

# 1902

TEXTO PARA DISCUSSÃO

## A RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO E O MEIO AMBIENTE: UMA REAVALIAÇÃO DA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL

Sandro Sacchet de Carvalho



## **A RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO E O MEIO AMBIENTE: UMA REAVALIAÇÃO DA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL**

Sandro Sacchet de Carvalho\*

---

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

## Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da  
Presidência da República**  
**Ministro interino** Marcelo Côrtes Neri

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

### **Presidente**

Marcelo Côrtes Neri

### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

### **Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais**

Renato Coelho Baumann das Neves

### **Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia**

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

### **Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Rogério Boueri Miranda

### **Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

Fernanda De Negri

### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

Rafael Guerreiro Osorio

### **Chefe de Gabinete**

Sergei Suarez Dillon Soares

### **Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: C33, C39, Q56.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

|                                                              |    |
|--------------------------------------------------------------|----|
| 1 INTRODUÇÃO .....                                           | 7  |
| 2 AS PRIMEIRAS EVIDÊNCIAS SOBRE A EKC .....                  | 8  |
| 3 IMPLICAÇÕES, CONCEITOS E HIPÓTESES SUBJACENTES À EKC ..... | 12 |
| 4 COMÉRCIO INTERNACIONAL E A EKC BASEADA NO CONSUMO .....    | 18 |
| 5 A REAVALIAÇÃO DA EKC .....                                 | 25 |
| 6 DADOS, ANÁLISE DAS SÉRIES E ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO .....  | 33 |
| 7 RESULTADOS.....                                            | 47 |
| 8 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....                                  | 52 |
| REFERÊNCIAS .....                                            | 54 |
| APÊNDICE A .....                                             | 65 |



## SINOPSE

Neste artigo, estuda-se a relação entre o crescimento econômico e a degradação ambiental por meio de uma discussão sobre a curva de Kuznets ambiental. Apresentam-se os principais resultados obtidos por uma imensa literatura, avaliando-se suas implicações. Empiricamente, reconsidera-se a validade da curva de Kuznets ambiental para as emissões de dióxido de carbono com modelos robustos à presença de variáveis não estacionárias e à dependência entre as unidades do painel. Os resultados apontam a fragilidade do conceito de uma curva de Kuznets ambiental quando as propriedades das séries temporais são adequadamente levadas em consideração.

**Palavras-chave:** curva de Kuznets ambiental; painel não estacionário; dependência entre *cross-sections*.

## ABSTRACT<sup>i</sup>

In this paper we study the relationship between economic growth and environmental degradation through a discussion of the environmental Kuznets curve. We present the main results of an immense literature and assess its implications. Empirically, we reassess the validity of the environmental Kuznets curve for emissions of carbon dioxide with models robust to the presence of non-stationary variables and dependence among the units of the panel. The results point out the weakness of the concept of an environmental Kuznets curve when the properties of the series are properly taken into account.

**Keywords:** enviromental kuznets curve, non-stationary panel, cross-section dependence.

---

As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.  
i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's publishing department.*



## 1 INTRODUÇÃO

A relação entre o desenvolvimento econômico e a degradação ambiental é objeto de um extenso debate. Particularmente, a publicação do relatório *The limits to growth* (Meadows *et al.*, 1972) causou grande interesse ao chamar a atenção para o fato de que a expansão econômica contínua seria incompatível com a sustentabilidade das condições ambientais do planeta. No entanto, prevalecia entre os economistas a visão de que o desenvolvimento econômico não possuía uma relação automática com o aumento da degradação ambiental.

No início dos anos 1990, com os estudos seminais de Grossman e Krueger (1991; 1994; 1995), Shafik e Bandyopadhyay (1992) e Panayotou (1993), surgiu o conceito da curva de Kuznets ambiental (em inglês, *environmental Kuznets curves* – EKC), que, basicamente, estabelece uma relação com o formato de U invertido entre a degradação ambiental e o nível de renda. Portanto, a hipótese da EKC implica que a degradação ambiental, geralmente medida por emissões ou concentrações de poluentes, cresce em fases iniciais do desenvolvimento econômico, porém, após certo nível de renda, a degradação ambiental começa a declinar com novos acréscimos na renda.

As implicações a respeito da validade da EKC são extremamente importantes, o que explica a quantidade massiva de estudos teóricos e empíricos sobre o tema.<sup>1</sup> De certo modo, a EKC estabelece uma divisão entre, por um lado, aqueles que não acreditam que o crescimento econômico precisa ser sacrificado por causa de preocupações ambientais, e, de outro, os que creem que a contínua expansão da economia e do consumo é, em última instância, responsável pelo aumento da degradação ambiental, bem como que intervenções mais intensas são indispensáveis, independentemente de seus efeitos sobre o crescimento econômico.

Este estudo tem o objetivo de elucidar as questões por trás da curva de Kuznets ambiental e discutir a evolução de sua avaliação empírica, além de contribuir para a discussão sobre a EKC, reavaliando sua validade para o caso particular das emissões de dióxido de carbono. Para tanto, o estudo está dividido em sete seções, além desta introdução. A seção

---

1. Existem mais de duas centenas de artigos publicados que lidam de modo direto ou indireto com a curva de Kuznets ambiental nos últimos vinte anos.

seguinte resume brevemente os resultados iniciais encontrados na literatura da EKC. A seção 3 discute as implicações destes resultados e as críticas aos conceitos e hipóteses subjacentes à EKC. Na seção 4, aprofunda-se o estudo da crítica da EKC a partir de duas vertentes interligadas – o impacto do comércio internacional sobre o padrão de degradação ambiental dos países e a relação entre crescimento econômico e meio ambiente quando a medida de impacto ambiental é baseada no consumo (por exemplo, pegada ecológica). A quinta seção analisa a reavaliação da evidência empírica da EKC a partir de críticas recentes feitas aos procedimentos econométricos usualmente adotados.

Na parte empírica do trabalho, a partir de um painel de 104 países, entre 1950 e 2008, buscou-se reavaliar a curva de Kuznets ambiental para o caso das emissões de carbono, aplicando modelos econométricos que sejam adequados aos problemas detectados na literatura, principalmente a transformação não linear de variáveis não estacionárias e, no contexto de dados em painel, a dependência entre os *cross-sections*. A apresentação da estratégia de estimação é feita na seção 6, em que é realizada uma análise cuidadosa das séries temporais utilizadas.

Na seção 7, apresentam-se os resultados encontrados, comparando-os com as estimativas de diferentes modelos, com diferentes hipóteses a respeito da heterogeneidade entre os parâmetros, presença de raiz unitária e dependência entre os *cross-sections*. Desta forma, é possível averiguar o papel de cada hipótese sobre a validade da EKC. Por fim, na última seção, são apresentadas as considerações finais.

## 2 AS PRIMEIRAS EVIDÊNCIAS SOBRE A EKC<sup>2</sup>

A procura por evidências em favor da EKC parte de uma forma reduzida da relação entre renda e degradação ambiental. De modo geral, estima-se algo como:

$$E_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \beta_3 Y_{it}^3 + \gamma' X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Onde  $E$  representa algum indicador de degradação ambiental;  $Y$  é a medida de renda;  $X$  é um vetor de outras variáveis explicativas; enquanto  $\alpha$  representa efeitos específicos

---

2. Esta seção é baseada amplamente em Stern (2004), Dinda (2004) e Yandle *et al.* (2004).

à unidade, constantes no tempo; e  $\lambda$ , os efeitos temporais, comuns a todas as unidades. Os estudos variam amplamente quanto à utilização das variáveis em níveis ou em logaritmo, à inclusão do termo cúbico, aos componentes do vetor  $X$  e à técnica de estimação. A EKC é considerada válida quando  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$  e  $\beta_3 \leq 0$ .

Os primeiros trabalhos sobre a curva de Kuznets ambiental foram os trabalhos seminais de Grossman e Krueger (1991; 1994), que estimaram uma EKC para concentrações de dióxido de enxofre, fumaça negra e partículas suspensas usando dados do Global Environmental Monitoring System (GEMS). Os autores adotam uma especificação em nível, incluindo o termo cúbico e controles como densidade populacional e abertura comercial. Encontram, para os dois primeiros poluentes, uma queda nas concentrações a partir de um nível de renda *per capita* de US\$ 5.000, enquanto para partículas suspensas a queda na concentração ocorre com níveis de renda ainda menores. No entanto, quando a renda *per capita* ultrapassa patamares entre US\$ 10.000 e US\$ 15.000, o nível de concentração dos poluentes estudados volta a subir, indicando que a curva possuiria, de fato, um formato de N. Grossman e Krueger (1995) estendem a base de dados utilizados previamente e acrescentam catorze indicadores de poluição das águas. Além de confirmarem os resultados anteriormente obtidos, encontram uma EKC para onze dos catorze poluentes adicionados.

Shafik e Bandyopadhyay (1992) aplicam basicamente o mesmo modelo de Grossman e Krueger (1991), porém, com as variáveis em logaritmo. Estimam a EKC para dez indicadores diferentes, usando dados do *World Development Report* de 1992 (World Bank, 1992). Seus resultados indicam que acessos à água limpa e às redes de esgoto urbanas melhoram monotonicamente com a renda, enquanto a qualidade das águas pluviais piora à medida que a renda aumenta. O estudo também não encontra relação entre desflorestamento e renda, ao passo que para as medidas de qualidade do ar (dióxido de enxofre e partículas suspensas) encontram uma relação com o formato da EKC com a parte descendente da curva iniciando em torno de US\$ 4.000.

Selden e Song (1994) estimaram a curva de Kuznets ambiental para quatro tipos de emissões poluentes (dióxido de enxofre, partículas suspensas, óxido nítrico e monóxido de carbono), usando dados em painel a partir da base de dados do GEMS. Os autores aplicam um modelo de efeito fixo que aponta uma curva com o formato de U invertido para os quatro poluentes, com o ponto máximo variando em torno de US\$ 10.000.

Holtz-Eakin e Selden (1995) estão entre os primeiros a estimar a EKC para emissões de dióxido de carbono. Os autores encontram que, após se controlarem os efeitos específicos de cada país, existe uma queda da propensão marginal de emissão de dióxido de carbono, no entanto, não há sinal de que as emissões diminuam após um determinado nível de renda. Ou seja, a elasticidade emissão-renda cairia com o tempo, mas não se tornaria negativa. Resultado semelhante foi encontrado em Shafik (1994). Por sua vez, Cole, Rayner e Bates (1997), analisando dados de países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), além de confirmarem os resultados para a maioria dos poluentes comumente estudados, também encontram uma EKC para a emissão de dióxido de carbono com o ponto de inflexão sendo atingido em torno de US\$ 35.000.

Panayotou (1995), além de investigar a EKC para dióxido de enxofre, óxido nítrico e partículas suspensas, buscou verificar se a forma de U invertido era encontrada para o desmatamento. O autor encontra que o ponto máximo de desmatamento é atingido em um patamar menor que os dos outros poluentes (cerca de US\$ 1.300 contra US\$ 5.000-10.000). Panayotou argumenta que isto seria explicado pelo fato de o desmatamento causado pela expansão agrícola ocorrer em um estágio de desenvolvimento anterior à industrialização pesada.

Cropper e Griffiths (1994), com um painel de 64 países em desenvolvimento, encontram uma EKC para desflorestamento na América Latina e África; no entanto, o ponto máximo é atingido em US\$ 5.400 e US\$ 4.700, respectivamente – níveis de renda *per capita* que a maioria desses países está longe de atingir. Resultados semelhantes foram encontrados por Bhattarai e Hammig (2001; 2004), porém, com o ponto máximo acima de US\$ 7.000. Uma EKC para desmatamento em países em desenvolvimento também foi encontrada por Ehrhardt-Martinez, Crenshaw e Jenkins (2002), mas o mesmo não acontece para o Canadá, em Lantz (2002).

De forma semelhante, focando indiretamente no desmatamento, Barbier e Burgess (2001) estimam a EKC para países em desenvolvimento examinando a expansão das terras agrícolas. Incluindo controles como crescimento populacional, safras de cereais, exportações agrícolas, corrupção e estabilidade política, encontram um ponto de inflexão em torno de US\$ 5.500.

Seppälä, Haukioji e Kaivo-Oja (2001) analisam a hipótese da curva de Kuznets ambiental considerando a utilização de insumos materiais diretos como medida de degradação ambiental entre 1975 e 1994 para os Estados Unidos, a Alemanha, o Japão, a Holanda e a Finlândia. Os resultados indicam que a intensidade do uso de material não declina com a renda para este conjunto de países desenvolvidos. Por seu turno, analisando o mesmo indicador, Canas, Ferrão e Conceição (2003), utilizando um painel de dezesseis países desenvolvidos entre 1960 e 1998, encontram fortes evidências de pontos de inflexão em torno de US\$ 30.000. Também encontram a possibilidade de os insumos materiais diretos seguirem uma curva de formato N quando o termo cúbico é incluído.

A literatura empírica também examinou uma série de fatores que podem influenciar a relação qualidade ambiental e nível de renda, como democracia, educação e desigualdade de renda.<sup>3</sup> Panayotou (1997) foi um dos primeiros a investigar o impacto das instituições sobre a EKC para o caso de dióxido de enxofre, usando como *proxies* para a qualidade das instituições variáveis como a eficiência do aparato burocrático e o risco de desapropriação. Panayotou (*op. cit.*) encontra que a qualidade das instituições reduz a degradação ambiental em níveis baixos de renda e acelera as melhorias em níveis mais elevados de renda, ou seja, a EKC se tornaria mais plana com melhores instituições. Resultados semelhantes são encontrados por Qin (1998), que estuda o impacto dos direitos de propriedade. Quanto mais elevado o indicador de direitos de propriedade, mais plana era a EKC para o dióxido de enxofre e o regime de oxigênio das águas; no entanto, para o caso do dióxido de carbono, Qin encontra uma relação monotônica crescente com a renda.

Torras e Boyce (1998) encontram que liberdades políticas e civis, além de maior taxa de analfabetismo, também contribuem para melhor qualidade ambiental em um dado nível de renda. Binder e Neumayer (2005) chegam à mesma conclusão para presença de ONGs, e Cole (2007) indica que países mais corruptos têm pior qualidade ambiental que países menos corruptos.

Em resumo, os primeiros resultados sobre o EKC mostram, por um lado, que indicadores locais, que afetam mais diretamente a saúde humana, geralmente apresentam

3. Fatores como o comércio internacional e as mudanças estruturais serão discutidos nas seções subsequentes.

a relação de U invertido com a renda (como dióxido de enxofre, monóxido de carbono, óxido nítrico, partículas suspensas etc.).<sup>4</sup> Por outro lado, indicadores ambientais globais, como dióxido de carbono, resíduos sólidos e consumo de energia, possuem resultados bastante mistos, e, mesmo quando uma EKC é detectada, o ponto de inflexão costuma ser bastante elevado.<sup>5</sup>

No entanto, mesmo para quando a EKC é detectada, há uma grande variabilidade quanto ao ponto de inflexão, dependendo da base de dados e países utilizados, da especificação econométrica e do período analisado.<sup>6</sup> Stern (2004) mostra que, para a EKC de dióxido de enxofre, o ponto de inflexão varia entre US\$ 3.317, em Panayotou (1993), até estratosféricos US\$ 101.166, em Stern e Common (2001).

Harbaugh, Levinson e Wilson (2002) buscaram testar a robustez das evidências empíricas em favor da EKC, verificando sua sensibilidade à forma funcional e à especificação econométrica, além da adição de novas variáveis explicativas, utilizando uma versão estendida da base de dados de Grossman e Krueger (1995). Concluem que as evidências de uma relação poluição-renda com a forma de U invertido são muito menos robustas que a literatura anterior supunha. Os pontos de inflexão, bem como a própria existência da curva, são sensíveis a pequenas variações nos dados e modificações na especificação econométrica.<sup>7</sup>

### 3 IMPLICAÇÕES, CONCEITOS E HIPÓTESES SUBJACENTES À EKC

A questão básica por trás da EKC é se o crescimento econômico é ou não compatível com a sustentabilidade ambiental ou, dito de outro modo, se é possível uma estratégia de desenvolvimento sustentável sem a necessidade de promover drásticas mudanças na economia.

---

4. Ver, entre outros, além dos já citados, Shukla e Parikh (1992), Matyas, Konya e Macquarries (1998), Jha (1996), Horvath (1997), Tucker (1995), Barbier (1997), Jaeger, Patel e Pinckney (1995), Ansuategi, Barbier e Perrings (1998), List e Gallet (1999), Roca (2003) e Kaufmann *et al.* (1998).

5. Entre os estudos que não encontram uma EKC para CO<sub>2</sub>, tem-se: Roberts e Grimes (1997), Moomaw e Unruh (1997), Ravallion e Jalan (1997), Unruh e Moomaw (1998), De Bruyn, Van Den Bergh e Opschoor (1998). Entre os que encontram, estão Schmalensee, Stoker e Judson (1998), Sachs *et al.* (1999), Dijkgraaf e Vollebergh (1998) e Galeotti e Lanza (1999). Há resultados mistos também para desmatamento, ver Bulte e Van Soest (2001) e Koop e Tole (1999).

6. Para o caso de poluição das águas, ver Beede e Wheeler (1992) e Hettige, Mani e Wheeler (2000).

7. Na quinta seção, serão avaliadas as críticas econométricas mais recentes sobre a literatura da EKC.

Sua validade indicaria que não há necessidade de sacrificar o crescimento econômico por conta de preocupações com o meio ambiente. Tal visão é claramente refletida na posição amplamente citada de Beckerman (1992, p. 491, tradução nossa): “A forte correlação entre renda e a extensão em que medidas de proteção ambiental são adotadas demonstra que, no longo prazo, a maneira mais segura de melhorar o meio ambiente é tornando-se rico”.<sup>8</sup> Ou ainda na posição antirregulacionista de Bartlett (1994), que afirma que a regulação ambiental, ao reduzir o crescimento econômico, pode inclusive piorar a qualidade ambiental. Ou seja, promover o desenvolvimento econômico é um critério suficiente para resguardar o meio ambiente, e não raro, promover o desenvolvimento significa, simplesmente, buscar o crescimento econômico numa estratégia de *business as usual*.

No entanto, a interpretação de que o possível suporte empírico da EKC signifique que as políticas de desenvolvimento sejam a melhor maneira de preservar o meio ambiente está sujeita a diversas críticas. Panayotou (2003) argumenta que ainda há questões a serem definidas, tais como: *i*) a que nível de renda *per capita* se dá o ponto de inflexão; *ii*) qual o impacto da degradação ambiental acumulado até se atingir o ponto de inflexão; *iii*) se algum limite ecológico seria atingido com impactos irreversíveis antes que a degradação diminuísse por consequência do aumento da renda; *iv*) se a melhora ambiental com o aumento da renda é automática ou requer intervenção política; e *v*) como levar os países em desenvolvimento a atingir as condições econômicas e ambientais dos países desenvolvidos.

A resolução precisa dessas questões levará a diferentes implicações quanto à validade da EKC e à sustentabilidade ambiental do planeta. Há pontos de inflexão para todos os indicadores de qualidade ambiental? Viu-se que, justamente para indicadores que medem a sustentabilidade da economia global como um todo, a validade da EKC é bastante incerta. Visto que a maioria dos países em desenvolvimento conta com renda *per capita* bem abaixo dos US\$ 5.000, cabe perguntar se estes países atingiram o ponto de inflexão antes que qualquer limite ecológico seja atingido. E talvez mais importante, subjacente ao argumento dos que se apoiam nos resultados da EKC, há a noção de que existam estágios do desenvolvimento econômico *à la* Rostow (1959), ou seja, a trajetória de desenvolvimento

8. “The strong correlation between incomes, and the extent to which environmental protection measures are adopted, demonstrates that in the longer run, the surest way to improve your environment is to become rich”.

seguida pelos países desenvolvidos estaria aberta a todos os países em desenvolvimento. Se a melhora nos indicadores ambientais observada nos países desenvolvidos não puder ser estendida aos países em desenvolvimento, encontrar uma EKC para países ricos pouco pode significar para a sustentabilidade da economia global.

A relação usualmente estimada da EKC, como na equação 1, é uma forma reduzida, em que o impacto agregado do desenvolvimento econômico é captado pelo PIB *per capita*. Para se ter a adequada dimensão das implicações da EKC, é necessário levar em consideração os determinantes subjacentes à relação entre meio ambiente e desenvolvimento econômico. Ou seja, modelos estruturais da relação meio ambiente-crescimento são indispensáveis.<sup>9</sup>

Desde Grossman e Krueger (1991), o efeito do crescimento econômico na degradação ambiental é decomposto em: *i*) efeito escala; *ii*) efeito composição; e *iii*) efeito técnica ou tecnológico. Seguindo a exposição de Brock e Taylor (2005), seja  $E$  as emissões totais de um poluente numa economia com  $n$  indústrias;  $a_i$  a intensidade de emissões (quantidade/unidade monetária) da indústria  $i$ ;  $s_i$  a proporção da indústria  $i$  no produto nacional; e  $Y$  o produto nacional, então se tem:

$$E = \sum_{i=1}^n a_i s_i Y \quad (2)$$

$$\text{Onde } \sum_{i=1}^n s_i = 1$$

Diferenciando a equação com respeito ao tempo, tem-se:

$$E' = \sum_{i=1}^n \pi_i [a_i' + s_i'] + Y' \quad (3)$$

Onde  $\pi_i = E_i / E$  e  $x'$  indica  $[dx/dt]/x$ . Então, uma queda das emissões ao longo do tempo, necessariamente, precisa vir de alguma dessas três fontes.<sup>10</sup>

---

9. Modelos teóricos que justificam a EKC existem em abundância, a partir de uma variada gama de hipóteses. Ver Xepapadeas (2005) e Brock e Taylor (2005). Não se consideram explicitamente estes modelos aqui, mas apenas, de modo geral, algumas implicações.

