores de desarrollo, el crecimiento de la actividad trae aparejado un cambio hacia una economía basada en el sector servicios, claramente menos contaminante que la actividad industrial. Este efecto, llamado de *composición*, viene dado por cambios en la estructura productiva misma de una economía y genera mejoras en la calidad ambiental a medida que el producto sigue elevándose más allá del mencionado punto crítico.

El tercer efecto definido por Grossman y Krueger (1991) es también positivo para el medio ambiente y, al igual que el anterior, explicaría la pendiente negativa de la CKA a partir del *turning point*. El efecto *tecnología* implica, en primer término, que una nación más rica tiene mayor capacidad para invertir recursos en actividades de investigación y desarrollo con vistas a la innovación y el desarrollo de tecnologías limpias. Por lo tanto, a mayores niveles de ingreso per capita, mayor será la calidad ambiental obtenida a través de la implementación de mejoras tecnológicas. En segundo lugar, el avance tecnológico permite aumentar la capacidad de sustitución de insumos altamente contaminantes por otros menos agresivos para el medio ambiente. Por último, se presume que el proceso de industrialización más tardío de las economías menos desarrolladas tendrá un menor impacto sobre el entorno ambiental que el ejercido por los países desarrollados, porque los primeros podrán aprender de los segundos y adoptar patrones de crecimiento basados en tecnologías y procesos menos contaminantes.

El pensamiento generalizado de que el desarrollo económico y la calidad ambiental son metas contradictorias refleja únicamente el efecto *escala* (Stern, 2004). Sin embargo, es posible que el mismo sea contrarrestado por los efectos composición y tecnología una vez superados los primeros estadios del crecimiento (Vukina et al., 1999). En términos de Grossman y Krueger (1991), la relación entre crecimiento económico y degradación ambiental en los países en desarrollo será inambiguamente positiva hasta tanto no se verifiquen efectos composición y tecnología. Una vez que esto suceda, el efecto final del crecimiento sobre el medio ambiente dependerá del juego de los tres efectos analizados, y la superación del *turning point* se dará sólo cuando los efectos composición y tecnología superen definitivamente al efecto escala y logren de este modo revertir el signo de la pendiente.

Dado esto, resulta evidente que los efectos composición y tecnología comienzan a operar únicamente cuando la economía alcanza determinado grado de desarrollo, mientras que el efecto escala se verifica aún en los más bajos niveles de ingreso. Por este motivo, este argumento de la CKA es más cuestionable en el contexto de los países menos desarrollados. En estos casos, mientras el efecto escala se da de modo automático, los dos efectos responsables

de cambiar el signo de la pendiente de la curva son difíciles de verificar. Si bien la hipótesis prevé que estos países se encuentren en el tramo ascendente de la curva -esto es, en niveles de ingreso muy inferiores a los potenciales *turning points*-, no hay razones para suponer que el crecimiento del ingreso garantice *per se* la aparición de los efectos composición y tecnología necesarios para que se revierta la pendiente de la curva.

Esto es así porque, en primer término, el efecto composición implica la transición de una economía netamente industrial a una basada en el sector servicios. Rothman (1998) encuentra que este cambio estructural parece verificarse en los países desarrollados tanto en los análisis de corte transversal como en los estudios de panel, y que el proceso es replicable en otras economías. Sin embargo, son muchos los países de medios y bajos ingresos que presentan una elevada participación del sector servicios en su producción, principalmente aquellas economías basadas en la actividad turística. En este sentido, la mayor participación del sector servicios puede ser un indicador de subdesarrollo o bien de un proceso de desarrollo no basado en la industrialización. En estos casos, la primacía del sector servicios puede no implicar una economía menos contaminante, ya que algunas actividades del sector pueden generar tanta o más presión ambiental (directa o indirecta) que otras integradas en el sector industrial, por ejemplo el transporte aéreo y el turismo masivo (Roca et al, 2001).

En segundo lugar, en estos países gran cantidad de recursos se destina a la prestación de servicios sanitarios y educativos básicos, programas de asistencia social e incluso pago por servicios de deuda y otros compromisos contraídos con organismos financieros internacionales, por lo que la inversión en ciencia, tecnología e investigación y desarrollo no alcanza valores significativos. Es de esperar entonces que en dichos países, caracterizados por la importación de tecnología con cierto grado de obsolescencia y no por el desarrollo de la innovación, el efecto tecnología no sólo no se genere de modo automático, sino que en caso de verificarse lo haga con una considerable demora.

Por estos motivos, si la relación entre crecimiento y degradación ambiental funcionara sólo en base a los efectos propuestos por Grossman y Krueger (1991), es esperable que la CKA no se verifique en los países en desarrollo. En efecto, en estas economías, el claro y persistente predominio del efecto escala sobre los

efectos composición y tecnología no permitiría cambiar el signo de la relación entre crecimiento económico y degradación ambiental, por lo que, en base a este único argumento, la posibilidad de verificar la hipótesis de la CKA se vuelve si no inviable, muy lejana en el tiempo.

1.1.3. Efectos del comercio

El comercio internacional es otra vía habitual para explicar la pendiente de la CKA (Arrow et al. 1995; Stern et al., 1996; Dasgupta et al., 2001). En primera instancia, la expansión del comercio tiende a incrementar el tamaño de la economía y por ende el daño ambiental a través del efecto escala. Sin embargo, su efecto sobre la calidad ambiental es ambiguo, debido a que nuevamente tiene lugar un juego de fuerzas entre los tres efectos definidos por Grossman y Krueger (1991) combinados ahora con la posibilidad de “exportar” e “importar” daño ambiental incorporado en los flujos comerciales. En este sentido, el comercio internacional puede actuar como un vehículo a través del cual los efectos medioambientales adversos generados por actividades contaminación-intensivas disminuyen en un país al tiempo que se elevan en otro. De esta manera, la apertura económica puede generar un marcado incremento de actividades altamente contaminantes en los países menos desarrollados, lo que tiende a profundizar la trampa de pobreza en la que muchos de ellos se encuentran.

La pendiente de la CKA puede así ser un resultado de la especialización internacional: a medida que los controles y la regulación ambiental se refuerzan en los países desarrollados, en los países en desarrollo proliferan las industrias contaminación-intensivas. Se produce así un claro desplazamiento de las fuentes contaminantes, pero a nivel global el problema ambiental persiste. De esta manera, la apertura y la liberalización del comercio se transforman en una vía de escape a la estricta normativa ambiental a que están sujetos los países más ricos, pudiendo llegar a constituir ventajas comparativas de los países en desarrollo, con cambios permanentes en los patrones de comercio (Dinda, 2004).

Esta hipótesis, conocida como *Haven Pollution Hypothesis* (HPH) o Hipótesis del Paraíso de Contaminadores, hace referencia a la relocalización de las industrias más contaminantes en aquellos países con regulación ambiental

más débil, y su cumplimiento pone en riesgo el papel que la elasticidad ingreso de la calidad ambiental puede desempeñar para torcer la pendiente de la CKA.

En efecto, el ingreso de los países en desarrollo puede elevarse gracias al desarrollo del comercio internacional, dando origen a una demanda de bienes y servicios ambientales hasta entonces inexistente. Pero si las barreras al comercio son muy bajas y la regulación no lo suficientemente estricta, las consecuencias sobre el medio ambiente serán adversas, ya que las actividades más contaminantes se desplazarán hacia estos países para evadir los estrictos controles ambientales de sus países de origen. Esto significa que el efecto positivo del aumento en la renta, con su consecuente aumento en la demanda de bienes ambientales, no conducirá en forma directa al punto de transición. En su lugar, se producirá una puja entre este efecto y el que resulte en virtud del mencionado desplazamiento de industrias contaminación-intensivas.

Los efectos que genera el comercio -vía HPH y cambio estructural- en los argumentos que sostienen la CKA fueron estudiados en profundidad por Cole (2004), quien sostiene que si bien la participación de la producción industrial en el total del producto mantiene generalmente una relación positiva con la polución, para analizar la posibilidad de que se verifique la HPH es necesario analizar si la elasticidad ingreso de la demanda de bienes manufacturados, y particularmente bienes contaminación-intensivos, cae a medida que el ingreso se eleva. Si eso no ocurre, entonces las disminuciones en el ratio PBI industrial/PBI sólo reflejarían un desplazamiento de la demanda desde los países desarrollados hacia los países en desarrollo. Cole (2004) encuentra evidencia de que la elasticidad disminuye efectivamente a medida que aumenta el ingreso únicamente en el caso de las industrias básicas pero no en el sector industrial a nivel agregado.

En el caso particular de América Latina, Jenkins (2003) demostró que la apertura comercial ha fomentado la especialización en industrias altamente contaminantes en los casos de la Argentina y Brasil. Sin embargo, en el caso de México, el fortalecimiento de la normativa ambiental ha fomentado una especialización en industrias menos contaminantes y ha logrado reducciones en la contaminación a nivel local.

Por otro lado, y dado que en los países en desarrollo la inversión extranjera directa es el principal canal de transferencia tecnológica, es probable que los mismos utilicen su condición de *pollution haven* como ventaja comparativa a la hora de atraer fondos del exterior. De esta manera, el mantenimiento de bajos estándares ambientales y la debilidad o vacío regulatorio en la materia podría no ser una falla sino parte de una estrategia para facilitar la transferencia de tecnologías con alto grado de obsolescencia en sus países de origen pero superiores a las empleadas en los países en desarrollo que las reciben. En este sentido, la carencia de regulación formal en los países en desarrollo puede no deberse a la debilidad institucional, sino en parte a la necesidad de atraer flujos externos de capital para sostener su nivel de actividad. Los países desarrollados, por su parte, obligados a innovar para alcanzar los estándares exigidos en materia ambiental, ven en este tipo de inversión una alternativa para eludir una normativa ambiental mucho más estricta.

Sin perjuicio de los efectos negativos que pudiera generar, autores como Hettige, Lucas y Wheeler (1992) sostienen que el comercio internacional alienta la difusión de tecnologías limpias. Los países desarrollados se ven forzados a innovar, no sólo para ampliar los límites del crecimiento sino para mantener sus niveles de ingreso, mientras que los países en desarrollo se ven beneficiados por la innovación de manera directa a través de la transferencia tecnológica.

1.1.4. Los acuerdos internacionales

En los últimos años, es posible que la relación entre crecimiento económico y medio ambiente se haya visto afectada en cierta medida por los resultados de la puesta en vigor de diversos acuerdos internacionales que tiene por objetivo detener el cambio climático y mitigar sus efectos.

El más importante –en atención a su alcance y su carácter jurídico– es el Protocolo de Kioto, que al entrar en vigor en el mes de febrero de 2005, generó en instituciones, gobiernos y organismos internacionales una actitud más activa en vistas a la solución del problema del cambio climático. En virtud del mismo, un grupo de países desarrollados, conocidos como países del Anexo I, quedan obligados a reducir, individual o conjuntamente, sus emisiones antropogénicas de

GEI a un nivel inferior en no menos de 5% respecto de los valores de 1990, en el primer período de compromiso establecido entre los años 2008 y 2012.

En atención a la dificultad que para muchos de los países comprometidos representa el cumplimiento de las reducciones pactadas, el Protocolo estableció a su vez tres mecanismos para facilitar –y flexibilizar– el logro de los objetivos nacionales. Estos mecanismos dieron origen al Mercado de Carbono, a través de cuyos créditos las empresas son capaces de contabilizar como propias las reducciones en sus países de origen o comercializarlas en los mercados de emisiones.

El primero de los mecanismos propuestos consiste en el Comercio de Emisiones entre los países del Anexo I. Esto implica la implementación de una solución “a la Coase” por la que se transfieren las unidades de reducción de carbono entre dichos países a través de la compra de derechos de emisión - *Assigned Amount Units* (AAUs)- a aquellos países que están por debajo de sus cuotas asignadas. El segundo instrumento son los Mecanismos de Implementación Conjunta (*Joint Implementation*, de aquí en adelante JI), que implican la transferencia entre los países del Anexo I, de créditos de emisiones - *Emission Reduction Units* (ERUs)- obtenidos a partir de proyectos que generen disminuciones en la emisiones de GEI, a cambio de las cuales se acreditan unidades de reducción al país inversor. El tercer y último instrumento es el Mecanismo de Desarrollo Limpio (MDL), que involucra directamente a los países en desarrollo al permitir que proyectos de inversión llevados adelante en estos países, obtengan beneficios adicionales a partir de la venta de Certificados de Emisiones Reducidas (*Certified Emission Reduction*, CERs) otorgados a cambio de unidades de reducción de emisiones o secuestro de GEI de la atmósfera.

Dado que se trata del único de los acuerdos internacionales jurídicamente vinculante, sólo el Protocolo de Kioto puede ser analizado para estudiar el efecto potencial de este tipo de acuerdos sobre la relación entre degradación ambiental y actividad económica. En atención a los objetivos planteados y a los cambios en los modos de producción y consumo que estos mecanismos pretenden alentar, cabe indagar acerca del efecto que estos instrumentos pueden ejercer sobre la calidad ambiental y, en consecuencia, acerca de la posibilidad de que este tipo de acuerdos resulten factores determinantes de la pendiente de la CKA.

En los países del Anexo I, resulta evidente que si bien el Protocolo pone límite a las emisiones contaminantes, no puede garantizar *per se* que el mismo contribuya a elevar la calidad ambiental. En efecto, el desarrollo del Comercio de Emisiones y los mecanismos JI generarían mayormente un efecto desplazamiento, a través del comercio de AAUs o a través del traslado de las industrias más contaminantes hacia aquellos países que no alcanzan la cota máxima permitida de emisiones respectivamente y tienen estándares de calidad ambiental menos estrictos. De esta manera, podría registrarse una mejora en la calidad ambiental a nivel local, pero la misma no sería significativa si –retomando la idea de Schelling (1992)- se considera la degradación ambiental como un problema global.

En las economías en desarrollo, por su parte, la discusión acerca de la eficiencia de la implementación de MDL guarda estrecha relación con la verificación de la HPH analizada en el apartado anterior, toda vez que el traslado de industrias contaminación-intensivas de países desarrollados a países en desarrollo depende crucialmente del marco institucional y la rigidez de los estándares ambientales vigentes en estos últimos. No obstante esto, los efectos de la implementación de estos mecanismos sobre la calidad ambiental en los países en desarrollo resulta más compleja y será analizada en detalle en el próximo apartado.

Pese a que el análisis de la efectividad ambiental del Protocolo de Kioto queda fuera del alcance de este trabajo, cabe mencionar que existe una gran controversia acerca de los objetivos globales de reducción de emisiones, fijados muy por debajo del monto necesario para estabilizar las concentraciones de GEI en la atmósfera. Además, el inminente vencimiento del primer período de compromiso (2008-2012) exige intensas negociaciones para fijar nuevos objetivos de reducción de emisiones, en las que países desarrollados con elevados niveles de emisiones (principalmente Estados Unidos y Australia) y países de fuerte industrialización reciente (China, India, Brasil y México) adquieren especial protagonismo. Si el objetivo de los próximos acuerdos es reducir las emisiones lo suficiente como para estabilizar las concentraciones atmosféricas de GEI, la incorporación de países en desarrollo clasificados como grandes emisores se

vuelve estrictamente necesaria, más allá de su responsabilidad histórica en la generación del fenómeno del cambio climático.

1.2. FACTORES DIFERENCIALES EN ECONOMÍAS EN DESARROLLO

En los países en desarrollo –y como se adelantó en el apartado anterior- la posibilidad de que en los países en desarrollo la relación entre crecimiento económico y degradación ambiental se vuelva negativa a partir de determinado nivel de ingreso se ve dificultada por numerosos factores que operan de forma diferente a la verificada en países desarrollados. Para analizar el sendero de contaminación a futuro resulta fundamental considerar las interacciones entre los tres factores claves esbozados por Ehrlich y Holdren (1971) y definidos por Selden y Song (1994): la distribución del ingreso, las diferencias en los patrones de crecimiento entre naciones y el patrón de crecimiento poblacional. A continuación se esbozan las principales cuestiones a considerar al momento de analizar la validez de la hipótesis de la CKA en los países en desarrollo.

1.2.1. La CKA y la desigualdad en la distribución del ingreso

Mientras que el primer conjunto de trabajos empíricos sobre CKA ha identificado como determinantes la elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental, los efectos escala, tecnología y de composición, el comercio internacional y la regulación, entre otros, trabajos más recientes han incorporado al análisis nuevos determinantes relacionados más estrechamente con cuestiones inherentes a la distribución del ingreso. En este sentido, pese a los numerosos argumentos esgrimidos en favor de la existencia de la CKA, no hay razones de peso para suponer que la relación planteada entre renta per capita y calidad ambiental se verifique de modo automático (Bimonte, 2002), por lo que en principio no es posible afirmar que el crecimiento económico sea sustituto perfecto de la política ambiental (Arrow et al., 1995). Esto significa que a la renta per capita se suman otros factores que influyen decididamente en la calidad

ambiental y difieren ostensiblemente no sólo entre países con diferente grado de desarrollo, sino inclusive entre países con similar nivel de renta per capita.

El trabajo de Bimonte (2002) retoma en primer término la discusión sobre la elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental, afirmando que aún cuando ésta fuera relativamente alta, en aquellos países en los que se registra un elevado índice de desigualdad, la demanda de bienes inferiores sería mayor. Por otra parte, un mayor ingreso per capita tampoco garantiza *per se* mayor nivel de educación, más amplio acceso a la información y por ende mayor interés en la problemática ambiental. En otras palabras, dado que la calidad ambiental es considerada un bien de lujo (Dinda, 2004), la desigualdad en la distribución del ingreso debilita en forma directa una de las principales explicaciones del cambio de pendiente de la CKA.

Para probar esto, Bimonte (2002) analiza la hipótesis de la elasticidad del ingreso utilizando el porcentaje de áreas protegidas a nivel país como *proxy* de la calidad ambiental, por considerar que mide directamente tanto la demanda pública de bienes medioambientales como las acciones del gobierno para satisfacer dicha demanda¹⁰. Sus resultados indican que, para una muestra conformada por un grupo de países europeos, la relación entre las áreas protegidas y el ingreso per capita exhibe un patrón en forma de U, excepto en el largo plazo, donde dicha relación adopta una pendiente en forma de N debido al *efecto saturación*. Esto podría estar indicando que a medida que el desarrollo económico se acelera, disminuye la cantidad de áreas protegidas dada la competencia manifiesta de las tierras con otros sectores, al tiempo que el gasto público se desvía de la protección ambiental a la nueva infraestructura necesaria para sostener el proceso de crecimiento. Cuando el grado de desarrollo alcanzado es aún mayor, la protección y el gasto ambiental comienzan a elevarse nuevamente, ya que las preferencias sociales se reorientan de los bienes privados a los bienes públicos; y probablemente debido también a que las mejoras en términos de calidad ambiental se vuelven una condición necesaria para sostener el proceso de crecimiento.

¹⁰Dado que utiliza una variable de calidad ambiental, en lugar de una de degradación como la especificación tradicional, se espera que se verifique una curva con pendiente en forma de U y no de U invertida.

En el caso de los países en desarrollo, sin embargo, las áreas protegidas compiten permanentemente con la agricultura, la ganadería e incluso la industria. Asimismo, el gasto público que en otras economías contribuye a cambiar el signo de la pendiente de la curva a través de la política ambiental, se destina en estos países a gasto social -en vivienda, salud, educación y otras áreas prioritarias- o bien a infraestructura y otras actividades que actúan como sostén del proceso de crecimiento en sus primeros estadios.

Dado que las preferencias sociales se encuentran claramente relacionadas con la riqueza relativa, la distribución del ingreso afecta en forma directa la demanda de calidad ambiental. Por un lado, porque -como se mencionara anteriormente- una distribución más desigual eleva la demanda de bienes inferiores. Por otro lado, porque al generar deficiencias en el acceso a la información sobre el daño ambiental, puede limitar la disposición a pagar por bienes ambientales.

El grado de participación de los agentes en el proceso de crecimiento puede también alterar la pendiente de la CKA. Bimonte (2002) basa esta afirmación en dos distinciones de las externalidades establecidas por Buchanan y Stubblebine (1962). De acuerdo a la primera, una externalidad es potencialmente relevante cuando, durante el tiempo en que tiene lugar, genera en la parte contaminada el deseo de modificar el comportamiento del contaminador, mientras que es irrelevante cuando no lo genera. Por su parte, una externalidad es Pareto-relevante cuando, durante el tiempo en el que tiene lugar, puede modificarse el comportamiento de los agentes de manera que mejore la situación del contaminado sin empeorar la del contaminador. Por el contrario, si modificar dicho comportamiento resulta imposible, la externalidad se considera Pareto-irrelevante.

De ambas distinciones, sólo la segunda depende crucialmente de la distribución del ingreso, ya que la valuación de la externalidad depende claramente de la riqueza relativa de los individuos. Bimonte (2002) concluye que la distribución del ingreso, el acceso a la información y la experiencia juegan un rol fundamental no sólo en la determinación de la relevancia o irrelevancia en el sentido de Pareto, sino también en la transformación de una externalidad de irrelevante a potencialmente relevante -las preferencias dejan de ser fijas para

convertirse en adaptativas-. Textualmente “...el grado de participación en el proceso de desarrollo, más que el crecimiento por sí solo, puede ejercer cierto impacto en la pendiente de la curva, a través de la estructura de preferencias y derechos individuales” (Bimonte, 2002).

De todo este análisis se desprende que el elemento clave para explicar la demanda de mejoras ambientales –y por derivación, de política ambiental- es la distribución del ingreso y no el ingreso mismo. En este sentido, y en atención a que los países en desarrollo presentan elevados índices de desigualdad, es esperable que la distribución del ingreso afecte la demanda de bienes ambientales y sea significativo para explicar la relación entre degradación y producto. A su vez, los elevados niveles de pobreza registrados en los países en desarrollo, orientan necesariamente los fondos públicos hacia programas sociales que cubren necesidades básicas insatisfechas, desviándose del diseño de regulación y política ambiental. Nuevamente, las naciones menos favorecidas dejan en evidencia que son “demasiado pobres para ser verdes”, y por ende la agenda pública no considera prioritario el gasto en mejoramiento de la calidad ambiental.

Por otro lado, la desigualdad en la distribución del ingreso puede también afectar la relación planteada en la CKA a través de las diferencias entre las propensiones marginales a contaminar de ricos y pobres. Si dicha propensión es mayor en los estratos de menores ingresos, una mayor desigualdad entre los países aumentaría los índices de contaminación para cualquier nivel medio de renta del mundo (Alfranca Burriel, 2007). De esta manera, y dado que la redistribución favorecerá a individuos o países con mayor propensión marginal a contaminar, toda política redistributiva actuará en desmedro de la calidad ambiental. Si, en caso contrario, los sectores de menores ingresos tienen una mayor conciencia del deterioro ambiental y actúan en consecuencia (Ekins, 2000), las políticas redistributivas pueden estimular una mayor preocupación por la conservación y la sustentabilidad del proceso de crecimiento.

1.2.2. La relevancia del marco institucional

La importancia de las instituciones, no incluidas en las explicaciones tradicionales de la relación entre la actividad productiva y el medio ambiente

planteada por la CKA, ha sido abordada por numerosos autores (Panayotou, 1997; Hettige, Mani y Wheeler, 2000; Bhattarai y Hammig, 2001, entre muchos otros). Para el caso particular de la CKC, de especial interés dado el objetivo de este trabajo, Jung, la Rovere, Gaj, Shukla y Zhou (2000) sostienen la existencia de tres factores cualitativos fundamentales que ejercen marcada influencia sobre las emisiones futuras de CO₂.

El primero de ellos es el marco institucional, dentro del cual se destacan tres aspectos importantes: el grado de centralización y participación en las decisiones; la dimensión y naturaleza de los mecanismos institucionales y el grado de intervención del sector público. En la opinión de los autores, este factor cobra especial relevancia cuando se postulan objetivos de gran alcance, como el crecimiento económico o la lucha contra el cambio climático. En efecto, existe evidencia de que, en concordancia con lo expuesto por Bimonte (2002), procesos más participativos mejoran la efectividad de las intervenciones institucionales en materia ambiental.

El segundo factor está conformado por los procesos sociales y culturales, que afectan el sendero futuro de emisiones a través de numerosas vías, entre las que pueden contarse la estructura de producción y consumo, y fundamentalmente la extensión y calidad de la infraestructura social (educación, salud, investigación y desarrollo, etc.). La multiplicidad de lazos entre los aspectos sociales y culturales y la degradación ambiental resultan un obstáculo para la política ambiental, dado que se trata de los aspectos más inflexibles y difíciles de influenciar en una sociedad.

El último factor es el aprendizaje tecnológico, que si bien deriva directamente de los procesos sociales y culturales mencionados, es más flexible – y por ende modificable– que aquellos. El aprendizaje se encuentra claramente influenciado por la urbanización, la industrialización, y se realimenta tanto a través de la inversión en R&D, como a través del *learning-by-doing*. En este contexto, Jung et al. (2000) concluyen que el sistema energético y las emisiones de CO₂ se encuentran estrechamente relacionados con el cambio estructural en los países en desarrollo, que asimismo viene determinado por los tres factores mencionados.

Por otro lado, una de las ideas subyacentes detrás de la hipótesis de la CKA es la posibilidad de que se verifiquen rendimientos crecientes en la reducción de la contaminación, de manera que mejoras en la eficiencia de las técnicas de reducción de la contaminación (*abatement*) se reflejarían en menores costos. Andreoni y Levinson (2001) presentan una explicación simple a la pendiente de la CKA: la eficiencia en la reducción de la contaminación se incrementa necesariamente a medida que aumenta el nivel de reducción alcanzado. De este modo, la actividad de reducción de la contaminación está sujeta a rendimientos crecientes a escala, y esto tiene como principal implicancia que la eficiencia de la política ambiental no es una condición necesaria para mejorar el rendimiento ambiental, ya que éste llegará por sí solo una vez que comiencen a operar los rendimientos crecientes. No obstante esto, puede considerarse la posibilidad de que dichos rendimientos se deban en gran parte al marco institucional que respalda la política ambiental. En este caso, la construcción y mantenimiento de un marco sólido y relativamente estable propiciaría la consecución de los logros de reducción alcanzados, elevando también por esta vía la eficiencia de las medidas de *abatement*. Sobre este mismo punto versa el trabajo de Managi (2005), quien halla totalmente relevante la consideración de la productividad ambiental dentro del marco de la CKA, en clara concordancia con lo expuesto por Andreoni y Levinson (2001).

En base a estos argumentos, resulta evidente que la debilidad institucional, los problemas de *enforcement*, la escasez de un marco regulatorio fuerte en materia ambiental, la ausencia de política ambiental y el bajo nivel de conocimiento acerca de la problemática ambiental son sólo algunos factores que suelen observarse en economías en desarrollo y claramente obstaculizan las mejoras en materia de calidad ambiental. Las instituciones adquieren así un rol preponderante en la verificación de los efectos composición y tecnología necesarios para revertir la pendiente de la curva, no sólo a través de las políticas de promoción y apoyo a las actividades industriales y la difusión de tecnologías más limpias, sino también por medio de la educación en materia ambiental.

Si bien se espera que la demanda de bienes y servicios ambientales adquiera mayores valores a medida que aumente el nivel de ingreso, no hay certeza de que el crecimiento económico genere necesariamente un mayor grado

de concientización, por lo que los esfuerzos por difundir la problemática a través de las instituciones contribuirían también a disminuir el daño ambiental. En línea con lo expuesto por Jung et al. (2000), Bimonte (2002) sostiene que la única manera de lograr un desarrollo sustentable es a través de la participación de los agentes involucrados, en la medida en que logren desviar las preferencias de los bienes privados a los bienes públicos. Su trabajo, con grandes implicancias para las economías menos desarrolladas, concluye en contra de la idea de que sólo el crecimiento importa y no queda espacio para la política ambiental en pos de mejorar las condiciones ambientales.

Por otra parte, la posibilidad de que se verifique la *Haven Pollution Hypothesis* enunciada en 1.1.3 depende claramente de la normativa ambiental vigente en los países receptores, toda vez que estándares de calidad ambiental más bajos propiciarán el desplazamiento de industrias contaminación-intensivas desde los países que enfrentan restricciones ambientales mayores. En este sentido, resulta claro que si la degradación ambiental se reduce en los países desarrollados en virtud del efecto composición basado en el comercio internacional, lo hará a costa de la instalación de las industrias más contaminantes en los países más pobres. En estos casos, el grado de penetración de industrias multinacionales, sumado a la situación de trampa de la pobreza y a esta escasa posibilidad de reubicar actividades contaminantes en el futuro, condiciona la posibilidad de que los países en desarrollo mejoren su calidad ambiental a través de incrementos en el ingreso.

1.2.3. Los efectos de los compromisos internacionales

La relación planteada en la hipótesis de la CKA depende crucialmente – aunque no de modo taxativo- de los factores enumerados en la sección anterior y de que la interacción entre ellos permita que la relación entre degradación ambiental y producto se vuelva virtuosa a partir de determinado umbral.

Sin embargo, muchos de estos factores exhiben un comportamiento diferente en economías en desarrollo, debido principalmente a características estructurales propias de este tipo de países –como las relativas a la distribución del ingreso desarrolladas en el apartado anterior- y a cuestiones inherentes al

marco institucional en el que se desarrollan las actividades de producción y consumo que generan daño ambiental. En atención a estas diferencias, muchos de los argumentos que sostendrían la hipótesis de la CKA en economías desarrolladas podrían no operar en las menos desarrolladas.

En el caso particular de América Latina y el Caribe, si bien la región es mínimamente responsable de las emisiones agregadas de GEI, sus países se encuentran entre los más afectados por el fenómeno del calentamiento global. Estos efectos se tornan evidentes si tenemos en cuenta que 60 de las 77 ciudades más grandes de la región son costeras (Rodríguez y Espinoza, 2002), y por ende son altamente vulnerables a los efectos de los huracanes y a la elevación del nivel del mar, al tiempo que las regiones continentales presentan grandes riesgos de sufrir procesos de desertificación, migración rural y otros impactos directamente atribuibles a la intensificación del efecto invernadero y el aumento en la temperatura promedio. En este contexto, el mercado de carbono es sólo uno de los instrumentos diseñados para lograr ciertas mejoras ambientales relativas. Esto es así porque, aun si se cumplieran las metas pautadas en Kioto, las nuevas inversiones realizadas en este marco podrían disminuir en cierto grado la vulnerabilidad pero no generarían una reducción significativa de las emisiones a nivel global. Pese a esto, en relación a los acuerdos internacionales, Kioto es el único de los compromisos que involucra directamente a los países en desarrollo, y por ese motivo es el único que tiene posibilidades de influir en cierta medida en la relación entre emisiones de GEI y producto en este tipo de economías.

En el caso particular de América Latina, y pese al gran esfuerzo temprano de desarrollo institucional en materia de MDL a partir del año 2004, subsisten ciertos obstáculos sobre todo en lo referente a mecanismos de aprobación, regulación y promoción del mecanismo. En efecto, si bien cualquier iniciativa tendiente a reducir las emisiones de GEI puede ser objeto de un proyecto MDL, su implementación requiere un complejo proceso de elaboración, evaluación y aprobación¹¹. Más allá de las cuestiones meramente operativas, es claro que el

¹¹ Entre las dificultades más notorias en la implementación de los MDL se cuentan: el estudio de la línea de base de la actividad (esto es, la reducción prevista de emisiones a partir de la implementación del proyecto, en relación a las emisiones que tendrían lugar en ausencia del mismo), la prueba de adicionalidad del proyecto (esto es, cuánto aporta el proyecto a la mejora ambiental, medida en relación a la línea de base) y los elevados costos de transacción.

efecto final de la implementación de los MDL sobre el total de emisiones contaminantes –y por ende sobre la posibilidad de torcer la pendiente de la CKA- resulta ambiguo, ya que los proyectos registrados bajo este esquema pueden generar dos efectos contrapuestos sobre el nivel total de emisiones: un efecto *mitigación* y un efecto *incorporación*.

El efecto *mitigación* viene dado por la motivación misma del Protocolo de Kioto. Si entre los proyectos registrados predominan las actividades de secuestro de GEI de la atmósfera -como destrucción de metano en rellenos sanitarios municipales y secuestro de óxido nitroso (NO₂), entre otras-, el efecto sobre las emisiones contaminantes será negativo.

Por otro lado, y si bien todos los proyectos deben probar su adicionalidad para ser registrados -quedando así indirectamente demostrado su aporte al mejoramiento de la calidad ambiental- es altamente probable que desarrollen actividades que no se hubieran llevado a cabo en la región de no haber existido la posibilidad de hacerlo en el marco de un MDL. Si esto es así, los proyectos elevarían el nivel de emisiones en la región. El efecto *incorporación* implica entonces que la puesta en marcha de proyectos relacionados con la generación de energías más limpias (renovables o no renovables), la industria manufacturera o la química, entre otras actividades, elevaría las emisiones totales de GEI en los países de la región.

Si el efecto *mitigación* supera en magnitud al efecto *incorporación*, entonces el efecto final de este mecanismo sobre las emisiones contaminantes será negativo y reforzará el efecto esperado por el compromiso asumido al ratificar el protocolo. Si por el contrario, prevalece el segundo efecto sobre el primero, la implementación de MDLs estaría contribuyendo a elevar el monto total de emisiones, alcanzando así mayores niveles de degradación ambiental. El signo esperado será inequívocamente negativo si la ratificación contribuye a la reforma institucional en vistas al tratamiento de los impactos negativos del cambio climático y el efecto *mitigación* supera al efecto *incorporación* de los MDL; y será ambiguo si la ratificación contribuye a la reforma institucional pero el efecto *mitigación* es inferior al efecto *incorporación* de los MDL.

Por otra parte, debe destacarse que el desarrollo de proyectos MDL implica asimismo, en primer término, la transferencia de tecnologías limpias que

probablemente no se hubieran generado en forma endógena en los países no Anexo I -al menos en el corto y mediano plazo- debido a que en términos generales estas economías se encuentran claramente por debajo de la frontera tecnológica y exhiben una capacidad de innovación fuertemente limitada por la escasa asignación de fondos a actividades de investigación y desarrollo. En segundo lugar, implica la posibilidad de financiar proyectos de inversión con fondos provenientes de los países del Anexo I. A este efecto positivo sobre la calidad ambiental, vía reducción de las emisiones o captura de GEI, podría sumarse el efecto positivo que tendría sobre el bienestar social la consecución de los objetivos ambientales, si se considera que la utilidad de los agentes depende positivamente de la calidad del medio ambiente.

Sin embargo, existe la creencia de que la implementación de MDL generaría sólo una relocalización de las emisiones, sin lograr mejora alguna en la calidad ambiental a nivel global. Si esto fuera así, pierde relevancia el rol de los acuerdos internacionales para revertir el signo de la relación creciente entre crecimiento económico y degradación ambiental, cobrando fuerza el argumento de la creación de paraísos de contaminadores para cumplir los objetivos pactados en Kioto.

En síntesis, el efecto final de los acuerdos internacionales sobre la calidad ambiental no resulta claro en países en desarrollo involucrados en las actividades de mitigación y adaptación propuestas en dicho marco. Si bien la implementación de los mecanismos flexibles diseñados por el Protocolo de Kioto favorecería en principio la transferencia de tecnologías más limpias a países no innovadores, constituyendo asimismo una fuente de financiación adicional para proyectos que desarrollen formas de producción y consumo con probada adicionalidad, no es clara la manera en que dichos proyectos se incorporan a la estructura productiva de los países huésped. Si las nuevas tecnologías reemplazan tecnologías más contaminantes en los países que las reciben, entonces ejercerán un efecto positivo sobre las condiciones ambientales. Si en cambio, los nuevos proyectos se suman a las actividades productivas contaminantes, los MDL sólo generarán un desplazamiento de actividades contaminantes de países desarrollados a países en desarrollo, verificando la hipótesis del paraíso de contaminadores.

Capítulo 2

EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA CKA

Una cuestión clave para analizar la robustez de la hipótesis de la CKA es analizar si existe evidencia empírica suficiente para respaldar la idea de que entre la contaminación y el ingreso existe efectivamente una relación en forma de U invertida. Una revisión amplia de la literatura específica indica sin embargo que los estudios empíricos no son concluyentes acerca de su validez, demostrando que no existe una relación simple y única entre la contaminación y el ingreso per capita, exhibiendo tanto evidencia a favor de la existencia de la CKA como claramente contraria a la misma. En términos generales, el principal problema respecto de su contrastación radica en la multiplicidad de técnicas econométricas empleadas con tal fin, la variedad de contaminantes plausibles de ser empleados como indicadores de degradación ambiental y la conformación de la muestra considerada.

El presente capítulo tiene por objetivo revisar la evidencia empírica sobre CKA. En atención a la gran extensión del cuerpo de literatura específica, sólo se presentan los resultados de una selección de trabajos publicados sobre el tema.

De este modo, el apartado 2.1 contiene, en primer término, los trabajos que impusieron la problemática en el centro de la economía ambiental, y al planteo teórico sumaron evidencia empírica en favor del cumplimiento de la hipótesis. En segundo lugar, se presentan los trabajos que, o bien desestiman la validez de la CKA, o bien cuestionan ampliamente su cumplimiento. Asimismo, el apartado resume los trabajos que tratan la hipótesis de la CKA para otros contaminantes o indicadores que han recibido un tratamiento diferencial en la literatura en atención a su relevancia o diferente impacto sobre las condiciones de vida de las sociedades y el grado de desarrollo de sus economías. Por último, se presenta un resumen sobre los trabajos empíricos que aplican técnicas no paramétricas en la estimación de la curva.

El apartado 2.2 propone una revisión de los trabajos que testean la hipótesis de la CKA exclusivamente para emisiones de CO₂, también conocida

como Curva de Kuznets del Carbono (CKC), presentando argumentos que justifican un mayor énfasis en probar la validez de la hipótesis para este contaminante. Asimismo, motiva esta separación la necesidad de establecer un marco de referencia para el análisis econométrico planteado en la sección II, y ordenar la evidencia empírica disponible a los efectos de contrastar los resultados de este trabajo con los obtenidos en estudios previos. Dado que la sección II plantea el estudio de una muestra conformada por países de América Latina y el Caribe, el análisis se completa con la revisión de la evidencia empírica disponible para países en desarrollo, contenida en el apartado 2.3.

En todos los casos, la presentación de los resultados, la especificación escogida y la conformación de la muestra bajo estudio, dejan en evidencia la amplitud de criterios y multiplicidad de técnicas que se han adoptado con el objetivo de contrastar empíricamente la hipótesis planteada por la CKA.

2.1. LA CONTRASTACIÓN DE LA HIPÓTESIS

2.1.1. Evidencia general

Los autores que abrieron el camino al estudio de una posible relación entre degradación ambiental y crecimiento económico ofrecieron asimismo evidencia empírica en respaldo de su existencia. En efecto, el primer estudio en plantear los fundamentos de la hipótesis de la CKA, si bien no con esa denominación, es el de Grossman y Krueger (1991). En el marco de un análisis más profundo sobre los efectos de la liberalización del comercio en la industria mexicana, los autores reportan evidencia en favor de una relación cúbica entre el PBI per capita y concentraciones de dióxido de azufre (SO₂) por un lado, y el PBI per capita y el smog (*dark matter*) por otro, en un estudio de corte transversal para varias áreas urbanas localizadas en cuarenta y dos países. Puntualmente, los resultados indican que, en el primero de los casos, la contaminación comienza a aliviarse una vez que se alcanza cierto nivel de PBI per capita entre los US\$ 4.000 y los US\$ 5.000 –en atención a la especificación propuesta-, y vuelve a crecer a partir de los US\$ 14.000 aproximadamente. En el caso del smog, mientras el primer *turning point* se da en niveles similares al del SO₂, la relación con el PBI per capita

vuelve a ser creciente en algún valor entre los US\$ 10.000 y los US\$ 11.000. Por su parte, el tercer contaminante considerado, partículas en suspensión (SPM), mantiene con el producto una relación monótona decreciente, hasta alcanzar un PBI per capita de US\$ 9.000, a partir del cual no guarda ningún tipo de relación con el producto.

En Grossman y Krueger (1995), las relaciones verificadas entre contaminantes atmosféricos y PBI per capita se mantienen, y se suman a la evidencia empírica los resultados para tres tipos de indicadores de calidad del agua, referidos al régimen de oxígeno, a la contaminación patogénica y a los metales pesados. Dentro de la primera categoría, tres de los cuatro indicadores verifican la CKA exhibiendo un *turning point* alrededor de los US\$ 7.500 de PBI per capita, mientras que la verificación en el segundo tipo se verifica a niveles de PBI per capita algo más elevados (US\$ 10.000 a US\$ 12.000). Con respecto a la tercera categoría, los autores encuentran evidencia de una relación en forma de U invertida para plomo, cadmio y arsénico, con puntos de reversión de la curva a US\$ 10.000, US\$ 12.000 y US\$ 4.300 respectivamente. En resumen, para siete de los catorce indicadores considerados para países de ingresos medios, se verifica una relación estadísticamente significativa entre calidad ambiental y producto, hallando evidencia en contrario únicamente en uno de los casos.

Shafik y Bandyopadhyay (1992) analizan la validez de la hipótesis para varios indicadores de degradación ambiental, hallando evidencia en favor de una relación en forma de U invertida para SPM y SO₂, si bien la CKA resulta más tardía en el último caso. Asimismo, los autores encuentran que mientras que para provisión de agua segura y sanidad urbana la relación con el PBI per capita es monótona decreciente, no hay evidencia a favor del cumplimiento de la CKA para CO₂ y residuos sólidos urbanos, que mantienen una relación monótona creciente con el PBI, y no se verifica ningún tipo de relación entre el producto y la deforestación.

Por su parte, la contribución de Selden y Song (1994), si bien trabaja con un número pequeño de observaciones, aporta fuerte evidencia en respaldo de la hipótesis, al probar que a la verificación de la CKA para los dos contaminantes atmosféricos incluidos en Grossman y Krueger (1991) se suma la de óxido nítrico (NO_x) y monóxido de carbono (CO), no obstante lo cual se encuentran *turning*

points sustancialmente mayores a los previstos: entre US\$ 8.700 y US\$ 10.300 para SO₂, alrededor de los US\$ 10.000 para SPM, entre US\$ 12.000 y US\$ 21.700 para NO_x y entre US\$ 6.200 y US\$ 19.100 para CO, según la especificación propuesta. Esto deja en descubierto la relevancia que adquiere la elección de la especificación econométrica para la estimación de la curva, ya que de ello depende la localización del punto de transición y por ende la posibilidad de alcanzarlo.

En concordancia con Selden y Song (1994) concluye Panayotou (1993), quien denominó por primera vez Curva de Kuznets Ambiental a la relación en forma de U invertida entre degradación ambiental y producto, por la similitud que presenta con la curva que Kuznets (1955) delinea para distribución del ingreso. El autor verifica la CKA para contaminantes atmosféricos con *turning points* entre los US\$ 3.000 y US\$ 5.000 y encuentra, a diferencia de Shafik et al. (1992), que la deforestación también exhibe un patrón en forma de U invertida con el PBI per capita con un punto de transición ubicado en los US\$ 800.

Los trabajos mencionados sirvieron de base para un amplio desarrollo de literatura específica, extendiendo el análisis de la hipótesis de la CKA a numerosas medidas de degradación ambiental, emisiones contaminantes e indicadores de presión ambiental.

Para el caso particular del dióxido de azufre, tratado indistintamente en la literatura específica como sulfuro, los estudios han avanzado en la contrastación de la hipótesis tanto para concentraciones como para emisiones. Mientras que en el primero de los casos casi la totalidad de los estudios han verificado la existencia de *turning points* inferiores a los US\$ 6.000 (Grossman y Krueger, 1991; Shafik, 1994; Panayotou, 1997, Torras y Boyce, 1998), la evidencia para emisiones es más variada. En efecto, los puntos de transición reportados van de los US\$ 3.100 de Panayotou (1993) a los US\$ 101.166 de Stern y Common (2001). A excepción de algunos autores, que testean la hipótesis para países OCDE o estados norteamericanos (Selden y Song, 1994; Cole, Rayner y Bates, 1997; List y Gallet, 1999; Roca, Padilla, Farré y Galetto, 2001), todos los demás estudios incluyen en su muestra países desarrollados y en desarrollo, y resulta notoria la elevación del *turning point* a medida que la muestra incorpora un mayor número de observaciones correspondientes a países de bajos ingresos

(Stern, 2004). Un claro ejemplo de esto puede hallarse en Halkos (2006). El autor encuentra en su estudio dinámico, que para un panel conformado por setenta y tres países desarrollados y en desarrollo, el *turning point* para SO_2 oscila entre los US\$ 92.000 para el modelo con efectos aleatorios y US\$ 123.000 para el de efectos fijos, mientras que para los países OCDE ronda los US\$ 9.100 y para los non-OCDE los puntos de transición hallados son mucho más elevados (US\$ 362.000 y US\$ 502.000 respectivamente).

Muchos otros indicadores han sido empleados para contrastar la hipótesis de la CKA. En línea con lo expuesto por Andreoni y Levinson (2001), los resultados de tres enfoques paramétricos propuestos por Managi (2006) indican que se verifica una relación en forma de U invertida entre cuatro medidas de degradación ambiental relacionadas con el uso de pesticidas a nivel estado en los Estados Unidos, registrando *turning points* que oscilan entre los US\$ 6.100 y US\$ 30.500.

Roca, Padilla, Farré y Galetto (2001) analizan para el caso español, la validez de la CKA para SO_2 , CO_2 , NO_x , metano (CH_4), óxido nitroso (N_2O) y compuestos orgánicos volátiles no-metanos, encontrando que la CKA se verifica únicamente en el primero de los casos. En igual sentido concluyen Roca y Padilla Rosa (2003), hallando que la CKA en España se verifica sólo en cierta medida y para algunos contaminantes particulares –como el SO_2 y el CO –, que no representan más que un mínimo porcentaje de las emisiones contaminantes totales.

En relación a los efectos del comercio sobre la relación entre degradación ambiental y producto, en un estudio empírico realizado para seis contaminantes atmosféricos y cuatro hídricos, para una muestra de países OCDE durante el período 1980-1997, Cole (2004) encuentra que entre cada indicador y el producto –testando solo la relación estructural– se verifica una relación cuadrática negativa significativa con puntos de transición dentro de los valores muestrales. En efecto, los *turning points* oscilan entre los US\$ 5.200 del SO_2 y los US\$ 34.500 reportados para CO_2 en el caso de los indicadores de calidad de aire y entre los US\$ 5.100 de oxígeno disuelto y los US\$ 19.100 de nitratos, entre los contaminantes hídricos. Por su parte, la incorporación de la participación de exportaciones contaminación-intensivas en las exportaciones totales de los países

non-OCDE y la participación de importaciones contaminación-intensivas en el total de importaciones de dichos países a la especificación eleva los mencionados *turning points* hacia los US\$ 7.600, US\$ 63.800, US\$ 5.600 y US\$ 32.500 respectivamente.

Una revisión exhaustiva de la literatura indica que si bien el análisis de la hipótesis de la CKA predomina ampliamente para el caso de emisiones contaminantes, en los últimos años ha crecido el interés en estudiar la relación entre crecimiento económico y consumo de energía (Suri y Chapman, 1998; Agras y Chapman, 1999; Stern y Cleveland, 2004; Richmond y Kaufmann, 2006; Luzzati y Orsini, 2009, entre otros).

Los trabajos de Suri y Chapman (1998) y Agras y Chapman (1999) se encuentran entre los primeros en utilizar el consumo de energía como indicador de presión ambiental. El primero de ellos analiza la relación entre el consumo de energía y el ingreso per capita, incorporando los efectos del intercambio internacional como canal de transmisión de daño ambiental. Sus resultados muestran que el comercio de bienes manufacturados tiene un efecto estructural importante en el uso de energía per capita, y por ende en la calidad del medio ambiente.

Agras y Chapman (1999), por su parte, analizan la hipótesis de la CKA incorporando los precios de la energía y otras variables relacionadas con el comercio, a las relaciones consumo per capita de energía - ingreso per capita y emisiones de CO₂ - ingreso per capita. Dado que no encuentran evidencia significativa que respalde la existencia de una CKA en ninguno de los casos, concluyen en la inconveniencia de “esperar y crecer” para resolver el problema ambiental.

La principal motivación del uso de la energía para testear la existencia de la CKA radica en el rol que cumple el consumo energético en la presión antropogénica total sobre el medio ambiente. Según la European Environment Agency (2009) la producción de electricidad y calor produce un tercio de las emisiones de CO₂ y de SO₂ a nivel mundial, mientras que para el NO_x el sector energético es la segunda fuente en relevancia detrás del transporte. Por su parte, el World Resources Institute (WRI) (2009) subraya que el uso energético es responsable de la mayor parte de las emisiones de GEI, ya que la mayoría de las

actividades económicas producen dichos gases en forma directa, mediante el uso de combustibles fósiles, o en forma indirecta por medio del consumo del calor y electricidad. Aquellos países con sectores eléctricos altamente dependientes de tecnologías de generación térmicas presentarán mayores niveles de emisiones de GEI a nivel global. Por este motivo, resulta evidente que la composición de las matrices energéticas y particularmente la estructura del sector eléctrico merecen especial atención en el marco del estudio de los determinantes del cambio climático.

Por otra parte, existe consenso en que existe una relación entre consumo energético y crecimiento económico (Asafu-Adjaye, 2000; Oh y Lee, 2004; Lee, 2005; Soytaş y Sari, 2003; Zachariadis, 2007; Lee, 2007; Sari y Soytaş, 2007), por lo que el uso de la energía es plausible de ser utilizado como indicador de degradación ambiental con el objetivo de testear la hipótesis de la CKA. En efecto, los cambios en la intensidad energética son mayormente responsables de la reducción de las emisiones de CO₂ en los países de la OCDE, y vienen dados por el cambio de combustibles de menor calidad a combustibles de mayor calidad, el cambio a industrias con menor intensidad energética, y los efectos de políticas de promoción a las tecnologías que incrementan la eficiencia energética. En este sentido, la sustitución entre distintos tipos de recursos primarios en la matriz energética, implica necesariamente una reducción en el consumo final de energía, no debido a un cambio cultural en el consumo energético, sino debido a la utilización de fuentes más eficientes que disminuyen el consumo final de energía (Zilio y Recalde, 2010).

En términos generales, la evidencia empírica acerca de la relación entre consumo energético y producto no es favorable a la hipótesis de la CKA. En línea con los resultados reportados por Agras y Chapman (1999), Luzzati y Orsini (2009) encuentran que a nivel mundial, la relación entre la oferta total de energía primaria y el producto per capita es creciente. Los autores hallan evidencia de un quiebre estructural en el año 1990 –que coincide con la disolución del bloque soviético en Europa del Este-, y a partir de entonces registran una disminución de la elasticidad ingreso de la energía tanto de corto como de largo plazo, con

valores significativamente positivos¹². A nivel individual, casi ninguno de los ciento trece países incluidos en la muestra verifica la CKA. Luzzati y Orsini (2009) distinguen la situación de nueve países cuya economía se basa en la producción y exportación de petróleo y gas, y que contra intuitivamente evidencian una relación funcional decreciente entre consumo de energía y producto per capita. Dado esto, encuentran que si bien la hipótesis de la CKA se verifica cuando estos nueve países son incluidos, registrando un *turning point* en torno a los US\$ 25.800, los resultados del enfoque semi-paramétrico propuesto cuando se excluyen estos *outliers* indican la presencia de una relación monótona creciente entre ambas variables.

Con el objetivo de analizar la validez de la hipótesis de la CKA en su forma más simple, Zilio y Recalde (2010) testean la relación entre el PBI per capita y la oferta interna de energía como indicador de presión ambiental para una muestra de países de América Latina y el Caribe. Los resultados de las estimaciones avalan la existencia de una relación funcional cuadrática positiva entre ambas variables, exhibiendo un patrón en forma de U y no de U invertida, y rechazando por ende la validez de la CKA para consumo energético para la muestra seleccionada durante el período 1970-2007.

