

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Recebido em: 19/10/2015

Avaliado em: 29/11/2015

Aprovado em: 21/12/2015

## ANÁLISE DE PAINEL - CORRELAÇÕES ENTRE EMISSÕES DE CO<sub>2</sub> E FATORES POLÍTICOS, SOCIAIS E ECONÔMICOS

Elenice dos Santos Costa,<sup>1</sup> Tito Belchior Silva Moreira,<sup>2</sup> e

Paulo Roberto Amorim Loureiro<sup>3</sup>

Resumo: O presente trabalho tem como objetivo geral analisar os impactos do crescimento populacional, da renda per-capita, do consumo global de energia e do uso de energia por unidade da renda, sobre a poluição global (medida pelas emissões de carbono por unidade de energia consumida) e a intensidade energética. Para tanto, foi utilizado o método de Análise de Painel, com base nos dados obtidos sobre as emissões de dióxido de carbono, do Relatório do "World Development Indicators (WDI)". Neste estudo a amostra é formada por 202 unidades de cortes (países) e 21 anos selecionados de 1998 a 2008. Os resultados mostraram que, à exceção do coeficiente da variável renda per-capita e taxa de crescimento da população, estatisticamente nulos, todas as demais variáveis tiveram

---

1 Doutora em Economia Aplicada às Questões Ambientais, professora do Instituto e Desenvolvimento Sustentável do Distrito Federal.

2 Doutor em Economia, docente da Universidade Católica de Brasília.

3 Doutor em Economia, docente da Universidade de Brasília.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

coeficientes de elasticidades estatisticamente significantes. O impacto do nível de consumo global de energia fóssil apresentou efeito positivo de 0,631 e 0,136 sobre a intensidade energética nos modelos testados.

Palavras chave: Emissão de CO<sub>2</sub>. Renda Per Capita. Crescimento Populacional. Intensidade Energética.

Abstract

This paper aims to analyze the impacts of population growth, per-capita income, global energy consumption and the use of energy per unit of income on the global pollution (measured by carbon emissions per unit of energy consumed) and energy intensity. To this end, we use the Panel analysis method based on data obtained on carbon dioxide emissions, the report "World Development Indicators (WDI)." In this study, the sample consists of 202 cohorts units (countries) and 21 selected years 1998-2008. The results showed that, except for the coefficient of the variable per-capita income and population growth rate, statistically null, all other variables had statistically significant elasticity coefficients. The impact of the global consumption level of fossil energy had a positive effect of 0.631 and 0.136 on energy intensity in the tested models.

Keywords: CO<sub>2</sub> emission. Per capita income. Population growth. Energy intensity.

## INTRODUÇÃO

A emissão dos gases poluentes na atmosfera tem sido atribuída principalmente ao aumento da população urbana e, em consequência, ao aumento das necessidades do transporte para deslocamento das pessoas e do consumo de energia para as diferentes atividades humanas, sendo a queima de combustíveis fósseis e incêndios florestais suas maiores fontes, por promoverem a transferência súbita de carbono, enxofre e nitrogênio para a atmosfera, de forma

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

cumulativa. Por outro lado, as práticas agrícolas também contribuem consideravelmente para incrementar as emissões de óxidos de carbono e nitrogênio.

O dióxido de carbono é considerado o gás de efeito estufa padrão, de forma que todos os outros gases têm seus potenciais de aquecimento global expressos em equivalência de CO<sub>2</sub>. Por este motivo as emissões de CO<sub>2</sub> per capita é o foco central do presente trabalho.

A preocupação com os padrões atuais de produção e consumo, com conseqüente emissão de gases, causadores do efeito estufa e das chuvas ácidas, já foi motivo de discussão na Conferência das Nações Unidas sobre o Ambiente Humano, realizado em Estocolmo, em 1972, diante da expansão econômica e do próprio modelo de desenvolvimento que caracterizava as duas primeiras décadas de pós-guerra.

Este assunto continua na pauta das discussões internacionais nos dias de hoje, como foi na Conferência de Copenhagen, realizada em dezembro de 2009 e muitas outras, por estar intimamente relacionado tanto com as questões internas nacionais de eficiência econômica e poluição, quanto aos problemas globais de mudanças climáticas, chuvas ácidas, buraco na camada de ozona e questões transfronteiriças.

O maior desafio energético hoje é atender às necessidades de energia do mundo atual, provendo o bem estar dos cidadãos dos países industrializados e também suprir de energia países em desenvolvimento, que ainda não são atendidos adequadamente pelos padrões tecnológicos, sociais e econômicos em concomitância com a preservação dos recursos naturais.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Nesse contexto, é importante ressaltar que a tecnologia, que gera máquinas que emitem gases de efeito estufa, como o CO<sub>2</sub>, tornou-se também um meio de alcance do crescimento econômico, uma preocupação permanente do sistema capitalista, por formar as bases fundamentais do paradigma técnico-econômico. Portanto, a característica endógena da tecnologia se tornou marcante.

Essas considerações levam-nos a uma análise do modelo de desenvolvimento da sociedade ocidental, baseada no entendimento de que o progresso tecnológico é considerado como forte indutor do desenvolvimento das nações ricas e, assim, por coesão capitalista, leva as nações subdesenvolvidas ou em desenvolvimento a adotarem o mesmo modelo, hoje considerado mundialmente consumista, poluidor e não sustentável, e, conseqüentemente, ecologicamente incorreto, socialmente injusto e economicamente inviável.

Com base nestas discussões entendemos que a compreensão dos problemas ambientais, pertinentes à emissão de gases-estufa é uma questão interdisciplinar que inclui o componente socioeconômico, levando também em conta critérios culturais e determinações específicas das políticas públicas.

Como contribuição à solução destes problemas, o presente trabalho, por meio de uma Análise de Painel, objetiva a demonstração de que existe uma forte correlação entre as emissões de gases-estufa e o modelo de desenvolvimento adotado no planeta, fundamentado no consumo e desperdício de recursos naturais. Assim sendo, a solução destes problemas deve ser tratada dentro das premissas do desenvolvimento sustentável, envolvendo para tanto os fatores políticos, sociais e econômicos.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

## CONTEXTUALIZAÇÃO E JUSTIFICATIVA DO PRESENTE ESTUDO

Face à situação atual, é importante que os responsáveis pela tomada de decisão levem em conta os reais objetivos das políticas públicas a serem formuladas para o setor produtivo, principalmente para atender aos compromissos assumidos na Convenção do Clima para redução das emissões de gases de efeito estufa, estabelecida na Eco-92 e nos recentes encontros internacionais sobre as mudanças climáticas globais.