10. Naturalmente, cada um dos três efeitos possui suas próprias causas. De fato, um mesmo fator pode afetar as emissões através de mais de um efeito. Trata-se de uma decomposição útil para pensar as implicações da EKC, não é um modelo estrutural da relação entre desenvolvimento e degradação ambiental.

O efeito escala ( $Y$ ) indica o impacto da expansão da produção da emissão de poluentes, mantendo constante a tecnologia de produção (a intensidade de emissões de cada indústria,  $a'_i = 0$  para todo  $i$  e a composição do produto ( $s'_i = 0$  para todo  $i$ ). Espera-se que o efeito escala seja monotonicamente crescente. Mantido tudo mais constante, um maior nível de produto exigirá uma maior quantidade de recursos naturais e energia, causando, portanto, um maior grau de emissões.

O efeito composição é o decorrente das mudanças na estrutura produtiva do país. O efeito composição puro é obtido mantendo-se os efeitos escala e tecnológico constantes. Ou seja, mede o impacto das mudanças na composição do produto entre as diferentes indústrias, mantendo constantes o nível de renda e a tecnologia de produção. O impacto do efeito composição puro na degradação ambiental é dado por:

$$E' = \sum_{i=1}^n \pi_i s'_i \quad (4)$$

Que, dado que as mudanças da participação de cada indústria no produto devem somar zero (algumas ganham participação enquanto outras perdem), pode ser reescrito como:

$$E' = \sum_{i=1}^n s'_i [\pi_i - s_i] \text{ e } \pi_i - s_i > 0 \Leftrightarrow E_i / p_i y_i > E / Y \quad (5)$$

Ou seja, se a participação no produto das indústrias cujas intensidades de emissões são maiores que a intensidade média da economia (indústrias sujas) aumentar, o efeito composição causará aumento da degradação ambiental, mantendo a renda e a tecnologia de produção constantes. O contrário ocorrerá se aumentar a participação no produto das indústrias cujas intensidades de emissões são menores que a intensidade média da economia (indústrias limpas).

Os defensores da EKC argumentam que, em estágios iniciais de desenvolvimento, há um deslocamento da produção de produtos agrícolas para setores industriais pesados mais poluentes e, portanto, para baixos níveis de renda, o efeito composição aumenta a degradação ambiental. No entanto, à medida que a renda cresce, haveria um deslocamento das indústrias pesadas para setores de serviços e indústrias leves, que, supostamente, são mais limpas, levando o efeito composição a melhorar a qualidade ambiental (Stern, 2004).

Por fim, o efeito tecnológico é captado por mudanças nas intensidades de emissões das indústrias da economia, mantendo os efeitos escala e composição constantes, ou seja:

$$E' = \sum_{i=1}^n \pi_i a_i' \quad (6)$$

Costuma-se supor que o efeito tecnológico seja negativo, isto é, que o nível de emissões diminui com aumentos na renda. A intensidade de emissões cairia com mudanças para insumos mais limpos, aumentos na produtividade (produz-se mais com menos insumos) ou melhoras na tecnologia de captura dos poluentes (Stern, 2004).

Fatores que afetam o grau de degradação ambiental podem operar através de mais de um desses efeitos considerados. Por exemplo, muitos autores argumentam que um dos motivos de a qualidade ambiental melhorar após um determinado nível de renda seria o fato de a elasticidade-renda da demanda por qualidade ambiental ser maior que um, ou seja, bens ecológicos e a qualidade ambiental seriam bens de luxo.<sup>11</sup> Há a ideia de que, à medida que as pessoas atinjam certo patamar de padrão de vida, elas darão um crescente valor à qualidade ambiental, e a disposição a pagar por um melhor meio ambiente cresceria mais rápido que a renda. Neste sentido, o aumento da disposição para pagar por produtos “verdes” operaria tanto pelo efeito composição quanto pelo efeito tecnológico. Ao mesmo tempo, deslocaria a demanda para produtos menos poluentes e estimularia as empresas a adotarem práticas mais limpas.

Portanto, em níveis iniciais de renda, com a economia se deslocando da produção agrícola para a produção industrial, os efeitos escala e composição se sobreporiam ao efeito técnica, e a degradação ambiental aumentaria com a renda. Entretanto, com níveis mais elevados do produto, haveria um deslocamento da economia para o setor de serviços (desmaterialização da economia), ao mesmo tempo em que mais dinheiro estaria disponível para investir em tecnologias limpas. Com isto, após um determinado ponto, os efeitos composição e tecnológico se sobreporiam ao efeito escala, e a qualidade ambiental passaria a aumentar com a renda.

---

11. Ver Dinda (2004). A elasticidade renda da qualidade ambiental é um componente fundamental de muitos modelos teóricos sobre a EKC, mas a elasticidade ser maior que um não é uma condição necessária para se obter a EKC a partir de modelos neoclássicos (Xepapadeas, 2005).

Essa decomposição permite pensar algumas implicações da EKC para a política ambiental. Antes de tudo, sob a hipótese de que toda produção tenha como subproduto algum grau de poluição, por mínimo que seja, Brock e Taylor (2005) mostram que o efeito composição pode servir apenas como método transitório de diminuição da poluição. Com um efeito escala ilimitado, ou seja, crescimento econômico permanente, para manter o grau de poluição dentro de um limite fixo, seria necessário que a intensidade de emissão convergisse para zero para pelo menos alguma indústria, independentemente da composição produtiva da economia.

Isso posto, observando-se a EKC para algum país, para determinar a sustentabilidade do desenvolvimento, é preciso analisar a fonte da melhora ambiental. Uma questão fundamental por trás da EKC é se a trajetória de desenvolvimento dos países desenvolvidos poderá ser seguida pelos países em desenvolvimento. Se a explicação predominante é que a queda das emissões nos países ricos se deve ao efeito composição, a sustentabilidade global do processo de desenvolvimento observada permanece uma questão incerta. Uma preocupação constantemente levantada pelos críticos da EKC é que, se as mudanças estruturais do efeito composição nos países desenvolvidos for resultado do deslocamento das indústrias pesadas para os países em desenvolvimento, então a trajetória da EKC não será observada para a economia global com um todo nem para os países subdesenvolvidos em particular, visto que estes não terão para onde deslocar sua produção industrial.

A EKC é um resultado empírico encontrado para alguns países em certos períodos, a partir de uma forma reduzida. Além das questões levantadas por Panayotou (2003), torna-se necessário também esclarecer: *i*) o quanto a EKC depende de mudanças estruturais que refletem apenas a transferência da degradação ambiental de países ricos para subdesenvolvidos; e *ii*) se as mudanças na composição do produto refletem mudanças no padrão de consumo, ou seja, uma verdadeira desmaterialização da produção, ou se são apenas reflexos do deslocamento da produção industrial para países em desenvolvimento.

Encontrar as respostas para essas questões é fundamental para se avaliar as implicações políticas da EKC, e isso levou a literatura a estudar dois problemas interligados. O primeiro, é estabelecer qual é o impacto do comércio internacional no nível de degradação ambiental de cada país, ou seja, verificar se está havendo uma

transferência da degradação ambiental dos países desenvolvidos para os em desenvolvimento. O segundo refere-se a observar o quanto que a melhora dos indicadores ambientais pode ser atribuída às mudanças no padrão de consumo, isto é, se, nesse caso, verificar também a EKC quando o índice de degradação ambiental é baseado no consumo e não na produção.

Se, especialmente para os países desenvolvidos, a degradação ambiental, quando medida a partir de indicadores baseados no consumo, não apresenta melhoras com a evolução da renda, isto implicaria que o resultado encontrado a partir de indicadores baseados na produção fosse decorrente, provavelmente, do deslocamento de indústrias poluentes para países em desenvolvimento e, portanto, reflita uma importação de qualidade ambiental. O comércio internacional obscurece a relação entre degradação ambiental e renda em um dado país ao desconectar a produção do consumo dentro de suas fronteiras (Panayotou, 2003). É para essas questões que se volta a atenção neste texto.

## **4 COMÉRCIO INTERNACIONAL E A EKC BASEADA NO CONSUMO**

### **4.1 O papel do comércio internacional**

O impacto do comércio internacional sobre o padrão ambiental de um dado país tem sido objeto de um intenso debate. Jayadevappa e Chhatre (2000) resumem os argumentos prós e contra os efeitos da liberalização comercial sobre o meio ambiente. Os argumentos de que o comércio internacional seria benéfico ao meio ambiente envolvem o que Frankel (2009) chama de hipótese de ganhos do comércio. Na medida em que o comércio internacional acelera o desenvolvimento econômico, ele seria benéfico ao meio ambiente supostamente através do próprio mecanismo da EKC. Outros argumentos compreendem que a abertura comercial: *i)* estimularia a inovação tecnológica, possibilitando o surgimento de técnicas benéficas ao meio ambiente; *ii)* facilitaria a difusão tecnológica, principalmente através da operação de empresas multinacionais; e *iii)* estimularia a harmonização de padrões ambientais e facilitaria a difusão da assistência internacional.<sup>12</sup>

---

12. Ver Jayadevappa e Chhatre (2000), Dinda (2004) e Frankel (2009).

Por outro lado, há o receio de que a abertura comercial provocaria uma “corrida para o fundo” nos padrões ambientais dos países na busca de maior competitividade de seus produtos. O argumento supõe que a regulação ambiental eleva os custos de produção das firmas e, conseqüentemente, causaria uma perda de competitividade internacional. Desta forma, seria possível que a abertura comercial, por estimular a maximização da competitividade, implicasse em padrões ambientais mais fracos que os observados em economias fechadas.<sup>13</sup>

No entanto, o comércio internacional pode ter efeitos contraditórios sobre diferentes países; conforme afirmado anteriormente, obscurece a relação entre degradação ambiental e renda em um dado país ao desconectar a produção do consumo dentro de suas fronteiras. Portanto, pode melhorar a qualidade ambiental em um país na medida em que indústrias poluentes se deslocam para outra localidade, ao mesmo tempo que piora a qualidade ambiental nos países que recebem estas indústrias. Estes efeitos são conhecidos na literatura como hipótese do deslocamento e hipótese de abrigo da poluição (*pollution haven hypothesis* – PHH).

As duas hipóteses tratam basicamente do mesmo fenômeno, que a melhora de indicadores ambientais com a renda é resultado de mudanças na especialização produtiva internacional, isto é, países em desenvolvimento se concentram na produção de bens “sujos”, enquanto os países desenvolvidos se concentram na produção de bens “limpos”, intensivos em serviços, sem haver nenhuma alteração nos padrões de consumo. A diferença reside no fato de que a PHH se refere à possibilidade de as firmas, especialmente as mais poluentes, realocarem-se nos países em desenvolvimento para se aproveitarem de regulações ambientais mais frouxas (Dinda, 2004).

Se o foco de interesse for nas implicações da EKC e, particularmente, se melhoras nos indicadores ambientais decorrem do efeito composição advindo do comércio internacional, pouco importa se a realocação das indústrias se deve à regulação ambiental ou a outros fatores, como o custo do trabalho. O que tem relevância é que, se o efeito composição é devido ao deslocamento de indústrias para os países em desenvolvimento, posteriormente, estes países não apresentarão uma EKC, pois não haveria para onde deslocar sua produção. O que poria em xeque uma noção de uma curva de Kuznets ambiental global.

13. Ver Muradian e Martinez-Alier (2001) e Frenkel (2009).

Vários estudos tentaram determinar o efeito da abertura comercial sobre a qualidade ambiental e, muitas vezes, encontraram uma relação positiva.<sup>14</sup> No entanto, de acordo com o que já se discutiu anteriormente, um efeito positivo da abertura comercial não é incompatível com a hipótese de que a EKC seja produzida pelo deslocamento de indústrias poluentes para países subdesenvolvidos. Sob a hipótese do deslocamento ou da PHH, o impacto da abertura comercial sobre a qualidade ambiental deveria ser diferente para níveis distintos de desenvolvimento. Kellenberg (2008), por exemplo, encontra um efeito positivo para países pobres e ricos, mas encontra um efeito negativo para países com renda mediana.

Outros artigos procuram determinar o impacto da regulação ambiental sobre a localização das firmas poluentes. Suporte para a PHH é encontrada em Mani e Wheeler (1998), Cole (2004), Okubo, Picard e Thisse (2010), Ederington, Levinson e Minier (2005) e Levinson e Taylor (2008), por exemplo, ao passo que, Frankel e Rose (2005), Grossman e Krueger (1993), Gale e Mendez (1998) e Kearsley e Riddell (2010) não encontram resultados favoráveis à PHH.

Os críticos da EKC argumentam que os custos relativos à regulação ambiental são pequenos em comparação com os custos totais, e que a especialização da produção internacional é influenciada por muitos outros fatores, sendo relevante o fato de as indústrias estarem se deslocando para os países em desenvolvimento independentemente de legislação ambiental. O deslocamento das indústrias poluentes para os países em desenvolvimento é um fato bastante documentado;<sup>15</sup> a questão a ser respondida é o quanto isso é responsável pelo surgimento de uma EKC.

Suri e Chapman (1998), ao estudarem a EKC para consumo de energia, introduzem na equação as proporções importação/produção doméstica e exportação/produção doméstica de bens manufaturados. Com isso, o ponto de inflexão quase triplica (de US\$ 55 mil para US\$ 143 mil), indicando que o aumento da importação de manufaturados relativo à produção doméstica pode explicar boa parte da queda do consumo de energia. Cole (2004) procede com exercício semelhante, mas concentrando-se especificamente na proporção de

---

14. Ver Lucas, Wheeler e Hettige (1992), Antweiler, Copeland e Taylor (2001), Dean (2002), Frankel e Rose (2003), Copeland e Taylor (2003; 2004; 2005) e Chintrakarn e Millimet (2006).

15. Ver Low e Yeats (1992), Lucas, Wheeler e Hettige (1992), Birdsall e Wheeler (1992), Hettige, Lucas e Wheeler (1992), Ratnayake (1998), Mani e Wheeler (1998) e Copeland e Taylor (2004).

importação e exportação das indústrias mais poluentes. A introdução destas variáveis dobra o ponto de inflexão da EKC de dióxido de carbono (de US\$ 34 mil para US\$ 64 mil), mas pouco altera o ponto de inflexão de poluentes locais, como dióxido de enxofre e óxido nítrico.

Entretanto, de modo geral, é difícil afirmar que o aumento de indústrias poluentes em países em desenvolvimento e sua diminuição nos países ricos seja parte de uma nova divisão internacional do trabalho, em que a produção física é cada vez mais deslocada para países pobres (influenciado ou não pela regulação ambiental), enquanto os países desenvolvidos se especializam em serviços intensivos em capital humano, de modo que, futuramente, os países em desenvolvimento não terão acesso à mesma trajetória de desenvolvimento, pois não haverá para onde deslocar sua produção industrial, ou se esse fenômeno é um reflexo do próprio desenvolvimento econômico, de modo que as economias emergentes também irão passar pela desmaterialização de suas economias. Outro modo de olhar para esta questão é observar um indicador de degradação ambiental baseado no consumo, e não na produção. A questão que se gostaria de responder é: há uma verdadeira desmaterialização do consumo nos países ricos ou é apenas parte de sua produção que está sendo realocada para as nações em desenvolvimento? A resposta ajudaria a determinar se a diminuição na emissão de poluentes observada em algumas nações desenvolvidas pode ser estendida ao resto do mundo ou é apenas um produto de uma realocação da produção mundial.

#### **4.2 A EKC baseada no consumo**

Quando uma parte significativa das mudanças no impacto ambiental é atribuída ao efeito composição, podem-se levantar várias suspeitas quanto à EKC com indicadores ambientais baseados na produção, como já visto neste texto. Ekins (1997) resume esta posição afirmando que, se mudanças no padrão de produção não são acompanhadas por mudanças no padrão de consumo, então duas conclusões são possíveis: os impactos ambientais devido ao efeito composição estão sendo deslocados de uma nação para outra em vez de estarem sendo reduzidos; e não será possível aos países em desenvolvimento reduzir seus impactos ambientais, pois não haverá para onde realocar as atividades intensamente poluentes.

Quando procedida adequadamente, uma análise baseada no consumo incorpora a degradação ambiental contida nas importações e desconta a degradação

presente nas exportações. Desta forma, o foco recai sobre a sustentabilidade do padrão de consumo, e não sobre a sustentabilidade do padrão de produção, que pode ser localmente sustentável, porém globalmente insustentável. A importância de se considerar estes fatos é demonstrada por Wyckoff e Roop (1994), que mostram, a partir de uma análise de matrizes insumo-produtos, que as importações representam de 8% a 40% das emissões de carbono nos países da OCDE.

Rothman (1998) argumenta que é o consumo a força motriz por trás do impacto ambiental. Mostra, ainda, que, das oito categorias de bens de consumo que compõem os gastos de consumo das famílias em 1985, a única que apresentou o padrão típico da EKC foi a que compreende comida, bebida e tabaco. Ademais, numa primeira tentativa de usar a pegada ecológica<sup>16</sup> como indicador de degradação ambiental, também não encontra evidências a favor da EKC.

Tais fatos levaram Anderson e Lindroth (2001), a partir dessa noção de pegada ecológica, a cunhar o termo comércio ecologicamente insustentável. O comércio seria ecologicamente desigual se, calculado em termos da pegada ecológica, houvesse um desequilíbrio entre importação e exportação, ou seja, se houvesse exportação líquida de biocapacidade. E seria insustentável se gerasse uma contínua redução do capital ecológico de um dos parceiros comerciais.

Relacionada a esses questionamentos, há que se verificar se está ocorrendo realmente uma desmaterialização da produção com uma transição da economia para o setor de serviços. Kander (2005) alerta para se não se estaria presenciando a confirmação da doença de Baumol, de que a mudança para a economia dos serviços é uma ilusão em termos de produção real, que seria causada pelo crescimento maior da produtividade na indústria que nos serviços. Ou seja, a maior participação dos serviços no produto da economia seria decorrente de uma queda dos preços relativos da indústria, e não como consequência de alguma desmaterialização da economia. Kander mostra que para a Suécia, quando medido em preços constantes, não há aumento da participação do setor de serviços, mas, sim, um aumento da participação da indústria e do setor de transportes e comunicação. Kander argumenta que a queda das emissões de dióxido de

---

16. Pegada ecológica é, *grossa modo*, uma tentativa de mensuração do tamanho de áreas produtivas necessárias para a geração dos bens e serviços consumidos em um território.

carbono na Suécia se deve principalmente ao *mix* das fontes de energia, que passaram a usar menos petróleo e mais energia hidráulica e nuclear a partir de 1970.

Ghertner e Fripp (2007) buscam quantificar o quanto os Estados Unidos deslocaram o impacto ambiental associado com os bens que consome para outros países por meio do comércio. Para isto, utilizam uma análise de matrizes insumo-produto para calcular as emissões embutidas no comércio internacional. Após isso, calculam uma medida do “vazamento” das emissões, como a proporção das emissões contidas no comércio e as emissões contidas na produção doméstica. Todos os poluentes analisados mostram que há um vazamento nos Estados Unidos, sendo que o comércio internacional representa de 3,4% até 29,1% das emissões presentes no consumo. A partir disto, os autores procedem com experimentos contrafactuais, a partir de hipóteses sobre o vazamento, e mostram que o impacto ambiental cresceu com a renda naquele país, contrário às evidências da EKC.

Bagliani, Bravo e Dalmazzone (2008) estendem a análise da EKC usando a pegada ecológica como indicador de degradação ambiental contida em Rothman (1998), usando dados de 141 países em 2001. Eles testam a versão linear, quadrática e cúbica da EKC para as variáveis em níveis e logaritmos. No modelo em nível, a forma cúbica mostrou um melhor ajuste, indicando que a degradação ambiental medida pela pegada ecológica cresce até cerca de US\$ 20 mil, mantém-se estável até US\$ 30 mil e torna a crescer com níveis muito altos de renda. O modelo em logaritmo indica a forma linear como melhor ajuste, reafirmando o caráter monotonicamente crescente da pegada ecológica com a renda, ocorrendo apenas uma desaceleração do crescimento da elasticidade renda da pegada ecológica. Estes resultados indicam que, em vez de haver um desacoplamento da pressão ambiental e o desenvolvimento econômico, há, na verdade, um crescimento ilimitado da degradação ambiental com o crescimento da renda.

Jha e Murphy (2004) também apresentam uma análise da degradação ambiental baseada no consumo. Primeiro, os autores constroem um índice de degradação ambiental através de uma análise de componentes principais. Também constroem um índice de desenvolvimento humano baseado no consumo e estimam uma EKC da relação entre o índice de degradação ambiental e o IDH baseado no consumo. Os resultados mostram que quanto maior o IDH baseado no consumo maior é a degradação ambiental.

