

RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E IMPACTOS AMBIENTAIS: UMA ANÁLISE DA CURVA AMBIENTAL DE KUZNETS

Milton Biage

Departamento de Economia e Relações Internacionais

Centro Socioeconômico

Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC- Florianópolis - SC

Resumo:

Estruturamos um modelo de painel para simular a Curva Ambiental de Kuznets, observando as diferenças entre os países na emissão de CO₂, em função do desenvolvimento social e econômico. A relação entre o PIB per capita e a emissão de CO₂ per capita se comporta, segundo a previsão da Curva Ambiental de Kuznets na forma de N. Os resultados demonstraram que o PIB per capita constitui a variável explanatória com menor impacto sobre a emissão de CO₂ per capita, e que o impacto ambiental cresce, essencialmente, em função do desenvolvimento das economias (desenvolvimento econômico, desenvolvimento social e qualidade de vida).

Palavras-chave: Curva Ambiental de Kuznets, Efeito Estufa, atividades econômicas, emissão de CO₂, modelo de dados de painel.

Abstract:

It was built a panel model to simulate the Environmental Kuznets Curve, noting the differences between countries in the emission of CO₂, as function of the social and economic development. The relationship between GDP per capita and emissions of CO₂ per capita behaves according to the forecast of the Environmental Kuznets Curve as N. The results showed that GDP per capita is the explanatory variable with less impact on the emissions of CO₂ per capita, and that the environmental impact grows mainly due to the development of economies (economic development, social development and quality of life).

Key words: Environmental Kuznets Curve, Greenhouse gas, economical activities, CO₂ emission, Panel Data Model.

Classificação JEL: C23, C53, Q53, Q56

1. Introdução

A pesquisa desenvolvida nesse estudo teve como objetivo estabelecer as relações de impactos existentes entre emissão de dióxido de carbono (CO₂), com a renda (PIB per capita) de diversas nações – incluindo o Brasil – e com diversos fatores exógenos. Estruturamos um modelo para a curva ambiental de Kuznets, utilizando como variável dependente a variável emissão de CO₂ per capita, e envolvendo um conjunto de variáveis explanatórias que integram os indicadores de crescimento econômico (PIB per capita, taxa da população empregada e uso de energia), os indicadores ambientais (Proporção de área Coberta por Florestas e percentual de áreas protegidas, em relação ao território total), os indicadores de desigualdade de renda (Índice de GINI), os indicadores de saúde (proporção do total da população usando fonte de água apropriada para Consumo, proporção do total da população com acesso ao saneamento básico e expectativa de vida) e os indicadores educacionais (taxa de alfabetização de adultos, taxa de matrículas no ensino fundamental e taxa de matrículas no ensino médio). Estimamos o modelo da Curva Ambiental de Kuznets, utilizando dados de painéis, para um conjunto de trinta e sete países, representativos da economia mundial, no período de 1991-2006.

Propomos no estudo identificar os impactos de diversos indicadores considerados como fatores que efetivamente podem influenciar, positivamente e/ou negativamente a emissão de CO₂ per capita; e, em consequência, definir as características específicas da curva ambiental de Kuznets relativa a um conjunto de países. O modelo estruturado envolveu um conjunto amplo de variáveis explanatórias que permitiu, por um lado, diminuir o viés de estimação, determinando de forma mais precisa o impacto da renda per capita sobre a emissão de

poluição; e, por outro lado, permitindo verificar as relações de impactos de outros fatores (além da renda) sobre o nível de emissão de CO₂. Assim, entendemos que o modelo aqui estruturado possibilitou verificar se a renda per capita constitui (como constatado por inúmeras pesquisas), o principal fator de geração ou inibição do índice de poluição, em função do grau de desenvolvimento da economia, além de, naturalmente, apontar quais são os fatores de maior (e menor) impactos (tanto positivamente como negativamente) sobre os níveis de poluição de CO₂ nas economias mundiais analisadas.

Estabelecemos no estudo a formulação do modelo de dados de painel de efeito fixos através dos indivíduos, após executar um conjunto de testes apropriados para a seleção de modelos de painéis (Hsiao, 2003) e escolher aquele que melhor se adequou aos dados utilizados no estudo. A seleção de um modelo econométrico apropriado para simular os dados do estudo constitui um passo importante para estimar, sem viés, a curva ambiental de Kuznets (CAK). Conforme Stern (2004), as características da CAK dependem do modelo empírico, e sendo fortemente influenciada pelo viés das variáveis omitidas. Portanto, também não sendo menos importante para obter uma CAK com precisão, a seleção de um conjunto de variáveis explanatórias apropriadas para o estudo (outras além do PIB per capita), que no caso desse estudo, envolveram impactos de variáveis de desenvolvimento econômico e social, o que possibilitou a diminuição dos vieses nas estimativas.

Os resultados obtidos no estudo demonstraram que o crescimento do PIB per capita constituiu a variável explanatória com menor impacto sobre o crescimento da emissão de CO₂ per capita, apesar de termos constatado no ajuste do modelo uma curva ambiental de Kuznets, na forma de N. Constatou-se ainda por meio dos resultados obtidos no estudo que o impacto ambiental cresce em função do desenvolvimento das economias: desenvolvimento econômico, desenvolvimento social e qualidade de vida.

Na sequência, o artigo é organizado, tal que a Seção 2 descreve os fatores que influenciam o sistema climático e o efeito estufa. A Seção 3 estabelece o conceito da curva ambiental de Kuznets (CAK) e apresenta uma breve revisão sobre a literatura afim. A Seção 4 apresenta as estruturas dos principais modelos de painéis estáticos, e os procedimentos de testes a serem seguidos para a escolha do modelo que melhor se adéqua aos dados do estudo. A Seção 5 descreve as características da base de dados e os fatores que nortearam a escolha das variáveis inclusas no modelo. A Seção 6 apresenta os resultados que indicaram a escolha do modelo apropriado para simular os dados do estudo. A Seção 7 apresenta os resultados e as respectivas análises. A Seção 8 procede às considerações finais. A Seção 9 relaciona às bibliografias. E, finalmente, o apêndice A aloca as principais tabelas de resultados e estimativas do modelo, que julgamos desnecessário introduzi-las no corpo do artigo.

2. O efeito estufa

Segundo Molion (2008a), entre os fatores que podem influenciar o sistema climático encontram-se as radiações de ondas longas (radiações infravermelha) que se refletem e são absorvidas pelos os chamados *gases de efeito estufa*. Dentre estes gases três são os mais importantes no fenômeno de absorção da radiação de ondas longas: o principal é o vapor d'água (H₂O), seguido pelo gás carbônico (CO₂) e em terceiro lugar fica o metano (CH₄). O óxido nítrico (N₂O), o ozônio (O₃) e os compostos de clorofluorcarbono (CFC) também são responsáveis pela absorção de radiação de ondas infravermelha, mas as suas influências são bem menores, devido aos seus baixos níveis de concentração na atmosfera, se comparado com os níveis de concentração dos demais.

A totalidade dos gases absorvedores de ondas longas presentes na atmosfera é responsável pela manutenção da temperatura do ar próximo a superfície terrestre de aproximadamente 15 °C, em média. Na inexistência desses gases, a temperatura média da

superfície global estaria aproximadamente em -18°C , valor que inviabilizaria qualquer vida na Terra (Molion, 2008b).

O fenômeno do aquecimento global devido ao impedimento da saída de radiação térmica foi percebido já no século XIX e XX, primeiro, por Fourier (1824 e 1827), em um experimento em que comparou o aquecimento da temperatura global com o aquecimento provocado em uma estufa de plantas (*greenhouse*) exposta à luz solar. Três décadas depois, Tyndall (1859 e 1861) provou que gases como o vapor d'água, o CO_2 e o CH_4 absorviam a radiação solar infravermelha e que o vapor d'água e o CO_2 eram os principais responsáveis por esta retenção do calor. Arrhenius (1896) publicou um estudo que viria introduzir a teoria do efeito-estufa. Neste estudo, verificou-se que o aumento dos níveis de gases de CO_2 emitidos na atmosfera levaria ao aumento de temperatura da superfície terrestre. Por outro lado, o físico Wood (1909) contestou ser o CO_2 o principal gás responsável pelo efeito estufa, indicando-o como o provável responsável pelo fato do ar quente da superfície terrestre não se misturar a outras camadas da atmosfera. Callendar (1938) conjecturou que o aumento da temperatura da superfície terrestre era, em maior parte, em decorrência da emissão de toneladas de dióxido de carbono para a atmosfera, através da queima de combustíveis fósseis nas termelétricas.

Portanto, a hipótese referente ao efeito-estufa diz que o aumento da concentração na atmosfera de gases refletores de ondas longas (que absorvem as radiações infravermelhas) provoca o aquecimento global. Assim, tendo em vista que a emissão de CO_2 para a atmosfera encontra-se entre os principais absorvedores de ondas longas, consideraremos nesse estudo a emissão de CO_2 como a variável dependente do modelo empírico utilizado para estimar a Curva Ambiental de Kuznets.

3. A curva ambiental de kuznets e o problema ambiental

Um dos principais instrumentos de análise de impactos do crescimento econômico sobre o meio ambiente é o modelo da Curva Ambiental de Kuznets. A CAK passou a ser referência para explicar a relação de como a poluição ambiental evolui em função do crescimento econômico.

O conceito da CAK surgiu no começo da década de 1990 para descrever a trajetória de evolução no tempo da poluição de um país, como resultado do desenvolvimento econômico. Grossman e Krueger (1991), buscando evidenciar a relação entre emissão de poluentes (material particulado em suspensão (SPM) e dióxido sulfúrico (SO_2)) e o PIB per capita para os Estados Unidos, encontraram uma curva em formato de “U” invertido, que a partir de então foi denominada Curva Ambiental de Kuznets (CKA). De acordo com a concepção da CAK, Quando o crescimento econômico ocorre em um país subdesenvolvido, os níveis de poluição crescem, em função de crescimentos na produção que geram emissões de poluentes, mas, essencialmente, porque um país pobre, inicialmente, não prioriza o controle da degradação ambiental, em função da sua pobreza. Contudo, a partir do momento em que o país atinge certo grau de crescimento (níveis de renda per capita mais altos), aumenta-se a preocupação com o meio ambiente e, em consequência, aumenta-se a proteção contra as degradações ambientais. Em consonância com esta concepção, Deacon e Norman (2004a e 2004b) consideram que o desenvolvimento dos países é determinado pelas forças de mercado e por mudanças nas leis de regulações governamentais, conseqüentemente, a não priorização do controle da degradação ambiental e controle do processo de produção constituem os fatores que aceleram o crescimento da emissão de poluição.

Segundo Grossman e Krueger (1995) e Selden e Song (1994), a evolução de uma economia passa por um processo de transição, a partir de um estágio inicial primário, no qual a economia se encontraria num estágio agrícola tradicional, evoluindo ao longo do tempo para um estágio mais avançado, de uma economia industrializada. Com o crescimento econômico

surge a maturação da consciência da sociedade em relação às consequências da degradação ambiental. Por fim, num estágio final ocorrerá o desacoplamento entre o crescimento econômico e a pressão sobre o meio ambiente, pois, o crescimento econômico não mais implicará no aumento dos níveis de degradação ambiental. Esse processo evolucionário de impacto ambiental é representado por uma função da renda per capita, na forma de “U” invertido, denominada de Curva Ambiental de Kuznets CAK.

A curva CAK é caracterizada por dois aspectos: a parte ascendente e a descendente. A parte ascendente da curva reflete o progresso natural do desenvolvimento econômico, regido pelas forças de mercado e por mudanças no processo de regulação governamental. Neste estágio, o processo econômico dar-se-ia pela passagem de uma economia agrária limpa para uma economia industrial poluída (Arrow et al., 1995). A parte descendente da curva CAK reflete o mecanismo pelo qual as economias desenvolvidas exportam processos de produção intensivos em poluição para economias menos desenvolvidas e ficam com a parte de serviços e de tecnologia da informação. Assim, neste estágio, a economia se desenvolvera em função do crescimento de setores menos intensivos em recursos e poluição, que associado às melhorias nas inovações tecnológicas e o aperfeiçoamento nas leis de regulação ambiental, dar-se-ia a redução da intensidade do consumo de energia e de resíduos de produção (Suri e Chapman, 1998; Cole, 2004; Stern, 2004).

Por outro lado, alguns autores como De Bruyn (1997) e De Bruyn et al. (1998) acreditam que a CAK não se sustenta no longo prazo. Assim, o formato de “U invertido” seria apenas um estágio inicial da relação entre crescimento econômico e pressão ambiental. Após certo nível de renda, haveria um novo ponto de inflexão que tornaria a trajetória ascendente novamente, e o formato da CAK seria similar ao de um “N”, sugerindo que a degradação ambiental voltaria a aumentar em altos níveis de crescimento.

Portanto, nos estudos empíricos sobre a Curva Ambiental de Kuznets (CAK) propõe-se como modelo geral, uma relação não linear entre o produto per capita e uma variável representativa da degradação ambiental. Essa relação forma uma função polinomial, como a seguinte:

$$Y_{it} = \beta_i + \beta_{1i}X_{it} + \beta_{2i}X_{it}^2 + \beta_{3i}X_{it}^3 + \gamma_{ni}Z_{nit} + \epsilon_{it}, \text{ com } n = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

onde, Y_{it} é a variável dependente que representa uma medida da condição ambiental, X_{it} a variável explanatória renda, Z_{nit} é um vetor de fatores explanatórios específicos que influenciam a variável dependente (no caso de um modelo de painel, todas estas variáveis evoluem no país i e/ou no tempo t). Os parâmetros β_i são os termos intercepto (no caso mais geral, países com características distintas apresentam interceptos distintos), os β_{1i} , β_{2i} e β_{3i} são os coeficientes de inclinação nas variáveis explanatórias caracterizadas pela renda, γ_{ni} é o vetor de coeficiente dos fatores endógenos Z_{nit} , ϵ_{it} o termo de erro estocástico, i é o subscrito que indica um país específico da economia em análise e, finalmente, t o subscrito que indica o ano.

Os sinais dos parâmetros β_{1i} , β_{2i} e β_{3i} na Eq. (1) determinam a relação entre degradação da qualidade ambiental (no caso desse estudo, emissão de CO₂) e renda, possibilitando determinar a forma da relação da CAK que pode apresentar vários possíveis resultados, dependendo do desempenho de cada economia. Conforme Li et al. (2007), a CAK pode ser categorizada, essencialmente, nos seguintes tipos: (i) crescimento monotônico, com β_{1i} positivo, e β_{2i} e β_{3i} estatisticamente iguais a zero, (ii) decréscimo monotônico, com β_{1i} negativo, e β_{2i} e β_{3i} estatisticamente iguais a zero, (iii) curva-U invertida, com β_{1i} positivo, β_{2i} negativo e β_{3i} estatisticamente igual a zero, (iv) curva-U, com β_{1i} negativo, β_{2i} positivo e β_{3i} estatisticamente igual a zero, (v) curva N, com β_{1i} positivo, β_{2i} negativo e β_{3i} positivo.

O entendimento do comportamento da CAK é complexo, tendo em vista que os efeitos que fazem com a renda interfira nos níveis de poluição pode ser decomposto em efeito escala da produção, efeito de composição da produção e efeitos de níveis tecnológicos usados nos processos produtivos. Estes efeitos interagem nas relações entre o crescimento econômico e qualidade ambiental. Grossman e Krueger (1991) descreveram que a pressão sobre o meio ambiente aumenta conforme haja um aumento de produção (efeito escala de produção). Essa maior pressão, entretanto, pode ser anulada pelos outros dois efeitos, o efeito de composição da produção e efeitos de níveis tecnológicos utilizados no processo produtivo. Por exemplo, é possível que o crescimento econômico se dê primordialmente em setores que poluem menos (efeito composição da produção) ou que as inovações tecnológicas na produção compensem o nível de produto, sem, contudo, causar grandes impactos no meio ambiente.

Portanto, em função da argumentação apresentada até aqui, cabe colocar a seguinte pergunta: pode a curva de Kuznets ser usada para alguma análise ou inferência da realidade atual da conjuntura ambiental? É em busca da resposta para esta questão que o presente trabalho estrutura um modelo para a curva ambiental de Kuznets, utilizando como variável dependente a emissão de CO₂ per capita, e envolvendo um conjunto de variáveis explanatórias que integram como indicadores exógenos, a taxa da população empregada, o uso de energia, a proporção territorial de áreas coberta por florestas, o percentual de áreas protegidas em relação ao território total, o índice GINI, a proporção do total da população usando fonte de água apropriada para consumo, a proporção do total da população com acesso a saneamento básico, a expectativa de vida, a taxa de alfabetização de adultos, matrículas no ensino fundamental e matrículas no ensino médio. Foram selecionados como base de dados países representativos de todos continentes, com padrões de desenvolvimento econômico diversos, além de diferentes padrões culturais e religiosos. Essa amostra teve 37 países com características diversas. Estimaremos o modelo de Curva Ambiental de Kuznets, utilizando dados de painéis com efeitos fixos, para um conjunto de trinta e sete países, representativos da economia mundial, no período de 1991-2006. O modelo de painel de efeitos fixos foi selecionado, seguindo os procedimentos de escolha do modelo de painel apropriado, conforme descrito em Hsiao (2003).

4. Modelos de regressão com dados em painel

Dados em painel são dados combinados que tem uma dimensão de corte transversal (espacial ou de espécie), e outra temporal. Os dados de painéis proporcionam maior grau de liberdade e, em consequência, mais variabilidade entre as variáveis e menos colinearidade, o que reduz o viés nas estimativas (Baltagi, 2005).

De uma maneira geral, o modelo com dados de painéis é representado pela seguinte formulação (Hsiao, 2003):

$$Y_{it} = \alpha_{it}^* + \beta_{it}^{tr} X_{it} + \rho^{tr} Z_{it} + \epsilon_{it}, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

onde i representa a i -ésima unidade de individual e t o t -ésimo período de tempo. Supondo que N é o número de unidades de observação de indivíduos e T o período total de observação no tempo, então, o número de observações é $N \times T$. α_{it}^* , $\beta_{it}^{tr} = [\beta_{it1}, \beta_{it2}, \dots, \beta_{itK}]$ e $\rho_{it}^{tr} = [\rho_{it1}, \rho_{it2}, \dots, \rho_{itK}]$ são vetores de constantes, respectivamente, de dimensão 1×1 , $1 \times K$ e $1 \times J$ que variam através de i e t , $X_{it}^{tr} = [X_{it1}, X_{it2}, \dots, X_{itK}]$ é um vetor de variáveis exógenas de dimensão $K \times 1$, $Z_{it}^{tr} = [Z_{it1}, Z_{it2}, \dots, Z_{itJ}]$ um vetor de variáveis exógenas explanatórias não observáveis de dimensão $J \times 1$, Y_{it} é a resposta do i -ésimo indivíduo no tempo t , e o ϵ_{it} o termo de erro estocástico. O superescrito tr representa o transposto do respectivo vetor.