Um marco importante na discussão das questões ambientais relativas à emissão de gases-estufa foi a criação do Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (International Panel on Climate Change, IPCC (1992, 1885 e 2007), na sigla em inglês) - um órgão composto por delegações de 130 governos para prover avaliações regulares sobre a mudança climática. Nasceu em 1988, da percepção de que a ação humana poderia estar exercendo uma forte influência sobre o clima do planeta e que é necessário acompanhar esse processo.

A criação do IPCC teve grande repercussão mundial pois no ano de sua criação, pela primeira vez, cientistas demonstraram tanta certeza do fato de que as mudanças climáticas se devem à ação humana, sobretudo por meio da emissão de gases como o dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), óxido nitroso (N<sub>2</sub>O) e metano (CH<sub>4</sub>), que causam o efeito estufa. O IPCC concluiu ainda que a ação humana é, provavelmente, a maior responsável pelo aquecimento global nos últimos 50 anos, e que os efeitos desta influência se estendem a

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

outros aspectos do clima, como elevação da temperatura dos oceanos, variações extremas de temperatura e até padrões dos ventos.

O IPCC estima que até o fim deste século a temperatura da Terra deve subir entre 1,8°C e 4°C, o que aumentaria a intensidade de tufões e secas. Nesse cenário, um terço das espécies do planeta estaria ameaçada. Populações estariam mais vulneráveis a doenças e desnutrição. O grupo também calcula que o derretimento das camadas polares pode fazer com que os oceanos se elevem entre 18 cm e 58 cm até 2100, fazendo desaparecer pequenas ilhas.

Assim sendo, justifica-se a realização do presente trabalho o fato de que, devido à importância da emissão dos gases de efeito estufa, particularmente do CO<sub>2</sub>, suas conseqüências para as mudanças climáticas globais e seus impactos socioambientais na economia humana, este tema tem sido o foco central de discussão de importantes encontros nacionais, internacionais e intergovernamentais.

Estudos desta natureza são muito importantes para subsidiar a implementação de políticas públicas visando minimizar os impactos ambientais devidos à emissão de gases do efeito estufa. Trata-se de uma questão bastante crítica e quanto mais estudos forem realizados, mais estaremos próximos de encontrar soluções para um problema que ameaça de perto a economia e sobrevivência da espécie humana.

De acordo com GUTIERREZ E MENDONÇA (2000), somente será possível manter as taxas de crescimento populacional e do PIB associadas a uma diminuição das emissões dos gases, se houver uma redução na intensidade energética e na intensidade de dióxido de

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

carbono nas atividades econômicas. De fato, quanto maior o crescimento da produção, da renda per capita e da população, maiores serão as demandas e, portanto, maior a responsabilidade dos governos em investirem em políticas ambientais para reduzir as emissões.

Tendo em vista a complexidade do tema e a necessidade de tratar o assunto de uma maneira mais eficaz e objetiva, o presente trabalho justifica-se também por buscar a realização de uma análise integrada dos fatores implicados com a emissão dos gases de efeito estufa, particularmente o CO<sub>2</sub>, quanto aos seus aspectos político, social e econômico. Para tanto, de maneira original e inédita, o trabalho analisa 4.242 dados em painel, sendo 202 unidades de cortes (países), durante 21 anos de 1998 a 2008, um número muito mais elevado do que tem sido encontrado nos estudos registrados na literatura.

Ao tratarmos de um assunto tão complexo como o discutido neste trabalho, devemos levar em conta que o estado do meio ambiente global na atualidade apresenta características distintas, uma vez que há desconformidades geográficas, geomorfológicas, históricas, ecológicas, climáticas, sociais e econômicas. Portanto, para uma análise global, se faz necessário estudar as inter-relações das desconformidades dentro do pensamento sistêmico, o qual objetiva visualizar o todo, detectar padrões e estruturar e reestruturar as interrelações, o que é pertinente ao tema do presente trabalho.

Em meio a esta discussão filosófica, cabe-nos perguntar como tratar o tema deste trabalho de maneira pragmática e encontrar resultados que possam ser quantificados de forma a poder

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

correlacionar a emissão dos gases estufas com fatores políticos, sociais e econômicos. A resposta está no fato de que é possível “empacotar” (codificar) os princípios da dinâmica de sistemas como a tecnologia de modelagem matemática (BRIDGELAND, 1998), de forma a integrar as abordagens dedicadas ao ambiente urbano com as formuladas para o ambiente natural.

## OBJETIVOS

### Objetivo Geral

Realizar uma análise de painel visando fazer correlações entre emissões de gases do efeito estufa, particularmente o CO<sub>2</sub>, os impactos do crescimento populacional, da renda per-capita, do consumo global de energia e do uso de energia por unidade da renda.

### Objetivos Específicos

- Utilizar a metodologia de análise de painel para avaliar dados de variáveis de 202 países, selecionados de 1998 a 2008, visando fazer a correlações entre emissões de CO<sub>2</sub> e os fatores políticos, sociais e econômicos.

- Analisar, em uma abordagem empírica, os impactos do crescimento populacional, da renda per-capita, do consumo global de



Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

energia e do uso de energia por unidade da renda, sobre a poluição global (medida pelas emissões de carbono por unidade de energia consumida) e da intensidade energética.

- Formular e validar um modelo econométrico para uma análise multicritério que permita criar cenários para estimar a relação entre emissão de poluentes do ar local e global com o desenvolvimento econômico.

- Discutir, à luz do pensamento sistêmico, a correlação entre fatores sociambientais com a emissão de gases do efeito estufa, particularmente o CO<sub>2</sub> e seus impactos ambientais na economia humana.

## METODOLOGIA

Tendo em vista o foco central do trabalho, a metodologia proposta teve por objetivo estimar a relação entre emissão de dióxido de carbono em países com características distintas e considerar cenários alternativos, de acordo com a classificação divulgada pela ONU. Para tanto, foi utilizado o método de Análise de Painel, que incluiu as seguintes etapas, as quais serão detalhadas posteriormente:

- Pesquisa bibliográfica para realização de um referencial teórico;

- Construção de um fluxograma contendo a base do procedimento metodológico;

- Coleta de dados;

- Construção do Painel;

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

- Construção do modelo econométrico;
- Construção do modelo de efeitos fixos;
- Construção do modelo de efeitos aleatórios.