Dong, Wang e Wang (2011) estudam, a partir de um simples modelo de dois países, os efeitos de “vazamento” e desacoplamento e, a partir da abordagem insumo-produto, computam as emissões de dióxido de carbono baseadas no consumo para posteriormente estimar uma EKC baseada no consumo. Em resumo, o modelo teórico não aponta para a possibilidade de uma EKC baseada no consumo, mesmo sendo possível uma EKC a partir da produção no país rico (norte). A partir dos dados das matrizes de insumo-produto, estimam EKC para diferentes *cross-sections* em 1997, 2001 e 2004. A EKC baseada na produção foi encontrada para os três anos, mas a baseada no consumo surgiu apenas em 2004, com o ponto de inflexão estimado em US\$ 800 mil.

A análise precedente mostra que pode ser bastante problemático interpretar os resultados favoráveis à EKC como evidência de que os países desenvolvidos estejam seguindo um caminho de desenvolvimento sustentável. Primeiramente, existe certa dificuldade em comprovar a existência da EKC para poluentes globais como dióxido de carbono; apenas há maiores evidências com respeito a poluentes locais. Em segundo, há uma grande suspeita de que a melhora nas emissões dos países desenvolvidos seja, em parte, uma ilusão gerada pelo efeito composição. A desmaterialização da economia seria tanto um efeito da doença de Baumol como um efeito do deslocamento da produção de países industriais para economias emergentes, que se tornariam alguns dos principais emissores do mundo, como bem exemplificado pela China. Com isto, é difícil saber se os países em desenvolvimento seriam capazes de reduzir suas emissões da mesma forma. A falta de evidências favoráveis à EKC quando o indicador de degradação ambiental baseia-se no consumo sugere que uma futura redução das emissões não estará presente no cenário dos países em desenvolvimento. Existem claros indícios de que não está havendo uma efetiva desmaterialização do consumo nos países desenvolvidos, e a relação crescente entre renda e degradação ambiental vista pela ótica do consumo mostra que os avanços tecnológicos não têm sido suficientes para compensar o crescente consumo de bens materiais.

Não obstante, recentemente, a literatura sobre a EKC passou por um processo de reavaliação a partir de críticas ao procedimento econométrico usualmente adotado. A primeira parte desta reavaliação foca nas propriedades de séries temporais das variáveis utilizadas e, geralmente, encontra resultados favoráveis à EKC. A segunda parte aprofunda o estudo das séries temporais envolvidas, levando em conta a heterogeneidade e a dependência entre as unidades dos *cross-sections*, e os resultados em geral não são favoráveis à EKC. São para estes estudos que as próximas seções se voltam a partir de agora.

## 5 A REAVALIAÇÃO DA EKC

Perman e Stern (2003) foram os primeiros a alertar para o fato de, até então, a literatura ignorar a possível presença de não estacionariedade nas séries investigadas. Os autores concluem que as três séries estudadas (*log* dióxido de enxofre, *log* do PIB e seu quadrado) possuem tendências estocásticas através dos testes LLC (Levin, Lin e Chu, 2002) e IPS (Im, Pesaran e Shin, 2003). Com a presença de raiz unitária nas séries, os resultados previamente encontrados poderiam simplesmente refletir uma relação espúria; no entanto, seus resultados para a presença de cointegração não são conclusivos. Para cerca de metade dos países individuais, há uma relação de cointegração entre as variáveis da EKC, mas muitos com o sinal não esperado pela EKC. Já um vetor comum de cointegração para todos os países é rejeitado.

Dinda e Coondoo (2006) chegam a resultados semelhantes analisando a relação renda e emissões de dióxido de carbono. As séries de PIB e emissões de dióxido de carbono apresentam uma tendência estocástica de acordo com o teste IPS. Também encontram evidências de cointegração, porém os resultados são sensíveis à presença de uma tendência determinística. Em seguida, realizam testes de causalidade de Granger, que apontam haver uma relação causal bidirecional entre renda e emissões de carbono.

Song, Zheng e Tong (2008) estimam EKC para indicadores de poluição do ar, das águas e de resíduos sólidos nas províncias chinesas entre 1985 e 2005. Usando também os testes de raiz unitária de LLC e IPS, encontram evidências de não estacionariedade. A relação de cointegração estimada por DOLS apresenta indícios favoráveis à EKC. Akbostanci, Turut-Asik e Tunç (2009) investigam a relação entre a emissão de dióxido de carbono e a renda para a Turquia, entre 1968 e 2003, investigando a presença de raiz unitária e cointegração. O teste ADF indica que as séries são integradas de ordem 1, e a relação de cointegração mostrou-se monotonicamente crescente, contrariamente ao que se esperaria com a EKC.

Galleoti, Manera e Lanza (2009) aplicam testes de cointegração e raiz unitária fracionais para um painel de 24 países da OCDE no período 1960 e 2002. Esta abordagem permite maior flexibilidade na relação de cointegração caso as séries sejam não estacionárias. O produto e seu quadrado mostraram-se não estacionários em todos os países, enquanto a série de dióxido de carbono revelou-se estacionária (coeficiente de

integração menor que um meio) em seis dos 22 países. Para os dezoito países onde a não estacionariedade das emissões foram detectadas, oito apresentaram uma relação de cointegração, mas apenas cinco com o formato da EKC.

Uma série de artigos também estuda a EKC de emissões de carbono a partir de análise de cointegração, porém acrescentando o consumo de energia à equação, como Richmond e Kaufman (2006), Ang (2007), Soytaş, Sari e Ewing (2007), Soytaş e Sari (2008) e Aspergis e Payne (2009; 2010). A maioria dos resultados com a introdução do consumo de energia na relação de cointegração é favorável à EKC, com a exceção de Richmond e Kaufman (2006). No entanto, Itkonen (2012) mostra que este tipo de modelo sofre de má especificação devido ao fato de o consumo de energia ser parte integrante da série de emissões de carbono. O autor revela que, com a introdução do consumo de energia na equação, o que acaba se medindo é a relação entre a intensidade de carbono e o produto, e que, quando o consumo de energia depende do produto, o modelo torna-se viesado para baixo, favorecendo o surgimento da EKC.

Wagner (2008) discute alguns problemas apresentados pela recente literatura empírica da EKC. Primeiro, o uso de transformações não lineares de variáveis integradas. Segundo, no contexto de painel, a falta de análise sobre a dependência entre os *cross-sections*. O primeiro problema reflete que, se o produto *per capita*, ou seu logaritmo, é uma variável  $I(1)$ , então o quadrado do produto possivelmente não será  $I(1)$ . Isto é, transformações não lineares de variáveis integradas geralmente não preservam a ordem de integração. O segundo problema reflete que os testes de raiz unitária e cointegração geralmente aplicados até então eram os chamados testes de primeira geração, que desconsideravam a possível dependência entre os *cross-sections*.

Com isso, Wagner (*op. cit.*) argumenta que ambos os problemas fundamentalmente invalidam os resultados anteriormente encontrados. O autor busca superar estas questões utilizando o modelo de fatores comuns de Bai e Ng (2004) para uma EKC de dióxido de carbono com um painel balanceado de cem países entre 1950 e 2000. O modelo encontra um fator comum para o produto e para o dióxido de carbono, sendo ambos não estacionários. Para as partes idiossincráticas das séries, isto é, após se extrair os fatores comuns, há evidência de estacionariedade para o produto, ou seja, desvios individuais do produto dos países do fator comum do produto global são temporários, e há evidências de raiz unitária para o termo idiossincrático do dióxido de carbono.

Wagner confirma que, usando os métodos usuais de cointegração em painel – FM-OLS, DOLS e o modelo de Breitung (2005) –, encontra-se uma EKC com o formato de U invertido. No entanto, ao encontrar que o componente idiossincrático do produto é estacionário, Wagner estima a EKC usualmente para os dados onde os fatores comuns foram extraídos, e não encontra uma relação de U invertido. Da mesma forma, não encontra cointegração entre os fatores comuns do produto e das emissões de dióxido de carbono, evidenciando uma desconexão de longo prazo entre as variáveis.

Müller-Fürstenberger e Wagner (2007) também discutem os problemas econométricos citados por Wagner (2008). Além do problema dos testes de raiz unitária e cointegração sob a hipótese de independência entre os *cross-sections*, chamam a atenção sobre o possível mau desempenho em amostras pequenas. Realizam os testes para um painel de 107 países, entre 1986 e 1998, para emissão de carbono e produto, porém os resultados mostraram-se sensíveis à inferência baseada em *bootstrap* para mitigar o problema de pequena amostra. Concluem que a evidência a favor da EKC a partir de relações de cointegração é bastante sujeita à escolha “estratégica” do método de estimação.

Alguns artigos procuram contornar o problema de se incluir transformações não lineares de uma variável não estacionária na equação de EKC. Bradford *et al.* (2005) propõem uma especificação a partir da relação entre a taxa de mudanças na poluição, renda e taxa de crescimento do produto. Ao fim, sua equação envolve apenas a média do produto no período analisado de cada país e a taxa de crescimento do produto, sem envolver transformações não lineares. Os autores estimam o modelo para os dados de catorze poluentes analisados em Grossman e Krueger (1995). Só encontram suporte para EKC em seis dos poluentes (contra treze em Grossman e Krueger). No entanto, o modelo ainda ignora dependência entre os *cross-sections*.

Wang (2007), usando dados para dezenove países da OCDE, testa a possibilidade de a ordem de integração do quadrado e o cubo do produto ser maior que um. O teste IPS indica que as séries seriam  $I(2)$ , enquanto o teste Levin-Lin indicaria que as séries são  $I(3)$ . Então, para proceder com os testes de cointegração, o autor usa a raiz do produto na equação de EKC, visto que esta se mostrou ser  $I(1)$ , de acordo com os testes. Os resultados para dióxido de carbono e enxofre apontam na direção de uma relação com formato de U invertido; no entanto, Wang rejeita a hipótese de cointegração, interpretando os resultados como uma regressão espúria.

A abordagem pode ser criticada, haja vista que não há justificativa teórica para se usar a distribuição assintótica usual no teste de transformações não lineares de processos não estacionários com dados em painel.

Narayan e Narayan (2010) contornam o problema das transformações não lineares de processos não estacionários comparando as elasticidades de curto e longo prazo das emissões de dióxido de carbono com relação ao produto a partir de um modelo de correção de erros. Evidência fraca a favor da EKC seria quando a elasticidade de longo prazo for menor que a de curto prazo, e uma evidência forte seria quando a elasticidade de longo prazo for negativa, além de menor que a de curto prazo. Os autores utilizam dados entre 1980 e 2004 para 43 países em desenvolvimento, divididos em cinco regiões. No geral, cerca de 35% dos países apresentaram elasticidades de longo prazo menor que a de curto prazo, enquanto, para regiões, este resultado foi encontrado em apenas duas (Oriente Médio e sul da Ásia).

Hong e Wagner (2011) vão mais longe e propõem um estimador FM-OLS para uma relação de cointegração que envolva polinômios de processos não estacionários. Aplicam seu modelo para estimar a EKC de dióxido de carbono e enxofre para dezenove países da OCDE, entre 1870 e 2000. Para dióxido de carbono, encontram evidências de EKC para oito dos dezenove países, mas para apenas cinco no caso do dióxido de enxofre. A principal desvantagem desta abordagem é que é válida apenas para séries temporais, e não para dados em painel, o que impõe sérias restrições sobre a disponibilidade e a qualidade dos dados, visto que longas séries temporais sobre degradação ambiental ou estão indisponíveis ou são obtidas com grande erro de medida para períodos muito antigos. Além disso, como visto, a validade da EKC baseada na produção pode mascarar sérios problemas de insustentabilidade, de tal modo que os resultados obtidos de EKC individuais em países desenvolvidos são de incerta utilidade prática.

Por seu turno, vários estudos se concentraram na crítica da forma funcional do polinômio de EKC e na hipótese de homogeneidade e independência entre os *cross-sections*. Galeotti, Lanza e Pauli (2006) propõem estimar a EKC a partir de uma distribuição Weibull. O modelo é estimado por máxima verossimilhança para emissões de carbono em 125 países. Os autores encontram evidências de um formato de U invertido para países da OCDE entre 1960 e 1997, mas não para países em desenvolvimento.

Aslanidis e Xepapadeas (2006) aplicam um modelo de transição suave de dois regimes para emissões de dióxido de enxofre e óxido nítrico para um painel de estados norte-americanos. Para as emissões de enxofre, os autores encontram um pico em um estágio avançado de desenvolvimento econômico (renda *per capita* de US\$ 15 mil) e uma queda suave das emissões a partir deste ponto. No caso do óxido nítrico, as emissões crescem com o desenvolvimento econômico e desaceleram após certo ponto, mas sem apresentar queda nas emissões. Aslanidis e Iranzo (2009) aplicam o mesmo modelo para a emissão de carbono em 77 países em desenvolvimento, entre 1971 e 1997. Apesar de os autores não encontrarem evidências da EKC, encontram dois regimes para emissões. Em estágios iniciais de desenvolvimento econômico, as emissões de carbono aceleram e, posteriormente, em níveis mais elevados de renda, as emissões desaceleram, mas sem apresentar diminuições. Entretanto, tais modelos ignoram a não estacionariedade das séries.

Millimet, List e Stengos (2003) propõem estudar a EKC a partir de um modelo semiparamétrico, com o intuito de relaxar a hipótese da forma funcional polinomial para o caso de emissões de dióxido de enxofre e óxido nítrico nos Estados Unidos. Os autores rejeitam a abordagem paramétrica para ambos poluentes e encontram grandes diferenças entre a forma paramétrica e a semiparamétrica para dióxido de enxofre.

Bertinelli e Strobl (2005) também aplicam um método semiparamétrico para um painel de 108 países, entre 1950 e 1990. Eles mostram que as emissões de carbono crescem monotonicamente em níveis baixos de renda para se tornarem planas em níveis mais elevados, sem, no entanto, apresentarem um ponto de inflexão. Trata-se de um resultado bastante diferente do modelo paramétrico que apresenta a forma de U invertido da EKC.

Azomahou, Laisney e Phu-Ngayen (2006), com um painel de cem países, entre 1960 e 1996, adotam uma abordagem não paramétrica para estudar a relação entre emissões de carbono e renda. Os autores encontram que uma relação linear não pode ser rejeitada, ao mesmo tempo que a forma funcional polinomial é rejeitada em favor do modelo não paramétrico.

Vollebergh, Melenberg e Dijkgraaf (2009) argumentam que os resultados diferentes entre as formas paramétricas e não paramétricas advêm da imposição de

hipóteses de sobreidentificação como homogeneidade entre os *cross-sections* juntamente com efeitos específicos individuais e temporais. Problemas de identificação surgiriam quando se separam os efeitos de uma variável relacionada com o tempo (como o produto) dos efeitos temporais. Os autores propõem uma forma de identificação não paramétrica baseada no pareamento de países com efeitos temporais semelhantes. Ou seja, aplicando a diferença entre dois países com efeitos temporais semelhantes, o efeito renda seria identificado livre dos efeitos temporais. Com uma amostra de 24 países da OCDE, cada país apresentará 23 EKC's potenciais, uma para cada pareamento. Os resultados mostram que uma EKC com formato de U invertido é possível para a maioria dos países, mas fortemente dependente do pareamento adotado. A EKC é rejeitada para Portugal em todos os 23 pareamentos e aparece para a Suécia e a Islândia para a maioria dos pareamentos. Melenberg, Vollenbergh e Dijkgraaf (2011) aplicam o mesmo modelo para nove regiões e emissões de dióxido de carbono. Não encontram evidências da EKC para as nove regiões, as emissões crescem sistematicamente com a renda (efeito escala) e não conseguem ser compensadas pelo efeito temporal (que os autores interpretam como os efeitos composição e tecnológico).

Dijkgraaf e Vollenbergh (2005) testam diretamente a hipótese de homogeneidade, assumindo que os países apresentam a mesma relação entre emissão e renda, de modo que todos apresentariam o mesmo ponto de inflexão.<sup>17</sup> Usando dados de 24 países da OCDE para o período entre 1960 e 1997, os autores estimam modelos polinomiais e semiparamétricos com inclinações heterogêneas para testar a hipótese nula de que os coeficientes da renda são iguais entre os países. A hipótese de homogeneidade é fortemente rejeitada. Para as séries temporais de cada país, em apenas onze dos 24 casos possíveis a EKC é confirmada.

Martínez-Zarzoso e Bengochea-Morancho (2004) estimam a EKC para emissões de carbono em 22 países da OCDE, entre 1975 e 1998, usando o estimador PMG (*pooled mean group*) de Pesaran, Shin e Smith (1999). O PMG é basicamente um modelo de correção de erros para dados em painel que permite heterogeneidade nas inclinações de curto prazo enquanto impõe restrições que podem ser testadas nas inclinações de longo prazo. As restrições de longo prazo não são rejeitadas. Para a maioria dos países, foram encontradas relações entre renda e emissões com formato de N, ao mesmo tempo que foi constatada uma grande heterogeneidade entre os países.

---

17. Apenas o pico de emissão seria diferente através do efeito fixo de cada país.

Romero-Ávila (2008) estende a crítica de Wagner (2008) e estuda as propriedades de séries temporais do produto e emissões de carbono para 86 países, entre 1960 e 2000, aplicando o teste de raiz unitária de Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro e Lopez-Bazo (2005), que, além de permitir dependência entre os *cross-sections*, permite um número desconhecido de quebras estruturais nos interceptos e nas inclinações. Os resultados mostram que o produto parece claramente não estacionário, enquanto as emissões de carbono para o mundo como um todo são estacionárias em torno de uma tendência dentro de cada regime. As análises separadas por regiões também indicam diferenças na ordem de integração entre as séries de carbono e produto. Os resultados questionam a validade de se utilizar técnicas de cointegração em painel que assumem ambas as séries não estacionárias.

Musolesi, Mazzanti e Zoboli (2010) aplicam um modelo de painel heterogêneo baseado num estimador hierárquico bayesiano para a curva de Kuznets ambiental de emissões de carbono para 109 países entre 1959 e 2001. O modelo não é robusto à presença de dependência entre os *cross-sections*. Os países desenvolvidos apresentaram uma EKC com o formato de U invertido, resultado claramente dominado pelos países da União Europeia, enquanto os países em desenvolvimento não mostraram ter uma EKC.

Stern (2010) procura superar os problemas de raiz unitária e da dependência dos *cross-sections* aplicando estimadores *between* para os dados de Wagner (2008) e Vollebergh, Melenberg e Dijkgraaf (2009). Os modelos *between* se mostraram bastante robustos para estimar as relações de longo prazo, independentemente da presença de raiz unitária e dependência entre os *cross-sections*. As desvantagens do modelo são que exige ausência de correlação entre os regressores e os efeitos fixos, além de estar sujeito aos problemas de pequena amostra, visto que utiliza apenas as médias dos *cross-sections*. Stern (*op. cit.*) argumenta que o primeiro problema é superado pelo fato de o teste de Hausman não rejeitar o modelo de efeito aleatório comparado ao de efeito fixo. Quanto ao segundo problema, quando aplicado aos dados de Vollebergh, Melenberg e Dijkgraaf (2009), que contêm apenas 24 países, o modelo *between* não consegue estimar os parâmetros precisamente devido ao problema de multicolinearidade. Para os dados de Wagner (2008), que contêm cem países, o modelo *between* rejeita a EKC e indica uma relação linear positiva entre emissões e renda. Para o caso de emissões de carbono, a elasticidade estimada é de 1,61 para países da OCDE e 1,5 para o mundo como um todo.

Arouri *et al.* (2012) estimam uma EKC de emissões de carbono com a inclusão de consumo de energia para doze países do Oriente Médio entre 1981 e 2005. Os autores aplicam os testes raiz unitária e cointegração de segunda geração robustos à dependência entre os *cross-sections*. Os testes apontam a presença de não estacionariedade nas séries, no entanto, a cointegração só é detectada com os *p-valores* obtidos por *bootstrap*. Em seguida, eles estimam a EKC com o estimador *common correlated effects mean group* (CCEMG) de Pesaran (2006). Os resultados indicam uma EKC com o formato de U invertido para a amostra como um todo e para todos os países, exceto Marrocos, Tunísia e Emirados Árabes Unidos. Cabe notar que a inclusão do consumo de energia no modelo torna os resultados sujeitos à crítica de Itkonen (2012), tornando os resultados viesados para baixo e favorecendo o surgimento da EKC. Além disso, o CCEMG é consistente apenas quando  $N \rightarrow \infty$ , o que não é o caso analisado.