O modelo (2) somente tem valor descritivo. Ele não pode ser estimado e nem ser usado para gerar previsões, porque os graus de liberdades disponíveis, NT , são menores que o número de parâmetros: $N \times T \times (K + 1) + \text{número de parâmetros caracterizando a}$

distribuição de u_{it} . Portanto, uma estrutura tem que ser imposta sobre o modelo (2). Inicialmente, assumiremos que os parâmetros sejam constantes sobre o tempo, contudo, podendo variar através das unidades individuais. Assim, postulamos uma regressão separada para cada indivíduo, como segue (Hsiao, 2003):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{ik}^{tr} X_{itk} + \rho_{ij}^{tr} Z_{itj} + \epsilon_{it}, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Em um modelo de painel estático, supõe-se que as variáveis explicativas X_{itk} são independentes dos termos de perturbação ϵ_{it} (ou seja, ϵ_{it} são independente e identicamente distribuídos, IID). A heterogeneidade para o modelo (3) pode residir nos coeficientes de regressão do vetor β_{ik} , com $i = 1, 2, \dots, K$ ou na estrutura dos termos de perturbação $covar(\epsilon_{it})$ (onde $covar$ é a matriz de covariância de ϵ_{it}), que podem integrar os efeitos do vetor Z_{it} de variáveis não observáveis. Em consequência de heterogeneidades, os modelos de painéis pode apresentar uma gama de especificações, que não será discutido em detalhes aqui, contudo, para maior entendimento consulte Marques (2000) e Hsiao (2003).

Portanto, dois aspectos dos coeficientes de regressão estimados do modelo (3) podem ser testados: primeiro, a homogeneidade dos coeficientes de inclinação dos regressores, e; segundo, a homogeneidade dos coeficientes de interceptos da regressão. O procedimento de teste tem três maiores etapas: (i) testar se ou não as inclinações e os interceptos são simultaneamente homogêneos entre diferentes indivíduos e em diferentes períodos de tempo; (ii) testar se ou não as inclinações da regressão são homogêneas ou heterogêneas, e; (iii) testar se ou não os interceptos da regressão são homogêneos ou heterogêneos.

Um primeiro teste trata-se em verificar se os coeficientes de inclinação são os mesmos e os interceptos não são; portanto, identificando a presença de um modelo heterogêneo nos interceptos. A heterogeneidade nos interceptos do modelo (3) pode ser identificada através de modelo de efeitos fixos, que consideram que os indivíduos apresentam fatores determinísticos específicos, de caráter político ou econômico, capitados pelas variáveis não observáveis Z_{itj} , que causam efeitos de impactos autônomos sobre os indivíduos, descrevendo os interceptos do modelo. A heterogeneidade nos interceptos do modelo (3) também pode ser identificada através de modelos de efeitos aleatórios (componentes de variância) que tratam os efeitos sobre as unidades individuais de forma aleatória, introduzindo a heterogeneidades individuais nos termos de perturbação. Esses modelos heterogêneos são descritos pela seguinte equação:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta^{tr} X_{it} + \epsilon_{it}, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Segundo, testa-se se os coeficientes de inclinação são constantes e, da mesma forma, se os interceptos são também idênticos, mantendo-se constantes para as unidades individuais e ao longo do tempo, sendo que os coeficientes de inclinação mudam somente em função das variáveis explanatórias. Este modelo é dominado de modelo de coeficientes constantes (Pooled model), descrito pela seguinte equação:

$$Y_{it} = \alpha^* + \beta^{tr} X_{it} + \epsilon_{it}, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

Portanto, devemos identificar qual entre os modelos (3), (4) e (5) melhor se adapta na modelagem dos dados de painéis dessa pesquisa. Assim, devemos estabelecer os testes de hipóteses e como estimar as estatísticas que permitem identificar o modelo de painel mais adequado para o estudo.

Assim, para estabelecer os testes de hipótese, consideraremos inicialmente como modelo irrestrito, o modelo dado pela Eq. (3), e como modelo restrito, o modelo dado pela Eq. (5). O teste de hipótese apropriado para identificar qual entre os modelos aqui especificados se adéqua melhor aos dados, é estruturado como segue:

$$F = \frac{(S_R - S_{IR}) / [(N-1)(K+1)]}{S_{IR} / [N(T-K-1)]} \quad (6)$$

onde S_{IR} e S_R são, respectivamente, a soma dos quadrados, respectivamente, dos resíduos do modelo irrestrito (Eq. 3) e dos resíduos do modelo restrito (Eq. 5), o modelo de coeficientes constantes (Pooled Model).

A estatística F dada pela Eq. (6) testa a hipótese de intercepto comum e inclinação comum (eq. 5), que pode ser visto como o modelo (3) sujeito a $(k+1)(N-1)$ restrições lineares. Assim, temos que:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \\ \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \\ H_1: \text{Os interceptos } \alpha_i \text{ ou os coeficientes de inclinação } \beta_i \text{ não são todos iguais} \end{cases} \quad (7)$$

Portanto, se F com $(N - 1)(K + 1)$ graus de liberdade no numerador e $N(T - K - 1)$ graus de liberdade no denominador não for significativa, nos podemos agrupar os dados e estimar o modelo de coeficientes constantes, conforme Eq. (5). Contudo, se F for significativa, uma nova tentativa deve ser feita para descobrir se a não homogeneidade pode ser atribuída à heterogeneidade nas inclinações ou aos interceptos.

Portanto, rejeitando a hipótese H_0 na Eq. (7), podemos testar a hipótese de heterogeneidades nos interceptos, mas homogêneos nas inclinações (Eq. 4). Neste caso, Para estabelecer os testes de hipótese, como para o caso anterior, consideraremos como modelo irrestrito, o modelo da Eq. (3), e o modelo restrito dado pela Eq. (4). O teste de hipótese apropriado para identificar qual entre os modelos acima especificados se adéqua melhor aos dados, é estruturado como segue:

$$F = \frac{(S_R - S_{IR}) / [(N-1)K]}{S_{IR} / [N(T-K-1)]} \quad (8)$$

onde S_{IR} e S_R são, respectivamente, a soma dos quadrados, respectivamente, dos resíduos do modelo irrestrito (Eq. 3) e dos resíduos do modelo restrito (Eq. 4), o modelo com heterogeneidade nos coeficientes.

A hipótese de interceptos heterogêneos, mas inclinações homogêneas (eq. 4) se caracteriza como o modelo (3) sujeito a $(N-1)K$ restrições lineares. O teste de hipótese para este caso é formulada como segue:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \\ H_1: \text{Os coeficientes de inclinação } \beta_i \text{ não são todos iguais} \end{cases} \quad (9)$$

Se F (estimado por (8)) com $(N - 1)K$ graus de liberdade no numerador e $N(T - K - 1)$ graus de liberdade no denominador for significativa, a sequencia de testes é interrompida e o modelo 3 será tratado como a hipótese mantida, pois é raro modelos com heterogeneidades nos coeficientes de inclinação e homogêneos nos interceptos. Se F não for significativa, podemos então determinar a extensão das não homogeneidades que podem aparecer nos interceptos.

Portanto, se H_0 da Eq. (9) for aceita, podemos também aplicar um teste condicional para interceptos homogêneos, nominalmente, dado por:

$$F = \frac{(S_R - S_{IR}) / [(N-1)]}{S_{IR} / [N(T-K-1)]} \quad (10)$$

onde S_{IR} e S_R são, respectivamente, a soma dos quadrados, respectivamente, dos resíduos do modelo irrestrito (neste caso, dado pela Eq. 4) e dos resíduos do modelo restrito (dado pela Eq. 5), o modelo com coeficientes constantes.

O teste de hipótese para este caso de heterogeneidades condicionais dos interceptos é formulada como segue:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N, \text{ dado que } \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \\ H_1: \text{Os interceptos } \alpha_i \text{ não são todos iguais, dado que } \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \end{cases} \quad (11)$$

Se F (estimado por (10)) com $(N - 1)$ graus de liberdade no numerador e $N(T - K - 1)$ graus de liberdade no denominador não for significativo, teremos a predominância do modelo de coeficientes constantes (5). Se F for significativo, teremos a predominância do modelo de heterogeneidades nos interceptos (modelo (4)).

Ao longo dessa Seção caracterizamos as estruturas de modelo de regressão de dados de painel que podem ajustar os dados da pesquisa, e em consequência, descrevemos os tipos de teste que podem ser utilizados para identificar a presença de heterogeneidades nos interceptos e/ou nos coeficientes de inclinação. Portanto, na próxima seção caracterizaremos os dois modelos clássicos utilizados para modelar dados de painel com heterogeneidades nos interceptos; e, caracterizaremos também as preocupações que devemos ter, quando da solução de modelos homogêneos (Eq. 5), modelos com heterogeneidades nos interceptos e aqueles com heterogeneidades nos interceptos e nos coeficientes de inclinação. Estas preocupações se referem à aplicação da técnica de solução e a ordem dos vieses introduzidos nas estimativas, em função de heteroscedasticidades e multicolinearidade.

4.1 A escolha do modelo de painel

Estabelecemos na seção anterior às formulações clássicas dos modelos de dados de painéis estáticos possíveis de serem aplicados, quando os parâmetros são constantes sobre o tempo, mas variam através dos indivíduos. Devemos selecionar entre os modelos acima especificados, o modelo de regressão de dados de painel que melhor descreva o comportamento dos dados a serem utilizados no estudo.

O modelo de dados de painel mais simples é o modelo de coeficientes constantes (Pooled Model). De acordo com a Eq. (5), α representa o intercepto para todos os indivíduos do modelo e os coeficientes do vetor β , β_k , com $k = 1, 2, \dots, K$, são iguais para todas as unidades individuais e ao longo do tempo, variando somente com as variáveis explanatórias. Neste modelo, assume-se que as variáveis de Z_{itj} absorvem efeitos exógenos não observáveis que repassam para Y_{it} , por meio do termo de erro estocástico. Como X_{itk} e Z_{itj} não são correlacionadas, ϵ_{it} deverá ser independente e identicamente distribuídos, com uma distribuição $IID(0, \sigma_\epsilon^2)$.

Devemos contrapor o desempenho do modelo de coeficientes constantes descrito no parágrafo anterior, com os modelos com heterogeneidades nos interceptos, e com o modelo com heterogeneidades nos interceptos e nos coeficientes de inclinação. Em particular, devemos estabelecer a performance de dois modelos para heterogeneidades nos interceptos: o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios, que descreveremos na sequência.

Se assumirmos que os elementos não observáveis Z_{itj} são correlacionados com X_{itk} , no entanto, não mudando ao longo do tempo, podemos eliminar essa fonte de viés, executando o modelo de efeitos fixos. Este modelo permite um intercepto individual específico para cada corte transversal, que irá capturar todas as características não observáveis constantes no tempo.

A maioria das aplicações de modelos de dados em painel utilizam modelos unidirecionais de componentes de erro (one-way), portanto, para este caso, os componentes do vetor ρ , ρ_j , com $j = 1, 2, \dots, J$, são assumidos como parâmetros fixos (onde ρ_j , denota os efeitos individuais não observáveis específicos) a serem estimados e v_{it} denota o restante das variabilidades das variáveis de Z_{itj} que são capturados como perturbações estocásticas que se somam a ϵ_{it} , gerando u_{it} . v_{it} são independentes e identicamente distribuídos $IID(0, \sigma_v^2)$. Os X_{ijk} são assumidos serem independentes de u_{it} para todo i e t . Assim, substituindo v_{it} e ρ_j na Eq. (3), obtém o seguinte modelo (para maiores detalhes veja Baltagi, 2001 e 2005 e Hsiao

2003):

$$Y_{it} = \underbrace{(\alpha^* + \rho_j)}_{=\alpha_i} + \beta^{tr} X_{it} + \underbrace{(v_{it} + \epsilon_{it})}_{=u_{it}} = \alpha_i + \beta^{tr} X_{it} + u_{it}, \quad (12)$$

com, $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$, $[g_i]_{T \times 1}^{tr} = [\vartheta_{i1}, \vartheta_{i2}, \dots, \vartheta_{iT}]$ e $[u_i]_{T \times 1}^{tr} = [u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT}]$.

Para estimar o modelo de efeito fixo, precisamos reformular a equação (12), para que o intercepto varie para cada i . Uma das técnicas utilizadas para este fim recorre-se à técnica das variáveis binárias de intercepto diferencial, em outros termos, às variáveis dummies. Este método de estimação é também chamado de LSDV (*Least Square Dummy Variable*). Com uma pequena variação, a Eq. (12) pode ser escrita como segue:

$$Y_i = \alpha^* + X_i \beta_k + D_i \rho_i + u_i \quad (13)$$

com

$$[Y_i]_{N \times 1} = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{Nt} \end{bmatrix}, [y_{it}]_{T \times 1} = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, [X_i]_{T \times K} = \begin{bmatrix} x_{i11} & x_{i12} & \dots & x_{i1K} \\ x_{i21} & x_{i22} & \dots & x_{i2K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT1} & x_{iT2} & \dots & x_{iT K} \end{bmatrix}, [u_i]_{N \times 1} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{Nt} \end{bmatrix}, \quad (14)$$

$$[u_{it}]_{N \times 1} = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix}, [D_i]_{N \times N} = \begin{bmatrix} e_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & e_2 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & 0 & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & e_{N-1} & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \text{Zero}_N \end{bmatrix}, [\beta_k]_{K \times 1} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} \text{ e } [\rho_i]_{N \times 1} = \begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_N \end{bmatrix} \quad (15)$$

onde $[e_j]_{T \times 1}^{tr} = (1, 1, \dots, 1)$, com $j = 1, 2, \dots, N - 1$ e $[Zero]_{T \times 1}^{tr} = (0, 0, \dots, 0)$ e o superescrito tr representa o transposto dos respectivos vetores.

D_i representa uma matriz de variáveis binárias, com uma variável para cada um dos $N - 1$ indivíduos e equivale a um quando $i=j$ e zero quando do contrário. Observa-se na Eq. (13) para eliminar o problema de multicolinearidade perfeita, eliminou-se uma variável binária (Gujarati, 2006). Portanto, nesse caso, quando $i=N$, o intercepto é dado por α^* e, para $i < N$, o intercepto é dado por $\alpha_i = \alpha^* + \rho_i$, conforme Eq. (12). A técnica a ser utilizado para a solução do modelo (13) depende da presença ou não de heteroscedasticidade nas variáveis explanatórias, o que será discutido em detalhes na Seção (6.2).

Devemos considerar ainda que no modelo de efeitos fixos haverá muitos parâmetros a ser estimado, em função da introdução das variáveis dummies, o que pode causar a perda de graus de liberdade. Se necessário, esta perda de graus de liberdade pode ser evitada introduzindo o modelo de efeitos aleatórios, ao invés do modelo de efeitos fixos.

No modelo de efeitos aleatórios, as variáveis omitidas irão representar fatores peculiares, tanto para as unidades individuais (grupos) como nos períodos de tempo que fazem com que ρ_i assuma comportamento aleatório. Algumas das variáveis irão refletir as diferenças individuais que tendem afetar as observações para alguns indivíduos e ao longo do tempo. Outras variáveis também podem refletir fatores peculiares em períodos de tempo específicos, mas que também afetam as unidades individuais. Assim, a variância σ_Z^2 (onde Z representa os efeitos não observáveis, conforme Eq. (12)) é constituída por três componentes (Hsiao, 2003; Baltagi, 2001).

$$\sigma_Z^2 = \sigma_\rho^2 + \sigma_v^2 + \sigma_t^2 \quad (16)$$

As variâncias σ_ρ^2 , σ_t^2 , e σ_v^2 são denominadas de componentes de variâncias; sendo que cada uma destas variâncias são componentes de σ_Z^2 , contudo, para o caso em estudo,

consideraremos que as flutuações $\tau_i \approx 0$, persistindo somente as flutuações aleatórias ao longo dos indivíduos. Assim, $\rho_i \approx IID(0, \sigma_\rho^2)$, $\vartheta_i \approx IID(0, \sigma_\vartheta^2)$, $\tau_i \approx IID(0, \sigma_\tau^2)$, ϑ_i e ρ_i são independentes, para todo i e t . Além disso, X_i são independentes do ρ_i e ϑ_i , para todo i e t .

Então, utilizando a Eq. (12), para o modelo de efeitos randômicos nos grupos (unidades individuais), temos que:

$$Y_i = \tilde{X}_i \tilde{\beta} + \rho_i + u_i, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N. \quad (17)$$

onde $\tilde{X}_i = [e, X_i]$, $\tilde{\beta}^{\text{tr}} = [\alpha^*, \beta^{\text{tr}}]$ e $u_i = v_i + \epsilon_i$.

O modelo de efeitos aleatórios torna-se uma especificação adequada, quando se obtém aleatoriamente N indivíduos, a partir de uma população grande. Neste caso, N é geralmente grande e um modelo de efeitos fixos levaria a uma enorme perda de graus de liberdade.

O modelo de efeitos randômicos é um modelo de regressão linear com uma perturbação que pode ser decomposto de forma consistente, embora seja ineficiente, quando estimado pelo método dos mínimos quadrados (MQO). Uma das premissas para a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários é a homoscedasticidade das perturbações estocásticas. Como o Modelo de efeitos aleatórios implica em correlação entre as perturbações, o método de estimação por MQO é ineficiente. Para isso, o método mais adequado é o método dos Mínimos Quadrados Generalizados (Feasible GLS) que estima assintoticamente e de forma eficiente os modelos de efeitos aleatórios. Para maiores detalhes sobre a técnica Feasible GLS, consulte Baltagi, Matyas e Sevestre (2008), Matyas e Sevestre (2008), Matyas, et al. (2012) e Hsiao (2003).

Com relação ao modelo de dados de painel com heterogeneidade nos coeficientes de inclinação e nos interceptos, devemos preocupar com a necessidade de análise da presença de heteroscedasticidade, e escolher a técnica adequada para a estimação dos parâmetros do modelo.

Uma vez estabelecido a concepção dos modelos de painel a serem analisados, temos de verificar qual o modelo que melhor se adapta para estimar a base de dados em análise. Primeiro, estabeleceremos a análise, aplicando o procedimento descrito detalhadamente acima (Eqs. (3), (4) e (5)), utilizando-se para modelar as heterogeneidades nos interceptos o modelo de efeitos fixos. Segundo, estabeleceremos nova análise de desempenho dos modelos de painel enfatizados pelas Eqs. (3), (4) e (5), substituindo na comparação de performance dos modelos, o modelo de efeitos fixos pelo modelo de efeitos randômicos. Prevalendo o modelo de efeitos fixos e, também, o modelo de efeitos randômicos diante dos demais modelos em comparação, então, devemos levantar qual modelo entre estes dois que melhor caracterize o comportamento da base de dados utilizada.

A escolha entre os modelos de efeitos fixos e efeitos randômicos é feita por meio do teste de Hausman (Hausman, 1978) projetado para detectar violação do pressuposto de modelagem de efeitos aleatórios, para o qual as variáveis explicativas são ortogonais aos efeitos unitários (variáveis dummies), induzindo uma provável correlação entre os componentes de erro individual u_i e os regressores X_i . Assim, se u_i e X_i estiverem correlacionados, o melhor modelo é modelo de efeitos fixos; se não estiverem, o melhor modelo é o de efeitos aleatórios (Greene 2008, 208-209).

Assim, o teste de Hausman verifica a principal diferença metodológica dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, verificando a existência de correlação entre o componente de erro individual u_i e os regressores X_i . O teste de hipótese de Hausman é estruturado da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: Cov(u_i, X_i) = 0 \\ H_0: Cov(u_i, X_i) \neq 0 \end{cases} \quad (18)$$

que tem uma distribuição χ^2 .

Portanto, ao rejeitar-se a hipótese H_0 , considera-se que o modelo de efeitos fixos é eficiente e consistente (robusto). Por outro lado, não rejeitando H_0 é possível utilizar o modelo de efeitos aleatórios ou o modelo de efeitos fixos.