Após “alimentar e rodar” os modelos propostos na metodologia, os resultados foram discutidos com base nos dados obtidos sobre as emissões de dióxido de carbono, por meio da construção de um modelo econométrico, que serviu de ferramenta de apoio para uma análise multicritérios, com vistas às variáveis dependentes e suas interrelações dando suporte ao processo de decisão (desenvolvimento dos modelos com efeitos fixos e aleatórios); aplicação do teste de especificação de Hausman e do teste Breusch-Pagan.

O detalhamento da metodologia é apresentado a seguir.

Pesquisa bibliográfica para realização de um referencial teórico

Visando um conhecimento mais aprofundado sobre o assunto em pauta foi realizada uma extensa pesquisa bibliográfica que subsidiou a implementação do presente trabalho, inclusive uma discussão mais detalhada sobre o procedimento metodológico, o qual é apresentado no próximo item.

A pesquisa consistiu da consulta a livros, trabalho científicos, dissertações e teses sobre o assunto e texto, além da participação em seminários. Para as análises estatísticas foram procurados especialistas com profundo conhecimento em Análise de Painéis, construção e aplicação de modelos econométricos, análise de correlação e de testes como os de Hausman e de Breusch-Pagan, os

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

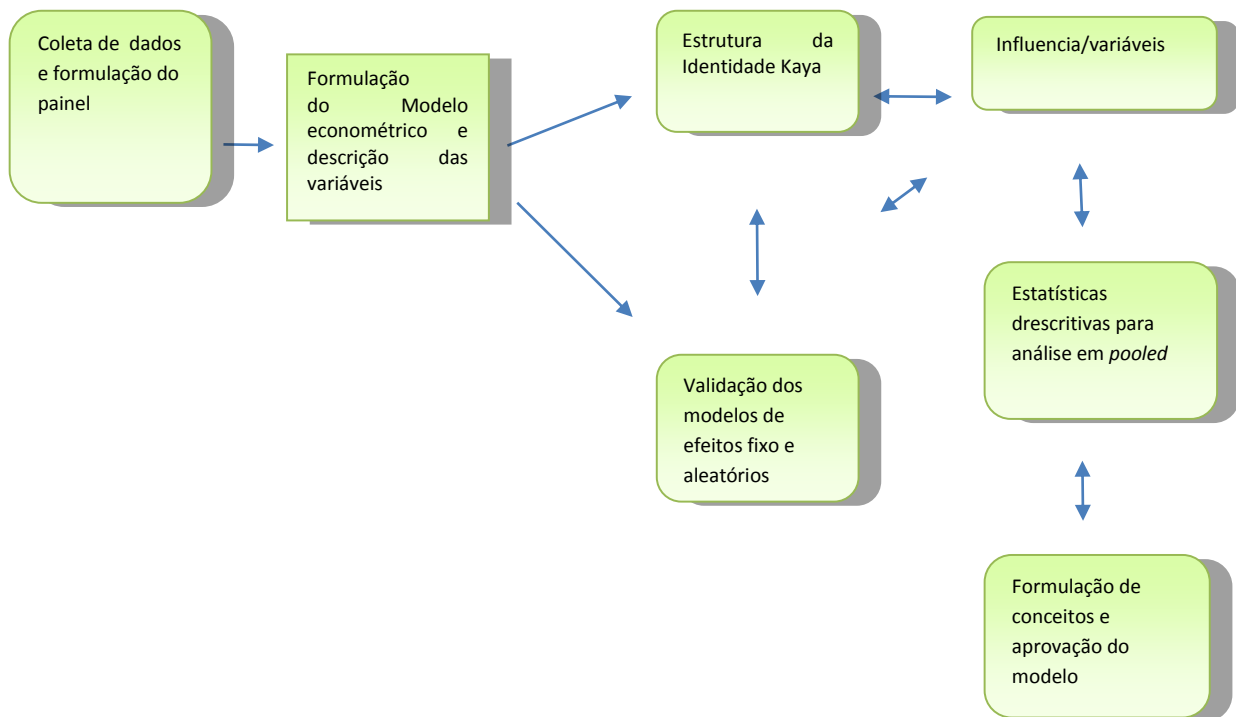
UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

quais muito contribuíram para a organização dos resultados e discussão.

Construção de um fluxograma contendo a base do procedimento metodológico

Na etapa de planejamento do trabalho foi, inicialmente, construído um fluxograma contendo a base do procedimento metodológico, desenvolvido pela adaptação de informações obtidas de outros trabalhos, que mostra seqüência da evolução do trabalho. A integração dos componentes utilizados na metodologia, bem como os critérios seguidos, estão descritos no fluxograma a seguir.

Base dos procedimentos metodológicos



Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Fonte: Modificada de vários autores. Adaptado por Costa/2010

## Análise de painel

Dentre as técnicas estatísticas de destaque na literatura mundial está inserida a metodologia de análise de painel, que se constitui da observação de  $n$  entidades por mais de dois períodos de tempo, combinados a características de séries temporais, com dados em cortes transversal amplamente utilizado em estudos econométricos e nas ciências sociais aplicadas.

Dados em painel, ou panel data, são informações de unidades, indivíduos, empresas, parâmetros, etc., que podem ser acompanhadas ao longo do tempo. Os métodos de análise também podem ser aplicados, com as devidas considerações, a diferentes séries de dados observados em duas dimensões, por exemplo, observar a variação da emissão de CO<sub>2</sub> em diferentes países, em um intervalo de tempo determinado. Assim, espera-se que este modelo de interrelação, baseado em dados fornecidos pelo Banco Mundial entre 1998 a 2008, como o aqui proposto, seja mais eficaz que o modelo tradicionalmente desenvolvido.

Uma das vantagens da estimação com dados em painel é que a modelagem utilizando esta metodologia implica em maior quantidade de informações e, conseqüentemente, maior eficiência na estimação. Então, a amostra contém uma análise longitudinal de cada situação,

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

permitindo avaliar não só a diversidade dos comportamentos individuais, mas também a existência de suas dinâmicas.