2.1.2. Debilidades del análisis y evidencia contraria a la hipótesis

A los trabajos empíricos que avalan la existencia de una relación en forma de U invertida entre la degradación ambiental y el producto, se contraponen un importante número de estudios que ofrece evidencia contraria a la misma. Asimismo, un conjunto de literatura cuestiona ampliamente el cumplimiento de la CKA, debido principalmente a los problemas que enfrenta su verificación empírica. En este sentido, las críticas pueden agruparse en aquellas que atienden a consideraciones de fondo de la hipótesis, y aquellas relacionadas con cuestiones inherentes a las herramientas econométricas empleadas en su contrastación.

¹² Para que la relación entre ambas variables verifique la hipótesis de la CKA se requiere una elasticidad ingreso de la energía negativa a partir del *turning point*.

Dasgupta, Laplante, Wang y Wheeler (2002) llevan adelante una crítica exhaustiva de la hipótesis. Los autores sostienen que la verificación de la CKA es plausible sólo en el caso de algunos contaminantes particulares, en la medida en que pueden ser reemplazados por nuevos tóxicos o se vuelven obsoletos por el cambio tecnológico. Esto implica que la relación entre degradación ambiental y crecimiento económico es a nivel agregado monótona y creciente debido a que las reducciones alcanzadas en las emisiones de los contaminantes sobre los que se ejerce control –y que probablemente sí verifiquen la forma de U invertida– se compensan con mayores emisiones de nuevos tóxicos cuyo uso se difunde para reemplazar a los primeros. Esta crítica cuestiona la base de la CKA, toda vez que supone que a nivel agregado es inviable que el daño ambiental disminuya sea cual sea el nivel de riqueza alcanzado.

Otra crítica fuerte al trasfondo de la CKA es la vertida por Arrow et al. (1995), acerca del supuesto subyacente a la hipótesis de la curva de que la economía es sustentable. En efecto, el planteo de la CKA supone que no existe efecto negativo alguno de la contaminación sobre la producción, desconociéndose en su totalidad las implicancias que la degradación ambiental puede tener sobre los procesos productivos, fundamentalmente en cuanto a la imposición de restricciones en la disponibilidad y acceso a los recursos y a la generación de situaciones de irreversibilidad. Dado que la actividad productiva genera inevitablemente impactos sobre el medio ambiente en el que se desenvuelve, es probable que el alivio de ciertas problemáticas sólo agrave otros aspectos de la sustentabilidad (Stern, 2004).

A los argumentos en contra de la supuesta sustentabilidad de los procesos productivos se agregan los efectos de la especialización internacional por la vía del comercio esbozados en el apartado 1.1.3. Si bien no existe clara evidencia de que la apertura de la economía genere *per se* un desplazamiento de actividades contaminantes hacia países en desarrollo, es probable que la CKA en países más avanzados se verifique a costa de un aumento en la degradación ambiental en los menos desarrollados (Hettige, Lucas y Wheeler, 1992; Hettige, Mani y Wheeler, 2000), confirmando la hipótesis del paraíso de contaminadores.

En relación a las críticas basadas en los aspectos econométricos de su contrastación, la hipótesis de la CKA ha estado sujeta a fuertes cuestionamientos en los últimos años.

En uno de los trabajos más críticos en este sentido, Harbaugh, Levinson y Wilson (2000) analizan la relación entre SO₂, smog y SPM y el ingreso per capita, concluyendo que los resultados hallados por el Banco Mundial (1992) y Grossman y Krueger (1995) dependen crucialmente del contaminante considerado, de la especificación econométrica escogida e incluso de la incorporación a la muestra de datos posteriores a los considerados en dichos estudios. En base a estos resultados, los autores concluyen que la evidencia a favor de una U invertida es muy poco robusta, encontrando que la localización –e incluso la existencia misma- de los *turning points* es sensible tanto a variaciones en los datos como a permutaciones razonables en la especificación econométrica. En igual sentido concluye Magnani (2000), cuyos resultados indican que la evidencia empírica a favor de la CKA depende del contaminante, de los países incluidos en la muestra e incluso del período de tiempo considerado, por lo que existe cierto margen de discrecionalidad al momento de validar la curva.

Por todo lo expuesto, resulta claro que la elección del indicador de degradación ambiental es un punto controversial en el marco del estudio de la CKA. Dado que el empleo de diferentes indicadores conduce a conclusiones cualitativamente diferentes sobre la validez de la hipótesis, la elección del mismo resulta crucial. En efecto, mientras la relación en forma de U invertida parece verificarse para ciertos contaminantes específicos, en el caso particular del CO₂, y como se desarrolla en el próximo apartado del capítulo, numerosos autores han demostrado que la relación entre emisiones y renta es monótonicamente creciente (Ravaillon et al., 2000; Neumayer, 2004; Azomahoo, Laisney y Van, 2005) no respondiendo al patrón de U invertida.

Sin embargo, tal como plantean Jha y Bhanu Murthy (2003), es posible que relacionar el ingreso per capita con contaminantes individuales sólo permita arribar a conclusiones parciales, ya que los contaminantes suelen relacionarse unos con otros y al mismo tiempo con otros indicadores de degradación ambiental. Sin embargo, prácticamente la totalidad de la evidencia empírica sobre

CKA analiza indicadores individuales, probablemente debido a la dificultad inherente a la construcción de indicadores de degradación ambiental global.

Más allá de los resultados empíricos en sí, algunos autores cuyas estimaciones econométricas verifican la CKA, reconocen asimismo sus limitaciones. Entre ellos, Dietz y Rosa (1997), al tiempo que confirman la existencia de un *turning point* para CO₂ que ronda los U\$S 10.000, reconocen que la expectativa de que gran cantidad de países –fundamentalmente en desarrollo– alcance dicho nivel en las próximas décadas carece totalmente de realismo. Ekins (1997), por su parte, valida la curva pero advierte eso no implica que el crecimiento del ingreso, acompañado por el crecimiento poblacional, no conlleve de todas maneras un mayor daño ambiental. En este mismo orden, sobra mencionar aquellos trabajos empíricos para los que los puntos de reversión de la curva se localizan en niveles de ingreso per capita inalcanzables para casi cualquier economía (Holtz-Eakin y Selden, 1995; Agras y Chapman, 1999; Stern y Common, 2001; Halkos, 2006, entre muchos otros).

En relación al trasfondo econométrico de la contrastación empírica de la CKA, esta breve revisión deja en evidencia que, en términos generales, la literatura específica se ha concentrado en estimar la relación funcional entre renta per capita y prácticamente cualquier medida de contaminación mensurable. Sin embargo, en todos los casos las variables consideradas son endógenas y dependen de otras variables y de ciertos parámetros que a su vez pueden diferir entre economías. Bulte y Van Soest (2001) afirman que esta endogeneidad reduce la posibilidad de hallar una relación simple entre crecimiento y contaminación, dado que la intensidad de esta última puede variar de acuerdo a la actividad económica de que se trate, y que la relación que la misma guarde con el crecimiento dependerá a su vez de cuáles son las fuentes que lo originan. En efecto, los autores confirman la existencia de una relación en forma de U invertida entre algún indicador de degradación ambiental y renta per capita pero, apoyándose en un modelo de consumo de hogares, ofrecen evidencia de que la validez de la hipótesis depende claramente de la fuente de generación de ingreso. Un importante hallazgo de estos autores es que en el marco de un modelo de equilibrio parcial, es posible la existencia de una relación en forma de U cuando los hogares se enfrentan a un conjunto de mercados imperfectos. Dado que en

países en desarrollo es altamente probable la prevalencia de este tipo de mercados, es mucho más posible que en ellos se verifique este caso particular de CKA “inversa”.

Retomando la cuestión puramente instrumental, Stern, en numerosos trabajos propios y en coautoría (Stern, Common y Barbier, 1996; Stern y Common, 2001; Perman y Stern, 1999 y 2003; Stern, 1998, 2004 y 2009), ha vertido gran número de críticas al concepto mismo de la CKA, haciendo especial énfasis en el cuestionamiento de los métodos econométricos empleados en su contrastación. En relación a esto último, el autor puntualiza algunas críticas fundamentales al cuerpo de literatura empírica sobre EKC, agrupándolas en cuatro categorías (Stern, 2004).

La primera de ellas incluye los problemas derivados de la heteroscedasticidad, considerando fundamental ajustar las estimaciones para mejorar la bondad de ajuste. Stern, Common y Barbier (1996), Schmalensee, Stoker y Judson (1998), Martínez-Zarzoso y Bengochea-Morancho (2003) y Kearsley y Riddell (2010) son algunos de los estudios que incorporan correcciones en este sentido en el marco de la contrastación de la CKA.

La segunda categoría incluye los problemas relacionados con el sesgo de simultaneidad. Pese al tratamiento que esta cuestión ha recibido en numerosos estudios, entre los que se encuentran Holtz-Eakin y Selden (1995), Cole (2004) y Dinda y Coondoo (2006), Stern (2004) concluye que el sesgo de simultaneidad es menos serio en modelos que consideran series integradas que en los tradicionales modelos económicos estacionarios.

El tercer bloque de críticas de Stern (2004) al trabajo empírico sobre CKA versa en general sobre el sesgo de especificación y en particular sobre el sesgo de variables omitidas. Stern y Common (2001) encuentran que las diferencias entre los parámetros de los modelos de efectos fijos y efectos aleatorios, las diferencias entre coeficientes que se registran entre submuestras y los tests de correlación serial resultan claros indicios de omisión de variables relevantes en la especificación de la curva. En las estimaciones de panel, este problema se agrava cuando la muestra se encuentra conformada por individuos con características marcadamente disímiles, como muy diferente grado de desarrollo o condiciones estructurales particulares.

La incorporación de variables adicionales a la estimación de la curva ha sido abordada por numerosos autores. Panayotou (1997), Torras y Boyce (1998), Suri y Chapman (1998), Agras y Chapman (1999), Bhattarai y Hammig (2001) y Bimonte (2002) son sólo algunos ejemplos de que la literatura específica ha avanzado notoriamente en la inclusión de regresores adicionales con el objetivo de hallar estimaciones más robustas sobre la relación entre degradación ambiental y producto. Al tiempo que minimiza el sesgo de especificación, este enriquecimiento del análisis permite incorporar diferencias estructurales – sociales, políticas e institucionales- que pueden afectar en forma directa o indirecta la demanda de calidad ambiental, principalmente en las economías en desarrollo.

La última categoría en que pueden agruparse las críticas de Stern (2004) apunta directamente a las propiedades temporales de las series involucradas en las estimaciones de la CKA: estacionariedad y cointegración. La verificación de estas características resulta estrictamente necesaria si se busca una relación de largo plazo correctamente definida entre las variables involucradas en la estimación de la CKA.

Perman y Stern (1999) plantearon por primera vez el problema de estacionariedad en un análisis sobre CKA para emisiones de sulfuro en un panel conformado por setenta y cuatro países durante el período 1960-1990. Sus resultados muestran que si bien para algunos países se verifica la existencia de una relación de cointegración, sólo en pocos casos ésta resulta tener la pendiente característica de la CKA. Más aún, los autores no hallan evidencia en favor de un vector de cointegración común a todos los individuos del panel.

A partir de este trabajo, muchos otros autores avanzaron en la aplicación de pruebas de estacionariedad y cointegración a las estimaciones sobre CKA, hallando muchas de las veces evidencia contraria a la misma, y concluyendo que gran parte del trabajo empírico previo carece de sustento econométrico fuerte (Perman y Stern, 2003; Müller-Fürstenberger y Wagner, 2006; Wagner, 2008, Romero-Ávila, 2008). El capítulo 4 de la sección II aborda con mayor detalle las cuestiones econométricas inherentes a la contrastación de la CKA, en el marco del análisis de estacionariedad y cointegración propuesto para América Latina y el Caribe.

2.1.3. Difusión de técnicas no paramétricas

Con lo expuesto hasta ahora, queda en evidencia que las técnicas paramétricas han dominado la literatura empírica sobre EKC, prevaleciendo las estimaciones de funciones lineales, cuadráticas y cúbicas en niveles o en logaritmos. Pese a que el análisis temporal de las series de emisiones contaminantes y PBI per capita involucradas en las regresiones ha ganado un lugar importante en la discusión reciente sobre la validez de la hipótesis, multiplicándose los trabajos sobre estacionariedad y cointegración, también se ha extendido el uso de numerosas técnicas no paramétricas con tal fin.

Dado que la elección de la especificación econométrica empleada para analizar la validez de la CKA implica cierto grado de subjetividad del investigador, y a que –como se mencionara previamente- existe evidencia de que los resultados obtenidos son sensibles a cambios en la misma, en los últimos años se ha avanzado en la utilización de técnicas no paramétricas en la contrastación, debido principalmente a que tienen la ventaja de no requerir el pre-establecimiento de una forma funcional determinada.

Entre los autores que proponen esta alternativa, se destacan los trabajos de Taskin y Zaim (2000), que emplean estimaciones kernel para analizar la relación entre eficiencia ambiental y renta per capita, y Azomahou y Van Phu (2001), Vollebergh, Dijkgraaf, Melenberg (2005) y Azomahou, Laisney y Van Phu (2006) para el caso de emisiones de CO₂.

Taskin y Zaim (2000) emplean estimaciones kernel para examinar la relación entre ingreso per capita y un índice de eficiencia ambiental basado en la capacidad desarrollada en materia de tratamiento de residuos generados en la actividad productiva. La construcción del índice indica que la eficiencia ambiental media es superior en los países de altos ingresos que en el grupo de países de bajos y medios ingresos. Utilizando el estimador kernel no-paramétrico de Nadaraya-Watson, los autores encuentran que, para una muestra conformada por cincuenta y dos países durante dieciséis años, la curva parece seguir un patrón cúbico, en la que la eficiencia ambiental mejora hasta alcanzar aproximadamente los US\$ 5.000 de ingreso per capita, empeora entre los US\$

5.000 y US\$ 12.000 y vuelve a mejorar a partir de este último punto. El resultado sugiere que las mejoras en el rendimiento ambiental durante las primeras etapas del crecimiento, son seguidas por una fase de deterioro hasta un nuevo umbral a partir del cual la eficiencia ambiental recupera su senda ascendente, verificando así la hipótesis planteada en la CKA sólo para los países de mayores ingresos.

Las técnicas no paramétricas han adquirido gran difusión en la literatura empírica sobre CKA, no sólo en su forma más pura, sino en combinación con las técnicas paramétricas tradicionales, dando origen al denominado enfoque semi-paramétrico, que se destaca por ofrecer una mayor flexibilidad al proceso de contrastación de la hipótesis.

En relación a estos enfoques mixtos, y siguiendo la línea abierta por Schmalensee, Stoker and Judson (1998), List y Gallet (1999) complementan el análisis paramétrico con uno semi-paramétrico más flexible, que permite heterogeneidad entre los individuos del corte. Para un panel de datos a nivel estado durante el período comprendido entre 1929 y 1994 en los Estados Unidos, los autores reportan para NO_x, turning points entre US\$ 13.000 y US\$ 16.300 para las estimaciones paramétricas y entre US\$ 19.200 y US\$ 26.500 para las semi-paramétricas. Para las emisiones de SO₂, los puntos de transición se ubican entre los US\$ 30.400 y los US\$ 34.000 para las especificaciones cuadráticas y cúbicas tradicionales y entre los US\$ 19.900 y los US\$ 29.400 para la alternativa semiparamétrica.

Del mismo modo, Millimet, List y Stengos (2003) estiman la CKA para los estados norteamericanos a través de un modelo paramétrico y uno semi-paramétrico, hallando evidencia a favor de la CKA para ambos contaminantes. Las estimaciones tradicionales indican que para NO_x, las emisiones alcanzan – dependiendo del período considerado- un máximo entre los US\$ 13.000 y los US\$ 15.900, y la semi-paramétrica arroja un *turning point* de US\$ 18.120. Para SO₂, se reporta un pico máximo en torno a los US\$ 24.800 sólo para el período 1985-1994 con el modelo paramétrico y de alrededor de US\$ 12.100 para el enfoque alternativo. En concordancia con los resultados de Azomahou y Van Phu (2001), Millimet, List y Stengos (2003) analizan la superioridad de las técnicas semi-paramétricas sobre las lineales tradicionales para dichas estimaciones en particular, rechazando las segundas en favor de las primeras, fundamentalmente

en atención a la elevada sensibilidad que exhiben las estimaciones paramétricas en el caso del sulfuro.

En síntesis, el empleo de técnicas no paramétricas y semi-paramétricas ha alcanzado notoria difusión en la contrastación de la hipótesis de la CKA, debido principalmente a que prescinden del establecimiento a priori de una forma funcional determinada. Por este motivo, la consideración conjunta de estos enfoques y los métodos paramétricos tradicionales, otorga mayor robustez al análisis empírico de la CKA, toda vez que permite elaborar conclusiones con mayor respaldo.

2.2. EL DIÓXIDO DE CARBONO Y LA CURVA DE KUZNETS DE CARBONO

La hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental aplicada al caso del CO₂ es conocida en la literatura como Curva de Kuznets del Carbono (CKC), y son numerosos los motivos por los que resulta relevante analizar su validez en el marco del estudio del cambio climático.

En primer término, el CO₂ es uno de los principales GEI responsables del fenómeno del cambio climático. En efecto, el Protocolo de Kyoto establece metas de reducción de emisiones para seis GEI, entre los cuales pueden distinguirse aquellos plausibles de ser hallados de manera originaria en la naturaleza y aquellos puramente antropogénicos. Entre los primeros se encuentran el dióxido de carbono (CO₂), el metano (CH₄) y el óxido nitroso (N₂O), mientras que en el segundo grupo se incluyen los hidrofluorocarburos, los perfluorocarburos y el hexafluoruro de azufre, con un poder de calentamiento global mucho mayor que los del grupo anterior, pero derivados únicamente de ciertos procesos industriales y químicos específicos.

En segundo lugar, existe una elevada correlación entre el crecimiento en las emisiones de CO₂, su concentración atmosférica y los cambios en la temperatura de la tierra (IPCC, 2007), lo que convierte a este gas en uno de los principales responsables de fenómeno del cambio climático a nivel global.

Por último, las emisiones de CO₂ son plausibles de ser reducidas tanto a gran escala (a través de la transformación de las matrices energéticas de carbono

intensivas a esquemas con mayor participación de energías renovables), como a muy pequeña escala. En efecto, los cambios en el uso de la tierra, las técnicas de producción y las formas básicas de generación de calor, la adaptación de los sistemas de transporte, e incluso la concientización sobre la problemática ambiental, pueden contribuir ostensiblemente a la disminución de las emisiones de CO₂ a nivel micro. Por estos motivos, la reducción de emisiones de CO₂ suele ser el objetivo final de la mayoría de las medidas de política ambiental diseñadas e implementadas contra el cambio climático, incluyendo los acuerdos internacionales en la materia. En este contexto, adquiere gran relevancia el análisis de la hipótesis de la CKC, volviéndose crucial su verificación para definir la necesidad de implementar políticas contra el cambio climático en el corto y mediano plazo.

Por otra parte, si bien la evidencia empírica acerca de la relación entre emisiones de CO₂ y producto no es concluyente, varios trabajos han demostrado que la relación entre las emisiones de contaminantes stock -entre las que se encuentran las de CO₂- y renta es monótona creciente (Selden y Song, 1994; Ravallion *et al*, 2000; Neumayer, 2004) en lugar de verificarse entre ellas una relación con pendiente en forma de U invertida. Entre los primeros trabajos, Shafik *et al*. (1992) encuentran que ambas variables están relacionadas por una función casi totalmente creciente, con un *turning point* muy fuera de la muestra (por encima de los US\$ 7 millones), que carece totalmente de realismo. Los autores adjudican la lejanía del punto de transición a la falta de incentivos a reducir las emisiones de carbono y a que se trata esencialmente de un claro problema de *free rider*, dado que si bien a nivel global el carbono contribuye claramente a agravar el problema del calentamiento global, su emisión no conlleva costos a nivel local.

Otro estudio que encuentra una relación funcional con patrón de U invertida entre emisiones y producto con puntos de transición muy fuera de la muestra es Holtz-Eakin y Selden (1995). En el marco de un modelo de efectos fijos en dos etapas para una muestra conformada por ciento ocho países, la especificación en niveles arroja un *turning point* cercano a los US\$ 35.500, mientras que en el modelo logarítmico, el punto de transición supera los 8 millones de dólares.

Posteriormente, algunos autores verifican la curva reportando *turning points* en niveles relevantes. Schmalensee, Stoker and Judson (1998) encuentran un punto de transición dentro de la muestra -alrededor de los US\$ 10.000 de ingreso per capita- para ciento cuarenta y un países entre 1950 y 1991, ajustando la curva a través de una función *spline* de diez tramos; y Bengochea-Morancho, Higon-Tamarit y Martínez-Zarzoso (2001) verifican CKC únicamente para los más desarrollados de un grupo de diez países pertenecientes a la Unión Europea, empleando especificaciones cuadrática y cúbica en modelos de panel paramétricos con efectos fijos y aleatorios, y registrando importantes diferencias entre los países incluidos en razón de su grado de industrialización. Por su parte, De Bruyn, Van Den Bergh y Opschoor (1998) analizan la relación entre el producto y las emisiones de CO₂, NO_x y SO₂, y encuentran que si bien para los tres contaminantes la relación es creciente, es posible disminuir las emisiones a través de la innovación tecnológica y el cambio estructural, verificando la U invertida. No obstante esto, las estimaciones de panel no parecen ser capaces de capturar toda la dinámica implicada en el proceso, por lo que la regla de que el crecimiento económico mejora la calidad ambiental no puede ser generalizada.

Agras y Chapman (1999) emplean emisiones de CO₂ y consumo de energía como indicadores de presión ambiental para testear la hipótesis en una muestra compuesta por treinta y cuatro países desarrollados y en desarrollo, incorporando a la especificación con efectos fijos, variables relativas al comercio y los precios de la energía. En el primero de los casos, los autores reportan un *turning point* de US\$ 13.630 -notoriamente inferior al reportado por Holtz-Eakin y Selden (1995)- y para consumo de energía US\$ 62.000, PBI per capita superado por un mínimo porcentaje de países en el año 2008¹³. Si bien los autores esperan *a priori* un *turning point* inferior en el caso de CO₂ -porque a mayores niveles de ingreso se presume la verificación de un cambio de carbón y petróleo hacia combustibles más limpios y energías nuclear e hidroeléctrica- no encuentran explicación a la gran diferencia en los puntos de transición para ambos indicadores.

Por su parte, Dijkgraaf y Vollebergh (2001) verifican una relación de U invertida entre carbono y producto con un *turning point* entre US\$ 14.000 y US\$ 15.000, para una muestra conformada por veinticuatro países pertenecientes a la

¹³ Según datos del Banco Mundial (2010), en el año 2008 sólo superaron dicho umbral Luxemburgo, Dinamarca, Irlanda, Noruega, Suecia y Suiza.

OCDE durante el período 1960-1997, en las especificaciones cúbicas tradicionales con efectos fijos por país y con efectos fijos temporales y por país respectivamente. Sin embargo, los autores demuestran que el supuesto de homogeneidad entre países resulta problemático en el marco de la CKC -ya que es prácticamente inviable en un contexto de especialización internacional, diferencias en circunstancias locales y ausencia de políticas coordinadas de mitigación de CO₂- y en este contexto las estimaciones de panel resultan inconsistentes. Por su parte, el análisis individual indica que la hipótesis de la CKA se verifica en forma significativa sólo en once de los veinticuatro países, por lo que la validez de la curva a nivel panel resulta dudosa.

Neumayer (2002, 2004) encuentra que si bien el ingreso resulta ser el principal determinante de las emisiones de CO₂, otros factores relacionados con el entorno natural, como la disponibilidad y acceso a combustibles fósiles o renovables, la amplitud térmica, la localización geográfica y los requerimientos de transporte juegan asimismo un rol importante en la determinación de las emisiones. En este contexto, Neumayer (2002) verifica una relación en forma de U invertida con carbono pero reporta puntos de transición entre los US\$ 55.000 y los US\$ 90.000 de ingreso per capita, muy por fuera del rango muestral.

Galeotti, Lanza, y Pauli (2006) proponen un ejercicio para testar la robustez de la CKA. Los autores plantean la utilización de la base de datos de la *International Energy Agency* (IEA) para la series de emisiones de CO₂, en lugar de la del *Carbon Dioxide Information Analysis Center* (CDIAC) generalmente empleada en la literatura específica para la contrastación de la CKA. La utilización de una función Weibull como especificación paramétrica alternativa indica que la hipótesis de la CKA se verifica claramente para los países OCDE – con un *turning point* ubicado en torno a los US\$ 16.600, independientemente de la base de datos empleada-, mientras que para los países non-OCDE la relación entre emisiones de CO₂ y producto resulta básicamente creciente con los datos de IEA y un poco más cóncava con los de CDIAC, no registrándose en ninguno de los dos casos un punto de transición a valores razonables.

Al igual que para el caso de la CKA, en los últimos años numerosos trabajos empíricos sobre CKC se han apoyado en técnicas no paramétricas para la contrastación. Azomahou y Van Phu (2001) emplean regresiones kernel y un

enfoque paramétrico para analizar la validez de la CKA en una muestra conformada por cien países desarrollados y en desarrollo en el período 1960-1996. Los autores encuentran que, mientras la estimación paramétrica indica la presencia de una relación en forma de U invertida, el enfoque no paramétrico arroja una relación funcional monótona creciente entre CO_2 y producto. Azomahou, Laisney y Van Phu (2006), que examinan la relación empírica entre emisiones de CO_2 per capita y producto per capita para el período 1960-1996 para un panel de cien países y empleando una técnica no paramétrica de efectos fijos, rechazan la hipótesis de la CKA en favor de una relación con pendiente positiva estructuralmente estable.

En relación a los trabajos que abordan la caracterización temporal de las series, Perman y Stern (2003) desarrollan pruebas de raíz unitaria y cointegración para setenta y cuatro países durante el período 1960-1990. Luego de concluir que las series de CO_2 y PBI per capita empleadas en la contrastación resultan ser integradas de orden uno, avanzan en el análisis de cointegración tanto a nivel individual como a nivel panel. Los resultados indican que en treinta y cinco de los setenta y cuatro países no se encontró evidencia de una relación de cointegración entre las emisiones y las dos primeras potencias del PBI en ninguna de las posibles especificaciones. En relación a los signos esperados, del total de la muestra, sólo cuarenta y dos países exhiben un patrón en forma de U invertida cuando se incluye en la estimación efectos fijos por país y treinta y cuatro lo hacen en caso de que a los efectos fijos se sume un término de tendencia. Veintiséis países presentan en cambio una pendiente en forma de U (treinta y seis al incluir además de la dummy el término de tendencia), contradiciendo la hipótesis de la CKA. A nivel panel, los resultados de los tests de Pedroni (1999) indican la existencia de una relación de cointegración entre emisiones per capita y la primera y segunda potencia del producto, sugiriendo que los pobres resultados en favor de la cointegración encontrados a nivel individual podrían adjudicarse a problemas de potencia de los tests.

Richmond y Kaufmann (2006), analizan un panel de treinta y seis países para el período 1973-1997 y concluyen, en línea con lo expuesto por Harbaugh, Levinson y Wilson (2000), que el hallazgo de cointegración entre emisiones de

CO₂, matriz energética y PBI per capita depende claramente de cambios en la composición de la muestra y variaciones en la especificación.

Dinda y Coondoo (2006) agregan al análisis de cointegración el estudio de causalidad entre emisiones de CO₂ y PBI para un panel de ochenta y ocho países –y sub-muestras- durante el período 1960-1990. Sus resultados indican que ambas series son no estacionarias y no existe evidencia fuerte de que se verifique una relación estable en el largo plazo para América del Norte, América del Sur, Asia, Asia excluyendo Japón y Oceanía. Sus resultados sugieren la existencia de una causalidad bidireccional entre emisiones e ingreso en África, una causalidad del ingreso a las emisiones en América Central y una causalidad inversa –de emisiones a producto- en los países europeos. Asimismo, Dinda y Coondoo (2006) encuentran que la apertura comercial reduce las emisiones de CO₂ en los países europeos y Europa del Este, mientras que en América Central y África contribuye a su aumento, ofreciendo así evidencia a favor del cumplimiento de la hipótesis del paraíso de contaminadores.

Desarrollos más recientes aportan aún más evidencia en esta misma línea. Galeotti Manera y Lanza (2009), analizan la validez de la curva para un panel conformado por veinticuatro países OCDE durante el período 1960-2002, utilizando técnicas de integración y cointegración fraccional, permitiendo así que el orden de integración sea igual a algún valor ubicado entre cero y uno, y que asimismo el orden de integración pueda diferir entre los individuos del corte. Los autores encuentran que sólo cinco de los países de la muestra se ajustan a los postulados de la CKA y concluyen, al igual que Perman y Stern (1999), que aún afinando el análisis, la hipótesis planteada en la curva sigue siendo un concepto muy frágil.

En síntesis, la evidencia empírica sobre la validez de la CKA no es concluyente para el caso del CO₂. Mientras algunos estudios encuentran que la relación entre emisiones y producto se vuelve decreciente dentro del rango muestral, un amplio conjunto registra *turning points* a niveles de ingreso excesivamente elevados o no encuentran evidencia alguna de que se verifique entre ambas variables una relación funcional con forma de U invertida. Esto deja en evidencia que, aún analizando la validez de la curva para un único indicador

de degradación ambiental determinado, los resultados de las estimaciones dependen crucialmente de la forma funcional escogida y la muestra considerada.

2.3. CONTRASTACIÓN DE LA CKA EN PAÍSES EN DESARROLLO

En el caso particular de los países en desarrollo, la literatura empírica sobre CKA es vasta y abarca numerosos enfoques y especificaciones. Si bien sus resultados no corresponden a economías en desarrollo, Bimonte (2002) puede ser considerado un antecedente relevante para la consideración de las cuestiones distributivas en la contrastación de la CKA, en aquellas economías en la que la distribución del ingreso es altamente desigual. Puntualmente, Bimonte (2002) plantea una formulación alternativa de la CKA que analiza los posibles vínculos entre calidad medioambiental y cuestiones distributivas para una muestra compuesta por treinta y cinco países con un grado de desarrollo avanzado. Para esta muestra, el trabajo propone la estimación del porcentaje de áreas protegidas contra el ingreso per capita –en especificaciones logarítmicas lineal y cuadrática– y dos variables adicionales: el número de periódicos cada mil habitantes, con el objetivo de captar el acceso a la información y por ende el conocimiento de la población sobre la problemática ambiental, y el coeficiente de Gini. Dado que la variable dependiente es el porcentaje de áreas protegidas, que puede ser considerado un indicador de calidad y no de degradación ambiental, la hipótesis de la CKA se verifica en caso de hallar una relación con pendiente en forma de U, y no de U invertida. La estimación, en efecto, arroja coeficientes significativos y de signo esperado, confirmando la hipótesis de que los factores distributivos y el acceso a la información cuentan a la hora de explicar la pendiente de la CKA.

Las limitaciones existentes respecto a la disponibilidad de datos sobre distribución del ingreso en los países de América Latina y el Caribe dificulta la contrastación de dicha formulación alternativa. En efecto, la escasa longitud temporal y discontinuidad de las series de coeficientes de Gini disponibles no permiten realizar estimaciones robustas de una relación de largo plazo entre emisiones y producto incluyendo la desigualdad en el ingreso como regresor adicional.

En el marco de un análisis regional, Bhattarai y Hammig (2001) analizan la hipótesis de la CKA para la relación entre ingreso y deforestación para una muestra conformada por sesenta y seis países en desarrollo de África, América Latina y Asia, incorporando a la especificación tradicional otros factores relacionados con la política macroeconómica, el cambio tecnológico, factores poblacionales y un índice de calidad institucional que combina derechos políticos y libertades civiles. En las tres regiones, los resultados señalan la relevancia del marco institucional para explicar el proceso de deforestación por sobre el resto de los factores incorporados, de lo que se deduce que las mejoras en este aspecto podrían reducir el tiempo insumido en arribar al nivel de ingreso correspondiente al *turning point*. No obstante esta similitud, la pendiente de la curva no guarda el mismo patrón: mientras en África y América Latina el coeficiente del término cuadrático del ingreso es negativo y el cúbico es positivo, en Asia los signos se invierten, exhibiendo un patrón en forma de N invertida. Esto significa que en las primeras dos regiones, los países con menores niveles de ingreso se encuentran en la parte creciente de la curva, mientras que la deforestación en los países asiáticos es decreciente en los países que se ubican en dichos niveles. En particular, los autores encuentran para América Latina un primer *turning point* localizado en torno a los US\$ 6.600 (ingreso superado en el año 2008 sólo por Argentina, Barbados, México, Trinidad y Tobago y Uruguay), por lo que en vistas a estos resultados, gran parte de los países de la región se encontrarían aún atravesando un proceso de deforestación creciente. En forma paralela, las diferencias reportadas por Bhattarai and Hammig (2001) refuerzan la necesidad de que las políticas ambientales implementadas en cada región se adapten a sus propios requerimientos y no se apliquen de manera uniforme.

Poudel, Paudel y Bhattarai (2009) testean la CKC para un panel de quince países latinoamericanos durante el periodo 1980-2000, utilizando técnicas paramétricas y semi-paramétricas, hallando una forma funcional en forma de N entre las emisiones de CO₂ proveniente de quema de combustibles fósiles y la renta per capita. Los autores incorporan asimismo densidad poblacional, forestación per capita y tasa de analfabetización a la especificación tradicional. Los resultados también señalan que es más probable que los países más empobrecidos de la región, que cuentan con mayor cobertura forestal, se

encuentren en la porción ascendente de la curva, mientras que las naciones con mayor ingreso de la región exhiben el mencionado patrón en forma de N entre emisiones de CO₂ y producto.

Los resultados de Poudel et al. (2009) para el modelo paramétrico difieren notoriamente de los del modelo semi-paramétrico. En el primero de los casos, el análisis de panel arroja una relación en forma de U invertida con un *turning point* cercano a los US\$ 8.000, no obstante lo cual, a nivel individual, sólo Argentina, Ecuador, Guatemala y Bolivia revelan cierta concavidad en la curva, mientras Brasil, Colombia y Perú exhiben una tendencia creciente en la contaminación a medida que el ingreso aumenta. El modelo semi-paramétrico, por su parte, indica la presencia de una relación en forma de N entre emisiones de carbono y producto, con un primer *turning point* localizado en los US\$ 3.500 y un segundo *turning point* en torno a los US\$ 4.500, escasamente sensible a la remoción de *outliers*.

Como se ha mencionado, el análisis de estacionariedad y cointegración ha proliferado en la literatura sobre CKA en los últimos años, y en particular también lo ha hecho para el caso de países en desarrollo. En este contexto, Song, Zheng y Tong (2008) proponen para las provincias chinas un análisis de cointegración para establecer las relaciones de largo plazo entre el ingreso y tres indicadores de degradación ambiental relativos a residuos gaseosos, contaminación del agua y residuos sólidos, verificando la existencia de una relación con forma de U invertida en los tres casos, en concordancia con la hipótesis de la CKA, reportando *turning points* de US\$ 29.000, US\$ 9.700 y US\$ 28.300 respectivamente.

Por su parte, en uno de los trabajos más recientes en esta línea, Narayan y Narayan (2009) testean la hipótesis para una muestra compuesta por cuarenta y tres países en desarrollo, llevando adelante el análisis a nivel individual, a nivel panel y para varias sub-muestras. En lugar de plantear la tradicional estimación polinómica, y con el objetivo de evitar el problema de colinealidad entre los regresores, los autores avanzan en el análisis de cointegración para las series de emisiones de CO₂ y PBI ambas en su forma logarítmica. Sus resultados indican que sólo para quince de los cuarenta y tres países –entre los que se encuentran Argentina y Venezuela- la elasticidad ingreso de las emisiones de CO₂ es mayor

en el largo plazo que en el corto, por lo que se ha verificado una disminución en las emisiones a medida que el ingreso ha crecido. Por su parte, esta relación solo se ha verificado, en relación al estudio de panel, para las regiones de Oriente Medio y el Sur de Asia.

En resumen, si bien la evidencia sobre la validez de la CKA en economías en desarrollo es mixta, en todos los casos surgen recomendaciones de política ambiental en lugar de la adhesión a la idea de “esperar y crecer”. En términos de Grossman y Krueger (1995), los patrones de la relación entre degradación ambiental y producto reportados, reflejan las condiciones tecnológicas, políticas y económicas que se han verificado en el pasado, por lo que los países en desarrollo tienen la oportunidad de aprender de la historia y evitar los errores en que incurrieron las economías desarrolladas para sostener sus procesos de crecimiento: “Con un mayor conocimiento de los riesgos ambientales y el desarrollo reciente de nuevas tecnologías más limpias, debemos aspirar a ver cómo los países de menores ingresos dirigen su atención a la preservación del medio ambiente en estadios más tempranos de lo que se ha hecho previamente (Grossman y Krueger, 1995, pp. 372)”.

CONSIDERACIONES FINALES

En el marco del estudio de la relación entre medio ambiente y crecimiento económico, la CKA ha sido probablemente el tópico más analizado en la economía ambiental empírica durante los últimos años.

En forma resumida, la hipótesis plantea que entre degradación ambiental y producto se verifica una relación creciente hasta un determinado umbral de ingreso, o *turning point*, a partir del cual aumentos en el ingreso vienen acompañados de mejoras en las condiciones ambientales. Este patrón en forma de U invertida tiene implicancias directas sobre la decisión de implementar medidas tendientes a minimizar el impacto negativo que las actividades de producción y consumo tienen sobre el medio ambiente. En otros términos, la hipótesis implica que el producto es al mismo tiempo causa y cura del problema ambiental, de lo que se deduce que la mejor manera de mejorar las condiciones ambientales es esperar que cada economía crezca hasta alcanzar dicho umbral.

Los argumentos que sostienen la idea de la curva son numerosos. En primer término, se considera que la elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental es un factor determinante para cambiar la pendiente de la relación entre degradación ambiental y producto. Esto es así porque se asume que sólo las sociedades más desarrolladas, con necesidades básicas plenamente satisfechas, demandarán mejoras en la calidad ambiental y presionarán a realizar modificaciones en el marco institucional tendientes a controlar el impacto que sobre el medio ambiente tienen las actividades de producción y consumo. En segundo lugar, los cambios en las estructuras productivas de las economías industriales hacia economías más intensivas en el sector servicios favorecen mejoras en las condiciones ambientales toda vez que este último sector es notablemente menos contaminante y ejerce menor presión sobre los recursos naturales. Este efecto composición se conjuga con las mejoras tecnológicas para superar el impacto negativo que sobre el medio ambiente tiene la escala de la economía, logrando así revertir la pendiente de la curva. Por último, otros factores como el comercio entre naciones y la celebración de acuerdos internacionales en la materia, pueden claramente afectar la relación entre la actividad económica y el medio ambiente.

De este modo, resultan evidentes los motivos por los cuales los países en desarrollo presentarían una relación positiva entre producto y daño ambiental, hallándose en el tramo ascendente de la CKA. Dado que la insatisfacción de necesidades básicas, la elevada desigualdad en la distribución del ingreso y la marcada debilidad institucional son factores que hacen que las condiciones medioambientales adversas persistan en este tipo de economías, es probable que aún superadas las primeras instancias del desarrollo, los factores que convierten la relación entre degradación ambiental y producto en virtuosa no comiencen a operar y el *turning point* se desplace progresivamente hacia mayores niveles de ingreso. Si esto sucede, los países en desarrollo no se encontrarían en el tramo creciente de la curva, sino que la relación entre degradación y producto seguiría un patrón monótono y creciente en lugar de uno con forma de U invertida.

En relación a la contrastación empírica de la hipótesis de la CKA, la evidencia no es en absoluto concluyente. Mientras la curva parece verificarse para algunos contaminantes particulares, en muestras conformadas principalmente por países desarrollados, resulta claro que los resultados dependen crucialmente del contaminante considerado, la especificación econométrica propuesta y la composición de la muestra. En resumen, para el caso de varios contaminantes que parecen verificar la curva, los *turning point* reportados se encuentran muy alejados del rango muestral, y la evidencia en favor de la hipótesis se reduce en la medida en que se agrega a la muestra considerada un mayor número de países en desarrollo. En relación a estos últimos, la evidencia empírica no es tan amplia, principalmente en atención a los problemas de disponibilidad de datos. No obstante esto, los resultados reportados para este tipo de economías es mixta, y en términos generales se considera poco conveniente la premisa de esperar y crecer para mejorar las condiciones ambientales. La desigualdad en la distribución del ingreso, la debilidad institucional y los problemas de *enforcement* parecen ser determinantes en las economías menos desarrolladas. Como se analizará en detalle en el próximo capítulo, pese a no ser mayormente responsables del deterioro ambiental a nivel global, estos países son lo que sufren mayormente sus consecuencias debido a su elevado grado de vulnerabilidad.

En los últimos años, el agravamiento del fenómeno del cambio climático ha alentado los esfuerzos por analizar la relación entre el producto y las emisiones de gases contaminantes, y en este contexto ha cobrado especial relevancia el análisis de la Curva de Kuznets Ambiental para el caso del CO₂, conocida en la literatura como Curva de Kuznets de Carbono. Los estudios empíricos no favorecen la hipótesis en este caso, reportando mayormente relaciones monótonas crecientes entre el producto y las emisiones de CO₂.

En este contexto, y dada la escasa evidencia empírica disponible sobre CKC para la región de América Latina y el Caribe, queda planteado el objetivo de contrastar la hipótesis para una muestra compuesta por veintitrés países de la región durante el período 1970-2008. Si como se presume en atención a ciertas características estructurales de los países de la muestra, no es posible validar una relación estable de largo plazo entre emisiones de CO₂ y producto a partir del análisis individual y de panel, se vuelve necesario encontrar otros determinantes para explicar el sendero de emisiones, plausibles de ser objeto de política ambiental. En este contexto, adquiere gran relevancia el diseño de políticas de mitigación y adaptación al cambio climático en una región que, de continuar el ritmo actual de emisiones, sufrirá en los próximos años un impacto negativo difícil de revertir.

III. LA CURVA DE KUZNETS DE CARBONO EN AMÉRICA LATINA: EVIDENCIA EMPÍRICA

Capítulo 3

BASES DEL ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

Habiendo expuesto los argumentos por los que resulta relevante la contrastación de la CKA para el caso de las emisiones de dióxido de carbono, y en vistas a la escasez de estudios que aporten evidencia empírica sobre la validez de la curva para muestras compuestas únicamente por países en desarrollo, este capítulo tiene por objetivo la descripción de los datos empleados y la muestra considerada para la contrastación de la CKC en América Latina.

El apartado 3.1 describe las series involucradas en las estimaciones, así como sus fuentes y metodología de cálculo en el caso de las emisiones. Se presenta asimismo la estadística descriptiva de la muestra a nivel individual, para la totalidad del panel, y para tres sub-paneles propuestos en atención a las diferencias en nivel de ingreso de los países que componen la muestra y a ciertas particularidades en el comportamiento de las series observadas. El apartado 3.2 resume las principales características de los veintitrés países incluidos en la muestra, haciendo especial énfasis en aquellas que permiten su clasificación como países en desarrollo. A las características generales de cada economía se adicionan consideraciones sobre distribución del ingreso, composición de la matriz energética y estructura del sistema productivo, por tratarse de factores relevantes al momento de interpretar los resultados de las estimaciones.

Por último, el apartado 3.3 del capítulo ilustra brevemente la relevancia del problema del cambio climático en América Latina y el Caribe. El análisis hace especial énfasis en los motivos por los cuales se considera una región altamente vulnerable a los efectos del calentamiento global y por ende requiere la

implementación de políticas de mitigación y adaptación para minimizar el impacto del cambio climático.

3.1. LOS DATOS

En este trabajo, la contrastación de la hipótesis de la CKC para América Latina se lleva adelante utilizando la información sobre emisiones provista por OLADE (Organización Latinoamericana de Energía) en el módulo del área de Impacto Ambiental del Sistema de Información Económico Energética (SIEE). En dicho módulo, la información relativa a contaminantes atmosféricos se presenta a través de dos métodos avalados por el IPCC: el método de referencia y el método de tecnologías.

El primero de ellos emplea para el cálculo de emisiones, indicadores relativos al consumo aparente, contenido de carbón, y consumo no energético de las diversas fuentes de energía¹⁴, los factores de emisión asociados a dichos consumos y las fracciones de carbón almacenado y carbón oxidado informadas por cada país para cada año. El método de tecnologías, por su parte, utiliza la información básica reportada por cada país según las actividades energéticas desarrolladas por cada fuente de energía. A los datos informados se les aplican factores de contaminación específicos para cada tecnología y se obtienen así las emisiones de CO₂ por contaminante. En ambos casos las emisiones computadas son únicamente las provenientes del consumo de combustibles fósiles, quedando fuera del análisis las generadas por cambios de uso de la tierra y otras fuentes.

La serie escogida para la validación en este trabajo es la de emisiones de CO₂ per capita, dado que el objetivo es analizar la relación entre contaminación atmosférica y producto, incorporando asimismo consideraciones demográficas en la estimación. La incorporación de los indicadores en términos per capita permite así tener en cuenta el daño ambiental relativo y no el impacto absoluto que sobre la calidad del medio ambiente ejerce la actividad económica. Por los mismos motivos, la estimación de la CKC emplea el PBI por habitante en dólares constantes de 1990 reportado por OLADE.

¹⁴ Petróleo, gas natural, carbón mineral, gas licuado, gasolinas y alcohol, kerosene y turbo, diesel oil, fuel oil, coques, leña, productos de caña y otras fuentes de menor participación.

3.1.1. Estadística descriptiva por país

La muestra bajo estudio está conformada por veintitrés países pertenecientes a la región de América Latina y el Caribe, cuyo rango de ingresos per capita a lo largo del período bajo estudio (1970-2008) se encuentra entre U\$S 254 y U\$S 11.102,15. Datos del año 2008 indican que la población total de este grupo de países alcanza los 555 millones de habitantes, concentrando el 8,3% de la población mundial, mientras el PBI a precios corrientes del mismo año representa sólo el 7% del total del PBI mundial.

Como puede observarse en el Gráfico 3.1, en más de la mitad de los países de la muestra (Argentina, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, República Dominicana, Uruguay y Venezuela) la serie de PBI per capita exhibe una marcada caída en los últimos años de la década del 70 y principios de la del 80, que se corresponde con la sucesión de shocks externos negativos que afectó a los países de la región, en el marco de la llamada *crisis de la deuda*¹⁵. Si bien este comportamiento de las series de producto podría ser suavizado empleando series de PBI ajustadas por paridad de poder adquisitivo (PPA), la menor longitud temporal de las series de PBI_{PPA} disponibles hizo, a los fines de este estudio, más conveniente la utilización del PBI per capita en términos constantes¹⁶.

Si bien está conformada por veintidós países en desarrollo y un solo país clasificado como desarrollado (Barbados)¹⁷, la muestra puede asimismo ser subdividida según el método propuesto por el Banco Mundial en el World Bank Atlas. De acuerdo a dicha clasificación, las economías se consideran de Bajos Ingresos

¹⁵ Para una clara descripción de las causas y consecuencias de dicho proceso en los países de América Latina véase Damill y Fanelli (1994).

¹⁶ Teniendo disponibilidad de datos sobre PBI_{PPA} solo hasta el año 2005, existen dos razones para utilizar las series de PBI sin tal ajuste. En primer término, la definición de la CKA como un fenómeno de largo plazo genera la necesidad de emplear la mayor cantidad de información temporal posible en su validación empírica. En segundo lugar, los últimos tres años del período bajo estudio (2005 a 2008) registran una evolución marcadamente creciente en las emisiones de varios de los países de la muestra, por lo que resulta crucial incorporarlos al análisis de la relación entre CO₂ y producto.

¹⁷ Se considera la definición de las Naciones Unidas, según la cual son desarrollados aquellos países que entran en el primer cuartil de la clasificación por Índice de Desarrollo Humano (IDH muy alto). Según el Informe de Desarrollo Humano 2010, sólo Estados Unidos, Canadá y Barbados cumplen dicha condición en América.

cuando su ingreso nacional bruto (GNI) para el año 2009 no supera los US\$ 995, de Ingresos Medios Bajos cuando el GNI se encuentra entre US\$ 996 y US\$ 3.945; de Ingresos Medios Altos cuando el GNI se encuentra entre US\$ 3.946 y US\$ 12.195 y de Ingresos Altos cuando supera los US\$ 12.196.

Considerando los valores de GNI reportados por el Banco Mundial para el año 2008¹⁸, sólo uno de los países de la muestra entra en la clasificación como país de ingreso bajo (Haití), ocho como de Ingresos Medios Bajos (Bolivia, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Honduras, Nicaragua, Paraguay), once como países de Ingresos Medios Altos (Argentina, Barbados, Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile, Jamaica, México, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela) y sólo uno como economía de Ingresos Altos (Trinidad y Tobago).

En relación a las series de emisiones de CO₂ per capita, se destacan los bajos niveles reportados por algunos de los países de ingresos medios bajos (El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Paraguay) y los niveles de Haití y Trinidad y Tobago, ubicados en el extremo inferior y superior de la muestra respectivamente. Con respecto a la evolución temporal, se destaca durante el período muestral un marcado crecimiento de las emisiones de CO₂ per capita en los casos de Barbados (240%), Trinidad y Tobago (247%), Ecuador (261%) y República Dominicana (269%), si bien en los últimos dos países los niveles alcanzados son notoriamente menores. Los restantes países de la muestra exhiben un comportamiento relativamente estable durante el período bajo estudio.

El Gráfico 3.1 presenta en forma conjunta las series de emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita consideradas en la estimación de la CKC para cada uno de los países de la muestra. Una primera inspección gráfica indica que en la mayoría de los casos puede observarse un marcado co-movimiento entre ambas series, no pudiéndose distinguir *a priori* si se encuentran vinculadas o si la relación entre ellas resulta espuria¹⁹.

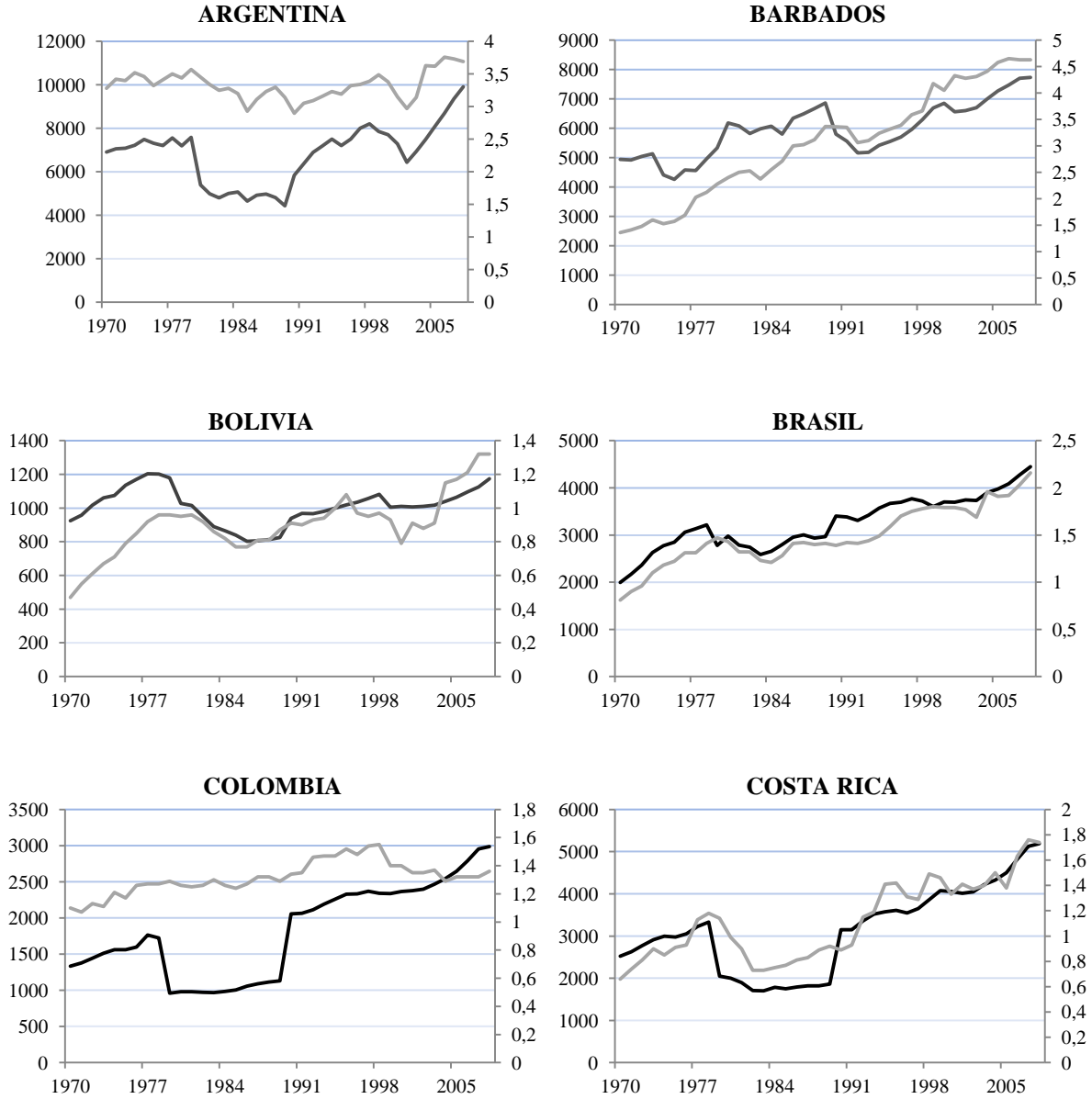
La Tabla 3.1 del Anexo del capítulo resume la estadística descriptiva para cada uno de los veintitrés países incluidos en el análisis.