Essencialmente, o teste de Hausman é sustentado na hipótese de que a diferença da covariância de um estimador eficiente com a de um estimador ineficiente é zero (Greene 2003). Assim,

$$\hat{\Sigma} = Var(\hat{\beta}_{ROBUSTO} - \hat{\beta}_{EFICIENTE}) = Var(\hat{\beta}_{ROBUSTO}) - Var(\hat{\beta}_{EFICIENTE}) \approx \chi^2(K) \quad (19)$$

e a estatística de Hausman é construída como segue:

$$H = [\hat{\beta}_{ROB} - \hat{\beta}_{EF}]^{tr} [Var(\hat{\beta}_{ROB}) - Var(\hat{\beta}_{EF})]^{-1} [\hat{\beta}_{ROB} - \hat{\beta}_{EF}] \quad (20)$$

onde $\hat{\beta}_{ROB}$ é o vetor das estimativas dos parâmetros do modelo com efeitos fixos, LSDV (robusto), $\hat{\beta}_{EF}$ o vetor das estimativas dos parâmetros do modelo com efeitos aleatórios (eficiente), $Var(\hat{\beta}_{ROB})$ é a matriz de variâncias dos estimadores $\hat{\beta}_{ROB}$, $Var(\hat{\beta}_{EF})$ e é a matriz de variâncias dos estimadores $\hat{\beta}_{EF}$.

Sob a hipótese nula de ortogonalidade, H é uma distribuição $\chi^2(K)$, com K graus de liberdade, igual ao número de regressores nos modelos (deve-se excluir um intercepto e os coeficientes das variáveis dummies na computação da estatística de Hausman). A descoberta de que $p < 0,05$ pode ser tomada como evidência de que, em níveis convencionais de significância, os dois modelos são suficientemente diferentes para rejeitar a hipótese nula e, portanto, rejeitar o modelo de efeitos aleatórios em favor do modelo de efeitos fixos.

5. A base de dados

Executamos um modelo de dados de painel para verificar a viabilidade da Curva Ambiental de Kuznets (CAK). A base de dados foi retirada de dois catálogos de indicadores mundiais: (i) os Indicadores de Desenvolvimento Mundial (*World Development Indicators*, WDI), compilado pelo Banco Mundial (2010), e; (ii) os Indicadores de Metas para o Desenvolvimento do Milênio (*Millennium Development Goals Indicators*, MDGI), compilados pela Divisão de Estatísticas das Nações Unidas do Departamento de Assuntos Econômicos e Sociais (*Department of Economics and Social Affairs*, DESA), da Organização das Nações Unidas (ONU, 2010a e 2010b).

Foram selecionados como base de dados países representativos de todos continentes, com padrões de desenvolvimento econômico diversos, além de diferentes padrões culturais e religiosos. Essa amostra teve 37 países com características diversas, conforme o padrão de representatividade adotado, contudo, escolhendo países com mais informações disponíveis, de forma a não limitar ou enviesar a inferência e análise do modelo.

Todavia, a base de dados utilizada não apresentou dados para todos os anos pesquisados e para todos os países Isto aconteceu devido à falta de informações para alguns países, em algum respectivo período; ou devido os Indicadores utilizados constituírem de pesquisas bianuais ou quinquenais. Para sobrepor esta deficiência de informações, foi executada interpolações levando em conta para o ajuste o padrão de evolução, conjunto de valores conhecidos próximos do país em consideração, inseridos na região de interpolação.

5.1 A escolha dos dados

O modelo clássico da Curva Ambiental de Kuznets compara impactos ambientais em função do crescimento da renda. O modelo proposto por esse trabalho inclui na analisa outros fatores, que não a renda, que podem influenciar no aumento da degradação ambiental.

Uma das fontes dos dados para o presente trabalho foi os Indicadores de Metas para Desenvolvimento do Milênio (*Millennium Development Goals Indicators*, MDGI), da

Organização das Nações Unidas (ONU, 2010b, p. 3). Em 2000, a ONU, ao analisar os maiores problemas mundiais, estabeleceu oito metas do Milênio. Essas metas representam as necessidades humanas e os direitos básicos que todos os indivíduos do planeta deveriam poder desfrutar. Essas metas encontram-se relacionados com a sustentabilidade do meio ambiente, desigualdade social, fatores de desempenho econômicos, saúde e educação (Banco Mundial, 2010).

Tabela 1: Indicadores Utilizados e Banco de Dados Fontes.

VARIÁVEL	INDICADORES	FONTE
	Ambientais	
CO2PC	Emissão de CO ₂ , em milhares de toneladas de CO ₂ per capita.	WDI
FLORPC	Proporção de Área Coberta por Florestas (%).	WDI
PROT	Percentual de áreas protegidas, em relação ao território total (%).	MDGI
	Econômicos	
EMPR	Taxa da População Empregada, em ambos sexos (%).	MDGI
ENER	Uso de Energia (equivalente ao kg de óleo) por US\$1.000 de PIB (a preços constantes de 2005, com paridade do poder de compra em US\$).	WDI
PIBPC	PIB per capita, (US\$ corrente).	WDI
	Desigualdade de Renda	
GINI	Índice de GINI - Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos, segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade, a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula).	WDI
	Saúde	
AGUA	Proporção do total da população usando fonte de água Apropriada para Consumo (%).	MDGI
SANEA	Proporção do total da população com acesso a saneamento básico (%).	MDGI
VIDA	Expectativa de Vida ao Nascer, em média de anos.	WDI
	Educacionais	
AFADT	Taxa de alfabetização de adultos, em percentual de pessoas com 15 anos ou mais (%).	WDI
MATPR	Matrículas no Ensino Fundamental (%).	WDI
MATSEC	Matrículas no Ensino Médio (%).	WDI

Fonte: Elaboração própria, com base no Banco Mundial (2010) e na ONU (2010a).

Portanto, os indicadores de desenvolvimento utilizados enquadram-se numa visão abrangente, medindo de forma integrada, o progresso do desenvolvimento. Assim, esses indicadores encontram-se correlacionados e impactam entre si. Por esses motivos, introduzimos no modelo da curva de ambiental de Kuznets outras variáveis explanatórias, além da renda agregada per capita.

Os indicadores selecionados na estruturação do modelo de painel foram agrupados em cinco áreas de análise, conforme Tabela 1: Ambiental, Econômica, Desigualdade de Renda, Saúde e Educação. A finalidade do modelo é avaliar quais variáveis impactam e a intensidade dos impactos na degradação ambiental. Como justificado na Seção 2, a variável dependente a ser avaliada é a emissão de CO₂.

Entre as variáveis que medem a Emissão de CO₂, utilizou-se a variável que mede a emissão em toneladas de CO₂ per capita, pois o uso de uma variável per capita faz com que os dados sejam de melhor comparação entre os países, devido a grande variabilidade populacional e de produção entre eles. O próprio Kuznets, no seu trabalho original em que

demonstrou a Curva de Kuznets, utilizou dados per capita (Kuznets, 1955). Com relação à escolha da melhor medição do crescimento econômico entre os países, utilizou-se o produto interno per capita em valores correntes, em dólares dos USA.

As variáveis explanatórias de Emissão de CO₂ que complementam o modelo, incluídas no vetor exógeno Z_{nit} , foram selecionadas por meio de filtragem, primeiro selecionando aqueles indicadores como variáveis contendo menos lacunas de informação e, segundo, aquelas variáveis que em testes previamente elaborados para o modelo de painel demonstraram-se significantes. Estas variáveis encontram-se relacionadas na Tabela 1, abaixo.

O período selecionado para a base de dados foi do ano 1991 a 2006. O início desse período (ou seja, o ano de 1991) foi escolhido devido em função do ano da consolidação das estimativas dos indicadores no catálogo do MDGI. O último ano da base de dados (ou seja, o ano de 2006) foi escolhido por ser o último ano em que a maior parte dos indicadores tinha informações completas. A partir do ano de 2006, algumas séries tornavam incompletas.

O grupo de países selecionados compõe uma amostra de 37 países. Esses países foram selecionados de forma a estarem em diferentes posições geográficas no globo, ou seja, se encontram dispersos nos cinco continentes. Para ter uma amostra representativa, foram selecionados países subdesenvolvidos, em desenvolvimento e países desenvolvidos. Além disso, a língua falada, as religiões oficiais, as formas de governo, as culturas e raízes étnicas são das mais diversas, de forma a mostrar a maior parte da diversidade existente no mundo. Algumas regiões tiveram menos países que outras, como a África perante a Europa, porque naqueles países as bases de dados, na maioria, são mais incompletas, o que poderia produzir um resultado viesado no modelo proposto.

Essa amostra de países representa 21% dos países do mundo (considerando 192 países, no total (ONU, 2010b)), 58% da superfície territorial do globo e 68% da população mundial. A Tabela 2 abaixo mostra todo o grupo amostral:

Tabela 2: Lista dos Países da Base de Dados.

CÓD.	PAÍS	ÁREA (em Km ²)	POPULAÇÃO	CÓD.	PAÍS	ÁREA (em Km ²)	POPULAÇÃO
1	Argentina	2.766.889	40.276.376	20	Itália	301.268	59.870.123
2	Austrália	7.713.364	21.292.893	21	Japão	377.801	127.156.225
3	Bolívia	1.098.581	9.862.860	22	Cazaquistão	2.717.300	15.636.987
4	Brasil	8.519.876	193.733.795	23	Letônia	64.500	2.249.362
5	Bulgária	110.912	7.544.581	24	México	1.958.201	109.610.036
6	Canadá	9.976.139	33.573.467	25	Holanda	40.844	16.592.232
7	China	9.596.961	1.345.750.97	26	Noruega	323.895	4.812.190
8	Colômbia	1.138.914	45.659.709	27	Peru	1.285.216	29.164.883
9	Dinamarca	43.077	5.470.293	28	Filipinas	300.000	91.983.102
10	Equador	283.561	13.625.069	29	Romênia	237.500	21.274.730
11	Egito	1.001.449	82.999.393	30	Rússia	17.075.40	140.873.647
12	El Salvador	21.041	6.163.050	31	Espanha	504.782	44.903.659
13	Finlândia	338.145	5.325.587	32	Suécia	449.964	9.249.249
14	França	551.500	62.342.668	33	Tunísia	163.610	10.271.506
15	Alemanha	356.733	82.166.671	34	Reino Unido	244.100	61.565.422
16	Grécia	131.990	11.161.335	35	EUA	9.363.520	314.658.780
17	Hungria	93.032	9.992.662	36	Venezuela	912.050	28.583.366
18	Índia	3.287.590	1.198.003.27	37	Zâmbia	752.614	12.935.368
19	Indonésia	1.904.569	229.964.723				
TOTAL		ÁREA (em km²) =86.451.876		POPULAÇÃO= 4.552.076.702			

Fonte: Elaboração própria, com base no IBGE (2010) e Banco Mundial (2010).

Na seção que segue apresentaremos os testes para a identificação do modelo de painel que melhor se adéqua ao ajuste dos dados, para a identificação da Curva Ambiental de

Kuznets, CAK. Como enfatizado na seção 3, o modelo da CAK avaliará qual a causalidade do impacto ambiental (Y_{it}), envolvendo um conjunto de variáveis explanatórias que compõe o modelo, as quais são: renda *per capita* (X_{it} , X_{it}^2 , X_{it}^3) e outras variáveis como emprego, educação, saúde, etc., apresentadas como variáveis do vetor Z_{it} .

6. A escolha do modelo de painel

A equação básica utilizada para a verificação empírica da Curva Ambiental de Kuznets (CAK), é especificada na forma seguinte:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}X_{it} + \beta_{2i}X_{it}^2 + \beta_{3i}X_{it}^3 + \gamma_{in}Z_{nit} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

onde Y_{it} representa a variável dependente. No modelo da CAK, o impacto ambiental é explicado pelo crescimento econômico e outras variáveis de cunho econômico e social. Portanto, a variável a ser explicada será a Emissão de CO₂. A variável explanatória X_{it} é a medição de crescimento econômico, caracterizada pelo Produto Interno Bruto per capita e o vetor de variáveis explanatórias Z_{nit} representa outros fatores sociais e econômicos, com caracteres endógenos ou exógenos, peculiares de cada economia, conforme evidenciado na Tabela (1).

Portanto esquematizamos o modelo de painel, conforme a Eq. (21). Para a implementação desse modelo devemos proceder a uma série de testes, entre os quais, a escolha das variáveis, conforme análise na subseção que segue.

6.1 Teste de multicolinearidade

Na determinação de quais variáveis seriam utilizadas em Z_{it} , ou seja, as outras variáveis explanatórias além do PIB *per capita*, iniciou-se a análise de presença de multicolinearidade nos dados (dependência linear entre as variáveis explanatórias), fonte de introdução de vieses nos parâmetros, de grande intensidade, a ser estimados pelo modelo de regressão de painel. Para isso, foi esquematizado no *software* STATA 11 a função “*collin*”, que determina o grau de dependência entre as variáveis explanatórias. Esta rotina estima o grau de colinearidade entre as variáveis pelas duas técnicas básicas de análise de multicolinearidade, ou seja, o Fator de Inflação de Variância (FIV) e o Índice Condicional (IC), conforme Eqs. (22) e (23) (Gujarati, 2006, p. 292). O coeficiente de correlação entre X_i e X_j é dado por r_{ij} , com $i \neq j$. Essa correlação é responsável pela covariância entre os coeficientes angulares do modelo (β_n). Quanto maior r_{23} , maior a covariância entre eles, chegando ao infinito (caso $r_{23} = 1$). O FIV mostra a velocidade com que a covariância aumenta, com o aumento da correlação entre as variáveis explanatórias. Se o FIV de uma variável for maior que 10, essa variável é altamente colinear. No Índice Condicional (IC), os autovalores são escalares de autovetores (obtidos da álgebra matricial, a partir da matriz de covariância). Como regra prática, se $IC < 10$ a multicolinearidade será moderada, se $10 < IC < 30$, a multicolinearidade será forte e, se for maior que 30, será grave.

$$FIV = \frac{1}{(1-r_{23}^2)} \text{ e } IC = \sqrt{\frac{\text{autovalor máximo}}{\text{autovalor mínimo}}} \quad (22, 23)$$

Deve ser observado que a multicolinearidade é uma questão de grau, pois todas variáveis econômicas e/ou sociais apresentam dependências entre si, tendo em vista que o processo econômico evolui de forma sistemática e integrado em todos os seus indicadores. Ainda deve ser salientado que quando a multicolinearidade entre as variáveis explanatórias é grande, aquelas como maior dependência deve ser eliminadas do conjunto de variáveis explanatórias, pois não existe correção para esta dependência. (Gujarati, 2006).

Portanto, considerando os Indicadores de Metas para Desenvolvimento do Milênio (Millenium Development Goals Indicators, MDGI), da Organização das Nações Unidas

(ONU, 2010b, p. 3), utilizando a função "collin" do programa STATA 11, estimamos os valores do Fator de Inflação da FIV e do IC. Tendo como regra prática, que todas as variáveis que apresentassem valores FIV maiores de 10 e/ou índice IC maior que 30 são consideradas altamente colineares, estas foram retiradas do modelo. Esse processo de estimativa foi repetido com as variáveis restantes, até que o conjunto de variáveis analisadas atingem os níveis de colinearidades aceitáveis, com VIF < 10 (VIF média ≈1) e IC < 10. De acordo com este critério adotado, as variáveis escolhidas para serem introduzidas no modelo encontram-se relacionadas na Tabela (1).

6.2 Teste de heterocedasticidade

Utilizou-se no estudo um modelo de dados de painéis, estruturado para análise de regressão de um conjunto de variáveis explanatórias e/ou de variáveis instrumentais dummies. Uma das suposições básicas na teoria clássica de regressão é a de que as variâncias dos erros sejam homocedásticas. Quando isso não ocorrer, é necessário fazer alguma transformação nos dados, buscando torná-los erros homocedásticos. A literatura tem publicando uma série de trabalhos discutindo modelos de regressão na presença de heterocedasticidade (como, por exemplo, Caudill et al., 1995). Normalmente, uma das causas da presença de heteroscedasticidade é o fato da amostra ser de dimensão reduzida.

A estruturação de um modelo de regressão de painel passa-se, primeiramente, em diagnosticar se a condição de homoscedasticidade é violada no problema. Portanto, para uma análise de heteroscedasticidade, consideraremos o teste Breusch e Pagan (1979), Godfrey (1978), e Cook e Weisberg (1983) que derivaram em separado, a mesma estatística de teste para heteroscedasticidade. As estatísticas estimadas com estas técnicas constituem em testes padrões da presença de heterocedasticidade em uma regressão OLS. Este teste avalia se todas as variâncias são iguais (homoscedasticidade), ou se a variância é uma função multiplicativa de uma ou mais variáveis (heterocedasticidade). Como resultado do teste, teremos que se o valor da estatística χ^2 estimada for muito grande, então, existe heteroscedasticidade. Nesse estudo, analisamos a presença de heteroscedasticidade entre as variáveis explanatórias, aplicando a função *hettest* do STATA 11, elaborada conforme o estudo Cook & Weinberg (1983). Esta função constitui num teste de escores de homoscedasticidade, possibilitando o estabelecimento de um modelo paramétrico para a variância residual, em função de um vetor de covariadas.

Tabela 3: Teste de heterocedasticidade, utilizando a função htest do STATA.

VARIÁVEIS	ESCORE	GL	P-VALOR	VARIÁVEIS	GL	ESCORE	P-VALOR
PIBCAPC	72.70	1	0.00	GINI	1	3.78	0.05
PIBCAPC2	51.18	1	0.00	AGUA	1	14.12	0.00
PIBCAPC3	23.37	1	0.00	SANEA	1	34.04	0.00
FLORPC	1.19	1	0.27*	VIDA	1	14.28	0.00
PROT	1.41	1	0.24*	AFADT	1	36.32	0.00
EMPR	31.74	1	0.00	MATPRI	1	12.81	0.00
ENER	6.00	1	0.01	MATSEC	1	38.10	0.00
RESULTADO COMBINADO							
ESCORE		GL		P-VALUE			
174.78		14		0.00			

Nota: GL significa graus de liberdade e o * representa os p-valores das respectivas variáveis com resíduos homoscedásticos.

Os testes de significância de heteroscedasticidade são estabelecidos para cada variável inclusa no modelo de painel, com a hipótese nula de homoscedasticidade nos resíduos da variável em análise. Aplicamos como critério para rejeição da hipótese nula, a condição $p - valor < 0,05$. Constatamos com os testes realizados no estudo, a evidente presença de

heterocedasticidade nas variáveis incluídas no modelo, conforme se pode observar na Tabela 3 (exceções se fazem somente para as variáveis FLORPC e PROT). Portanto, devemos utilizar para soluções dos modelos de painéis diante de dados heteroscedásticos, uma técnica mais robusta (eficiente e consistente) que o OLS clássico. Assim, utilizaremos para solução dos modelos deste estudo, a técnica de Mínimos Quadrados Generalizado (*Feasible Generalized Least Square, FGLS*), por meio da função *xtgls* do STATA. Para maiores detalhes sobre o método de solução consulte Hsiao (2003), Gujarati (2006) e Green (2003).