Segundo HSIAO (1986), outra vantagem do método é o fato de que os dados em painel por permitirem o uso de mais observações, aumentam o número de graus de liberdade e são capazes de identificar e mensurar efeitos que não são possíveis de serem detectados por meio de análise de dados em corte transversal ou de séries temporárias isoladamente.

Apesar das vantagens, a análise de painel tem algumas limitações. Segundo HSIAO (1986), como as variáveis são analisadas no tempo, os dados em painel exigem uma grande quantidade de informações às vezes não disponíveis, o que dificulta a sua implementação. Esta situação, entretanto, foi contornada neste trabalho, tendo em vista o grande número de informações obtidas do Relatório do World Development Indicators (WDI), ou seja, 4.242 dados, em 202 unidades de cortes (países), durante 21 anos, conforme especificado no item seguinte "Coleta de dados".

#### Coleta de dados

As informações sobre as variáveis investigadas foram obtidas do banco de dados do Relatório do "World Development Indicators (WDI) Focuses on Progress Toward the Millennium Development Goals and the Challenges of Meeting Them", lançado pelo Banco Mundial, em 2010, o qual foi tido como principal base de dados para esta pesquisa.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

O banco de dados do WDI, juntamente com a iniciativa do Banco Mundial Open Data, fornece dados a todos os usuários, incluindo mais de 900 indicadores que documentam o estado de todas as economias do mundo. O WDI abrange variáveis como a educação, a saúde, a pobreza, o meio ambiente, a economia, o comércio e muito mais. Algumas destas variáveis podem ser consideradas de grande importância nas emissões de poluentes atmosféricos em todo o mundo independente de suas características, dentre elas destacam-se: a tecnologia; a renda per capita, o crescimento populacional, o consumo global de energia e o uso de energia por unidade da renda, a produção de energia, que são tópicos investigados no presente trabalho.

Utilizando um painel de análise de dados para o período 1998-2008, formulado a partir de dados oficiais disponibilizados pelo Banco Mundial, o modelo estimou a relação entre fatores sócio-políticos e as emissões de CO<sub>2</sub> em países ricos, em desenvolvimento entre eles o Brasil e os países mais pobres do mundo. A análise procurou mostrar a disparidade existente entre os países com maiores PIB, o Brasil e os piores PIB mundiais, o que será objeto de outro trabalho dos autores.

Os resultados apontaram diversidades ou uniformidades que alavancarão ou inibirão as emissões poluentes, baseados na situação econômica, social, estrutura industrial e tecnológica, existência ou não de políticas ambientais e tamanho do governo, pois estão correlacionadas diretamente na governança de cada país.

Conforme citado anteriormente, neste estudo a amostra contém 4.242 dados em painel. São 202 unidades de cortes (países) e 21 anos selecionados de 1998 a 2008. As variáveis dependentes são as emissões de CO<sub>2</sub> per capita (em toneladas métricas) e a intensidade

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

energética (microgramas por metro cúbico). As independentes são: A renda per-capita (gdppc): o coeficiente da variável resulta da divisão do Produto Interno Bruto dos países pela população residente. A renda per-capita está medida em dólares a preços constantes de 2000 e foi obtida junto ao Banco mundial no site [data.worldbank.org](http://data.worldbank.org). A população residente dos países foi extraída das projeções anuais e estimativas da Divisão de População das Nações Unidas. Os dados sobre consumo global de energia (fossilfuel), consumo de energia por unidade da renda (co2int), emissões de dióxido de carbono (co2kt) e intensidade energética (pm10) PIB por unidade de energia utilizada – dólares PPC constantes de 2005 por quilograma de petróleo equivalente, foram obtidas da Agencia Internacional de Energia (International Energy Agency).

#### Metodologia Econométrica e Descrição das Variáveis

Outra etapa da metodologia foi a construção de um modelo econométrico que serviu de ferramenta de apoio para uma análise multicritérios, com vistas às variáveis dependentes e suas interrelações dando suporte ao processo de decisão. Foram criados diversos cenários para estimar a relação entre emissão de poluentes do ar local e global com o desenvolvimento econômico, analisando os aspectos críticos do regime sócio-político-econômico do Estado.

A metodologia empírica aplicada neste estudo segue os modelos de Painel que utiliza uma abordagem econométrica conjunta dos dados de series de tempo e dados de cortes no mesmo modelo, como conhecido como dados empilhados (Pooled). Neste sentido, a estrutura dos dados de painel é a mais apropriada para observar os

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

impactos, por exemplo, do consumo de energia e crescimento da população sobre as emissões de CO<sub>2</sub>.

A especificação de um modelo geral de dados em painel é dada pela equação:

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_{1i,t}x_{1i,t} + \dots + \beta_{ni,t}x_{ki,t} + e_{it} \quad (1)$$

$$e_{it} = \varphi_i + v_{it} \quad (2)$$

$$E(\varphi_i) = E(v_{it}) = E(\varphi_i v_{it}) = 0$$

(3)

onde  $y_{i,t}$  é a variável dependente escalar,  $i$  é a dimensão individual e  $t$  é a dimensão do tempo. O  $x_{it}$  é um vetor de variáveis explicativas de dimensão  $1 \times K$  e  $\beta_{ni,t}$  o vetor de coeficientes a serem estimados,  $K \times 1$ , associado a esses regressores. O componente de erro do modelo,  $e_{it}$ , é composto por dois elementos ortogonais: um componente de efeitos individual-específicos e constantes no tempo,  $\varphi_i$  (clima, geografia) e outro aleatório idiossincrático  $v_{it}$ .

A forma matricial para  $i$ -ésimo país tem-se:



Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN

$y_{i1}$

UNIE

$y_{i2}$

016, pp. 105-156.

$\vdots$

$y_{iT}$

*right*

onde

turbação para a i-ésimo país no

insta

são apresentados sob a forma

segu

$$X_i = \begin{bmatrix} X_{1i1} & X_{2i1} & \dots & X_{ki1} \\ X_{1i2} & X_{2i2} & \dots & X_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} & X_{2iT} & \dots & X_{kiT} \end{bmatrix}$$

$y_1$

$y_2$

$\vdots$

$y_T$

$\beta$

$y_i =$

*right*

$\beta$

$y_i =$

onde  $y_i$  é um vetor  $n \times 1$ ,  $X_i$  é do tipo  $n \times k$ ,  $\beta$  é um vetor  $n \times 1$ ,  $e_{it}$  é do tipo  $n \times 1$ .