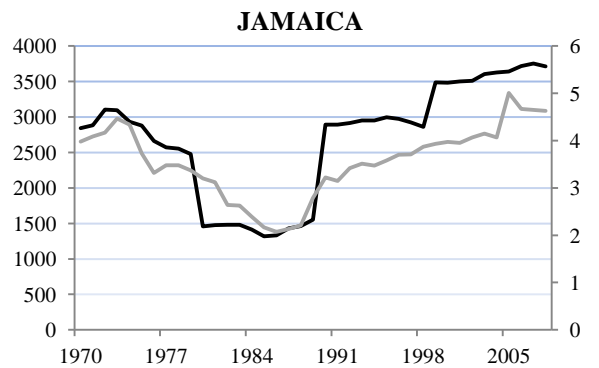
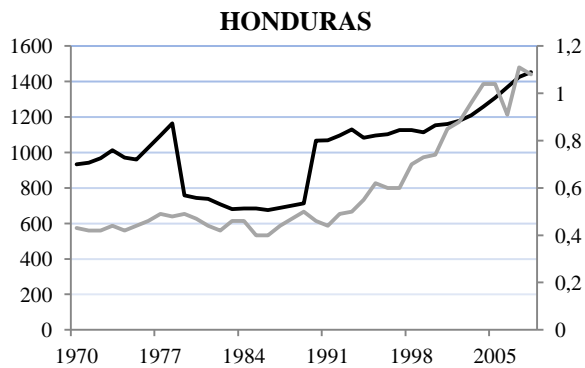
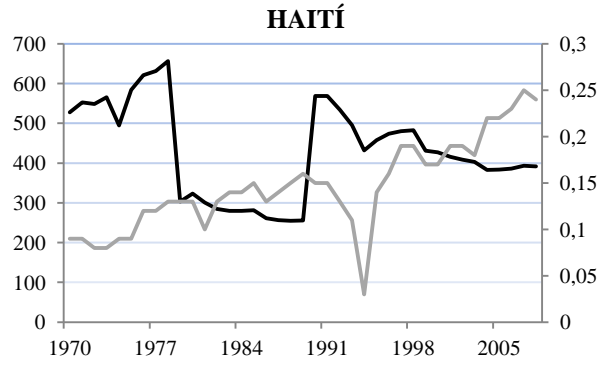
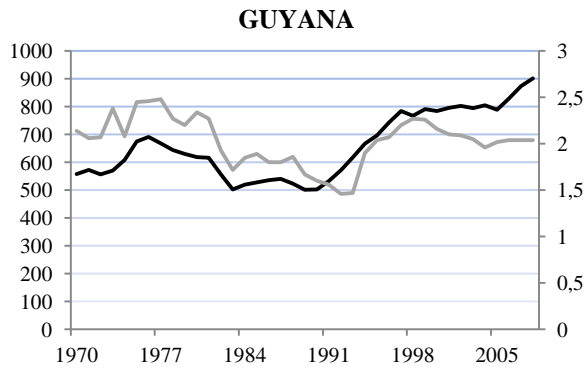
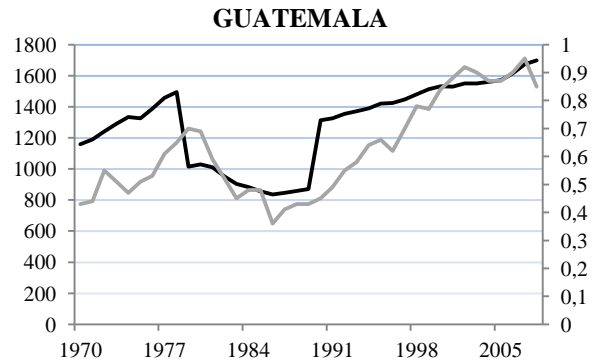
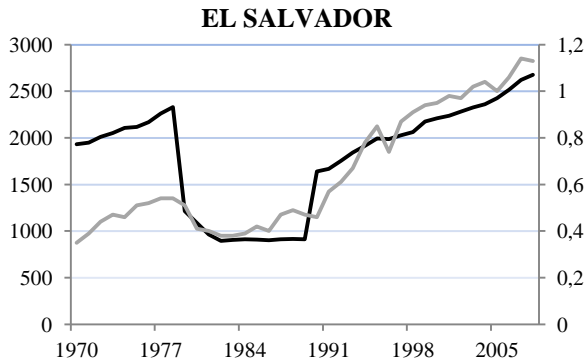
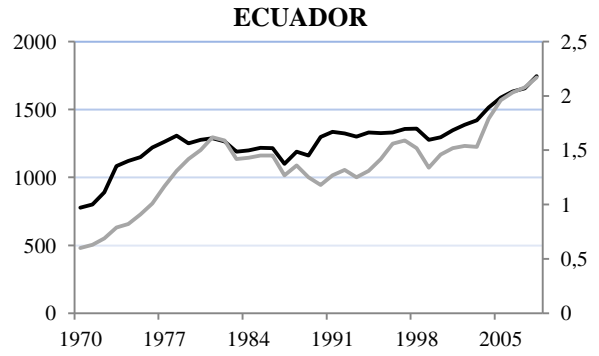
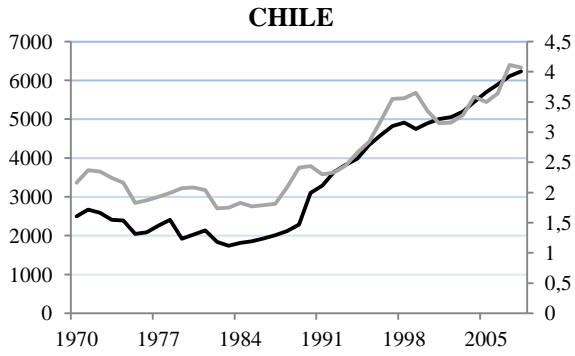
¹⁸ Fuente: <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GNP.PCAP.CD>

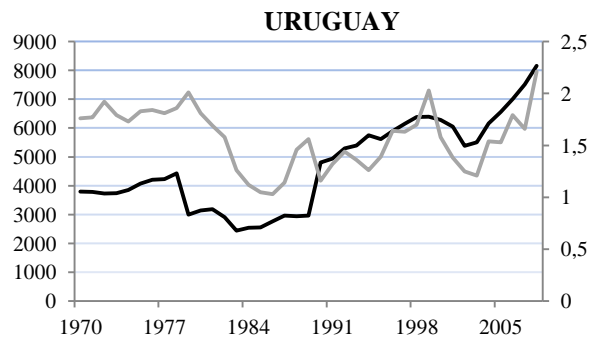
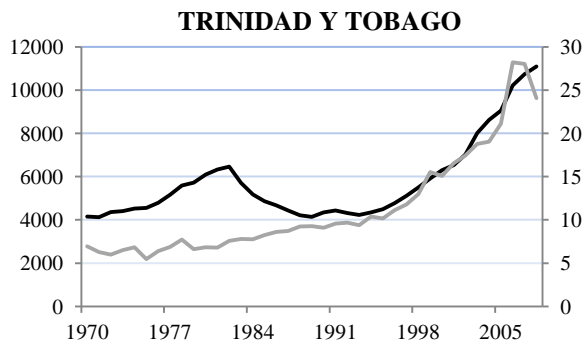
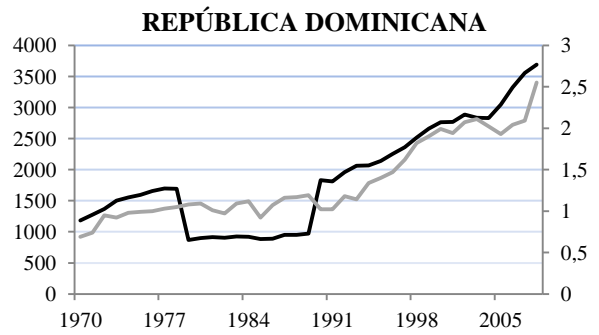
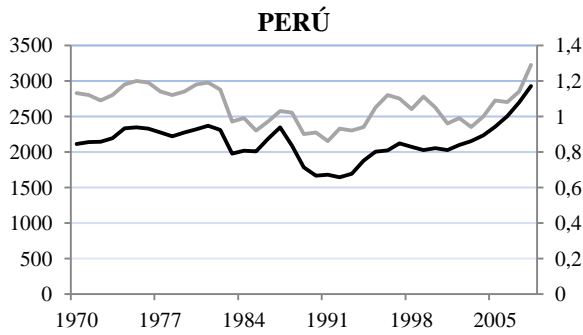
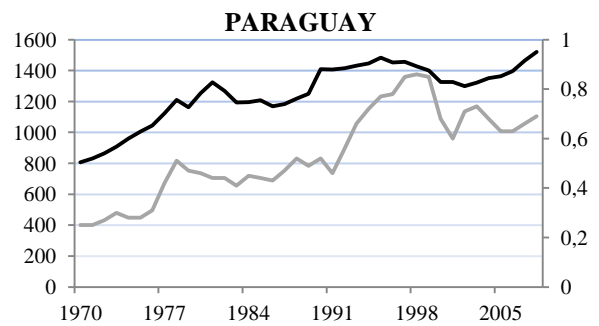
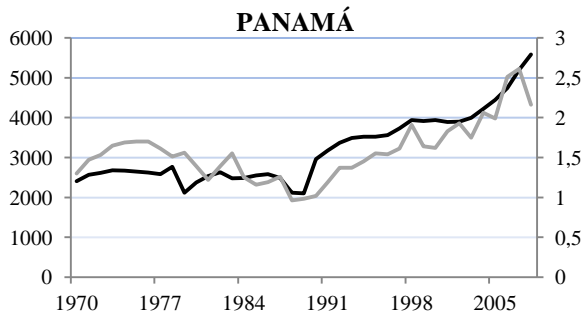
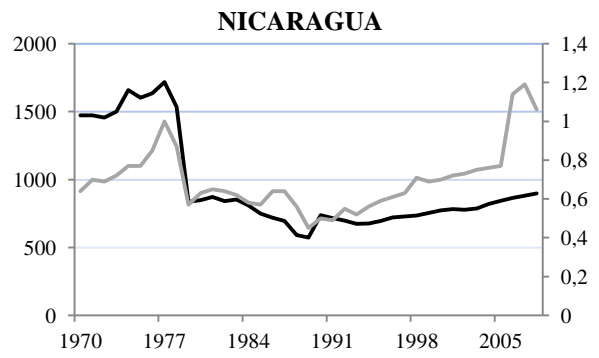
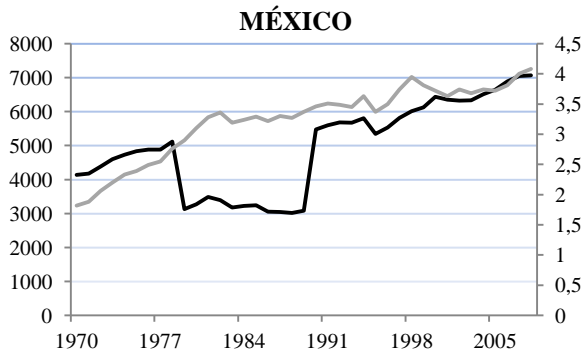
¹⁹ Se volverá en detalle sobre este punto en el marco del análisis de estacionariedad propuesto en el Capítulo 4.

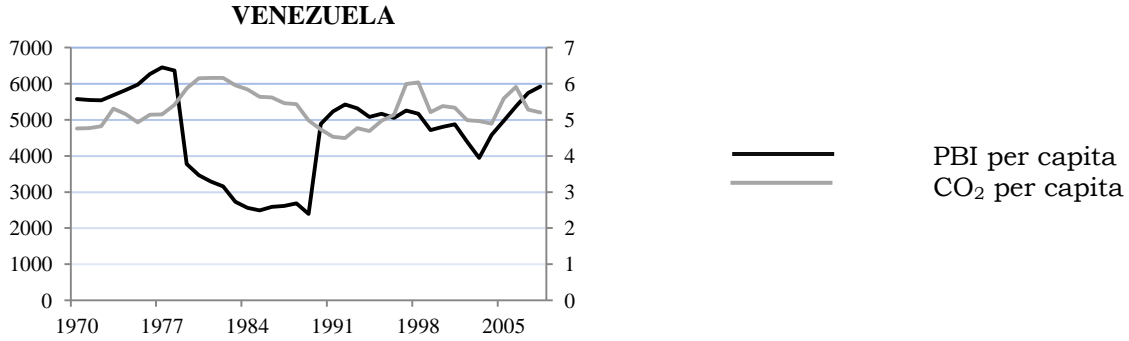
Gráfico 3.1

Evolución temporal de las series de emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita









Fuente: Elaboración propia en base a OLADE-SIEE

3.1.2. Estadística descriptiva de panel

El análisis de la hipótesis de la CKC para América Latina se desarrolla en los próximos capítulos a nivel individual, para los países detallados en 3.1.1, y a nivel panel para las veintitrés economías en forma conjunta. Asimismo, existen varias razones que justifican la sub-división del panel con el objetivo de estudiar la validez de la hipótesis para diferentes sub-muestras.

En primer término, todas las estimaciones de panel agrupan individuos que no necesariamente comparten todas las características estructurales que pueden afectar la relación entre la actividad económica y las emisiones de CO₂. Más aún, muchas diferencias estructurales no son plausibles de ser contempladas a través de la sola incorporación de un término de error específico para cada país. Es evidente que la incorporación de otros regresores a la estimación tradicional podría captar parte de dichos efectos diferenciales, pero el objetivo de este trabajo sigue siendo el análisis de la relación estructural existente entre emisiones de CO₂ y PBI, por lo que la elección de esta alternativa queda pendiente para futuras ampliaciones de este estudio.

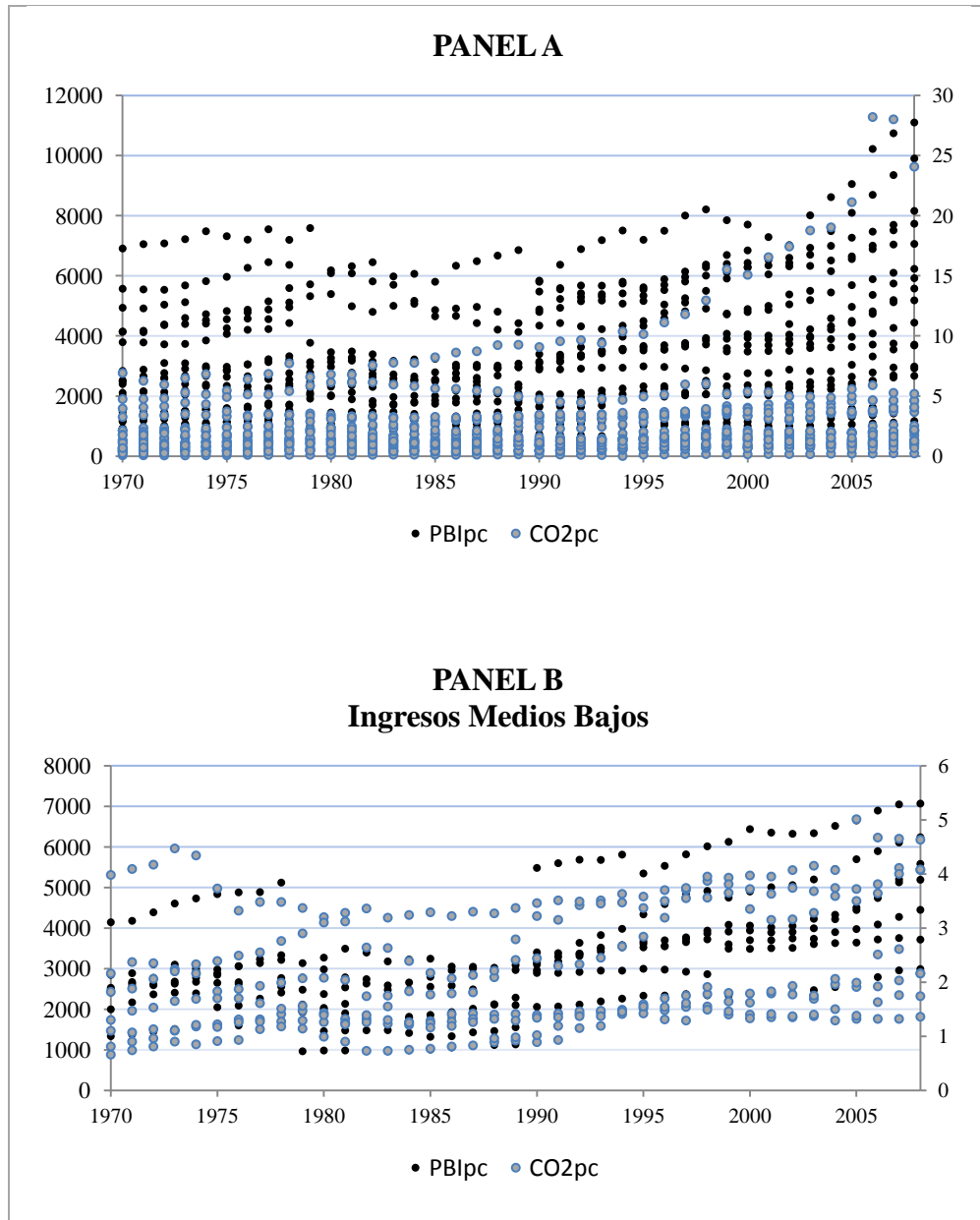
En segundo lugar, la posibilidad de verificar la hipótesis de la CKC depende crucialmente del estadio de desarrollo alcanzado por cada economía. Si bien los países latinoamericanos no presentan un grado de desarrollo excesivamente dispar, las diferencias entre ellos deben necesariamente ser tenidas en cuenta a los efectos de analizar la relación empírica entre emisiones y producto.

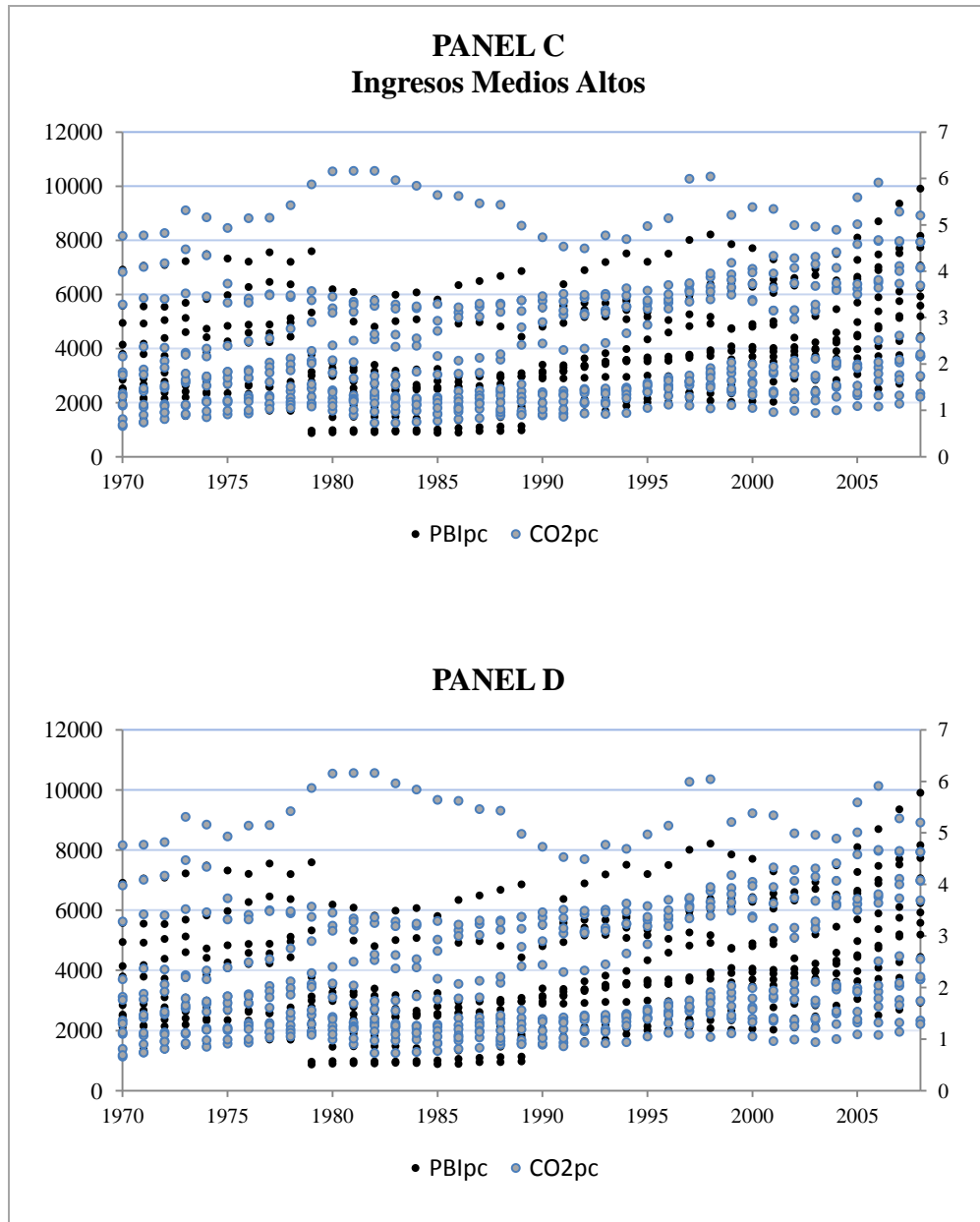
Por último, y atento la escasa evidencia reportada en favor de la hipótesis, el análisis a nivel más agregado otorga un mayor grado de robustez a las estimaciones, toda vez que permite ganar potencia con relación a las estimaciones individuales. Por tanto, este trabajo avanza en la contrastación de la hipótesis de la CKC para un panel conformado por la totalidad de países comprendidos en la muestra, a partir de ahora el panel A, y tres sub-paneles conformados en base a la clasificación que el Banco Mundial realiza por Ingreso Nacional Bruto, calculado por el método propuesto por el World Bank Atlas detallado en el apartado anterior. De acuerdo a esta clasificación, quedan definidos un panel de ingresos Medios Bajos, en adelante panel B, y uno de Ingresos Medios Altos, panel C. Asimismo, con el objetivo de mejorar la estimación a través del control de *outliers*, se propone el análisis de cointegración para un cuarto panel (D), conformado por todos los países de la muestra exceptuando Haití y Trinidad y Tobago (único país que entra en la clasificación de Banco Mundial como país de ingresos bajos, y único que entra como país de ingresos altos respectivamente)²⁰. Los resultados para estos dos casos se reportan únicamente en las secciones relativas al análisis individual.

El Gráfico 3.2 presenta el diagrama de dispersión entre emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita para cada uno de los cuatro paneles propuestos. La estadística descriptiva correspondiente se presenta en la tabla 3.2 del Anexo del capítulo.

²⁰Los resultados de los tests estadísticos que clasifican las observaciones de ambos países como *outliers* se encuentran a disposición bajo requerimiento expreso al autor.

Gráfico 3.2.
Emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita.
Diagramas de dispersión para datos de panel





Fuente: Elaboración propia en base a OLADE-SIEE

3.2. CARACTERÍSTICAS ESTRUCTURALES DE LOS PAÍSES DE LA MUESTRA

Como se mencionara, de acuerdo a la clasificación del Banco Mundial en función del nivel de ingresos, la muestra está compuesta por un país de bajos

ingresos, ocho países de ingresos medios bajos, once países de ingresos medios altos y un país de ingresos altos no-OCDE.

Pese a esta disparidad todos los países incluidos comparten un elevado grado de desigualdad en la distribución del ingreso²¹. En el marco de análisis de la CKC, esta particularidad no reviste una importancia menor, ya que la demanda de calidad ambiental es uno de los argumentos más sólidos para explicar el cambio de pendiente de la relación entre degradación ambiental y producto. Como se expuso en el apartado 1.2.1, en la medida en que la inequidad del ingreso se acentúe, la demanda de bienes inferiores será mayor y lógicamente menor la demanda de bienes y servicios ambientales –considerados de lujo-, impidiendo el alcance del *turning point* a partir del cual la relación entre ambas variables se vuelve virtuosa. En efecto, resultan notables las diferencias entre los coeficientes de Gini reportados para algunos países de la muestra, y los correspondientes a algunos países desarrollados para los que existe alguna evidencia de verificación de la CKA. La situación de América Latina y el Caribe es particularmente crítica en comparación con la de los países de la OCDE, ya que presenta un Coeficiente de Gini promedio de 0.54, mientras que en estos últimos el promedio es de 0,31²².

Otro factor común a casi todos los países incluidos en la muestra es el elevado porcentaje de población en situación de pobreza. Los datos provistos por la división de estadísticas de CEPAL²³ indican que en el año 2008, el 33% de la población latinoamericana se encontraba en situación de pobreza. Sin embargo, esta proporción difiere notablemente entre países, compartiendo Chile y Uruguay el menor registro (13,7%), mientras otros exhiben indicadores de una situación de pobreza extremadamente crítica. Este último es el caso de Ecuador y Paraguay (42,7% y 58.2% respectivamente en 2008), Bolivia y Honduras (54% y 68,9%

²¹ Incluso en Barbados, único país desarrollado de la muestra según el índice de desarrollo humano de las Naciones Unidas, uno de cada ocho habitantes vive en condición de pobreza, reflejo del elevado grado de desigualdad en la distribución del ingreso (Banco Mundial, 2010).

²² De acuerdo a la información provista por la división de estadísticas de la OCDE (<http://stats.oecd.org>), la situación de la desigualdad en la distribución del ingreso dentro de los países de la OCDE es también relativamente dispar, pues mientras muchos de los países europeos presentan valores inferiores al 0.30 (Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, República Checa, Francia, Hungría, etc.), otros países presentan niveles cercanos al 0.40 (España, Estados Unidos, Italia, entre otros).

²³ <http://www.eclac.org>

respectivamente en 2007), Guatemala (54.8% en 2006), Nicaragua (61,9% en 2005) y Haití (65% en la última medición disponible, EarthTrends-WRI, 1987).

La pobreza y el sector energético se encuentran estrechamente relacionados, por lo que tanto el grado de cobertura de los requerimientos energéticos, como la forma en que éstos se satisfacen, pueden ser indicadores de la situación social de una región²⁴. Asimismo, la forma en que se satisfacen dichos requerimientos determina el nivel de emisiones alcanzado por cada economía. En este sentido, debe remarcarse el rol que cumplen ciertas fuentes no comerciales e ineficientes en la cobertura energética de los países de la muestra. En efecto, es habitual en casi toda América Latina la cobertura de los requerimientos de los sectores residenciales con fuentes no comerciales que al mismo tiempo presentan una calidad relativamente menor, como bagazo y leña (OLADE/CEPAL/GTZ, 2003).

La disminución en las emisiones de CO₂ derivada de una menor intensidad energética en los países desarrollados, viene dada por el paso de una economía agrícola, a una economía industrial energo-intensiva y finalmente a una economía con mayor participación del sector servicios (Stern, 2004). Por este motivo, la composición de la matriz energética adquiere particular relevancia al analizar la validez de la CKC en los países en desarrollo.

En este sentido, los países que componen la muestra presentan una elevada concentración de su oferta interna de energía en hidrocarburos, exceptuando los países más pobres de la región, que utilizan mayoritariamente biomasa. En efecto, los combustibles líquidos fueron en 2007 responsables del 62,5% de las emisiones de la región, mientras que la contribución de la quema de carbón a las emisiones sólo alcanza un 8%, que se concentra principalmente en Brasil, México y Colombia. Por otro lado, pese al importante rol que la hidroenergía ha cumplido en el abastecimiento energético de varios países de la región²⁵, se observa una muy baja participación de fuentes renovables de energía. Esto, sumado a la elevada participación de la generación térmica en el total de la oferta

²⁴ Shonali y Spreng (2003) proponen la utilización del consumo de energía como una medida de pobreza alternativa, la pobreza energética (*energy poverty*), como complemento de las medidas monetarias de pobreza, particularmente de aquellas basadas en el ingreso y el consumo.

²⁵ Participación superior al 70% en Bolivia, 68% en Perú y 50% en Ecuador (Banco Mundial, 2009).

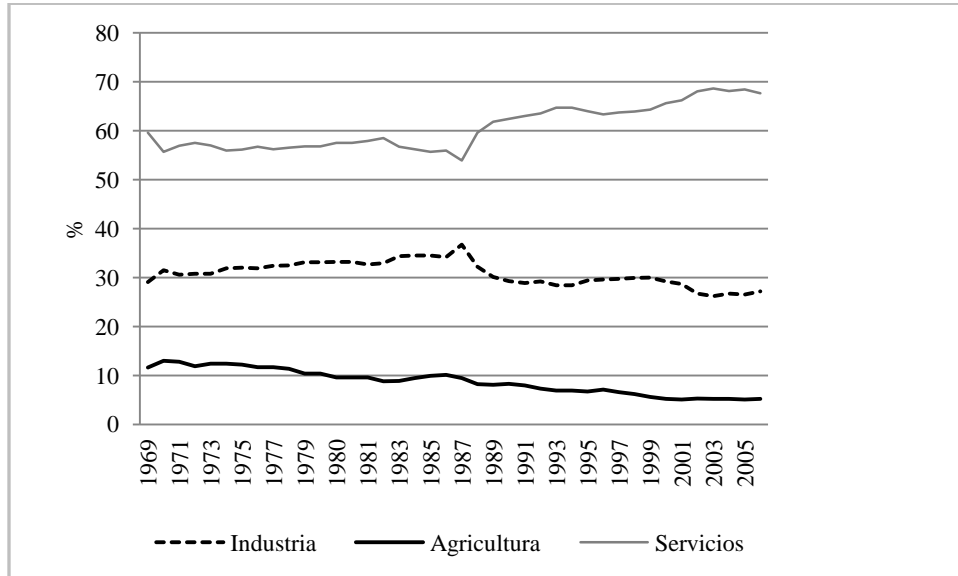
eléctrica²⁶, implica que el sector energético es uno de los mayores contribuyentes al total de emisiones, y que hasta el momento, no es notable la difusión de energías más limpias capaces de generar el efecto tecnología de Grossman y Krueger (1991) para contribuir al cambio de pendiente de la CKA.

La estructura económica sectorial es asimismo relevante para analizar la posibilidad de que se verifique en cierta medida un efecto composición que, en forma conjunta con el cambio tecnológico, contrarreste el efecto que tiene la actividad económica sobre el total de emisiones de CO₂. En este sentido, los países de la muestra exhiben un comportamiento relativamente estable entre 1965 y 2006, con una tendencia levemente decreciente de la agricultura, que constituyó el 5.2% del PBI de la región en el año 2006 (WRI, 2009). Como se observa en el Gráfico 3.3, en el caso de la industria y los servicios, ambos presentan una tendencia contrapuesta a partir del año 1987, creciendo la participación de los servicios, que alcanzan un 67% del total del PBI en 2006, y disminuyendo la participación de la industria al 27.2% en el mismo año. En línea con lo expuesto en el Capítulo 1, y teniendo en cuenta que los países de la muestra se clasifican casi en su totalidad como países en desarrollo, resulta claro que la prevalencia del sector servicios puede en estos casos ser considerada un indicador de sub-desarrollo y no de transición desde una economía básicamente industrial a una basada en el sector terciario. De este modo, el efecto composición podría perder relevancia como factor determinante del cambio de pendiente de la CKA, toda vez que en este tipo de economías la mayor participación del sector servicios no parece garantizar *per se* la prevalencia de actividades menos contaminantes.

²⁶ Los casos más notables de predominio de la generación térmica en el total de la oferta eléctrica son los de Guyana (100%), Trinidad y Tobago (98%), República Dominicana (87%), México (84%) y Honduras (65%) (Fuente: OLADE – SIEE).

Gráfico 3.3

Evolución de la participación sectorial en el PBI para América Latina y el Caribe



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Earth Trends WRI, 2009.

Habiendo resumido las principales características de las economías que conforman la muestra bajo estudio, la siguiente sección aborda la relevancia del problema del cambio climático en los países de América Latina y el Caribe, haciendo especial énfasis en los costos que el agravamiento del fenómeno generaría para la región.

3.3. AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE ANTE EL CAMBIO CLIMÁTICO

Los efectos del calentamiento global sobre la actividad económica han sido ampliamente discutidos en los últimos años. Dado el elevado grado de correlación observable entre las emisiones de CO₂ y la temperatura media de la tierra²⁷, han proliferado los estudios sobre los posibles efectos del cambio climático a mediano y largo plazo. Basados mayormente en los informes provistos periódicamente por el

²⁷ Ver UNEP/GRID Arendal Maps and Graphics Library, Temperature and CO₂ concentration in the atmosphere over the past 400 000 years, <http://maps.grida.no/go/graphic/temperature-and-co2-concentration-in-the-atmosphere-over-the-past-400-000-years>

IPCC, numerosos autores, entre los que se destacan Stern (2007) y Cline (2007), han abordado esta problemática, estableciendo los posibles impactos del calentamiento global en diferentes escenarios de emisiones. En términos generales, todos ellos concuerdan sobre la relevancia de este fenómeno a raíz de la observación de un mayor ritmo de elevación del nivel del mar –ocasionado por el derretimiento acelerado de las capas de hielo–, acidificación de los océanos, mayor frecuencia en la sucesión de fenómenos climáticos extremos –inundaciones, sequías, huracanes y ciclones–, y marcadas alteraciones en los patrones de precipitaciones observados.

Sin embargo, resulta evidente que el cambio climático antropogénico se acentúa principalmente en respuesta a las emisiones de un grupo de países que concentra los mayores niveles de CO₂ emitidos a la atmósfera. Entre ellos, se destacan como principales emisores China, los Estados Unidos, India y la Federación Rusa, que en el año 2009 registraron 7.518, 5.942, 1.539 y 1.535 millones de toneladas métricas de CO₂ respectivamente, alcanzando una participación del 24,2% en el total de emisiones en el primer caso, 19,1% en el segundo, y 4,9% en los dos últimos²⁸ (British Petroleum (BP), 2010).

Lejos de estos niveles se ubican los países de América Central y del Sur, que en conjunto sólo alcanzan una participación del 3,7% en el total mundial de emisiones de CO₂, a los que se suma México, que registro en 2009 437 millones de toneladas, representando un 1,4% del total mundial²⁹. El Gráfico 3.4 presenta la evolución regional de las emisiones de CO₂ para los años 1990, 2000 y 2009.

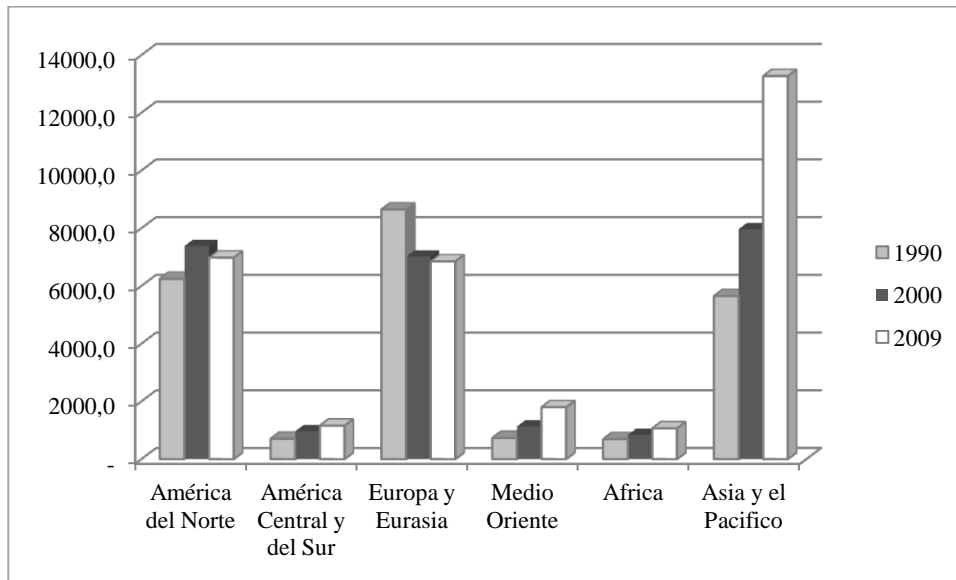
Para CEPAL (2009), es posible delinear un perfil único de emisiones de GEI para la región, en el cual tres grandes rubros alcanzan participaciones casi igualitarias en el total de CO₂ emitido. Así, se estima que en América Latina y el Caribe, el 32% de las emisiones se origina en actividades de ganadería y

²⁸ No obstante la elevada participación, debe distinguirse la situación de los Estados Unidos y la Federación Rusa, que disminuyeron sus emisiones de CO₂ entre los años 2008 y 2009 en un 6,5% y 8,4% respectivamente, de la de China y la India, que registraron entre ambos períodos un crecimiento en las emisiones del 9,1% y el 7% respectivamente (BP, 2010).

²⁹ En términos generales, y por razones técnicas, las mediciones de CO₂ computan las emisiones provenientes del uso de combustibles fósiles. Si en el cálculo de emisiones se incluyen las provenientes de cambios en el uso de la tierra, se estima que la participación de América Latina y el Caribe sobre el total mundial asciende al 9% (WRI, 2010).

silvicultura, el 31% en agricultura y cambios de uso de la tierra y el 31% restante en el sector energético (incluyendo transporte).

Gráfico 3.4
Evolución de las emisiones regionales de CO₂
Años 1990, 2000 y 2009



Fuente: Elaboración propia en base a datos de British Petroleum (BP, 2010).

Pese a esta escasa participación sobre el total mundial de emisiones (5.1%), y a su gran heterogeneidad geográfica y topográfica, numerosos factores convierten a América Latina y el Caribe en una de las regiones más vulnerables ante los efectos del calentamiento global (Ríos y Da Motta Veiga, 2010). El avance de la deforestación, las frecuentes inundaciones de zonas costeras, el proceso de desertificación que sufren numerosas áreas agrícolas y la pérdida de biodiversidad, son los ejemplos más notables de que los cambios en las condiciones climáticas han afectado notablemente a la región en los últimos años. Esta vulnerabilidad está dada principalmente por dos factores: la prevalencia de patrones de producción y consumo intensivos en carbono -directamente relacionada con la composición de las matrices energéticas de los países de la región-, y la escasez o ausencia de mecanismos de control de los cambios en el uso de la tierra, que permiten la deforestación de grandes extensiones de bosques nativos y madereros

para afectar las tierras a producción agrícola y pastoreo. En este contexto, se prevé que los mayores impactos negativos del fenómeno del calentamiento global en la región se registren en la actividad agrícola, la pesca y la generación de energía.

Entre los autores que abordan los efectos del cambio climático en América Latina, Cline (2007) sugiere que existe una buena razón para no restarle importancia a los riesgos a los que se expone la agricultura a causa del calentamiento global. Si bien la participación de este sector en el PBI no es especialmente elevada en América Latina y el Caribe en su conjunto (5,2% en 2006), en muchos de los países de la región la actividad agrícola adquiere gran relevancia como medio de subsistencia. Por este motivo, disminuciones en los rendimientos ocasionadas en cambios en los patrones climáticos, podrían tener un impacto directo sobre la satisfacción de necesidades básicas y por ende sobre los niveles de pobreza. Si bajo la hipótesis de la CKC, se espera que progresivos aumentos en el ingreso lleven a las economías de la región a alcanzar un *turning point* en la relación entre emisiones y producto, resulta evidente que naciones con mayor porcentaje de población en situación de pobreza tardarán más tiempo en lograrlo. Ya sea porque requieren un mayor esfuerzo para elevar el ingreso hasta el nivel correspondiente al punto de inflexión, o a que dicho nivel experimenta un desplazamiento hacia la derecha.

En relación a los efectos que la agricultura podría sufrir a causa del calentamiento global, existe consenso en que un aumento mínimo en la temperatura en la superficie de la tierra podría beneficiar la actividad en aquellas regiones más frías y mayores concentraciones de CO₂ elevarían los rendimientos de la agricultura a través de la llamada fertilización carbónica (*carbon fertilization*). Sin embargo, la mayor parte de los países en desarrollo de menores ingresos se ubican en zonas cercanas al ecuador, donde las temperaturas permiten holgadamente el cultivo en la actualidad y donde, por ende, mayores temperaturas generarían disminuciones y no aumentos en los rendimientos de la agricultura.

Con el objetivo de analizar la evolución de los rendimientos agrícolas, Cline (2007, 2008) lleva adelante una proyección basada en la metodología del IPCC, utilizando dos modelos que emplean como input las previsiones sobre temperatura

y precipitaciones para ciento dieciséis áreas geográficas alrededor del mundo³⁰. Bajo el escenario de base o *business as usual (BAS)*³¹ del IPCC (2001), se estima que las emisiones de CO₂ provenientes de combustibles fósiles pasarán de 7 billones de toneladas en 2007 a alrededor de 16 billones en el año 2050 y 29 billones en 2100, mientras que en términos de concentraciones, el carbono aumentará de las 280 partes por millón (ppm) de la era preindustrial y las 388 ppm actuales (ESRL/NOAA³², 2010), a 735 ppm en 2085. Asimismo, la combinación de seis modelos climáticos predice un incremento de la temperatura promedio de 5°C en las áreas terrestres y 4.4°C en zonas cultivables, ambos valores algo mayores que los 3°C de aumento previstos para el total del planeta. Por su parte, se prevé que las precipitaciones se eleven, pero sólo en un 3%.

Con estas previsiones, los resultados de Cline (2008) indican que las regiones más afectadas por el cambio climático en el año 2080 en términos de potencial agrícola serán África, con disminuciones previstas en 28% y 17% según se consideren o no los beneficios de la fertilización carbónica (FC); América Latina, con disminuciones del 24% y 13% respectivamente; Oriente Medio y Norte de África, con el 21% y 9%, y el resto de Asia con disminuciones en el potencial agrícola estimados en 19% y 7%³³. A nivel más agregado, el trabajo concluye que los países en desarrollo, en promedio, sufrirán para 2080 disminuciones en el potencial agrícola equivalentes al 19,7% (sin FC) y 7,7% (con FC), mientras que los países industriales experimentarán una disminución del 6,7% sin considerar la FC pero un incremento del 7,7% en el potencial si dicho fenómeno se tiene en cuenta. Para América Latina, por su parte, Cline (2007) encuentra que dentro de la región, el país que registrará mayores cambios en el potencial agrícola como consecuencia del cambio climático es México (-35,4% sin FC y -25,7% con FC), seguido por

³⁰ Cline (2007) computa observaciones para sesenta y ocho países, diez regiones (que contienen un total de treinta y nueve países) y sub-zonas de los siete países de mayor superficie (China, India, Estados Unidos, Canadá, Australia, Rusia y Brasil).

³¹ Escenario que supone la inexistencia de grandes iniciativas para reducir las emisiones de CO₂ a nivel mundial, lo que implica que continúan las tendencias actuales de emisiones.

³² Earth Systems Research Laboratory / National Oceanic and Atmospheric Administration, Observatorio Mauna Loa, Hawaii. Datos actualizados al 8 de Septiembre de 2010.

³³ Se destaca la India, con disminuciones del potencial agrícola estimados en 38% y 29% según se considere o no la FC.

Brasil (-16,9% y -4,4%) y Argentina (-11,1% sin FC y 2,2% de aumento considerando la FC).

Pese a que los resultados de Cline (2007, 2008) indican que la región en términos generales se encuentra en una situación crítica ante los efectos del calentamiento global, la gran diversidad de condiciones geográficas, políticas y sociales verificadas a nivel país genera grandes dificultades al momento de establecer una agenda común para establecer políticas de mitigación y adaptación al cambio climático. Ríos y da Motta Veiga (2010) analizan las diferencias que en este sentido se registran entre sub-regiones, encontrando marcadas diferencias entre los países caribeños y de América Central y América del Sur. En el primer caso, y a excepción de Trinidad y Tobago, los países registran bajos niveles de emisiones, y probablemente debido a su mayor exposición a fenómenos climáticos extremos, tienen una mayor conciencia sobre el riesgo de vulnerabilidad. Esto los ha conducido a una aceptación más amplia de políticas tendientes a reducir la intensidad de carbono, aprovechando así los mecanismos financieros disponibles en el marco de políticas de mitigación y adaptación. En América del Sur, en cambio, Ríos y da Motta Veiga (2010) encuentran que las condiciones de la política ambiental en relación al cambio climático son más variadas. En Brasil, los programas de mitigación superan ampliamente a los de adaptación, primando aquellos centrados en la reducción de la deforestación. Esto puede deberse en parte a que su condición de gran emisor le otorga pocas posibilidades de recibir ayuda financiera en las actividades de adaptación. Argentina y Uruguay, por su parte, no son emisores significativos y, a diferencia de Brasil, han centrado sus esfuerzos en los cambios en la composición del mix energético.

En atención a la mencionada heterogeneidad que se verifica en América Latina y el Caribe, el impacto del cambio climático difiere ostensiblemente entre países. La gran diversidad de ecosistemas y la enorme dotación de recursos naturales de la región hacen que a la potencial disminución en la productividad del sector agrícola a causa del calentamiento global, se sumen posibles impactos negativos sobre otros subsistemas. La pérdida de biodiversidad es probablemente uno de los efectos del cambio climático más temidos en la región, ya que no sólo implica grandes pérdidas económicas -por disminuciones en la actividad productiva y principalmente el turismo-, sino también por su elevadísimo grado de

irreversibilidad. Sin embargo, pueden enumerarse otros impactos que afectan de forma más inmediata la calidad de vida de los habitantes de la región si no se detiene el avance del cambio climático.

En caso de que el retroceso de los glaciares en la zona andina siga su ritmo actual, se estima que para el año 2020 la situación hídrica comprometerá la calidad y disponibilidad de agua para consumo humano, animal y agrícola, afectando a 77 millones de habitantes. A esto se suma el efecto de la escasez de agua sobre la generación de hidro-energía -que es momentáneamente la única energía renovable con una participación significativa en la región-, lo que conducirá inexorablemente al empleo de formas de generación más intensivas en carbono.

En relación a los efectos sobre los ecosistemas marinos, los cambios previstos en las temperaturas para los próximos años generarían daños irreversibles sobre los arrecifes de coral en el área del Caribe -con el consecuente efecto sobre la actividad turística- y graves perjuicios sobre los ecosistemas asociados. Para esta subregión, el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) prevé pérdidas en los ingresos pesqueros de US\$ 140 millones anuales a partir del año 2015, y pérdidas totales de entre US\$ 0.4 y US\$ 2 mil millones a causa del cambio climático.

Por su parte, las elevaciones del nivel del mar previstas ocasionarán daños severos en las zonas costeras, principalmente en el Golfo de México, haciéndolo más vulnerables aún ante los efectos de los huracanes (Hufbauer y Kim, 2010). Para la subregión Caribe, una elevación en el nivel del mar entre 1 y 5 metros implica un perjuicio económico estimado entre el 0.4% y el 1% del producto de la subregión, mientras que los incrementos en intensidad y frecuencia de los huracanes previstos equivalen a una pérdida estimada del 0.6% del producto per capita (BID, 2010). No obstante la magnitud de los efectos del cambio climático sobre los países del Caribe son de gran importancia, se destaca la mayor vulnerabilidad de los países andinos, que enfrentan simultáneamente elevaciones del nivel del mar, elevado riesgo de desertificación de zonas cultivables, disminución en la disponibilidad de agua y aumentos en la temperatura del Pacífico (Ríos et al., 2010).

En este contexto de marcada heterogeneidad de situaciones y posibles impactos, resulta evidente que la percepción del grado de vulnerabilidad afecta claramente la prioridad que el tratamiento de las consecuencias del cambio climático ocupa en la agenda, y por ende la diversidad de situaciones en los países genera dificultades al momento de coordinar políticas regionales. No obstante esto, existe consenso en que el impacto del cambio climático en la región requiere la implementación de políticas para disminuir el ritmo de emisiones y atenuar sus efectos futuros. Hufbauer y Kim (2010) sostienen que pese al sombrío panorama actual, la región tiene ventajas comparativas en el alcance de un sendero de crecimiento bajo en carbono, usando como base los mecanismos disponibles en el marco de los acuerdos internacionales, capaces tanto de financiar proyectos como de impulsar la transferencia de tecnologías limpias a la región.

Por todo lo expuesto, América Latina y el Caribe es considerada una de las regiones más vulnerables a los efectos del cambio climático, por lo que se vuelve relevante el estudio de la relación entre el producto y las emisiones de CO₂ a los efectos de determinar la necesidad de implementar políticas tendientes a mitigar, pero con mayor urgencia, a adaptarse a sus efectos en la región. El cumplimiento de la hipótesis de la CKC implica que las emisiones de CO₂ mantendrán una relación positiva con el ingreso hasta un determinado nivel a partir del cual sucesivos incrementos del producto se asociarán a niveles menores de emisiones. De este modo, la aceptación de la hipótesis sugiere el reemplazo de la política ambiental tendiente a cambiar los patrones actuales de producción y consumo carbono-intensivos, por la adhesión a la idea de “esperar y crecer” para resolver el problema del cambio climático. En el caso particular de América Latina y el Caribe, CEPAL ha estimado que sólo durante el período considerado en este estudio (1970-2008), los fenómenos hidrometeorológicos inducidos por el calentamiento global³⁴, le han costado a la región US\$ 81,4 mil millones de dólares anuales (CEPAL, 2009). Dado esto, y en atención a que los países de la región no alcanzan en su mayoría las condiciones necesarias para que la relación planteada entre emisiones y producto se verifique, es esperable que el único camino viable para atenuar los efectos del cambio climático en la región sea la implementación de política ambiental activa. En este contexto, las medidas de adaptación cobran especial

³⁴ Tormentas, inundaciones, sequías, deslizamientos, temperaturas extremas e incendios forestales.

relevancia atento el elevado grado de vulnerabilidad registrado, requiriéndose de modo más urgente que las políticas de mitigación para mejorar las condiciones de vida de los habitantes de la región.