6.3 Testes sobre viabilidade dos modelos

Uma vez selecionadas as variáveis e verificada a existência de heterocedasticidade, devemos em seguida executar os modelos de painéis propostos na Seção 4. Os modelos executados foram os seguintes: (i) o modelo de coeficientes constantes ou de dados agrupados (Pooled Model), que não faz distinção entre as diferenças por grupo (indivíduos) e no tempo; (ii) o modelo com heterogeneidade nos interceptos e nos coeficientes de inclinação (interceptos e inclinações distintas para cada unidade individual); (iii) modelos com heterogeneidade nos interceptos e homogeneidade nas inclinações: o modelo de efeitos fixos por grupo (unidade individual) e o modelo de efeitos aleatórios por grupo. Todos estes modelos econométricos foram obtidos usando o método de estimação FGLS, devido a presença de heteroscedasticidade (conforme enfatizado na Seção 6.2). Portanto, cabe nesta seção, executar os testes e procedimentos apresentados também Seção 4, o que permite verificar qual modelo é mais adequado para descrever o comportamento da base de dados disponível para o estudo. A escolha de um modelo não invalida as estimativas obtidas pelos outros modelos, mas simplesmente, indica que o modelo de melhor desempenho apresenta uma menor variância residual. Para tanto, foi desenvolvido um programa na plataforma STATA 11, com a finalidade de executar dos os cálculos e análises propostas.

Inicialmente, consideramos o teste dado pela Eq. (6), que permite identificar entre o modelo de coeficiente constantes (dados agrupados), Eq. (5), e o modelo com interceptos e inclinações distintas para cada unidade individual (Eq. (3)). Este teste sob as hipóteses dado pela Eq. (7) permite selecionar a hipótese aceitável, entre as hipóteses nula e alternativa. Neste teste, a hipótese H_0 é a de que o modelo com melhor desempenho é o modelo de coeficientes constantes e sob a hipótese H_1 , o modelo de melhor desempenho é o modelo com interceptos e inclinações distintas para cada unidade individual. Assim, de acordo com um programa desenvolvido para esta finalidade, obteve-se uma estatística $F(540,37) \approx 44,11$, com 540 graus de liberdade no numerador e 37 graus no denominador. A probabilidade estimada para esta estatística F, com os graus de liberdade estimados, conduziu a um *p-value* $\approx 4,41 \times 10^{-24}$, portanto, sendo significativo, o que permite escolher como modelo mais apropriado para descrever o comportamento dos dados, o modelo com interceptos e inclinações distintas para cada unidade individual. Portanto, uma nova tentativa deve ser feita para descobrir se a não homogeneidade pode ser atribuída à heterogeneidade nas inclinações ou aos interceptos, ou, a ambos.

Portanto, rejeitando-se a hipótese H_0 na Eq. (7) referente ao teste (6), podemos testar a hipótese de interceptos heterogêneos, mas inclinações homogêneas (Eq. 4). Neste caso, para estabelecer este teste, consideraremos como modelo irrestrito, o modelo da Eq. (3), e o modelo restrito dado pela Eq. (4). O teste de hipótese dado pela Eq. (8) permite identificar qual entre os modelos (3) e (4) se adequa melhor aos dados, representados pela hipóteses dadas pela Eq. (9). A hipótese H_0 é de que o modelo com melhor desempenho é o modelo com heterogeneidades no intercepto (estimado pelo modelo de efeitos fixos, LSDV) e sob a hipótese H_1 , o modelo de melhor desempenho é o modelo com interceptos e inclinações distintas para cada unidade individual. Assim, obteve-se uma estatística $F(504,37) \approx 1,5101$. A probabilidade estimada para esta estatística F, com os graus de liberdade estimados,

conduziu a um $p - value \approx 0.061638$, portanto, sendo insignificante, o que permite escolher como modelo mais apropriado, o modelo sob a hipótese H_0 , o modelo de interceptos heterogêneos, mas inclinações homogêneas, estimado por meio do modelo de efeitos fixos, LSDV. Observa-se através do p-value estimado (da ordem de 0.061638) que o modelo de efeitos fixos e o modelo de interceptos e inclinações distintas para cada grupo apresentam comportamentos aproximadamente similares, o que indica que com um nível de significância de 6,2% poderíamos aceitar a hipótese H_1 , ao invés da hipótese H_0 .

Ainda na sequência dos testes de seleção de modelos de regressão para os dados de painéis desse estudo, considerando que ao aceitar hipótese H_0 na análise descrita no parágrafo anterior (o modelo de interceptos heterogêneos, mas inclinações homogêneas), podemos então determinar a extensão da não homogeneidade que podem aparecer nos interceptos, aplicando um teste condicional para interceptos homogêneos, nominalmente, dado pela Eq. (10). Este teste estabelece que sob a hipótese H_0 prevalece o modelo com coeficientes constantes (Pooled Model), e sob a hipótese H_1 predomina o modelo com heterogeneidades no intercepto, aqui estimado pelo modelo LSDV de efeitos fixos. Estas hipóteses encontram-se evidenciada na Eq. (11). Conforme estimativas em programa elaborado no *software* STATA 11, o valor estimado de $F(36, 541) = 242,99$, com 36 graus de liberdade no numerador e 541 no denominador, conduzindo a um $p - value \approx 0.00$. Observa-se que com este valor de probabilidade se aceita a hipótese alternativa, ou seja, o modelo de interceptos heterogêneos, mas inclinações homogêneas, estimados pelo modelo LSDV de efeitos fixos nas unidades individuais.

Segundo os testes aplicados, o modelo que melhor descreve (com menor nível de erro) o comportamento global da emissão de CO_2 per capita foi o modelo de interceptos heterogêneos e inclinações homogêneas, utilizando as estimativas do modelo LSDV de efeitos fixos nas unidades individuais. Mas, conforme descrito na Seção 4, devemos comparar a performance do modelo LSDV de efeitos fixos, com o modelo de efeitos aleatórios. Portanto, Para finalizar, analisaremos qual o melhor modelo entre o modelo de efeitos fixos por grupo ou o de efeitos aleatórios por grupo. Para isso, é aplicado o teste de Hausman (Hausman, 1978). Os resultados do teste de Hausman obtido por meio do programa desenvolvido na plataforma STATA 11 são mostrados na Tabela (4), abaixo.

Tabela 4: Teste de Hausman entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos randômicos.

	Coefficients of Slop		$(b_i - B_i)$	$\sqrt{\text{diag}(\text{Var}(\mathbf{b}) - \text{Var}(\mathbf{B}))}$
	b_i	B_i	Difference	S.E. (Standard Error)
PIBPCR	1.84E-04	2.43E-04	-5.88E-05	9.99E-06
PIBPCR2	-4.58E-09	-5.89E-09	1.31E-09	1.74E-10
PIBPCR3	4.22E-14	5.14E-14	-9.23E-15	-
FLORPC	2.56E-02	2.03E-02	5.29E-03	7.40E-03
PROT	-6.66E-02	-6.46E-02	-2.04E-03	6.33E-03
EMPR	5.07E-02	4.07E-02	1.00E-02	2.55E-03
ENER	6.70E-03	7.46E-03	-7.59E-04	4.06E-05
GINI	-2.33E-02	-3.30E-02	9.68E-03	2.66E-03
AGUA	5.25E-02	3.83E-02	1.42E-02	4.65E-03
SANEA	-1.31E-02	1.37E-02	-2.68E-02	7.33E-03
VIDA	1.05E-02	8.86E-03	1.64E-03	-
AFADT	3.16E-02	3.28E-02	-1.21E-03	2.09E-03
MATPR	-1.58E-02	-1.75E-02	1.68E-03	-
MATSEC	7.34E-03	6.37E-03	9.68E-04	-
CONS	-4.70E+00	-4.80E+00	1.04E-01	-
b = consistent under H_0 and H_a ; B = inconsistent under H_a , efficient under H_0 ;				
Test: Ho:	difference in coefficients not systematic			
chi2(12)	= 24.52	Prob>chi2	= 0.0173	

Fonte: Resultados de saída do programa STATA 11.

A Tabela 4 apresenta o vetor diferença dos coeficientes, respectivamente, b (associado ao modelo LSDV de efeitos fixos) e B (associado ao modelo de efeitos aleatório), o vetor erro padrão entre estes coeficientes, dado pela raiz quadrada das diferenças das variâncias da diagonal da matriz de covariância $\sqrt{[\text{diag}(\text{Var}(b) - \text{Var}(B))]}$, onde $\text{Var}(b)$ é a variância do vetor b estimados pelo modelo de efeitos fixos e $\text{Var}(B)$ a variância do vetor efeitos aleatórios por grupo.

O teste de Hausman suporta que as estimativas do vetor b obtido pelo modelo de efeitos fixos são consistentes (quando se aumenta o tamanho da amostra os erros tornam menores e as estimativas tendem a ser iguais aos valores dos respectivos parâmetros), tanto sob a hipótese H_0 como sob a hipótese H_1 . Por outro lado, o teste de Hausman suporta que as estimativas do vetor B obtido pelo modelo de efeitos aleatórios são eficientes (ou seja, é um estimador de variância mínima) sob H_0 e inconsistente sob H_1 . Portanto, podemos resumir que o modelo de efeitos aleatórios prevalece sob H_0 , pois se trata de um estimador de variância mínima e sob a hipótese H_1 , o modelo de efeito fixo prevalece, pois se trata de um estimador consistente, o que induz que ao tomar uma amostra grande, os erros das estimativas tendem a ser iguais aos parâmetros correspondentes. O teste de Hausman estimou a estatística H (conforme a Eq. (20)), a qual foi de ≈ 24.52 , conduzindo a um $p - \text{value} \approx 0.0173$. Portanto, prevalecendo à hipótese H_1 , e o modelo que melhor estima os parâmetros do modelo é o modelo de efeitos fixos. Assim, de acordo com os testes realizados, o melhor modelo para analisar as diferenças entre os países é o Modelo de Efeitos Fixos.

7. Análise dos resultados

Conforme verificamos nos testes acima, faremos a análise da Curva Ambiental de Kuznets, observando a diferença entre os países na emissão de CO_2 , em função de seus desenvolvimentos, medidos pelas variáveis explanatórias do modelo, conforme especificado na Tabela 1.

Os testes de escolha de modelos indicaram o modelo LSDV de Efeitos Fixos por grupos (aqui considera como grupo cada país) como o modelo que melhor ajusta a base de dados, quando integradas conjuntamente para todos os anos. Portanto, a interpretação dos resultados deste modelo incorpora a utilização de variáveis binárias. Cada país tem um intercepto diferente, ou seja, os países apresentam efeitos autônomos, em consequência de decisões políticas e/ou econômicas implementadas implicitamente, não introduzidas como variáveis explanatórias, mas capitadas como efeitos autônomos por meio de heterogeneidades introduzidas no intercepto de cada grupo. Assim, a evolução dos efeitos de impactos sobre a emissão de CO_2 per capita podem iniciar em pontos diferentes e, com a evolução em função da renda per capita e demais variáveis explanatórias do modelo, seguindo um comportamento comum, conforme esquematizado pela Eq. (21).

Os resultados das estimativas dos interceptos para cada país encontram-se apresentados na Tabela (5), que foram estimados a partir das estimativas da saída do STATA 11, apresentadas na Tabela A.1, no anexo A. Observa-se na Tabela A.1 que foram insignificantes ao nível de 5% somente os coeficientes dummies dos países 11 (onze) e 33 (trinta e três), correspondendo, respectivamente, aos países Egito e Tunísia. Estes países, juntamente com o país um (a Argentina) assumem o coeficiente da constante do modelo, da ordem de $-5,42$, significativo ao nível de 1%.

Como já argumentado, esses interceptos individuais para cada economia resultam de mudanças autônomas em diferentes fatores econômicos e/ou políticos. Segundo De Bruyn et al. (1998), esses fatores podem ser resultados de mudanças nas escalas de produção, na estrutura econômica e/ou nos níveis de tecnologia; ou, até mesmo, em função de algum resultado de políticas ambientais impactantes sobre os níveis de poluição. Esses fatores podem causar impactos positivos ou negativos sobre a emissão de CO_2 , de forma

independente da renda. A detecção de efeitos autônomos que impactam sobre os níveis de emissão de CO₂ constitui um indicativo importante para subsidiar a implementação de políticas econômicas que afetam a estrutura produtiva ou o estabelecimento de novas leis regulatórias que minimizem os impactos ambientais.

A obtenção de diferentes interceptos para a CAK não fornecem uma base para distinguir quais efeitos influenciam os interceptos de cada economia na CAK, mas, simplesmente, constituem indicativos da presença de efeitos autônomos impactantes nos níveis de poluição, os quais podem ser resultados de alguma variável não incluída explicitamente no modelo, ou derivados de efeitos de políticas ambientais que independem da renda. Portanto, ao separar os impactos sobre o nível de poluição devido aos efeitos exógenos, relativos às variáveis omitidas no modelo, daqueles referentes aos efeitos de impactos do crescimento da renda, obtém-se, de forma mais precisa, os coeficientes de impactos da renda per capita sobre emissão de CO₂ per capita; e, assim, desmitificando a premissa de que a única forma de um país diminuir a sua carga de poluição ambiental seria tornar desenvolvido; ou seja, atingindo uma renda per capita alta. Por exemplo, Shafik e Bandyopdhyay (1992) e Grossman e Krueger (1995) argumentam não haver razão para se acreditar que a qualidade ambiental é algo que ocorra naturalmente à medida que as nações se tornem mais ricas.

Tabela 5: Intercepto de cada país estimado pelo modelo LSDV de efeitos fixos.

CÓDIGO	PAÍS	INTERCEPTO	CÓDIGO	PAÍS	INTERCEPTO
1	Argentina	-5.42	20	Itália	-2.61
2	Austrália	6.13	21	Japão	-2.44
3	Bolívia	-7.24	22	Cazaquistão	-0.95
4	Brasil	-6.98	23	Letônia	-6.57
5	Bulgária	-4.32	24	México	-5.01
6	Canadá	4.40	25	Holanda	0.39
7	China	-6.96	26	Noruega	-3.49
8	Colômbia	-6.62	27	Peru	-7.65
9	Dinamarca	-1.02	28	Filipinas	-8.37
10	Equador	-6.34	29	Romênia	-4.97
11	Egito	-5.42	30	Rússia	-0.81
12	El Salvador	-6.89	31	Espanha	-3.26
13	Finlândia	-1.47	32	Suécia	-6.67
14	França	-4.11	33	Tunísia	-5.42
15	Alemanha	0.98	34	Reino Unido	-0.84
16	Grécia	-2.14	35	EUA	8.41
17	Hungria	-4.20	36	Venezuela	-1.62
18	Índia	-6.89	37	Zâmbia	-7.85
19	Indonésia	-8.29			

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados do modelo LSDV de efeitos fixos, estimados no programa desenvolvido no STATA 11, apresentados na Tabela A.1.

A Tabela A.1, Apêndice A, mostra os coeficientes angulares para as variáveis explanatórias, juntamente com os respectivos erros padrões, a estatística t, as correspondentes probabilidades de aceitar a hipótese H₀, de não significância dos coeficientes de inclinação (H₀: β_i = 0), e o intervalo de confiança para cada coeficiente, ao nível de significância de 5%. De acordo com estes resultados, ao nível de significância de 5%, não se mostraram significantes somente o coeficiente da variável explanatória saneamento (SANEA), que representa a proporção percentual do total da população com acesso a saneamento básico, e a variável proporção percentual de matrículas no ensino fundamental (MATPR).

De acordo com a teoria apresentada na Seção (3), a Curva Ambiental de Kuznets pode, teoricamente, apresentar vários formatos, entre eles, o formato de “U-invertido” e o formato em N. Observamos nos resultados apresentados na Tabela A.1 que os sinais dos coeficientes

das variáveis explanatórias $PIBPC_{it}$ (PIBPC), $PIBPC_{it}^2$ (PIBPC2) e $PIBPC_{it}^3$ (PIBPC3), foram, respectivamente, positivo, negativo e positivo (da ordem de $0,0000976$, $-2,26 \times 10^{-9}$ e $2,00 \times 10^{-14}$); identificando assim uma CAK no formato de N, com retomada do crescimento das emissões de CO_2 per capita em função do crescimento da renda per capita, num estágio de altíssima renda per capita, denominado de terceiro estágio ou estágio de economia limpa. Observamos ainda nos resultados das inclinações apresentados na Tabela A.1 (Apêndice A), que os coeficientes estimados para as variáveis explanatórias $PIBPC_{it}$, $PIBPC_{it}^2$ e $PIBPC_{it}^3$ mostram-se significantes ao nível de 5%. A Fig. 1, abaixo, mostra a evolução da previsão de emissão de CO_2 , em milhares de toneladas per capita, em função do PIB per capita, para o conjunto de economias introduzidas no estudo, e para o período de 1991-2006.

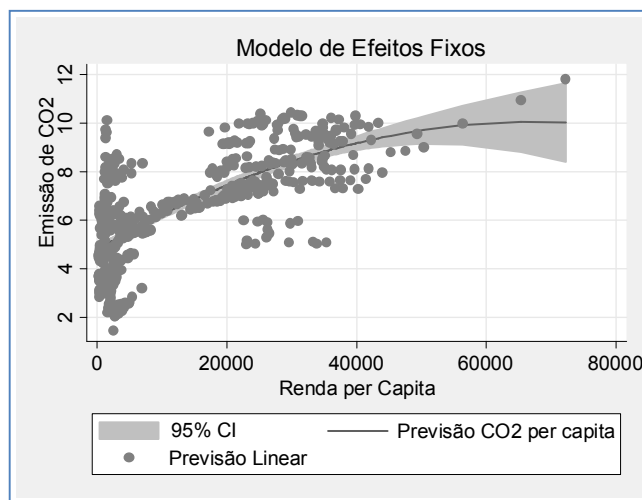


Figura 1: Evolução das previsões de emissão de CO_2 , como função do PIB per capita, para o conjunto de economias inclusas no estudo, e para o período de 1991-2006.

Observamos na Fig. 1, na parte inicial da curva CAK o primeiro estágio da curva: a parte ascendente. A parte ascendente da curva reflete o progresso natural do desenvolvimento econômico, no qual o nível de CO_2 per capita aumenta com o crescimento do PIB per capita. Neste estágio (para PIB per capita ≤ 22000), o processo econômico da-se pela passagem de uma economia agrária limpa para uma economia industrial poluída, regida pelas forças de mercado (Arrow et al., 1995). Por outro lado, não observamos o segundo estágio da curva de "U" invertido (parte descendente da curva CAK), o qual deveria refletir a diminuição dos níveis de poluição per capita, em função do crescimento da renda per capita. No entanto, observamos o estágio de desaceleração do impacto positivo do crescimento econômico (crescimento do PIB per capita) sobre os níveis de CO_2 per capita, para faixas de renda mais altas (por exemplo, para valores de renda per capita inclusas, aproximadamente, em $22000,00 \leq PIB \text{ per capita} \leq 70000$), pode ocorrer em função de mecanismos pelo qual as economias desenvolvidas exportem os processos de produção intensivos em poluição, para as economias menos desenvolvidas, mantendo em seu território, a parte de serviços e de tecnologia da informação, atividades menos intensivas em recursos e poluição, que associado às melhorias nas inovações tecnológicas e ao aperfeiçoamento nas leis de regulação ambiental, dar-se-ia a redução da intensidade do consumo de energia e de resíduos de produção; e, conseqüentemente, dos níveis de emissão de poluentes per capita (Suri e Chapman, 1998; Cole, 2004; Stern, 2004). Apesar de a CAK obtida nesse modelo apresentar um formato em N, a Fig. 1 não ilustra o terceiro estágio da curva, no qual ocorre o crescimento dos níveis de

emissão de CO₂, em função do crescimento do PIB per capita, pois de acordo com os coeficientes da CAK, esse processo só acontecerá de forma acentuada, para aproximadamente $75000,00 \leq \text{PIB per capita}$. Dessa forma, para a CAK modelada nesse estudo, observamos um comportamento similar ao descrito por De Bruyn et al. (1998), no qual, para uma CAK em formato N, após certo nível de renda, haverá um novo ponto de inflexão que tornará a trajetória ascendente novamente, sugerindo que a degradação ambiental volta a aumentar em altos níveis de crescimento. A CAK obtida nesse estudo, conforme os coeficientes dos termos de renda per capita (Tabela A.1, Apêndice A), possui um único ponto de inflexão, que ocorre aproximadamente no PIB per capita igual a US\$ 37666,00. Antes desse ponto de inflexão, a emissão de CO₂ per capita ocorre numa trajetória, na qual a taxa marginal é decrescente, e após o ponto de inflexão, a emissão de CO₂ per capita ocorre numa trajetória, na qual a taxa marginal é crescente; contudo, mantendo um lento crescimento da emissão de CO₂ per capita, em função da renda, no intervalo $22000,00 \leq \text{PIB per capita} \leq 70000$.