Sen e Melenberg (2011) utilizam os dados e a metodologia de Melenberg, Vollenbergh e Dijkgraaf (2011) para analisar a EKC com a diferença de que o modelo não é mais estimado não parametricamente, mas pelo ENNLS (*efficient nonstationary nonlinear least square*) de Chang, Park e Phillips (2001). Além disso, os autores comparam os resultados com o CCE de Pesaran (2006) e o DOLS. Os testes de raiz unitária de segunda geração indicam claramente a não estacionariedade das séries. Os modelos que assumem homogeneidade (DOLS) favorecem claramente a EKC, enquanto os que permitem a heterogeneidade (CCE e ENNLS) claramente rejeitam a EKC. Vale lembrar que o CCE apenas é consistente para  $N \rightarrow \infty$ , o que também não é o caso, visto que se tem apenas nove regiões. Os autores preferem o ENNLS ao CCE com base na análise de fatores, que revelou que a não estacionariedade viria também do fator idiossincrático, além dos fatores comuns não observados.<sup>18</sup> No entanto, cabe notar que a própria análise de fatores também exige  $N$  suficientemente grande,<sup>19</sup> sendo incerto se o CCE seria o modelo preterido numa análise desagregada com maior número de países.

As implicações da EKC são imensas. Soytas e Sari (2009), apenas como exemplo, ao encontrarem uma relação de cointegração entre emissões, consumo de energia e renda, concluem que não há necessidade de sacrificar o crescimento econômico para reduzir

---

18. Kapetanios, Pesaran e Yamagata (2010) demonstraram que o CCE é consistente na presença de fatores comuns não estacionários e possivelmente cointegrados, mas não há resultados sobre a consistência do CCE sob não estacionariedade no componente idiossincrático. Esta questão será aprofundada na seção seguinte.

19. Como os próprios autores reconhecem, Bai e Ng (2002) mostram que a análise de fatores não funciona bem com  $N$  menor que dez.

os níveis de emissões. Desta forma, é importante que a análise empírica da EKC seja procedida de forma bastante cuidadosa e, mais importante, que suas conclusões sejam interpretadas com bastante cautela.

No geral, a maioria dos trabalhos recentes aponta resultados desfavoráveis à validade da EKC, no entanto, a curva de Kuznets ambiental continua com inúmeros defensores, tanto empíricos quanto teóricos. Considerando-se os trabalhos que levam em conta a possível não estacionariedade das séries, a EKC parece não se sustentar entre aqueles que levam em conta a heterogeneidade entre os países, ou aqueles que adotam uma forma funcional mais flexível. A parte empírica deste trabalho buscará contribuir para a literatura reavaliando a EKC a partir de modelos que levem em consideração a dependência entre os *cross-sections* e a transformação não linear de variáveis não estacionárias.

## 6 DADOS, ANÁLISE DAS SÉRIES E ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

No restante deste estudo, será investigada a hipótese da EKC procurando-se superar os problemas econométricos descritos na seção anterior. Para tanto, será utilizado um painel balanceado de 104 países entre 1950 e 2008. O indicador de degradação ambiental utilizado são as emissões de dióxido de carbono *per capita* em toneladas métricas obtidas do Carbon Dioxide Information Analysis Centre (CDIAC).<sup>20</sup> As séries do produto *per capita* em dólares constantes de 1990 são obtidas em Maddison (2009).<sup>21</sup> A tabela 1 mostra algumas estatísticas descritivas. As séries serão trabalhadas em logaritmo.

TABELA 1  
Estatísticas descritivas

|                              | Unidade    | Média    | Desvio-padrão | Mediana | Mínimo | Máximo |
|------------------------------|------------|----------|---------------|---------|--------|--------|
| PIB <i>per capita</i>        | US\$ 2.000 | 5.597,74 | 6.140,74      | 3.135   | 207    | 42.916 |
| Log PIB <i>per capita</i>    |            | 8,085    | 1,067         | 8,05    | 5,33   | 10,66  |
| Emissões CO <sub>2</sub>     | Em mil t   | 1,179    | 1,949         | 0,44    | 0,01   | 28,85  |
| Log emissões CO <sub>2</sub> |            | -0,973   | 1,739         | -0,821  | -4,6   | 3,36   |

Fonte: Carbon Dioxide Information Analysis Centre (CDIAC) e Maddison (2009).  
Elaboração do autor.  
Obs.: painel; N = 104; T = 59; observações = 6.136.

20. Disponível em: <<http://cdiac.ornl.gov/>>.

21. Alternativamente, utilizou-se a série do produto *per capita* em paridade do poder de compra da Penn World Table 7.0. As conclusões são qualitativamente as mesmas. Os dados coletados por Angus Maddison estão disponíveis em: <<http://www.ggd.net/maddison/>>.

## 6.1 Dependência entre os *cross-sections* e testes de raiz unitária

Para escolher a estratégia de estimação adequada, é importante conhecer as propriedades temporais das séries utilizadas. Iniciou-se a análise investigando-se a presença de raiz unitária nas séries individuais dos membros do painel. Na tabela 2, mostra-se a quantidade de vezes em que os testes tradicionais de raiz unitária, realizados para cada um dos 104 países da amostra separadamente, indicam a estacionariedade das séries de emissões de carbono e produto *per capita* ao nível de significância de 10% e 5%.<sup>22</sup> Para cada série e nível de significância, apresenta-se a porcentagem de vezes em que a estacionariedade é indicada.

TABELA 2  
Testes de raiz unitária para as séries individuais – quantidade de séries estacionárias

| Teste                | Ln(CO <sub>2</sub> ) |      |                |      | Ln(PIB)         |     |                |     |
|----------------------|----------------------|------|----------------|------|-----------------|-----|----------------|-----|
|                      | $\alpha = 10\%$      | (%)  | $\alpha = 5\%$ | (%)  | $\alpha = 10\%$ | (%) | $\alpha = 5\%$ | (%) |
| ADF <sup>1</sup>     |                      |      |                |      |                 |     |                |     |
| 1                    | 13                   | 12,5 | 9              | 8,6  | 3               | 2,9 | 2              | 1,9 |
| 2                    | 7                    | 6,7  | 6              | 5,8  | 5               | 4,8 | 3              | 2,9 |
| 3                    | 11                   | 10,6 | 6              | 5,8  | 4               | 3,8 | 3              | 2,9 |
| 4                    | 8                    | 7,7  | 4              | 3,8  | 4               | 3,8 | 3              | 2,9 |
| ADF-GLS <sup>1</sup> |                      |      |                |      |                 |     |                |     |
| 1                    | 5                    | 4,8  | 4              | 3,8  | 3               | 2,9 | 1              | 1   |
| 2                    | 5                    | 4,8  | 2              | 1,9  | 2               | 1,9 | 2              | 1,9 |
| 3                    | 7                    | 6,7  | 3              | 2,9  | 4               | 3,8 | 1              | 1   |
| 4                    | 4                    | 3,8  | 1              | 1    | 3               | 2,9 | 1              | 1   |
| PP <sup>2</sup>      | 22                   | 21,1 | 15             | 14,4 | 3               | 2,9 | 1              | 1   |
| KPSS <sup>2</sup>    | 4                    | 3,8  | 7              | 6,7  | 2               | 1,9 | 4              | 3,8 |

Elaboração do autor.

Notas: <sup>1</sup> O critério de seleção AIC escolhe uma defasagem para a grande maioria dos países nos testes ADF e ADF-GLS, ocasionalmente seleciona duas defasagens.

<sup>2</sup> Usa-se o procedimento de Newey e West (1994) para a estimação da variância de longo prazo nos testes PP e KPSS. No teste KPSS, utiliza-se a função Kernel espectral quadrática.

Os resultados da tabela 2 indicam que, quando analisadas separadamente por países, as quantidades de emissões de carbono e produto *per capita* são processos não estacionários. No caso das séries de produto, quando se utilizam os testes com raiz unitária como hipótese nula (ADF, ADF-GLS e PP), o número de países em que a hipótese nula é rejeitada é no máximo cinco (ADF com duas defasagens) a 10% de significância,

22. Os testes aplicados são: ADF e ADF-GLS para até quatro defasagens, além dos testes PP (Pierre-Perron) e KPSS. Todos estimados com a inclusão de uma tendência temporal.

e três (ADF com 2, 3 ou 4 defasagens) a 5%. A porcentagem de vezes em que a hipótese nula é rejeitada está sempre abaixo do tamanho nominal dos testes.<sup>23</sup> A conclusão é a mesma considerando-se o teste KPSS em que a hipótese nula é de estacionariedade. Rejeita-se a hipótese nula de estacionariedade 102 vezes a 10% e 100 vezes a 5%.

As conclusões para as séries de emissões de carbono são largamente semelhantes. Para os testes ADF e ADF-GLS, o índice de rejeição da raiz unitária encontra-se geralmente abaixo do tamanho nominal. Para o teste PP, o índice de rejeição está acima do tamanho nominal, porém a hipótese nula ainda é rejeitada em menos de 15% dos países a 5%.

É bastante conhecido o fato de os testes de raiz unitária univariados apresentarem pouco poder, ou seja, tendem a não rejeitar a hipótese nula mesmo quando ela é falsa. Uma das vantagens em se usar testes de raiz unitária com dados em painel é justamente o ganho de poder com relação aos testes univariados. No entanto, antes de proceder com os testes em painel, é necessário, primeiramente, averiguar a grau de correlação entre os *cross-sections*, visto que isto tem grandes implicações sobre a validade dos testes. Para tanto, a seguir, o trabalho se apoiará na estatística de teste CD de Pesaran (2004) para dependência entre os *cross-sections*. A estatística CD é baseada na média dos pares de coeficientes de correlação das unidades dos *cross-sections*, e é definida como:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (7)$$

Onde  $CD \sim N(0,1)$  para  $N$  suficientemente grande sob a hipótese nula de independência entre os *cross-sections*. O teste é robusto à presença de processos não estacionários e quebras estruturais. Recentemente, Moscone e Tosetti (2009) mostraram que o teste possui bom desempenho mesmo em amostras pequenas e foi superior a testes alternativos. A tabela 3 também reporta à média dos  $N(N-1)$  coeficientes de correlação  $\rho$ , bem como à média dos valores absolutos destes coeficientes.<sup>24</sup>

23. Ao se testar com séries não estacionárias, deve-se, teoricamente, rejeitar a hipótese nula de raiz unitária dez vezes ao nível de significância de 10%, e cinco vezes a 5%.

24. Usou-se a rotina XTCD do Stata escrita por Markus Eberhardt.

TABELA 3  
Correlação entre *cross-sections*

|                | ln(PIB) | ln(CO <sub>2</sub> ) |
|----------------|---------|----------------------|
| $\rho$ médio   | 0,499   | 0,587                |
| $ \rho $ médio | 0,681   | 0,664                |
| CD             | 280,66  | 330,00               |
| P-valor        | 0,000   | 0,000                |

Elaboração do autor.

Os resultados da tabela 3 mostram uma elevada correlação entre as unidades dos *cross-sections* tanto para as séries do produto quanto para as de emissões de carbono, enquanto o teste CD rejeita a hipótese nula de independência entre os *cross-sections*. O resultado da tabela 3 aponta uma forte evidência de dependência entre os *cross-sections* no painel, portanto, a seguir, são aplicados testes de raiz unitária de segunda geração que permitem tal dependência. Entretanto, à guisa de comparação, apresentam-se, na tabela 4, os testes de raiz unitária de primeira geração que supõem independência entre os *cross-sections*.

A informação contida na tabela 4 reforça a importância de se analisar com cuidado os resultados sobre a EKC que ignoram a dependência entre os *cross-sections*. De acordo com a tabela, o teste de LLC (Levin, Lin e Chu, 2002) e H-T (Harris e Tzavalis, 1999) apontam que as séries de emissões de carbono no painel são estacionárias, independentemente da especificação utilizada. Por seu turno, os testes de IPS (Im, Pesaran e Shin, 2003) e de M-W (Madalla e Wu, 1999) apontam a presença da raiz unitária na especificação com tendência, enquanto o teste de Breitung (2000) não rejeita a hipótese nula de raiz unitária em ambas as especificações. No caso das séries de produto, apenas o teste LLC aponta para estacionariedade.

TABELA 4  
Testes de raiz unitária de primeira geração

| Teste       | Especificação com intercepto |         |             |         |
|-------------|------------------------------|---------|-------------|---------|
|             | ln(CO <sub>2</sub> )         |         | Ln(PIB)     |         |
|             | Estatística                  | P-Valor | Estatística | P-Valor |
| LLC         | -15,50                       | 0,00    | -6,82       | 0,00    |
| IPS         | -8,36                        | 0,00    | 3,60        | 0,99    |
| H-T         | 0,93                         | 0,00    | 0,99        | 1,00    |
| Breitung    | 11,55                        | 1,00    | 29,38       | 1,00    |
| M-W lags: 0 | 570,80                       | 0,00    | 391,55      | 0,00    |

(Continua)

(Continuação)

| Teste | Especificação com intercepto |         |             |         |
|-------|------------------------------|---------|-------------|---------|
|       | Ln(CO <sub>2</sub> )         |         | Ln(PIB)     |         |
|       | Estatística                  | P-Valor | Estatística | P-Valor |
| 1     | 421,21                       | 0,00    | 195,52      | 0,72    |
| 2     | 398,14                       | 0,00    | 242,27      | 0,05    |
| 3     | 489,27                       | 0,00    | 208,53      | 0,48    |
| 4     | 399,72                       | 0,00    | 183,54      | 0,89    |

  

| Teste       | Especificação com intercepto e tendência |         |             |         |
|-------------|------------------------------------------|---------|-------------|---------|
|             | Ln(CO <sub>2</sub> )                     |         | Ln(PIB)     |         |
|             | Estatística                              | P-Valor | Estatística | P-Valor |
| LLC         | -6,88                                    | 0,00    | -2,38       | 0,01    |
| IPS         | -0,77                                    | 0,22    | 3,82        | 0,99    |
| H-T         | 0,84                                     | 0,00    | 0,95        | 1,00    |
| Breitung    | 6,99                                     | 1,00    | 12,85       | 1,00    |
| M-W lags: 0 | 315,75                                   | 0,00    | 87,69       | 1,00    |
| 1           | 198,54                                   | 0,67    | 114,22      | 1,00    |
| 2           | 157,86                                   | 1,00    | 135,26      | 1,00    |
| 3           | 252,85                                   | 0,02    | 149,41      | 1,00    |
| 4           | 233,35                                   | 0,11    | 136,61      | 1,00    |

Elaboração do autor.

Obs.: todos os testes possuem a presença de raiz unitária no painel como hipótese nula. Os testes LLC e IPS usam o critério AIC de seleção de defasagens.

Os resultados indicam a falta de robustez dos testes de raiz unitária quando se assume a independência entre os *cross-sections*, o que pode levar a equívocos na inferência posterior sobre a EKC, dependendo da escolha que o pesquisador faça. Na literatura de painel, a dependência entre os *cross-sections* é vista como surgindo de fatores comuns a todas as unidades, e os testes de segunda geração procuram testar a presença de raiz unitária no termo idiossincrático de cada série, isto é, uma vez que os fatores comuns tenham sido controlados ou estimados.

No caso de haver apenas um único fator comum na série, Pesaran (2007) propõe a estatística CIPS,<sup>25</sup> que não requer uma estimativa do fator comum, que é aproximado pela média entre os *cross-sections*. Especificamente, Pesaran (2007) considera o modelo

$$y_{it} = (1 - \rho_i)\alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

25. *Cross-section augmented* IPS; onde IPS representa o teste de Im, Pesaran e Shin (2003).

Onde  $f_t$  corresponde aos fatores comuns a todas as unidades. Pesaran usa como *proxies* do fator comum a média da série entre os *cross-sections* e sua defasagem, de modo que as estatísticas  $t$  individuais da hipótese nula de que  $\rho_i = 1$  são obtidas das seguintes regressões CADF:<sup>26</sup>

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (9)$$

$$\text{Onde } \bar{y}_t = 1/N \sum_{i=1}^N y_{it}; \bar{y}_{t-1} = 1/N \sum_{i=1}^N y_{i,t-1}$$

Para lidar com a presença de correlação serial, as regressões individuais apresentadas em (9) podem ser aumentadas com defasagens de  $\Delta y_{it}$  e  $\Delta \bar{y}_t$ . A hipótese nula é a presença da raiz unitária em todas as unidades, tal que  $b_i = 0$  para todo  $i$ , testada contra a alternativa estacionária de que  $b_i < 0$  para uma proporção fixa de unidades dos *cross-sections*. Semelhante ao teste IPS, Pesaran calcula a média das estatísticas  $t$  individuais da defasagem de  $y$  nas regressões CADF em (9) e tabula os valores críticos para diferentes  $N$  e  $T$ . A estatística CIPS é então dada por:

$$CIPS = 1/N \sum_{i=1}^N t_{b_i} \quad (10)$$

A tabela 5 mostra os resultados do teste de Pesaran (2007) para até quatro defasagens, controlando a possível presença de correlação serial.

TABELA 5  
Teste CIPS de raiz unitária de Pesaran (2007)

| Lags | Especificação com intercepto |         |             |         |
|------|------------------------------|---------|-------------|---------|
|      | ln(CO <sub>2</sub> )         |         | Ln(PIB)     |         |
|      | Estatística                  | P-Valor | Estatística | P-Valor |
| 0    | -8,08                        | 0,00    | 3,83        | 1,00    |
| 1    | -4,14                        | 0,00    | 0,08        | 0,53    |
| 2    | -2,87                        | 0,00    | -0,53       | 0,30    |
| 3    | -3,01                        | 0,00    | -0,85       | 0,20    |
| 4    | -1,92                        | 0,03    | -0,60       | 0,28    |

(Continua)

26. *Cross-sectional augmented* Dickey-Fuller.

(Continuação)

| Lags | Especificação com intercepto e tendência |         |             |         |
|------|------------------------------------------|---------|-------------|---------|
|      | ln(CO <sub>2</sub> )                     |         | Ln(PIB)     |         |
|      | Estatística                              | P-Valor | Estatística | P-Valor |
| 0    | -10,69                                   | 0,00    | 5,39        | 1,00    |
| 1    | -5,40                                    | 0,00    | -0,55       | 0,29    |
| 2    | -3,33                                    | 0,00    | -0,55       | 0,29    |
| 3    | -4,13                                    | 0,00    | -1,69       | 0,05    |
| 4    | -3,70                                    | 0,00    | -1,11       | 0,13    |

Elaboração do autor.

A tabela 5 indica que as séries de produto possuem partes idiossincráticas que são  $I(1)$ , visto que a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada. Por sua vez, de acordo com o teste CIPS, o componente idiossincrático das emissões de carbono parece ser estacionário. No entanto, Silva, Hadri e Tremayne (2009), assim como Gengenbach, Palm e Urbain (2010), mostram que, apesar de o teste CIPS de Pesaran (2007) possuir bom desempenho em amostras finitas quando há apenas um fator comum, o teste é severamente prejudicado se a hipótese de um único fator for violada.

Para o caso de múltiplos fatores comuns, investigaram-se os testes propostos por Bai e Ng (2010), que testam a presença de raiz unitária nos resíduos desfatorializados, ou seja, no componente idiossincrático. A principal diferença em relação à abordagem de Pesaran (2007) é que, em Bai e Ng (2010), os fatores comuns são explicitamente estimados, o que permite testar também a presença de raiz unitária nos fatores comuns. Bai e Ng supõem o seguinte modelo:

$$X_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (11)$$

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \quad (12)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Onde  $F_t$  é um vetor  $m$  de fatores comuns e  $e_{it}$  é o componente idiossincrático. Neste trabalho, interessa testar  $\rho_i = 0$ . Bai e Ng (2004) mostram como estimar  $\hat{F}_t$  consistentemente através de um modelo de componentes principais e, com isso, obtêm uma estimativa do componente idiossincrático  $\hat{e}_{it}$ . Bai e Ng (2010) propõem testes baseados na estimação do seguinte modelo por POLS:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Para o caso sem tendência, Bai e Ng propõem:

$$P_a = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1)}{\sqrt{2\hat{\phi}_\varepsilon^4 / \hat{\omega}_\varepsilon^4}}, \quad P_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) \sqrt{\frac{tr(\hat{e}_{-1}'\hat{e}_{-1})}{NT^2} \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^2}{\hat{\phi}_\varepsilon^4}} \quad (15)$$

$$\text{Onde } \hat{\rho}^+ = \hat{\rho} - \frac{NT\hat{\lambda}_\varepsilon}{tr(\hat{e}_{-1}'\hat{e}_{-1})} \text{ e } PMSB = \frac{\sqrt{N}(\frac{tr(\hat{e}_{-1}'\hat{e}_{-1})}{NT^2} - \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^2}{2})}{\sqrt{\hat{\phi}_\varepsilon^4 / 3}} \quad (16)$$

Para o caso com tendência, as estatísticas de teste são:

$$P_a = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1)}{\sqrt{(36/5)\hat{\phi}_\varepsilon^4 \hat{\sigma}_\varepsilon^4 / \hat{\omega}_\varepsilon^8}}, \quad P_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) \sqrt{\frac{tr(\hat{e}_{-1}'\hat{e}_{-1})}{NT^2} \frac{5\hat{\omega}_\varepsilon^6}{6\hat{\phi}_\varepsilon^4 \hat{\sigma}_\varepsilon^4}} \quad (17)$$

$$\text{Onde } \hat{\rho}^+ = \hat{\rho} + \frac{3}{T} \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\omega}_\varepsilon^2} \text{ e } PMSB = \frac{\sqrt{N}(\frac{tr(\hat{e}_{-1}'\hat{e}_{-1})}{NT^2} - \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^2}{6})}{\sqrt{\hat{\phi}_\varepsilon^4 / 45}} \quad (18)$$

Os parâmetros de estorvo são calculados a partir das variâncias de curto e longo prazo dos resíduos  $AR(1)$   $\hat{\varepsilon} = \hat{e} - \rho \hat{e}_{-1}$ .<sup>27</sup> Então, sob a hipótese nula de  $\rho_i = 0$  para todo  $i$ , todas as estatísticas propostas convergem para distribuição a normal padrão, ou seja, rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5% se a estatística de teste for menor que -1,645. Bai e Ng (2002) propõem critérios para estimar o número de fatores  $m$  sob a hipótese de que os fatores sejam fortes (Chudik, Pesaran e Tosetti, 2011). No entanto, Bailey, Kapetanios e Pesaran (2012) mostram que os critérios de Bai e Ng (2002) tendem a superestimar o número de fatores comuns na presença de fatores fracos. Portanto, na tabela 6, apresentam-se as conclusões dos testes de Bai e Ng (2010) assumindo diferentes valores de  $m$ .