HSIAO (1986) observa que a utilização dos modelos de dados em Painel possui muitas vantagens, quando comparada com a estimação de cortes (cross-sectional). As vantagens são: o número de observações é maior, produz propriedades assintóticas dos estimadores; graus de liberdades maiores, tornando mais robustos os testes t e F; não apresenta problema de multicolinearidade já que a unidade cross-sectional tem estruturas diferentes; controla os efeitos específicos dos indivíduos que, em análises de dados em cortes (cross-sectional), podem gerar problemas de endogeneidade; elimina diversos efeitos causados por variáveis omitidas que são correlacionadas com variáveis independentes. Enquanto, as principais

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

desvantagens são: os efeitos dos vieses causados pela heterogeneidade e pela seletividade amostral entre as unidades de cortes.

Os principais modelos econométricos desenvolvidos para dados longitudinais ou em painel (“modelos de painel”) são os modelos com efeitos fixos (fe) e efeitos aleatórios (re). Estes modelos podem apresentar uma estrutura estática ou dinâmica. As principais diferenças entre os dois tipos de modelos é como interpretar o intercepto e consiste do efeito estar ou não correlacionado com as variáveis explicativas. A descrição dos modelos fixos e aleatórios e suas equações são mostradas no próximo item.

#### Modelos com Efeitos Fixos

O modelo de efeitos fixos pretende controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo. Por isso, assume a hipótese de que intercepto varia entre as unidades de cortes e/ou entre os anos, capturam as diferenças entre as unidades de cortes que são invariantes no tempo, controlando a heterogeneidade das características individuais observadas ou não. O modelo de efeitos fixos é um modelo de regressão clássico  $y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + e_{it}$  onde  $E[e_{it}] = 0$  e  $\text{var}[e_{it}] = \sigma^2$ . E os  $x_s$  são variáveis dummy específicas que correspondem aos mesmos indivíduos quando  $j=i$ .

Portanto, o modelo de efeitos fixos é dado por:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + e_{it} \quad (6)$$

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

A forma matricial do modelo de efeitos fixos para o  $i$ -ésimo país é dada por:

$$y_{i1}$$
$$y_{i2}$$
$$\vdots$$
$$y_{iT}$$

*ri*

$$1$$
$$1$$
$$\vdots$$
$$\vdots$$
$$1$$

*ri*

$$[y_i + X_i] = \begin{bmatrix} X_{1i1} & X_{2i1} & \dots & X_{ki1} \\ X_{1i2} & X_{2i2} & \dots & X_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} & X_{2iT} & \dots & X_{kiT} \end{bmatrix}$$

$$\beta_1$$
$$\beta_2$$
$$\vdots$$
$$\vdots$$
$$\beta_k$$

*ri*

$$[y_i]$$
$$y_i =$$

## Modelos com Efeitos Aleatórios

O modelo de efeitos aleatórios possui as mesmas suposições do modelo de efeitos fixos. A diferença entre os dois modelos é o tratamento do intercepto. A hipótese do modelo de efeitos aleatórios é que o intercepto assume um valor médio comum a todas as unidades de cortes e suas diferenças individuais são capturadas pelo erro aleatório. A inferência é incondicional, ou marginal, relativa a uma população a partir de uma amostra aleatória. O modelo de efeitos aleatórios tem a seguinte equação  $y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + e_{it} + \mu_i$ . É um modelo de regressão generalizado. Todo o termo aleatório tem variância  $\text{var}[e_i + \mu_i] = \sigma^2 = \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2$ . Mas, para um dado  $i$ , os termos aleatórios em períodos diferentes são correlacionados por causa de seu componente comum  $\square_i$ ,  $\text{corr}[\varepsilon_{it} + \mu_i, \varepsilon_{is} + \mu_i] = \rho = \sigma_\mu^2 / \sigma^2$  (GREENE, 2008).

O modelo de efeitos aleatórios é dado por:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \mu_{it} \quad (8)$$

onde  $\mu_{it} = v_{it} + \varepsilon_i \quad (9)$

A forma matricial do modelo efeitos aleatória fixos para o  $i$ -ésimo país é dada por:

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

$$y_{i1}$$
$$y_{i2}$$
$$\vdots$$
$$y_{iT}$$

*rih*

$$1$$
$$1$$
$$\vdots$$
$$\vdots$$
$$1$$

*rih*

$$[\alpha] \begin{bmatrix} X_{1i1} & X_{2i1} & \dots & X_{ki1} \\ X_{1i2} & X_{2i2} & \dots & X_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} & X_{2iT} & \dots & X_{kiT} \end{bmatrix}$$

$$\beta_1$$
$$\beta_2$$
$$\vdots$$
$$\vdots$$
$$\beta_k$$

*rih*

$$[\beta] [\alpha]$$
$$y_i =$$

O modelo de feitos aleatórios assume algumas hipóteses:

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

$$E(\mu_{it}) = 0 \quad (11)$$

$$\text{var}(\mu_{it}) = \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (12)$$

$$\text{cov}(v_{it}, v_{is}) = \sigma_\varepsilon^2, \forall t \neq s \quad (13)$$

$$\text{cov}(v_{it}, v_{jt}) = 0, \forall i \neq j \quad (14)$$

No modelo de efeitos aleatórios, o efeito regional não está correlacionado com as variáveis explicativas e são invariantes no tempo  $E(\alpha_i, \mu_{it}) = 0$ . As hipóteses (11) e (12) correspondente à heteroscedasticidade. O termo  $\mu_{it}$  assume que tem média zero e variância constante. A hipótese (13) representa a covariância dos erros regionais. A hipótese (14) garante que não há correlação entre os diferentes países na amostra ao longo do tempo, a covariância dos erros é igual a zero.

Para capturar quais efeitos estão presentes na amostra e utilizar o modelo mais apropriado utiliza-se o teste de especificação de Hausman.