Os coeficientes de População Empregada (em termos percentuais) e uso de Energia (equivalente ao kg de óleo, por US\$1.000 de PIB), a preços constantes de 2005, estimados pela paridade do poder de compra em US\$, foram significantes ao nível de 5% e tiveram sinais positivos (conforme se observa na Tabela A.1, Apêndice). A direção destes sinais são as esperadas, pois, ao empregar maior quantidade de pessoas, o nível de consumo tende a subir e, conseqüentemente, intensifica os níveis de produção, o que geraria maior poluição por Emissão de CO₂. O uso de energia é mais lógico: quanto maior o consumo de energia, maior a poluição, em função do fato de que o aumento de energia encontrar-se relacionado ao nível da produção industrial das economias mundiais.

Ainda na Tabela A.1, observamos que os coeficientes dos indicadores ambientais foram significantes ao nível de 5%, sendo positivo para FLORPC e negativo para PROT, respectivamente, a proporção de área coberta por florestas (em termos percentuais) e de áreas protegidas em relação ao território total (também, em termos percentuais). A priori, os sinais esperados para os coeficientes destas duas variáveis explanatórias deveriam ser ambos negativos.

Sabemos que áreas florestais protegidas constitui uma forma de manter a proteção da flora e da fauna regionais. Porém, por si só, isso não explicaria a redução da Emissão de CO₂ para a atmosfera, em função do aumento de áreas florestais protegidas, conforme caracterizado pelo sinal negativo do coeficiente da variável PROT. Contudo, podemos imaginar que essas áreas florestais protegidas se referem também às áreas florestais nativas inseridas num processo de maior proteção governamental, evitando as queimadas (uma fonte com significativo poder de emissão de CO₂) descontroladas de florestas nativas que ocorrem em função da expansão de fronteiras de produção agrícola. Também se pode imaginar que a existência de áreas protegidas possa significar um aumento da consciência ambiental da sociedade, ao ponto de pressionar o Estado para criar áreas de proteção ambiental e intensificar o processo de vigilância destas áreas. Entendemos que estas argumentações constituem os principais fatores para a explicação de impacto positivo da variável PROT sobre a variável CO₂ per capita.

Com relação ao coeficiente da variável ambiental FLORPC, como observado, o coeficiente estimado para esta variável explanatória foi positivo. Podemos entender o porquê da direção positiva de impacto desta variável sobre a emissão de CO₂, considerando que a emissão de CO₂ pode ser gerada, em quantidades não desprezíveis, por queimadas de áreas florestais. Quanto mais florestas, especialmente nativas, maior são os efeitos de queimadas no aumento da emissão de CO₂. Além disso, queimadas pode também ser um resultado de fenômenos naturais, que podem ser potencializados por ações antropológicas, que são maiores em maiores áreas florestais.

Além disso, o comportamento de impacto positivo do coeficiente da variável FLORPC

sobre a emissão de CO₂ per capita, também pode ter sido estabelecido, em parte, em função de trocas de reflorestamentos (especialmente, em países subdesenvolvidos e em desenvolvimentos) por créditos de carbono oriundos de indústrias em países desenvolvidos, o que induz a uma relação positiva entre de emissão de CO₂, em função do aumento da proporção de áreas de florestas. A relação causal, neste caso, seria entre créditos de carbono e a emissão de CO₂ e entre créditos de carbono e percentual de áreas florestais; ou seja, créditos de carbono é uma variável exógena que interagem com estas duas últimas variáveis explanatórias.

Observa-se também na Tabela A.1 que o coeficiente estimado da variável Índice de Gini foi significativo ao nível de 1%, e negativo. Entendemos que esta direção de impacto foi captada corretamente pelo modelo, tendo em vista que países com menores Índices de Gini possuem uma distribuição de renda mais igualitária, com maiores níveis de consumo, o que exige maiores níveis de produção para atender a demanda, conseqüentemente, produzindo maiores níveis de emissão CO₂ per capita. Assim, para uma situação, na qual o Índice de Gini apresente um valor igual a zero, isto significa uma completa igualdade na distribuição de renda, e todas as pessoas do país em consideração são inseridas na pirâmide de consumo. Contudo, quando o Índice de Gini tende para um, tem-se uma situação de completa desigualdade, pouquíssimas pessoas passam a concentrar quase a totalidade da renda, fazendo com que o consumo seja restrito a poucas pessoas, inibindo o crescimento industrial, o que também inibe o nível de emissão de CO₂. Portanto, um sinal negativo do coeficiente da variável o Índice de Gini encontra-se corretamente identificado pelo modelo.

Os coeficientes das variáveis de saúde, VIDA e AGUA, respectivamente, a expectativa de vida e o percentual da população que possui acesso à água potável, foram significantes ao nível de 1% e apresentaram sinais positivos (conforme se observa na Tabela A.1). No entanto, o coeficiente da variável de saúde SANEA, o percentual da população que possui acesso ao saneamento básico, demonstrou ser insignificante. Claramente, os sinais positivos capitados pelo modelo para as variáveis VIDA e AGUA se apresentam corretamente, pois ambas significam maior nível de saúde, e conseqüentemente, mais tempo vida para a população e mais poluição será gerado, pois o consumo e a produção industrial se intensificam. Esperava-se também um coeficiente positivo para a variável SANEA, pois, acesso a saneamento básico aumenta a expectativa de vida e, conseqüentemente, deveria impactar positivamente ao nível de emissão de CO₂ per capita, no entanto, isto não foi capitado pelo modelo.

Ainda observamos na Tabela A.1 que os coeficientes das variáveis educacionais MATSEC e AFADT, respectivamente, o percentual da população matriculada no ensino médio e taxa de alfabetização de adultos, em percentual de pessoas com 15 anos ou mais, foram significantes ao nível de 1% e apresentaram sinais de impactos positivos. No entanto, observamos também na Tabela A.1 que o coeficiente da variável educacional MATPR, o percentual da população matriculados no ensino fundamental, foi insignificante. Com relação ao sinal positivo do coeficiente da variável MATSEC, enfatizamos que o grau de escolaridade apresenta um impacto positivo sobre os níveis de salários, intensificando os níveis de emprego, o consumo e a produção industrial, conseqüentemente, aumentando os níveis de emissões de CO₂ per capita. Podemos enfatizar também que um positivo impacto da variável AFADT sobre nos níveis de emissões de CO₂ per capita pode ocorrer em função do aumento da inserção destas pessoas adultas no mercado de trabalho, impactando positivamente sobre a massa salarial, sobre o consumo e o nível de produção industrial, com conseqüente aumento dos níveis de poluição. O fato do coeficiente da variável educacional MATPR não se mostrar significativo pode ser devido ao fato da formação do ensino fundamental ainda não se caracterizar como um grau de escolaridade suficiente para causar impactos positivos sobre o mercado de trabalho, tendo em vista que as partes da população inserida nesta classe educacional são muito jovens, não aptos para inserção no mercado de trabalho na maioria das

economias mundiais, assim, não intensificando o consumo e produção industrial. O que se deve enfatizar é que maiores graus de escolaridades têm impactos positivos sobre os níveis de salários. Assim seria interessante que tivéssemos analisado no modelo também os impactos da parcela da população com grau de formação superior, mas devido a colinearidade desta variável com a variável proporção da população matriculadas no ensino médio, fomos obrigados a excluir uma delas e optamos por excluir a variável representativa do percentual de população inserida no ensino superior.

Deve ser ressaltado que na análise que apresentamos até aqui, simplesmente, identificamos os aspectos que poderiam caracterizar as direções de impactos das variáveis explanatórias sobre a emissão de CO₂ per capita. Contudo, uma avaliação quantitativa sobre os impactos também torna necessária, pois permite identificar as economias mundiais com maiores consequências sobre os níveis de poluição de CO₂ per capita. Para tanto, estimaremos as elasticidades da emissão de CO₂ per capita, relativos às variáveis explanatórias.

A fórmula da Elasticidade para valores médios, para um modelo de regressão linear, é a seguinte (Pindyck e Rubinfeld, 2006):

$$E_{Y_i \leftarrow X_i} = \frac{dY_i}{dX_i} \times \frac{\bar{X}_i}{\bar{Y}_i} \quad (24)$$

onde dY_{it}/dX_{it} é a derivada de Y_{it} em função de X_i , \bar{X}_i é valor médio da variável explanatória e \bar{Y}_i é o valor médio da variável dependente.

Em particular, a elasticidade-renda, que caracteriza a variação relativa da emissão de CO₂ per capita em função da variação relativa do nível de PIB per capita, foi estimada conforme a equação abaixo, tendo em vista que o modelo de regressão incluiu na sua análise os impactos do PIB per capita ao quadrado e ao cúbico. Assim,

$$E_{Y_i \leftarrow X_i} = \beta_1 + 2\beta_2\bar{X}_i + 3\beta_3\bar{X}_i^2 \times \frac{\bar{X}_i}{\bar{Y}_i} \quad (25)$$

Para o caso da Eq. (25), Y_i representa a emissão de CO₂ per capita e X_i o PIB per capita, ambos para o país i .

A elasticidade é interpretada como sendo a variação de $E_{Y_i \leftarrow X_i}$ per centos da variável dependente, em função da variação de 1% da respectiva variável explanatória. A Tabela (A.2), Apêndice A, mostra os valores de elasticidades para todos os países inseridos no modelo de regressão em análise nesse estudo, em função de todas as variáveis explanatórias (os valores desta tabela estão expressos em termos percentuais).

Para a análise da elasticidade, selecionamos na Tabela A.2 alguns países com impactos mais intensos sobre a emissão de CO₂ per capita, em função das variáveis dependentes, cujos gráficos de elasticidade estão ilustrados nas figuras que seguem na sequência da análise.

No gráfico superior da Figura 2, selecionamos os países que apresentam maiores impactos, em termos relativos (elasticidade), do PIB per capita sobre a emissão de CO₂. Tomamos como referência para a separação dos países, a linha de elasticidade de 0.1%, em pontilhado. Observamos que entre os países em destaque, conforme legenda, constituem na sua maioria, de países em desenvolvimento, situados na América Latina, África e Filipinas na Ásia. Observamos que para 1% de aumento no PIB per capita, a emissão de CO₂ per capita aumenta, respectivamente, 0,12% para a Argentina, 0,18% para o Brasil, 0,13% para Colômbia, 0,20 para El Salvador, 0,10% para México, 0,18% para o Peru, 0,10% para Filipinas, 0,10% para Tunísia e 0,18% para a Zâmbia.

Podemos também observar na Tabela A.2 (Anexo A) que, de uma forma geral, quanto mais desenvolvido for o país (medido em nível de renda), menores são os impactos do PIB per capita, em termos percentuais, na poluição gerada na emissão de CO₂. Por exemplo, considerando 1% de aumento no PIB per capita aumenta a emissão de CO₂ per capita, respectivamente, de 0,02 para os EUA, 0,04% para a Dinamarca, 0,05% para a Finlândia,

0,04% para o Japão, 0,05% para a Alemanha, 0,05% para a Holanda, 0,03% para a Austrália, 0,03% para o Canadá, 0,06% para a Noruega, 0,08 para a Suécia e 0,06% para o Reino Unido.

Ainda, podemos também observar na Tabela A.2 que existem países em desenvolvimento com baixo impacto (abaixo da linha referencia 0,1%, em pontilhado) do PIB per capita na emissão de CO₂. Por exemplo, considerando 1% de aumento no PIB per capita aumenta a emissão de CO₂ per capita, respectivamente, de 0,03% para a Bulgária, 0,03% para a China, 0,06% para o Egito, 0,04% para a Índia, 0,07% para a Indonésia, 0,02% para o Cazaquistão, 0,04% para a Romênia e 0,05% para a Venezuela emitem.

De uma forma geral, conforme os resultados apresentados acima, constatamos que à medida que se aumenta o nível relativo de renda per capita, diminui-se a emissão relativa de CO₂ per capita. Sendo assim, pode-se dizer que, quanto mais desenvolvida for a economia, menor será o seu nível relativo de emissão de poluentes. Mas, se extrapolarmos as estimativas da CAK para valores de renda per capita além dos da base de dados desse estudo, acima de US\$75000,00, como destacado anteriormente, a taxa marginal de emissão de CO₂ per capita passaria a crescer, novamente, de forma acentuada.

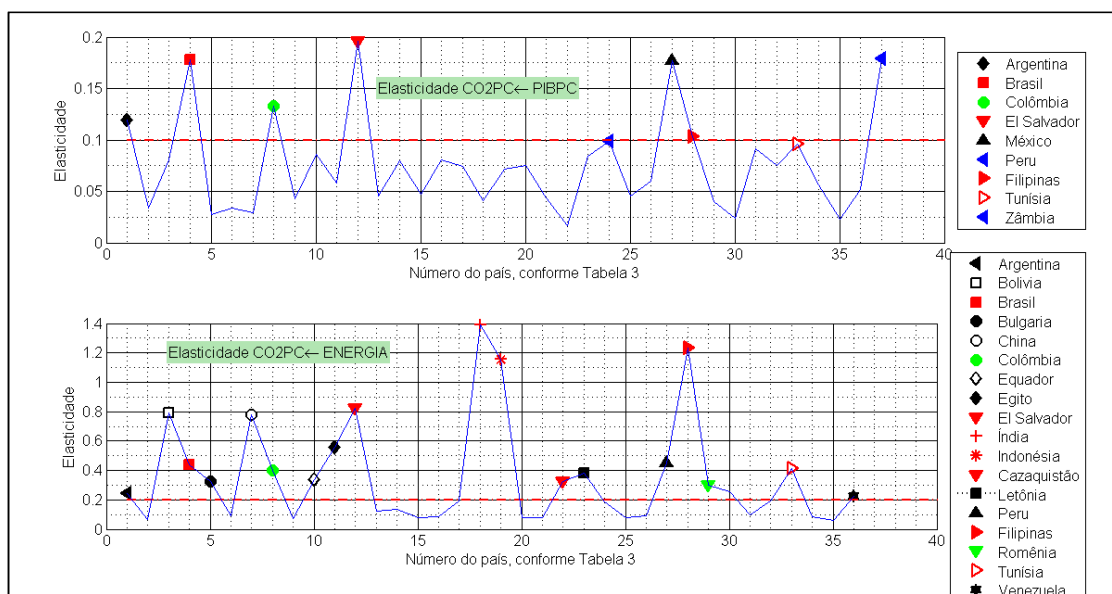


Figura 2: Evolução das elasticidades da emissão de CO₂, em função do PIB per capita (figura superior) e em função do consumo de energia (figura inferior).

Para entendermos algumas características específicas dos resultados do impacto do PIB per capita sobre a emissão de CO₂ per capita, preparamos a Fig. (3), que estabelece a relação entre PIB per capita e emissão de CO₂ per capita, obtida pela curva ambiental de Kuznets de terceiro grau (conforme coeficientes na Tabela A.1), tomando para cada país, os valores médios do PIB per capita e a emissão de CO₂ per capita, ao longo do período em análise. Ilustramos também na Fig. (3), conforme destacados anteriormente, as posições no gráfico dos países com elasticidades maiores que 0,1, os países desenvolvidos evidenciados e países em desenvolvimento com elasticidades menores que 0,1. Devemos observar que o gráfico da CAK na forma de “N” da Figura (3) (linha contínua), elaborada para o intervalo de valores de renda per capita média dos dados do estudo, no período de 1991-2006 é a mesma CAK ilustrada na Fig. (1), tomando os dados de todos os países, para todo período de tempo.

Constata-se na Fig. (3) que as relações entre PIB per capita e emissão de CO₂ per capita para as economias destacadas nesta figura, na maioria, evoluem em torno do gráfico da CAK,

ilustrada pela linha contínua, tanto na região de acentuada taxa marginal do nível de emissão de CO₂ per capita ($PIB\ per\ capita \leq US\$ 22000,00$), como na região de baixa taxa marginal ($US\$ 22000,00 \leq PIB\ per\ capita \leq US\$ 75000,00$), em função do PIB per capita. Contudo, existem em destaque alguns países que apesar de apresentarem um impacto relativo baixo do PIB per capita sobre a emissão de CO₂ per capita (baixa elasticidade-renda), eles destoam da CAK (linha contínua). Entre estes países em desenvolvimento e desenvolvidos, podemos citar os países de baixo PIB per capita, como a Rússia, o Cazaquistão, a Bulgária, Venezuela e Romênia e países de alto PIB per capita, como os USA, o Canadá e a Austrália, que excedem os níveis de emissões de CO₂ per capita, aos estimados pela CAK, para correspondentes PIB per capita destas economias. A identificação das causas da intensificação de emissão de CO₂ per capita apresentadas por estes países exige um estudo mais detalhado, contudo, podemos citar que um dos fatores encontra-se relacionado com as características da matriz energética em uso, essencialmente, com base na queima de combustíveis fósseis, que causa elevadas índices de emissões de CO₂ para a atmosfera, nos setores de produção, transporte e automotivo. As emissões de dióxido de carbono são cada vez maiores, em função da queima de carvão, petróleo e gás para gerar energia. Para combater este excesso de emissão de CO₂ per capita, originária da queima de combustíveis fósseis é o uso de novas tecnologias que sejam capazes de reduzir as emissões de dióxido de carbono (CO₂) na atmosfera, o principal gás responsável pelo aquecimento global.