27. Para mais detalhes, ver Bai e Ng (2010). A estimação da variância de longo prazo é feita utilizando-se o procedimento de Newey e West (1994). Os resultados mostrados na tabela 5 são baseados na função Kernel de Bartlett. Os resultados são robustos utilizando-se a Kernel espectral quadrática.

TABELA 6  
Testes de raiz unitária de Bai e Ng (2010)

| m | Especificação com intercepto             |                    |                    |                    |                    |                    |
|---|------------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|   | ln(CO <sub>2</sub> )                     |                    |                    | Ln(PIB)            |                    |                    |
|   | Pa                                       | Pb                 | PMSB               | Pa                 | Pb                 | PMSB               |
| 1 | -9,35 <sup>1</sup>                       | -6,60 <sup>1</sup> | -2,57 <sup>1</sup> | -8,65 <sup>1</sup> | -6,21 <sup>1</sup> | -2,60 <sup>1</sup> |
| 2 | -8,98 <sup>1</sup>                       | -6,26 <sup>1</sup> | -2,67 <sup>1</sup> | -8,24 <sup>1</sup> | -6,07 <sup>1</sup> | -2,46 <sup>1</sup> |
| 3 | -8,65 <sup>1</sup>                       | -6,10 <sup>1</sup> | -2,58 <sup>1</sup> | -8,74 <sup>1</sup> | -6,32 <sup>1</sup> | -2,61 <sup>1</sup> |
| m | Especificação com intercepto e tendência |                    |                    |                    |                    |                    |
|   | ln(CO <sub>2</sub> )                     |                    |                    | Ln(PIB)            |                    |                    |
|   | Pa                                       | Pb                 | PMSB               | Pa                 | Pb                 | PMSB               |
| 1 | 1,72                                     | 2,10               | 3,25               | 2,08               | 2,53               | 3,26               |
| 2 | 2,05                                     | 2,49               | 3,21               | 2,56               | 3,29               | 4,43               |
| 3 | 2,18                                     | 2,69               | 3,49               | -1,72 <sup>1</sup> | -1,60              | -1,11              |

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Os resultados da tabela 6 indicam séries estacionárias na especificação com apenas intercepto, e séries com a presença de raiz unitária na especificação com tendência. Como as emissões de carbono e o produto *per capita* são séries claramente com a presença de tendências temporais, deu-se preferência à última especificação.

Os testes de raiz unitária que levam em conta a dependência entre os *cross-sections* apresentados indicam claramente a não estacionariedade das séries de produto, mas divergem em suas conclusões a respeito das séries de emissões de carbono. O teste de Pesaran, que leva em conta apenas um fator comum, indica estacionariedade, enquanto as estatísticas de Bai e Ng, independentemente do número de fatores comuns estimados, indicam a presença de raiz unitária. Além das hipóteses sobre o número de fatores comuns, os testes realizados diferem quanto ao controle dos fatores comuns. Enquanto um usa as médias entre as unidades como *proxy*, o outro estima os fatores explicitamente. Para averiguar a origem das diferenças nos resultados, aplicou-se o teste proposto por Pesaran, Smith e Yamagata (2012), que estende o teste CIPS de Pesaran (2007) para o caso de múltiplos fatores. A ideia básica foi explorar a informação sobre os  $m$  fatores não observados que são compartilhadas por  $k$  séries temporais além da série sob investigação. Pesaran, Smith e Yamagata (2012) mostram que o limite de distribuição da nova estatística CIPS não depende do verdadeiro número de fatores  $m$  desde que  $m \leq k+1$ .

Especificamente, seja  $x$  um vetor com  $k$  variáveis que compartilhem fatores comuns com a variável em consideração  $y$ . Pesaran, Smith e Yamagata (2012) consideram, então, as seguintes regressões CADF para cada  $i$ :

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + h_i' \bar{x}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \delta_i' \Delta \bar{x}_t + e_{it} \quad (19)$$

Para lidar com a presença de correlação serial, as regressões individuais em (20) podem ser aumentadas com defasagens de  $\Delta y_{it}$ ,  $\Delta \bar{y}_t$ , e  $\Delta \bar{x}_t$ . Como antes, a estatística CIPS é calculada como a média das estatísticas  $t$  da defasagem de  $y$ , isto é:

$$CIPS = 1 / N \sum_{i=1}^N t_{b_i} \quad (20)$$

Pesaran, Smith e Yamagata (2012) tabulam os valores críticos para diferentes valores de  $k$  e do número de defasagens. A seguir, na tabela 7, apresentam-se os resultados do teste de raiz unitária com  $y = [\ln CO_2]$ , e  $X = [\ln PIB, poil]$ , onde *poil* é o preço do barril de petróleo bruto em dólares de 2009.<sup>28</sup>

TABELA 7  
Testes de raiz unitária de Pesaran, Smith e Yamagata (2012) para emissões de carbono

| Lags | Especificação com intercepto             |                    |                       |
|------|------------------------------------------|--------------------|-----------------------|
|      | $m = 2$                                  |                    | $m = 3$               |
|      | $X = [\ln pib]$                          | $X = [poil]$       | $X = [\ln pib, poil]$ |
| 0    | -2,92 <sup>3</sup>                       | -2,66 <sup>3</sup> | -3,28 <sup>3</sup>    |
| 1    | -2,50 <sup>3</sup>                       | -2,23 <sup>1</sup> | -2,78 <sup>3</sup>    |
| 2    | -2,21 <sup>1</sup>                       | -2,07              | -2,47 <sup>2</sup>    |
| 3    | -2,24 <sup>2</sup>                       | -2,11 <sup>1</sup> | -2,49 <sup>3</sup>    |
| Lags | Especificação com intercepto e tendência |                    |                       |
|      | $m = 2$                                  |                    | $m = 3$               |
|      | $X = [\ln pib]$                          | $X = [poil]$       | $X = [\ln pib, poil]$ |
| 0    | -3,71 <sup>3</sup>                       | -3,60 <sup>3</sup> | -3,83 <sup>3</sup>    |
| 1    | -3,21 <sup>3</sup>                       | -3,02 <sup>3</sup> | -3,23 <sup>3</sup>    |
| 2    | -2,97 <sup>3</sup>                       | -2,77 <sup>2</sup> | -2,90 <sup>3</sup>    |
| 3    | -3,10 <sup>3</sup>                       | -2,86 <sup>3</sup> | -2,95 <sup>3</sup>    |

Notas: <sup>1</sup> rejeição a 10%.

<sup>2</sup> rejeição a 5%.

<sup>3</sup> rejeição a 1%.

28. Os dados foram obtidos no BP Statistical Review of World Energy 2010.

Os resultados da tabela 7 indicam que, de acordo com o teste de Pesaran, Smith e Yamagata (2012), o componente idiossincrático das emissões de carbono é estacionário, independentemente se há dois ou três fatores comuns ou da variável utilizada para captar esses fatores.<sup>29</sup>

Em resumo, os resultados mostrados nesta subseção apontam para a não estacionariedade das séries investigadas e a presença de dependência entre os *cross-sections*. A análise das séries individuais na tabela 2 indica que o produto *per capita* é um processo não estacionário, e os testes em painel mostram que o mesmo vale para o componente idiossincrático. No caso das emissões de carbono, as evidências são menos conclusivas, porém as séries individuais também indicam que as emissões sejam, largamente, um processo não estacionário, apesar de, aparentemente, as emissões serem estacionárias em alguns países. Por seu turno, os testes de Pesaran (2007) e Pesaran, Smith e Yamagata (2012) apontam estacionariedade do componente idiossincrático das emissões, resultado que não é corroborado pelos testes de Bai e Ng (2010). Neste sentido, têm-se as séries de emissões de carbono como contendo uma raiz unitária, mas com o componente idiossincrático possivelmente estacionário.<sup>30</sup>

## 6.2 Estratégia de estimação

Em face dos resultados da subseção anterior, para se investigar a relação entre emissões e o crescimento econômico, são necessárias estratégias de estimação com a capacidade de lidar com a dependência entre os *cross-sections* e a presença de raiz unitária nas séries. Adicionalmente, precisa-se de uma estratégia que seja robusta à presença de uma transformação não linear de uma variável não estacionária (especificamente, potências do produto *per capita*).<sup>31</sup> Portanto, neste trabalho, o foco recairá em duas estratégias principais. Uma delas será o estimador CCEMG (*common correlated effects mean group*), proposto por Pesaran (2006). No entanto, verifica-se que o CCEMG ainda está sujeito

29. Da mesma forma, aplicou-se o teste de raiz unitária de Pesaran, Smith e Yamagata (2012) para a série de produto utilizando-se  $X = [\ln CO_2, \text{poil}]$ . Os resultados (não reportados) não rejeitam a hipótese nula de não estacionariedade.

30. Nessa conjectura, os fatores comuns das emissões seriam necessariamente  $I(1)$ . Seria possível testar diretamente essa hipótese com o procedimento de Bai e Ng (2004), no entanto, esse ponto não é fundamental para o restante do estudo.

31. Lembrar que, se uma variável puder ser representada por um ruído branco, automaticamente, seu quadrado será uma variável  $I(2)$ . E também testes de raiz unitária em painel não se aplicam a transformações não lineares de variáveis não estacionárias, pois a distribuição do teste é diferente da usual. Portanto, a partir dos testes em painel, não é possível saber se as potências do produto são  $I(1)$  ou  $I(2)$ , sendo necessária uma estratégia que seja robusta a ambos os casos.

a alguns problemas encontrados nos dados, o que motiva a aplicação da estratégia proposta por Chang, Park e Phillips (2001), que permite usar transformações não lineares de regressores não estacionários ao estimador AMG (*augmented mean group*) de Bond e Eberhardt (2009).

O CCEMG já foi aplicado anteriormente ao estudo da EKC por Arouri *et al.* (2012) e Sen e Melenberg (2011), porém, em ambos os casos, o número de *cross-sections* destes estudos é bastante reduzido (doze e nove, respectivamente), enquanto a consistência do estimador exige  $N$  e  $T$  suficientemente grandes. Ademais, como visto anteriormente, Arouri *et al.* (2012) acrescentam o consumo de energia à EKC, o que torna os resultados viesados, como demonstrado por Itkonen (2012). Por sua vez, o estimador ENNLS de Chang, Park e Phillips (2001) é aplicado por Sen e Melenberg (2011) ao pareamento de países com efeitos temporais semelhantes. Na estratégia proposta aqui, tal hipótese de efeitos temporais semelhantes é desnecessária.

Pesaran (2006) assume o seguinte modelo:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i' X_{it} + e_{it} \quad (21)$$

$$e_{it} = \gamma_i F_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$X_{it} = a_i + d_i t + \Gamma_i' F_t + v_{it} \quad (23)$$

Onde  $X_{it}$  é um vetor  $k \times 1$  de regressores observados que variam entre as unidades e no tempo (no caso,  $X = [\ln(PIB), \ln(PIB)^2]$ ) e  $F_t$  é um vetor  $m \times 1$  de fatores comuns não observados. Portanto,  $y$  e  $X$  podem compartilhar fatores comuns e  $F_t$  pode ser correlacionado com  $X_{it}$  livremente.

A presença de fatores não observados na equação de interesse faz com que a estimação de  $\beta_i$  não possa ser feita por métodos-padrão. Portanto, Pesaran sugere usar as médias entre os *cross-sections* de  $y_{it}$  e  $X_{it}$  como *proxies* dos fatores comuns e propõe, então, a estimar:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + c_i \bar{y}_t + h_i' \bar{X}_t + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

Pesaran também propõe o seguinte estimador agrupado (*mean group*), baseado nos estimadores obtidos individualmente na regressão anterior:

$$\hat{\beta}_{CCEMG} = 1 / N \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{i,CCE} \quad (25)$$

Recentemente, Kapetanios, Pesaran e Yamagata (2011) mostraram que os estimadores CCE e, conseqüentemente, o CCEMG, são robustos aos fatores comuns serem  $I(1)$ , mas o resultado é baseado na hipótese de que os erros idiossincráticos  $\mathcal{E}_{it}$  e  $\mathcal{V}_{it}$  sejam  $I(0)$ . Enquanto isto é aparentemente verdadeiro no caso de  $\mathcal{E}_{it}$  (emissões de carbono), os resultados da subseção anterior não corroboram essa hipótese para  $\mathcal{V}_{it}$  (produto *per capita*). Ademais, resta a incógnita de como o CCE se comporta na presença de transformações não lineares de regressores não estacionários.

Por conta disso, aplicou-se também o estimador AMG de Bond e Eberhardt (2009). O estimador AMG é semelhante ao CCEMG, porém, em vez de usar as médias entre os *cross-sections* como *proxies* para os fatores comuns, Bond e Eberhardt estimam uma função  $h(\cdot)$  dos fatores comuns  $F_t$ . Portanto, trata-se de um estimador de dois estágios. No primeiro, para se estimar a função dos fatores comuns, estima-se um modelo de primeiras diferenças agrupado (FD-POLS), com  $T-1$  *dummies* de cada período em primeira diferença:

$$\Delta y_{it} = b' \Delta X_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it} \quad (26)$$

$$\hat{c}_t \equiv \hat{\mu}_t^* = h(\bar{\lambda} F_t) \quad (27)$$

No segundo estágio, incluímos a variável estimada  $\hat{\mu}_t^*$  em cada uma das  $N$  regressões individuais, e o estimador AMG é calculado como a média dos  $N$  coeficientes individuais:<sup>32</sup>

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i' X_{it} + d_i \hat{\mu}_t^* + e_{it} \quad (28)$$

$$\hat{\beta}_{AMG} = 1 / N \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (29)$$

32. Bond e Eberhardt (2009), através de simulações de Monte Carlo, mostram que os modelos AMG e CCEMG possuem desempenho semelhante em amostras pequenas.

$$\hat{\Sigma}_{AMG} = 1/(N-1) \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{AMG})(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{AMG})' \quad (30)$$

No entanto, dada a presença de transformações não lineares de regressores não estacionários, estimou-se cada regressão do segundo estágio aplicando-se o método ENNLS (*efficient nonstationary nonlinear least squares*) de Chang, Park e Phillips (2001). O método proposto pelos autores se aplica a modelos não lineares dados por:

$$y_t = \alpha + \delta t + a' w_t + q(X_t, \beta) + u_t \quad (31)$$

Onde  $w_t$  são variáveis estacionárias,  $X_t$  são variáveis integradas e  $q(.,.)$  pode ser qualquer função integrável ou assintoticamente homogênea, como é o caso da função polinomial estudada aqui.

Chang, Park e Phillips (2001) mostram que estimar o modelo em (31) por mínimos quadrados não lineares (NLS) na presença de variáveis integradas é consistente, porém não eficiente. Portanto, propõem um método eficiente composto por dois estágios. No primeiro, estimam o modelo por NLS e computam  $\hat{u}_t$ ; posteriormente utilizam o seguinte VAR:

$$v_t = \hat{\Pi}_1 v_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad (32)$$

Onde  $v_t = \Delta x_t$ . A seguir transformam a variável dependente para obter o estimador eficiente:

$$y_t^* = y_t - \hat{\sigma}_{u\varepsilon} \hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} \hat{\varepsilon}_{t+1} \quad (33)$$

Onde

$$\hat{\sigma}_{u\varepsilon} = 1/N \sum \hat{u}_t \hat{\varepsilon}_{t+1}' \text{ e } \hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon} = 1/N \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$$

O estimador ENNLS é obtido estimando-se o modelo (31) por NLS usando  $y_t^*$  como variável dependente.

## 7 RESULTADOS

A seguir, discutem-se os resultados empíricos encontrados sobre a EKC aplicando-se os modelos apresentados na seção anterior. No entanto, à guisa de comparação, estimaram-se vários modelos que diferem em termos de hipóteses sobre a dependência entre os *cross-sections* e a homogeneidade nos parâmetros. Com o intuito de diagnosticar a validade de cada modelo, aplicaram-se os testes de dependência entre *cross-sections* e testes de raiz unitária sobre os resíduos estimados. Estudaram-se as relações quadrática e cúbica da EKC.

### 7.1 Modelos com parâmetros homogêneos

A tabela 8 mostra os resultados dos modelos que assumem homogeneidade nos parâmetros. Apresentam-se os resultados para os modelos de painel padrões (POLS, primeiras diferenças, efeito fixo e efeito aleatório), os quais assumem, ainda, a independência entre os *cross-sections*. Adicionalmente, apresenta-se o estimador CCEP, que é simplesmente o CCEMG com  $\beta_i = \beta$  para todo  $i$ , ou seja, assume a homogeneidade nos parâmetros, mas não a independência entre os *cross-sections*. No painel A da tabela 8, observa-se o modelo quadrático da EKC, e no painel B, o modelo cúbico. Indicam-se o formato da curva encontrada e os respectivos pontos de inflexão em dólares *per capita* a preços de 1990.<sup>33</sup>

No painel A da tabela 8, os modelos tradicionais de painel confirmam as estimativas encontradas na literatura. Os modelos POLS, efeitos fixos e efeitos aleatórios indicam uma EKC significativa com formato de U invertido, ou seja, com  $\beta_2$  negativo. O POLS indica um ponto de inflexão extremamente elevado (cerca de US\$ 129 mil *per capita*), enquanto os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios indicam pontos de inflexão dentro da amostra (cerca de US\$ 27 mil e US\$ 30 mil, respectivamente). No entanto, o diagnóstico destes modelos não é favorável. O teste de dependência entre *cross-sections* de Pesaran (2004) aplicados sobre os resíduos rejeitam claramente a independência, ao passo que o teste de Pesaran (2007) indica a presença de raiz unitária nos resíduos dos três modelos, indicando que os resultados encontrados são possivelmente espúrios.<sup>34</sup>

33. Todos os modelos são estimados com *dummies* temporais.

34. Quando os resultados apontam a dependência entre os resíduos, aplica-se o teste de raiz unitária de Pesaran (2007). Se os resultados apontam a independência, aplica-se o teste de Madalla e Wu (1999).

Contudo, os outros dois modelos reportados no painel A da tabela 8 não apresentam uma EKC com o formato de U invertido. O modelo de primeiras diferenças não encontra uma relação significativa entre emissões e produto, o mesmo que indica o modelo CCEP, que leva em consideração a dependência entre os *cross-sections*. Vale notar que o teste de raiz unitária não aponta a presença de não estacionariedade nos resíduos destes dois modelos. Isto indica que o quadrado do produto provavelmente não é uma variável  $I(2)$ , o que levaria sua primeira diferença a ser  $I(1)$  e, portanto, causaria o resíduo do modelo FD a ser não estacionário.

TABELA 8  
EKC – Modelos homogêneos

| Painel A: Quadrática      | POLS                            | FE                             | RE                              | FD                | CCEP                 |
|---------------------------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|-------------------|----------------------|
| ln(PIB)                   | 4,542<br>(0,817) <sup>2</sup>   | 3,452<br>(0,573) <sup>2</sup>  | 3,546<br>(0,570) <sup>2</sup>   | 0,258<br>(0,532)  | 0,712<br>(0,918)     |
| ln(PIB) <sup>2</sup>      | -0,193<br>(0,049) <sup>2</sup>  | -0,169<br>(0,033) <sup>2</sup> | -0,172<br>(0,033) <sup>2</sup>  | 0,014<br>(0,035)  | -0,00026<br>(0,0554) |
| CD                        | 11,35                           | 6,5                            | 6,9                             | 10,56             | 0,23                 |
| <i>P-valor</i>            | 0,000                           | 0,000                          | 0,000                           | 0,000             | 0,822                |
| RU                        | $I(1)$                          | $I(1)$                         | $I(1)/I(0)$                     | $I(0)$            | $I(0)$               |
| Formato                   | U invertido                     | U invertido                    | U invertido                     | —                 | —                    |
| Ponto de inflexão (US\$)  | 128906.1                        | 27255.69                       | 29975.62                        | —                 | —                    |
| Painel B: Cúbica          | POLS                            | FE                             | RE                              | FD                | CCEP                 |
| ln(PIB)                   | -11,233<br>(5,298) <sup>1</sup> | -9,997<br>(4,720) <sup>1</sup> | -10,429<br>(4,621) <sup>1</sup> | -2,063<br>(3,022) | -8,227<br>(7,780)    |
| ln(PIB) <sup>2</sup>      | 1,767<br>(0,660) <sup>2</sup>   | 1,502<br>(0,571) <sup>2</sup>  | 1,563<br>(0,559) <sup>2</sup>   | 0,308<br>(0,362)  | 1,129<br>(0,949)     |
| ln(PIB) <sup>3</sup>      | -0,08<br>(0,027) <sup>2</sup>   | -0,068<br>(0,023) <sup>2</sup> | -0,071<br>(0,022) <sup>2</sup>  | -0,012<br>(0,014) | -0,047<br>(0,038)    |
| CD                        | 9,53                            | 7,63                           | 7,74                            | 10,6              | 0,68                 |
| <i>P-valor</i>            | 0,000                           | 0,000                          | 0,000                           | 0,000             | 0,496                |
| RU                        | $I(1)$                          | $I(1)/I(0)$                    | $I(1)$                          | $I(0)$            | $I(0)$               |
| Formato                   | <i>N</i>                        | <i>N</i>                       | <i>N</i>                        | —                 | —                    |
| Pontos de inflexão (US\$) | 103,73<br>23.937,6              | 160,98<br>15.432,28            | 168,68<br>14.017,4              | —                 | —                    |

Elaboração do autor.