### Teste de Hausman

No teste de Hausman devem-se comparar os resultados dos estimadores dos modelos:  $\hat{\beta}_{GLS} = \hat{\beta}_{within}$ . Ambos os estimadores são consistentes com a hipótese nula:  $H_0: E(\mu_{it}/X_{it}) = 0$ , mas que tem limite de probabilidade diferente se  $H_0$  não é verdadeira. De fato,  $\hat{\beta}_{within}$  será verdadeira ou não, enquanto  $\hat{\beta}_{GLS}$  é BLUE e assintoticamente eficiente sobre  $H_0$ , mas inconsistente quando  $H_0$  é falsa.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

A natureza do teste de Hausman seria baseada sobre

$$\hat{q}_1 = 0 \text{ e } \text{cov}(\hat{q}_1, \hat{\beta}_{GLS}) = 0$$

$$\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \tilde{\beta}_{within} \text{ sob } H_0, \quad \underset{\substack{\uparrow \\ p \text{ lim} \\ \uparrow}}{\cdot} \quad \cdot$$

Dado que:

$$\hat{\beta}_{GLS} - \beta = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} \mu$$

$$\tilde{\beta}_{within} - \beta = (X' Q X)^{-1} X' Q \mu$$

$$E(\hat{q}_1) = 0$$

e

$$\text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) = \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) - \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \tilde{\beta}_{within})$$

$$= (X' \Omega^{-1} X)^{-1} - (X' \Omega^{-1} X)^{-1} = 0$$

Usando o fato de que

$$\tilde{\beta}_{within} = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{q}_1, \text{ tem-se que}$$

$$\text{var}(\tilde{\beta}_{within}) = \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) + \text{var}(\hat{q}_1)$$

$$\text{como a } \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) = 0.$$

Desse modo

$$\text{var}(\hat{q}_1) = \text{var}(\tilde{\beta}_{within}) - \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) =$$

$$= \sigma_v^2 (X' Q X)^{-1} - (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} \quad (15)$$

como o Teste de Hausman é dado por:

$$m_1 = \hat{q}_1' [\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1 \quad (16)$$

e sob  $H_0$  é distribuído assintoticamente com  $\chi_K^2$  onde K denota a dimensão da inclinação do vetor  $\square$ .

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

A estatística de Hausman utilizada para testar estas hipóteses é a seguinte:

$$H = (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re})' [Var(\hat{b}_{fe}) - Var(\hat{b}_{re})]^{-1} (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re}) \sim \chi_k^2 \quad (17)$$

$\hat{b}_{fe}$  é o vetor dos estimadores do modelo com efeitos fixos

$\hat{b}_{re}$  é o vetor dos estimadores do modelo com efeitos aleatórios

$Var(\hat{b}_{fe})$  é a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores  $\hat{b}_{fe}$

$Var(\hat{b}_{re})$  é a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores  $\hat{b}_{re}$

k é o número de regressores

Critério de seleção: se  $H > \chi_k^2$  rejeitar o modelo com efeitos aleatórios. O modelo com efeitos fixos é, nesse caso, mais apropriado.

Hipótese nula  $H_0: [E(\mu_i/x_{it}) = 0 : \text{não são correlacionados}]$ . Os estimadores do modelo com efeitos aleatórios (estimação GLS) são consistentes e eficientes.

Hipótese alternativa  $H_A: [E(\mu_i/x_{it}) \neq 0 : \text{são correlacionados}]$ . Os estimadores GLS com efeitos aleatórios (e OLS) são não consistentes, mas os estimadores com efeitos fixos são.

Se a hipótese nula ( $H_0$ ) for rejeitada (o modelo de efeitos aleatórios é apropriado para estimar a equação de emissões de  $CO_2$ ),



Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

não se deve ser rejeitada a hipótese alternativa ( $H_A$ ) (o modelo de efeitos fixos é adequado à estimação dos dados).

Os resultados econométricos deste estudo são baseados na equação de abaixo. O modelo de efeitos fixos tem a forma como segue:

$$\ln(y_{it}) = \alpha_i + \beta'x_{it} + \lambda_t + e_{it}$$

(17)

$$(i=1,2,\dots,n;t=1,\dots,T)$$

onde  $y_{it}$  é um vetor de emissões de  $CO_2$ . O  $X_i$  é um vetor de características regionais, o  $T$  mede o tempo e  $n$  é número de países. O  $e_{it}$  erro componente que varia entre países e tempo. Uma formulação específica desta equação, no qual controla para ambos os grupos, por heterogeneidade não-observada ( $\alpha_i$ ) e por efeitos específicos de tempo ( $\lambda_t$ ), pode ser estimada seus efeitos sobre emissões de  $CO_2$  usando a técnica de efeitos fixos.

$$E(e_{it}^2) = \sigma^2 \quad E(e_{it}e_{js}) = 0 \text{ se } i \neq j \text{ ou } t \neq s \quad (17)$$

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para as amostras em pooled. A média e o (desvio-padrão) das emissões de dióxido de carbono ( $CO_2$ kt) é 1131,7 (857,63). A média (desvio-padrão) para

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

algumas variáveis são: consumo global de energia (fossilfuel), 736,59 (738,92); renda per-capita (gdppc), 1756,73 (1140,48); intensidade energética (pm10), 1030,65 (859,95). O coeficiente de variação depende mais intensamente do desvio-padrão do que da média. O coeficiente de variação do co2kt é de 75,78%. Enquanto, o coeficiente de variação da intensidade energética (pm10) é 83,43%. O coeficiente de variação de menor expressão é a taxa de crescimento populacional (popgrw), 42,37%.

Tabela 1 Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo

Variáveis	media	sd	cv
co2kt	1131.773	857.6308	.7577761
fossilfuel	736.5917	738.9716	1.003231
popgrw	306.3025	129.7865	.4237198
gdppc	1756.731	1140.478	.6492051
pm10	1030.646	859.9527	.8343819
co2int	131.4964	122.7118	.9331951

Na abordagem empírica utiliza-se para analisar os fatores determinantes das emissões de dióxido de carbono (co2kt) e da intensidade energética (pm10) a equação de Kaya (Identidade Kaya). A equação analisa os impactos do crescimento populacional (popgrw), renda per-capita (gdppc), consumo global de energia (fossilfuel) e uso de energia por unidade da renda (co2int) sobre a poluição global (medido pelas emissões de carbono por unidade de energia consumida) e da intensidade energética (pm10). As emissões de dióxido de carbono estão diretamente relacionadas com o consumo e

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

crescimento da população humana. A idéia, aqui, é que todas as variáveis independentes mantêm relações positivas com o coeficiente da variável dependente. Por exemplo, quanto maior for a renda per capita maior tende a ser o nível de emissão de co2kt (tabela 2). Aumentos no consumo de energia por unidade da renda (co2int) geram acréscimos na intensidade energética (pm10) (tabela 2). Utilizou-se um modelo de dados de painel dinâmico balanceado, isto é, como o mesmo número de observações para cada país. O método proposto de dados de painel dinâmico que permite testar estas hipóteses foi construído por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

O primeiro modelo resultante testado pode ser representado pela seguinte equação:

$$\begin{aligned} \ln co2kt_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln co2kt_{i,t-1} + \beta_2 \ln gdppc_{i,t} + \beta_3 \ln co2int_{i,t} \\ & + \beta_4 \ln fosilfuel_{i,t} + \beta_5 \ln popgrw_{i,t} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (18)$$

onde a variável  $\ln co2kt_{i,t}$  é o logaritmo de emissões de co2 per capita do país i no tempo. Os coeficientes expressam a magnitude de influência de cada variável independente em relação à variável dependente no fenômeno estudado. Todos os dados estão em escala logarítmica natural o que faz com que os coeficientes estimados possam ser interpretados como elasticidades.