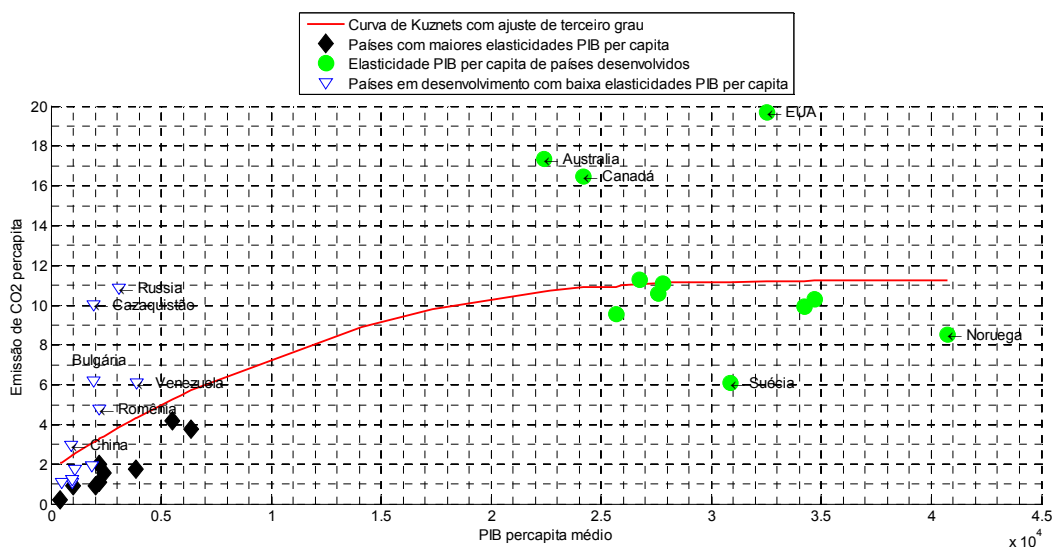


Figura 3: Ilustração da relação PIB per capita e emissão de CO₂ per capita, considerando os valores médios para os país, no período de 1991-2006: (i) Curva de Kuznets de terceiro grau; (ii) países com elasticidades maior 0,1; (iii) países em desenvolvimento, e; (iii) países em desenvolvimento com elasticidades menores que 0,1.

Por outro lado, podemos também citar países em destaque na Fig. (3), como a Suécia e a Noruega, que apresentam índices de emissão de CO₂ per capita, abaixo do valor estimado pela CAK (linha contínua), para os correspondentes PIB per capita. Este comportamento se justifica, pois a Suécia lidera os países da União Europeia em economia de baixo carbono, e produz 48% de sua energia total como energia renovável. A mudança para o uso de biocombustíveis na sua matriz energética representou o grande impulso para a Suécia assumir o papel que hoje tem no cenário ambiental global. O comportamento de baixa emissão de CO₂ per capita (abaixo das estimativas da CAK), também se justifica para a Noruega, um país que

em poucas décadas se transformou em um oásis de prosperidade graças ao petróleo, e utiliza como mecanismo de redução de emissão de CO₂, o sequestro do gás carbônico (CO₂) - que consiste em levar o gás para outro lugar que não seja a atmosfera - para impedir que ele alcance concentrações excessivas na atmosfera. O método usado na Noruega (também, no Canadá e Argélia) trata em injetar o CO₂, que, primeiramente, atuará como mecanismo de exploração de gases em poços cobertos por camadas rochosas e, segundo, o CO₂ é armazenado nas camadas rochosas que absorvem grandes quantidades de gás carbônico. Este processo é denominado de captura e armazenamento de carbono. A Noruega utiliza também o mercado de créditos de carbono para atingir as metas de redução de emissão de CO₂, compra créditos de carbonos de outras nações que possuam em seus processos de produção, mecanismo de desenvolvimento econômico limpo (MDL).

Evidenciamos nos parágrafos acima alguns fatores exógenos que impulsionam ou inibem a emissão de CO₂, que não sejam o PIB per capita e que não foram inclusos como variáveis explanatórias no modelo. Claramente, os fatores evidenciados acima foram capitados pelo intercepto do modelo estruturado neste estudo; e, como exemplo, podemos observar na Tabela (5), que países como os USA, Austrália e Canadá possuem altos valores de interceptos, respectivamente, 8,41, 6,13 e 4,40 toneladas per capita. Por outro lado, países como a Suécia e a Noruega possuem baixos valores de interceptos, respectivamente, -6,67 e -3,49 toneladas per capita. Ou seja, são esses efeitos autônomos que deslocam a relação entre PIB per capita e emissão de CO₂ per capita para valores acima ou abaixo dos estimadas pela CAK obtida no modelo.

No gráfico inferior da Figura 2, selecionamos os países que apresentaram maiores impactos, em termos relativos (elasticidade), do uso de energia sobre a emissão de CO₂. Tomamos como referencia para a separação dos países, a linha de elasticidade de 0,2%, em pontilhado. Observamos que entre os países em destaque, conforme legenda, constituem na sua maioria, de países em desenvolvimento, situados na América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru e Venezuela), Ásia (China, Índia, Indonésia, Cazaquistão, Filipinas), Leste Europeu (Bulgária, Romênia e Letônia - noroeste do leste europeu) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - a Zâmbia não foi incluída nos gráficos devido a sua alta elasticidade relativa a todas as variáveis explanatórias, destoando das demais elasticidades dos demais países, conforme pode ser observado na Tabela A.2). Constata-se que para os países citados na legenda do gráfico inferior da Fig. 2, os seus respectivos impactos de uso de energia são bastante significativos. Por exemplo, para um 1% de aumento no consumo de energia ocorre aproximadamente 0,8% de crescimento de emissão de CO₂ per capita, para países como Bolívia, China e El Salvador, e de 1,4% para a Índia, de 1,2% para a Indonésia e de 1,2% para as Filipinas. Estes países e os demais citados na legenda do gráfico inferior da Fig. 2 são países que se caracterizam por apresentarem consumo de energia em seus sistemas de produção, em grande parte, sendo de origens de combustíveis fósseis (carvão mineral, petróleo e gás natural). A maior parte dos cientistas concorda que os gases do efeito estufa, principalmente, o dióxido de carbono (CO₂), resultam da queima desses combustíveis. Também deve ser considerado que as transferências de planta produtiva, intensivas em poluição, de economias desenvolvidas para os países menos desenvolvidos são uma realidade e também contribui de forma não desprezível para a intensificação de emissões CO₂ per capitas por países da América Latina, Ásia, e, essencialmente, para os países do leste Europeu (Suri e Chapman, 1998, Cole, 2004). A migração de plantas produtivas intensivas em poluentes de países desenvolvidos para países em desenvolvimento induz a questionar a eficiência das políticas públicas de âmbito global, pois estas tendem a não gerar resultados similares para todas as nações.

A energia é um motor fundamental no desenvolvimento econômico e social. Ao mesmo tempo, o crescimento econômico desafia a capacidade do mundo de garantir suficientemente

o abastecimento de energia, com menor teor de carbono. Novas e mais limpas fontes de energia devem ser desenvolvidas para atender à demanda futura em face do aumento das temperaturas globais e do consumo humano. Um componente fundamental do desafio é mudar para a energia renovável, como uma alternativa aos combustíveis fósseis, que hoje dominam a oferta de energia.

As deslocamentos industriais em direção ao Sudeste Asiático (Filipinas e Indonésia), ao sul (Índia) e ao leste (China), onde reside o grosso da população mundial, com um PIB per capita relativamente muito baixo, mas com uma faixa de população com um grau de instrução cada vez mais alto, exigem fluxos de energia progressivamente mais intensos para esses países, a fim de sustentarem o aumento do nível de vida dessas populações e subsidiar a enorme capacidade produtiva que o capital internacional tem instalado na região. Com o deslocamento para a Ásia Oriental das atividades produtivas, não se deve surpreender que China e a Índia adquirissem pesos cada vez mais importantes nas emissões de CO₂. Por exemplo, a Índia apresenta a terceira maior demanda de energia do mundo, atrás apenas da China e dos Estados Unidos. Em especial, matriz energética da Índia é dominada pelo carvão (41,6%), seguido pelos biocombustíveis (lenha e resíduos), em torno de 24,5% e pelo petróleo e seus derivados (16,5%). O mesmo entendimento descrito no parágrafo anterior pode ser aplicado para o leste europeu, onde a população possui uma renda per capita relativamente baixa para os padrões europeus, mas com um grau de escolaridade alto, com leis ambientais menos restritivas, o que faz com que muitas indústrias da Europa ocidental, com alta intensidade em poluentes se desloquem para a região, em busca de mão de obra mais barata e leis ambientais menos restritivas. Com relação a América Latina, conforme Asche et al. (2010), o consumo de energia na região é altamente concentrado em fontes fósseis (74% do consumo total, incluindo petróleo, gás e carvão; exceto o Brasil que tem 44% da energia renovável em sua matriz energética. Contudo, especialmente no Brasil e México, o setor do transporte é o grande culpado pela alta concentração de poluentes no ar, já que 38% da poluição emitida na América Latina sai do escapamento de carros, ônibus e caminhões.

Os resultados ilustrados para as elasticidades da emissão de CO₂ (gráfico inferior da Fig. 2), em função do uso de energia, caracterizam que a intensidade do impacto do uso de energia sobre a emissão de CO₂ per capita é bem mais significativo que o impacto do PIB per capita sobre a emissão de CO₂ per capita. Com base nestes resultados, podemos enfatizar que para que haja um declínio relativo significativo na emissão de CO₂ pelos países destacados na figura, um fator chave é o aprimoramento do uso de novas tecnologias de geração das fontes energéticas utilizadas nos processos produtivos. Para tanto, deve-se haver estímulos para adotarem tecnologias mais limpas. Contudo, isto só ocorrerá em função de políticas governamentais que incluem o estabelecimento de padrões de regulamentações, taxas tributárias para a poluição e criação de permissões de emissões comercializáveis, os quais têm sido o incentivo mais potente para uma mudança tecnológica redutora de poluição (Torrás e Boyce, 1998).

No gráfico superior da Figura 4, selecionamos os países que apresentaram as maiores elasticidades da emissão de CO₂, em função da proporção de área territorial coberta por florestas. Nesse gráfico, tomamos como referência para a separação dos países com mais altos índices de poluição, a linha de elasticidade de 0.5%, em pontilhado. Observamos que os países em destaque, conforme legenda, são países em desenvolvimento, situados na América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru), Ásia (China, Índia, Indonésia, Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - não foi incluída nos gráficos devido a sua alta elasticidade relativa). No gráfico inferior da Figura 4, selecionamos os países que apresentaram maiores elasticidades de emissão de CO₂, em função do percentual de áreas territoriais protegidas em relação ao território total. Nesse gráfico, tomamos como referência para a separação dos países em destaque, a linha de

elasticidade de -1,0%, em pontilhado. Observamos que os países referenciados na legenda do gráfico inferior constituem os mesmos países em desenvolvimento que são referenciados para o caso do gráfico superior da Fig. 4, situados na América Latina, Ásia, África e leste europeu.

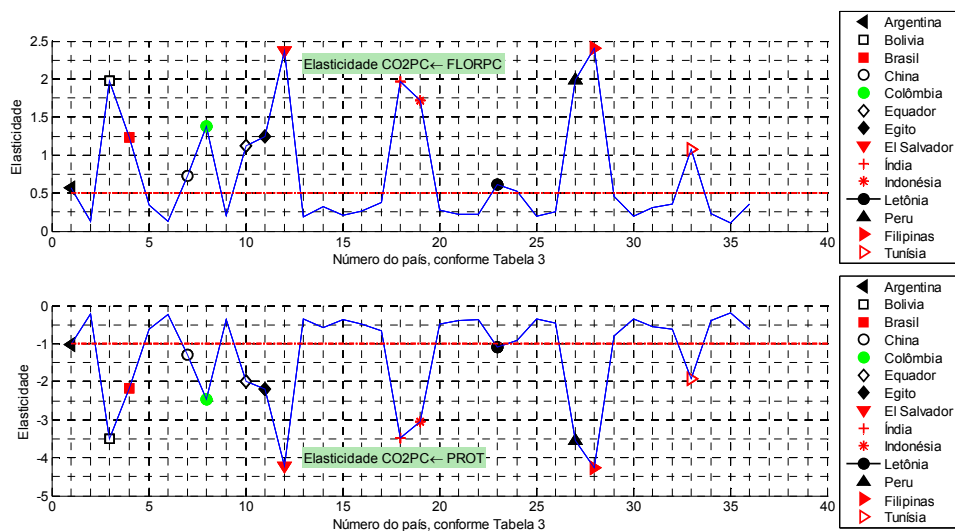


Figura 4: Evolução das elasticidades da emissão de CO₂, em função da proporção de Área Coberta por Florestas, em termos percentuais, FLORPC (figura superior) e em função do percentual de áreas protegidas, em relação ao território total, PROT (figura inferior).

Ao comparar os gráficos superior e inferior da Figura 4, podemos observar que os países que mais causam emissão de CO₂ per capita, em função da proporção de área territorial coberta por florestas, são também os mesmos países que apresentam as mais altas elasticidades negativas, em relação ao percentual de áreas territorial protegidas. Esses dois gráficos da Fig. 4 constituem uma imagem reversa um do outro, o que demonstra que a proporção de áreas florestais em uma economia constitui num fator que contribui positivamente para a emissão de CO₂ e as áreas de florestas protegidas constitui num fator que contribui para a redução da emissão de CO₂ para a atmosfera, de forma bastante elástica, atingindo elasticidades da ordem de grandeza maiores (em valores absolutos) que -4 , para El Salvador e Filipinas.

Reenfatizando o que já foi destacado anteriormente, a devastação e queima de áreas florestais constituem num dos principais fatores causadores da emissão de CO₂ para atmosfera. O processo de queima de biomassa pode ocorrer por duas razões: naturais ou por iniciativa humana. A queima de matéria orgânica produz primariamente água e dióxido de carbono, CO₂.

De acordo com Andreae (1991), a maior parte das queimadas ocorre nos países em desenvolvimento nos trópicos. Sendo estes, responsáveis por 87% das emissões globais de CO₂ produzidas por queimadas. Tomando como exemplo o caso do Brasil, um dos países que se destaca com grande impacto na emissão de CO₂ per capita em função de queimadas (diretamente proporcional ao percentual de área territorial coberta por florestas), com uma elasticidade de 1,23 (que estabelece uma emissão de 1,23% de toneladas de CO₂ per capita, para cada 1% de área florestal). Nas regiões Amazônica e Brasil Central, nos meses de julho a outubro ocorrem, em grande quantidade, queimadas antropogênicas em áreas de Cerrado e de Floresta Tropical (Coutinho *et al.* 2002). As queimadas na Amazônia encontram-se relacionadas, em parte, na limpeza de áreas para a agricultura de subsistência da região, fazendo parte da cultura do povo desta região; e, em outra parte, a mais significativa, as queimadas na Amazônia ocorrem, em função de uma forte expansão das atividades da

agropecuária, em alta escala na região. Queimadas para expansão de fronteiras agrícolas também ocorrem outras regiões do país, essencialmente, no Brasil Central.

Ainda, como exemplo de um dos países em desenvolvimento com alto índice de emissão de CO₂ per capita, em função da proporção de áreas florestais, pode-se citar a Índia, com uma elasticidade da ordem de 2,0 (ou seja, para cada 1% de área florestal ocorre, em média, 2% de emissões de toneladas CO₂ per capita). A explicação para este comportamento encontra-se no fato de que na Índia com 25% da população sem acesso à eletricidade, e com 72% da população usando lenha para cozinhar. Isto significa que 289 milhões de indianos não têm luz elétrica em suas casas e 836 milhões não têm fontes de energia modernas para preparar seus alimentos. Ainda, a Índia apresenta a terceira maior demanda de energia do mundo, ficando atrás apenas da China e dos Estados Unidos. A sua matriz energética é composta pelo carvão (41,6%), seguido pelos biocombustíveis (lenha e resíduos) com 24,5% e pelo petróleo e seus derivados 16,5%. Portanto, a queima de lenha provinda de áreas florestais na Índia constitui uma importante fonte de energia, com significativa emissão de CO₂ para a atmosfera.

De uma forma geral, podemos concluir que as características de emissões de CO₂ para os demais países destacados no gráfico da Fig. 4, a partir da destruição de áreas florestais, são similares às descritas para o Brasil e/ou para a Índia. Podemos ainda ressaltar que a elasticidade obtida para um determinado país, relativa à proporção do território em área florestal, apresenta mais alta elasticidade na emissão de CO₂ per capita, do que à observada para o respectivo país, em relação ao crescimento do PIB per capita, conforme ilustrado no gráfico superior da Fig. 2.

Contrário ao observado com relação à elasticidade da emissão de CO₂ per capita, em função da proporção do território em áreas florestais, verificamos que nos países em desenvolvimento destacados no gráfico inferior da Fig. 4 (os quais são os mesmos ilustrados no gráfico superior, também da Fig. 4), a proteção de áreas florestais constitui um mecanismo bastante eficiente para conter a expansão de fronteiras agrícolas (e suas associadas queimadas) e/ou o uso de lenha como fonte de energia biocombustível. Deve-se ressaltar que esses países, normalmente, possuem grandes áreas territoriais (também, em consequência, grandes áreas de florestas) e, de forma geral, se encontram desprovidas de fontes de energia modernas ou limpas e se constituem de populações com baixa renda per capita. Assim, entendemos que esses países são economias que se caracterizam por grandes impactos na emissão de CO₂, tanto em função do uso de energia, como em desmatamentos ou queimadas de áreas florestais.

Observamos no gráfico superior da Fig. 5 que a proporção da população empregada, EMPR, impacta positivamente na emissão de CO₂. Foram evidenciados na Fig. 5 os países com maiores elasticidades, tomando como referência para a separação dos países com mais altos índices de poluição, a linha de elasticidade de 1.0%, em pontilhado. Conforme legenda dessa figura, os países destacados são países em desenvolvimento, situados na América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru), Ásia (China, Índia, Indonésia, Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - não incluída no gráfico). Constata-se no gráfico superior da figura que para os países em destaque, a elasticidade da emissão de CO₂ per capita, em relação à proporção da população empregada, se caracteriza de forma elástica (elasticidade maior que um), com exceção, para a Argentina e Letônia. Para esses países, 1% de aumento na proporção da população empregada tem impactos bem maiores que 1% sobre a emissão de CO₂, chegando à emissão de CO₂ per capita igual ou acima de 3,0% para a Bolívia, El Salvador, Índia, Indonésia, Peru e Filipinas.

No gráfico inferior da Fig. 5, observamos que o índice Gini, impacta negativamente na emissão de CO₂. Destacamos nessa figura os países com maiores elasticidades, tomando como referência para a separação dos países com mais altas elasticidades da emissão de poluição, a linha de elasticidade de -0.2%, em pontilhado. Os países destacados são os

mesmos do gráfico superior, para a curva de elasticidade EMPR, sendo os países em desenvolvimento, situados na America Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru), Ásia (China, Índia, Indonésia, Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - não incluída no gráfico). Para os países em destaque a elasticidade da emissão de CO₂ per capita, em relação ao índice Gini, se caracteriza de forma elástica (elasticidade com modulo maior que um) para alguns países como a Bolívia, El Salvador, Peru e Filipinas. Para esses países, 1% de diminuição no índice GINI tem impactos maiores que 1% sobre a emissão de CO₂.

Como já argumentado, países com menores Índices de Gini possuem uma distribuição de renda mais igualitária, com maiores níveis de consumo, o que exige maiores níveis de produção para atender a demanda, consequentemente, produzindo maiores níveis de emissão CO₂ per capita. Para uma situação, na qual o Índice de Gini apresente um valor igual a zero, isto significa uma completa igualdade na distribuição de renda e todas as pessoas do país em consideração são inseridas na pirâmide de consumo. Contudo, quando o Índice de Gini tende para um, tem-se uma situação de completa desigualdade, pouquíssimas pessoas passam a concentrar quase a totalidade da renda, fazendo com que o consumo seja restrito a poucas pessoas, inibindo o crescimento industrial, o que também inibe o nível de emissão de CO₂.