Notas: <sup>1</sup> Significante a 10%.

<sup>2</sup> Significante a 5%.

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Todos os modelos são estimados com *dummies* temporais.

As conclusões a respeito da EKC mudam quando se investiga a forma cúbica da relação entre emissões e produto no painel B. Os modelos POLS, FE e RE encontram uma relação significativa, porém, com o formato de N, ou seja, as emissões aumentariam inicialmente com a renda até o ponto em que passariam a diminuir em níveis intermediários do produto *per capita*, para, novamente, aumentar com a renda em patamares mais elevados do produto. No entanto, os pontos de inflexão encontrados são pouco plausíveis. De acordo com os resultados destes modelos no painel B, as emissões aumentariam até um nível de renda *per capita* muito baixo (no máximo US\$ 169, modelo RE) e, a partir daí, declinariam até um nível relativamente elevado de renda (cerca de US\$ 15 mil nos modelos FE e RE, e US\$ 24 mil no POLS), para depois tornar a subir. É pouco provável que a relação entre emissões e renda seja negativa em estágios iniciais de renda, indicando que o resultado encontrado seja espúrio como sugerem os testes de raiz unitária. Por sua vez, assim como no painel A, os modelos FD e CCEP não encontram uma relação significativa.

De modo geral, os resultados mostrados na tabela 8 condizem com o que é encontrado comumente na literatura. Uma EKC é encontrada com modelos de efeitos fixos ou efeitos aleatórios,<sup>35</sup> ao mesmo tempo que uma relação com formato de N é encontrada quando se estima a relação cúbica. No entanto, a tabela reforça a importância de se estimar modelos adequados à estrutura dos dados, isto é, modelos que levem em consideração a presença de variáveis integradas e a dependência entre as unidades de *cross-sections*. Tanto o modelo FD, que leva em conta o problema de raiz unitária, e o CCEP, que considera a dependência entre os *cross-sections*, não encontram uma EKC.<sup>36</sup>

## 7.2 Modelos com parâmetros heterogêneos

A seguir, na tabela 9, apresentam-se os resultados de modelos de painel heterogêneo, inclusive os modelos expostos na seção 6. Apresenta-se também o modelo *mean group* (MG), de Pesaran e Smith (1995), que leva em consideração a heterogeneidade nos parâmetros, porém assume independência entre os *cross-sections*.<sup>37</sup>

35. Os testes de Hausman, inclusive robusto à correlação serial, rejeitam a hipótese nula de que os dois modelos não possuem diferenças sistemáticas, o que indica que o modelo FE deveria ser usado.

36. Lembrando que o CCEP é também robusto à presença de raiz unitária no fator comum.

37. O modelo MG estima uma equação para cada unidade do *cross-section* e posteriormente calcula a média dos parâmetros, mas sem introduzir as médias temporais que controlam a dependência entre as unidades, como no modelo CCE.

Novamente, no painel A, mostra-se a especificação quadrática. Para averiguar a importância da heterogeneidade nos parâmetros e a dependência entre os *cross-sections*, podem-se comparar os modelos MG, FE e CCEP. O modelo FE é semelhante ao MG, mas impõe  $\beta_i = \beta$  para todo  $i$ , e que os efeitos temporais sejam idênticos em cada país. Por outro lado, O CCEP também impõe  $\beta_i = \beta$  para todo  $i$ , porém permite efeitos temporais diferentes para cada país como o MG, mas não assume a independência entre as unidades.

De acordo com os resultados da tabela 9, percebe-se que a dependência entre os *cross-sections* afeta mais as estimativas que apenas a heterogeneidade entre os parâmetros.<sup>38</sup> O modelo MG no painel A encontra uma curva de Kuznets ambiental com o formato de U invertido e um ponto de inflexão calculado em cerca de US\$ 20 mil, resultado muito mais próximo ao FE do que ao CCEP. No entanto, o teste de Pesaran (2004) detecta uma forte correlação entre as unidades, o que pode causar um viés nas estimativas dos coeficientes. O teste de raiz unitária rejeita a hipótese nula de não estacionariedade, indicando que, para alguns dos países, os resíduos são estacionários.

TABELA 9  
EKC – Modelos heterogêneos

| Painel A: Quadrática     | MG                              | CCEMG                          | AMG-ENNLs                       |
|--------------------------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| ln(PIB)                  | 6,628<br>(1,479) <sup>3</sup>   | -4,889<br>(2,315) <sup>2</sup> | -4,800<br>(2,2906) <sup>2</sup> |
| ln(PIB) <sup>2</sup>     | -0,334<br>(0,087) <sup>3</sup>  | 0,393<br>(0,157) <sup>2</sup>  | 0,38<br>(0,154) <sup>2</sup>    |
| CD                       | 31,47                           | 3,82                           | 3,97                            |
| P-valor                  | 0,000                           | 0,000                          | 0,000                           |
| RU                       | I(0)                            | I(0)                           | I(0)                            |
| Formato                  | U invertido                     | U                              | U                               |
| Ponto de inflexão (US\$) | 20.376,9                        | 502,8                          | 553,24                          |
| Painel B: Cúbica         | MG                              | CCEMG                          | AMG-ENNLs                       |
| ln(PIB)                  | -55,603<br>(27,06) <sup>3</sup> | -79,086<br>(66,617)            | -21,173<br>(19,782)             |
| ln(PIB) <sup>2</sup>     | 7,727<br>(3,396) <sup>3</sup>   | 8,616<br>(9,25)                | 10,027<br>(5,541) <sup>2</sup>  |

(Continua)

38. O que não significa que os parâmetros sejam homogêneos, como será visto a seguir.

(Continuação)

| Painel A: Quadrática      | MG                             | CCEMG             | AMG-ENNLS         |
|---------------------------|--------------------------------|-------------------|-------------------|
| $\ln(\text{PIB})^3$       | -0,322<br>(0,140) <sup>3</sup> | -0,301<br>(0,436) | -0,396<br>(0,249) |
| CD                        | 26,68                          | 4,71              | 1,75              |
| <i>P-valor</i>            | 0,000                          | 0,000             | 0,080             |
| RU                        | /(0)                           | /(0)              | /(0)              |
| Formato                   | <i>N</i>                       | –                 | –                 |
| Pontos de inflexão (US\$) | 237.886,9<br>36.520,99         | –<br>–            | –<br>–            |

Notas: <sup>1</sup> Significante a 10%.

<sup>2</sup> Significante a 5%.

<sup>3</sup> Significante a 1%.

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Todos os modelos são estimados com tendência temporal.

As conclusões são bem diferentes quando olhamos os modelos CCEMG e AMG-ENNLS. Ambos apresentam resultados semelhantes e apontam uma relação com o formato de U, porém, com um ponto de inflexão bastante reduzido (pouco mais de US\$ 500 *per capita*), o que implica praticamente em uma relação crescente das emissões com o nível de renda. Vale lembrar que o CCEMG e o AMG-ENNLS, além de levarem em conta a dependência entre os *cross-sections*, permitem a presença de variáveis com raiz unitária, sendo o AMG-ENNLS robusto ainda a transformações não lineares de variáveis não estacionárias. Desta forma, levando em conta as propriedades das séries estudadas, não encontramos evidências de uma EKC. No painel B, apresentam-se os resultados dos modelos heterogêneos para a especificação cúbica. Os modelos CCEMG e AMG-ENNLS não encontram uma relação estatisticamente significativa.

No apêndice A, mostram-se as regressões individuais dos modelos CCE e AMG-ENNLS, que formam os resultados do painel A na tabela 9. Por um lado, para o CCE, a EKC foi encontrada em 25 dos 104 países, menos de um quarto da amostra. Por outro lado, uma curva com o formato de U foi encontrada em 29 países. Para os demais países não houve uma relação estatisticamente significativa entre emissões e renda (exceto Iugoslávia, onde foi encontrada uma relação crescente). Vale notar que, entre os 28 países da OCDE contidos na amostra, a EKC foi encontrada em apenas onze deles, e alguns países, como o Japão, a França e a Suíça, apresentaram um ponto de inflexão bastante elevado. Portanto, para o CCE, não há evidências de uma EKC generalizada, mesmo entre os países desenvolvidos.

Para o modelo AMG, há evidências de EKC em 32 países (cerca de 30% da amostra), e uma curva com formato de U em 39 países. Porém, da mesma forma, entre os países da OCDE, foram encontradas uma EKC em treze países, apenas dois a mais que o CCE. De modo geral, dos resultados mostrados nas tabelas do apêndice, pode-se perceber que há uma imensa heterogeneidade entre os países. Ao mesmo tempo que uma EKC seria detectada em alguns países, uma relação virtualmente crescente (formato de U, porém com ponto de inflexão baixo) é indicada em vários outros, mesmo quando se verifica apenas entre os países desenvolvidos.

## 8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este texto procurou investigar a relação entre as emissões de dióxido de carbono e o crescimento econômico, considerando, particularmente, a prevalência da chamada curva de Kuznets ambiental. Resenhou-se uma imensa literatura que trata do tema, e que chega aos mais variados resultados. Uma EKC é geralmente encontrada quando se aplicam métodos tradicionais de painel, como os modelos de efeitos fixos ou efeitos aleatórios, entretanto, o suporte para a curva de Kuznets ambiental é mais escasso em modelos que procuram levar em consideração as propriedades de séries temporais. Estas conclusões são corroboradas neste estudo.

A análise dos dados indicou uma forte correlação entre os *cross-sections* e a presença de variáveis não estacionárias. A presença de dependência entre os *cross-sections* torna inválidos os testes de raiz unitária e de cointegração tradicionais (chamados de primeira geração). Os testes de raiz unitária de segunda geração aplicados neste estudo indicam claramente a não estacionariedade da parte idiossincrática das séries de produto, no entanto, para as séries de emissões de carbono, as conclusões são menos robustas, com os testes de Pesaran (2007) e Pesaran, Smith e Yamagata (2012) indicando estacionariedade do termo idiossincrático, e os testes de Bai e Ng (2010), a presença de raiz unitária. Como notado em parte da literatura, a presença de transformações não lineares de variáveis integradas em dados em painel torna os resultados problemáticos, visto que não há ainda uma distribuição assintótica para este caso.

Nesse estudo, confirma-se a sensibilidade das conclusões sobre a EKC quando alteram-se o método de estimação e a forma funcional. A EKC é encontrada pelos métodos tradicionais de painel, resultado que não se deve apenas à heterogeneidade entre os painéis, visto que uma EKC também é encontrada pelo MG de Pesaran e Smith (1995).

No entanto, modelos que levam em consideração a dependência entre os *cross-sections* e a não estacionariedade das séries não indicam a existência de uma EKC. O estimador CCEMG, de Pesaran (2006), apesar de robusto à presença de não estacionariedade nos fatores comuns que causam a dependência entre os *cross-sections*, ainda pode ser sensível à não estacionariedade nos componentes idiossincráticos, além de possivelmente ser afetado pela transformação não linear de variáveis integradas. Para evitar que estes resultados sejam creditados a estes problemas, estimou-se o modelo AMG, de Bond e Eberhardt (2009), porém estimando-se cada equação pelo ENLLS, de Chang, Park e Phillips (2001).

Também não se encontram evidências de uma EKC a partir de uma especificação cúbica. No entanto, os resultados dos países individuais revelam uma grande heterogeneidade da relação entre emissões e crescimento econômico, mesmo quando se olha apenas para os países desenvolvidos. Isto indica que as diferenças encontradas não devem ser apenas atribuídas ao estágio de desenvolvimento econômico em que cada país se encontra, mas, sim, que há diferenças estruturais nesta relação entre as diferentes nações.

Dos resultados encontrados neste estudo, somados à grande quantidade de estudos na literatura, confirma-se a dificuldade de se estabelecer a validade da EKC para as emissões de dióxido de carbono. Ademais, dada a grande heterogeneidade entre os países, percebe-se que se poderá dizer pouco sobre a sustentabilidade do desenvolvimento a partir de estimativas na forma reduzida da relação entre degradação ambiental e crescimento, como é o caso da EKC. Mais promissor seria explicar as diferenças entre os países, testando diretamente alternativas teóricas a partir de modelos estruturais.

## REFERÊNCIAS

- AKBOSTANCI, E.; TURUT-ASIK, S.; TUNÇ, G. The relationship between income and environment in Turkey: is there an environmental Kuznets curve? **Energy policy**, v. 37, p. 861-867, 2009.
- ANDERSON, J.; LINDROTH, M. Ecologically unsustainable trade. **Ecological economics**, v. 37, p. 113-122, 2001.
- ANG, J. CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, and output in France. **Energy policy**, v. 35, p. 4.772-4.778, 2007.
- ANSUATEGI, A.; BARBIER, E.; PERRINGS, C. The environmental Kuznets curve. *In*: VAN DEN BERGH, J.; HOFKES, M.; DINDA, S. (Eds.). **Theory and implementation of sustainable development modelling**. Dordrecht: Kluwer Academic, 1998.
- ANTWEILER, W.; COPELAND, B.; TAYLOR, M. Is free trade good for the environment? **American economic review**, v. 91, n. 4, p. 877-908, 2001.
- APERGIS, N.; PAYNE, J. Energy consumption and economic growth in Central America: evidence from a panel cointegration and error correction model. **Energy economics**, v. 31, p. 211-216, 2009.
- \_\_\_\_\_. The emissions, energy consumption, and growth nexus: evidence from the commonwealth of independent states. **Energy policy**, v. 38, p. 650-655, 2010.
- AROURI, M. *et al.* **Energy consumption, economic growth and CO<sub>2</sub> emissions in Middle East and North African countries**. Paris: CESifo, 2012. (CESifo Working Paper, n. 37.260).
- ASLANIDIS, N.; IRANZO, S. Environment and development: is there a Kuznets curve for CO<sub>2</sub> emissions? **Applied economics**, v. 41, p. 803-810, 2009.
- ASLANIDIS, N.; XEPAPADEAS, A. Smooth transition pollution-income paths. **Ecological economics**, v. 57, p. 182-189, 2006.
- AZOMAHOU, T.; LAISNEY, F.; PHU-NGAYEN, V. Economic development and CO<sub>2</sub> emissions: a non parametric panel approach. **Journal of public economics**, v. 90, p. 1.347-1.363, 2006.
- BAGLIANI, M.; BRAVO, G.; DALMAZZONE, S. A consumption-based approach to environmental Kuznets curves using the ecological footprint indicator. **Ecological economics**, v. 65, n. 3, p. 650-661, 2008.
- BAI, B. J.; NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. **Econometrica**, v. 70, p. 191-221, 2002.

\_\_\_\_\_. A panic attack on unit roots and cointegration. **Econometrica**, v. 72, p. 1.127-1.177, 2004.

\_\_\_\_\_. Panel unit root tests with cross-section dependence: a further investigation. **Econometric theory**, v. 26, p. 1.088-1.114, 2010.

BAILEY, N.; KAPETANIOS, G.; PESARAN, M. **Exponents of cross-sectional dependence: estimation and inference**. Munich: CESifo Group, 2012. (CESifo Working Paper, n. 3.722).

BARBIER, E. Introduction to the environmental Kuznets curve special issue. **Environment and development economics**, v. 2, n. 4, p. 369-381, 1997.

BARBIER, E.; BURGESS, J. The economics of tropical deforestation. **Journal of economic surveys**, v. 15, p. 413-433, 2001.

BARTLETT, B. The high cost of turning green. **Wall Street journal**, New York, 14 Sept. 1994. Sec. A, p. 18.

BECKERMAN, W. Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment? **World development**, v. 20, p. 481-496, 1992.

BEEDE, D.; WHEELER, D. **Measuring and explaining cross establishment variation in the generation and management of industrial waste**. Washington: World Bank, 1992. (Background Paper for the World Development Report).

BERTINELLI, L.; STROBL, E. The environmental Kuznets curve semi-parametrically revisited. **Economics letters**, v. 88, p. 350-357, 2005.

BHATTARAI, M.; HAMMIG, M. Institutions and the environmental Kuznets curve for deforestation: a cross-country analysis for Latin America, Africa and Asia. **World development**, v. 29, n. 6, p. 995-1.010, 2001.

\_\_\_\_\_. Governance, economic policy and the environmental Kuznets curve for natural tropical forests. **Environment and development economics**, v. 9, n. 3, p. 367-382, 2004.

BINDER, S.; NEUMAYER, E. Environmental pressure group strength and air pollution: an empirical analysis. **Ecological economics**, v. 55, n. 4, p. 527-538, 2005.

BIRDSALL, N.; WHELLER, D. Trade policy and industrial pollution in Latin America: where are the pollution havens? *In*: LOW, P. (Ed.). **International trade and the environment**. Washington: World Bank, 1992. (World Bank Discussion Paper, n. 159, p. 159-167).

BOND, S.; EBERHARDT, M. **Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator**. *In*: NORDIC ECONOMETRICS MEETING, 5. Lund: Oct. 2009.

BRADFORD, D. *et al.* The environmental Kuznets curve: exploring a fresh specification. **Contributions to economic analysis and policy**, v. 4, n. 1, Article 5, 2005.

BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. *In*: BALTAGI, B. (Ed.). **Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels**. Amsterdam: Elsevier, 2000. p. 161-177.

\_\_\_\_\_. A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. **Econometric reviews**, v. 24, p. 151-173, 2005.

BROCK, W.; TAYLOR, M. Economic growth and the environment: a review of theory and empirics. *In*: DURLAUF, S.; AGHION, P. (Eds.). **The handbook of economic growth**. Amsterdam: North Holland, 2005.

BULTE, E.; VAN SOEST, D. Environmental degradation in developing countries: households and the (reverse) environmental Kuznets curve. **Journal of development economics**, v. 65, p. 225-235, 2001.

CANAS, A.; FERRÃO, P.; CONCEIÇÃO, P. A new environmental Kuznets curve? Relationship between direct material input and income per capita: evidence from industrialized countries. **Ecological economics**, v. 46, p. 217-229, 2003.

CARRION-I-SILVESTRE, J.; BARRIO-CASTRO, T.; LOPEZ-BAZO, E. Breaking the panels: an application to the GDP *per capita*. **Econometrics journal**, v. 8, n. 2, p. 159-175, 2005.

CHANG, Y.; PARK, J.; PHILLIPS, P. Nonlinear econometric models with cointegrated and deterministically trending regressors. **Econometrics journal**, v. 4, p. 1-36, 2001.

CHINTRAKARN, P.; MILLIMET, D. The environmental consequences of trade: evidence from subnational trade flows. **Journal of environmental economics and management**, v. 52, n. 1, p. 430-453, 2006.

CHUDIK, A.; PESARAN, M.; TOSETTI, E. Weak and strong cross section dependence and estimation of large panels. **Econometrics journal**, v. 14, p. C45-C90, 2011.

COLE, M. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages. **Ecological economics**, v. 48, n. 1, p. 71-81, 2004.

\_\_\_\_\_. Corruption, income and the environment: an empirical analysis. **Ecological economics**, v. 62, n. 4, p. 637-647, 2007.

COLE, M.; RAYNER, A.; BATES, J. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. **Environment and development economics**, v. 2, n. 3, p. 401-416, 1997.

COPELAND, B.; TAYLOR, M. **Trade and the environment**: theory and evidence. Princeton: Princeton University Press, 2003.

\_\_\_\_\_. Trade, growth, and the environment. **Journal of economic literature**, v. 42, p. 7-71, 2004.

\_\_\_\_\_. Free trade and global warming: a trade theory view of the Kyoto Protocol. **Journal of environmental economics and management**, v. 49, n. 2, p. 205-234, 2005.

CROPPER, M.; GRIFFITHS, C. The interaction of population, growth and environmental quality. **American economic review**, v. 84, p. 250-254, 1994.

DE BRUYN, S.; VAN DEN BERGH, J.; OPSCHOOR, J. Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. **Ecological economics**, v. 25, p. 161-175, 1998.

DEAN, J. Testing the impact of trade liberalization on the environment: theory and evidence. **Canadian journal of economics**, v. 35, n. 4, p. 819-42, 2002.