O coeficiente  $\beta_1$  da variável  $\ln co2kt_{i,t-1}$  é a elasticidade de emissões de co2 per capita (defasada) do país i no período t-1 com

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

relação à variável dependente  $\ln co2kt_{i,t}$  do país  $i$  no período  $t$ . O coeficiente  $\beta_2$  da variável independente  $\ln gdppc_{i,t}$  representa a elasticidade do PIB real per-capita com relação à variável dependente  $\ln co2kt_{i,t}$  do país  $i$  no período  $t$ . O parâmetro estimado  $\beta_3$  da variável explicativa  $\ln co2int_{i,t}$  é definido como a elasticidade do uso de energia por unidade da renda com relação à variável dependente  $\ln co2kt_{i,t}$  do país  $i$  no período  $t$ . O coeficiente  $\beta_4$  da variável explicativa  $\ln fosilfuel$  é a elasticidade do consumo global de energia com relação às emissões de  $co_2$  ( $\ln co2kt_{i,t}$ ) per-capita do país  $i$  no tempo  $t$ . Enquanto,  $popgrw_{i,t}$  é definido como a taxa de crescimento populacional no país  $i$  no período  $t$ .

Dadas as especificações do modelo de dados em painel, tem-se  $\mu_i$  que representam os efeitos fixos, que capturam os efeitos não-observáveis relacionados a cada país poluente, como características culturais e geográficas, políticos e governos, leis ambientais e diversas influências que atuam sobre as emissões de dióxido de carbono ( $co_2kt$ ) e da intensidade energética ( $pm_{10}$ ) e são constantes ao longo do tempo. O efeito de tempo é representado por  $\varphi_t$  assume variáveis dummies associadas a cada período a todos os países. E  $\varepsilon_{i,t}$  representa o erro do modelo. As propriedades do erro são: (1)  $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ ; (2)  $var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_\varphi^2$ ; (3)  $cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,s}) = \sigma_\varphi^2, \forall t \neq s$ ; (4)  $cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) = 0, \forall t \neq j$ . As propriedades (1) e (2) representam a  $\varepsilon_{i,t}$  média zero e variância constante. A terceira propriedade significa que os erros dos mesmos países em diferentes períodos de tempo são autocorrelacionados. Enquanto a última diz

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

que os erros de diferentes países em períodos iguais, os erros não-autocorrelacionados.

Para a escolha do modelo a ser estimado, foi utilizado o teste de especificação de Hausman (um teste do tipo Wald), cuja hipótese nula é que as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas, ou seja, os coeficientes do modelo e os efeitos aleatórios são ortogonais. De acordo com este teste, o resultado aponta para a rejeição da hipótese nula. O modelo de efeitos fixos quando comparado ao modelo estimado por efeitos aleatórios, a melhor escolha é o modelo de efeitos fixos. Os resultados foram reportados na tabela 2.

Tabela nº2 Resultados do teste de especificação de Hausman

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	Random	Difference	S.E.
Inco2int	1.269205	1.098489	.1707161	.0090823
popgrw	.0006713	.0028986	-.0022273	.0003491
Ingdppc	.0333343	.01797	.0153643	.0144044
Infossilfuel	.0196179	-.2569067	.2765246	.0114313
e(r2_w)	.658290	.6189278		
e(r2_b)	.007202	.0113616		
e(r2_o)	.263272	.3137018		
e(rho)	.7386128	.0765510		
e(N)	4198	4198		

b = consistent under Ho and Ha

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(4) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 1479.57 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

Em seguida, foi aplicado o teste Breusch-Pagan. Este é um teste do tipo Lagrange Multiplier, cuja hipótese nula é  $\text{var}(u) = 0$  e a alternativa é  $\text{var}(u) \neq 0$ . A rejeição da hipótese nula leva à conclusão da existência de efeitos individuais, e a inadequação do modelo estimado por mínimos quadrados com uma única constante. De acordo com os resultados reportados na tabela 3, conclui-se pela rejeição da hipótese nula. Desse modo, confirmando o resultado da estatística do teste de especificação de Hausman. O modelo de

Artigo original  
 Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
 Universitário Unieuro  
 ISSN: 1809-1261  
 UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

efeitos aleatórios não é indicado e a melhor opção, neste caso, é o modelo com efeitos fixos.

Tabela nº3 Resultados do teste de especificação de Breusch e Pagan

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{Inco2kt[id,t]} = Xb + u[\text{id}] + e[\text{id,t}]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
Inco2kt	6.741245	2.596391
e	2.312039	1.520539
u	.1916851	.4378186

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

$\text{chi2}(1) = 1730.16$

$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$

A tabela 4 mostra a matriz de correlação linear, construída a partir da amostra de dados obtidos sobre as emissões de dióxido de carbono. Após a definição da matriz de correlação, realizou-se uma inspeção entre os parâmetros com o objetivo de identificar as variáveis mais específicas. Existem correlações relativamente baixas (0,14%) entre crescimento populacional (popgrw) e o logaritmo da intensidade energética (lnpm10). É de se esperar que as variáveis de consumo per capita de energia se relacionem com o mesmo conjunto de fatores. A matriz de correlação reporta graus de multicolinearidade fortes. Foi reportado alto grau de correlação (87,%) entre o logaritmo do consumo global de energia (lnfossilfuel) e o logaritmo do uso de energia por unidade da renda(lnco2int).

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Tabela nº 4 Matriz de Correlação das variáveis do Modelo estimado.