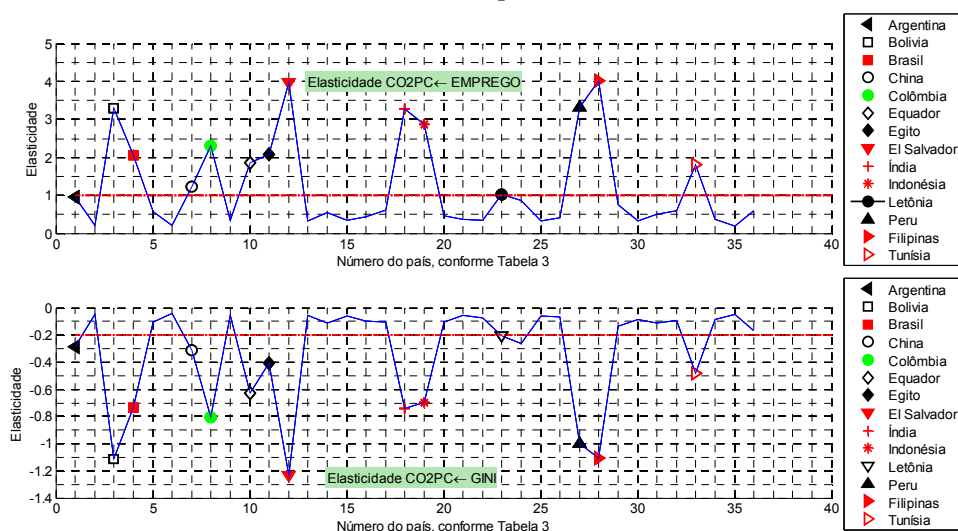


Figura 5: Evolução das elasticidades da emissão de CO₂, em função da proporção da população empregada, em termos percentuais, EMPREGO (figura superior) e em função do índice Gini, GINI (figura inferior).

Observamos no gráfico superior da Fig. 6 que a proporção da população com fonte de água apropriada para o consumo, AGUA, impacta positivamente na emissão de CO₂. Como na apresentação das figuras anteriores, foram evidenciados na Fig. 6 os países com maiores elasticidades, tomando como referência para a separação dos países com mais altos índices de poluição, a linha de elasticidade de 0.5%, em pontilhado. Conforme legenda desta figura, esses países destacados são países em desenvolvimento, situados na America Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru), Ásia (China, Índia, Indonésia, Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - não incluída no gráfico). Constata-se no gráfico superior dessa figura que para os países em destaque, a elasticidade da emissão de CO₂ per capita, em relação à proporção da população com fonte de água apropriada para o consumo, se caracteriza de forma elástica (elasticidade maior que um), com exceção, para a Argentina e Letônia. Para esses países, 1% de aumento na alfabetização de adultos tem impactos bem maiores que 1% sobre a emissão de CO₂,

chegando à emissão de CO₂ per capita acima de 2,5% para a Bolívia, El Salvador, Índia, Indonésia, Peru e Filipinas.

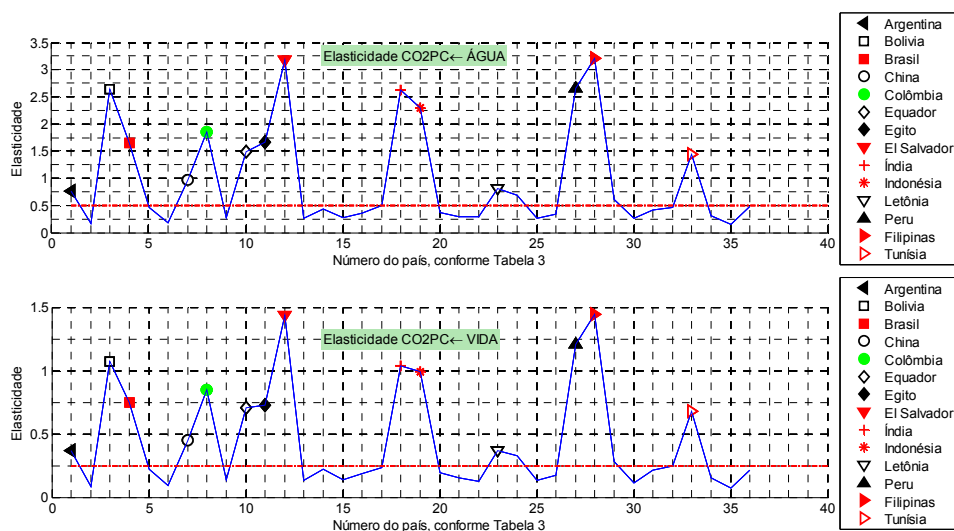


Figura 6: Evolução das elasticidades da emissão de CO₂, em função da proporção da população com fonte de água apropriada para o consumo, AGUA (figura superior) e em função da Expectativa de vida ao Nascer, em média de anos, VIDA (figura inferior).

Considerando o gráfico inferior da Fig. 6, observamos que a expectativa de vida ao nascer, em média de anos, VIDA, impacta positivamente na emissão de CO₂. Destacamos nessa figura os países com maiores elasticidades, tomando como referência para a separação dos países com mais altos índices de poluição, a linha de elasticidade de 0.25%, em pontilhado. Conforme legenda do gráfico inferior da Fig. 6, os países destacados são os mesmos do gráfico superior, para a curva de elasticidade AGUA, sendo os países em desenvolvimento, situados na América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru), Ásia (China, Índia, Indonésia, Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - não incluída no gráfico). Consta-se no gráfico inferior da Fig. 6 que para os países em destaque a elasticidade da emissão de CO₂ per capita, em relação à expectativa de vida, se caracteriza de forma elástica (elasticidade maior que um) para alguns países como a Bolívia, El Salvador, Índia, Indonésia, Peru e Filipinas. Para esses países, 1% de aumento na alfabetização de adultos tem impactos maiores que 1% sobre a emissão de CO₂.

Como argumentado anteriormente, crescimentos nas variáveis VIDA e AGUA significam maior nível de saúde, e conseqüentemente, mais tempo vida para a população e mais poluição será gerado, pois o consumo e a produção industrial se intensificam.

Observamos no gráfico superior da Fig. 7 que o percentual de alfabetização de adultos, com idade acima de 15 anos, impacta positivamente na emissão de CO₂. Como na apresentação das figuras anteriores, foram evidenciados na Fig. 7 os países com maiores elasticidades, tomando como referência para a separação dos países com mais altos índices de poluição, a linha de elasticidade de 0.5%, em pontilhado. Conforme legenda desta figura, esses países destacados são países em desenvolvimento, situados na América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru), Ásia (China, Índia, Indonésia, Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - não incluída no gráfico). Consta-se no gráfico superior da Fig. 7 que para os países em destaque a elasticidade da emissão de CO₂ per capita, em relação à alfabetização de adultos, se caracteriza de forma elástica (elasticidade maior que um), com exceção, para o Equador e a

Letônia. Para esses países, 1% de aumento na alfabetização de adultos tem impactos bem maiores que 1% sobre a emissão de CO₂, chegando à emissão de CO₂ per capita acima de 2% para a Bolívia, El Salvador, Índia, Indonésia, Peru e Filipinas.

Como já argumentado anteriormente, reivindicamos que o impacto positivo da variável AFADT sobre os níveis de emissões de CO₂ per capita pode ocorrer em função do aumento da inserção destas pessoas adultas no mercado de trabalho, impactando positivamente sobre a massa salarial, sobre o consumo e o nível de produção industrial, com conseqüente aumento dos níveis de poluição.

Observamos no gráfico inferior da Fig. 7 a elasticidade da emissão de CO₂ per capita, em relação a variável educacional MATSEC, o percentual da população matriculada no ensino médio. Também foram evidenciados no gráfico inferior da Fig. 7 os países com maiores elasticidades, tomando como referência para a separação dos países com mais altos índices de poluição, a linha de elasticidade de 0.1%, em pontilhado. Conforme legenda do gráfico inferior desta figura, esses países destacados são exatamente, os mesmos países em desenvolvimento, destacados na análise da evolução espacial da elasticidade relativo à variável alfabetização de adultos, gráfico superior da Fig. 7. Ou seja, esses países são aqueles situados na América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador, Peru), Ásia (China, Índia, Indonésia, Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia - Tabela A.2). Com relação ao o impacto positivo da variável MATSEC sobre a emissão de CO₂ per capita, como já argumentado anteriormente, conjecturamos que o grau de escolaridade apresenta um impacto positivo sobre os níveis de salários, intensificando os níveis de emprego, o consumo e a produção industrial, conseqüentemente, aumentando os níveis de emissões de CO₂ per capita.

De uma forma geral, podemos enfatizar que maiores graus de escolaridades têm impactos positivos sobre os níveis de salários, sobre consumo e, em conseqüência, sobre a emissão de CO₂ per capita.

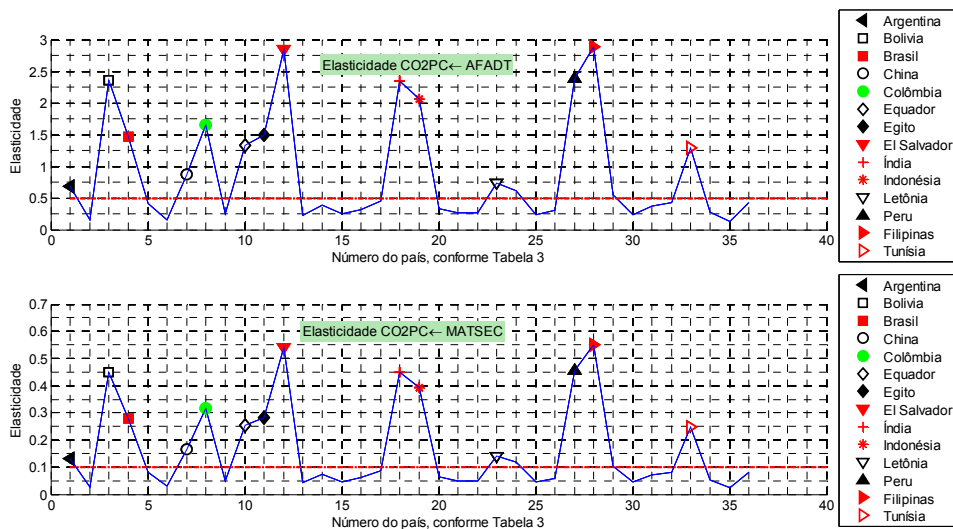


Figura 7: Evolução das elasticidades da emissão de CO₂, em função da percentual de alfabetização de adultos, com idade acima de 15anos, relativo à população, AFADT (figura superior) e em função do percentual da população na faixa de idade apropriada, matriculados no ensino médio, MATSEC (figura inferior).

8. Considerações finais

Estruturamos um modelo de painel de efeitos fixos para simular a Curva Ambiental de Kuznets, observando a diferença entre os países na emissão de CO₂, em função de seus

desenvolvimentos, medidos em função de um conjunto de variáveis explanatórias, compreendido, além do PIB per capita, por: (i) variáveis ambientais (Proporção de Área Coberta por Florestas, FLORPC, e Percentual de áreas protegidas, em relação ao território total, PROT); (ii) variáveis econômicas (Taxa da População Empregada, em ambos os sexos, EMPR e Uso de Energia, a preços constantes de 2005, ENER); (iii) variáveis representativas da desigualdade social (Índice Gini, GINI); (iv) variáveis que medem o impacto da saúde (proporção do total da população usando fonte de água Apropriada para Consumo, ÁGUA e Expectativa de Vida ao Nascer, em média de anos, VIDA) e; (v) variáveis educacionais (matriculas no Ensino Médio, MATSEC e Taxa de alfabetização de adultos, em percentual de pessoas com 15 anos ou mais AFADT).

Podemos concluir que a relação entre crescimento econômico (PIB per capita) e poluição ambiental (Emissão de CO₂ per capita) se comporta, segundo a previsão da Curva Ambiental de Kuznets na forma de N, ajustando os dados adequadamente para o período considerado (1991-2006) e para os países analisados. O modelo conduziu a uma função cúbica para a CAK, com um único ponto de inflexão, definindo uma região de altos impactos do PIB per capita sobre a emissão de CO₂ per capita, que denominamos de região de acentuada taxa marginal do nível de emissão de poluição ($PIB\ per\ capita \leq US\$ 22000,00$); e uma região de baixa taxa marginal de emissão de CO₂ per capita ($US\$ 22000,00 \leq PIB\ per\ capita \leq US\$ 75000,00$). Esse comportamento demonstra que o nível de emissão de CO₂ per capita é crescente, independente do nível do PIB per capita, conseqüentemente, não havendo o "turning-point", para o qual os níveis de emissão de poluentes tornam decrescentes para níveis de renda per capita maiores, como conjecturados pela curva Ambiental de Kuznets clássica. Assim, não se confirmou o conceito estabelecido pela curva ambiental de Kuznets, no qual a poluição, primeiro, aumenta, e então decresce com o crescimento da renda, o que induz a crença preexistente de que países em desenvolvimento são "muito pobres para serem verdes".

Ainda, analisando os fatores que impactam positivamente na emissão de CO₂ per capita, notamos que os maiores responsáveis pelo o aumento poluição são por ordem decrescente: (i) o nível de emprego da população, com elasticidade média igual 1,621%; (ii) proporção da população com água disponível para o consumo, com elasticidade média de 1,296%; (iii) Alfabetização de adultos, com média igual a 1,163%; (iv) proporção do território de áreas florestais, com elasticidade média de 0,971%; (v) o uso de energia, com elasticidade média de 0,731%; (vi) expectativa de vida, com elasticidade média de 0,531%; (vi) percentual de matriculas no ensino médio, com elasticidade de 0.222%, e, finalmente; (vii) PIB per capita, com elasticidade de 0.076%. Também notamos que os maiores responsáveis para o decrescimento na emissão de CO₂ per capita, são, por ordem decrescente, em termos absolutos: (i) o percentual de área florestal protegidas, com elasticidade de -1,725%, e; (ii) o índice Gini, com elasticidade de -0,454% .

Conforme as estimativas acima, o crescimento do PIB per capita constitui a variável explanatória com menor impacto sobre o crescimento da emissão de CO₂ per capita, apesar de termos constatado nos ajuste do modelo uma curva ambiental de Kuznets, na forma de N. Constata-se por meio dos resultados obtidos no estudo (e destacados no parágrafo anterior) que o impacto ambiental cresce em função do desenvolvimento de uma economia, tanto econômicos, como social e na qualidade de vida.

Contrariamente ao reivindicado pela CAK, verificamos na análise deste estudo que a questão de emissão de CO₂ para a atmosfera encontra-se muito mais relacionados com o desenvolvimento das economias de baixa renda, e de grandes populações. Constatamos que, de uma forma geral, para todas as variáveis explanatórias inclusas no modelo de painel estruturado no estudo, aqueles países que mais impactaram positivamente ou negativamente emissão de CO₂ para a atmosfera, foram os países situados na America Latina (Argentina,

Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, El Salvador e Peru), na Ásia (China, Índia, Indonésia e Filipinas), Leste Europeu (Letônia) e África (Egito, Tunísia e Zâmbia). Esses países são países com renda per capita relativamente baixas e bastantes populosos. A população total destes países é de aproximadamente 50% da população mundial. Estas nações encontram-se num estágio de alto desenvolvimento econômico; portanto, com altas taxas de inserção no sistema de consumo, conseqüentemente, com significativos impactos no sistema produtivo mundial. Esses países se apresentaram como: (i) os de maiores impactos no uso de energia na emissão de CO₂; (ii) os de maiores impactos devido ao nível de emprego; (iii) os de maiores impactos negativos do índice Gini (quando o índice Gini decresce, cresce a parcela da população inserida na pirâmide do consumo); (iv) os de maiores impactos nas variáveis da saúde (expectativa de vida e proporção de água adequada para o consumo); (v) os de maiores impactos nas variáveis de educação (alfabetização de adultos e proporção de matriculados no ensino médio) e, finalmente; (vi) os de maiores impactos das variáveis ambientais (proporção territorial de áreas florestais e percentual de áreas florestais protegidas). Portanto, é natural de se esperar que o crescimento econômico e social destas economias impacte fortemente nos níveis de emissão de CO₂ per capita.

Em função das conclusões apresentadas anteriormente, imaginamos não haver razão para se acreditar que a melhoria na qualidade ambiental seja algo que ocorra naturalmente, à medida que as nações se tornem mais ricas. No entanto, entendemos que a partir da prosperidade econômica, a sociedade tende a dedicar-se mais aos aspectos não econômicos como, por exemplo, com uma demanda social de proteção ambiental com base em leis mais severas e efetivas, que por sua vez, afetam a adoção de novas tecnologias. Com o incremento na renda, os países tendem a diminuir a produção de bens intensivos na emissão de poluição e passam a importá-los de países com leis ambientais menos restritivas. Imbuídos nessa ideia de redução de produção de bens intensivos em poluição, os países desenvolvidos tem transferido plantas produtivas, intensivas em poluição para os países menos desenvolvidos. Nesse processo, as políticas públicas sobre questões ambientais de âmbito global tendem a não gerar, de forma igualitária para todas as nações, resultados efetivos na diminuição dos níveis de poluição. Assim, imaginamos que um mecanismo para tornar as políticas ambientais mais eficientes seria considerar os aspectos de políticas regionais e heterogeneidades das economias mundiais, para estabelecer políticas ambientais de nível global que causem resultados mais homogêneos para o conjunto das economias.

No entanto, com relação à busca para a homogeneização na diminuição das emissões de poluentes, os nossos resultados, de uma forma indireta, induz que é preciso que o mundo torne igualitário no que se refere às políticas ambientais de redução de poluição e nos níveis de desenvolvimentos sociais e econômicos. O desenvolvimento econômico se caracteriza por altos níveis de emprego, geração de novas tecnologias, geração de energia, a partir de fontes limpa, grandes proporções territoriais de áreas florestais protegidas, altos níveis de educação, e assim por diante, e desenvolvimento social que se caracteriza pela eliminação das desigualdades sociais e saúde de qualidade para a população. Também, ainda com relação à busca para a homogeneização na diminuição das emissões de poluentes, é necessário que haja difusão entre as economias de uso de inovações tecnológicas, tanto que se refere à produção de energias limpas, e no uso das melhores tecnologias automotivas nos países em desenvolvimento, o que não é uma realidade.

Portanto, diante do exposto e de acordo com os resultados obtidos no estudo, é bem possível que o comportamento heterogêneo entre as economias mundiais, no que tange aos níveis de emissão de CO₂, prevaleça por um longo período. Contudo, o crescimento econômico, não é por si só, a solução, apesar de o crescimento econômico ser uma das vias para que as inovações tecnológicas sejam difundidas para todas as economias mundiais. Com isso, as economias poderão apresentar estruturas industriais semelhantes, no que se refere às

homogeneidades de tecnologia e dotação dos fatores e, em consequência, haverá homogeneidades relativas aos impactos nos níveis de poluição ambiental.