DIJKGRAAF, E.; VOLLEBERGH, H. **Growth and environment**: is there a Kuznets curve for carbon emissions? In: ESEE CONFERENCE, 2. Geneva: University of Geneva, 1998.

\_\_\_\_\_. A test for parameter homogeneity in CO<sub>2</sub> panel EKC estimations. **Environmental and resource economics**, v. 32, n. 2, p. 229-239, 2005.

DINDA, S. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. **Ecological economics**, v. 49, p. 431-455, 2004.

DINDA, S.; COONDOO, D. Income and emission: a panel data-based cointegration analysis. **Ecological economics**, v. 57, p. 167-181, 2006.

DONG, B.; WANG, F.; WANG, Y. **Trade, leakage and consumption-based EKC**. Beijing: University of International Business and Economics, 2011. (Department of Economics, School of International Trade and Economics Working Paper).

EDERINGTON, J.; LEVINSON, A.; MINIER, J. Footloose and pollution-free. **Review of economics and statistics**, v. 87, n. 1, p. 92-99, 2005.

EHRHARDT-MARTINEZ, K.; CRENSHAW, E.; JENKINS, G. Deforestation and the environmental Kuznets curve: a cross-national investigation of intervening mechanisms. **Social science quarterly**, v. 83, p. 226-243, 2002.

EKINS, P. The Kuznets Curve for the environment and economic growth: examining the evidence. **Environment and planning A**, v. 29, p. 805-830, 1997.

FRANKEL, J. **Environmental effects of international trade**. Cambridge: John F. Kennedy School of Government - Harvard University, 2009. (Faculty Research Working Paper Series).

FRANKEL, J.; ROSE, A. Is trade good or bad for the environment? Sorting out the causality. **Review of economics and statistics**, v. 87, n. 1, 2005.

GALE, L.; MENDEZ, J. The empirical relationship between trade, growth and the environment. **International review of economics & finance**, v. 7, n. 1, p. 53-61, 1998.

GALEOTTI, M.; LANZA, A. Richer and cleaner? A study on carbon dioxide emissions by developing countries. **Energy policy**, v. 27, p. 565-573, 1999.

GALEOTTI, M.; LANZA, A.; PAULI, F. Reassessing the environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub> emissions: a robustness exercise. **Ecological economics**, v. 57, p. 152-163, 2006.

GALEOTTI, M.; MANERA, M.; LANZA, A. On the robustness of robustness checks of the environmental Kuznets curve. **Environmental and resource economics**, v. 42, p. 551-574, 2009.

GENGENBACH, C.; PALM, F.; URBAIN, J. Panel unit root tests in the presence of cross-sectional dependencies: comparison and implications for modeling. **Econometric reviews**, v. 29, p. 111-145, 2010.

GHERTNER, D.; FRIPP, M. Trading away damage: quantifying environmental leakage through consumption-based, life-cycle analysis. **Ecological economics**, v. 63, n. 3, p. 563-577, 2007.

GROSSMAN, G. Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement. *In*: GARBER, P. (Ed.). **The U.S. – Mexico Free Trade Agreement**. Cambridge: MIT Press, 1994. p. 13-56.

GROSSMAN, G.; KRUEGER, A. B. **Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement**. Washington: NBER, 1991. (Working Paper, n. 3.914).

\_\_\_\_\_. Economic growth and the environment. **Quarterly journal of economics**, v. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.

HARBAUGH, W.; LEVINSON, A.; WILSON, D. Re-examining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve. **The review of economics and statistics**, v. 84, n. 3, p. 541-551, 2002.

HARRIS, R.; TZAVALLIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. **Journal of econometrics**, v. 91, p. 201-226, 1999.

HETTIGE, H.; LUCAS, R.; WHEELER, D. The toxic intensity of industrial production: global patterns, trends and trade policy. **American economic review**, v. 82, n. 2, p. 478-81, 1992.

HETTIGE, H.; MANI, M.; WHEELER, D. Industrial pollution in economic development: the environmental Kuznets curve revisited. **Journal of development economics**, v. 62, p. 445-476, 2000.

HOLTZ-EAKIN, D.; SELDEN, T. Stoking the fires? CO<sub>2</sub> emissions and economic growth. **Journal of public economics**, v. 57, p. 85-101, 1995.

HONG, S.; WAGNER, M. **Cointegrating polynomial regression: fully modified OLS estimation and inference**. Vienna: Institute for Advanced Studies, 2011. (Economics Series, n. 264).

HORVATH, R. **Energy consumption and the environmental Kuznets curve debate**. Sydney: Department of Geography, University of Sydney, 1997. Mimeografado.

IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

ITKONEN, J. Problems estimating the carbon Kuznets curve. **Energy**, v. 39, p. 274-280, 2012.

JAEGER, W.; PATEL, S.; PINCKNEY, T. Smallholder wood production and population pressure in East Africa: evidence of an environmental Kuznets curve? **Land economics**, v. 71, p. 1-21, 1995.

JAYADEVAPPA, R.; CHHATRE, S. International trade and environmental quality: a survey. **Ecological economics**, v. 32, p. 175-194, 2000.

JHA, S. The Kuznets curve: a reassessment. **World development**, v. 24, n. 4, p. 773-780, 1996.

JHA, S.; MURPHY, K. **A consumption based human development index and the global environmental Kuznets curve**. Sydney: Australian National University, 2004. (Economics RSPAS Departmental Working Papers, 2003-2004).

KANDER, A. Baumol's disease and dematerialization of the economy. **Ecological economics**, v. 55, p. 119-130, 2005.

KAPETANIOS, G.; PESARAN, M.; YAMAGATA, T. Panels with non-stationary multifactor error structures. **Journal of econometrics**, v. 160, n. 2, p. 326-348, 2011.

KAUFMANN, R. *et al.* The determinants of atmospheric SO<sub>2</sub> concentrations: reconsidering the environmental Kuznets curve. **Ecological economics**, v. 25, p. 209-220, 1998.

KEARSLEY, A.; RIDDEL, M. A further inquiry into the Pollution Haven Hypothesis and the environmental Kuznets curve. **Ecological economics**, v. 69, p. 905-919, 2010.

KELLENBERG, D. A reexamination of the role of income for the trade and environment debate. **Ecological economics**, v. 68, n. 1, p. 106-115, 2008.

KOOP, G.; TOLE, L. Is there an environmental Kuznets curve for deforestation? **Journal of development economics**, v. 58, p. 231-244, 1999.

LANTZ, V. Is there an environmental Kuznets curve for clear cutting in Canadian forests? **Journal of forest economics**, v. 8, n. 3, p. 199-212, 2002.

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. **Journal of econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

LEVINSON, A.; TAYLOR, S. Trade and the environment: unmasking the Pollution Haven Effect. **International economic review**, v. 49, n. 1, p. 223-254, 2008.

LIST, J.; GALLET, C. The environmental Kuznets curve: does one size fit all? **Ecological economics**, v. 31, p. 409-423, 1999.

LOW, P.; YEATS, A. Do 'dirty' industries migrate? *In*: LOW, P. (Ed.). **International trade and the environment**. Washington: World Bank, 1992. (World Bank Discussion Paper, n. 159, p. 89-104).

LUCAS, R.; WHEELER, D.; HETTIGE, H. Economic development, environmental regulation and the international migration of toxic industrial pollution: 1960-1988. *In*: LOW, P. (Ed.). **International trade and the environment**. Washington: World Bank, 1992. (World Bank Discussion Paper, n. 159, p. 67-87).

MADDALA, G.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 61, p. 631-652, 1999.

MADDISON, A. **Statistics on World population, GDP and *per capita* GDP, 1-2008 AD**. Groningen: University of Groningen, 2009.

MANI, M.; WHEELER, D. In search of pollution havens? Dirty industry in the world economy, 1960-1995. **Journal of environment and development**, v. 7, n. 3, p. 215-247, 1998.

MARTINEZ-ZARZOSO, I.; BENGOCHEA-MORANCHO, A. Pooled mean group estimation for an environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub>. **Economics letters**, v. 82, p. 121-126, 2004.

MATYAS, L.; KONYA, L.; MACQUARIES, L. The Kuznets U-Curve Hypothesis: some panel data evidence. **Applied economics letters**, v. 5, n. 11, p. 693-697, 1998.

MEADOWS, D. H. *et al.* **The limits to growth**. New York: Universe Books, 1972.

MELENBERG, B.; VOLLENBERGH, H.; DIJKGRAAF, E. **Grazing the commons: global carbon emissions forever?** Bilthoven: Tilburg University, 2011. (Center Discussion Paper, n. 20).

MILLIMET, D.; LIST, J.; STENGOS, T. The environmental Kuznets curve: real progress or misspecified models? **Review of economics and statistics**, v. 85, n. 4, p. 1.038-1.047, 2003.

MOOMAW, W.; UNRUH, G. Are environmental Kuznets curve misleading us? The case of CO<sub>2</sub> emissions. **Environment and development economics**, v. 2, p. 451-463, 1997.

MOSCONE, F.; TOSETTI, E. A review and comparison of tests of cross-section independence in panels. **Journal of economic surveys**, v. 23, n. 3, p. 528-561, 2009.

MUSOLESI, A.; MAZZANTI, M.; ZOBOLI, R. A Bayesian approach to the estimation of EKC for CO<sub>2</sub>. **Applied economics**, v. 42, p. 2.275-2.287, 2010.

MÜLLER-FÜRSTENBERGER, G.; WAGNER, M. Exploring the environmental Kuznets hypothesis: theoretical and econometric problems. **Ecological economics**, v. 62, p. 648-660, 2007.

MURADIAN, R.; MARTINEZ-ALIER, J. Trade and the environment: from a "Southern" perspective. **Ecological economics**, v. 36, p. 281-296, 2001.

NARAYAN, P.; NARAYAN, S. Carbon dioxide emissions and economic growth: panel data evidence from developing countries. **Energy policy**, v. 38, p. 661-666, 2010.

NEWBY, W.; WEST, K. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. **Review of economic studies**, v. 61, p. 631-653, 1994.

OKUBO, T.; PICARD, P.; THISSE, J. P. The spatial selection of heterogeneous firms. **Journal of international economics**, v. 82, n. 2, p. 230-237, 2010.

PANAYOTOU, T. **Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development**. Geneva: ILO, 1993. (Working Paper, n. 238).

\_\_\_\_\_. Environmental degradation at different stages of economic development. In: AHMED, I.; DOELEMEN, J. (Eds.). **Beyond Rio: the environmental crisis and sustainable livelihoods in the Third World**. London: Macmillan Press, 1995.

\_\_\_\_\_. Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool. **Environment and development economics**, v. 2, n. 3, p. 465-484, 1997.

\_\_\_\_\_. **Economic growth and the environment**. In: SPRING SEMINAR OF THE UNITED NATIONS ECONOMIC COMMISSION FOR EUROPE. Geneva, 2003.

PERMAN, R.; STERN, D. Evidence from panel unit root and cointegration tests that the environmental Kuznets curve does not exist. **The Australian journal of agricultural and resource economics**, v. 47, n. 3, p. 325-347, 2003.

PESARAN, M. **General diagnostic tests for cross section dependence in panels**. Munich: CESifo Group, 2004. (CESifo Working Paper Series, n. 1.229).

\_\_\_\_\_. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multi factor error structure. **Econometrica**, v. 74, p. 967-1.012, 2006.

\_\_\_\_\_. A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. **Journal of applied econometrics**, v. 22, p. 265-312, 2007.

PESARAN, M.; SHIN, Y.; SMITH, R. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. **Journal of the American statistical association**, v. 94, p. 621-34, 1999.

PESARAN, M.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journal of econometrics** v. 68, n. 1, p. 79-113, 1995.

PESARAN, M.; SMITH, L.; YAMAGATA, T. **Panel unit root tests in the presence of a multifactor error structure**. Cambridge: University of Cambridge, 2012. (Working Paper).

QIN, X. **Economic development and environmental quality: a look at the environmental Kuznets curve**. 1998. Dissertação (Mestrado) – Clemson University, Clemson, 1998.

RATNAYAKE, R. Do stringent environmental regulations reduce international competitiveness? Evidence from an inter-industry analysis. **International journal of economics and business**, v. 5, n. 1, p. 77-96, 1998.

RAVALLION, M.; JALAN, J. **A less poor world, but a hotter one?** Carbon emissions, economic growth and income inequality. Washington: World Bank, 1997.

RICHMOND, A.; KAUFMANN, R. Is there a turning point in the relationship between income and energy use and/or carbon emissions? **Ecological economics**, v. 56, n. 2, p. 176-189, 2006.

ROBERTS, J.; GRIMES, P. Carbon intensity and economic development 1962-1991: a brief exploration of the environmental Kuznets curve. **World development**, v. 25, n. 2, p. 191-198, 1997.

ROCA, J. Do individual preferences explain environmental Kuznets curve? **Ecological economics**, v. 45, n. 1, p. 3-10, 2003.

ROMERO-ÁVILA, D. Questioning the empirical basis of the environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub>: new evidence from a panel stationarity test robust to multiple breaks and cross-dependence. **Ecological economics**, v. 64, p. 559-574, 2008.

ROSTOW, W. The stages of economic growth. **The economic history review**, New Series, v. 12, n. 1, p. 1-16, 1959.

ROTHMAN, D. Environmental Kuznets Curve: real progress or passing the buck? A case for consumption-base approaches. **Ecological economics**, v. 25, p. 177-194, 1998.

SACHS, J. *et al.* **Developing countries and the control of climate change:** a theoretical perspective and policy implications. Cambridge: Harvard Institute for International Development, 1999. (CAER II Discussion Paper, n. 44).

SCHMALENSEE, R.; STOKER, T.; JUDSON, R. World carbon dioxide emissions: 1950-2050. **The review of economics and statistics**, v. 80, n. 1, p. 15-27, 1998.

SELDEN, T.; SONG, D. Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions? **Journal of environmental economics and management**, v. 27, p. 147-162, 1994.

SEN, S.; MELENBERG, B. **The environmental Kuznets curve:** a panel data analysis. Bilthoven: Tilburg University, 2011. (Center Discussion Paper).

SEPPÄLÄ, T.; HAUKIOJI, T.; KAIVO-OJA, J. The EKC hypothesis does not hold for direct material flows: environmental Kuznets curve hypothesis tests for direct material flows in five industrial countries. **Population and environment**, v. 23, p. 217-238, 2001.

SHAFIK, N. Economic development and environmental quality: an econometric analysis. **Oxford economic papers**, v. 46, p. 757-773, 1994.

SHAFIK, N.; BANDYOPADHYAY, S. **Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence**. Washington: World Bank, 1992. (World Bank Policy Research Working Papers, n. 904).

SHUKLA, V.; PARIKH, K. The environmental consequences of urban growth: cross-national perspectives on economic development, air pollution, and city size. **Urban geography**, v. 12, p. 422-449, 1992.

SILVA, S.; HADRI, K.; TREMAYNE, A. Panel unit root tests in the presence of cross-sectional dependence: finite sample performance and an application. **Econometrics journal**, v. 12, p. 340-366, 2009.

SONG, T.; ZHENG, T.; TONG, L. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: a panel cointegration approach. **China economic review**, v. 19, p. 381-392, 2008.

SOYTAS, U.; SARI, R. Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: challenges faced by an EU candidate member. **Ecological economics**, v. 68, n. 6, p. 1.667-1.675, 2008.

SOYTAS, U.; SARI, R.; EWING, B. Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. **Ecological economics**, v. 62, p. 482-489, 2007.

STERN, D. The rise and fall of the environmental Kuznets curve. **World development**, v. 32, n. 8, p. 1.419-1.439, 2004.

\_\_\_\_\_. **Between estimates of the environmental Kuznets curve**. Sydney: Australian National University, 2010. (Cama Working Paper, n. 4).

STERN, D.; COMMON, M. Is there an environmental Kuznets curve for sulfur? **Journal of environmental economics and management**, v. 41, n. 2, p. 162-178, 2001.

SURI, V.; CHAPMAN, D. Economic growth, trade and the environment: implications for the environmental Kuznets curve. **Ecological economics**, v. 25, p. 195-208, 1998.

TORRAS, M.; BOYCE, J. Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve. **Ecological economics**, v. 25, n. 2, p. 147-160, 1998.

TUCKER, M. Carbon dioxide emissions and global GDP. **Ecological economics**, v. 15, p. 215-223, 1995.

UNRUH, G.; MOOMAW, W. An alternative analysis of apparent EKC-type transitions. **Ecological economics**, v. 25, p. 221-229, 1998.

VOLLEBERGH, H.; MELENBERG, B.; DIJKGRAAF, E. Identifying reduced-form relations with panel data: the case of pollution and income. **Journal of environmental economics and management**, v. 58, p. 27-42, 2009.

XEPAPADEAS, A. Economic growth and the environment. *In*: MÄLER, K.; VINCENT, J. (Eds.). **Handbook of environmental economics**. 1. ed. v. 3, cap. 23, p. 1.219-1.271. Amsterdam: Elsevier, 2005.

YANDLE, B.; BHATTARAI, M.; VIJAYARAGHAVAN, M. **Enviromental Kuznets curves**: a review of findings, methods and policy implications. Bozeman: Property and Enviroment Research Center, 2004. (Research Study, n. 2).

WAGNER, M. The carbon Kuznets curve: a cloudy picture emitted by bad econometrics. **Resource and energy economics**, v. 30, p. 388-408, 2008.

WANG, Y. **Dynamic validity of testing the environmental Kuznets curve hypothesis**. Sydney: The Australian National University, 2007. (ANU Working Papers in Economics and Econometrics).

WORLD BANK. **World Development Report 1992**: development and the environment. New York: Oxford University Press, 1992. Disponível em: <[http://wdronline.worldbank.org/worldbank/a/c.html/world\\_development\\_report\\_1992/abstract/WB.0-1952-0876-5.abstract1](http://wdronline.worldbank.org/worldbank/a/c.html/world_development_report_1992/abstract/WB.0-1952-0876-5.abstract1)>.

WYCKOOF, A.; ROOP, J. The embodiment of carbon in imports of manufactured products. **Energy policy**, v. 22, p. 187-194, 1994.

## APÊNDICE A

TABELA A.1  
Modelo CCE – Equações individuais

|                        | Ln(PIB)             | Ln(PIB) <sup>2</sup> | Formato     | P.I. (US\$)  |
|------------------------|---------------------|----------------------|-------------|--------------|
| OCDE                   |                     |                      |             |              |
| Austrália              | 20,48 <sup>3</sup>  | -1,07                | U invertido | 13.992,77    |
| Áustria                | 0,29                | 0,01                 | -           | -            |
| Bélgica                | 6,45                | -0,32                | -           | -            |
| Canadá                 | 15,58 <sup>3</sup>  | -0,77 <sup>3</sup>   | U invertido | 25.381,85    |
| República da Coreia    | -0,29               | 0,03                 | -           | -            |
| Dinamarca              | 14,96 <sup>1</sup>  | -0,72 <sup>3</sup>   | U invertido | 32.492,70    |
| Finlândia              | 11,10 <sup>2</sup>  | -0,56 <sup>1</sup>   | U invertido | 19.946,93    |
| França                 | 6,91 <sup>1</sup>   | -0,31 <sup>1</sup>   | U invertido | 74.494,70    |
| Alemanha               | -0,49               | 0,05                 | -           | -            |
| Grécia                 | -5,03 <sup>1</sup>  | 0,38 <sup>3</sup>    | U           | 739,00       |
| Hungria                | 4                   | -0,22                | -           | -            |
| Irlanda                | 6,10 <sup>3</sup>   | -0,29 <sup>3</sup>   | U invertido | 41.518,94    |
| Israel                 | 5,44                | -0,31                | -           | -            |
| Itália                 | 9,45 <sup>3</sup>   | -0,44 <sup>3</sup>   | U invertido | 47.774,88    |
| Japão                  | 4,07 <sup>3</sup>   | -0,14 <sup>3</sup>   | U invertido | 1.369.564,21 |
| México                 | -20,68 <sup>2</sup> | 1,29 <sup>2</sup>    | U           | 3.115,25     |
| Holanda                | -1,43               | 0,07                 | -           | -            |
| República Tcheca       | -5,04 <sup>1</sup>  | 0,29 <sup>1</sup>    | U           | 5.366,51     |
| Nova Zelândia          | -0,59               | 0,05                 | -           | -            |
| Noruega                | -1,01               | 0,1                  | -           | -            |
| Polônia                | -6,74               | 0,39                 | -           | -            |
| Portugal               | -3,86               | 0,28 <sup>2</sup>    | -           | -            |
| Espanha                | -7,99 <sup>2</sup>  | 0,53 <sup>3</sup>    | U           | 1.912,99     |
| Suécia                 | 22,86 <sup>3</sup>  | -1,15 <sup>3</sup>   | U invertido | 20.715,12    |
| Suíça                  | 13,72 <sup>2</sup>  | -0,63 <sup>2</sup>   | U invertido | 52.820,14    |
| Turquia                | 3,32                | -0,12                | -           | -            |
| Estados Unidos         | 12,45 <sup>3</sup>  | -0,60 <sup>3</sup>   | U invertido | 30.332,86    |
| Reino Unido            | -2,05               | 0,15                 | -           | -            |
| Outros países europeus |                     |                      |             |              |
| Albânia                | -25,96 <sup>2</sup> | 1,84 <sup>2</sup>    | U           | 1.136,39     |
| Bulgária               | 1,86                | -0,04                | -           | -            |
| Romênia                | -9,92 <sup>3</sup>  | 0,68 <sup>3</sup>    | U           | 1.519,55     |
| União Soviética        | -12,64 <sup>3</sup> | 0,78 <sup>3</sup>    | U           | 3.305,86     |
| Iugoslávia             | 2,22 <sup>1</sup>   | -0,08                | Crescente   | -            |