ANEXO

Capítulo 3

Tabla 3.1. Estadística Descriptiva Individual

País	Var*	Obs	Media	St.D	Mín	Max
Argentina	CO2pc	39	3.327692	0.2131896	2.9	3.76
	PBIpc	39	6825.038	1349.047	4429.51	9904.38
Barbados	CO2pc	39	3.045128	1.03531	1.36	4.65
	PBIpc	39	5939.962	918.111	4260.78	7734.63
Bolivia	CO2pc	39	.904359	.1793672	0.47	1.32
	PBIpc	39	1009.051	109.5906	801.99	1203.38
Brasil	CO2pc	39	1.484359	.3123324	0.81	2.16
	PBIpc	39	3241.977	576.2049	1996.2	4446.3
Colombia	CO2pc	39	1.315641	0.1161622	1.07	1.55
	PBIpc	39	1821.928	647.9748	961.93	2987.55
Costa Rica	CO2pc	39	1.118718	.3112469	0.66	1.76
	PBIpc	39	3139.378	1026.522	1705.05	5187.64
Chile	CO2pc	39	2.592308	.7302216	1.74	4.11
	PBIpc	39	3430.329	1482.104	1741.72	6235.18
Ecuador	CO2pc	39	1.372564	.3687227	0.6	2.17
	PBIpc	39	1276.476	198.1721	776.05	1744.61
El Salvador	CO2pc	39	.6571795	.2589854	0.35	1.14
	PBIpc	39	1799.009	580.525	896.25	2676.89
Guatemala	CO2pc	39	.6271795	.174702	0.36	0.95
	PBIpc	39	1288.526	266.9082	836.57	1698.68
Guyana	CO2pc	39	2.026923	.2615254	1.46	2.48
	PBIpc	39	658.1382	118.8094	501.36	901.65
Haití	CO2pc	39	.1461538	.0484831	0.03	0.25
	PBIpc	39	430.0921	118.8659	254.78	656.63
Honduras	CO2pc	39	.5961538	.2201987	0.4	1.11
	PBIpc	39	1009.267	224.2896	675.64	1452.04
Jamaica	CO2pc	39	3.551539	0.7584595	2.07	5.01
	PBIpc	39	2687.058	814.4252	1318.59	3751.7

México	CO2pc	39	3.231538	.602471	1.82	4.08
	PBIpc	39	4962.385	1338.674	3020.24	7064.38
Nicaragua	CO2pc	39	.6982051	.1677698	0.45	1.19
	PBIpc	39	948.7764	349.8619	572.93	1716.97
Panamá	CO2pc	39	1.568718	.369	0.96	2.61
	PBIpc	39	3206.18	874.888	2098.04	5579.79
Paraguay	CO2pc	39	.5366667	.1782862	0.25	0.86
	PBIpc	39	1253.299	191.8999	806.04	1520.67
Perú	CO2pc	39	1.058205	.1030552	0.86	1.29
	PBIpc	39	2143.075	263.7061	1643.77	2925.59
República Dominicana	CO2pc	39	1.355641	.476223	0.69	2.55
	PBIpc	39	1869.938	846.7005	869.06	3688.12
Trinidad y Tobago	CO2pc	39	11.39846	6.062224	5.47	28.21
	PBIpc	39	5757.764	1895.319	4126.46	11102.15
Uruguay	CO2pc	39	1.566667	.293422	1.03	2.21
	PBIpc	39	4679.09	1552.059	2440.47	8161.48
Venezuela	CO2pc	39	5.303333	.4835686	4.49	6.16
	PBIpc	39	4638.752	1241.505	2390.44	6456.82

*CO2pc: emisiones de dióxido de carbono per capita (Fuente: SIEE-OLADE)

PBIpc: Producto Bruto Interno en dólares constantes de 1990 (Fuente: SIEE-OLADE).

Tabla 3.2. Estadística Descriptiva de Panel

Panel	Países	Var	Obs	Media	St.D	Mín	Max
A (América Latina y Caribe)	Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití*, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Rca. Dominicana, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela.	CO ₂ pc	897	2.151449	2.665	0.03	28.21
		PBIpc	897	2783.282	2044.169	254.78	11102.15
B (Ingresos Medios Bajos)*	Bolivia, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Honduras, Nicaragua, Paraguay	CO ₂ pc	312	0.9274038	0.539023	0.25	2.48
		PBIpc	312	1155.318	427.0941	501.36	2676.89
C (Ingresos Medios Altos)*	Argentina, Barbados*, Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile, Jamaica, México, Panamá, Perú, Rca. Dominicana, Uruguay y Venezuela.	CO ₂ pc	507	2.347653	1.333133	0.66	6.16
		PBIpc	507	3737.315	1833.439	869.06	9904.38
D (América Latina y el Caribe sin Haití y Trinidad y Tobago)	Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Rca. Dominicana y Uruguay y Venezuela.	CO ₂ pc	819	1.806606	1.298502	0.25	6.16
		PBIpc	819	2753.697	1929.464	501.26	9904.38

Fuente: OLADE

* Clasificación hecha en base al GNI per capita para 2008 reportado por el Banco Mundial, a excepción de los casos de Barbados y Haití, para los que se empleó la misma serie de PBI per capita utilizada en las estimaciones (Fuente: OLADE).

Capítulo 4

EMISIONES DE CARBONO Y PRODUCTO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Como se expuso en el Capítulo 3, el objetivo del vasto cuerpo de literatura empírica sobre CKA ha sido validar o refutar la hipótesis a través de enfoques paramétricos, semi-paramétricos y no-paramétricos, aplicando numerosas técnicas y múltiples especificaciones. Sin embargo, sólo una fracción de dichos trabajos se ha focalizado en el análisis de las propiedades temporales de las series de emisiones y PBI incluidas en las estimaciones.

En los últimos años, este tópico ha cobrado particular relevancia a partir de los trabajos de Perman y Stern (1999, 2003), Müller-Fürstenberger, Wagner y Müller (2004), Müller-Fürstenberger y Wagner (2006, 2007), Richmond y Kaufmann (2006), Wagner (2008), Romero-Ávila (2008), Song, Zheng y Tong (2008) y Galeotti, Manera y Lanza (2009) entre otros, dirigiendo el centro de atención de la literatura sobre CKA a las particularidades de los análisis de estacionariedad y cointegración.

Sintéticamente, una serie de tiempo es fuertemente estacionaria si su distribución conjunta es invariante en el tiempo, esto es, si todos los momentos de la distribución son independientes del mismo. Atento a la dificultad de probar este tipo de estacionariedad en muestras pequeñas, suele adoptarse la noción de estacionariedad débil, que implica que la media, la varianza y la covarianza de la serie son independientes del tiempo.

La estacionariedad se convierte así en una propiedad indispensable para llevar adelante el análisis econométrico de series de tiempo, ya que las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) que involucren series no estacionarias pueden generar estimadores sesgados, altos t-estadísticos y elevados R^2 , indicando una relación estadísticamente significativa cuando en realidad ésta no existe. Esta situación es conocida en la literatura como problema

de regresión espuria, y no ha sido objeto de estudio en la literatura empírica sobre CKA hasta los trabajos anteriormente citados.

En términos generales, una serie de tiempo que debe ser diferenciada n veces para convertirse en estacionaria se dice integrada de orden n (o $I(n)$). Si dos variables fueran integradas pero estocásticamente independientes, una estimación que involucre a ambas dará origen a un problema de regresión espuria y los estadísticos no seguirán distribuciones estándar. Sin embargo, si las series resultan ser generadas por procesos integrados del mismo orden es posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros de largo plazo a partir del análisis de regresión estático. Si las variables integradas comparten la misma tendencia estocástica, no hay variables integradas relevantes omitidas y no se incluyen otras irrelevantes, el residuo de una combinación lineal entre ellas será estacionario y las series se dirán cointegradas³⁵. En el caso puntual de la CKA, Perman y Stern (1999) probaron que el supuesto de estacionariedad no es en la mayoría de los casos adecuado para las series consideradas en las estimaciones y por ende resulta necesario abordar otro enfoque para analizar la validez de la hipótesis.

Por estos motivos, la existencia de una relación de largo plazo como la planteada por la CKC, requiere que las series de CO₂ per capita y PBI per capita y sus potencias se encuentren vinculadas en una relación de cointegración, lo que significa que comparten una tendencia estocástica común y por ende la relación entre ambas series es estadística y económicamente significativa (Galeotti, Manera y Lanza, 2009). En el campo econométrico, esto se traduce en el desarrollo de pruebas de raíz unitaria para verificar no estacionariedad como condición necesaria para llevar adelante el análisis de cointegración propiamente dicho que garantice la existencia de una relación de largo plazo entre emisiones de CO₂ y PBI. Sin embargo, el análisis de estacionariedad y cointegración no se encuentra exento de problemas en su aplicación práctica a la CKA, tanto a nivel individual como de panel.

Wagner (2008) resume en tres los puntos más críticos en torno a la aplicación de tests de raíz unitaria y cointegración en los desarrollos empíricos

³⁵ Por este motivo, Perman y Stern (1999) sostienen que el análisis de cointegración sumado a la verificación de ausencia de correlación serial en los residuos constituye un poderoso test de especificación el modelo.

sobre la validación de la hipótesis de la CKA. En primer término, no está probado que las transformaciones no lineales de una variable conserven sus propiedades de integración y por ende es posible que su comportamiento se vea alterado, conduciendo a la necesidad de una teoría asintótica diferente para su tratamiento. Es decir, dado que no está probado que las transformaciones no lineales de procesos integrados resulten procesos integrados, no es claro el modo en que el logaritmo del PBI al cuadrado -y al cubo, en caso de que lo hubiera- de la estimación de la CKA se encuentra distribuido. En una gran proporción, la literatura empírica específica ha omitido el tratamiento de este problema en la estimación de la curva, haciendo que los resultados obtenidos resulten al menos cuestionables desde el punto de vista econométrico. Sin embargo, Wagner y Müller-Fürstenberger (2004), afirman que esto no significa que la estimación de cualquier polinomio de grado dos o superior que incluya regresores integrados sea inconsistente, sino que es importante tener esto en cuenta al momento de interpretar los resultados debido a que las herramientas disponibles para el análisis no son las apropiadas para el caso de transformaciones no lineales. Si bien para el caso de series de tiempo pueden encontrarse algunos estudios relativos al tratamiento de este tipo de transformaciones (Park y Phillip, 2001; Chang et al., 2001), hasta el momento no han sido sistematizados ni se ha desarrollado una teoría de distribución para transformaciones no lineales de procesos integrados para estimaciones de panel³⁶.

En segundo lugar, todos los test de raíz unitaria y cointegración de panel descansan sobre el supuesto de independencia cross-seccional, altamente restrictivo y difícilmente verificable en la realidad. Wagner y Müller-Fürstenberger (2007) sostienen que en un contexto internacional cada vez más interdependiente, con grandes volúmenes comerciados, no resulta clara la razón por la que las series de PBI de los diferentes países debieran ser independientes. En este sentido, el análisis de estacionariedad y cointegración ha avanzado en el desarrollo de tests que incorporan la posibilidad de interdependencia entre los individuos del panel, dando lugar a los test conocidos como de “segunda

³⁶ Una alternativa válida para solucionar el problema de las transformaciones no lineales de regresores integrados es la propuesta por Wagner (2008), consistente en la estimación de la CKC empleando series de PBI per capita *de-factorizadas*, que resultan ser estacionarias.

generación”, descriptos y calculados en la sección 4.1.2, en el marco del análisis de detección de raíz unitaria en panel.

El tercer problema que subyace a la aplicación de las técnicas de estacionariedad y cointegración en la literatura empírica sobre CKC, deriva del tamaño de la muestra y es el bajo rendimiento de dichas técnicas en paneles de escasa longitud temporal. En términos generales, la utilización de paneles “cortos” hace que la distribución asintótica no sea la más adecuada para la interpretación de los resultados, generando en consecuencia claros sesgos en las estimaciones. Wagner y Müller-Fürstenberger (2005) proponen como alternativa a los valores críticos asintóticos, la utilización de valores críticos obtenidos a través de técnicas de *bootstrap*. En concordancia con lo expuesto por Harbaugh, Levinson y Wilson (2000) en relación a las especificaciones de la CKA, los autores arriban a la fuerte conclusión de que, para una muestra de ciento siete países durante el período 1986-1998, puede respaldarse cualquier resultado deseado en relación al análisis de raíz unitaria y cointegración escogiendo los tests y el algoritmo de *bootstrap* estratégicamente. Si la presunción de los autores se mantiene para otras muestras, es probable que los resultados de cualquier análisis de cointegración dependan crucialmente de las pruebas escogidas y los valores críticos empleados. Sin embargo, dado que la estimación con técnicas de *bootstrap* requiere un desarrollo econométrico que excede los alcances de este trabajo, en este capítulo se lleva adelante el análisis de raíz unitaria y cointegración empleando una amplia gama de tests que hacen uso de los valores críticos asintóticos, quedando para futuros avances la incorporación de los algoritmos de re-muestreo propuestos por Wagner et al. (2005).

Con todo lo expuesto, en este capítulo se lleva adelante el análisis de cointegración para la especificación cúbica de la CKC para América Latina y el Caribe en su formulación más sencilla. Esta última elección no desestima el hecho de que numerosos factores diferentes al producto inciden en la generación de CO₂, por lo que deberían ser incorporados como regresores, sino que tiene por único objetivo captar la relación estructural existente entre el producto y las emisiones. Por otro lado, la incorporación de un término cúbico a la especificación responde a que es probable que se verifique en la muestra bajo estudio un patrón similar al reportado en otros análisis sobre la validez de la CKA

en países en desarrollo. Los signos de los coeficientes asociados a cada variable serán los que finalmente determinen si el patrón que siguen las emisiones de CO₂ en la región se asemeja a una N invertida o a una N, en concordancia con los variados resultados reportados por estudios de CKA y CKC para este tipo de economías (Bhattarai y Hammig, 2001; Poudel, Paudel y Bhattarai, 2009, entre otros).

Por otra parte, la especificación escogida propone la estimación de una función cúbica entre las series de CO₂ per capita y PBI per capita en niveles en ambos casos. Si bien gran parte de la literatura estima la curva a partir de una especificación de tipo log-log (Shafik and Bandopadhyay, 1992; Schmalensee, Stoker y Judson, 1998; Agras y Chapman, 1999; Roca et al., 2001; Bimonte, 2002; Perman y Stern, 2003; Martínez-Zarzoso y Bengochea-Morancho, 2003; Cole et al., 2004; Galeotti, Manera y Lanza, 2009; Fodha y Zaghdoud, 2010; He y Richards, 2010) no existe un argumento teórico de peso que justifique la elección de una u otra alternativa, encontrándose asimismo numerosos trabajos que no escogen dicha especificación sino que trabajan con las variables en niveles (Selden y Song, 1994; Grossman y Krueger, 1995; Harbaugh, Levinson y Wilson, 2000; Managi, 2006 y Kearsley y Riddell, 2010, entre muchos otros). Más aún, en el caso particular de la muestra bajo estudio, y probablemente debido a la escasa variabilidad que registran algunas de las series a nivel individual, el empleo de las variables en logaritmos obstaculiza la estimación de algunos de los tests de cointegración propuestos. Por otro lado, la especificación logarítmica tampoco aporta instrumentos de análisis adicionales, dado que no es el objetivo de esta sección analizar elasticidades entre el producto y las emisiones de CO₂.

Por estos motivos, la especificación econométrica a lo largo de un panel conformado por países ($i = 1 \dots N$) durante el período temporal ($t = 1 \dots T$) es la siguiente:

$$\left(\frac{CO_2}{P}\right)_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \left(\frac{PBI}{P}\right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{PBI}{P}\right)_{it}^2 + \beta_3 \left(\frac{PBI}{P}\right)_{it}^3 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde CO₂ son las emisiones de dióxido de carbono, P la población, PBI el Producto Bruto Interno en dólares constantes de 1990 y ε_t es un término de error aleatorio e independiente entre países. A su vez, el término de error específico –o de efectos fijos por país–, α_i , y el de efectos temporales específicos, γ_t , permiten la

incorporación de elementos adicionales de heterogeneidad a lo largo de la muestra.

El análisis del signo de los coeficientes estimados en (1) permite deducir varios patrones diferentes para la relación entre producto y ambiente:

- i. Si $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ y $\beta_3 > 0$, (1) revela un polinomio cúbico con forma de N
- ii. Si $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$, revela un polinomio cúbico con forma de N invertida
- iii. Si $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ y $\beta_3 = 0$, revela una relación en forma de U
- iv. Si $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ y $\beta_3 = 0$, revela una relación en forma de U invertida
- v. Si $\beta_1 > 0, \beta_2 = 0$ y $\beta_3 = 0$, la relación es monótona y creciente
- vi. Si $\beta_1 < 0, \beta_2 = 0$ y $\beta_3 = 0$, la relación es monótona y decreciente

Si bien en principio sólo una estimación de (1) que se encuadre en el caso *iv* concordaría estrictamente con los postulados de la CKC, también en el caso *ii* la hipótesis se estaría verificando luego de superar un mínimo relativo a niveles de ingreso inferiores. De esta manera, la función cúbica requeriría del análisis de dos *turning points*, uno a niveles menores de ingreso –que implica que la pendiente negativa de la relación entre emisiones y PBI se convierte en positiva– y otro a un mayor nivel de ingreso, a partir del cual las emisiones de CO₂ per capita comienzan a descender a medida que se eleva el producto, verificando así la hipótesis.

A continuación, el análisis de cointegración se desarrolla en tres etapas claramente diferenciadas. En la primera, contenida en la sección 4.1, se establecen las propiedades temporales de las series de CO₂ per capita y PBI per capita involucradas en la regresión a través de tests de raíz unitaria individuales y de panel para analizar estacionariedad y determinar grado de integración. En la sección 4.2 se busca establecer la existencia de una relación de cointegración entre las variables involucradas en la CKC. El análisis se desarrolla en forma separada para cada país y para la totalidad del panel a través de las herramientas econométricas disponibles para cada caso. Sobre estos resultados, se presentan las ecuaciones de cointegración que representan la CKC de largo plazo a nivel individual y a nivel panel en los casos en lo que esto es posible. Finalmente, se presentan las conclusiones del capítulo.

4.1. ANÁLISIS DE RAÍZ UNITARIA

4.1.1. Tests individuales de raíz unitaria

Dados los problemas de potencia que presentan los tests de raíz unitaria, el análisis individual de las series involucradas se realizó a través de tres tests. El primero de ellos es el test de Dickey Füller modificado por mínimos cuadrados generalizados (DFGLS) basado en Elliot, Rothenberg y Stock (1996), que testea la hipótesis nula de que la serie presenta raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad.

El segundo, el test de raíz unitaria de Phillips Perron (PP), testea la misma hipótesis nula que la prueba anterior contra la alternativa de que la serie es generada por un proceso estacionario, incorporando medidas de corrección de la correlación serial en los u_{it} a través de métodos no paramétricos, mientras que DFGLS incorpora a la regresión valores rezagados de la variable.

El tercer test de raíz unitaria aplicado a las series bajo estudio es el de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS, 1992). A diferencia de los dos anteriores, KPSS tiene como nula la hipótesis de estacionariedad, y es a menudo utilizado para analizar la posibilidad de que las series sean integradas fraccionalmente -esto es su orden de integración esté definido en algún valor entre dos enteros-.

Dado que no resulta claro en qué casos la inclusión de un término de tendencia en la estimación de los tests es realmente significativa -lo que otorga cierto grado de subjetividad a la decisión de incluirla o no-, en términos generales la literatura presenta los resultados de los tres tests para las especificaciones con y sin término de tendencia. En efecto, la incorporación de una tendencia lineal en la regresión del test cuando en realidad el proceso de generación de datos no tiene tendencia, reduce su potencia. Pero por otro lado, la omisión del término de tendencia en caso de que la misma existiera, introduce un sesgo a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por este motivo, la inspección gráfica de ambas series para los veintitrés países de la muestra resultó determinante para decidir acerca de la incorporación del término de tendencia en las estimaciones de

DFGLS, PP y KPSS para las series de PBI per capita y CO₂ per capita involucradas en la estimación.

La Tabla 4.1 del Anexo del capítulo exhibe los valores de los estadísticos correspondientes a los tres tests para las series de CO₂ per capita, PBI per capita, PBI per capita al cuadrado y PBI per capita al cubo, en niveles y en primeras diferencias, junto a los valores críticos correspondientes en cada caso. Asimismo, se señalan los casos en los que fue incluido un término de tendencia en la estimación³⁷.

Los resultados de los tests de raíz unitaria individuales indican que en el caso particular de América Latina, las series de CO₂ per capita resultan ser todas I(1), con resultados dudosos en el caso de Bolivia, para cuya serie dos de los tres tests coinciden en indicar que se trataría de un proceso I(0). En efecto, mientras Phillips Perron indica que la serie de CO₂ per capita de Bolivia responde a un proceso I(1), el test DFGLS rechaza la nula de raíz unitaria al 5% y el KPSS no rechaza la nula de estacionariedad para ninguno de los niveles de significancia para la variable en niveles.

Por su parte, las series de PBI per capita que conforman el panel parecen ser todas integradas de orden uno a excepción de los casos dudosos de Guyana, Panamá, Trinidad y Tobago y Uruguay. En el primero de ellos, ni DFGLS ni Phillips Perron permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% para la serie expresada en primeras diferencias, no obstante lo cual ambos tests indican rechazo al 1%. KPSS por su parte, no rechaza la nula de estacionariedad para el PBI per capita en primeras diferencias, pero sí lo hace para la serie en niveles al 5%. Los tres tests propuestos indican no obstante que las series de PBI per capita al cuadrado y al cubo resultan ser I(1). Para Trinidad y Tobago, por su parte, ni DFGLS ni PP permiten rechazar la nula de no estacionariedad para ninguna de las potencias del PBI per capita consideradas, ni en niveles ni en primeras diferencias, mientras que KPSS rechaza la nula de estacionariedad tanto en niveles como en primeras diferencias. Por otro lado, el cálculo de los estadísticos para la series en segundas diferencias concluyen que las tres series estarían

³⁷ No obstante esto, se probó que para las series bajo estudio, los resultados de los tres tests propuestos no varían cualitativamente en caso de realizar las estimaciones sin tendencia para el caso de las series en las que fue incorporada, o con término de tendencia en caso contrario.

generadas por un proceso I(2). Por último, los resultados indican que en los casos de Panamá y Uruguay, sólo para las series de PBI per capita al cubo dos de los tres test propuestos (DFGLS y PP en el primer caso y PP y KPSS en el segundo) no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en primeras diferencias, mientras que para las restantes dos potencias del producto los resultados indican claramente que se trata de procesos I(1).

En términos generales, y en línea con las características que exhibe la mayor parte de las series económicas, la muestra conformada por veintitrés países latinoamericanos y del Caribe está compuesta casi en su totalidad por series I(1).

En atención a que los casos dudosos podrían adjudicarse a problemas de potencia de los tests de raíz unitaria disponibles, la próxima sección desarrolla el análisis de raíz unitaria en panel para así avanzar en la posibilidad de establecer la existencia de una relación estable en el largo plazo propuesta en la CKC.

4.1.2. Tests de raíz unitaria en panel

En respuesta a los ya mencionados problemas de potencia acusados por los tests individuales de raíz unitaria, principalmente en los casos de series de extensión moderada, numerosos tests fueron desarrollados para analizar estacionariedad en datos de panel. La principal ventaja de estas pruebas consiste en el mayor aprovechamiento de la información contenida en paneles con múltiples individuos a lo largo del tiempo, permitiendo alcanzar claras mejoras en potencia en comparación con los tests individuales.

En atención al tratamiento del problema de independencia cross-seccional antes mencionado, los tests de raíz unitaria en panel pueden clasificarse en dos grandes grupos. Los modelos de primera generación asumen independencia entre las observaciones del corte. Si ésta se verifica, entonces es aplicable la teoría asintótica usual para el análisis de raíz unitaria y cointegración. Asimismo, todos los tests de primera generación comparten la hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria, pero difieren en atención a la hipótesis alternativa, distinguiéndose los que tienen hipótesis alternativa homogénea de aquellos con alternativa heterogénea. En este grupo se incluyen los test de Levin, Lin, Chu (2002), Im,

Pesaran, Shin (2003), Breitung (2000), Maddala y Wu (1999), Choi (2001) y Hadri (2000), entre otros.

Los modelos de segunda generación, en cambio, permiten la dependencia entre los individuos del corte, lo que resulta un supuesto más realista en el tratamiento de las series económicas en general, y en la especificación de la CKC en particular, dada la estrecha relación entre el producto y las emisiones de cada país con el producto y las emisiones de otros países con los que mantiene vínculos productivos y comerciales y con los cuales guarda cierta proximidad geográfica. Se incluyen dentro de este grupo los tests de Bai y Ng (2004), Moon y Perron (2004) y Pesaran (2003).

En esta sección, los test de raíz unitaria se calcularon para los cuatro paneles balanceados propuestos en la sección 3.1.2. El Panel A incluye los veintitrés países de la muestra³⁸; el Panel B está conformado por los países calificados por el Banco Mundial como de Ingresos Medios Bajos³⁹; el Panel C por países pertenecientes al grupo de Ingresos Medios Altos⁴⁰, y el Panel D incluye todos los países del Panel A exceptuando Haití y Trinidad y Tobago, que quedan excluidos de los dos paneles anteriores por sus observaciones extremas.

La Tabla 4.2 del Anexo del capítulo presenta los resultados para tres test de primera generación y uno de segunda generación para los cuatro paneles propuestos. En el primer grupo, y dado que la literatura empírica se ha extendido en utilizar ambos tipos de tests, la estacionariedad del panel fue analizada a través de un test con hipótesis alternativa homogénea y dos con hipótesis alternativa heterogénea. De este modo, el cálculo de las tres pruebas de raíz unitaria para cada uno de los paneles tiene por objetivo analizar diferencias sustanciales entre ellos y robustecer los resultados obtenidos.

El test de Levin, Lin, Chu (2002) (LLC) analiza la hipótesis nula de estacionariedad contra la alternativa de que el coeficiente del término autorregresivo, ρ es homogéneo a lo largo del panel, mientras que los tests de Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS) y el test de Maddala y Wu (1999) (MW) basado en la

³⁸ Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela.

³⁹ Bolivia, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Honduras, Nicaragua, Paraguay

⁴⁰ Argentina, Barbados, Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile, Jamaica, México, Panamá, Perú, Rca. Dominicana, Uruguay y Venezuela.

noción de Fisher, analizan la hipótesis de nula de raíz unitaria contra la hipótesis alternativa de que los ρ pueden diferir entre los individuos. El primero de los tests asume que cada individuo del panel presenta el mismo coeficiente de correlación, si bien permite la incorporación de efectos individuales y términos de tendencia. La prueba consiste en una agregación de tests de Dickey-Füller aumentados (ADF) con la hipótesis nula de no estacionariedad ($H_0: \rho_i = 1$) y la alternativa de que todos los individuos del panel comparten el mismo patrón de autocorrelación ($H_a: \rho_i = \rho < 1$).

El test de Im, Pesaran y Shin (IPS) (2003), por su parte, consiste en una prueba t en la que la hipótesis nula sostiene que todas las series del panel son no estacionarias ($H_0: \rho_i = 1$) mientras que la alternativa, a diferencia del test anterior, permite heterogeneidad en el coeficiente del término autorregresivo ($H_a: \rho_i < 1$). De esta manera, el rechazo de H_0 a través del valor del estadístico en el test IPS no implica que todas las series son estacionarias bajo la hipótesis alternativa, como LLC, sino que al menos una parte de ellas lo es. Luego de las transformaciones por factores propuestas por Im *et. al* (2003), el estadístico $W(t)$ sigue una distribución normal bajo la nula de no estacionariedad.

Por último, el Test de Fisher, basado en el desarrollo de Maddala y Wu (1999), combina los *p-values* de los tests individuales de raíz unitaria –en este caso de Phillips-Perron- y asume que todas las series son no estacionarias bajo la hipótesis nula contra la alternativa de que al menos una de las series en el panel es estacionaria. Si bien la gran ventaja de Fisher con respecto a IPS es la posibilidad de ser empleado en paneles no balanceados, y la muestra considerada no responde a estas características, su cálculo se incluye en este capítulo con el objetivo de aportar un elemento más para la determinación de estacionariedad en el panel.

Con el objetivo de considerar la dependencia cross-seccional mencionada, entre los tests de segunda generación se propone la utilización del test de Pesaran (2003), que al igual que IPS (2003) consiste en una prueba t para raíz unitaria, pero es aplicable a paneles heterogéneos que no cumplen con el supuesto de independencia entre los individuos del corte. El test se basa en pruebas Dickey Füller (DF) individuales donde la nula de raíz unitaria para todos los individuos del panel se analiza contra la alternativa de que sólo una fracción

de las series es estacionaria. La diferencia con los tests de primera generación radica en este caso en el aumento del DF habitual con la media cross-seccional rezagada y su primera diferencia para capturar la dependencia entre individuos del corte. Si bien los valores críticos exactos del estadístico t vienen dados en Pesaran (2003), el estadístico $Z(t)$, paralelo al $W(t)$ del IPS, sigue una distribución normal bajo la hipótesis nula de estacionariedad.

El número de rezagos utilizado en cada uno de los tests fue determinado en base a lo indicado por cinco criterios de selección: el de Akaike (AIC), el criterio bayesiano de Schwarz (SBIC), el criterio de Hannan-Queen (HQIC), el test estadístico del ratio de probabilidad (LR) y el error de predicción final (FPE).

Al igual que en el caso de los test individuales de raíz unitaria, en las pruebas de raíz unitaria de panel no resulta claro el criterio para determinar la inclusión o no de un término de tendencia en las estimaciones de los estadísticos. Por este motivo, la Tabla 4.2 del Anexo exhibe los resultados de los tests propuestos para la especificación con constante en la primera columna y con constante y tendencia en la segunda. Los resultados indican claramente la presencia de raíz unitaria en la mayoría de los casos para los cuatro paneles propuestos, reforzando los indicios ofrecidos por los tests individuales de que casi la totalidad de las series responden a procesos $I(1)$.

En relación al Panel A, compuesto por la totalidad de los países de la muestra, sólo el test de segunda generación de Pesaran -en su especificación con constante- permite rechazar la nula de raíz unitaria para la serie de emisiones de CO_2 per capita en niveles, mientras que LLC, IPS, Fisher (PP) y Pesaran -incluyendo término de tendencia en su especificación- no rechazan que ambas series contengan raíz unitaria. Por su parte, los resultados de todas las pruebas permiten rechazar ampliamente la hipótesis de raíz unitaria para ambas variables expresadas en primeras diferencias. A excepción hecha del resultado de Pesaran, resulta evidente que la inclusión o no de un término de tendencia en la estimación del modelo no altera los resultados de los tests de raíz unitaria en términos cualitativos.

Los resultados para los paneles B, C y D, por su parte, señalan inequívocamente que las series de CO_2 per capita y PBI per capita incluidas en las estimaciones contienen raíz unitaria en niveles, mientras que la hipótesis de

no estacionariedad es ampliamente rechazada para todas las series expresadas en primeras diferencias. Esto confirma la presunción esbozada a partir de los resultados obtenidos en los tests de estacionariedad a nivel individual expuestos en la sub-sección anterior, concluyendo que ambas series responden a procesos I(1).

4.2. TESTS DE COINTEGRACIÓN Y DETERMINACIÓN DE LA RELACIÓN DE LARGO PLAZO

Como se enunciara al inicio del presente capítulo, desde el punto de vista económico, dos series se consideran cointegradas cuando se mueven en forma conjunta a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables, aún cuando cada una de ellas en forma independiente resulte ser no estacionaria. En caso de ser posible hallar una combinación lineal entre las variables cuyo residuo sea estacionario, ésta podrá definirse como una relación de cointegración que constituye un sendero de equilibrio en el largo plazo. En este sentido, la cointegración puede interpretarse como la relación de equilibrio de largo plazo a la que sistema converge tras superar las perturbaciones en el corto. Así, en caso de probar cointegración entre las variables involucradas en la hipótesis de la CKC, no sólo puede establecerse la existencia de una relación estable de largo plazo entre emisiones de CO₂ y producto, sino que además no serán necesarios los tests de sesgo de simultaneidad entre la variable dependiente y los regresores.

Este apartado desarrolla en primer término el análisis de cointegración individual para cada uno de los países de la muestra, para avanzar luego en el desarrollo de tests para probar la hipótesis de cointegración en los tres paneles propuestos con el objetivo de determinar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables consideradas en la estimación de la CKC.

A nivel individual, se analizan los resultados que el método de cointegración de Johansen (1990) arroja para cada uno de los países que componen la muestra. La aplicación del enfoque de Johansen se ha extendido ampliamente en la literatura económica, debido principalmente a sus ventajas sobre la metodología alternativa más difundida propuesta por Engle y Granger (1987). Entre ellas se destaca su aplicabilidad a modelos multiecuacionales y la

posibilidad de analizar relaciones de cointegración entre varias series en forma conjunta, sin necesidad de seleccionar una de ellas como variable dependiente. Técnicamente, la aplicación de la metodología de Johansen (1990) permite detectar el rango de la matriz de cointegración, y recabar información sobre la misma para incorporarla a un modelo de corrección de error (VEC), que resulta la mejor opción para modelar el sistema cuando se verifica cointegración (Granger y Newbold, 1974). La estimación del mismo determinará la relación de largo plazo que se verifica entre las variables y asimismo permitirá obtener información sobre la velocidad de ajuste a la senda de equilibrio tras una perturbación verificada en el corto plazo.

Para los paneles, y en línea con la literatura específica, las pruebas de cointegración realizadas consisten en la estimación de los tests de Westerlund (2007), Pedroni (2004) y Maddala y Wu (1999), conocido como test de Fisher-Johansen. La verificación de existencia de una relación de cointegración entre las series de CO₂ per capita y PBI per capita habilitaría el avance en la estimación de un modelo de corrección de error basado en MCOE (Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos o *Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS*) o en MCOMC (Mínimos cuadrados Ordinarios Modificados Completamente o *Fully Modified Ordinary Least Squares, FMOLS*) para determinar la relación de cointegración que vincula a las variables en el largo plazo.

4.2.1. Análisis de cointegración individual

Para la estimación de la relación de cointegración de largo plazo entre las series de emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita involucradas en la estimación de la CKC, este apartado emplea la metodología propuesta por Johansen (1990), basada en la aplicación de un test de máxima verosimilitud para probar la existencia de múltiples vectores de cointegración y en el estudio del rango de la matriz que contiene la información sobre la relación de cointegración y en sus raíces características.

En cada caso, una vez comprobado que las series de emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita resultan ser integradas del mismo orden (apartado 4.1.1),

el método de Johansen propone estimar un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) que en el caso o puntual de la CKC, sigue la forma:

$$X_t = a_0 + a_1X_{t-1} + \dots + a_pX_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde $X_t = (CO_2pc, PBIpc, PBIpc^2, PBIpc^3)$ en la especificación cúbica siendo CO_2pc las emisiones de dióxido de carbono per capita, $PBIpc$, $PBIpc^2$ y $PBIpc^3$ el producto bruto interno expresado en términos per capita, su cuadrado y su cubo respectivamente, ε_t un vector de errores de dimensión $(k \times 1)$, y p el número de rezagos determinado en base a lo indicado por los criterios de selección de Akaike (AIC), Schwarz (SBIC), Hannan-Queen (HQIC), test estadístico del ratio de probabilidad (LR) y el error de predicción final (FPE).

El estudio de la condición de estabilidad de la estructura de retardos del VAR permite determinar si el modelo propuesto es estable y estacionario⁴¹. En el caso puntual de la CKC, la implicancia económica de esta condición es asegurar que la dinámica del VAR sea consistente con un comportamiento no explosivo de las emisiones de CO_2 , de manera que la relación de cointegración hallada converja a un equilibrio de largo plazo.

La confirmación de que las variables incluidas en el VAR se encuentran cointegradas permite incorporar en el modelo algunas de las particularidades de la relación de cointegración. Los denominados modelos VAR cointegrados, o modelos de vectores de corrección del error, VEC, surgen así por la aplicación de la metodología de detección de raíces unitarias y la teoría de la cointegración al campo de los modelos VAR. Así, la ecuación (2) puede ser re expresada como VEC de la siguiente manera:

$$\Delta X_t = A_0 + B_1\Delta X_{t-1} + B_2\Delta X_{t-2} + \dots + B_{p-1}\Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

de modo que es posible separar la relación de largo plazo que une a las variables de los potenciales desequilibrios que pueden darse en el corto plazo e implican desviaciones respecto de la tendencia de largo. En particular, Johansen

⁴¹ Para un desarrollo formal de la condición de estabilidad de los modelos VAR véase Enders (2003).

(1995) propone estimar ambas relaciones en un único paso, hallando de esta manera tanto los parámetros asociados a la relación de largo plazo, como los correspondientes a la relación de corto. Si la matriz de cointegración, Π , presenta rango reducido ($r < k$) entonces existen dos matrices α y β de rango ($r \times k$) tal que $\Pi = \alpha\beta'$, donde α es la matriz de parámetros de velocidad de ajuste en el corto plazo, β la matriz que contiene los parámetros asociados a la relación de largo plazo entre las series cointegradas y r el número de relaciones de cointegración verificadas entre las variables. De esta manera, el test de la traza detecta la presencia de algún vector de cointegración, y confronta la hipótesis nula de que no existe cointegración ($r = 0$) contra la hipótesis alternativa de que existe algún vector de cointegración ($r > 0$).

El test del valor máximo, por su parte, arroja resultados más precisos, ya que en forma sucesiva contrasta la hipótesis nula de que $r = x$ contra la alternativa de que $r = x + 1$, lo que le permite conocer, si existe cointegración, el número de vectores presentes en el sistema.

En el Anexo del capítulo se presentan los resultados de la aplicación del método de cointegración de Johansen aplicado a la estimación de la CKC en América Latina y el Caribe. La tabla 4.3 del mismo presenta, los resultados del Test de la Traza y el Test del *eigenvalue* máximo para la especificación cúbica de la CKC en cada uno de los países de la muestra. En cada caso, la incorporación o no del término de tendencia y constante en la estimación del VEC es respaldada por los resultados del test de razón de probabilidad (*Likelihood-ratio test after estimation*) calculado para cada una de las posibles especificaciones. Excepto en los casos en que se aclare una especificación alternativa, se presentan los resultados para la especificación con una constante no restringida en el vector de cointegración y sin término de tendencia.

Los resultados del test de Johansen indican que sólo en uno de los veintitrés países de la muestra no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración para la especificación cúbica. Si bien en los casos particulares de Bolivia, Brasil, Chile, Ecuador, El Salvador y Trinidad y Tobago es posible hallar evidencia clara a favor de una relación de largo plazo estadísticamente significativa entre las variables incluidas en la regresión, sólo en el primero de los casos el modelo VAR subyacente satisface la condición de estabilidad. De esta

manera, para la especificación cúbica, Bolivia es el único país de la muestra que presenta una relación estable en el largo plazo entre emisiones de CO₂, ajustándose al patrón en forma de N presentado en el caso i) de la ecuación 1). La relación de largo plazo que vincula ambas series en el caso de Bolivia viene dada por (4).

$$CO2pc = 0.5359PBIpc - 0.000548PBIpc^2 + 0.000000185PBIpc^3 + 0.001858tend - 172.573 \quad (4)$$

(0.08248) (0.0000832) (0.0000000277) (0.00311)

donde *tend* es un término de tendencia lineal y los errores estándar se presentan entre paréntesis. De esta manera, se verifica una relación estable de largo plazo entre emisiones de carbono y producto, que se ajusta a un patrón cúbico en forma de N, con un máximo relativo en torno a los US\$ 900 de ingreso per capita y un mínimo ubicado en los US\$ 1080. Dados estos bajos niveles de ingreso, no resulta válido adjudicar los cambios de pendiente de la curva a los factores enunciados en el capítulo 1. Sin embargo, puede observarse que la relación de largo plazo hallada entre las series de emisiones de CO₂ y producto en el caso de Bolivia, crece a ritmo creciente con el aumento del ingreso registrado en últimos años del período muestral, contradiciendo los postulados de la CKC según los cuales dicho crecimiento debiera verificarse a tasa decreciente.

En atención a los escasos resultados favorables a la existencia de una relación de cointegración para la especificación cúbica, el análisis avanza en el estudio de una relación cuadrática estable entre emisiones y producto, para aquellos países de la muestra que no verifican la primera. En términos funcionales, la relación de cointegración planteada es en este caso la planteada en (1), suponiendo $\beta_3 = 0$.

Los resultados, presentados en la tabla 4.4 del Anexo del capítulo, indican que sólo es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración para la especificación cuadrática en dos de los veintidós países que no verifican una relación de cointegración en la especificación cúbica. Sin embargo, la condición de estabilidad resulta nuevamente crucial para conferir relevancia económica a los resultados, y en este caso es posible verificar una relación de cointegración

estable en el largo plazo sólo en el caso de Paraguay⁴². La relación de largo plazo que vincula ambas series en este caso viene dada por (5).

$$CO2pc = 0.000000535PBIpc^2 - 0.3367 \quad (5)$$

$$(0.0000000548) \quad (0.9599)$$

Dado que se trata de un país de bajos ingresos, la relación hallada entre emisiones de CO₂ y producto estaría de acuerdo con el planteo de la CKC, según el cual una economía de su tipo debería ubicarse en el tramo ascendente de la curva. Sin embargo, y al igual que en el caso de Bolivia, la relación de largo plazo hallada no exhibe un crecimiento a ritmo decreciente, como postula la hipótesis, sino un crecimiento a tasa creciente. De esta manera, puede concluirse que sólo una de las economías consideradas presenta una relación estable de largo plazo entre emisiones de CO₂ y producto para la especificación cuadrática, y la misma tampoco se ajusta a la forma funcional propuesta en la hipótesis de la CKC. Las Figuras 4.1 y 4.2 presentan las ecuaciones de cointegración estadísticamente significativas halladas en los dos países para los que se verifican una relación de cointegración, tanto para la formulación cúbica como para la cuadrática⁴³.

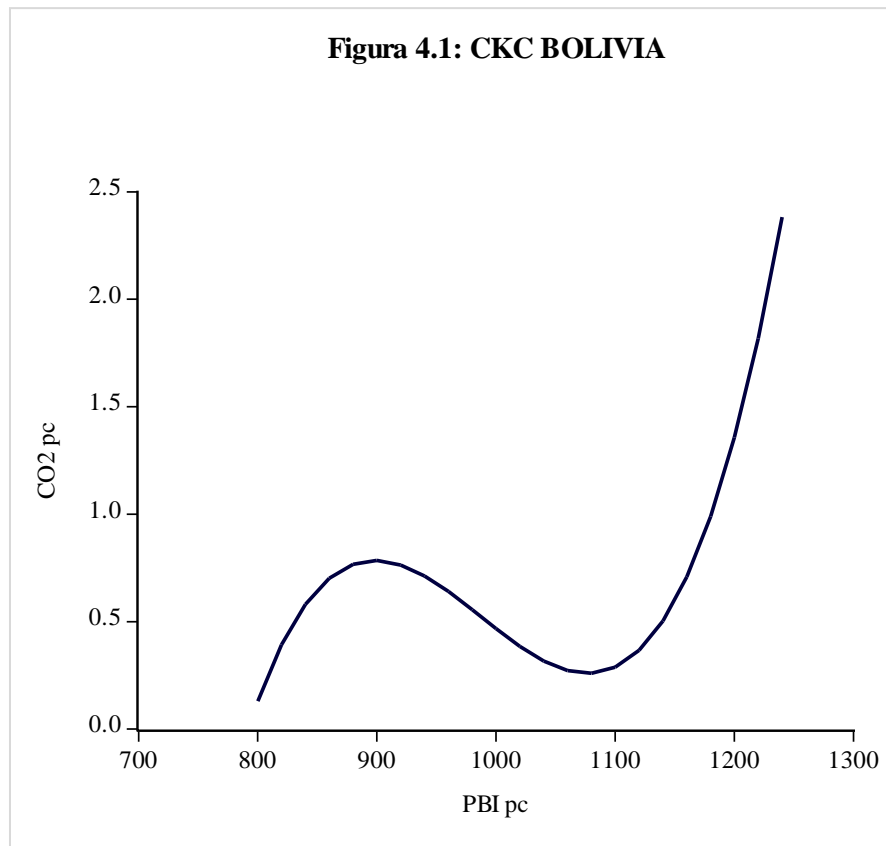
En síntesis, la aplicación del Test de Johansen a cada uno de los veintitrés países de la muestra, indica que sólo en los casos de Bolivia y Paraguay es posible verificar la presencia de una relación estable de largo plazo entre emisiones de CO₂ y producto. En ambos casos, en los mayores niveles de ingreso alcanzados, las emisiones crecen a ritmo creciente a medida que éste se eleva. Si bien el análisis no aporta elementos que permitan saber si el ritmo de emisiones disminuirá a mayores niveles de ingreso, en principio estos resultados no se condicen con la idea central de la CKC, que sugiere que los países con bajo nivel de ingreso se encontrarán inequívocamente en el tramo ascendente de la curva, pero con emisiones creciendo a un ritmo decreciente⁴⁴.

⁴² Los resultados del test de estabilidad se presentan en la Tabla 4.5 del Anexo del Capítulo.

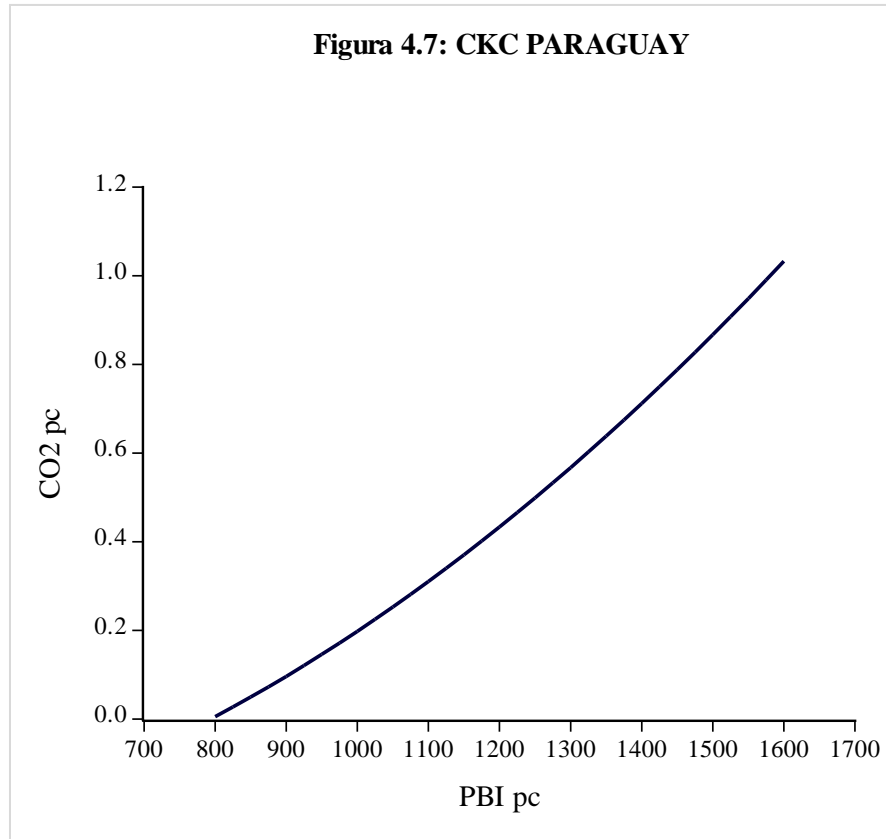
⁴³ En todos los casos, la elección de la especificación del modelo de corrección de error se basa en los resultados del test de razón de probabilidad. Las ecuaciones de cointegración correspondientes se presentan en la tabla 4.4 del Anexo del Capítulo.

⁴⁴ En relación a la causalidad entre ambas variables, sólo en el caso de Paraguay el test de Granger permite rechazar las hipótesis nulas de que el producto y su cuadrado no causan en sentido de Granger a las emisiones de CO₂, mientras que en el caso de Bolivia no es

En vistas a estos resultados, puede concluirse que sólo para el 8% de la muestra es posible afirmar que las emisiones de CO₂ per capita y el PBI per capita guardan una relación estable en el largo plazo. Los escasos resultados en favor de la existencia de cointegración a nivel individual entre ambas series pone en evidencia la necesidad de incorporar otros determinantes para explicar el sendero de emisiones en América Latina y el Caribe durante el período bajo estudio.



posible rechazar la nula de no causalidad en ninguno de los pares considerados. Los resultados se presentan en la tabla 4.9 del Anexo del capítulo.



4.2.2. Análisis de cointegración en panel

Dado que los test de cointegración individuales sufren de los mismos problemas de potencia que los tests individuales de raíz unitaria, numerosas alternativas han sido desarrolladas para analizar cointegración en panel con las mismas motivaciones de mejoras en la potencia y mayor aprovechamiento de la información, mencionadas en el apartado 4.1.2 del presente capítulo.

En esta sección se analiza la relación de cointegración para los cuatro paneles propuestos en el capítulo 3, a través de los tests de panel desarrollados por Westerlund (2007), Pedroni (2004) y Fisher combinado con Johansen (Maddala y Wu, 1999). Las pruebas de Westerlund (2007)⁴⁵ tienen por objetivo analizar la ausencia de cointegración determinando la existencia de corrección

⁴⁵ Persyn, D. and J. Westerlund. 2008. Error Correction Based cointegration Tests for Panel Data. *Stata Journal*, forthcoming.

del error para cada miembro del panel o para el panel en su conjunto. Siendo todas las series involucradas procesos I(1) y a_i la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, los estadísticos G_t y G_a testean $H_0: a_i = 0$ contra la alternativa $H_a: a_i < 0$ para al menos un i . Los estadísticos P_t y P_a , por su parte, comparten la nula con G_t y G_a pero la testean contra $H_a: a_i < 0$ para todo i , de manera que el rechazo de H_0 implica el rechazo de la hipótesis de cointegración para el panel en su totalidad. Entre las ventajas del test de Westerlund pueden mencionarse su flexibilidad en relación a la especificación de los componentes de corto plazo y largo plazo del modelo de corrección de error y la posibilidad de calcular valores críticos robustos a través de técnicas de re-muestreo en caso de que se presuma que los individuos del corte pueden estar correlacionados. De esta manera, los *p-values* obtenidos por *bootstrap* para los cuatro estadísticos propuestos resultan robustos en presencia de factores comunes en las series temporales.

Una segunda alternativa para analizar cointegración en panel, es la propuesta por Pedroni (2004), consistente en un conjunto de once tests basados en la estimación de los residuos de la ecuación de cointegración hipotética⁴⁶, que se han difundido ampliamente en la literatura específica en los últimos años. Con la hipótesis nula de no cointegración para cada individuo del panel, los tests de Pedroni son aplicables a paneles dinámicos y múltiples regresores, permiten heterogeneidad entre los distintos individuos y no imponen restricciones a los regresores de la ecuación de cointegración.

En atención al tratamiento de la heterogeneidad cross-seccional, los estadísticos de Pedroni se agrupan en estadísticos de panel –basados en el enfoque de la dimensión intra grupos (*within*)– y estadísticos de grupo –basados en el enfoque entre grupos (*between*)–. Entre los primeros, Pedroni propone un estadístico ν , un estadístico ρ , un estadístico PP y uno ADF. En los cuatro tests, el parámetro autorregresivo de los residuos de la relación de cointegración se presume igual a lo largo de todas las unidades del corte, por lo que la nula de no cointegración enfrenta en estos casos a la alternativa de homogeneidad.

⁴⁶ $y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1i,t} + \beta_2 x_{2i,t} + \dots + \beta_M x_{Mi,t} + e_{it}, t = 1 \dots T; i = 1 \dots N$, donde T es el número de observaciones en el tiempo, N el número de individuos del panel y M el número de variables independientes. Se asume que los coeficientes de pendiente β_{it} y el término de intercepto α_i , pueden variar entre individuos del corte.

El segundo grupo incluye un estadístico de grupo ρ , un estadístico de grupo PP y un estadístico de grupo ADF. Estos estadísticos permiten que el parámetro autorregresivo de los residuos de la ecuación de cointegración varíe entre individuos, por lo que la nula se enfrenta en esos casos a la alternativa de heterogeneidad.

En un contexto donde es altamente posible la presencia de elementos de heterogeneidad entre individuos, los estadísticos de grupo cobran mayor relevancia, ya que no restringen los coeficientes β_i de la relación de cointegración a ser idénticos a lo largo del panel para obtener la misma estructura de autocorrelación en los residuos generados (Wagner, 2008). Como en el caso de los tests de raíz unitaria, los once tests propuestos se encuentran normalmente distribuidos luego del proceso de estandarización apropiado⁴⁷.

Por último, se presentan los resultados obtenidos para el test de cointegración de panel de Fisher (combinado con Johansen). Basándose en Fisher, que combina los resultados de los tests individuales independientes, Maddala y Wu (1999) propone una alternativa para testear cointegración en panel combinando tests individuales de corte transversal para obtener un test estadístico para todo el panel. Siendo π el *p-value* de una prueba de cointegración de un individuo del corte, entonces bajo la hipótesis nula $-2 \sum_{i=1}^n \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2 2N$.