9. Referências

- Andreae, M. O., 1991. *Biomass burning: Its history, use and distribution and its impact on environmental quality and global climate*, in *Global Biomass Burning: Atmospheric, Climatic and Biospheric Implications*. Editado por J. S. Levine, pp. 3-21, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Ascher, M., Ganduglia, F., Vega, M., Abreu, F. and Macedo, J., 2010. *América Latina y el Caribe: mapeo político-institucional y análisis de la competencia entre producción de alimentos y bioenergía*. Documento preparado por FORAGRO/PROCITRÓPICOS/ Programa Hemisférico en Agroenergía y Biocomustibles/ IICA. Presentado en el evento especial de ERA-ARD / SAG sobre Bioenergía, en Bruselas, diciembre de 2009, con el título *Study on Regional Evidence Generation and Policy & Institutional Mapping on Food & Bioenergy: Latin American and Caribbean*.
- Arrhenius, S., 1896. On the influence of carbonic acid upon the temperature of the ground. London, Edinburgh and Dublin Philos. Mag. 5th Ser., 41, pp. 237-276.
- Arrow, K., Bolin, B., Costanza, R., Dasgupta, P., Folke, C., Holling, C. S., Jansson, B. O., Levin, S., Maler, K. G., Perrings, C., Pimentel, D., 1995. Economic growth, carrying capacity and the environment. *Science*, v. 268, n.5217, p.520-521.
- Baltagi, B. H., 2001. *Econometric Analysis of Panel Data*. 2d ed. New York: John Wiley.
- Baltagi, H. B., 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3th ed., John Wiley & Sons.
- Baltagi, B. H., Matyas, L., and Sevestre, P., 2008. *Error Components Models*, in Matyas-Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data*, Third. Edition, Springer Verlag, pp. 49-88.
- Banco Mundial., 2010. *Data The World Bank*. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/>>. Acessado em: 21 nov. 2010. Banco de dados do Banco Mundial.
- CALLENDAR, G. S., 1938. The artificial production of carbon dioxide and its influence on temperature. *Quarterly Journ. Royal Meteorol. SOL*. 64, p. 223.
- Caudill, S. B., Ford, J. M. and Gropper, D. M., 1995. Frontier Estimation and Firm-Specific Inefficiency Measures in the Presence of Heteroscedasticity. *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 13(1), pages 105-11, January.
- COLE, M. A., 2004. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages. *Ecological Economics*, New York, v. 48, p. 71-81.
- Cook, R. D., and S. Weisberg. 1983. Diagnostics for heteroscedasticity in regression. *Biometrika*, 70, pp. 1-10.
- Coutinho, L.M., Miranda, H.S. e Morais, H.C., 2002. O Bioma do Cerrado e o Fogo. *Revista do Instituto de Estudos Avançados da USP*, 50.
- Deacon, R. e Norman, C. S., 2004a. *Does the Environmental Kuznets Curve Describe How Individual Countries Behave?* University of California at Santa Barbara, Economics Working Paper Series qt6gm8164w, Department of Economics, UC, Santa Barbara.
- Deacon, R. e Norman, C. S., 2004b. *Is the environmental Kuznets curve an empirical regularity?* University of California at Santa Barbara, Economics Working Paper Series qt2m44f7kr, Department of Economics, UC, Santa Barbara.
- De Bruyn, S. M., 1997. Explaining the Environmental Kuznets Curve: Structural Change and International Agreements in Reducing Sulphur Emissions. *Environment and Development Economics* 2 (4): 485-503.
- De Bruyn, S. M., Van Den Bergh, J. C. J. M. and Opschoor, J. B., 1998. Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economics*, v. 25, p. 161-175.

- Fourier, J. B. J., 1824. *Remarques Générales Sur Les Températures Du Globe Terrestre Et Des Espaces Planétaires. Annales de Chimie et de Physique*, Vol. 27, pp. 136–167.
- Fourier, J. B. J., 1827. *MEMOIRE sur les temperatures du globe terrestre et des espaces planetaires, Memoires de l'Académie Royale des Sciences*, Vol. 7, pp. 569-604, source: <http://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k32227.image.f808.tableDesMatières.langEN>.
- Greene, William H., 2003. *Econometric Analysis*. Pearson, 7th Edition.
- Greene, William H., 2008. *Econometric Analysis*. Pearson, 6th edition.
- Grossman, G. M. e Krueger, A. B., 1991. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. *National Bureau of Economic Research Working Papers*, Cambridge, n.3914.
- Grossman, G. M. e Krueger, A. B., 1995. Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v.110, n.2, p. 353-377.
- Gujarati, D. N., 2006. *Econometria Básica*. trad. 4th. ed. Rio de Janeiro: Elsevier. Tradução de: Maria José Cyhlar Monteiro.
- Hausman, J. A., 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46 (6): 1251–1271.
- Hsiao, C., 2003. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Kuznets, Simon. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v.45, p.1-28. 1955.
- Li, H., Grijalva, T. and Berrens, R. P., 2007. Economic growth and environmental quality: a meta-analysis of environmental Kuznets curve studies. *Economic Bulletin*, v.17, n.5, p. 1-11, 2007.
- Marques, L. D. 2000. *Modelos dinâmicos com dados de painel: revisão de literatura*. Working Paper, Porto, Portugal: Faculdade de Economia do Porto. <<http://wps.fep.up.pt/wps/wp100.pdf>>. Último acesso em: 15/11/2009.
- Matyas, L. and Sevestre, P., 2008. *The Econometrics of Panel Data*. Springer Verlag, Third Completely New Edition, 954 pp.
- Matyas, L., Hornok, C. and Pus, D., 2012. The formulation and estimation of random effects panel data models of trade. MPRA Paper 36789, University Library of Munich, Germany.
- Molion, L. C. B., 2008a. Aquecimento global: uma visão crítica. *Revista Brasileira de Climatologia*, v. 3/4, pp. 7-24, 2008.
- Molion, L. C. B., 2008b. Considerações sobre o aquecimento global antropogênico. *Informe Agropecuário*, v. 29, p. 7-18, 2008, Belo Horizonte.
- Organização das Nações unidas – ONU, 2010a. *Unstats Millennium Indicators*. Disponível em: <<http://unstats.un.org/unsd/mdg/>>. Acessado em: 21 nov. 2010.
- Organização das Nações unidas – ONU, 2010b. *Millennium Development Goals Report 2010*. Nova Iorque, EUA: ONU, 2010 (b). Disponível em: <http://unstats.un.org/unsd/mdg/Resources/Static/Products/Progress2010/MDG_Report_2010_En.pdf>. Acessado em: 21 nov. 2010.
- Pindyck, R. S.; Rubinfeld, D. L., 2006. *Microeconomia*. 6a. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall.
- Selden, T. M. and Song, D., 1994. Environmental Quality and Development: is there a Kuznets Curve for air Pollution Emission? *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 27, p.147-162, 1994.
- Shafik, N. and Bandyopadhyay, S. 1992, “Economic growth and environmental quality: Time series and cross-country evidence.” Background paper for the *World Development Report*. World Bank, Washington.
- Stern, D. I., 2004. The rise and the fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development*, v. 32, n. 8, pp. 1419-1439.
- Suri, V and Chapman, D., 1998. Economic growth, trade and the energy: Implications for the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, New York, v.25, p. 195-208.

- Torras, M. and Boyce, J.K., 1998. Income, inequality and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics* 25, 147-60.
- Tyndall , J., 1859. Note on the Transmission of Radiant Heat through Gaseous Bodies. *Proceedings of the Royal Society of London*, Vol. 10, pp. 37-39.
- Tyndall J., 1861, On the Absorption and Radiation of Heat by Gases and Vapours, and on the Physical Connexion of Radiation, Absorption, Conduction.-The Bakerian Lecture. *The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science*, Series 4, Vol. 22, pp. 169-194, 273-285.
- Wood, R. W., 1909. Note on the Theory of the Greenhouse, *The London, Edinburgh and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science*, Series 6, Vol.17, pp. 319-320.

Apêndice A: tabelas de resultados

Tabela A.1: Resultados do Modelo LSDV de efeitos fixos.

Cross-sectional time-series FGLS regression			Coefficients: generalized least squares			
Correlation: no autocorrelation			Estimated autocorrelations = 0			
Estimated coefficients = 49		Number of obs = 591		Estimated covariances = 37		
Number of groups = 37		Obs per group = 15		Wald chi2(48)	Prob > chi2 = 0.0000	
co2tmcap	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
d2	1.15E+01	2.37E-01	48.740	0.000	1.11E+01	1.20E+01
d3	-1.82E+00	3.41E-01	-5.340	0.000	-2.49E+00	-1.15E+00
d4	-1.56E+00	3.06E-01	-5.100	0.000	-2.16E+00	-9.61E-01
d5	1.10E+00	2.78E-01	3.950	0.000	5.53E-01	1.64E+00
d6	9.81E+00	2.91E-01	33.670	0.000	9.24E+00	1.04E+01
d7	-1.54E+00	3.09E-01	-4.980	0.000	-2.15E+00	-9.33E-01
d8	-1.21E+00	3.21E-01	-3.770	0.000	-1.84E+00	-5.79E-01
d9	4.40E+00	3.99E-01	11.010	0.000	3.61E+00	5.18E+00
d10	-9.24E-01	2.26E-01	-4.090	0.000	-1.37E+00	-4.82E-01
d11	-3.04E-01	3.31E-01	-0.920	0.359	-9.54E-01	3.46E-01
d12	-1.48E+00	1.69E-01	-8.750	0.000	-1.81E+00	-1.15E+00
d13	3.95E+00	4.92E-01	8.030	0.000	2.98E+00	4.91E+00
d14	1.31E+00	2.62E-01	4.980	0.000	7.93E-01	1.82E+00
d15	6.39E+00	3.74E-01	17.080	0.000	5.66E+00	7.13E+00
d16	3.27E+00	2.36E-01	13.890	0.000	2.81E+00	3.74E+00
d17	1.21E+00	2.07E-01	5.860	0.000	8.08E-01	1.62E+00
d18	-1.47E+00	3.77E-01	-3.900	0.000	-2.21E+00	-7.31E-01
d19	-2.88E+00	2.52E-01	-11.410	0.000	-3.37E+00	-2.38E+00
d20	2.81E+00	2.65E-01	10.580	0.000	2.29E+00	3.33E+00
d21	2.98E+00	3.96E-01	7.520	0.000	2.20E+00	3.75E+00
d22	4.47E+00	5.31E-01	8.410	0.000	3.43E+00	5.51E+00
d23	-1.16E+00	2.03E-01	-5.690	0.000	-1.56E+00	-7.59E-01
d24	4.09E-01	1.88E-01	2.180	0.029	4.10E-02	7.77E-01
d25	5.80E+00	2.46E-01	23.560	0.000	5.32E+00	6.28E+00
d26	1.92E+00	4.17E-01	4.610	0.000	1.10E+00	2.74E+00
d27	-2.24E+00	2.54E-01	-8.800	0.000	-2.74E+00	-1.74E+00
d28	-2.95E+00	1.55E-01	-19.010	0.000	-3.26E+00	-2.65E+00
d29	4.44E-01	2.02E-01	2.200	0.028	4.77E-02	8.40E-01
d30	4.60E+00	4.18E-01	11.010	0.000	3.78E+00	5.42E+00
d31	2.16E+00	2.69E-01	8.030	0.000	1.63E+00	2.68E+00
d32	-1.26E+00	3.96E-01	-3.180	0.001	-2.03E+00	-4.82E-01
d33	5.90E-02	2.23E-01	0.260	0.792	-3.79E-01	4.97E-01
d34	4.58E+00	2.26E-01	20.240	0.000	4.14E+00	5.02E+00
d35	1.38E+01	2.45E-01	56.370	0.000	1.33E+01	1.43E+01
d36	3.79E+00	5.23E-01	7.240	0.000	2.77E+00	4.82E+00
d37	-2.43E+00	4.75E-01	-5.120	0.000	-3.37E+00	-1.50E+00
pibcapcr	9.76E-05	2.31E-05	4.220	0.000	5.23E-05	1.43E-04
pibcapcr2	-2.26E-09	7.88E-10	-2.870	0.004	-3.81E-09	-7.20E-10
pibcapcr3	2.00E-14	9.47E-15	2.110	0.035	1.44E-15	3.85E-14
floperc	2.16E-02	5.50E-03	3.920	0.000	1.08E-02	3.24E-02
prot	-3.84E-02	6.05E-03	-6.340	0.000	-5.02E-02	-2.65E-02
emprego	3.61E-02	7.64E-03	4.720	0.000	2.11E-02	5.10E-02
energia	5.67E-03	6.22E-04	9.120	0.000	4.45E-03	6.89E-03
gini	-2.22E-02	5.70E-03	-3.890	0.000	-3.33E-02	-1.10E-02
agua	2.88E-02	8.72E-03	3.310	0.001	1.18E-02	4.59E-02
sanea	2.29E-03	5.84E-03	0.390	0.696	-9.17E-03	1.37E-02
vida	1.88E-02	7.21E-03	2.610	0.009	4.67E-03	3.29E-02
afbadt	2.59E-02	5.96E-03	4.340	0.000	1.42E-02	3.76E-02
matpribr	-3.73E-03	3.03E-03	-1.230	0.218	-9.66E-03	2.20E-03
matsecbr	4.93E-03	1.81E-03	2.730	0.006	1.38E-03	8.47E-03
_cons	-5.42E+00	7.73E-01	-7.000	0.000	-6.93E+00	-3.90E+00

Tabela A.2: Elasticidades da emissão de CO₂ pelos países, em relação às variáveis explanatórias.

País Elasticidade	País												
	Argentina	Austrália	Bolívia	Brasil	Bulgária	Canadá	China	Colômbia	Dinamarca	Equador	Egito	El Salvador	Finlândia
$E_{CO2PC-PIBPC}$	0.12	0.03	0.08	0.18	0.03	0.03	0.03	0.13	0.04	0.09	0.06	0.20	0.05
$E_{CO2PC-FLORPC}$	0.57	0.12	1.97	1.23	0.35	0.13	0.73	1.38	0.21	1.12	1.24	2.38	0.19
$E_{CO2PC-PROT}$	-1.01	-0.22	-3.51	-2.18	-0.62	-0.23	-1.30	-2.46	-0.37	-1.98	-2.21	-4.22	-0.34
$E_{CO2PC-EMPR}$	0.95	0.21	3.29	2.05	0.58	0.22	1.22	2.31	0.35	1.86	2.07	3.96	0.32
$E_{CO2PC-ENER}$	0.24	0.07	0.79	0.44	0.33	0.09	0.78	0.40	0.07	0.34	0.56	0.82	0.12
$E_{CO2PC-GINI}$	-0.29	-0.04	-1.11	-0.74	-0.11	-0.04	-0.31	-0.81	-0.05	-0.63	-0.40	-1.23	-0.05
$E_{CO2PC-AGUA}$	0.76	0.17	2.63	1.64	0.46	0.18	0.97	1.85	0.28	1.49	1.66	3.17	0.26
$E_{CO2PC-SANEA}$	0.06	0.01	0.21	0.13	0.04	0.01	0.08	0.15	0.02	0.12	0.13	0.25	0.02
$E_{CO2PC-VIDA}$	0.36	0.09	1.07	0.74	0.22	0.09	0.45	0.85	0.14	0.70	0.73	1.43	0.13
$E_{CO2PC-AFADT}$	0.68	0.15	2.36	1.47	0.42	0.16	0.87	1.66	0.25	1.34	1.49	2.84	0.23
$E_{CO2PC-MATPR}$	-0.10	-0.02	-0.34	-0.21	-0.06	-0.02	-0.13	-0.24	-0.04	-0.19	-0.21	-0.41	-0.03
$E_{CO2PC-MATSEC}$	0.13	0.03	0.45	0.28	0.08	0.03	0.17	0.32	0.05	0.25	0.28	0.54	0.04
País Elasticidade	País												
	França	Alemanha	Grécia	Hungria	Índia	Indonésia	Itália	Japão	Cazaquistão	Letônia	México	Holanda	
$E_{CO2PC-PIBPC}$	0.08	0.05	0.08	0.07	0.04	0.07	0.08	0.04	0.02	0.08	0.10	0.05	
$E_{CO2PC-FLORPC}$	0.33	0.20	0.27	0.38	1.96	1.72	0.28	0.22	0.22	0.61	0.52	0.19	
$E_{CO2PC-PROT}$	-0.58	-0.36	-0.48	-0.67	-3.49	-3.06	-0.50	-0.39	-0.38	-1.09	-0.92	-0.35	
$E_{CO2PC-EMPR}$	0.54	0.34	0.45	0.63	3.28	2.87	0.47	0.36	0.36	1.02	0.87	0.33	
$E_{CO2PC-ENER}$	0.13	0.08	0.09	0.19	1.39	1.16	0.08	0.08	0.32	0.38	0.19	0.08	
$E_{CO2PC-GINI}$	-0.11	-0.06	-0.09	-0.11	-0.74	-0.69	-0.10	-0.06	-0.07	-0.20	-0.26	-0.06	
$E_{CO2PC-AGUA}$	0.43	0.27	0.36	0.50	2.62	2.30	0.37	0.29	0.29	0.82	0.69	0.26	
$E_{CO2PC-SANEA}$	0.03	0.02	0.03	0.04	0.21	0.18	0.03	0.02	0.02	0.06	0.05	0.02	
$E_{CO2PC-VIDA}$	0.22	0.14	0.18	0.23	1.04	0.99	0.19	0.15	0.12	0.37	0.33	0.13	
$E_{CO2PC-AFADT}$	0.39	0.24	0.32	0.45	2.35	2.06	0.33	0.26	0.26	0.73	0.62	0.23	
$E_{CO2PC-MATPR}$	-0.06	-0.04	-0.05	-0.06	-0.34	-0.30	-0.05	-0.04	-0.04	-0.11	-0.09	-0.03	
$E_{CO2PC-MATSEC}$	0.07	0.05	0.06	0.09	0.45	0.39	0.06	0.05	0.05	0.14	0.12	0.04	
País Elasticidade	País												
	Noruega	Peru	Filipinas	Romênia	Rússia	Espanha	Suécia	Tunísia	Reino Unido	EUA	Venezuela	Zâmbia	
$E_{CO2PC-PIBPC}$	0.06	0.18	0.10	0.04	0.02	0.09	0.08	0.10	0.06	0.02	0.05	0.18	
$E_{CO2PC-FLORPC}$	0.25	1.99	2.41	0.45	0.20	0.31	0.35	1.08	0.23	0.11	0.35	9.67	
$E_{CO2PC-PROT}$	-0.45	-3.54	-4.28	-0.80	-0.35	-0.55	-0.63	-1.92	-0.40	-0.19	-0.63	-17.18	
$E_{CO2PC-EMPR}$	0.42	3.32	4.02	0.76	0.33	0.51	0.59	1.80	0.38	0.18	0.59	16.14	
$E_{CO2PC-ENER}$	0.09	0.45	1.23	0.30	0.25	0.10	0.20	0.41	0.08	0.06	0.22	14.44	
$E_{CO2PC-GINI}$	-0.07	-1.00	-1.10	-0.14	-0.08	-0.11	-0.09	-0.48	-0.08	-0.05	-0.17	-5.02	
$E_{CO2PC-AGUA}$	0.34	2.66	3.22	0.60	0.27	0.41	0.47	1.44	0.30	0.15	0.47	12.91	
$E_{CO2PC-SANEA}$	0.03	0.21	0.25	0.05	0.02	0.03	0.04	0.11	0.02	0.01	0.04	1.02	
$E_{CO2PC-VIDA}$	0.17	1.21	1.44	0.28	0.11	0.21	0.24	0.68	0.15	0.07	0.21	3.76	
$E_{CO2PC-AFADT}$	0.30	2.39	2.88	0.54	0.24	0.37	0.42	1.29	0.27	0.13	0.42	11.58	
$E_{CO2PC-MATPR}$	-0.04	-0.34	-0.42	-0.08	-0.03	-0.05	-0.06	-0.19	-0.04	-0.02	-0.06	-1.67	
$E_{CO2PC-MATSEC}$	0.06	0.45	0.55	0.10	0.05	0.07	0.08	0.25	0.05	0.03	0.08	2.21	