(Continua)

(Continuação)

|                      | Ln(PIB)             | Ln(PIB) <sup>2</sup> | Formato     | P.I. (US\$) |
|----------------------|---------------------|----------------------|-------------|-------------|
| América Latina       |                     |                      |             |             |
| Argentina            | -9,78 <sup>1</sup>  | 0,56 <sup>2</sup>    | U           | 5.889,88    |
| Bolívia              | -32,56 <sup>3</sup> | 2,18 <sup>3</sup>    | U           | 1.780,84    |
| Brasil               | 5,74 <sup>1</sup>   | -0,30 <sup>1</sup>   | U invertido | 13.441,91   |
| Chile                | -7,37 <sup>1</sup>  | 0,48 <sup>2</sup>    | U           | 2.125,38    |
| Colômbia             | -11,17 <sup>3</sup> | 0,72 <sup>3</sup>    | U           | 2.380,15    |
| Costa Rica           | 17,32               | -1,03                | -           | -           |
| Cuba                 | -6,85               | 0,5                  | -           | -           |
| República Dominicana | 8,35 <sup>2</sup>   | -0,47                | Crescente   | 7.130,79    |
| Equador              | -35,47              | 2,26                 | -           | -           |
| El Salvador          | 47,27 <sup>3</sup>  | -2,94 <sup>3</sup>   | U invertido | 3.117,99    |
| Guatemala            | -41,37 <sup>3</sup> | 2,55 <sup>3</sup>    | U           | 3.331,12    |
| Haiti                | -3,93               | 0,35                 | -           | -           |
| Honduras             | -7,18               | 0,43                 | -           | -           |
| Jamaica              | 12,49 <sup>3</sup>  | -0,71 <sup>2</sup>   | U invertido | 6.705,29    |
| Nicarágua            | -0,42               | 0,09                 | -           | -           |
| Panamá               | 21,77 <sup>3</sup>  | -1,27 <sup>3</sup>   | U invertido | 5.370,48    |
| Paraguai             | -39,85 <sup>3</sup> | 2,54 <sup>3</sup>    | U           | 2.578,97    |
| Peru                 | 0,63                | 0                    | -           | -           |
| Trindade e Tobago    | -13,36              | 0,69                 | -           | -           |
| Uruguai              | -34,53 <sup>3</sup> | 2,02 <sup>3</sup>    | U           | 5.144,55    |
| Venezuela            | 19,57               | -1,08                | -           | -           |
| Ásia                 |                     |                      |             |             |
| Afeganistão          | 5,37                | -0,47                | -           | -           |
| Bahrein              | -55,83              | 3,13                 | -           | -           |
| Myanmar              | 2,59                | -0,08                | -           | -           |
| China versão 1       | 0,22                | 0,08                 | -           | -           |
| Hong Kong            | 8,63 <sup>3</sup>   | -0,42 <sup>3</sup>   | U invertido | 30.901,23   |
| Índia                | -2,05               | 0,16                 | -           | -           |
| Indonésia            | 3,2                 | -0,13                | -           | -           |
| Irã                  | -2,33               | 0,16                 | -           | -           |
| Iraque               | 2,19                | -0,15                | -           | -           |
| Jordânia             | 1,94                | -0,07                | -           | -           |
| Coreia do Norte      | 26,82 <sup>3</sup>  | -1,76 <sup>3</sup>   | U invertido | 1.999,45    |
| Kuwait               | 7,7                 | -0,26                | -           | -           |
| Líbano               | 3,48                | -0,22                | -           | -           |
| Líbia                | -19,00 <sup>3</sup> | 1,24 <sup>3</sup>    | U           | 2.187,36    |
| Mongólia             | 0,91                | -0,06                | -           | -           |
| Nepal                | -41,97              | 3,31                 | -           | -           |
| Filipinas            | 14,87 <sup>2</sup>  | -0,94 <sup>2</sup>   | U invertido | 2.658,76    |

(Continua)

(Continuação)

|                                | Ln(PIB)              | Ln(PIB) <sup>2</sup> | Formato     | P.I. (US\$) |
|--------------------------------|----------------------|----------------------|-------------|-------------|
| Qatar                          | 6,35                 | -0,34                | -           | -           |
| Sri Lanka                      | -20,97 <sup>3</sup>  | 1,48 <sup>3</sup>    | U           | 1.218,27    |
| Síria                          | -2,97                | 0,2                  | -           | -           |
| Arábia Saudita                 | -10,03               | 0,58                 | -           | -           |
| Taiwan                         | 2,41                 | -0,12                | -           | -           |
| Tailândia                      | -5,62 <sup>3</sup>   | 0,40 <sup>3</sup>    | U           | 1.059,09    |
| África                         |                      |                      |             |             |
| Algéria                        | -36,33 <sup>3</sup>  | 2,47 <sup>3</sup>    | U           | 1.572,20    |
| Angola                         | -2,88                | 0,22                 | -           | -           |
| Camarões                       | -105,41 <sup>2</sup> | 7,51 <sup>2</sup>    | U           | 1.114,18    |
| Cabo Verde                     | 25,00 <sup>3</sup>   | -1,94 <sup>3</sup>   | U invertido | 627,55      |
| República Democrática do Congo | 8,06 <sup>3</sup>    | -0,58 <sup>3</sup>   | U invertido | 995,55      |
| Djibouti                       | -3,96                | 0,27                 | -           | -           |
| Egito                          | 8,98 <sup>2</sup>    | -0,58 <sup>2</sup>   | U invertido | 2.282,07    |
| Guiné Equatorial               | -16,63 <sup>3</sup>  | 1,08 <sup>3</sup>    | U           | 2.127,52    |
| Etiópia                        | -15,01               | 1,31                 | -           | -           |
| Gâmbia                         | -94,70 <sup>3</sup>  | 6,92 <sup>3</sup>    | U           | 940,18      |
| Gana                           | -5,38                | 0,4                  | -           | -           |
| Guiné-Bissau                   | -15,85 <sup>3</sup>  | 1,29 <sup>3</sup>    | U           | 467,10      |
| Quênia                         | -13,5                | 0,95                 | -           | -           |
| Libéria                        | -30,82 <sup>2</sup>  | 2,22 <sup>2</sup>    | U           | 1.036,63    |
| Madagascar                     | -1,67                | 0,14                 | -           | -           |
| Maurício                       | -7,43 <sup>2</sup>   | 0,44 <sup>1</sup>    | U           | 5.071,92    |
| Marrocos                       | 29,86 <sup>3</sup>   | -1,92 <sup>3</sup>   | U invertido | 2.379,08    |
| Moçambique                     | 20,79 <sup>3</sup>   | -1,35 <sup>3</sup>   | U invertido | 2.149,50    |
| Nigéria                        | 59,07 <sup>2</sup>   | -4,18 <sup>2</sup>   | U invertido | 1.163,08    |
| Ruanda                         | -47,10 <sup>3</sup>  | 3,67 <sup>3</sup>    | U           | 608,34      |
| Serra Leoa                     | 11,78                | -0,93                | -           | -           |
| África do Sul                  | -47,74 <sup>3</sup>  | 2,90 <sup>3</sup>    | U           | 3.748,00    |
| Sudão                          | -42,16 <sup>2</sup>  | 3,09 <sup>2</sup>    | U           | 909,67      |
| Suazilândia                    | 5,91                 | -0,23                | -           | -           |
| Togo                           | -40,06 <sup>2</sup>  | 3,09 <sup>2</sup>    | U           | 648,40      |
| Tunísia                        | 8,48 <sup>2</sup>    | -0,47 <sup>1</sup>   | U invertido | 8.398,33    |
| Uganda                         | -32,60 <sup>1</sup>  | 2,71 <sup>2</sup>    | U           | 408,18      |

Nota: <sup>1</sup> Significante a 10%.

<sup>2</sup> Significante a 5%.

<sup>3</sup> Significante a 1%.

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Dados para União Soviética e Iugoslávia foram construídos tomando os valores de seus Estados-membro após a separação na década de 1990.

TABELA A.2  
Modelo AMG-ENNL – Equações individuais

|                        | Ln(PIB)             | Ln(PIB) <sup>2</sup> | Formato     | P.I.(US\$) |
|------------------------|---------------------|----------------------|-------------|------------|
| OCDE                   |                     |                      |             |            |
| Austrália              | 14,87 <sup>3</sup>  | -0,768 <sup>3</sup>  | U invertido | 16.010,33  |
| Áustria                | -2,670 <sup>1</sup> | 0,160 <sup>1</sup>   | U           | 4.203,82   |
| Bélgica                | -9,786 <sup>3</sup> | 0,548 <sup>3</sup>   | U           | 7.546,45   |
| Canadá                 | -0,770              | 0,0853               | -           | -          |
| República da Coreia    | 2,656 <sup>3</sup>  | -0,156 <sup>3</sup>  | U invertido | 4.978,18   |
| Dinamarca              | 4,456               | -0,151               | -           | -          |
| Finlândia              | 0,669               | -0,0226              | -           | -          |
| França                 | -8,322 <sup>3</sup> | 0,464 <sup>3</sup>   | U           | 7.845,32   |
| Alemanha               | -1,575              | 0,108                | -           | -          |
| Grécia                 | 6,219 <sup>3</sup>  | -0,309 <sup>3</sup>  | U invertido | 23.461,28  |
| Hungria                | 12,41 <sup>3</sup>  | -0,673 <sup>3</sup>  | U invertido | 10.096,16  |
| Irlanda                | 7,026 <sup>3</sup>  | -0,332 <sup>3</sup>  | U invertido | 39.392,29  |
| Israel                 | -1,083              | 0,0616               | -           | -          |
| Itália                 | 8,563 <sup>3</sup>  | -0,438 <sup>3</sup>  | U invertido | 17.590,50  |
| Japão                  | 1,431 <sup>2</sup>  | -0,0440              | -           | -          |
| México                 | 18,37 <sup>3</sup>  | -0,966 <sup>3</sup>  | U invertido | 13.470,83  |
| Holanda                | -6,132 <sup>2</sup> | 0,326 <sup>3</sup>   | U           | 12.147,86  |
| República Tcheca       | 4,292 <sup>2</sup>  | -0,213 <sup>2</sup>  | U invertido | 23.744,77  |
| Nova Zelândia          | 8,401 <sup>3</sup>  | -0,443 <sup>3</sup>  | U invertido | 13.120,63  |
| Noruega                | -4,744 <sup>3</sup> | 0,299 <sup>3</sup>   | U           | 2.788,09   |
| Polónia                | 9,496 <sup>3</sup>  | -0,544 <sup>3</sup>  | U invertido | 6.173,01   |
| Portugal               | -2,053 <sup>2</sup> | 0,194 <sup>3</sup>   | U           | 198,59     |
| Espanha                | -2,205 <sup>2</sup> | 0,186 <sup>3</sup>   | U           | 375,19     |
| Suécia                 | 0,988               | 0,00635              | -           | -          |
| Suíça                  | 22,73 <sup>3</sup>  | -1,103 <sup>3</sup>  | U invertido | 29.843,34  |
| Turquia                | 9,776 <sup>3</sup>  | -0,506 <sup>3</sup>  | U invertido | 15.679,02  |
| Estados Unidos         | -5,215 <sup>3</sup> | 0,323 <sup>3</sup>   | U           | 3.205,92   |
| Reino Unido            | 2,904 <sup>3</sup>  | -0,114 <sup>3</sup>  | U invertido | 340.048,01 |
| Outros países europeus |                     |                      |             |            |
| Albânia                | 24,69 <sup>3</sup>  | -1,461 <sup>3</sup>  | U invertido | 4.673,63   |
| Iugoslávia             | 13,47 <sup>3</sup>  | -0,734 <sup>3</sup>  | U invertido | 9.660,00   |
| Albânia                | -1,313              | 0,141                | -           | -          |
| Bulgária               | -7,744 <sup>2</sup> | 0,489 <sup>2</sup>   | U           | 2.746,82   |
| Romênia                | 1,418 <sup>1</sup>  | -0,0492              | -           | -          |
| América Latina         |                     |                      |             |            |
| Argentina              | -16,38 <sup>3</sup> | 0,938 <sup>3</sup>   | U           | 6.194,04   |
| Bolívia                | -19,51 <sup>2</sup> | 1,320 <sup>2</sup>   | U           | 1.619,95   |

(Continua)

(Continuação)

|                      | Ln(PIB)             | Ln(PIB) <sup>2</sup> | Formato     | P.I.(US\$) |
|----------------------|---------------------|----------------------|-------------|------------|
| Brasil               | -5,985 <sup>3</sup> | 0,400 <sup>3</sup>   | U           | 1.774,46   |
| Chile                | -5,228 <sup>2</sup> | 0,366 <sup>3</sup>   | U           | 1.264,05   |
| Colômbia             | 13,14 <sup>3</sup>  | -0,750 <sup>3</sup>  | U invertido | 6.374,11   |
| Costa Rica           | -5,300 <sup>2</sup> | 0,386 <sup>2</sup>   | U           | 958,42     |
| Cuba                 | -1,896              | 0,156                | -           | -          |
| República Dominicana | 8,206 <sup>3</sup>  | -0,464 <sup>3</sup>  | U invertido | 6.923,47   |
| Equador              | 16,04 <sup>1</sup>  | -0,875               | -           | -          |
| El Salvador          | 26,74 <sup>3</sup>  | -1,589 <sup>3</sup>  | U invertido | 4.510,20   |
| Guatemala            | -56,99 <sup>3</sup> | 3,527 <sup>3</sup>   | U           | 3.226,34   |
| Haiti                | -36,94 <sup>1</sup> | 2,778 <sup>1</sup>   | U           | 771,76     |
| Honduras             | -67,53 <sup>3</sup> | 4,490 <sup>3</sup>   | U           | 1.844,65   |
| Jamaica              | 0,710               | 0,0302               | -           | -          |
| Nicarágua            | -5,639 <sup>1</sup> | 0,415 <sup>1</sup>   | U           | 892,45     |
| Panamá               | -5,806              | 0,355                | -           | -          |
| Paraguai             | -47,87 <sup>3</sup> | 3,067 <sup>3</sup>   | U           | 2.450,49   |
| Peru                 | -14,39 <sup>3</sup> | 0,936 <sup>3</sup>   | U           | 2.179,75   |
| Trindade e Tobago    | -17,21 <sup>3</sup> | 0,933 <sup>3</sup>   | U           | 10.126,76  |
| Uruguai              | -50,74 <sup>3</sup> | 2,962 <sup>3</sup>   | U           | 5.245,67   |
| Venezuela            | -17,37              | 0,931                | -           | -          |
| Ásia                 |                     |                      |             |            |
| Afeganistão          | -44,72 <sup>1</sup> | 3,496 <sup>1</sup>   | U           | 599,37     |
| Bahrein              | -76,58 <sup>3</sup> | 4,439 <sup>3</sup>   | U           | 5.573,71   |
| Myanmar              | 3,470 <sup>1</sup>  | -0,169               | -           | -          |
| China versão 1       | 1,351               | -0,0379              | -           | -          |
| Hong Kong            | 6,041 <sup>3</sup>  | -0,274 <sup>3</sup>  | U invertido | 61.311,50  |
| Índia                | 9,300 <sup>3</sup>  | -0,602 <sup>3</sup>  | U invertido | 2.262,56   |
| Indonésia            | 4,091 <sup>3</sup>  | -0,187 <sup>3</sup>  | U invertido | 56.302,98  |
| Irã                  | 12,70 <sup>3</sup>  | -0,723 <sup>2</sup>  | U invertido | 6.521,43   |
| Iraque               | 1,924               | -0,127               | -           | -          |
| Jordânia             | 10,66 <sup>3</sup>  | -0,588 <sup>3</sup>  | U invertido | 8.644,04   |
| Coreia do Norte      | 51,01 <sup>3</sup>  | -3,328 <sup>3</sup>  | U invertido | 2.129,75   |
| Kuwait               | -3,181              | 0,225                | -           | -          |
| Líbano               | 23,61 <sup>3</sup>  | -1,492 <sup>3</sup>  | U invertido | 2.730,39   |
| Líbia                | -11,25 <sup>3</sup> | 0,736 <sup>3</sup>   | U           | 2.085,29   |
| Mongólia             | 44,44 <sup>3</sup>  | -3,091 <sup>3</sup>  | U invertido | 1.324,26   |
| Nepal                | -49,84 <sup>3</sup> | 3,983 <sup>3</sup>   | U           | 521,44     |
| Filipinas            | -4,281              | 0,275                | -           | -          |
| Qatar                | -3,952              | 0,229                | -           | -          |
| Sri Lanka            | -19,05 <sup>3</sup> | 1,334 <sup>3</sup>   | U           | 1.261,66   |
| Síria                | 10,85               | -0,626               | -           | -          |

(Continua)

(Continuação)

|                                | Ln(PIB)             | Ln(PIB) <sup>2</sup> | Formato     | P.I.(US\$) |
|--------------------------------|---------------------|----------------------|-------------|------------|
| Arábia Saudita                 | 4,115               | -0,202               | -           | -          |
| Taiwan                         | 0,841 <sup>3</sup>  | -0,0134              | Crescente   | -          |
| Tailândia                      | -3,748 <sup>3</sup> | 0,319 <sup>3</sup>   | U           | 355,89     |
| África                         |                     |                      |             |            |
| Algéria                        | -13,97 <sup>1</sup> | 0,976 <sup>2</sup>   | U           | 1.282,75   |
| Angola                         | 6,423               | -0,419               | -           | -          |
| Camarões                       | -92,85 <sup>3</sup> | 6,697 <sup>3</sup>   | U           | 1.024,75   |
| Cabo Verde                     | -10,97 <sup>3</sup> | 0,647 <sup>3</sup>   | U           | 4.805,85   |
| República Democrática do Congo | 10,74 <sup>3</sup>  | -0,849 <sup>3</sup>  | U invertido | 558,41     |
| Djibouti                       | 16,43 <sup>2</sup>  | -1,093 <sup>1</sup>  | U invertido | 1.837,22   |
| Egito                          | 3,714 <sup>2</sup>  | -0,203 <sup>1</sup>  | U invertido | 9.393,59   |
| Guiné Equatorial               | -11,36 <sup>3</sup> | 0,742 <sup>3</sup>   | U           | 2.111,15   |
| Etiópia                        | 15,63               | -1,242               | -           | -          |
| Gâmbia                         | -56,77 <sup>3</sup> | 4,127 <sup>3</sup>   | U           | 970,56     |
| Gana                           | 6,526               | -0,431               | -           | -          |
| Guiné-Bissau                   | -9,855 <sup>2</sup> | 0,888 <sup>2</sup>   | U           | 256,98     |
| Quênia                         | -7,759              | 0,521                | -           | -          |
| Libéria                        | -45,21 <sup>3</sup> | 3,195 <sup>3</sup>   | U           | 1.182,18   |
| Madagascar                     | -9,576              | 0,789                | -           | -          |
| Maurício                       | -13,06 <sup>3</sup> | 0,791 <sup>3</sup>   | U           | 3.848,25   |
| Marrocos                       | 19,27 <sup>3</sup>  | -1,192 <sup>3</sup>  | U invertido | 3.239,11   |
| Moçambique                     | 14,83 <sup>1</sup>  | -0,931 <sup>1</sup>  | U invertido | 2.877,15   |
| Nigéria                        | 22,45               | -1,509               | -           | -          |
| Ruanda                         | -43,07 <sup>3</sup> | 3,310 <sup>3</sup>   | U           | 669,17     |
| Serra Leoa                     | 5,311               | -0,423               | -           | -          |
| África do Sul                  | -0,380              | 0,00508              | -           | -          |
| Sudão                          | -53,03 <sup>3</sup> | 3,915 <sup>3</sup>   | U           | 873,64     |
| Suazilândia                    | -8,959              | 0,764                | -           | -          |
| Togo                           | -3,585              | 0,341                | -           | -          |
| Tunísia                        | 9,834 <sup>3</sup>  | -0,563 <sup>3</sup>  | U invertido | 6.207,85   |
| Uganda                         | -29,07 <sup>1</sup> | 2,421 <sup>1</sup>   | U           | 404,93     |

Notas: <sup>1</sup> Significante a 10%.<sup>2</sup> Significante a 5%.<sup>3</sup> Significante a 1%.

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Dados para União Soviética e Iugoslávia foram construídos tomando os valores de seus Estados-membro após a separação na década de 1990.



## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

### **Revisão**

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laetícia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Karen Aparecida Rosa (estagiária)

Luana Signorelli Faria da Costa (estagiária)

Tauãnara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

### **Editoração**

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Diego André Souza Santos

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

### **Capa**

Luís Cláudio Cardoso da Silva

### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

### **Livraria do Ipea**

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)









**Missão do Ipea**

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Secretaria de  
Assuntos Estratégicos