Como en el caso de los tests de raíz unitaria, los tests de cointegración se presentan en cada uno de los casos para todas las posibles especificaciones de la relación de cointegración. Los resultados de los tests propuestos se reportan en la tablas 4.5 (paneles *a* a *c*) del Anexo del capítulo, para la especificación cúbica, y 4.6 (paneles *a* a *c*) para la especificación cuadrática.

En ninguno de los casos, los resultados indican claro rechazo a la hipótesis nula de no cointegración entre las variables involucradas. En relación a los tests de Pedroni aplicados para la especificación cúbica, sólo para la estimación con intercepto y tendencia individuales, cinco de los once tests propuestos indican la presencia una relación de cointegración entre CO₂ y el producto para los paneles A y D, y seis de los once lo hacen para el caso del Panel C. Las restantes especificaciones posibles (con intercepto individual y sin

⁴⁷ El estadístico de panel ν es un test a una cola –a derecha– por lo que grandes valores positivos permiten rechazar la nula de no cointegración. Los restantes tests divergen a menos infinito, por lo que grandes valores negativos indican el rechazo de la nula.

intercepto ni término de tendencia) no permiten rechazar la hipótesis de no cointegración en ninguno de los casos, reportando sólo unos pocos indicadores aislados que permiten rechazar la hipótesis nula.

Por otro lado, mientras las pruebas de Westerlund no permiten rechazar la hipótesis de no cointegración para ninguno de los paneles propuestos, todas las especificaciones del Test de Fisher combinado con Johansen rechazan la nula en favor de la presencia de un vector de cointegración en los cuatro paneles.

Los resultados de las pruebas de cointegración no resultan más claros para la especificación cuadrática. Mientras que el test de Westerlund indica el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración para la especificación sin constante ni término de tendencia en el caso del panel D, y ofrece algún indicio de cointegración para los paneles B y C en determinadas especificaciones –sin ser concluyente–, Pedroni sólo indica rechazo de la nula en seis de los once estadísticos para el panel A y el panel D en la especificación con intercepto y tendencia individuales. Nuevamente, el test de Fisher Johansen indica que en los paneles A, B y D se verifica la existencia de un vector de cointegración y en el panel C esto sólo se da para una de las cuatro especificaciones propuestas.

Esta contradicción deja en evidencia que, en concordancia por lo expuesto por Galeotti, Manera y Lanza (2009), la verificación de la CKC parece depender crucialmente del test de cointegración y la especificación seleccionados. En el caso particular de América Latina y el Caribe, los resultados no indican evidencia clara en favor de la existencia de una relación de cointegración en ninguno de los cuatro paneles propuestos, ni para la especificación cúbica, ni para la cuadrática, por lo que no se prueba la existencia de una relación funcional estable en el largo plazo entre las series de emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita.

De esta manera, con base en el análisis de cointegración, no queda validada la hipótesis de la CKC ni para América Latina en su conjunto, ni para la muestra excluidos los *outliers*, ni para los sub-paneles conformados por países de ingresos medios bajos e ingresos medios altos según la clasificación del Banco Mundial.

4.3. CONCLUSIONES DEL CAPÍTULO

El análisis de estacionariedad y cointegración desarrollado en este capítulo arroja luz sobre la validez de la hipótesis de la CKC para una muestra compuesta por veintidós países en desarrollo y uno desarrollado, pertenecientes a la región de América Latina y el Caribe.

En primer término, los tests individuales y de panel seleccionados no rechazan la hipótesis nula de que las series de CO₂ per capita y PBI per capita empleadas en las estimaciones de la CKC para América Latina durante el período 1970-2008 presentan raíz unitaria, permitiendo concluir que, en principio, se trata casi en la totalidad de los casos de procesos integrados de orden uno.

En segundo lugar, el análisis de cointegración desarrollado indica que sólo en ocho de los veintitrés países de la muestra se verifica una relación de cointegración estadísticamente significativa entre ambas variables. Entre ellos, sólo Bolivia y Paraguay exhiben un comportamiento estable en el largo plazo en la relación entre emisiones de CO₂ y producto per capita. En relación a la hipótesis planteada, los dos países que presentan una relación de cointegración estable en el tiempo no se ajustan al patrón de U invertida propuesto por la CKC. Mientras Bolivia exhibe un patrón en forma de N, ajustándose a la especificación cúbica planteada en el caso i) de la ecuación (1), Paraguay ajusta sus emisiones de CO₂ a un sendero que exhibe un patrón similar al tramo creciente de la U estipulada en el caso iii). Dado que ambos países pueden clasificarse como de Ingresos Bajos según el Banco Mundial, el comportamiento que presentan las emisiones de CO₂ en relación al producto podría ajustarse con los postulados de la CKC, toda vez que su bajo nivel de desarrollo no permite que operen los mecanismos que permiten que la pendiente de la curva cambie de signo y se convierta en negativa. Sin embargo, el ritmo de crecimiento de las emisiones observado no es decreciente, como requeriría el patrón en forma de campana, por lo que en principio no existe evidencia de que pudiera verificarse la hipótesis de la CKC en estos países.

En relación a los resultados del análisis de cointegración a nivel panel, no existe evidencia robusta ni en favor de la existencia de una relación de largo plazo estable y significativa que se ajuste a los postulados de la CKC para la totalidad

de la muestra, ni para los tres sub-paneles propuestos en función del nivel de ingreso y el tratamiento de *outliers*.

Dado esto, los resultados no favorables a la existencia de una CKC estable para América Latina y el Caribe tienen fuertes implicancias de política ambiental. En efecto, y como se analizara más en detalle en la última sección, la imposibilidad de hallar un vínculo estable de largo plazo entre emisiones de CO₂ y producto en las economías de la región, implica que las primeras no necesariamente se generan estrechamente asociadas a la actividad productiva. Otros factores inherentes a las estructuras productivas y las condiciones socioeconómicas propias de los países que componen la muestra contribuirían a determinar el sendero de emisiones en estas economías. Por este motivo, la política ambiental orientada a la adaptación y mitigación de los efectos del cambio climático deben centrarse en dichos factores y desestimar la idea de esperar y crecer para resolver –o atenuar– los impactos negativos del cambio climático en la región.

ANEXO

Capítulo 4

Tabla 4.1. Tests de Raíz Unitaria Individuales

País	Variable	ADF (GLS)			Phillips-Perron			KPSS					
			1%	5%	10%		1%	5%	10%		1%	5%	10%
Argentina	CO2pc*	-2.3818	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.9902	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1838	0.7390	0.4630	0.3470
	Δ CO2pc*	-5.3608	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-5.6619	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.2041	0.7390	0.4630	0.3470
	PBIpc	-0.9024	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.0354	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1679	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-5.2217	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.2145	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0787	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-0.5093	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.8682	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1715	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-4.9978	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.9978	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0780	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	-0.5988	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-0.4876	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1746	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ³	-4.6362	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.6033	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0796	0.2160	0.1460	0.1190
Barbados	CO2pc	-2.6739	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.7069	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0666	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-6.6377	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.6996	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0660	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.7737	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.1092	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0816	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-4.7973	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.7973	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0633	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-1.6153	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.9549	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0906	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-4.8679	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.8679	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0790	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	-1.4043	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.7473	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1021	0.2160	0.1460	0.1190

	$\Delta PBIpc^3$	-4.9353	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.9353	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0841	0.2160	0.1460	0.1190
Bolivia	CO2pc	-3.8298	-4.2436	-3.5442	-3.2046	-2.3619	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0803	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta CO2pc$	-5.3467	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.4568	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1133	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc*	-1.5818	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.6986	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1212	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta PBIpc^*$	-2.5210	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-3.8356	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1086	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^{2*}$	-1.5869	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.7082	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1190	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta PBIpc^{2*}$	-2.4872	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-3.8492	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1114	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^{3*}$	-1.6118	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.7215	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1273	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta PBIpc^{3*}$	-2.4684	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-3.8518	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1137	0.7390	0.4630	0.3470
Brasil	CO2pc	-2.1040	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.3851	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0982	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta CO2pc$	-5.3235	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.3188	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1149	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-2.2389	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.4361	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0737	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc$	-5.7684	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.7684	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1119	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^2$	-1.4090	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.6552	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1070	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^2$	-5.7377	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.7377	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1069	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^3$	-0.4893	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.7416	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1408	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^3$	-5.4535	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.4492	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1129	0.2160	0.1460	0.1190
Colombia	CO2pc	-1.7638	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.7307	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1338	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta CO2pc$	-7.9586	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-7.8749	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0647	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.6336	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.6794	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1320	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc$	-5.7821	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.7821	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0692	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^2$	-1.3112	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.3645	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1483	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^2$	-5.7285	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.7285	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0630	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^3$	-0.5735	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.6692	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1839	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^3$	-5.4567	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.4567	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0668	0.2160	0.1460	0.1190

Costa Rica	CO2pc	-1.6834	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.8612	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1312	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-5.5200	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.5200	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0711	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.2352	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.3013	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1569	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-5.8056	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.8044	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0720	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-0.7683	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.7832	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1749	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-5.7451	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.7433	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0664	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	0.1815	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0858	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2113	0.2160	0.1460	0.1190
Δ PBIpc ³	-5.3247	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.3064	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0802	0.2160	0.1460	0.1190	
Chile	CO2pc	-2.5772	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-1.6979	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1875	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-4.6882	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.6782	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0504	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.6785	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.6876	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1711	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-5.3060	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.34664	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1162	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-0.8966	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.9469	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1924	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-5.1409	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.1452	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0775	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	0.6985	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.4266	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2026	0.2160	0.1460	0.1190
Δ PBIpc ³	-4.5772	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.5755	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0681	0.2160	0.1460	0.1190	
Ecuador	CO2pc	-1.3518	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.6908	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1066	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-4.4715	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.4715	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1566	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.9375	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.2038	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0954	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-4.9928	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.9843	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1738	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-0.8532	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.3540	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1097	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-4.8748	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.8626	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1659	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	0.2610	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.3379	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1279	0.2160	0.1460	0.1190
Δ PBIpc ³	-4.5411	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.5783	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1725	0.2160	0.1460	0.1190	
El Salvador	CO2pc	-1.2676	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.3011	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1640	0.2160	0.1460	0.1190

	$\Delta\text{CO}_2\text{pc}$	-6.2074	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.2070	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0939	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.2916	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.3796	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1596	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔPBIpc	-5.5806	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.5806	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0782	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc^2	-1.1468	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.1468	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1696	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔPBIpc^2	-5.7898	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.7888	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0663	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc^3	-0.9098	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.9300	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1786	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔPBIpc^3	-5.9444	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.9474	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0668	0.2160	0.1460	0.1190
Guatemala	CO_2pc	-1.4263	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.6276	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1446	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta\text{CO}_2\text{pc}$	-4.7239	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.6853	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1005	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.4963	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.5707	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1407	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔPBIpc	-5.8326	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.8326	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0754	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc^2	-1.4549	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.4941	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1469	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔPBIpc^2	-5.8937	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.8931	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0699	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc^3	-1.3703	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.3703	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1544	0.2160	0.1460	0.1190
ΔPBIpc^3	-5.9282	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.9265	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0681	0.2160	0.1460	0.1190	
Guyana	CO_2pc^*	-2.0327	-3.6329	-2.9484	-2.6128	-1.9265	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1729	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta\text{CO}_2\text{pc}^*$	-3.4563	-3.6329	-2.9484	-2.6128	-6.2157	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.0809	0.7390	0.4630	0.3470
	PBIpc	-1.5881	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-1.1837	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1550	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔPBIpc	-3.5033	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.4905	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0801	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc^2	-1.3022	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.9874	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1625	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔPBIpc^2	-3.6832	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.7099	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0842	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc^3	-0.1815	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.6602	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1704	0.2160	0.1460	0.1190
ΔPBIpc^3	-3.8798	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.8740	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0829	0.2160	0.1460	0.1190	
Haití	CO_2pc	-3.1202	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-3.1292	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1220	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta\text{CO}_2\text{pc}$	-7.3153	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-10.133	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1881	0.2160	0.1460	0.1190

	PBIpc	-2.2594	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.2594	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1105	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-6.2662	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.3527	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0716	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-2.4299	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.4299	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1028	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-6.3170	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.5145	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0732	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	-2.6179	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.6780	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0946	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ³	-6.3788	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.7498	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0803	0.2160	0.1460	0.1190
Honduras	CO2pc	-1.2515	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.0433	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1915	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-2.4870	-4.2847	-3.5628	-3.2152	-8.8256	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0826	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.5520	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.5520	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1500	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-6.1034	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.1074	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0585	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-1.3436	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.3509	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1771	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-6.1968	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.2193	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0591	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	-0.9569	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.9536	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1867	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ³	-6.2022	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.2266	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0640	0.2160	0.1460	0.1190
Jamaica	CO2pc*	-0.7066	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-0.9548	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.2590	0.7390	0.4630	0.3470
	Δ CO2pc*	-5.3096	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-5.3175	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.3064	0.7390	0.4630	0.3470
	PBIpc*	-0.7847	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-0.8921	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.3490	0.7390	0.4630	0.3470
	Δ PBIpc*	-5.5774	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-5.5787	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.2345	0.7390	0.4630	0.3470
	PBIpc ² *	-0.5371	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-0.6179	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.4017	0.7390	0.4630	0.3470
	Δ PBIpc ² *	-5.6850	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-5.6847	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.2710	0.7390	0.4630	0.3470
	PBIpc ³ *	-0.2818	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-0.3079	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.4482	0.7390	0.4630	0.3470
	Δ PBIpc ³ *	-5.8056	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-5.8054	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.3117	0.7390	0.4630	0.3470
México	CO2pc	-2.6987	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-2.3232	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1876	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-5.7058	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.7766	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1324	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.8312	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.8545	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1405	0.2160	0.1460	0.1190

	$\Delta PBIpc$	-6.0900	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.0917	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0650	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^2$	-1.7360	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.7360	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1514	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^2$	-6.1117	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.1134	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0598	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^3$	-1.5603	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.5603	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1652	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^3$	-6.1203	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.1279	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0566	0.2160	0.1460	0.1190
Nicaragua	CO_2pc^*	-1.1421	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-1.1532	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.2402	0.7390	0.4630	0.3470
	ΔCO_2pc^*	-5.2719	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-5.2043	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.2458	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^*$	-1.6343	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-1.6343	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.4590	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta PBIpc^*$	-5.0046	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-4.9590	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1820	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^{2*}$	-1.5998	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.5998	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.4656	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta PBIpc^{2*}$	-4.7939	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-4.7137	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1391	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^{3*}$	-1.5793	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.5793	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.4656	0.7390	0.4630	0.3470
$\Delta PBIpc^{3*}$	-4.7078	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-4.6360	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1314	0.7390	0.4630	0.3470	
Panamá	CO_2pc	-1.6950	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.6670	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1812	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔCO_2pc	-5.6966	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-6.3351	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0929	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc$	-0.5710	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.4628	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2003	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc$	-5.4969	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.6097	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0766	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^2$	1.3692	-4.2191	-3.5330	-3.1983	1.0046	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2087	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^2$	-4.1222	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.1034	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1121	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^3$	1.3845	-4.2191	-3.5330	-3.1983	2.8491	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2059	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^3$	-2.0666	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-2.0666	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1344	0.2160	0.1460	0.1190
Paraguay	CO_2pc	-2.5097	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-1.9390	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0954	0.2160	0.1460	0.1190
	ΔCO_2pc	-4.6650	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.4886	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0922	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc$	-2.0157	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.1583	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1506	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc$	-4.7442	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.7912	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0769	0.2160	0.1460	0.1190

	PBIpc ²	-1.8660	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.1131	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1344	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-4.7154	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.7140	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0722	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	-1.7690	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-2.1085	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1174	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ³	-4.6452	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.6505	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0713	0.2160	0.1460	0.1190
Perú	CO2pc*	-1.4130	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-1.5780	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.2486	0.7390	0.4630	0.3470
	Δ CO2pc*	-4.9984	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-4.9984	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.2496	0.7390	0.4630	0.3470
	PBIpc	-0.9013	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-0.2841	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1765	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-3.7422	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.3622	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1167	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	-0.4441	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2256	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1783	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-3.5497	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.1911	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1453	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	1.4272	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.8435	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1787	0.2160	0.1460	0.1190
Δ PBIpc ³	-3.2034	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.1243	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.2324	0.2160	0.1460	0.1190	
República Dominicana	CO2pc	-0.9104	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-0.9104	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1682	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-4.9861	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.9315	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0767	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-1.0749	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.0993	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1695	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-5.8969	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.8969	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0673	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	0.1674	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.0714	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1945	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc ²	-5.3306	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.3222	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0740	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ³	2.1881	-4.2191	-3.5330	-3.1983	1.8277	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2269	0.2160	0.1460	0.1190
Δ PBIpc ³	-3.8654	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.8620	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1333	0.2160	0.1460	0.1190	
Trinidad y Tobago	CO2pc	1.6125	-4.2349	-3.5403	-3.2024	-1.4327	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.2087	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ CO2pc	-6.5547	-4.2349	-3.5403	-3.2024	-4.5333	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.5000	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc	-0.5207	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.2784	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1584	0.2160	0.1460	0.1190
	Δ PBIpc	-2.9278	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-2.9004	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1613	0.2160	0.1460	0.1190
	PBIpc ²	2.7922	-4.2191	-3.5330	-3.1983	1.4826	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1643	0.2160	0.1460	0.1190

	$\Delta PBIpc^2$	-3.1382	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.0877	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1819	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^3$	4.024	-4.2191	-3.5330	-3.1983	2.9725	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1826	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^3$	0.2810	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-3.0816	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.1871	0.2160	0.1460	0.1190
Uruguay	$CO2pc^*$	-1.7382	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-1.8586	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1967	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta CO2pc^*$	-5.5084	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-5.5084	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1917	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc$	-1.2891	-4.2191	-3.5330	-3.1983	-1.4270	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.1375	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc$	-5.4672	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-5.4661	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.0681	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^2$	1.5051	-4.2191	-3.5330	-3.1983	1.0185	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.6304	0.2160	0.1460	0.1190
	$\Delta PBIpc^2$	-4.0751	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-4.1016	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.3313	0.2160	0.1460	0.1190
	$PBIpc^3$	1.3475	-4.2191	-3.5330	-3.1983	1.6476	-4.2191	-3.5330	-3.1983	0.6555	0.2160	0.1460	0.1190
$\Delta PBIpc^3$	-2.5198	-4.2268	-3.5366	-3.2003	-2.3497	-4.2268	-3.5366	-3.2003	0.3847	0.2160	0.1460	0.1190	
Venezuela	$CO2pc^*$	-2.2875	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-2.4335	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.0832	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta CO2pc^*$	-5.2334	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-5.1964	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.0821	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^*$	-1.5284	-3.6155	-2.9411	-2.6090	-1.7434	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1382	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta PBIpc^*$	-5.1916	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-5.1905	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1619	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^{2*}$	-1.5631	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.7347	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1368	0.7390	0.4630	0.3470
	$\Delta PBIpc^{2*}$	-4.9885	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-4.9878	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1799	0.7390	0.4630	0.3470
	$PBIpc^{3*}$	-1.6234	-3.6210	-2.9434	-2.6102	-1.8197	-3.6155	-2.9411	-2.6090	0.1430	0.7390	0.4630	0.3470
$\Delta PBIpc^{3*}$	-4.8932	-3.6267	-2.9458	-2.6115	-4.8607	-3.6210	-2.9434	-2.6102	0.1437	0.7390	0.4630	0.3470	

Negrita indica rechazo al 5%

- El valor del estadístico para el test de Dickey Füller modificado sin término de tendencia arroja un valor de 1.310, no permitiendo rechazar la hipótesis de raíz unitaria.
 - Indica rechazo de H_0 a un nivel de significancia del 5%
 - Indica rechazo de H_0 a un nivel de significancia del 10%
- * Estimación sin término de tendencia

Tabla 4.2. Tests de Raíz Unitaria en panel

		Primera Generación						Segunda Generación	
		$H_a: \rho_i = \rho < 1$		$H_a: \rho_i < 1$					
		LLC		IPS		Fisher (PP)		Pesaran	
Panel	Variable	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Constante	Constante y tendencia
A	CO ₂ pc	1.91661 (0.9724)	0.98091 (0.8367)	3.67237 (0.9999)	2.31036 (0.9896)	29.8356 (0.9689)	23.2598 (0.9979)	-1.810 (0.035)	-1.345 (0.089)
	dCO ₂ pc	-21.2889 (0.000)	-19.0923 (0.000)	-21.0122 (0.000)	-19.8163 (0.000)	475.228 (0.000)	495.791 (0.000)	-12.820 (0.000)	-11.000 (0.000)
	PBIpc	4.39024 (1.000)	3.74795 (0.9999)	5.14076 (1.000)	3.57794 (0.9998)	16.0803 (1.000)	14.2375 (1.000)	1.549 (0.939)	1.335 (0.909)
	dPBIpc	-21.0283 (0.000)	-20.8446 (0.000)	-18.6989 (0.000)	-17.6787 (0.000)	394.573 (0.000)	331.417 (0.000)	-8.423 (0.000)	-6.944 (0.000)
	PBIpc2	9.07112 (1.0000)	8.96314 (1.0000)	8.69915 (1.0000)	6.81006 (1.0000)	12.3423 (1.0000)	9.57434 (1.0000)	0.803 (0.789)	0.240 (0.595)
	dPBIpc2	-19.2649 (0.0000)	-20.3357 (0.0000)	-17.1624 (0.0000)	-16.8861 (0.0000)	358.198 (0.0000)	313.730 (0.0000)	-9.138 (0.0000)	-7.454 (0.0000)
	PBIpc3	13.3717 (1.0000)	9.65612 (1.0000)	11.2095 (1.0000)	10.5249 (1.0000)	11.1731 (1.0000)	8.13161 (1.0000)	1.274 (0.899)	1.434 (0.924)
	dPBIpc3	-14.5411 (0.0000)	-16.6881 (0.0000)	-13.9604 (0.0000)	-14.2106 (0.0000)	312.664 (0.0000)	282.419 (0.0000)	-9.306 (0.0000)	-7.726 (0.0000)
B	CO ₂ pc	1.64384 (0.9499)	0.93484 (0.8251)	2.16149 (0.9847)	1.69017 (0.9545)	7.08346 (0.9716)	5.59253 (0.9919)	1.218 (0.888)	1.445 (0.926)
	dCO ₂ pc	-8.69707 (0.000)	-7.60879 (0.000)	-8.99703 (0.000)	-8.07748 (0.000)	160.685 (0.000)	156.242 (0.000)	-8.032 (0.000)	-7.372 (0.000)
	PBIpc	0.38744 (0.6508)	0.88477 (0.8119)	1.03288 (0.8492)	1.46135 (0.9280)	8.24423 (0.9413)	5.18614 (0.9947)	-0.446 (0.328)	-0.926 (0.177)
	dPBIpc	-6.97910 (0.0000)	-6.26562 (0.0000)	-6.44168 (0.0000)	-5.03012 (0.0000)	130.782 (0.0000)	105.759 (0.0000)	-4.348 (0.000)	-2.726 (0.003)
	PBIpc2	1.92733 (0.9730)	7.64380 (1.0000)	2.51252 (0.9940)	1.94897 (0.9744)	5.65002 (0.9915)	3.55857 (0.9995)	0.516 (0.697)	-0.436 (0.331)
	dPBIpc2	-11.6448 (0.0000)	-11.7336 (0.0000)	-10.2117 (0.0000)	-9.69373 (0.0000)	130.128 (0.0000)	105.947 (0.0000)	-4.514 (0.0000)	-2.923 (0.002)
	PBIpc3	3.48350 (0.9998)	3.71212 (0.9999)	3.81909 (0.9999)	4.04482 (1.0000)	4.53553 (0.9976)	3.22247 (1.0000)	1.389 (0.918)	0.277 (0.609)
	dPBIpc3	-11.1614 (0.0000)	-11.4351 (0.0000)	-9.92531 (0.0000)	-9.66701 (0.0000)	125.896 (0.0000)	105.185 (0.0000)	-4.436 (0.0000)	-2.995 (0.001)
C	CO ₂ pc	0.17974 (0.5713)	0.81397 (0.7922)	1.18064 (0.8811)	1.20337 (0.8856)	22.0474 (0.6861)	12.9683 (0.9843)	-1.638 (0.051)	-1.118 (0.132)
	dCO ₂ pc	-6.67043 (0.0000)	-5.13241 (0.0000)	-10.0236 (0.0000)	-8.65280 (0.0000)	263.408 (0.0000)	266.809 (0.0000)	-10.521 (0.0000)	-9.752 (0.0000)
	PBIpc	4.13159	1.1711	4.71184	2.46022	4.48445	7.42654	0.812	-0.284

		(1.0000)	(0.8792)	(1.0000)	(0.0031)	(1.0000)	(0.9999)	(0.792)	(0.388)
	dPBIpc	-9.51424 (0.0000)	-9.35089 (0.0000)	-8.44855 (0.0000)	-7.38808 (0.0000)	234.562 (0.0000)	201.328 (0.0000)	-7.948 (0.000)	-6.860 (0.000)
	PBIpc2	8.89965 (1.0000)	3.94274 (1.0000)	9.07363 (1.0000)	5.99456 (1.0000)	2.90299 (1.0000)	3.96793 (1.0000)	1.726 (0.958)	0.989 (0.839)
	dPBIpc2	-15.1172 (0.0000)	-16.3154 (0.0000)	-13.0000 (0.0000)	-13.1189 (0.0000)	198.560 (0.0000)	181.798 (0.0000)	-9.178 (0.0000)	-7.600 (0.0000)
	PBIpc3	13.0080 (1.0000)	7.19659 (1.0000)	11.8305 (1.0000)	8.88263 (1.0000)	2.52871 (1.0000)	2.14309 (1.0000)	2.057 (0.980)	2.138 (0.984)
	dPBIpc3	-10.8013 (0.0000)	-12.9212 (0.0000)	-10.1717 (0.0000)	-10.7358 (0.0000)	156.637 (0.0000)	149.801 (0.0000)	-9.409 (0.0000)	-7.886 (0.0000)
D	CO₂pc	1.11512 (0.8676)	0.83008 (0.7968)	2.53887 (0.9944)	1.68543 (0.9540)	29.1308 (0.9339)	18.5609 (0.9994)	-1.168 (0.121)	-0.685 (0.247)
	dCO₂pc	-19.9389 (0.0000)	-17.8477 (0.0000)	-19.6823 (0.0000)	-18.2274 (0.0000)	424.093 (0.0000)	423.051 (0.0000)	-13.584 (0.0000)	-12.520 (0.0000)
	PBIpc	4.01965 (1.0000)	3.5333 (0.9998)	5.14809 (1.0000)	3.33019 (0.9996)	12.7287 (1.0000)	12.6127 (1.0000)	0.563 (0.713)	-0.886 (0.188)
	dPBIpc	-21.0025 (0.0000)	-20.7577 (0.0000)	-18.1236 (0.0000)	-17.2044 (0.0000)	365.343 (0.0000)	307.087 (0.0000)	-9.376 (0.0000)	-7.705 (0.0000)
	PBIpc2	8.57054 (1.0000)	7.87327 (1.0000)	8.68249 (1.0000)	5.87584 (1.0000)	8.55301 (1.000)	7.52650 (1.0000)	0.803 (0.789)	0.240 (0.595)
	dPBIpc2	-19.1298 (0.0000)	-20.0634 (0.000)	-16.5311 (0.0000)	-16.3050 (0.0000)	328.688 (0.0000)	287.745 (0.0000)	-9.138 (0.0000)	-7.454 (0.0000)
	PBIpc3	12.9863 (1.0000)	8.03276 (1.0000)	11.6644 (1.0000)	9.47738 (1.0000)	7.06425 (1.0000)	5.36557 (1.0000)	1.274 (0.899)	1.434 (0.924)
	dPBIpc3	-15.3233 (0.0000)	-17.2139 (0.0000)	-14.1314 (0.0000)	-14.4152 (0.0000)	282.533 (0.0000)	254.986 (0.0000)	-9.306 (0.0000)	-7.726 (0.0000)

Negrita indica rechazo al 0.05.

**Tabla 4.3. Tests de Cointegración de Johansen
para la especificación cúbica**

ARGENTINA				
	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
Test de la Traza	r = 0	33.74090	47.85613	0.5160
	r ≤ 1	17.40693	29.79707	0.6099
	r ≤ 2	3.707149	15.49471	0.9257
	r ≤ 3	0.235591	3.841466	0.6274
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	16.33397	27.58434	0.6373
	r = 1	13.69978	21.13162	0.3902
	r = 2	3.471558	14.26460	0.9105
r = 3	0.235591	3.841466	0.6274	
BARBADOS				
	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
Test de la Traza	r = 0	31.58650	47.85613	0.6348
	r ≤ 1	13.19835	29.79707	0.8823
	r ≤ 2	5.643488	15.49471	0.7372
	r ≤ 3	1.005053	3.841466	0.3161
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	18.38815	27.58434	0.4631
	r = 1	7.554861	21.13162	0.9288
	r = 2	4.638435	14.26460	0.7866
r = 3	1.005053	3.841466	0.3161	
BOLIVIA^b				
	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
Test de la Traza	r = 0	62.82301	63.87610	0.0611
	r ≤ 1	23.80581	42.91525	0.8454
	r ≤ 2	11.58543	25.87211	0.8397
	r ≤ 3	3.562857	12.51798	0.8040
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	39.01721	32.11832	0.0061
	r = 1	12.22038	25.82321	0.8588
	r = 2	8.022568	19.38704	0.8195
r = 3	3.562857	12.51798	0.8040	
^b Estimación con tendencia lineal restringida				
BRASIL^c				
	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
Test de la Traza	r = 0	59.44903	54.07904	0.0154
	r ≤ 1	33.44504	35.19275	0.0763
	r ≤ 2	13.59821	20.26184	0.3180
	r ≤ 3	2.520318	9.164546	0.6735

Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	26.00399	28.58808	0.1032
	r = 1	19.84683	22.29962	0.1062
	r = 2	11.07789	15.89210	0.2461
	r = 3	2.520318	9.164546	0.6735
° Estimación con constante restringida				
COLOMBIA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	43.81031	47.85613	0.1140
	r ≤ 1	20.75500	29.79707	0.3731
	r ≤ 2	6.128741	15.49471	0.6803
	r ≤ 3	0.026238	3.841466	0.8713
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	23.05531	27.58434	0.1711
	r = 1	14.62626	21.13162	0.3159
	r = 2	6.102503	14.26460	0.6001
	r = 3	0.026238	3.841466	0.8713
COSTA RICA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	37.70594	47.85613	0.3150
	r ≤ 1	14.66137	29.79707	0.8015
	r ≤ 2	4.739113	15.49471	0.8359
	r ≤ 3	0.206518	3.841466	0.6495
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	23.04457	27.58434	0.1716
	r = 1	9.922257	21.13162	0.7519
	r = 2	4.532595	14.26460	0.7993
	r = 3	0.206518	3.841466	0.6495
CHILE^d				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	74.27441	63.87610	0.0052
	r ≤ 1	42.00837	42.91525	0.0614
	r ≤ 2	16.38090	25.87211	0.4624
	r ≤ 3	7.672515	12.51798	0.2796
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	32.26604	32.11832	0.0480
	r = 1	25.62747	25.82321	0.0530
	r = 2	8.708389	19.38704	0.7540
	r = 3	7.672515	12.51798	0.2796
^d Estimación con tendencia lineal restringida				
ECUADOR^e				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *

	$r = 0$	117.5706	54.07904	0.0000
	$r \leq 1$	55.40679	35.19275	0.0001
	$r \leq 2$	18.22318	20.26184	0.0931
	$r \leq 3$	3.815182	9.164546	0.4403
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	62.16378	28.58808	0.0000
	$r = 1$	37.18362	22.29962	0.0002
	$r = 2$	14.40799	15.89210	0.0843
	$r = 3$	3.815182	9.164546	0.4403
° Estimación con constante restringida				
EL SALVADOR^f				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	65.69711	63.87610	0.0349
	$r \leq 1$	33.41286	42.91525	0.3161
	$r \leq 2$	11.35245	25.87211	0.8544
	$r \leq 3$	4.330399	12.51798	0.6939
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	32.28425	32.11832	0.0477
	$r = 1$	22.06041	25.82321	0.1454
	$r = 2$	7.022048	19.38704	0.8993
	$r = 3$	4.330399	12.51798	0.6939
f Estimación con tendencia lineal restringida				
GUATEMALA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	41.41429	47.85613	0.1758
	$r \leq 1$	16.19593	29.79707	0.6985
	$r \leq 2$	6.771762	15.49471	0.6043
	$r \leq 3$	0.059743	3.841466	0.8069
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	25.21836	27.58434	0.0975
	$r = 1$	9.424169	21.13162	0.7968
	$r = 2$	6.712019	14.26460	0.5237
	$r = 3$	0.059743	3.841466	0.8069
GUYANA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	33.86793	47.85613	0.5091
	$r \leq 1$	14.05894	29.79707	0.8373
	$r \leq 2$	5.275703	15.49471	0.7789
	$r \leq 3$	0.031086	3.841466	0.8600
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	19.80899	27.58434	0.3545
	$r = 1$	8.783237	21.13162	0.8495
	$r = 2$	5.244617	14.26460	0.7107
	$r = 3$	0.031086	3.841466	0.8600

HAITÍ				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	48.38014	47.85613	0.0446
	$r \leq 1$	25.87748	29.79707	0.1324
	$r \leq 2$	5.778151	15.49471	0.7216
	$r \leq 3$	0.026199	3.841466	0.8713
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	22.50266	27.58434	0.1957
	$r = 1$	20.09933	21.13162	0.0692
	$r = 2$	5.751952	14.26460	0.6452
	$r = 3$	0.026199	3.841466	0.8713
HONDURAS[§]				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	74.10654	63.87610	0.0054
	$r \leq 1$	38.59647	42.91525	0.1266
	$r \leq 2$	19.20469	25.87211	0.2688
	$r \leq 3$	9.086129	12.51798	0.1751
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	35.51007	32.11832	0.0185
	$r = 1$	19.39177	25.82321	0.2797
	$r = 2$	10.11856	19.38704	0.6062
	$r = 3$	9.086129	12.51798	0.1751
[§] Estimación con tendencia lineal restringida				
JAMAICA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	33.75202	47.85613	0.5154
	$r \leq 1$	16.50298	29.79707	0.6764
	$r \leq 2$	5.230607	15.49471	0.7839
	$r \leq 3$	0.004292	3.841466	0.9465
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	17.24904	27.58434	0.5586
	$r = 1$	11.27238	21.13162	0.6202
	$r = 2$	5.226315	14.26460	0.7131
	$r = 3$	0.004292	3.841466	0.9465
MÉXICO				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	30.54328	47.85613	0.6908
	$r \leq 1$	15.48924	29.79707	0.7476
	$r \leq 2$	4.894669	15.49471	0.8199
	$r \leq 3$	0.023812	3.841466	0.8773
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	15.05404	27.58434	0.7439

	r = 1	10.59457	21.13162	0.6875
	r = 2	4.870857	14.26460	0.7581
	r = 3	0.023812	3.841466	0.8773
NICARAGUA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	48.75064	47.85613	0.0411
	r ≤ 1	24.73339	29.79707	0.1712
	r ≤ 2	11.73326	15.49471	0.1702
	r ≤ 3	0.317964	3.841466	0.5728
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	24.01726	27.58434	0.1341
	r = 1	13.00012	21.13162	0.4522
	r = 2	11.41530	14.26460	0.1346
	r = 3	0.317964	3.841466	0.5728
PANAMÁ^h				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	32.58170	40.17493	0.2346
	r ≤ 1	13.41870	24.27596	0.5861
	r ≤ 2	6.480998	12.32090	0.3799
	r ≤ 3	2.644735	4.129906	0.1228
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	19.16300	24.15921	0.2058
	r = 1	6.937703	17.79730	0.8168
	r = 2	3.836262	11.22480	0.6546
	r = 3	2.644735	4.129906	0.1228
^h Estimación sin intercepto ni tendencia				
PARAGUAY				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	67.33406	47.85613	0.0003
	r ≤ 1	37.13908	29.79707	0.0060
	r ≤ 2	14.28129	15.49471	0.0755
	r ≤ 3	1.235816	3.841466	0.2663
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	30.19498	27.58434	0.0226
	r = 1	22.85779	21.13162	0.0283
	r = 2	13.04548	14.26460	0.0772
	r = 3	1.235816	3.841466	0.2663
PERÚⁱ				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	39.25932	40.17493	0.0617
	r ≤ 1	22.53615	24.27596	0.0816
	r ≤ 2	8.282703	12.32090	0.2156
	r ≤ 3	1.210204	4.129906	0.3165
Test del	N° hipotético de	Estadístico del	Valor crítico	<i>p-value</i> *

<i>eigenvalue</i> máximo	vectores de cointegración	máximo <i>eigenvalue</i> ^a	(0.05)	
	r = 0	16.72317	24.15921	0.3634
	r = 1	14.25345	17.79730	0.1579
	r = 2	7.072498	11.22480	0.2432
	r = 3	1.210204	4.129906	0.3165
ⁱ Estimación sin intercepto ni tendencia				
REPÚBLICA DOMINICANA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	48.08063	47.85613	0.0476
	r ≤ 1	23.05160	29.79707	0.2435
	r ≤ 2	5.056814	15.49471	0.8028
	r ≤ 3	4.24E-07	3.841466	0.9996
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	25.02903	27.58434	0.1026
	r = 1	17.99478	21.13162	0.1300
	r = 2	5.056814	14.26460	0.7346
	r = 3	4.24E-07	3.841466	0.9996
TRINIDAD Y TOBAGO				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	92.91590	54.07904	0.0000
	r ≤ 1	41.93097	35.19275	0.0081
	r ≤ 2	19.81225	20.26184	0.0576
	r ≤ 3	7.897254	9.164546	0.0865
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	50.98493	28.58808	0.0000
	r = 1	22.11872	22.29962	0.0530
	r = 2	11.91500	15.89210	0.1910
	r = 3	7.897254	9.164546	0.0865
URUGUAY				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	41.73432	47.85613	0.1663
	r ≤ 1	16.96234	29.79707	0.6428
	r ≤ 2	3.422728	15.49471	0.9445
	r ≤ 3	0.002489	3.841466	0.9579
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	24.77197	27.58434	0.1099
	r = 1	13.53962	21.13162	0.4039
	r = 2	3.420240	14.26460	0.9149
	r = 3	0.002489	3.841466	0.9579
VENEZUELA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	55.75268	47.85613	0.0076
	r ≤ 1	32.40519	29.79707	0.0245

	$r \leq 2$	16.06614	15.49471	0.0410
	$r \leq 3$	5.224651	3.841466	0.0223
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	23.34749	27.58434	0.1591
	$r = 1$	16.33905	21.13162	0.2057
	$r = 2$	10.84149	14.26460	0.1623
	$r = 3$	5.224651	3.841466	0.0223
^a Indica no cointegración al 0.05				

*Mc Kinnon-Haugh-Michelis (1999) p-values

**McKinnon p-values

Tabla 4.4. Tests de Cointegración de Johansen para la especificación cuadrática

ARGENTINA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	20.09228	29.79707	0.4166
	$r \leq 1$	4.831895	15.49471	0.8264
	$r \leq 2$	1.230286	3.841466	0.2674
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	15.26038	21.13162	0.2711
	$r = 1$	3.601609	14.26460	0.8988
	$r = 2$	1.230286	3.841466	0.2674
BARBADOS				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	10.82846	29.79707	0.9652
	$r \leq 1$	3.426001	15.49471	0.9443
	$r \leq 2$	0.033274	3.841466	0.8552
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	7.402463	21.13162	0.9363
	$r = 1$	3.392727	14.26460	0.9172
	$r = 2$	0.033274	3.841466	0.8552
COLOMBIA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	16.71236	29.79707	0.6612
	$r \leq 1$	8.113381	15.49471	0.4534
	$r \leq 2$	0.529971	3.841466	0.4666
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	8.598978	21.13162	0.8633
	$r = 1$	7.583410	14.26460	0.4226
	$r = 2$	0.529971	3.841466	0.4666
COSTA RICA				
Test de la Traza	N° hipotético de	Estadístico	Valor crítico	<i>p-value</i> *

	vectores de cointegración	de la traza ^a	(0.05)	
	r = 0	20.74528	29.79707	0.3737
	r ≤ 1	6.005319	15.49471	0.6949
	r ≤ 2	1.846128	3.841466	0.1742
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	14.73996	21.13162	0.3075
	r = 1	4.159191	14.26460	0.8422
	r = 2	1.846128	3.841466	0.1742
GUATEMALA*				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	24.75651	24.27596	0.0435
	r ≤ 1	5.104209	12.32090	0.5531
	r ≤ 2	1.198168	4.129906	0.3192
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	19.65230	17.79730	0.0260
	r = 1	3.906041	11.22480	0.6434
	r = 2	1.198168	4.129906	0.3192
*Estimación sin intercepto ni término de tendencia				
GUYANA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	20.92428	29.79707	0.3624
	r ≤ 1	11.24294	15.49471	0.1970
	r ≤ 2	4.504674	3.841466	0.0338
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	9.681334	21.13162	0.7740
	r = 1	6.738267	14.26460	0.5205
	r = 2	4.504674	3.841466	0.0338
HAITÍ				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	15.61196	29.79707	0.7392
	r ≤ 1	3.545977	15.49471	0.9367
	r ≤ 2	0.107985	3.841466	0.7424
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	12.06598	21.13162	0.5411
	r = 1	3.437992	14.26460	0.9134
	r = 2	0.107985	3.841466	0.7424
JAMAICA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	19.83539	29.79707	0.4341
	r ≤ 1	4.591257	15.49471	0.8506
	r ≤ 2	0.019875	3.841466	0.8878
Test del	N° hipotético de	Estadístico del	Valor crítico	<i>p-value</i> *

<i>eigenvalue</i> máximo	vectores de cointegración	máximo <i>eigenvalue</i> ^a	(0.05)	
	r = 0	15.24413	21.13162	0.2722
	r = 1	4.571382	14.26460	0.7947
	r = 2	0.019875	3.841466	0.8878
MÉXICO				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	14.86682	29.79707	0.7886
	r ≤ 1	5.319203	15.49471	0.7740
	r ≤ 2	1.280500	3.841466	0.2578
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	9.547613	21.13162	0.7860
	r = 1	4.038703	14.26460	0.8552
	r = 2	1.280500	3.841466	0.2578
NICARAGUA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	19.57130	29.79707	0.4524
	r ≤ 1	4.995733	15.49471	0.8093
	r ≤ 2	0.367530	3.841466	0.5444
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	14.57557	21.13162	0.3198
	r = 1	4.628203	14.26460	0.7878
	r = 2	0.367530	3.841466	0.5444
PANAMÁ				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	27.04167	29.79707	0.1006
	r ≤ 1	12.14091	15.49471	0.1503
	r ≤ 2	5.557584	3.841466	0.0184
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	14.90075	21.13162	0.2959
	r = 1	6.583330	14.26460	0.5395
	r = 2	5.557584	3.841466	0.0184
PARAGUAY				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	44.30279	35.19275	0.0040
	r ≤ 1	19.21205	20.26184	0.0692
	r ≤ 2	3.596729	9.164546	0.4755
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	25.09075	22.29962	0.0198
	r = 1	15.61532	15.89210	0.0552
	r = 2	3.596729	9.164546	0.4755
PERÚ				
Test de la Traza	N° hipotético de	Estadístico	Valor crítico	<i>p-value</i> *

	vectores de cointegración	de la traza ^a	(0.05)	
	r = 0	26.17198	29.79707	0.1237
	r ≤ 1	5.541359	15.49471	0.7489
	r ≤ 2	0.000363	3.841466	0.9868
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	20.63062	21.13162	0.0586
	r = 1	5.540996	14.26460	0.6725
	r = 2	0.000363	3.841466	0.9868
REPUBLICA DOMINICANA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	18.70224	29.79707	0.5145
	r ≤ 1	6.532585	15.49471	0.6325
	r ≤ 2	0.225764	3.841466	0.6347
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	12.16966	21.13162	0.5310
	r = 1	6.306821	14.26460	0.5742
	r = 2	0.225764	3.841466	0.6347
URUGUAY				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	10.87778	29.79707	0.9641
	r ≤ 1	3.729908	15.49471	0.9241
	r ≤ 2	1.112796	3.841466	0.2915
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	7.147868	21.13162	0.9479
	r = 1	2.617113	14.26460	0.9689
	r = 2	1.112796	3.841466	0.2915
VENEZUELA				
Test de la Traza	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de la traza ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	27.10051	29.79707	0.0992
	r ≤ 1	12.73034	15.49471	0.1251
	r ≤ 2	4.549758	3.841466	0.0329
Test del <i>eigenvalue</i> máximo	N° hipotético de vectores de cointegración	Estadístico del máximo <i>eigenvalue</i> ^a	Valor crítico (0.05)	<i>p-value</i> *
	r = 0	14.37017	21.13162	0.3354
	r = 1	8.180586	14.26460	0.3606
	r = 2	4.549758	3.841466	0.0329
^a Indica no cointegración al 0.05				

*Mc Kinnon-Haugh-Michelis (1999) p-values

**McKinnon p-values

Tabla 4.5. Tests de Cointegración de panel
para la especificación cúbica

a. Test de Westerlund

PANEL A					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	p-value	robust* p-value
Sin constante ni tendencia en VC	Gt	-1.550	0.747	0.772	0.830
	Ga	-3.505	3.306	1.000	0.980
	Pt	-1.297	3.829	1.000	0.990
	Pa	-0.361	2.968	0.999	0.990
Con constante en VC	Gt	1.643	3.004	0.999	0.990
	Ga	-3.900	4.818	1.000	0.990
	Pt	2.167	10.767	1.000	1.000
	Pa	0.661	5.939	1.000	0.990
Con constante y tendencia en VC	Gt	-2.536	0.924	0.822	0.810
	Ga	-6.355	5.474	1.000	1.000
	Pt	-8.310	3.723	1.000	1.000
	Pa	-4.740	4.677	1.000	1.000
PANEL B					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	p-value	robust* p-value
Sin constante ni tendencia en VC	Gt	-1.891	-0.503	0.308	0.500
	Ga	-3.432	1.983	0.976	0.880
	Pt	-4.504	-0.594	0.276	0.520
	Pa	-4.240	0.013	0.505	0.660
Con constante en VC	Gt	-1.585	1.944	0.974	0.910
	Ga	-3.419	3.035	0.000	0.980
	Pt	-4.451	0.928	0.823	0.990
	Pa	-3.902	1.535	0.938	0.990
Con constante y tendencia en VC	Gt	-2.971	-0.867	0.193	0.480
	Ga	-7.843	2.705	0.997	0.580
	Pt	-7.616	-0.690	0.245	0.960
	Pa	-9.164	1.115	0.868	0.940
PANEL C					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	p-value	robust* p-value
Sin constante ni tendencia en VC	Gt	-1.394	1.111	0.867	0.810
	Ga	-4.601	1.853	0.968	0.590
	Pt	-7.084	-1.783	0.037	0.290
	Pa	-5.265	-0.568	0.285	0.420
Con constante en VC	Gt	-2.002	0.886	0.812	0.720
	Ga	-5.474	2.815	0.998	0.800
	Pt	-7.411	-0.460	0.323	0.660
	Pa	-6.178	0.705	0.760	0.700
Con constante y tendencia en VC	Gt	-2.648	0.230	0.591	0.590
	Ga	-6.765	3.932	1.000	0.600
	Pt	-11.186	-2.448	0.007	0.380
	Pa	-12.255	-0.041	0.484	0.190
PANEL D					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	p-value	robust* p-value
Sin constante ni	Gt	-1.583	0.564	0.714	0.750

tendencia en VC	Ga	-4.156	2.682	0.996	0.780
	Pt	-8.817	-2.123	0.017	0.370
	Pa	-5.152	-0.640	0.261	0.540
Con constante en VC	Gt	-1.843	1.896	0.971	0.930
	Ga	-4.691	4.088	1.000	0.970
	Pt	-9.138	-0.318	0.375	0.700
Con constante y tendencia en VC	Pa	-5.856	1.121	0.869	0.790
	Gt	-2.771	-0.354	0.362	0.710
	Ga	-7.176	-4.763	1.000	0.750
	Pt	-14.004	-2.886	0.002	0.590
	Pa	-11.882	0.171	0.568	0.450

*Calculados en base a *bootstrapping* (100 replicaciones)

b. Tests de Cointegración de Pedroni

PANEL A							
Espefic.		Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.		
Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)						
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-2.861698	0.9979	-1.703716	0.9558	
		Estadístico rho	3.613760	0.9998	1.034380	0.8495	
		Estadístico PP	3.639460	0.9999	-0.064143	0.4744	
		Estadístico ADF	3.540773	0.9998	-0.658479	0.2551	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	2.521964	0.9942			
		Estadístico PP	0.546500	0.7076			
		Estadístico ADF	-0.851376	0.1973			
Con intercepto individual. Con tendencia individual.	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)						
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	1.166079	0.1218	-1.235591	0.8917	
		Estadístico rho	0.300801	0.6182	0.139546	0.5555	
		Estadístico PP	-2.101937	0.0178	-2.362325	0.0091	
		Estadístico ADF	-6.523800	0.0000	-4.166685	0.0000	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.767678	0.9614			
		Estadístico PP	-1.482648	0.0691			
		Estadístico ADF	-4.373081	0.0000			
Sin intercepto. Sin tendencia	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)						
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-1.374324	0.9153	-0.702784	0.7589	
		Estadístico rho	2.222381	0.9869	0.466027	0.6794	
		Estadístico PP	2.326314	0.9900	-0.731912	0.2321	
		Estadístico ADF	3.010316	0.9987	-1.396038	0.0814	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	2.087237	0.9816			
		Estadístico PP	-0.143467	0.4430			
		Estadístico ADF	-0.696610	0.2430			
PANEL B							
Espefic.		Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.		

Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-1.248919	0.8942	-1.239853	0.8925
		Estadístico rho	1.116473	0.8679	1.038660	0.8505
		Estadístico PP	0.736951	0.7694	0.623909	0.7337
		Estadístico ADF	0.780118	0.7823	0.512494	0.6958
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
		Statistic	Prob.			
Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	2.095699	0.9819			
	Estadístico PP	1.601043	0.9453			
	Estadístico ADF	1.128011	0.8703			
Con intercepto individual. Con tendencia individual.	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-0.704283	0.7594	-0.758125	0.7758
		Estadístico rho	0.821656	0.7944	1.032561	0.8491
		Estadístico PP	-0.271598	0.3930	0.180769	0.5717
		Estadístico ADF	-0.501552	0.3080	-0.384432	0.3503
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
		Statistic	Prob.			
Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.551756	0.9396			
	Estadístico PP	0.327786	0.6285			
	Estadístico ADF	-0.225136	0.4109			
Sin intercepto. Sin tendencia	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-0.292303	0.6150	-0.299414	0.6177
		Estadístico rho	0.605010	0.7274	0.600677	0.7260
		Estadístico PP	0.147640	0.5587	0.165934	0.5659
		Estadístico ADF	0.148960	0.5592	-0.033968	0.4865
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
		Statistic	Prob.			
Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.874799	0.9696			
	Estadístico PP	1.087551	0.8616			
	Estadístico ADF	0.598114	0.7251			
PANEL C						
Especif.			Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.152130	0.4395	-0.945178	0.8277
		Estadístico rho	0.192135	0.5762	0.118188	0.5470
		Estadístico PP	-0.933874	0.1752	-0.971753	0.1656
		Estadístico ADF	-1.863353	0.0312	-1.543406	0.0614
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
		Statistic	Prob.			
Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.210116	0.8869			
	Estadístico PP	-0.968899	0.1663			
	Estadístico ADF	-2.431532	0.0075			
Con intercepto individual. Con tendencia individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	1.512396	0.0652	-1.115498	0.8677
		Estadístico rho	-0.543284	0.2935	-0.518001	0.3022
		Estadístico PP	-2.879281	0.0020	-2.790186	0.0026
		Estadístico ADF	-4.960745	0.0000	-3.935298	0.0000
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
		Statistic	Prob.			
Estadísticos	Estadístico rho	1.051804	0.8536			
	Estadístico PP	-1.902661	0.0285			

	de Grupo	Estadístico ADF	-4.442672	0.0000		
Sin intercepto. Sin tendencia	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.558330	0.2883	-0.576414	0.7178
		Estadístico rho	-0.131480	0.4477	-0.048576	0.4806
		Estadístico PP	-1.396973	0.0812	-1.268504	0.1023
		Estadístico ADF	-1.490658	0.0680	-2.102557	0.0178
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
			Statistic	Prob.		
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	0.829805	0.7967		
		Estadístico PP	-1.486887	0.0685		
		Estadístico ADF	-2.236962	0.0126		
PANEL D						
Especif.			Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-0.154918	0.5616	-1.547704	0.9392
		Estadístico rho	0.490017	0.6879	0.807683	0.7904
		Estadístico PP	-0.832537	0.2026	-0.306811	0.3795
		Estadístico ADF	-1.756694	0.0395	-0.711064	0.2385
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
			Statistic	Prob.		
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	2.245608	0.9876		
		Estadístico PP	0.225860	0.5893		
		Estadístico ADF	-0.938866	0.1739		
Con intercepto individual. Con tendencia individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	1.482385	0.0691	-1.346858	0.9110
		Estadístico rho	-0.400214	0.3445	0.214187	0.5848
		Estadístico PP	-3.217398	0.0006	-2.160719	0.0154
		Estadístico ADF	-4.642087	0.0000	-2.568519	0.0051
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
			Statistic	Prob.		
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.785320	0.9629		
		Estadístico PP	-1.294692	0.0977		
		Estadístico ADF	-2.007999	0.0223		
Sin intercepto. Sin tendencia	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.551239	0.2907	-0.642525	0.7397
		Estadístico rho	-0.013524	0.4946	0.314955	0.6236
		Estadístico PP	-1.514485	0.0650	-0.940151	0.1736
		Estadístico ADF	-1.744297	0.0406	-1.686901	0.0458
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
			Statistic	Prob.		
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.810038	0.9649		
		Estadístico PP	-0.498625	0.3090		
		Estadístico ADF	-1.212502	0.1127		

c. Tests de Cointegración de Fisher-Johansen

PANEL A					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	146.0	0.0000	120.2	0.0000
	$r \leq 1$	70.33	0.0120	58.78	0.0979
	$r \leq 2$	42.49	0.6202	35.32	0.8733
	$r \leq 3$	51.16	0.2783	51.16	0.2783
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	171.9	0.0000	138.4	0.0000
	$r \leq 1$	72.40	0.0078	67.58	0.0207
	$r \leq 2$	33.70	0.9111	33.80	0.9090
	$r \leq 3$	24.58	0.9960	24.58	0.9960
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	185.4	0.0000	138.0	0.0000
	$r \leq 1$	87.91	0.0002	71.35	0.0097
	$r \leq 2$	46.45	0.4535	40.48	0.7018
	$r \leq 3$	46.37	0.4569	46.37	0.4569
Intercepto y tendencia lineal en VC (restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	181.4	0.0000	141.4	0.0000
	$r \leq 1$	81.42	0.0010	65.02	0.0338
	$r \leq 2$	39.67	0.7330	28.48	0.9801
	$r \leq 3$	35.39	0.8716	35.39	0.8716
PANEL B					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	70.81	0.0000	49.95	0.0000
	$r \leq 1$	39.27	0.0010	35.65	0.0032
	$r \leq 2$	17.41	0.3594	16.10	0.4461
	$r \leq 3$	13.90	0.6064	13.90	0.6064
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	82.98	0.0000	63.88	0.0000
	$r \leq 1$	34.75	0.0043	29.90	0.0185
	$r \leq 2$	14.79	0.5398	17.05	0.3824
	$r \leq 3$	7.711	0.9570	7.711	0.9570
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	85.96	0.0000	64.42	0.0000
	$r \leq 1$	41.13	0.0005	31.89	0.0103
	$r \leq 2$	20.03	0.2189	19.63	0.2372
	$r \leq 3$	15.65	0.4779	15.65	0.4779
Intercepto y	Nº hipotético de	Estadístico	<i>p-value</i> *	Estadístico de	<i>p-value</i> *

tendencia en VC	vectores de cointegración	de Fisher (del test de la traza) ^a		Fisher (del test del max eigenvalue)	
	$r = 0$	93.56	0.0000	73.94	0.0000
	$r \leq 1$	40.51	0.0007	32.59	0.0084
	$r \leq 2$	17.06	0.3819	9.987	0.8673
	$r \leq 3$	16.54	0.4163	16.54	0.4163
PANEL C					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	$r = 0$	50.54	0.0027	48.99	0.0041
	$r \leq 1$	22.04	0.6864	15.18	0.9539
	$r \leq 2$	21.29	0.7270	15.60	0.9453
	$r \leq 3$	34.15	0.1312	34.15	0.1312
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	$r = 0$	55.50	0.0007	49.50	0.0036
	$r \leq 1$	24.97	0.5208	26.70	0.4251
	$r \leq 2$	12.87	0.9851	12.87	0.9851
	$r \leq 3$	11.76	0.9924	11.76	0.9924
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	$r = 0$	63.00	0.0001	47.68	0.0059
	$r \leq 1$	31.52	0.2094	28.52	0.3333
	$r \leq 2$	17.89	0.8798	15.69	0.9433
	$r \leq 3$	21.58	0.7116	21.58	0.7116
Intercepto y tendencia en VC	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	$r = 0$	56.72	0.0005	44.49	0.0134
	$r \leq 1$	28.90	0.3156	24.19	0.5654
	$r \leq 2$	16.16	0.9323	12.68	0.9866
	$r \leq 3$	15.61	0.9451	15.61	0.9451
PANEL D					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	$r = 0$	121.3	0.0000	98.94	0.0000
	$r \leq 1$	61.31	0.0274	50.83	0.1647
	$r \leq 2$	38.70	0.6166	31.70	0.8764
	$r \leq 3$	48.05	0.2411	48.05	0.2411
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	$r = 0$	138.5	0.0000	113.4	0.0000
	$r \leq 1$	59.72	0.0372	56.60	0.0656
	$r \leq 2$	27.67	0.9567	29.92	0.9187
	$r \leq 3$	19.47	0.9988	19.47	0.9988
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	$r = 0$	149.0	0.0000	112.1	0.0000

	$r \leq 1$	72.65	0.0023	60.41	0.0326
	$r \leq 2$	37.92	0.6508	35.33	0.7571
	$r \leq 3$	37.22	0.6804	37.22	0.6804
Intercepto y tendencia en VC	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	150.3	0.0000	118.4	0.0000
	$r \leq 1$	69.41	0.0049	56.77	0.0636
	$r \leq 2$	33.21	0.8317	22.67	0.9936
	$r \leq 3$	32.15	0.8640	32.15	0.8640

^a Indica no cointegración al 0.05

**Tabla 4.6. Tests de Cointegración de panel
para la especificación cuadrática**

a. Test de Westerlund

PANEL A					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	<i>p-value</i>	<i>robust*</i> <i>p-value</i>
Sin constante ni tendencia en VC	Gt	-1.759	-1.729	0.042	0.170
	Ga	-5.779	0.039	0.516	0.130
	Pt	0.181	3.518	1.000	0.950
	Pa	0.073	2.516	0.994	0.950
Con constante en VC	Gt	1.808	1.184	0.882	0.850
	Ga	-6.801	1.777	0.962	0.690
	Pt	-1.090	6.900	1.000	0.980
	Pa	-0.348	4.732	1.000	0.980
Con constante y tendencia en VC	Gt	-2.937	-2.333	0.010	0.290
	Ga	-11.607	1.325	0.907	0.330
	Pt	-9.601	1.518	0.936	0.720
	Pa	-6.116	3.102	0.0099	0.880
PANEL B					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	<i>p-value</i>	<i>robust*</i> <i>p-value</i>
Sin constante ni tendencia en VC	Gt	-2.048	-2.913	0.002	0.080
	Ga	-6.762	-0.786	0.216	0.070
	Pt	-8.873	-3.446	0.000	0.040
	Pa	-5.277	-2.598	0.005	0.040
Con constante en VC	Gt	-1.878	0.778	0.782	0.710
	Ga	-7.090	1.486	0.931	0.570
	Pt	-9.737	-1.827	0.034	0.200
	Pa	-6.768	-0.740	0.230	0.260
Con constante y tendencia en VC	Gt	-2.859	-1.799	0.036	0.320
	Ga	-10.925	1.692	0.955	0.330
	Pt	-13.924	-3.815	0.000	0.060
	Pa	-13.374	-1.957	0.025	0.090
PANEL C					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	<i>p-value</i>	<i>robust*</i> <i>p-value</i>
Sin constante ni tendencia en	Gt	-2.901	-3.029	0.001	0.040
	Ga	-6.876	-0.861	0.195	0.050
	Pt	-8.664	-3.366	0.000	0.020

VC	Pa	-5.278	-2.536	0.006	0.040
Con constante en VC	Gt	-1.908	0.618	0.732	0.700
	Ga	-7.200	1.372	0.915	0.500
	Pt	-9.509	-1.789	0.037	0.180
	Pa	-6.771	-0.725	0.234	0.200
Con constante y tendencia en VC	Gt	-2.883	-1.888	0.030	0.280
	Ga	-10.921	1.654	0.951	0.330
	Pt	-13.594	-3.729	0.000	0.070
	Pa	-13.378	-1.913	0.028	0.030
PANEL D					
Espec.	Estadístico	Valor	Z	p-value	robust* p-value
Sin constante ni tendencia en VC	Gt	-1.989	-2.657	0.004	0.100
	Ga	-6.544	-0.603	0.274	0.090
	Pt	-8.724	-3.334	0.000	0.040
	Pa	-5.213	-2.537	0.006	0.040
Con constante en VC	Gt	-1.903	0.657	0.744	0.750
	Ga	-7.185	1.417	0.922	0.610
	Pt	-9.682	-1.773	0.038	0.300
	Pa	-6.774	-0.745	0.228	0.340
Con constante y tendencia en VC	Gt	-2.964	-2.373	0.009	0.260
	Ga	-12.158	0.922	0.822	0.220
	Pt	-14.098	-4.007	0.000	0.060
	Pa	-13.869	-2.293	0.011	0.030

*Calculados en base a *bootstrapping* (100 replicaciones)

b. Tests de Cointegración de Pedroni

PANEL A						
Especif.		Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.	
Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-1.539943	0.9382	-1.366085	0.9140
		Estadístico rho	2.470094	0.9932	-0.178608	0.4291
		Estadístico PP	3.114054	0.9991	-1.067986	0.1428
		Estadístico ADF	2.142631	0.9839	-1.422000	0.0775
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
			Statistic	Prob.		
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.567111	0.9415		
		Estadístico PP	-0.174112	0.4309		
		Estadístico ADF	-1.158184	0.1234		
Con intercepto individual. Con tendencia individual.	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	3.664401	0.0001	-1.468514	0.9290
		Estadístico rho	-1.435209	0.0756	-0.761081	0.2233
		Estadístico PP	-2.037153	0.0208	-2.550808	0.0054
		Estadístico ADF	0.023250	0.5093	-5.151303	0.0000
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
			Statistic	Prob.		
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	0.349897	0.6368		
		Estadístico PP	-2.161964	0.0153		
		Estadístico ADF	-4.986680	0.0000		
Sin intercepto. Sin	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos	Estadístico v	0.325677	0.3723	-0.636589	0.7378

tendencia	de Panel	Estadístico rho	0.463630	0.6785	-1.491388	0.0679	
		Estadístico PP	0.234888	0.5929	-2.000059	0.0227	
		Estadístico ADF	0.696495	0.7569	-1.964023	0.0248	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	0.060771	0.5242			
		Estadístico PP	-1.946783	0.0258			
Estadístico ADF		-2.204723	0.0137				
PANEL B							
Especif.			Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.	
Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)						
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-0.651282	0.7426	-0.668876	0.7482	
		Estadístico rho	0.215162	0.5852	0.203351	0.5806	
		Estadístico PP	-0.132864	0.4472	-0.123832	0.4507	
		Estadístico ADF	0.207871	0.5823	-0.171776	0.4318	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	1.296838	0.9027			
		Estadístico PP	0.636235	0.7377			
		Estadístico ADF	0.602690	0.7266			
Con intercepto individual. Con tendencia individual.	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)						
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	-0.248423	0.5981	-0.301294	0.6184	
		Estadístico rho	-0.139051	0.4447	0.059693	0.5238	
		Estadístico PP	-1.026806	0.1523	-0.674337	0.2500	
		Estadístico ADF	-1.205864	0.1139	-1.294671	0.0977	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	0.677896	0.7511			
		Estadístico PP	-0.489277	0.3123			
		Estadístico ADF	-1.090094	0.1378			
Sin intercepto. Sin tendencia	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)						
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.332498	0.3698	0.237399	0.4062	
		Estadístico rho	-0.473203	0.3180	-0.544073	0.2932	
		Estadístico PP	-0.964730	0.1673	-1.045787	0.1478	
		Estadístico ADF	-0.924058	0.1777	-1.210477	0.1130	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	0.731859	0.7679			
		Estadístico PP	-0.502281	0.3077			
		Estadístico ADF	-0.713213	0.2379			
PANEL C							
Especif.			Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.	
Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)						
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.280308	0.3896	-1.040193	0.8509	
		Estadístico rho	-0.251563	0.4007	-0.529352	0.2983	
		Estadístico PP	-1.221636	0.1109	-1.475812	0.0700	
		Estadístico ADF	-1.291752	0.0982	-1.777695	0.0377	
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)						
			Statistic	Prob.			
	Estadísticos	Estadístico rho	0.662147	0.7461			

	de Grupo	Estadístico PP	-1.147058	0.1257		
		Estadístico ADF	-2.315441	0.0103		
Con intercepto individual. Con tendencia individual.	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	1.370840	0.0852	-1.626609	0.9481
		Estadístico rho	-1.322787	0.0930	-0.726356	0.2338
		Estadístico PP	-2.943318	0.0016	-2.290834	0.0110
		Estadístico ADF	-3.444624	0.0003	-5.205215	0.0000
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
	Estadísticos de Grupo		Statistic	Prob.		
			Estadístico rho	-0.009724	0.4961	
		Estadístico PP	-2.193012	0.0142		
		Estadístico ADF	-0.009724	0.4961		
Sin intercepto. Sin tendencia	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.346526	0.3645	-0.844002	0.8007
		Estadístico rho	-1.160878	0.1228	-1.347674	0.0889
		Estadístico PP	-1.772827	0.0381	-1.649294	0.0495
		Estadístico ADF	-1.798768	0.0360	-1.525805	0.0635
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
	Estadísticos de Grupo		Statistic	Prob.		
			Estadístico rho	-0.698814	0.2423	
		Estadístico PP	-2.287170	0.0111		
		Estadístico ADF	-2.494420	0.0063		
PANEL D						
Especif.			Estadístico	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Con intercepto individual	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.160374	0.4363	-1.234532	0.8915
		Estadístico rho	-0.226975	0.4102	-0.304744	0.3803
		Estadístico PP	-1.366370	0.0859	-1.267934	0.1024
		Estadístico ADF	-1.648376	0.0496	-2.282074	0.0112
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
	Estadísticos de Grupo		Statistic	Prob.		
			Estadístico rho	1.321400	0.9068	
		Estadístico PP	-0.509808	0.3051		
		Estadístico ADF	-1.182051	0.1186		
Con intercepto individual. Con tendencia individual.	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	1.452264	0.0732	-1.555279	0.9401
		Estadístico rho	-1.484344	0.0689	-0.592456	0.2768
		Estadístico PP	-3.468310	0.0003	-2.326085	0.0100
		Estadístico ADF	-3.541686	0.0002	-4.185978	0.0000
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
	Estadísticos de Grupo		Statistic	Prob.		
			Estadístico rho	0.410756	0.6594	
		Estadístico PP	-2.027441	0.0213		
		Estadístico ADF	-2.129936	0.0166		
Sin intercepto. Sin tendencia	Hipótesis Alternativa: Coef. AR comunes (within-dimension)					
	Estadísticos de Panel	Estadístico v	0.450785	0.3261	-0.665656	0.7472
		Estadístico rho	-1.400750	0.0806	-1.480654	0.0693
		Estadístico PP	-2.183001	0.0145	-1.982525	0.0237
		Estadístico ADF	-2.242129	0.0125	-2.267912	0.0117
	Hipótesis Alternativa: Coef. AR individuales (between-dimension)					
	Estadísticos de Grupo		Statistic	Prob.		

	Estadísticos de Grupo	Estadístico rho	-0.098111	0.4609
		Estadístico PP	-2.109550	0.0174
		Estadístico ADF	-2.269925	0.0116

b. Tests de Cointegración de Fisher-Johansen

PANEL A					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	r = 0	110.2	0.0000	90.27	0.0001
	r ≤ 1	59.26	0.0907	51.11	0.2801
	r ≤ 2	53.89	0.1982	53.89	0.1982
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	r = 0	83.41	0.0006	82.32	0.0008
	r ≤ 1	34.59	0.8915	27.53	0.9860
	r ≤ 2	33.23	0.9204	33.23	0.9204
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	r = 0	93.35	0.0000	80.15	0.0013
	r ≤ 1	45.40	0.4972	31.06	0.9551
	r ≤ 2	70.35	0.0119	70.35	0.0119
Intercepto y tendencia lineal en VC (restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	r = 0	73.15	0.0066	80.94	0.0011
	r ≤ 1	23.57	0.9975	19.04	0.9999
	r ≤ 2	23.18	0.9980	23.18	0.9980
PANEL B					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	r = 0	46.43	0.0001	36.38	0.0026
	r ≤ 1	24.60	0.0772	21.59	0.1570
	r ≤ 2	19.11	0.2630	19.11	0.2630
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	r = 0	44.42	0.0002	39.19	0.0010
	r ≤ 1	18.83	0.2777	15.09	0.5181
	r ≤ 2	14.25	0.5797	14.25	0.5797
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>
	r = 0	48.13	0.0000	38.26	0.0014
	r ≤ 1	23.32	0.1055	16.71	0.4046
	r ≤ 2	27.92	0.0324	27.92	0.0324
Intercepto y tendencia en VC	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value*</i>	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value*</i>

	$r = 0$	39.37	0.0010	41.28	0.0005
	$r \leq 1$	11.02	0.8079	8.202	0.9426
	$r \leq 2$	10.44	0.8428	10.44	0.8428
PANEL C					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	53.07	0.0013	44.62	0.0129
	$r \leq 1$	30.09	0.2638	25.55	0.4882
	$r \leq 2$	30.43	0.2502	30.43	0.2502
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	32.82	0.1673	37.45	0.0680
	$r \leq 1$	12.92	0.9846	11.12	0.9951
	$r \leq 2$	15.00	0.9574	15.00	0.9574
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	37.38	0.0690	35.16	0.1082
	$r \leq 1$	18.42	0.8600	12.47	0.9882
	$r \leq 2$	35.43	0.1027	35.43	0.1027
Intercepto y tendencia en VC	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	27.47	0.3848	34.79	0.1162
	$r \leq 1$	9.303	0.9989	6.830	0.9999
	$r \leq 2$	11.59	0.9933	11.59	0.9933
PANEL D					
Sin intercepto ni tendencia en VC o VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	99.50	0.0000	81.01	0.0003
	$r \leq 1$	54.69	0.0906	47.13	0.2706
	$r \leq 2$	49.54	0.1977	49.54	0.1977
Intercepto en VC (constante restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	77.24	0.0007	76.64	0.0009
	$r \leq 1$	31.75	0.8750	26.21	0.9730
	$r \leq 2$	29.25	0.9317	29.25	0.9317
Intercepto en VC y en VAR	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	85.52	0.0001	73.42	0.0019
	$r \leq 1$	41.74	0.4823	29.18	0.9329
	$r \leq 2$	63.34	0.0182	63.34	0.0182
Intercepto y tendencia lineal en VC (restringida)	Nº hipotético de vectores de cointegración	Estadístico de Fisher (del test de la traza) ^a	<i>p-value</i> *	Estadístico de Fisher (del test del max eigenvalue)	<i>p-value</i> *
	$r = 0$	66.84	0.0087	76.07	0.0010
	$r \leq 1$	20.33	0.9981	15.03	1.0000
	$r \leq 2$	22.03	0.9953	22.03	0.9953

^a Indica no cointegración al 0.05

Tabla 4.7. Ecuaciones de cointegración a nivel individual

a. BOLIVIA

Ecuación de cointegración*			chi ²	p-value
			53.65831	0.000
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	-.5359361	.082491	-6.50	0.000
PBIpc ²	.0005481	.0000832	6.59	0.000
PBIpc ³	-1.85e-07	2.77e-08	-6.69	0.000
tendencia	-.0185877	.0031124	-5.97	0.000
const	172.573			.

*Modelo con tendencia lineal restringida

b. BRASIL

Ecuación de cointegración*			chi ²	p-value
			8.927643	0.0028
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	(dropped)	.	.	.
PBIpc ²	5.24e-07	1.75e-07	2.99	0.003
PBIpc ³	-1.23e-10	3.56e-11	-3.46	0.001
const	-2.721848	.6050528	-4.50	0.000

*Modelo con constante restringida

c. CHILE

Ecuación de cointegración*			chi ²	p-value
			7.238183	0.0071
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	-.0098425	.0026736	-3.68	0.000
PBIpc ²	2.18e-06	7.36e-07	2.96	0.003
PBIpc ³	-1.34e-10	6.38e-11	-2.09	0.036
tendencia	-.1093541	.0212159	-5.15	0.000
const	11.02865			

*Modelo con tendencia lineal restringida

d. ECUADOR

Ecuación de cointegración*			chi ²	p-value
			35.00169	0.000
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	1.73e-18	.	.	.
PBIpc ²	-9.56e-06	1.62e-06	-5.92	0.000
PBIpc ³	5.08e-09	8.48e-10	5.99	0.000

const	3.566119	.8824514	4.04	0.000
-------	----------	----------	------	-------

*Modelo con constante restringida

e. EL SALVADOR

Ecuación de cointegración (EC)*		chi ²	p-value	
		16.76322	0.0002	
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	.0029353	.0007315	4.01	0.000
PBIpc ²	-1.81e-06	4.66e-07	-3.90	0.000
PBIpc ³	3.24e-10	9.54e-11	3.39	0.001
Tendencia	-.0167641	.0006378	-26.28	0.000
const	-1.570665			

*Modelo con tendencia lineal restringida.

f. GUATEMALA

Ecuación de cointegración *		chi ²	p-value	
		791.3791	0.000	
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	Z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	-.0001998	.0001169	-1.71	0.087
PBIpc ²	-2.47e-07	8.73e-08	-2.83	0.005

*Modelo sin intercepto ni término de tendencia

g. PARAGUAY

Ecuación de cointegración*		chi ²	p-value	
		627.3552	0.000	
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	Z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	(dropped)	.	.	.
PBIpc ²	-5.35e-07	5.48e-08	-9.76	0.000
const	0.3367928	0959973	3.51	0.000

*Modelo con constante restringida.

h. TRINIDAD Y TOBAGO

Ecuación de cointegración*		chi ²	p-value	
		35.42935	0.000	
Identificación con restricción de normalización de Johansen				
beta	Coef.	Std. Err.	z	P > z
CO ₂	1	.	.	.
PBIpc	(dropped)			
PBIpc ²	2.17e-06	3.64e-07	5.95	0.000
PBIpc ³	-2.50e-10	3.74e-11	-6.69	0.000
const	-28.65873	4.381589	-6.54	0.000

*Modelo con constante restringida.

Tabla 4.8. Tests de estabilidad de los modelos VAR

País	Eigenvalue	Modulus
Bolivia	.9007337	.900734
	.6205085 + .4441885i	.763108
	.6205085 - .4441885i	.763108
	.7345653 + .1812208i	.756589
	.7345653 - .1812208i	.756589
	.4804444 + .5371918i	.720698
	.4804444 - .5371918i	.720695
	-.1972701	.19727
Brasil	1.488957	1.48896
	.9461506	.946151
	.5756948 + .1436447i	.593345
	.5756948 - .1436447i	.593345
	.3394082 + .2037713i	.39588
	.3394082 - .2037713i	.39588
	-.255021	.255021
	-.0946422	.094642
Chile	1.084108 + .03548071i	1.08469
	1.084108 - .03548071i	1.08469
	.7696055	.769606
	.445489 + .5348844i	.696105
	.445489 - .5348844i	.696105
	.2593271 + .04939242i	.263989
	.2593271 + .04939242i	.263989
	.04477585	.044776
Ecuador	1.371548	1.37155
	.6909123 + .1853907i	.715353
	.6909123 - .1853907i	.715353
	-.6571717	.657172
	.5303839	.530384
	.404747 + .2683326i	.485616
	.404747 - .2683326i	.485616
	-.05869494	.058695
El Salvador	1.088579 + .10139i	1.09329
	1.088579 - .10139i	1.09329
	.8422337	.842234
	.5114429 + .3593738i	.625079
	.5114429 - .3593738i	.625079
	-.2727688	.272769
	.00240482 + .04078115i	.040852
	.00240482 - .04078115i	.040852
Guatemala	1.009924	1.00992
	.6867939 + .1490455i	.70278
	.6867939 - .1490455i	.70278
	.128385 + .1381652i	.188606
	.128385 - .1381652i	.188606
.01416203	.014162	
Paraguay	.7967462 + .07203776i	.799996

	.7967462 - .07203776i	.799996
	.5178816 + .2934143i	.595225
	.5178816 - .2934143i	.595225
	.2664946 + .06833534i	.275117
	.2664946 - .06833534i	.275117
Trinidad y Tobago	1.153525 + .2594385i	1.18234
	1.153525 - .2594385i	1.18234
	.8254224 + .3271919i	.887906
	.8254224 - .3271919i	.887906
	.617209 + .4646292i	.772546
	.617209 - .4646292i	.772546
	-.2913502 + .1930642i	.349512
	-.2913502 - .1930642i	.349512

Tabla 4.9. Tests de causalidad de Granger

BOLIVIA			
Hipótesis nula	Obs.	Estadístico F	<i>p-value</i>
PBIpc no causa en sentido de Granger a CO ₂ pc	37	1.75782	0.1887
CO ₂ pc no causa en sentido de Granger a PBIpc		1.40208	0.2608
PBIpc no causa en sentido de Granger a CO ₂ pc	37	1.79965	0.1817
CO ₂ pc no causa en sentido de Granger a PBIpc		1.32931	0.2789
PBIpc no causa en sentido de Granger a CO ₂ pc	37	1.77912	0.1851
CO ₂ pc no causa en sentido de Granger a PBIpc		1.24978	0.3002

PARAGUAY			
Hipótesis nula	Obs.	Estadístico F	<i>p-value</i>
PBIpc no causa en sentido de Granger a CO ₂ pc	37	3.90254	0.0304
CO ₂ pc no causa en sentido de Granger a PBIpc		0.04414	0.9569
PBIpc ² no causa en sentido de Granger a CO ₂ pc	37	4.84790	0.0145
CO ₂ pc no causa en sentido de Granger a PBIpc ²		0.05447	0.9471

Capítulo 5

ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO

Como se mencionara en la revisión empírica contenida en el Capítulo 2, la ventaja más importante de la utilización de técnicas no paramétricas para examinar la relación entre dos o más variables de la manera más precisa posible, es la posibilidad de prescindir de una elección *a priori* de la forma funcional estimada, evitando así el mecanismo de prueba y error que prima –y condiciona los resultados- en los análisis paramétricos (Taskim y Zaim, 2000). En estos últimos, en efecto, la estimación e interpretación de los estimadores resulta sencilla, toda vez que la realidad se ajuste a los supuestos restrictivos que subyacen al modelo. De esta manera, si la amenaza latente del sesgo de especificación se concreta, los resultados obtenidos no serán capaces de describir con exactitud la relación empírica entre las variables bajo estudio.

Pese a su manifiesta ventaja en este aspecto, los enfoques no paramétricos enfrentan asimismo otros cuestionamientos, principalmente en relación a su imprecisión al momento de realizar estimaciones que involucran gran número de regresores y a la dificultad en la interpretación de sus resultados (Choi, 2002). No obstante esto, y dado que el número de variables explicativas incluidas en la estimación de la CKC no es elevado, en este capítulo se propone el estudio de la relación entre emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita empleando un método no paramétrico, con el fin de contribuir al objetivo principal de analizar la validez empírica de la hipótesis de la CKC para América Latina. Atento los escasos resultados en favor de la existencia de una relación estable en forma de U invertida para los países de América Latina y el Caribe que conforman la muestra, este capítulo presenta las estimaciones kernel como alternativa –y complemento- del enfoque paramétrico presentado en el capítulo anterior, tanto a nivel individual como a nivel panel.

El método no paramétrico propuesto consiste en la estimación kernel de polinomios suavizados para describir la relación funcional entre las emisiones de CO₂ per capita y el PBI per capita, considerando las series descritas en el capítulo 3, y seleccionando en cada uno de los casos, la series de emisiones como variable dependiente y la serie de producto como explicativa. La sección

5.1 presenta los resultados a nivel individual para cada uno de los países de América Latina y el Caribe incluidos en la muestra, mientras que la sección 5.2 hace lo propio con las estimaciones no paramétricas para el panel completo y los tres sub-paneles propuestos: uno de Ingresos Medios Bajos, uno de Ingresos Medios Altos y uno corregido por *outliers*.

5.1. ESTIMACIONES KERNEL POR PAÍS

Con el objetivo de computar la estimación del polinomio suavizado para cada uno de los países de la muestra, y siguiendo el trabajo de Taskin y Zaim (2000), se adopta el estimador de regresión kernel de Nadaraya-Watson, fácilmente aplicable y de uso ampliamente extendido en la literatura empírica.

Por otra parte, y dado que la elección de la función kernel no altera cualitativamente los resultados de las estimaciones (Anderson, 2009), se emplea Epanechnikov por estar probada su superioridad en términos de eficiencia relativa y ofrecer además la ventaja de ser robusta ante la presencia de *outliers*.

Asimismo, a los efectos de analizar la sensibilidad de la estimación a las variaciones del parámetro de suavización empleado, h , se presentan los resultados para las estimaciones correspondientes a $0.5h$, h y $1.5h$. Si bien la elección de h resulta crucial para los resultados de las estimaciones kernel -ya que un parámetro de suavización demasiado pequeño aumenta notablemente la varianza y uno demasiado grande suaviza en demasía los datos, perdiendo información y aumentando el sesgo-, en caso de estimaciones no paramétricas simples habitualmente es suficiente una estimación de h basada en el mecanismo de prueba y error (Anderson, 2009)⁴⁸.

Las Figuras 5.1 a 5.23 presentan las estimaciones kernel para cada uno de los países de la muestra. Como puede observarse, los resultados son un tanto más favorables a la hipótesis de la CKC que los obtenidos en el marco del análisis de cointegración desarrollado en el capítulo anterior⁴⁹.

⁴⁸ El método de validación cruzada propuesto por Bowman y Azzalini (1997) y el de minimización del error cuadrático medio son algunas de las propuestas más difundidas para arribar al cálculo del *bandwidth* óptimo en las estimaciones no paramétricas.

⁴⁹ No obstante esto, debe recordarse que la CKC propone entre el producto y la degradación ambiental una relación de largo plazo, por lo que el análisis de cointegración resulta ser una herramienta conceptualmente más fuerte para su estimación.

Las estimaciones kernel obtenidas indican que sólo en siete de los veintitrés países incluidos en la muestra es posible delinear una relación funcional entre emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita que se ajusta a la forma planteada por los postulados de la CKC. En particular, Argentina, Bolivia, Colombia, Honduras, Panamá y Trinidad y Tobago exhiben un patrón asimilable a un polinomio de grado tres con forma de N invertida, mientras que sólo en el caso de Guyana la estimación kernel arroja una relación que se ajusta a la U invertida propuesta inicialmente por Grossman y Krueger (1991). Sin embargo, parte de los resultados obtenidos no es relevante a los efectos de verificar la hipótesis de la CKC. Esto es así porque los puntos de inflexión en los casos de Bolivia, Colombia, Honduras y Guyana se localizan en niveles de ingreso extremadamente bajos (US\$ 1.130, US\$ 2.150, US\$ 1.300 y US\$ 680 respectivamente) e indican que dichos países se encuentran en estadios de crecimiento muy tempranos⁵⁰. En ese contexto, no están dados el marco institucional, la infraestructura ni las condiciones socio-económicas necesarias para que los efectos composición y tecnología, la elasticidad de la demanda de calidad ambiental y el resto de los factores enunciados en el Capítulo 1 conviertan en virtuosa la relación entre producto y calidad ambiental. Por estos motivos, sólo Argentina, Panamá y Trinidad y Tobago, con *turning points* estimados en torno a los US\$ 9.000 (ubicado sobre el final de la muestra), US\$ 5.100 y US\$ 10.250 respectivamente, parecen ajustarse a los postulados de la CKC con puntos de transición razonables en términos de los resultados empíricos reportados para países desarrollados presentados en el Capítulo 2. Esto significa que en base al análisis no paramétrico es posible inferir la presencia de una relación entre emisiones de CO₂ y producto acorde a la hipótesis de la CKC en aquellos países que han alcanzado un mayor desarrollo relativo en la región⁵¹.

En el caso de Venezuela, el análisis no paramétrico indica que la curva presenta pendiente positiva hasta los US\$ 3.300, luego decrece hasta aproximadamente los US\$ 4.400 de PBI per capita, y a partir de ese nivel se estabilizan las emisiones en torno a los 5.2 ton de CO₂ per capita. Si bien este sendero de emisiones no se ajusta exactamente a los postulados de la CKC,

⁵⁰ En el primero de los casos, y muy probablemente debido a la elevada dispersión que presentan los datos, la estimación kernel exhibe un patrón en forma de N invertida y no de N como en el caso del análisis de cointegración.

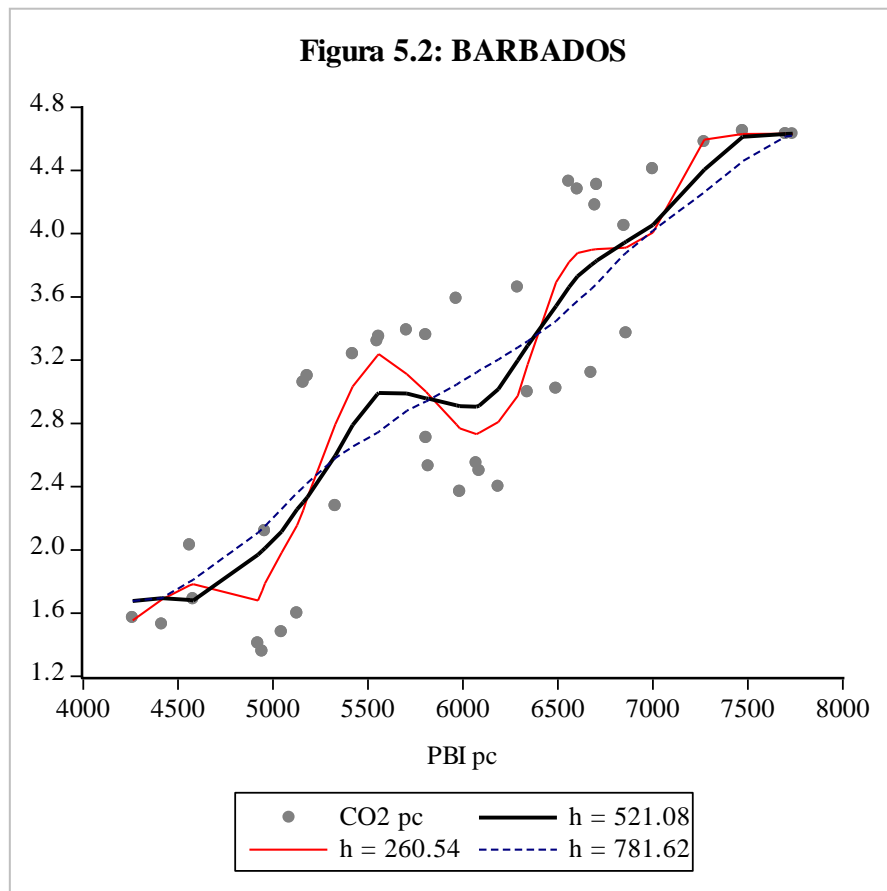
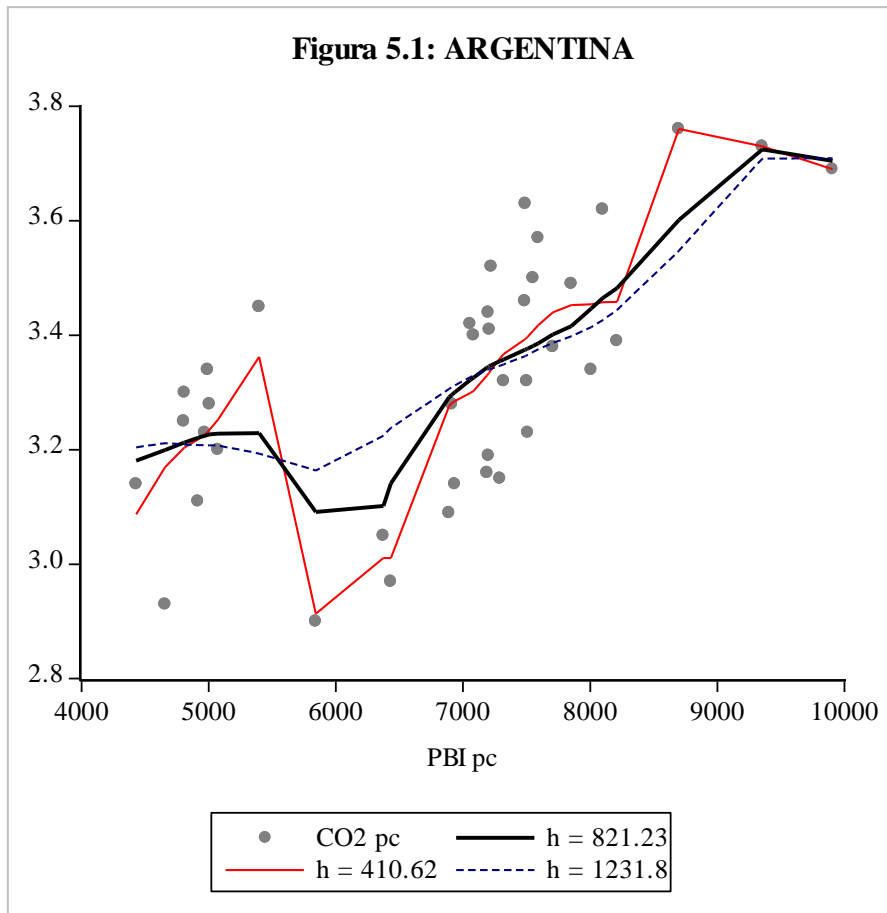
⁵¹ No obstante esto, no es posible realizar ninguna prueba de causalidad en base al análisis no paramétrico propuesto.

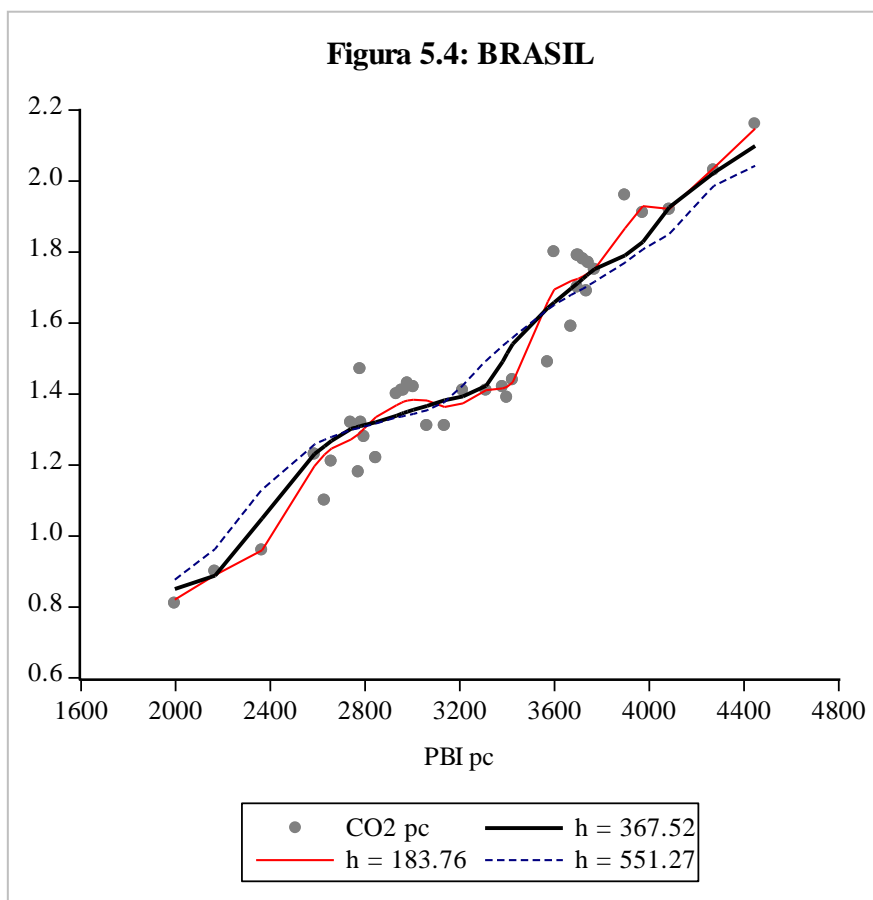
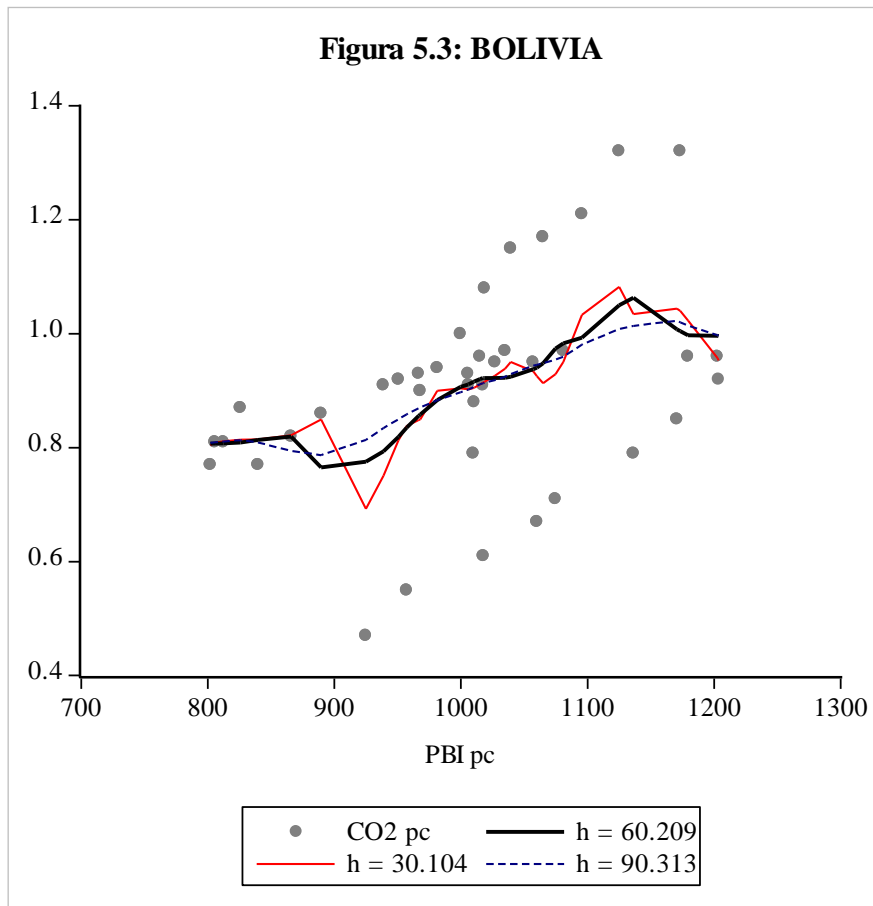
podría considerarse aproximado en el sentido de que logra cierta estabilización de las emisiones y por ende no profundiza el deterioro ambiental. Sin embargo, a los fines del análisis este resultado no se considerará acorde a la CKC debido a la elevada variabilidad de las observaciones en el tramo correspondiente a los mayores niveles de ingreso alcanzados.

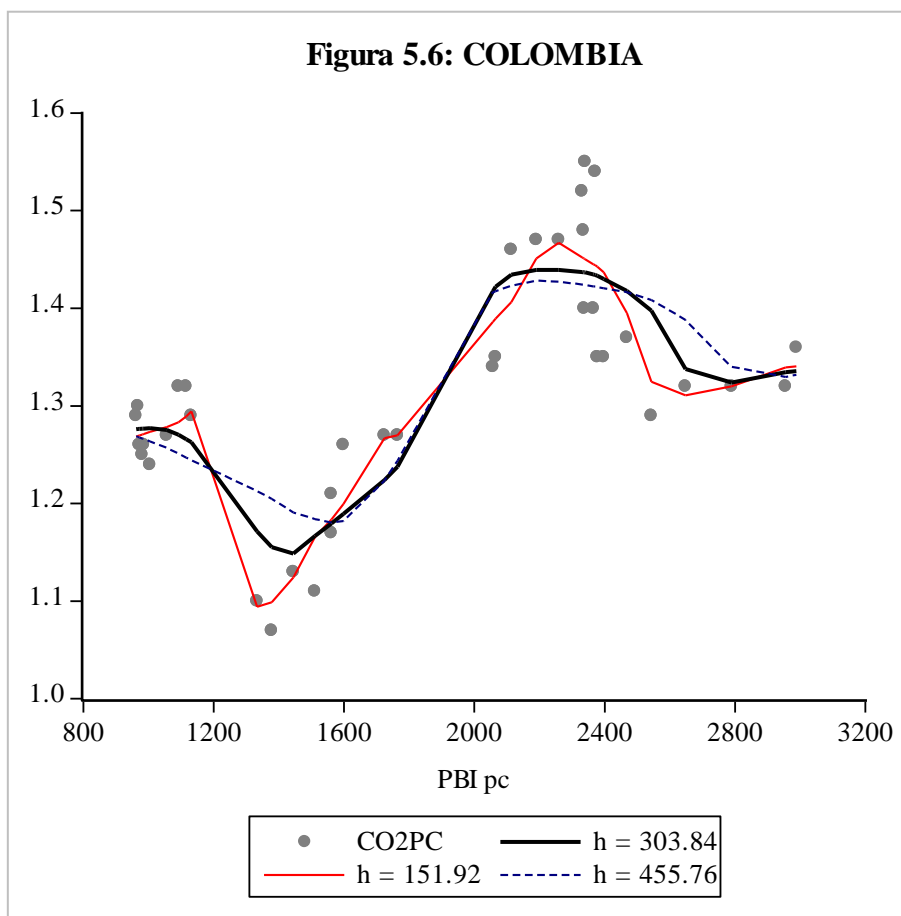
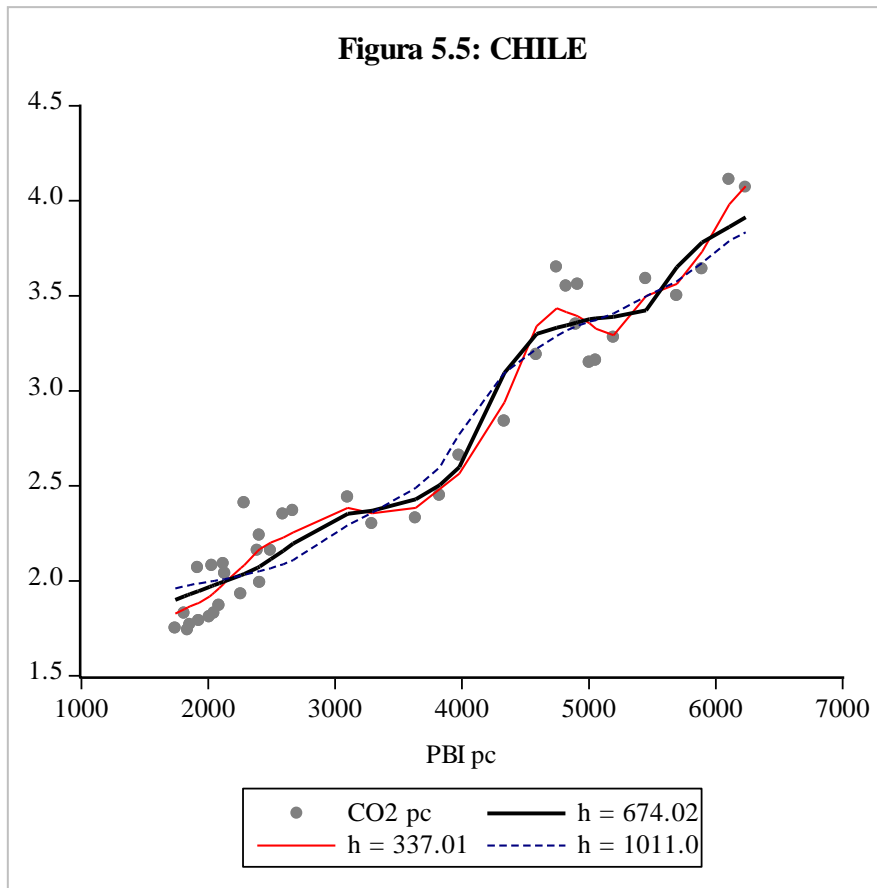
Por su parte, las estimaciones kernel correspondientes a Guatemala y Haití exhiben un patrón aproximadamente similar a una N, estabilizándose en ambos casos sobre el final de la muestra y sin posibilidad de ser interpretadas en el contexto de la CKC debido a los bajos niveles de ingreso alcanzados (máximos niveles de PBI per capita en torno a los US\$ 1.700 y US\$ 660 respectivamente). Uruguay en cambio, presenta el mismo tipo de patrón pero a niveles de ingreso superiores, exhibiendo una curva que podría definirse como una CKC inversa con un *turning point* ubicado en torno a los US\$ 5.300 de PBI per capita.

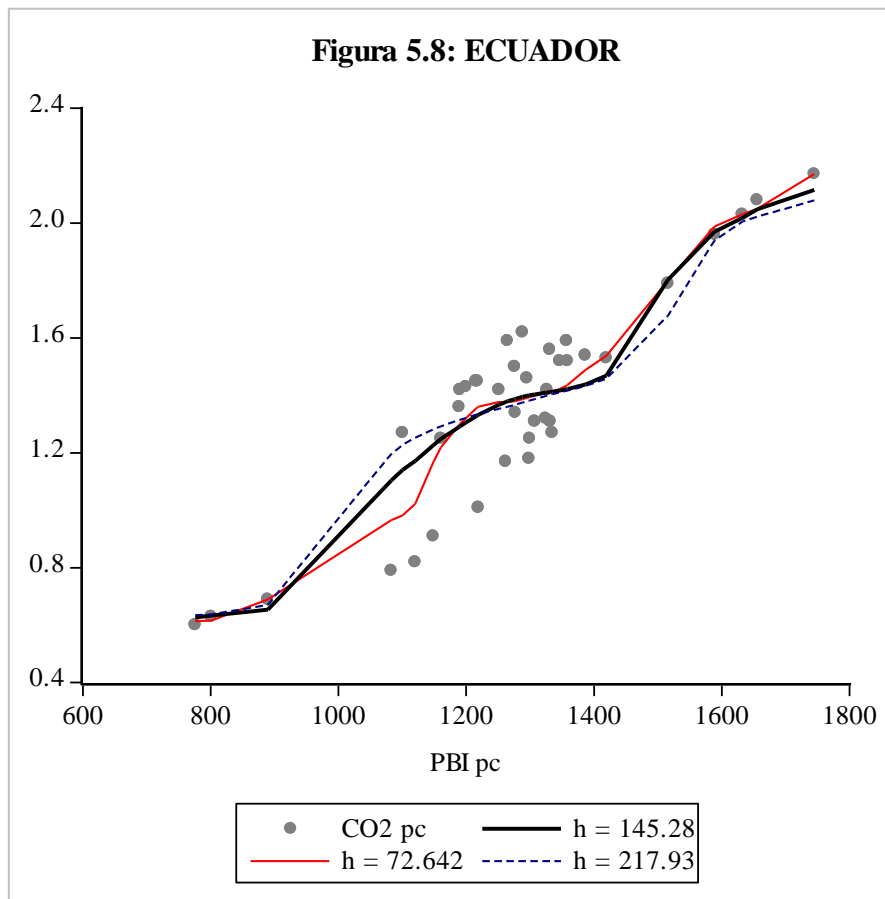
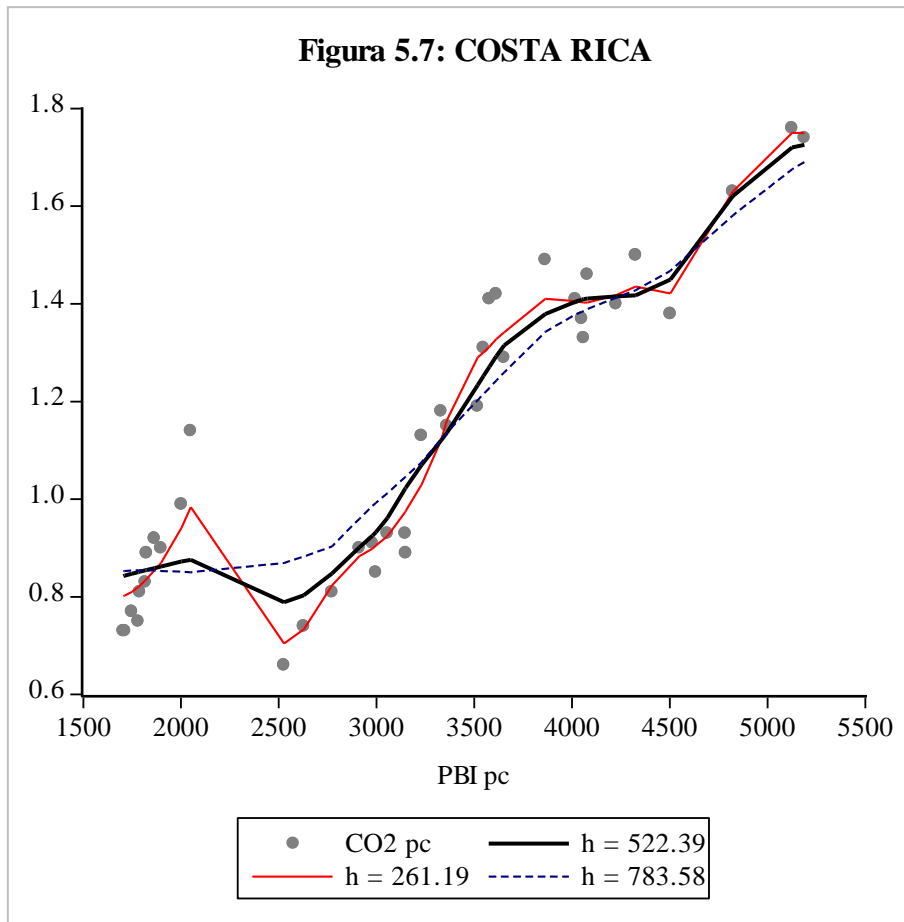
Otras relaciones contrarias a la hipótesis de la CKC pueden observarse en las estimaciones no paramétricas de El Salvador y Paraguay, que presentan un patrón semejable a la porción creciente de una función cuadrática, y México, con un patrón de U que presenta un mínimo en torno a los US\$ 4.200 y marcada disminución del ritmo de crecimiento de las emisiones de CO₂ a partir de los US\$ 5.500.

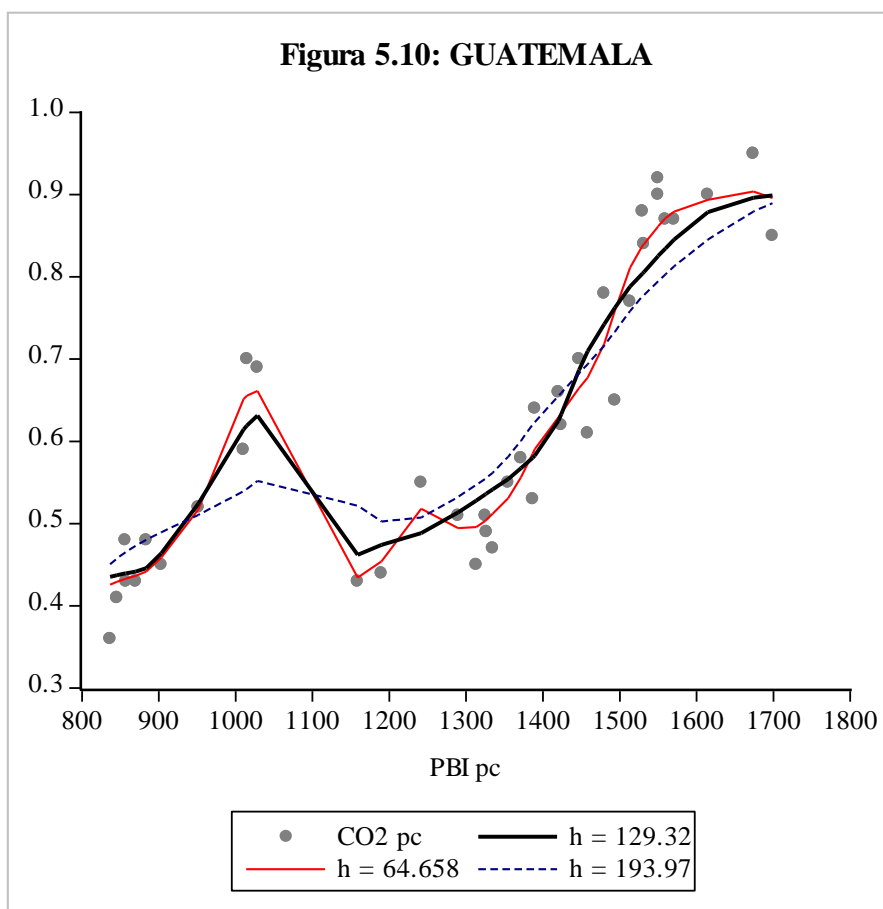
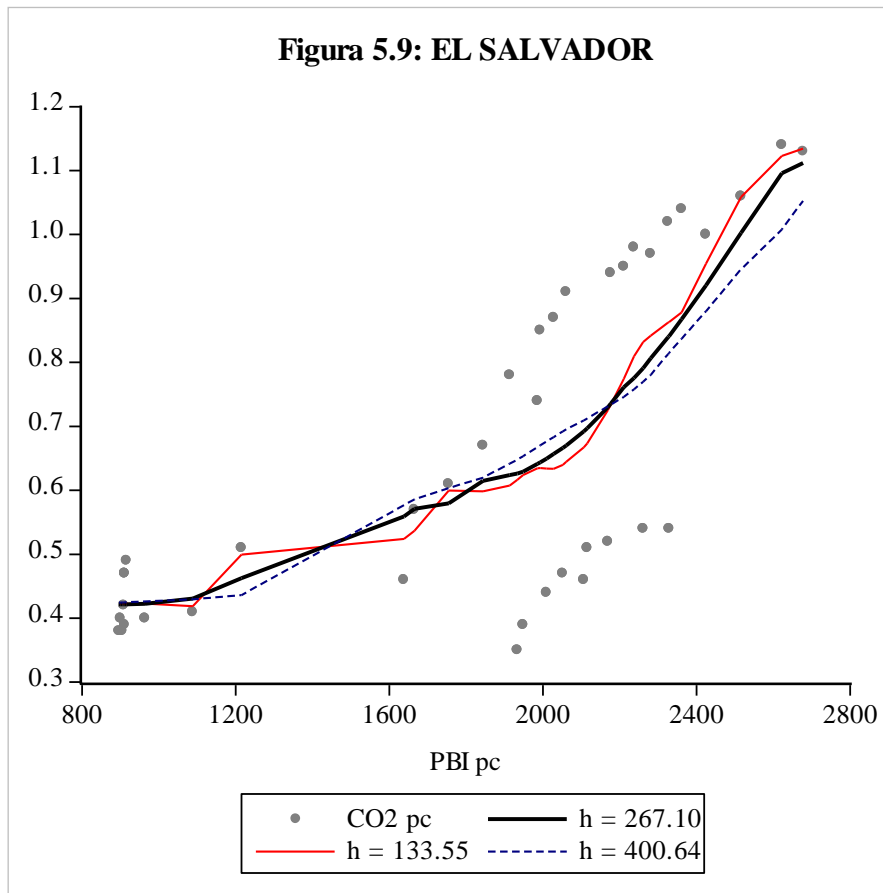
Acorde a los resultados reportados por autores como Selden y Song (1994), Ravallion *et al.* (2000) y Neumayer (2004) para otras muestras, las estimaciones kernel para Barbados, Brasil, Chile, Ecuador y Jamaica indican la presencia de una relación creciente casi monótona entre emisiones de CO₂ y PBI per capita, y una relación con algunas oscilaciones pero tendencia marcadamente creciente en los casos de Costa Rica, Perú y República Dominicana.

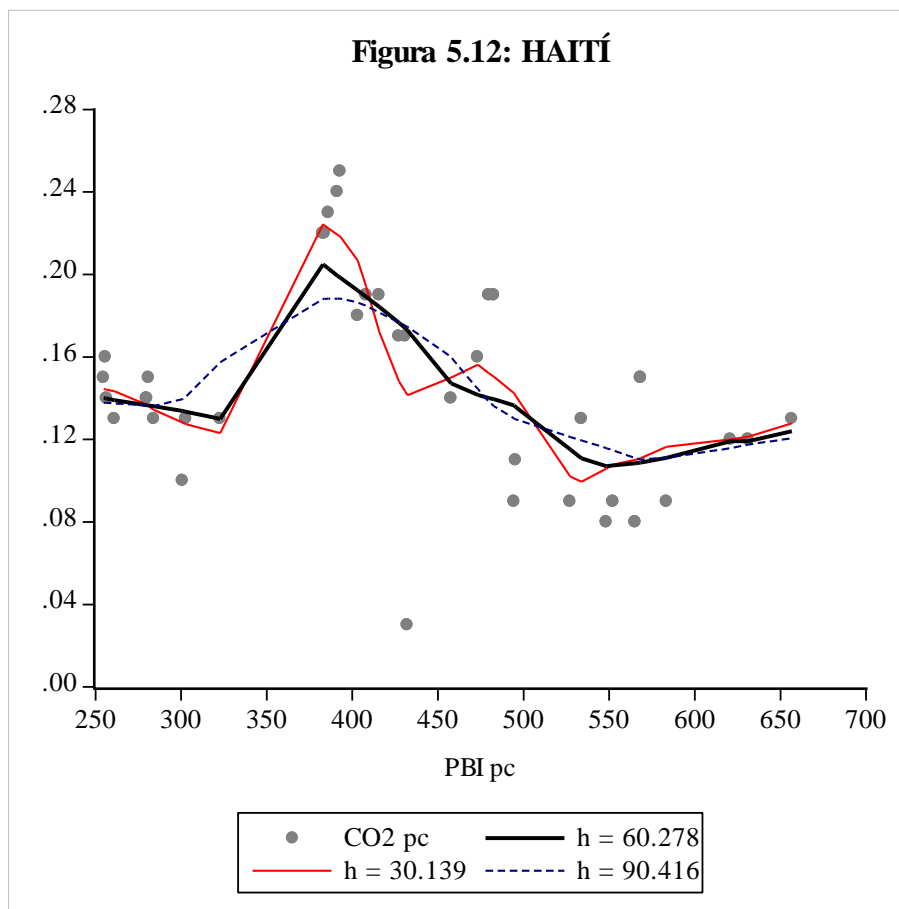
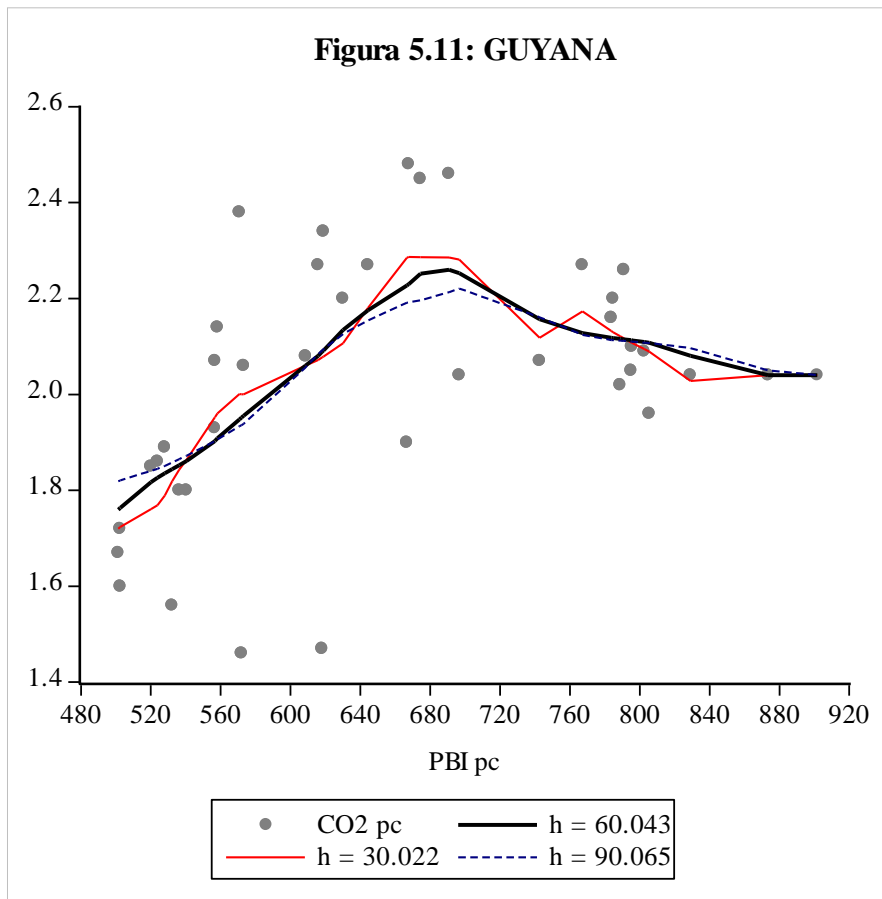


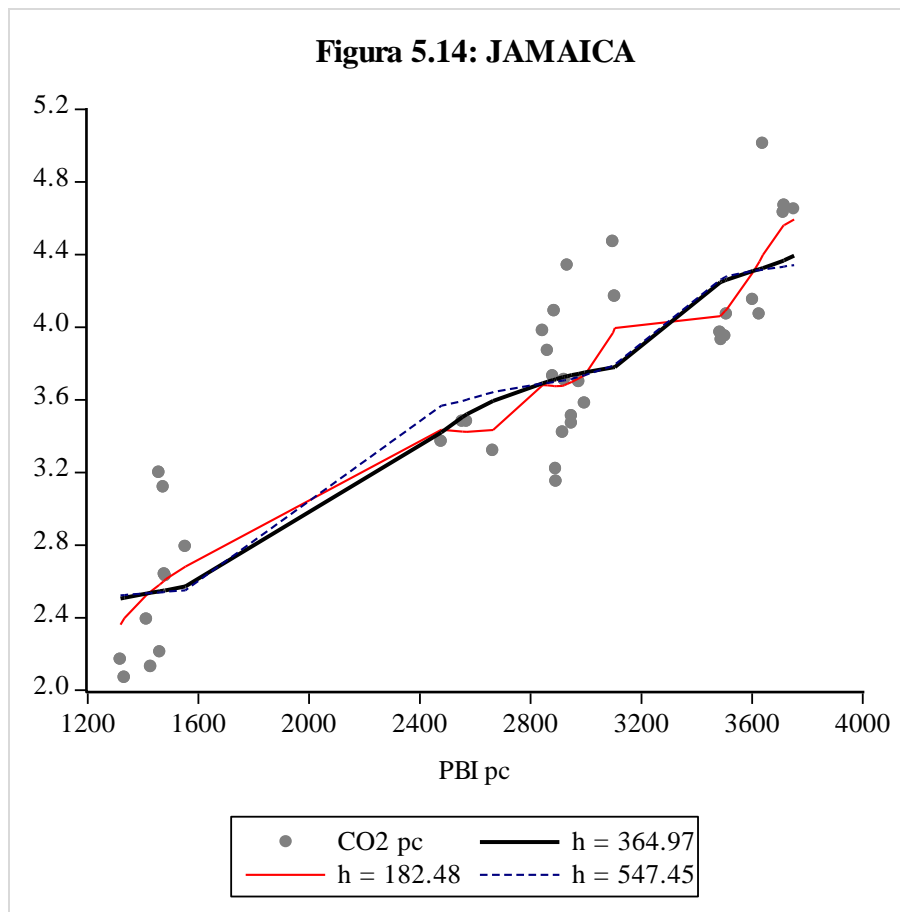
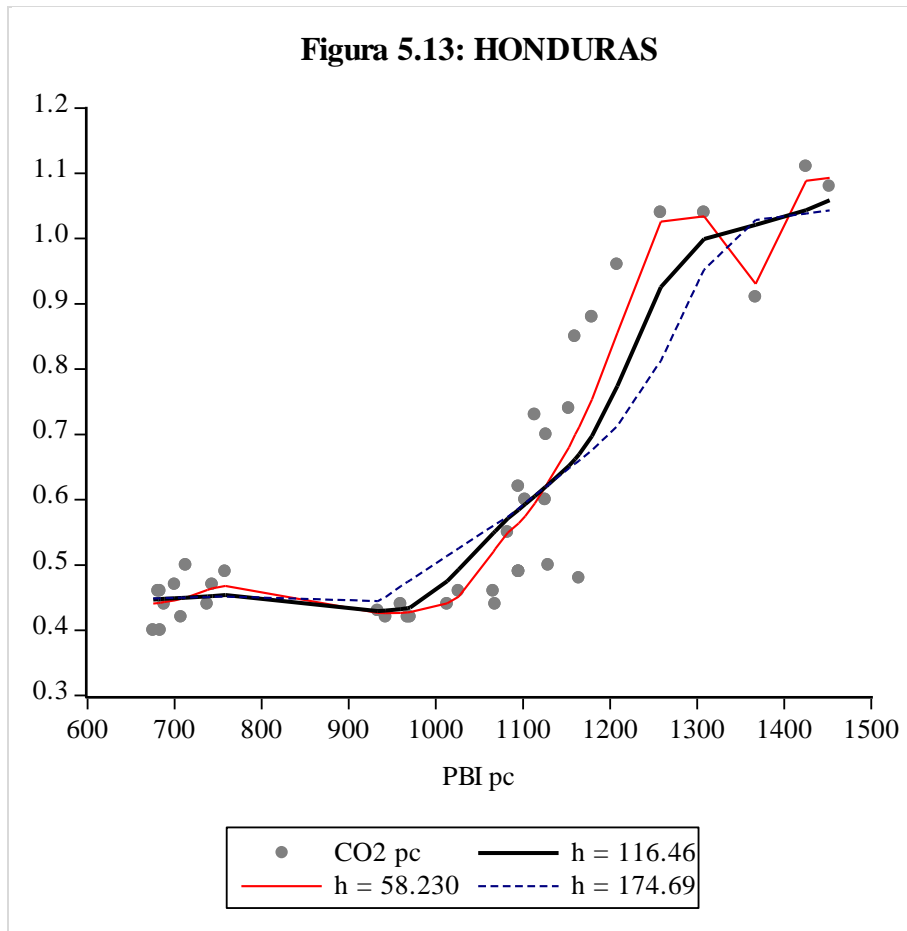


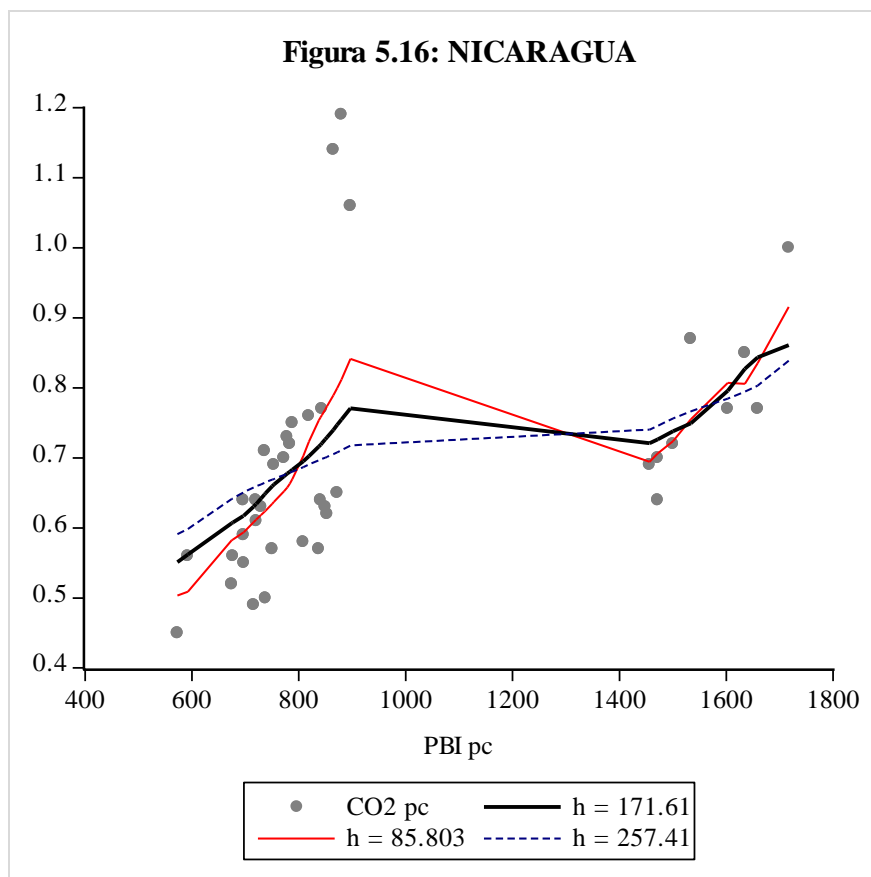
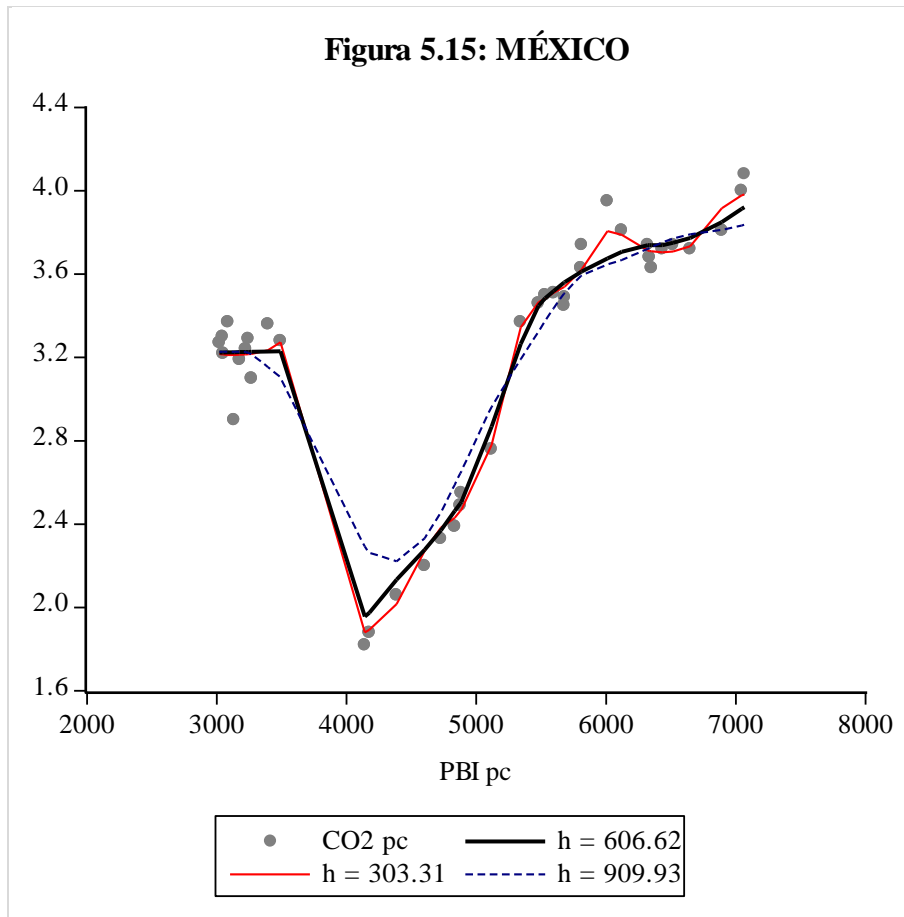


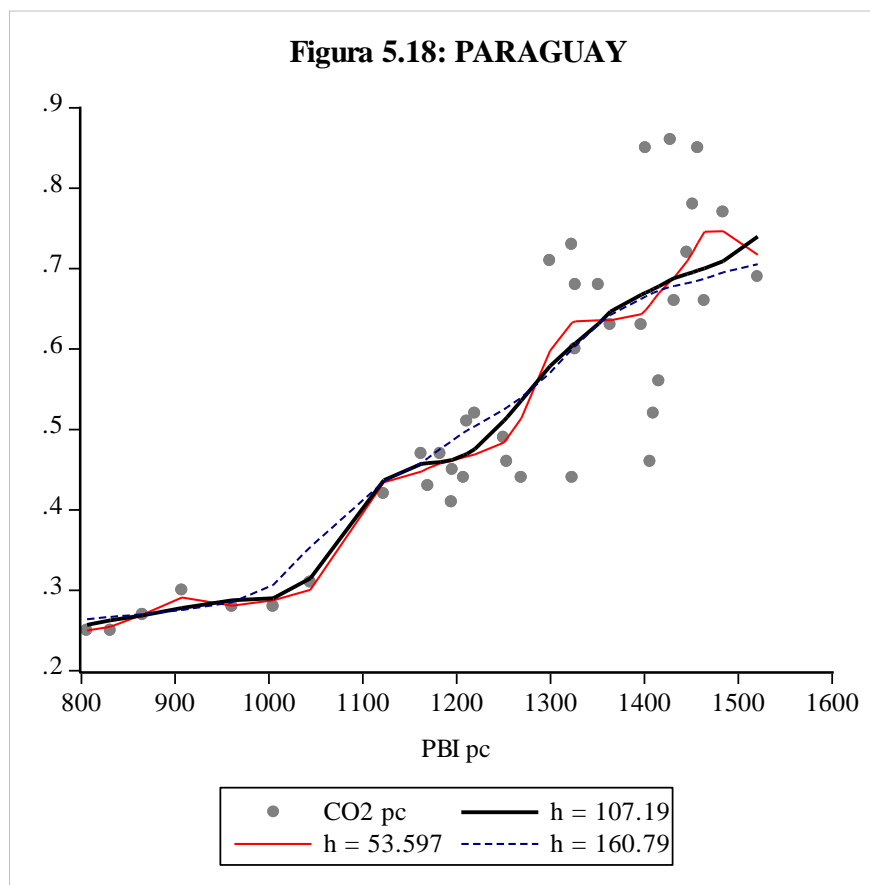
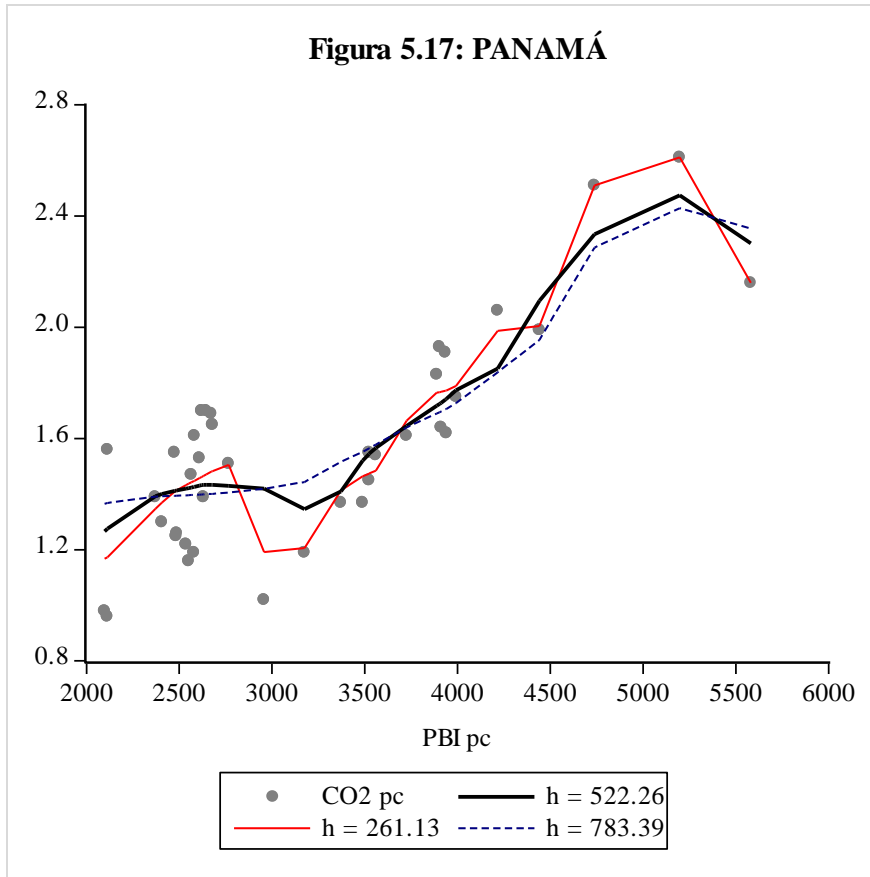


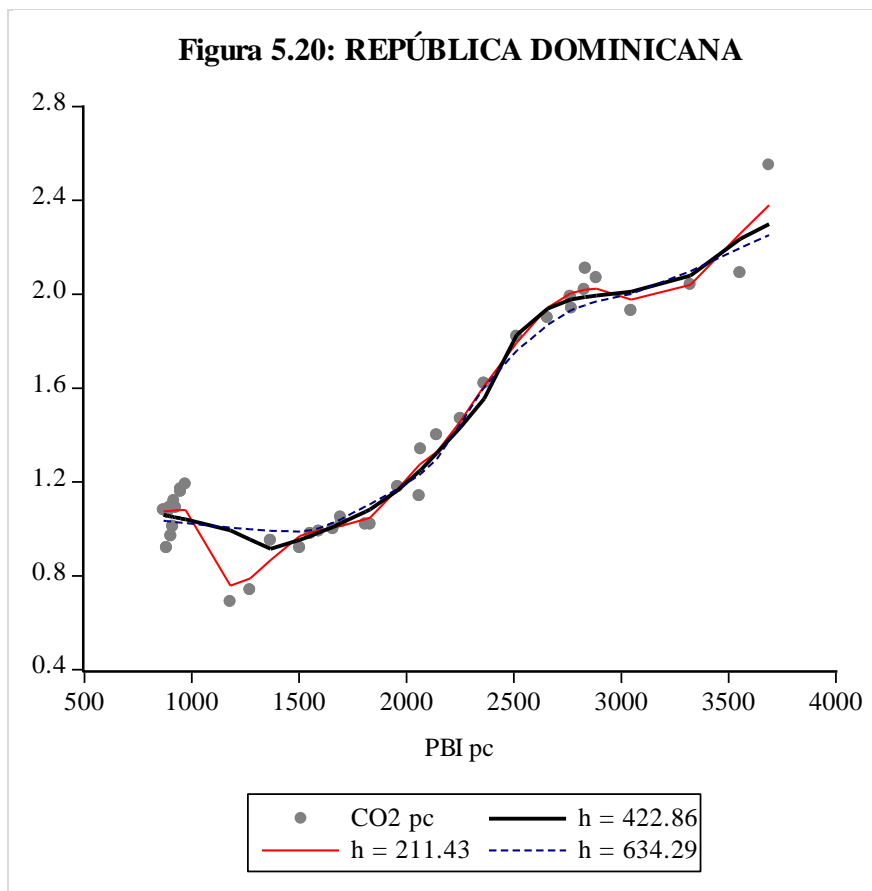
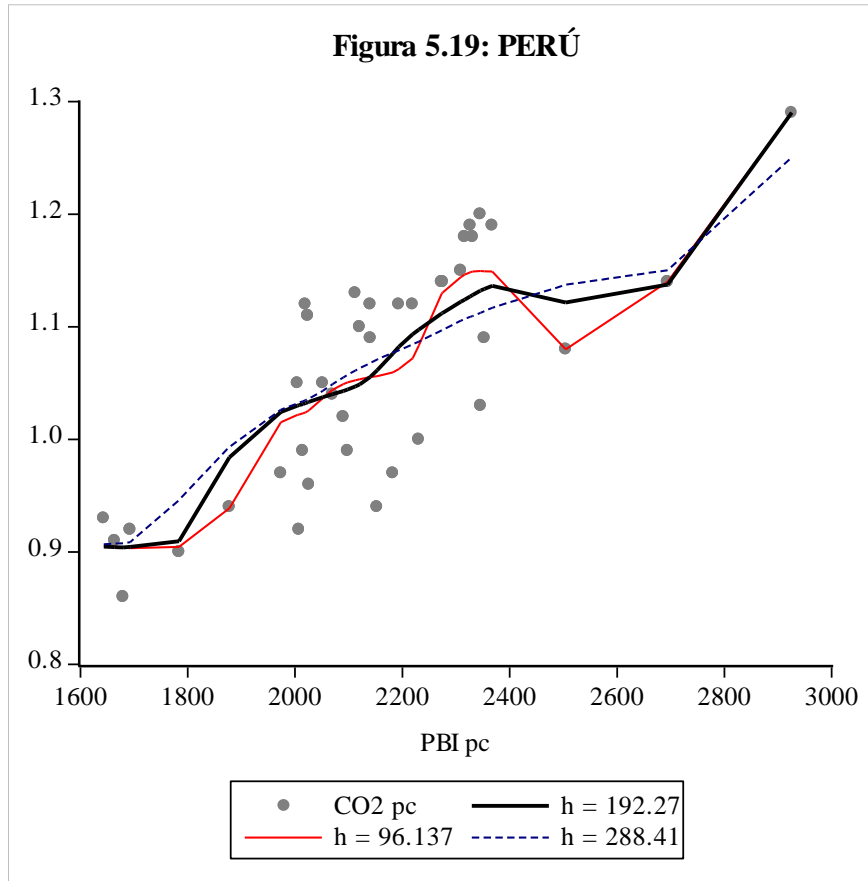


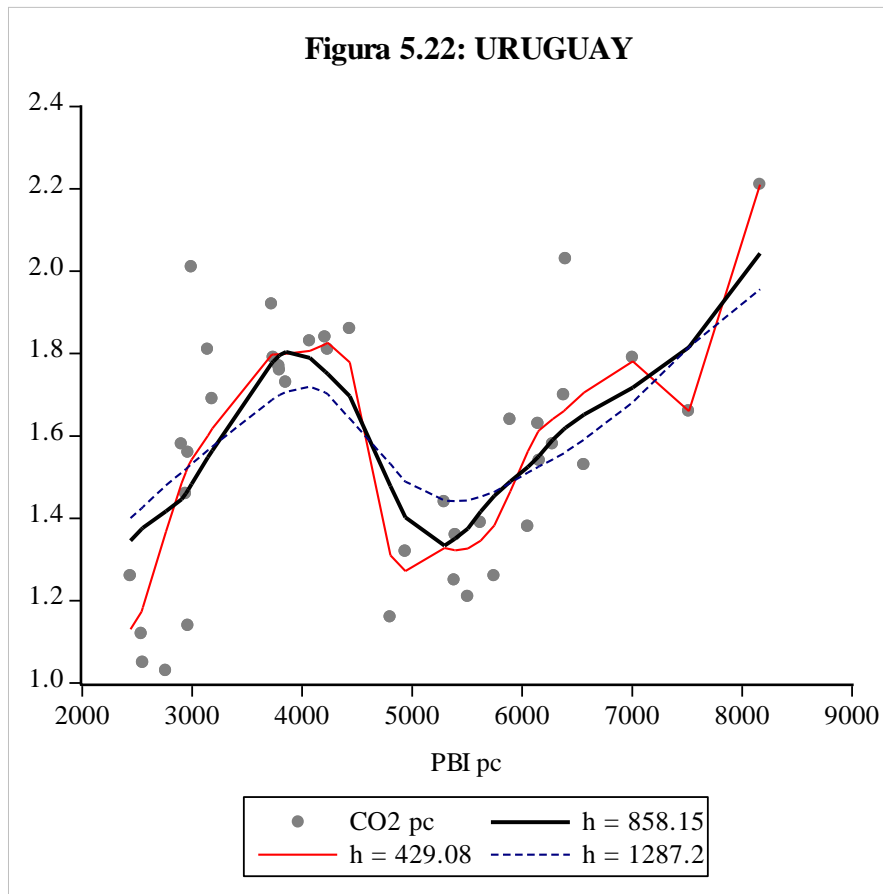
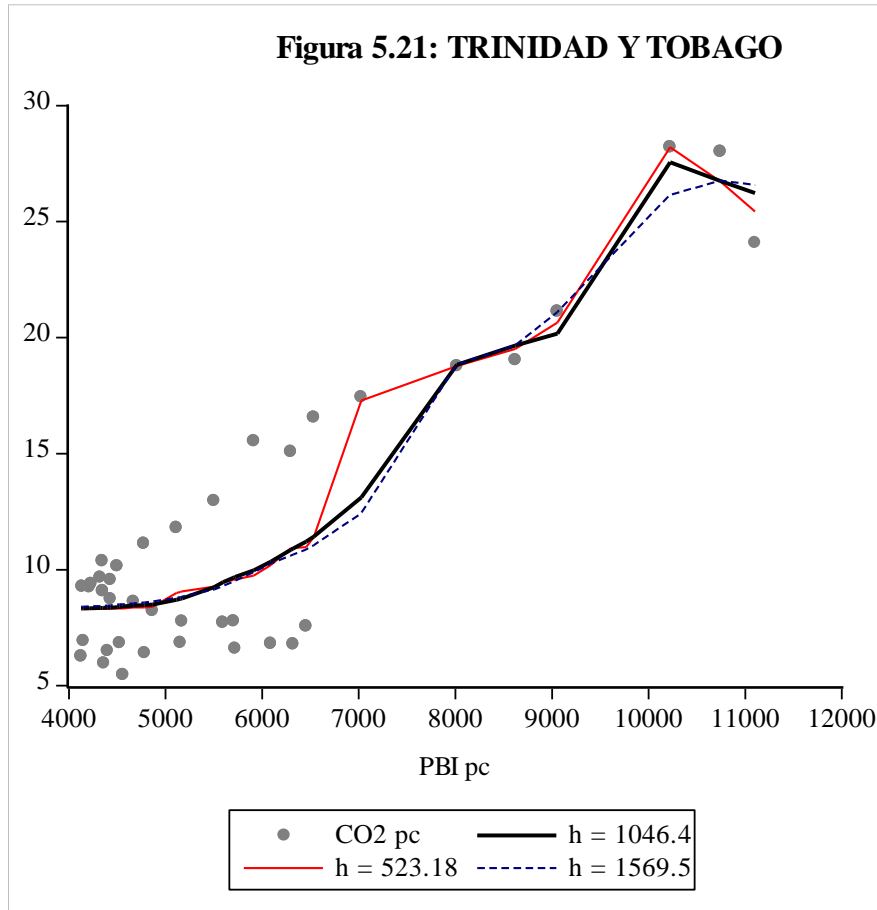


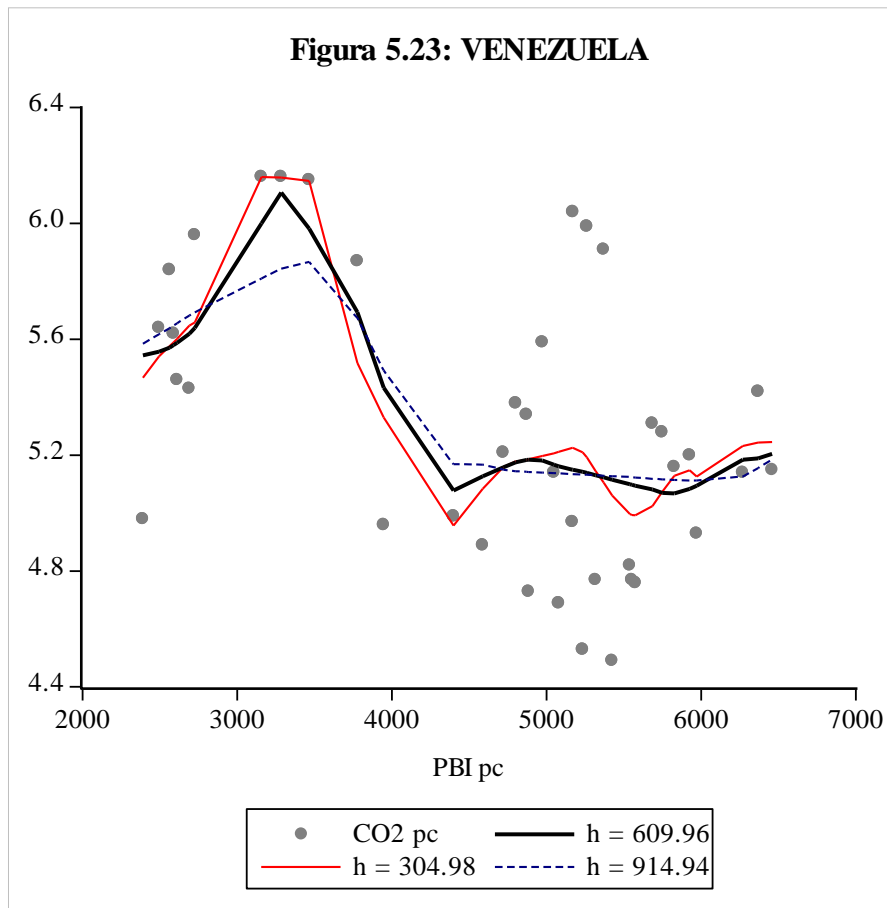












5.2. ESTIMACIÓN KERNEL PARA AMÉRICA LATINA

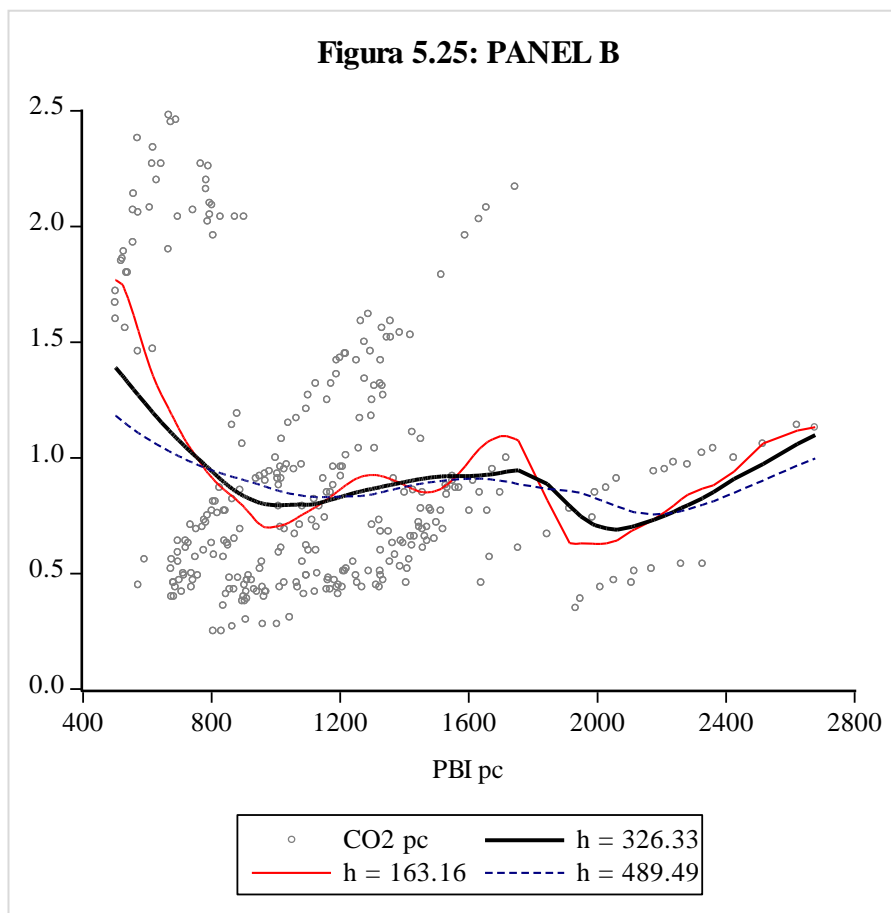
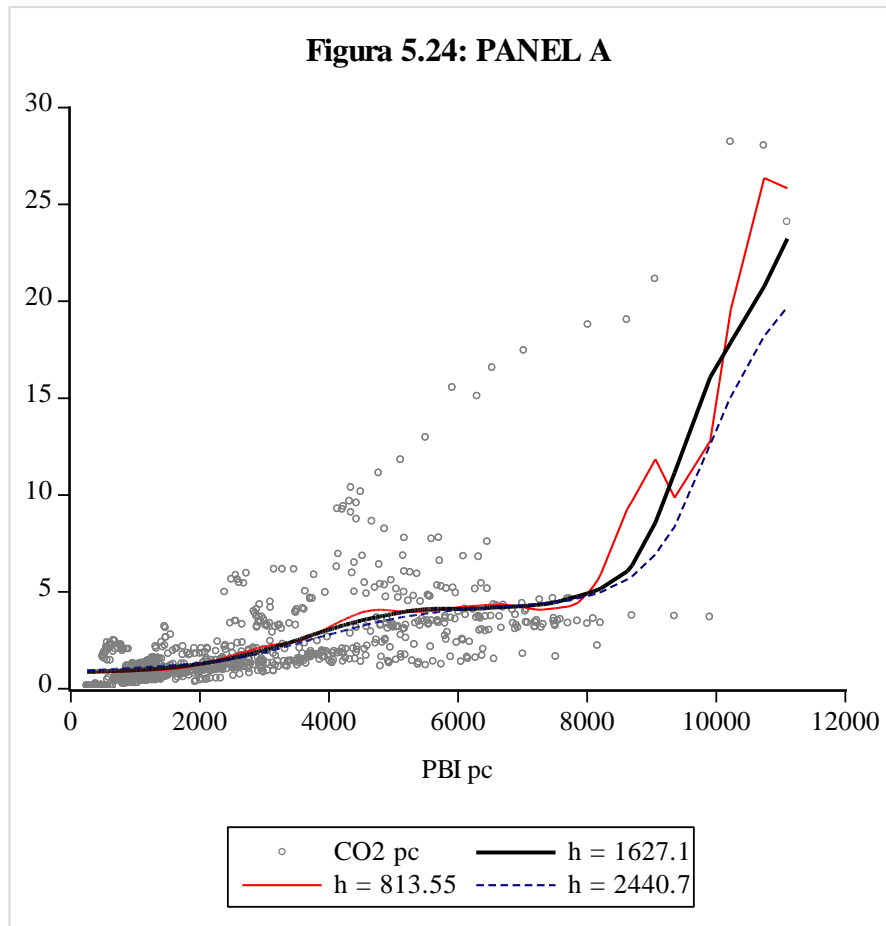
En las figuras 5.24 a 5.27 se presentan las estimaciones kernel Nadaraya Watson para los cuatro paneles propuestos en el Capítulo 3. Al igual que en el caso de las estimaciones a nivel individual, se aplicó una función kernel de Epanechnikov para hallar el polinomio suavizado que une a las variables emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita, para los cuatro paneles propuestos en el Capítulo 3, durante los años 1970 y 2008.

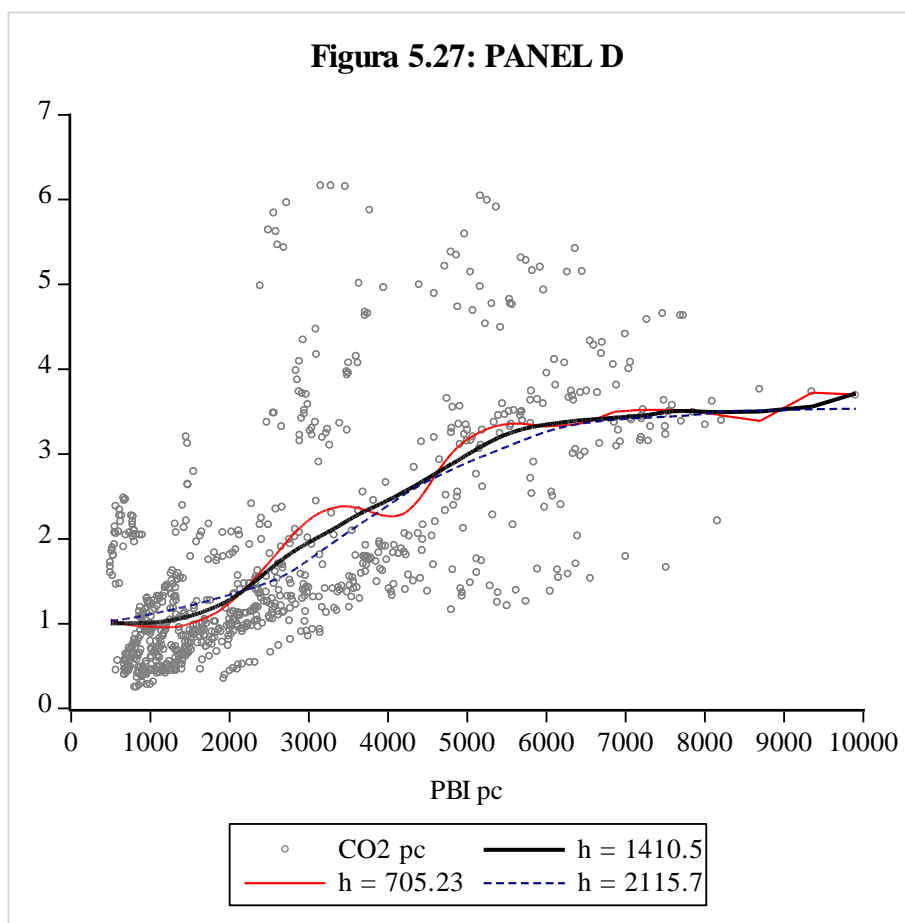
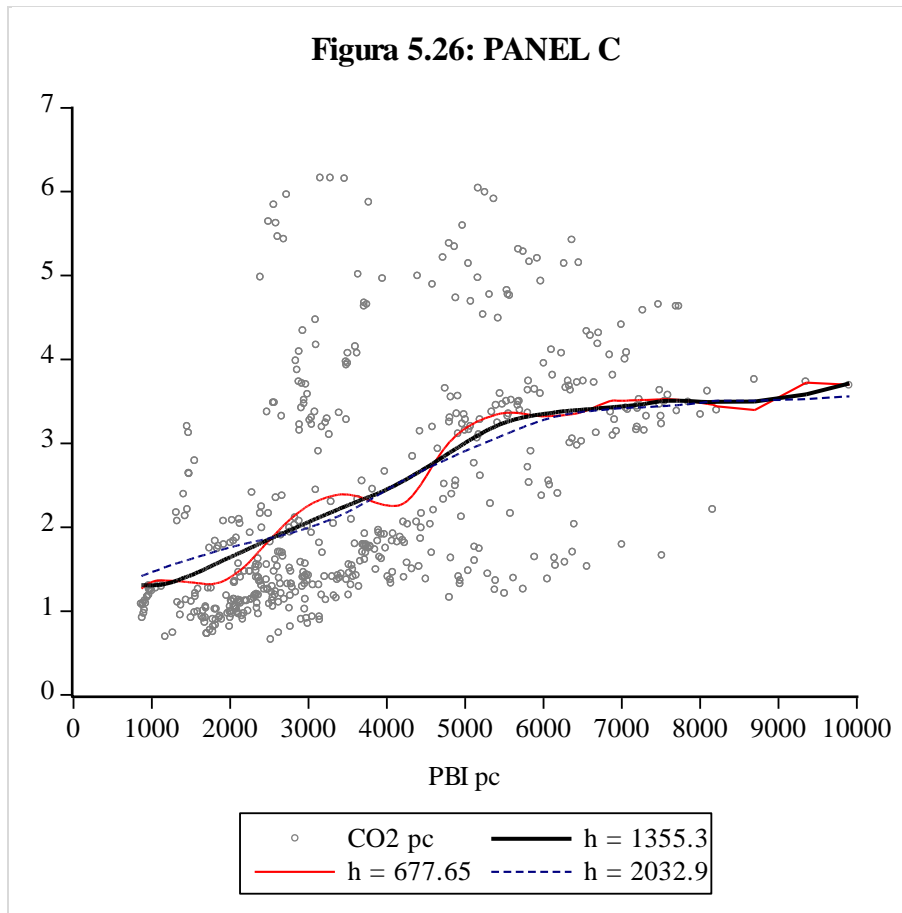
El panel A, conformado por los veintitrés países de la muestra, exhibe un patrón aproximadamente exponencial, debido principalmente a las observaciones de Trinidad y Tobago, con un sistema energético marcadamente intensivo en petróleo y gas y niveles de emisiones muy superiores a la media del resto de los países en incluso superiores al promedio de emisiones de los países de la OCDE. Lejos de corroborar la hipótesis de la CKC, el patrón distinguible para la muestra completa exhibe un comportamiento creciente de

las emisiones de carbono, alcanzando niveles sucesivamente mayores a medida que el nivel de producto se incrementa.

La clasificación por nivel de ingreso propuesta por el Banco Mundial fue empleada para definir los dos paneles siguientes, B y C, conformados por países de ingresos medios bajos e ingresos medios altos respectivamente. Las estimaciones kernel en estos casos arrojan resultados cualitativamente diferentes. Mientras que el panel B presenta un patrón aproximadamente similar a una U, el Panel C parece seguir un patrón de U invertida hasta aproximadamente los US\$ 6.000 per capita, nivel de ingreso a partir del cual el nivel de emisiones de CO₂ per capita parece estabilizarse en torno a los 3.4 toneladas por habitante por año. Sin embargo, ambos paneles presentan un elevado grado de dispersión alrededor de la media, prácticamente a lo largo de todo el rango de ingreso considerado en el caso del panel C, y hasta los US\$ 1.700 de PBI per capita en el panel B. En esta situación, no resulta totalmente válido esbozar conclusiones definitivas acerca de la validez de la CKC, toda vez que el polinomio suavizado que surge del enfoque no paramétrico empleado, ajusta un número elevado de observaciones con un alto grado de variabilidad.

El último panel propuesto ajusta una estimación kernel al conjunto de países que conforman el panel A, exceptuando los dos extremos de la muestra. De esta manera, la exclusión de Trinidad y Tobago y Haití -únicos países de ingresos altos e ingresos bajos respectivamente según la clasificación del Banco Mundial-, arroja un polinomio suavizado que sigue un patrón aproximadamente igual a la suma de los resultados de los paneles B y C. En niveles muy bajos de ingreso, las emisiones de CO₂ per capita crecen a ritmo creciente con el nivel de PBI per capita hasta aproximadamente los US\$ 4.000, nivel a partir del cual el ritmo de crecimiento disminuye hasta alcanzar cierta estabilidad en torno a los US\$ 6.000. Lógicamente, también en este caso se destaca un elevado grado de dispersión en los datos, junto con una gran concentración de observaciones en niveles de bajos ingresos, reflejando claramente la composición de la muestra. Si bien tampoco en este caso puede decirse que las estimaciones kernel apoyan estrictamente la presencia de una CKC, los resultados muestran cierta estabilidad en las emisiones de CO₂ a partir de un nivel de ingreso razonable en términos de los postulados de la hipótesis, no rechazándose en forma determinante la idea de que las condiciones ambientales podrían, sino mejorar, disminuir su ritmo de deterioro.





5.3. CONCLUSIONES DEL CAPÍTULO

En el marco del análisis de la validez de la hipótesis de la CKC para la región de América Latina y el Caribe, este capítulo examina la relación empírica entre el producto y las emisiones de CO₂ para una muestra conformada por veintitrés países de la región a través de un enfoque no paramétrico basado en la estimación kernel de polinomios suavizados.

A nivel individual, los resultados de las estimaciones kernel de Naradaya-Watson indican que la relación entre ambas series exhibe patrones más complejos que los planteados en la formulación de la CKC, tanto en su especificación cuadrática como en la cúbica. En este contexto, sólo Argentina, Panamá y Trinidad y Tobago, con *turning points* estimados en torno a los US\$ 9.000 (ubicado sobre el final de la muestra), US\$ 5.100 y US\$ 10.250 respectivamente, parecen ajustarse a los postulados de la CKC con puntos de transición razonables en términos de la hipótesis. Por su parte, Bolivia, Colombia y Honduras, exhiben un patrón asimilable a un polinomio de grado tres con forma de N invertida, mientras que la estimación kernel para Guyana arroja una relación que se ajusta a la U invertida propuesta inicialmente por Grossman y Krueger (1991). Sin embargo, estos resultados no resultan relevantes a los efectos de verificar la hipótesis de la CKC, ya que los puntos de transición se ubican en niveles de ingreso no compatibles con los argumentos que subyacen al cambio de pendiente de la curva.

A nivel panel, el elevado grado de dispersión de las observaciones no permite arribar a conclusiones decisivas acerca de la validez de los resultados de las estimaciones kernel, que requieren por este motivo una interpretación cuidadosa. Haciendo caso omiso de esta variabilidad, las estimaciones no paramétricas de panel no parecen validar la hipótesis de la CKC ni para el panel completo, ni para los subpaneles de países de ingresos medio bajos, ingresos medios altos y muestra completa corregida por *outliers*. En el primero de los casos, resultan decisivas las observaciones de Trinidad y Tobago, que en el contexto del panel resultan claramente puntos influyentes⁵².

En síntesis, el análisis no paramétrico propuesto deja en evidencia que el proceso de crecimiento económico tiene efectos adversos sobre la calidad ambiental, no sólo durante sus etapas más tempranas, sino también en

⁵² Los resultados del cálculo de la distancia de Cook que avala esta afirmación se encuentran a disposición bajo expreso requerimiento al autor.

estadios más avanzados. Por este motivo, la recomendación de política que se infiere de estos resultados es que los países deberían realizar esfuerzos para reducir la emisiones de CO₂ independientemente de su condición de país desarrollado o en desarrollo. En el caso puntual de América Latina, los resultados indican que a nivel agregado, y en la mayor parte de los países, no parece probable que las emisiones de CO₂ disminuyan en el mediano plazo. Dado que los resultados del análisis no paramétrico indican que la hipótesis de la CKC parece verificarse sólo en tres de los países de mayor desarrollo relativo en la región, se refuerza la idea de que los factores que determinan el cambio de pendiente de la curva operan en niveles de ingreso relativamente altos. Esto implica que si se considera prioritario detener o atenuar los impactos del cambio climático en la región, deben implementarse medidas de adaptación y mitigación específicas orientadas a reducir los niveles de emisiones, y no considerar al crecimiento económico como sustituto de la política ambiental. Dado que América Latina y el Caribe es menormente responsable del cambio climático a nivel global, pero resulta mayormente vulnerable a sus efectos, se vuelve crucial que los esfuerzos por minimizar el daño generado por el fenómeno del cambio climático se desarrollen de manera conjunta y coordinada entre países, independientemente de su situación puntual en términos de emisiones. Si el ritmo actual de emisiones se mantiene, los efectos previstos del calentamiento global sobre los rendimientos agrícolas, la provisión de agua, la pérdida de biodiversidad y el deterioro de las zonas costeras, entre muchos otros, se volverán permanentes y afectarán claramente la calidad de vida de los habitantes de la región.

CONSIDERACIONES FINALES

Para analizar la validez de la hipótesis de la CKC para América Latina y el Caribe, la sección III presenta un amplio análisis de cointegración entre las series involucradas en la estimación, contenido en el capítulo 4, y un enfoque no paramétrico alternativo para delinear el vínculo entre las series de emisiones de CO₂ y producto expuesto en el capítulo 5.

En ambos casos, el análisis empleó las series de emisiones de CO₂ per capita proveniente de combustibles fósiles y PBI per capita a precios corrientes (US\$ de 2000) provistas por OLADE-SIEE, para una muestra compuesta por veintitrés países pertenecientes a la región, durante el período comprendido entre los años 1970 y 2008.

En el primer caso, se planteó el análisis de cointegración como alternativa válida para el estudio de la hipótesis de la CKC debido a que ésta se define como una relación de largo plazo. De este modo, sólo un método que capture el movimiento conjunto de las series a lo largo de la tendencia, garantizando la presencia de una combinación lineal entre ambas que resulte estacionaria, parece ser apto para capturar la esencia del fenómeno. En este contexto, se avanzó en el desarrollo de pruebas de estacionariedad y cointegración para cada país a nivel individual, y para cuatro paneles de datos conformados en atención al nivel de ingreso y una regla simple de remoción de *outliers*.

Del análisis individual se deduce que casi la totalidad de las series de emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita analizadas parecen inequívocamente ser realizaciones de procesos integrados de orden uno. También a nivel panel, los resultados de los tests de primera y segunda generación propuestos avalan la estacionariedad en primeras diferencias.

En relación al análisis de cointegración, los resultados avalan la presencia de una relación estable de largo plazo entre las emisiones de CO₂ per capita y el PBI per capita sólo en los casos de Bolivia -en la especificación cúbica- y Paraguay -en la cuadrática-. Sin embargo, ninguno de los dos países verifica la pendiente predicha por la hipótesis. En efecto, mientras en el primer caso la relación exhibe un patrón en forma de N a muy bajos niveles de

ingreso, en el caso de Paraguay las emisiones crecen con el producto a tasa creciente.

El estudio de cointegración de panel, por su parte, tampoco es concluyente sobre la presencia de una CKA, pudiéndose probar que la verificación de una relación de cointegración es claramente sensible a la elección y especificación del test empleado.

Lejos de negar la existencia de cierta relación entre emisiones y producto, estos resultados sugieren la presencia de otros factores que afectan el sendero de emisiones y no se encuentran estrechamente vinculados con la actividad productiva. Entre ellos, factores socioeconómicos, institucionales, políticos y legales, y otro conjunto más estrechamente vinculado a características estructurales de los países en desarrollo abordados en la sección 2 del capítulo 1.

Con el objetivo de complementar el análisis paramétrico sobre la validez de la CKC en América Latina y el Caribe, el capítulo 5 presenta un alternativa no paramétrica para analizar la relación estructural entre las series de emisiones de CO₂ y producto, ambas en términos per capita. Los resultados indican que tres de los países mejor posicionados de la muestra –en términos de ingreso- parecen verificar un patrón semejable a una N invertida. En efecto, Argentina, Panamá y Trinidad y Tobago, con *turning points* estimados en torno a los US\$ 9.000, US\$ 5.100 y US\$ 10.250 respectivamente, parecen ajustarse a los postulados de la CKC, con puntos de transición razonables en términos de la hipótesis. Esto parece indicar que pese a que no es posible verificar una relación estable de largo plazo entre las variables consideradas en la estimación de la CKC, hay indicios de la presencia de ciertos mecanismos, ajenos al ingreso, que operan cuando las economías alcanzan determinado grado de desarrollo para disminuir la presión sobre el medio ambiente.

A nivel panel, si bien no es posible establecer un patrón con elevada precisión debido al elevado grado de dispersión que presentan los datos, el Panel de Ingresos Medios Bajos exhibe un patrón aproximadamente similar a una U, y los paneles de Ingresos Medios Altos y corregido por *outliers* presentan cierta estabilización de las emisiones de CO₂ per capita a partir de un valor cercano a los US\$ 6.000 de PBI per capita.

Los resultados hallados en el trabajo empírico desarrollado en esta sección no se condicen en términos generales con los reportados por otros estudios sobre CKC para América Latina. Como se mencionara en 2.3, Poudel

et al. (2009) analizan la relación entre emisiones de CO₂⁵³ y producto per capita para quince países de la región durante el período 1980-2000. Sus resultados indican la presencia de una U invertida con un *turning point* cercano a los US\$ 8.000 en base al análisis paramétrico, y una relación en forma de N entre ambas variables en base al análisis semi-paramétrico. Ninguno de estos patrones puede inferirse a partir de los resultados de este trabajo, ni a partir del análisis de cointegración ni a través del enfoque no paramétrico propuesto. Los resultados de ambos estudios sólo coinciden en el hallazgo de una relación creciente entre emisiones de CO₂ y producto para los casos particulares de Brasil y Perú.

Por otra parte, los resultados aquí reportados coinciden parcialmente con los de Narayan y Narayan (2009), que para la especificación logarítmica de la CKC encuentran que Argentina y Venezuela experimentaron durante el período 1980-2004 una disminución en sus emisiones de CO₂ con el crecimiento del ingreso⁵⁴. En efecto, si bien el análisis de cointegración propuesto en el capítulo 4 no permite definir una relación estable de largo plazo entre ambas variables para ninguno de los dos países, de las estimaciones kernel es posible derivar la misma conclusión para el caso de Argentina, mientras la evidencia es menos concluyente en el caso de Venezuela.

En síntesis, del análisis empírico de la relación entre emisiones de CO₂ y producto en el marco de la CKC para la región de América Latina y el Caribe, no es posible en términos generales establecer la presencia de una relación estable de largo plazo entre ambas variables. No obstante esto, el análisis no paramétrico parece indicar que tres de los países con mayor desarrollo relativo en la región exhiben un patrón semejable al propuesto por la CKC. Esto significa que pese a no verificarse un vínculo estable de largo plazo con el producto, es posible que ciertos factores ajenos a él contribuyan para estabilizar las emisiones de CO₂ una vez superado determinado nivel de ingreso. La situación jurídico-institucional en relación a la política ambiental, el marco regulatorio y el nivel de *enforcement*, la composición de la matriz energética, el grado de apertura económica y el nivel de penetración de empresas multinacionales, pueden contribuir a explicar el sendero de

⁵³ Poudel et al. emplean para la contrastación de la CKC las series de emisiones de CO₂ computadas por el Banco Mundial.

⁵⁴ En el análisis empírico, Narayan y Narayan (2009) emplean las series de emisiones de CO₂ provistas por la International Energy Agency.

emisiones y constituirse en objetos de política ambiental en estos casos. En este sentido, la identificación de dichos factores resulta crucial, toda vez que permite definir posibles estrategias orientadas a la adaptación y mitigación del cambio climático en aquellos países que se encuentran aún muy lejos de invertir la pendiente de la relación entre degradación ambiental y producto.

IV. CONCLUSIONES

La Curva de Kuznets Ambiental ha sido probablemente el tópico más analizado en el marco de la economía ambiental en los últimos veinte años. A partir de los trabajos pioneros de Grossman y Krueger (1991), Shafik y Bandopadhyay (1992) y Panayotou (1993), queda planteada la hipótesis de existencia de una relación funcional en forma de U invertida entre el producto y cualquier medida apta de ser empleada como indicador de degradación ambiental. Esto supone que en los estadios más bajos de desarrollo, los países incurren en un costo ambiental creciente, pero llegado determinado nivel de ingreso crítico o *turning point*, la relación entre producto y medio ambiente se vuelve virtuosa, y sucesivos aumentos de producto generan niveles de calidad ambiental progresivamente mayores. De esta manera, se infiere que el mismo crecimiento económico resulta ser causa y cura del problema ambiental. Esto repercute de forma directa sobre la decisión de implementar política ambiental, toda vez que el estricto cumplimiento de la hipótesis implica que el mejor camino para mejorar las condiciones ambientales es superar dicho umbral y lograr que el mismo proceso de crecimiento revierta el deterioro.

En forma paralela, la hipótesis tiene graves implicancias para las economías que se encuentran sumidas en una situación de trampa de pobreza, ya implica que esta última conllevará inexorablemente una trampa ambiental.

En términos teóricos, son varios los argumentos que sostienen la hipótesis planteada en la CKA. Uno de los más difundidos sostiene que la elasticidad ingreso de la demanda de calidad ambiental es un factor determinante para cambiar la pendiente de la relación entre degradación ambiental y producto, ya que sólo las sociedades más desarrolladas, con necesidades básicas plenamente satisfechas, demandarán mejoras en la calidad ambiental y presionarán a realizar modificaciones en el marco institucional tendientes a mejorar las condiciones ambientales.

Un segundo argumento se basa en los cambios que sufren las estructuras productivas de una economía a medida que avanza en el proceso de desarrollo. En este sentido, el paso de una economía basada en la agricultura a una industrial, y de ésta a una basada en el sector servicios conlleva una disminución en la presión sobre el medio ambiente, por crecer la

participación de actividades menos contaminantes en este último caso. Este efecto de composición se combina asimismo con el avance tecnológico para superar el impacto negativo que sobre el medio ambiente tiene el tamaño de la economía, logrando así revertir la pendiente de la curva.

Por último, otros factores como el comercio entre naciones y la celebración de acuerdos internacionales en materia ambiental, pueden también afectar la relación entre la actividad económica y el medio ambiente. En este punto reviste especial consideración el análisis de la hipótesis del paraíso de contaminadores, consistente en el desplazamiento de industrias contaminación-intensivas desde los países desarrollados hacia las economías en desarrollo. De verificarse, la apertura comercial, en combinación con los bajos estándares de calidad ambiental vigentes en los países en desarrollo, podrían invalidar las mejoras de calidad ambiental alcanzables en virtud del incremento del ingreso antes mencionadas.

Dado esto, resulta evidente que en gran parte de los países en desarrollo, el cumplimiento de la hipótesis se ve seriamente comprometido. La insatisfacción de necesidades básicas, la elevada desigualdad en la distribución del ingreso y la marcada debilidad institucional son sólo algunos de los factores que hacen que las condiciones medioambientales adversas persistan en este tipo de economías, aún superadas las primeras instancias del desarrollo. Si esto sucede, los países en desarrollo no se encontrarían en el tramo creciente de la CKA, sino que la relación entre degradación ambiental y producto seguiría un patrón monótono y creciente en lugar de uno con forma de U invertida.

En relación a la contrastación empírica de la hipótesis de la CKA, la evidencia no es en absoluto concluyente. Mientras la curva parece verificarse para algunos contaminantes particulares, en muestras conformadas principalmente por países desarrollados, resulta claro que los resultados dependen crucialmente del contaminante considerado, la especificación econométrica propuesta y la composición de la muestra. En resumen, para el caso de varios contaminantes que parecen verificar la curva, los *turning point* reportados se encuentran muy alejados del rango muestral, y la evidencia en favor de la hipótesis se reduce en la medida en que se agrega a la muestra considerada un mayor número de países en desarrollo. En relación a estos últimos, la evidencia empírica no es tan amplia, principalmente en atención a los problemas de disponibilidad de datos. No obstante esto, los resultados

reportados para este tipo de economías es mixta, y en términos generales se considera poco conveniente la premisa de esperar y crecer para mejorar las condiciones ambientales. En estos casos, la desigualdad en la distribución del ingreso, la debilidad institucional y los problemas de *enforcement* aparecen como potenciales determinantes de dicho resultado.

En los últimos años, el agravamiento del fenómeno del cambio climático ha suscitado un mayor interés en el estudio de sus determinantes. Definido por el IPCC como cualquier alteración en el estado del clima que puede identificarse por cambios en la media o en la variabilidad de sus propiedades, reconoce como causas tanto los cambios naturales como la actividad humana. No obstante esto, el consenso generalizado acerca de que esta última ha sido decisiva para acrecentar el ritmo de emisiones de gases de efecto invernadero a la atmósfera, conduce a la necesidad de establecer medidas de mitigación y adaptación al cambio climático para atenuar sus efectos, principalmente en las regiones que resultan especialmente vulnerables. En este contexto, cobra relevancia el análisis de la CKA para el caso del CO₂, conocida en la literatura como Curva de Kuznets de Carbono (CKC), con especial énfasis en el tratamiento de la hipótesis en los países en desarrollo, que no obstante ser menormente responsables de las concentraciones atmosféricas actuales, resultan mayormente perjudicadas por los cambios inducidos en los patrones climáticos.

Con esta motivación, este trabajo avanzó en la contrastación de la hipótesis de la CKC para una muestra compuesta por veintitrés países de América Latina y el Caribe durante el período 1970-2008, encontrando escasa evidencia en favor de su cumplimiento.

En primer término, los resultados del análisis de cointegración propuesto con el objetivo de determinar la relación estructural entre las series de emisiones de CO₂ per capita y PBI per capita, indican que sólo en los casos de Bolivia y Paraguay es posible establecer la presencia de una relación estable de largo plazo entre ambas series. Si bien en los dos casos se verifica una relación creciente entre emisiones y producto, tal como predice la CKC para economías de su tipo, en ninguno de ellos las emisiones exhiben un patrón de crecimiento a tasa decreciente como lo prevé la hipótesis. En su lugar, Bolivia verifica una relación cúbica con forma de N, y Paraguay una

cuadrática sin término lineal, por lo que registra una evolución creciente a lo largo de todo el rango muestral.

A nivel agregado, por su parte, la aplicación de una serie de pruebas de cointegración no ofrece indicios claros de que las series se encuentren vinculadas en una relación de largo plazo, ni en el panel completo, ni en los tres subpaneles propuestos en atención al nivel de ingreso y otras particularidades observadas en las series. Pese a que los resultados no permiten arribar a conclusiones decisivas, queda en evidencia que los mismos son sensibles tanto a la elección del test como a la especificación propuesta.

Por otro lado, la relación entre las emisiones de CO₂ y el producto fue asimismo analizada a través de la aplicación de un enfoque no paramétrico, seleccionando la variable de emisiones como dependiente. En este caso, los resultados de la estimación de polinomios suavizados por medio de regresiones kernel tampoco corroboran en la gran mayoría de los casos el cumplimiento de la hipótesis de la CKC.

En efecto, la aplicación de estimaciones de Nadaraya-Watson indica que a nivel individual, sólo es posible hallar un patrón ajustable a la CKC en los casos de Argentina, Panamá y Trinidad y Tobago, con *turning points* estimados en torno a los US\$ 9.000, US\$ 5.100 y US\$ 10.250 respectivamente. Estos resultados parecen ajustarse a los postulados de la CKC con puntos de transición ubicados dentro del rango muestral, dando indicios de que a mayores niveles de ingreso ciertas fuerzas operan para convertir en virtuosa la relación entre emisiones y producto. En este sentido, resulta claro que si bien no es posible probar la existencia de una relación de largo plazo entre las emisiones de carbono y el producto, existe entre ambas variables un vínculo que, en conjunción con otros factores, parece operar en favor de una reducción de las emisiones a mayores niveles de ingreso. En este contexto, resulta altamente relevante la identificación precisa de dichos factores para el correcto diseño de política ambiental contra el cambio climático.

En relación a las estimaciones kernel de panel, el elevado grado de dispersión de los datos no permite delinear un patrón en forma precisa. No obstante esto, puede observarse que mientras el panel de Ingresos Medios Bajos exhibe un patrón aproximadamente similar a una U, en concordancia con los resultados que el análisis de cointegración arroja para Bolivia y Paraguay, los paneles de Ingresos Medios Altos y corregido por *outliers*

presentan cierta estabilización de las emisiones de CO₂ per capita a partir de un valor cercano a los US\$ 6.000 de PBI per capita.

En resumen, la evidencia empírica reportada en este trabajo no es en términos generales favorable a la existencia de una CKC en los países de América Latina y el Caribe durante el período 1970-2008. Esto implica, en primer término, que no se verifica una relación estable de largo plazo entre las emisiones de CO₂ y el producto que permita afirmar que el crecimiento económico generará automáticamente una mejora en la calidad ambiental en estadios superiores de desarrollo, por lo que no es válido el mensaje de esperar y crecer para minimizar los impactos del cambio climático en la región. En segundo lugar, que los argumentos esgrimidos para explicar la CKC no resultan en términos generales válidos para torcer la pendiente en las economías que componen la muestra. En efecto, no sólo la prevalencia del sector servicios no garantiza en estos últimos el desarrollo de actividades menos contaminantes vía efecto composición, sino que otros factores estructurales no directamente relacionados con el producto, como la desigualdad en la distribución del ingreso, el marco jurídico e institucional, la regulación ambiental y el grado de apertura de la economía –relacionado con el efecto desplazamiento y la hipótesis del paraíso de contaminadores– probablemente influyan sobre el sendero de emisiones. En tercer lugar, que resulta de vital importancia identificar dichos factores, y en la medida en que sea posible, convertirlos en instrumentos de política ambiental contra el cambio climático.

En este contexto, se proponen cuatro firmes líneas de investigación que se derivan de modo directo de estas conclusiones.

En primer lugar, la afinación de los métodos empleados en la validación de la hipótesis en su forma estructural, fundamentalmente en atención al bajo rendimiento que las técnicas disponibles suelen presentar en los casos de paneles de escasa longitud temporal. A tal efecto, se propone avanzar en la aplicación de técnicas de *bootstrap* a la estimación de las distribuciones muestrales correspondientes, para analizar la relación de largo plazo entre emisiones de carbono y producto.

En segundo lugar, la ampliación del análisis econométrico a través de la incorporación de nuevas variables explicativas a la relación entre emisiones de CO₂ y producto. En este punto cobra especial relevancia la necesidad de hallar indicadores adecuados para aquellas variables de tipo cualitativo, y de salvar

los problemas inherentes a la disponibilidad de información en el ámbito ambiental. En relación a las emisiones, se espera poder incorporar al análisis de la CKC aquellas provenientes de cambios de uso de la tierra, especialmente significativas en economías en desarrollo. En particular, se propone la consideración de todos estos factores mediante la aplicación de un enfoque semi-paramétrico, con el objetivo de captar no linealidades y optimizar las prestaciones de ambos enfoques.

En tercer lugar, analizar la validez de la hipótesis del paraíso de contaminadores para los países de la región, y cuantificar las implicancias que el comercio internacional tiene en este marco sobre las condiciones ambientales.

Y en cuarto y último lugar, profundizar el estudio de los costos asociados al fenómeno del cambio climático para América Latina y el Caribe, con el objetivo de conferir mayor relevancia a los resultados obtenidos en este trabajo y difundir la importancia de implementar medidas activas de mitigación y fundamental –y más urgentemente- adaptación al cambio climático en la región. En particular, avanzar en el diseño de medidas de política que permitan disminuir el grado de vulnerabilidad en las áreas y poblaciones más afectadas.

En síntesis, el aporte de este trabajo se resume en la idea de que, dada la falta de evidencia en favor de una relación estable de largo plazo entre las emisiones de CO₂ y el ingreso que se ajuste a los postulados de la CKC, pierde sustento la recomendación de esperar y crecer para resolver la problemática ambiental en la región. De este modo, resulta altamente improbable que el crecimiento económico por sí solo sea lo suficientemente rápido o equitativo para atenuar los impactos negativos derivados del cambio climático en el mediano plazo. En este contexto, y dado el elevado grado de vulnerabilidad en que se encuentran los países de América Latina y el Caribe ante el avance de este fenómeno, se torna imperiosa la necesidad de diseñar políticas climáticas que propicien un desarrollo sustentable a través de la difusión de modos de producción y consumo con una menor intensidad de carbono.

V. REFERENCIAS

- AGRAS, J., CHAPMAN, D., 1999. A dynamic approach to the Environmental Kuznets Curve Hypothesis. *Ecological Economics* 28, 267–277.
- ALFRANCA BURRIEL, O., 2007. Política Fiscal, crecimiento económico y medio ambiente. *Nuevas Tendencias En Política Fiscal*, ICE N° 835.
- ANDERSON, R., 2009. Nonparametric Methods for Modeling Nonlinearity in Regression Analysis. *Annual Review of Sociology* 35, pp. 67–85.
- ANDREONI, J., LEVINSON, A., 2001. The simple analytics of the environmental Kuznets curve. *Journal of Public Economics* 80, 269–286.
- ARROW, K., BOLIN, B., CONSTANZA, R., DASGUPTA, P., FOLKE, C., HOLLING, C. S., JANSSON, B. O., LEVIN, S., MÄLER, K. G., PERRINGS, C. y PIMENTEL, D., 1995. Economic growth, carrying capacity, and the environment. *Ecological Economics*, Vol 15 (2), 91-95.
- ASAFU-ADJAYE, J., 2000. The relation between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics* 22, 615-625.
- AZARIADIS, C., 1996. The economics of poverty traps. Part 1. *Journal of Economic Growth*, 1: 449-486.
- AZARIADIS, C., STACHURSKI, J., 2005. Poverty traps. *Handbook of Economic Growth*, Vol 1 (1), pp. 295-384.
- AZOMAHOU, T., LAISNEY, F. y VAN, PHU N., 2006. Economic development and CO2 emissions: A nonparametric panel approach. *Journal of Public Economics* 90 (2006) 1347– 1363.
- AZOMAHOU, T., VAN PHU, N., 2001. Economic Growth and CO2 Emissions: A Nonparametric Approach, *BETA Working Paper 2001-01*, Université Louis Pasteur, Strasbourg.
- BAI, J., NG, S., 2004. A PANIC on unit roots and cointegration. *Econometrica* 72, 1127–1177.
- BANCO MUNDIAL, 1992. *World Development Report 1992*. New York: Oxford University Press.

- BANCO MUNDIAL, Informe sobre el Desarrollo Mundial, 2010. Desarrollo y cambio climático. Washington, DC.
- BAUMOL, W., OATES, W., 1975. La teoría de la política económica del medio ambiente. Antoni Bosch, Barcelona, 1975.
- BECKERMAN, W., 1992. Economic Growth and the environment: whose growth? Whose environment? *World Development*, Vol 20 (4), 481-496.
- BENGOCHEA MORANCHO, A., HIGÓN TAMARIT, F., MARTÍNEZ ZARZOSO, I., 2001. Economic growth and CO2 emissions in the European Union. *Environmental and Resource Economics* 19, pp. 165-172.
- BHATTARAI, M. y HAMMIG, M., 2001. Institutions and the Environmental Kuznets Curve for deforestation: a cross-country analysis for Latin America, Asia and Africa. *World development*, Vol 29. N° 6, pp. 995-1010.
- BID. Banco Interamericano de Desarrollo. <http://www.iadb.org>.
- BIMONTE, S., 2002. Information access, income distribution, and the Environmental Kuznets Curve, *Ecological Economics* 41, 145 – 156.
- BOWLES, S., DURLAUF, S. y HOFF, K. (2006) *Poverty Traps*, Princeton University Press.
- BOWMAN, A. W., AZZALINI A., 1997. *Applied Smoothing Techniques for Data Analysis. The Kernel Approach with S-Plus Illustrations*. Oxford: Clarendon.
- BP. British Petroleum. “Statistical Review of World Energy 2010”. <http://www.bp.com>.
- BRAVO, G., MARELLI, B., 2007. Micro-foundations of the Environmental Kuznets Curve hypothesis: an empirical analysis. *Int. J. Innovation and Sustainable Development*, Vol. 2, 1, 36-62.
- BREITUNG, J., 2000. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data," in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Amsterdam: JAI Press, p. 161-178.
- BROCK, W., TAYLOR, S., 2004. The Green Solow Model. NBER Working Paper N° 10557.

- BUCHANAN, J. y STUBBLEBINE, W. C., 1962. Externality. *Económica*, New Series, Vol. 29, N° 116 pp. 371-384.
- BULTE, E.H. y D.P. VAN SOEST, 2001. Environmental Degradation in Developing Countries: Households and the (Reverse) Environmental Kuznets Curve. *Journal of Development Economics*, 65 (1), pp. 225-235.
- CEPAL. Comisión Económica para América Latina. <http://www.eclac.org>.
- CHANG, Y., PARK, J.Y., PHILLIPS, P.C.B., 2001. Nonlinear econometric models with cointegrated and deterministically trending regressors. *Econometrics Journal* 4, 1-36.
- CHICHILNISKY, G., 1996. "An axiomatic approach to sustainable development" *Social Choice and Welfare* 13 pp. 231-257.
- CHICHILNISKY, G., HEAL, G. y BELTRATTI, A., 1995. "The green golden rule: Valuing the long run" *Economic Letters*, Volume 49 (2) pp. 175-179.
- CHIMELI, A., BRADEN, J., 2002. The Environmental Kuznets Curve and Optimal Growth. Working Paper, Columbia University.
- CHOI, I., 2001. Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance* 20, pp. 249-272.
- CLINE, W., 2007. Global Warming and Agriculture: New Country Estimates Show Developing Countries Face Declines in Agricultural Productivity. CGD Brief, Center for Global Development, Sept 2007.
- CLINE, W., 2008. Global Warming and Agriculture. *Finance and Development*, March 2008, pp. 23-28.
- COASE, R., 1960. "The problem of Social Cost" *The Journal of Law and Economics*.
- COLE, M.A., 2004. Trade, the pollution haven hypothesis and environmental kuznets curve: examining the linkages. *Ecological Economics* 48, 71-81.
- COLE, M.A., RAYNER, A.J., BATES, J.M., 1997. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. *Environment and Development Economics* 2, 401-416.
- DAMILL, M., FANELLI, J.M. 1994. La macroeconomía de América Latina: de la crisis de la deuda a las reformas estructurales. Documento CEDES/100. Serie Economía.

- DASGUPTA, P., HEAL, G., 1974. The Optimal Depletion of Exhaustible Resources. *The Review of Economic Studies*, Vol. 41, Symposium on the Economics of Exhaustible Resources, pp. 3-28.
- DASGUPTA, S., LAPLANTE, B., MAMINGI, N., 2001. Pollution and capital market in developing countries. *Journal of Environmental Economics and Management* 42, 310-335.
- DASGUPTA, S., LAPLANTE, B., WANG H. y WHEELER, D., 2002. Confronting the Environmental Kuznets Curve, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, N° 1, pp. 147-168.
- DE BRUYN, S.M., VAN DEN BERGH, J.C.J.M., OPSCHOOR, J.B., 1998. Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of Environmental Kuznets Curves. *Ecological Economics* 25, pp. 161-175.
- DIETZ, T., ROSA, E., 1997. Effects of population and affluence on CO₂ emissions. *Proceedings of the national Academy of Sciences USA* 94 (1), pp. 175-179.
- DIJKGRAAF, E., VOLLEBERGH, H., 2001. A Note on Testing for Environmental Kuznets Curves with Panel Data. *CLIM, Climate Change Modelling and Policy*. Fondazione Enrico Mattei, Nota di lavoro 63-2001.
- DINDA, S., 2004. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics*, 49, 431-455.
- DINDA, S., 2005. A theoretical basis for the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics* 53, 403-413.
- DINDA, S., COONDOO, D., 2006. Income and emission: a panel data-based cointegration analysis. *Ecological Economics* 57, 167-181.
- EKINS, P., 1997. The Kuznets Curve for the environment and economic growth: examining the evidence. *Environment and Planning A* 29, 805-830.
- EKINS, P., 2000. *Economic growth and environmental sustainability: the prospects for green growth*. Rowledge. London.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. J., STOCK, J. H., 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica* 64, 813-836.

- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J., 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- FODHA, M., ZAGHDOUD, O., 2010. Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: An empirical analysis of the environmental Kuznets curve. *Energy Policy* 38, pp. 1150–1156.
- GALEOTTI, M., MANERA, M. y LANZA, A., 2009. On the Robustness of Robustness Checks of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis. *Environmental and Resource Economics* 42 (4), pp. 30-49.
- GALEOTTI, M., LANZA, A. y PAULI, F., 2006. Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO₂: A robustness exercise”, *Ecological Economics*, 57 pp. 431-455.
- GEORGESCU-ROEGEN, N., 1971. *The Entropy Law and the Economic Process*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- GLIGO, N., 2006. *Estilos de desarrollo y medio ambiente en América Latina, un cuarto de siglo después*. CEPAL, Serie Medio Ambiente y Desarrollo, 126. División de Desarrollo Sostenible y Asentamientos Humanos. Santiago de Chile.
- GRANGER, C.W., NEWBOLD, P., 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 111–120.
- GROSSMAN, G. y KRUEGER, A., 1991. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. NBER, Working Paper N° 3914.
- GROSSMAN, G., KRUEGER, A., 1995. Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics* 110 (2), 353-377.
- HADRI, K., 2000. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal* 3 (2), 148–161.
- HALKOS, G. y TZEREMES, N., 2009. Exploring the existence of Kuznets curve in countries' environmental efficiency using DEA window analysis. *Ecological Economics* 68, pp. 2168-2176.

- HALKOS, G., 2006. Economic Development and Environmental Degradation: Testing the Existence of an Environmental Kuznets Curve At Regional Level. *ERSA Conference Papers*, ersa06p527.
- HARBAUGH, W., LEVINSON, A. y WILSON, M., 2000. Reexamining the empirical evidence for an Environmental Kuznets Curve". NBER, Working Paper 7711.
- HE, J. y RICHARDS, P., 2010. Environmental Kuznets curve for CO₂ in Canada. *Ecological Economics* 69, pp. 1083–1093.
- HEAL, G., 1993. The optimal use of Exhaustible Resources, en Kneese y Sweeney (eds.). "Handbook on Natural Resources and Energy Economics" Vol. 3, Cap 18, pp. 855-879.
- HETTIGE, H., LUCAS, R. Y WHEELER, D., 1992. The toxic intensity of Industrial Production: Global Patterns, Trends and Trade Policy. *The American Economic Review*, Vol. 82, N° 2, pp. 477-481.
- HETTIGE, H., MANI, M. AND WHEELER, D., 2000. Industrial pollution in economic development: the environmental Kuznets curve revisited. *Journal of Development Economics*, Vol. 62, pp. 445–476.
- HOLTZ-EAKIN, D., SELDEN, T.M., 1995. Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth. *Journal of Public Economics* 57, 85–101.
- HUFBAUER, G. C., KIM, J., (2010). Controlling Climate Change: Challenges for Latin America and the Caribbean. Institute for the Integration of Latin America and the Caribbean (IDB – INTAL), @Journal 30, Vol. 14, pp. 43-53.
- IM, K.S., PESARAN, M.H., SHIN, Y., 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115 (1), 53–74.
- IPCC. Intergovernmental Panel on Climate Change. <http://www.ipcc.ch>.
- IPCC (2001) "Cambio Climático 2001: Informe de Síntesis". IPCC. Cambridge University Press.
- IPCC (2007) "Cambio Climático 2007: Informe de Síntesis". IPCC. Ginebra, Suiza.
- JAFFE, A. B., PETERSON, S. R., PORTNEY, P. R. y STAVINS, R. N., 1995. Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing:

- What Does the Evidence Tell us? *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, N° 1, pp. 132-163.
- JENKINS, R., 2003. La apertura comercial: ¿ha creado paraísos de contaminadores en América Latina? *Revista de la CEPAL*, 80: 85-100.
- JHA, R. Y BHANU MURTHY, K., 2003. An inverse global environmental Kuznets curve. *Journal of Comparative Economics* 31, 352-368.
- JOHANSEN, S., 1995. Identifying restrictions of linear equations. With applications to simultaneous equations and cointegration. *Journal of Econometrics* 69, 111-132.
- JOHANSEN, S., JUSELIOUS, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- JUNG, T. Y., LA ROVERE, E. L., GAJ, H., SHUKLA, P. R. y ZHOU, D. (2000) Structural Changes in Developing Countries and Their Implication for Energy-Related CO₂ Emissions. *Technological Forecasting and Social Change*, 63 (2-3), pp. 111-136.
- KAHN, M., 1998. A household level environmental Kuznets curve. *Economics Letters*, Vol. 59 (2), 269-273.
- KEARSLEY, A., RIDDEL, M., 2010. A further inquiry into the Pollution Haven Hypothesis and the Environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics* 69, pp. 905-919.
- KUZNETS, S. (1955) "Economic growth and income inequality". *American Economic Review* 49, 1-28.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P., SHIN, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- LEE, C., 2005. Energy consumption and GDP in developing countries: A cointegrated panel analysis. *Energy Economics* 27, 415-427.
- LEVIN, A., LIN, C., CHU, C.J., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108 (1), 1-24.

- LIST, J. A., y GALLET, C. A., 1999. The Environmental Kuznets Curve: Does One Size Fit All? *Ecological Economics* 31, pp. 409-423.
- LUZZATI, T., ORSINI, M., 2009. Investigating the energy-environmental Kuznets curve. *Energy* 34, 291-547 300.
- MADDALA, G.S., WU, S., 1999. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (S1), 631-652.
- MAGNANI, E., 2000. The Environmental Kuznets Curve, environmental policy and income distribution. *Ecological Economics* 32, pp. 431-443.
- MANAGI, S., 2006. Are there increasing returns to pollution abatement? Empirical analytics of the Environmental Kuznets Curve in pesticides. *Ecological Economics* 58, pp. 617- 636.
- MARTÍNEZ ZARZOSO, I., BENGOCHEA MORANCHO, A., 2003. Testing for an environmental Kuznets curve in Latin-American countries. *Revista de Análisis Económico*, Vol. 18 (1), pp. 3-26.
- MEADOWS, D., MEADOWS, D., RANDERS, J. y BERENS, W., 1972. *The Limits to Growth*. Universe Book, New York.
- MILLIMET, D.L., J.A. LIST, Y STENGOS, T., 2003. The Environmental Kuznets Curve: Real Progress or Misspecified Models. *Review of Economics and Statistics*, 85, 1038-1047.
- MOON, H.R., PERRON, B., 2004. Testing for a unit root in panels with dynamic factors. *Journal of Econometrics* 122, 81-126.
- MÜLLER-FÜRSTENBERGER, G., WAGNER, M., 2006. Exploring the Environmental Kuznets Hypothesis: Theoretical and Econometric Problems. *Reihe Ökonomie -Economics Series*, 183.
- MÜLLER-FÜRSTENBERGER, G., WAGNER, M., 2007. Exploring the Environmental Kuznets Hypothesis: Theoretical and Econometric Problems. *Ecological Economics* 62, pp. 648-680.
- MÜLLER-FÜRSTENBERGER, G., WAGNER, M., MÜLLER, B., 2004. Exploring the Carbon Kuznets Hypothesis. *Oxford Institute for Energy Studies*, EV 34.

- NARAYAN, P. K., NARAYAN, S., 2009. Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries. *Energy Policy* 38, pp. 661–666.
- NEUMAYER, E., 2002. Can natural factors explain any cross-country differences in carbon dioxide emissions? *Energy Policy* 30, 7–12.
- NEUMAYER, E., 2004. National carbon dioxide emissions: geography matters. *Area* 36.1, pp. 33-40.
- NG, S., PERRON, P., 1995. Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association* 90, 268–281.
- OECD. Organisation for Economic Co-operation and Development. <http://stats.oecd.org>.
- OH, W., LEE, K., 2004. Causal relation between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999. *Energy Economics* 26, 51-59.
- OLADE. Organización Latinoamericana de Energía. <http://www.olade.org/siee.html>.
- OLADE/CEPAL/GTZ, 2003. *Energía y Desarrollo Sustentable en América Latina y el Caribe: Guía para la formulación de Políticas Energéticas*, Santiago de Chile.
- PANAYOTOU, T., 1993. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. Working Paper, Technology and Environment Programme, International Labour Office, Geneva.
- PANAYOTOU, T., 1997. Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool. *Environment and Development Economics* 2, 465–484.
- PANAYOTOU, T., 2003. Economic growth and the environment. *Economic Survey of Europe*, 2003 n° 2, pp. 45-72.
- PARGAL, S. y WHEELER, D., 1996. Informal Regulation of Industrial Pollution in Developing Countries: Evidence from Indonesia. *The Journal of Political Economy*, Vol. 104, 6, pp. 1314-1327.

- PARK, J.Y., PHILLIPS, P.C.B., 2001. Nonlinear regressions with integrated time series. *Econometrica* 69, 117–161.
- PEDRONI, P., 2004. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20, 597-625.
- PERMAN, R., STERN, D.I., 1999. The Environmental Kuznets Curve: Implications of Nonstationarity. Centre for Resource and Environmental Studies, Working Papers in Ecological Economics No. 9901.
- PERMAN, R., STERN, D.I., 2003. Evidence from panel unit root and cointegration tests that the environmental Kuznets curve does not exist. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 47, 325–347.
- PESARAN, H., 2003. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, Cambridge Working Papers in Economics 0346, Faculty of Economics (DAE), University of Cambridge.
- PFÄFF, A.; CHAUDHURI, S., NYE, H. L.M., 2004 (a). Endowments, preferences, technologies and abatement: growth-environment microfoundations. *International Journal of Global Environmental Issues*, Vol. 4, 4, 209-228.
- PFÄFF, A.; CHAUDHURI, S., NYE, H. L.M., 2004 (b). Household Production and Environmental Kuznets Curves – Examining the Desirability and Feasibility of Substitution. *Environmental and Resource Economics* Vol, 27, 2, 187-200.
- PHILLIPS, P. C. B., OULIARIS, S., 1990. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica* 58, pp. 165–193.
- PIGOU, A., 1929. *The Economics of Welfare*. London, Mac Millan.
- POUDEL B., PAUDEL K. , BHATTARAI, K., 2009. Searching for an Environmental Kuznets Curve in Carbon Dioxide Pollutant in Latin American Countries. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(1), pp. 13–27.
- RAVALLION, M.; HEIL, M., JALAN, J., 2000. Carbon emissions and Income Inequality. *Oxford Economic Papers* 2000, 52, 651-669.

- RICHMOND, A. K., KAUFMANN, R. K., 2006. Energy prices and turning points: the relationship between income and energy use/carbon emissions. *Energy Journal* 27(4), 157-80.
- RIOS, S. P., DA MOTTA VEGA, P., 2010. Tackling Climate Change in Latin America and the Caribbean: issues for an agenda. Institute for the Integration of Latin America and the Caribbean (IDB – INTAL), *@Journal* 30, Vol. 14, pp. 55-70.
- ROCA JUSMET, J., PADILLA ROSA, E., 2003. Emisiones atmosféricas y crecimiento económico en España: la curva de Kuznets ambiental y el protocolo de Kyoto, *Economía Industrial* 351, 73-86.
- ROCA, J., 2003. Do individual preferences explain Environmental Kuznets Curve? *Ecological Economics* 45 (1), 3-10.
- ROCA, J., PADILLA, E., FARRE, M., GALETTO, V., 2001. Economic growth and atmospheric pollution in Spain: discussing the environmental Kuznets curve hypothesis. *Ecological Economics* 39, pp. 85-99.
- RODRÍGUEZ BECERRA, M y ESPINOZA, G., 2002. Gestión ambiental en América Latina y el Caribe. Evolución, tendencias y principales prácticas. Banco Interamericano de Desarrollo, División Desarrollo Sostenible. Santiago de Chile.
- ROMERO-ÁVILA, D., 2008. Questioning the empirical basis of the environmental Kuznets curve for CO₂: New evidence from a panel stationarity test robust to multiple breaks and cross-dependence. *Ecological Economics* 64, 559-574.
- ROTHMAN, D., 1998. Environmental Kuznets curves-real progress or passing the buck? A case for consumption-based approaches. *Ecological Economics* 25, 177-194.
- SARI, R., SOYTAS, U., 2007. The growth of income and energy consumption in six developing countries. *Energy Policy* 35, 889-898.
- SCHELLING, T.C. (1992): "Some economics of global warming", *American Economic Review*, 82, 1 : 1-14.
- SCHMALENSEE, R., STOKER, T. M., JUDSON, R. A., 1998. World Carbon Dioxide Emissions: 1950-2050. *Review of Economics and Statistics*, LXXX, 15-27.

- SELDEN, T.M. y SONG, 1994. Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions? *Journal of Environmental Economics and Management* 27 (2), pp. 147-16.
- SHAFIK, N., BANDYOPADHYAY, S., 1992. Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence. Policy Research Working Paper, World Development Report, WPS 904.
- SHAFIK, N., 1994. Economic Development and Environmental Quality: An Econometric Analysis. *Oxford Economic Papers*, 46, 757-773.
- SHONALI, P, SPRENG, D., 2003. Energy use and energy access in relation to poverty. CEPE, Zurich.
- SOLOW, R. M., 1974. Intergenerational equity and exhaustible resources. *Review of Economic Studies*, 42, pp. 29-45.
- SONG T., ZHENG T., TONG, L., 2008. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: A panel cointegration approach. *China Economic Review* 19, pp. 381-392.
- SOYTAS, U., SARI, R., 2003. Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics* 25, 33-37.
- STERN, D. I., 1998. Progress on the Environmental Kuznets Curve? *Environment and Development Economics*, 3, 173-196.
- STERN, D. I., 2004. The Rise and Fall on the Environmental Kuznets Curve. *World Development*, Vol. 32, N° 8 : 1419-1439.
- STERN, D. I., 2009. Between Estimates of the Environmental Kuznets Curve. *Environmental Economics Research Hub Research Reports*. R. R. N° 34.
- STERN, D. I., CLEVELAND, 2004. Energy and Economic Growth. *Rensselaer Working Papers in Economics* 0410.
- STERN, D. I., COMMON, M. S., 2001. Is there an Environmental Kuznets Curve for sulfur? *Journal of Environmental Economics and Management* 41, 162-178.
- STERN, D. I.; COMMON, M. S., BARBIER, E. B., 1996. Economic growth and environmental degradation: the environmental Kuznets curve and sustainable development. *World Development* 24, N° 7, 1151-1160.

- STERN, N., 2007. The economics of climate change: the Stern review. Cambridge University Press.
- STIGLITZ, J., 1974. "Growth with Exhaustible Natural Resources: Efficient and Optimal Growth Paths" *The Review of Economic Studies*, Vol. 41, Symposium on the Economics of Exhaustible Resources (1974), pp. 123-137.
- STOKEY, N., 1998. Are there limits to growth? *International Economic Review* 39, 1-31.
- SURI V., CHAPMAN D., 1998. Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics* 25, pp. 195-208.
- TASKIN, F., ZAIM, O., 2000. Searching for a Kuznets Curve in Environmental Efficiency Using Kernel Estimation", *Economics Letters*, 68, 217-223.
- TORRAS, M., BOYCE, J. K., 1998. Income inequality and pollution: reassessment of the environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics* 25 (2), pp. 147-170.
- UNEP/GRID Arendal Maps and Graphics Library, Temperature and CO2 concentration in the atmosphere over the past 400.000 years, <http://maps.grida.no/go/graphic/temperature-and-co2-concentration-in-the-atmosphere-over-the-past-400-000-years>.
- VOLLEBERGH, H.R.J., E. DIJKGRAAF, MELENBERG, B., 2005. Environmental Kuznets Curves for CO2: Heterogeneity versus Homogeneity. *CentER Discussion Paper No.2005-25*.
- VUKINA, T., BEGHIN, J. C., SOLAKOGLU, E. G., 1999. Transition to markets and the environment: effects of the change in the composition of manufacturing output. Center for Agricultural and rural development, WP 216.
- WAGNER, M., 2008. The carbon Kuznets curve: A cloudy picture emitted by bad econometrics? *Resource and Energy Economics* 30, pp. 388-408.
- WAGNER, M., MÜLLER-FÜRSTENBERGER, G., 2004. The carbon Kuznets curve: A cloudy picture emitted by bad econometrics? University of Bern, Department of Economics Discussion Paper N° 04-18.

- WESTERLUND, J. 2007. Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6), pp. 709-748.
- WCED - World Commission on Environment and Development (1987) "Our Common Future" Oxford University Press, Oxford.
- WORLD BANK. <http://data.worldbank.org/data-catalog>.
- WRI. World Resources Institute. Earthtrends. <http://earthtrends.wri.org>.
- XEPAPADEAS, A., 2003. Economic growth and the environment. *Handbook of Environmental Economics*, Vol. 3, pp. 1219-1271.
- ZACHARIADIS, T., 2007. Exploring the relationship between energy use and economic growth with bivariate models: New evidence from G-7 countries. *Energy Economics* 29, 1223-1253.
- ZILIO, M. y RECALDE, M., 2010. Energy-environmental Kuznets curve: empirical evidence for Latin American and Caribbean countries. Mimeo.
- ZILIO, M., 2007. Determinantes de las emisiones de dióxido de carbono en América Latina. *Anales de la XLII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Bahía Blanca.
- 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, pp. 133-161.