	L.lnco2kt	lnco2kt	lnco2int	lnfossilfuel	popgrw	lngdppc	lnpm10
lnco2kt	1.0000						
l1	0.7685	1.0000					
lnco2int	0.5263	0.4070	1.0000				
lnfossilfuel	0.3522	0.4274	0.8750	1.0000			
popgrw	0.0665	0.0590	-0.1445	-0.1832	1.0000		
lngdppc	0.0198	0.0140	0.0400	0.0520	0.0379	1.0000	
lnpm10	0.4869	0.6031	0.3583	0.4122	0.0014	0.0536	1.0000

Dada a possibilidade de que a relação entre emissões de dióxido de carbono e o nível de renda seja endógena, para lidar com esse problema, utilizou-se métodos de variáveis instrumentais através da regressão em dois estágios (MQ2E), aproveitando a disponibilidade de dados de painel. O método de variáveis de Instrumentais de dois estágios tem sido utilizado para a estimação dos parâmetros tanto em modelos lineares, como em modelos não lineares para averiguar a presença de endogeneidade, variáveis omitidas e erros de mensuração.

Para os modelos (1) e (2) os valores estimados foram obtidos aplicando-se o método de variáveis de Instrumentais de dois estágios – para corrigir o problema de endogeneidade.

Para validade dos instrumentos, testa-se a sobreidentificação das condições de momento por meio das estatísticas de Sargan. A hipótese nula é que os instrumentos são válidos, ou seja, não correlacionados com os erros na equação de primeira diferenciada e que os instrumentos utilizados para instrumentar as variáveis endógenas foram corretamente excluídos da equação estimada. É calculado como:



Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

$$S = NJ_N(\hat{\alpha}_2)N \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{v}_{i2} \right)' W_{N2} \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{v}_{i2} \right) \quad (19)$$

Sob a hipótese nula, a estatística de teste tem uma distribuição qui-quadrado, com q igual número de restrições de sobreidentificação menos o número de parâmetros do modelo. É usado sempre em estimação de dois estágios.

O estimador em dois estágios é eficiente sob condições mais gerais, como heteroscedasticidade. O peso eficiente da matriz é calculada como:

$$W_{N2} = \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{v}_{i2} \Delta \hat{v}_i' Z_i \right)^{-1}$$
$$\Delta \hat{v}_i = \Delta y_i - \hat{\alpha}_i \Delta y_i, -1 \quad (20)$$

onde  $\hat{\alpha}_i$  é o estimador GMM de primeiro estágio. Um problema é que, em pequenas amostras (pequeno número de indivíduos), os erros-padrão estimados do estimador GMM em dois estágios tendem a ser muito pequenos. De acordo com Arellano e Bond (1991), os erros padrões assintóticos (mesmo que robustos) de tais estimadores são viesados para baixo quando o tamanho da cross section é pequeno.

A primeira coluna (1-ivreg-fe) e segunda coluna (1-ivreg-fe) da Tabela 4 são um modelo de variáveis instrumentais com efeitos fixos e efeitos fixos com variáveis de controle dummy de tempo; e as terceira [3-abond-(dynamic)] e quarta colunas [4-abond-(dynamic)] são um modelo de dados de painel dinâmico - GMM e outro modelo com variáveis de controle dummy de tempo.

Conforme pode ser observado, o teste de Sargan não rejeita a validade dos instrumentos utilizados ao nível de significância de 10%, na utilização de variáveis instrumentais nas estimativas por ivreg-fe

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

(variáveis instrumentais com efeitos fixos) e abond (Arellano – Bond Dynamic Panel GMM Estimators). Os valores em níveis de significância de 49,25% [modelo 1, (0,4925)]; 67,33% [modelo 2, (0.6733)]; 22,65% [modelo 3, (0.2265)]; 12,03% [modelo 4, (0.1203)]; asseguram a validade conjunta dos instrumentos referentes aos modelos estimados (1); (2); (3) e (4) reportados pelas tabela 3. Os modelos utilizam defasagens das variáveis explicativas como instrumentos.

Para testar estas hipóteses pode ser utilizado o teste de Arrelano-Bond, para a primeira hipótese, neste teste é aceita a autocorrelação de primeira ordem, mas não a de segunda ordem. O teste de autocorrelação dos resíduos de Arellano e Bond (1991) rejeita a hipótese de autocorrelação serial de segunda ordem para as primeiras diferenças dos resíduos estimados da equação (3) e (4) pelo método System GMM não foi detectada. Portanto, cumprem-se as condições de momento utilizadas na estimação do painel dinâmico.

Em relação aos resultados reportados na tabela 5, os modelos [(1) e (2)] ivreg-fe (variáveis instrumentais com efeitos fixos), verificam-se que os coeficientes de duas variáveis explicativas mostraram-se estatisticamente nulos: renda per-capita (Ingppc) e taxa de crescimento da população (popgrw). Enquanto, todas as outras variáveis explicativas mostram-se estatisticamente significativas ao nível de significância de 1% [(modelos (1) e (2)]. O sinal do coeficiente da variável consumo global de energia (Infossilfuel) apresentou sinal contrário ao esperado no modelo (1). Entretanto, quando incluídas variáveis de controle dummy de tempo (yr1992-2007) para captura de todos os choques ocorridos no período em análise neste estudo, o coeficiente muda de direção. Ou

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

seja, a variável mostra uma relação positiva com as emissões de CO<sub>2</sub>. Mencionando-se com isso que o consumo global de energia varia positivamente ao longo do tempo com as emissões de CO<sub>2</sub>.

No modelo (4), quando [repetindo a ação do modelo (2)] adicionando-se variáveis de controle dummy de tempo (yr1992-2007), a estatística t aparece com o sinal esperado em todas as variáveis explicativas e são altamente significativas. Por exemplo: o modelo (4) indica que aumento no coeficiente de elasticidade do lnfossilfuel tende a elevar a média da elasticidade das emissões de CO<sub>2</sub>. Em relação à elasticidade da renda per-capita (lngdppc), o resultado reportado nos diz que o aumento do coeficiente desta variável incentiva as indústrias a produzirem mais, gerando mais emissões de dióxido de carbono ao longo dos anos. O crescimento populacional (popgrw) apesar de ser altamente significativo estatisticamente e relacionar positivamente com as emissões de CO<sub>2</sub>, tem contribuído muito pouco no crescimento mundial da poluição. Na estimação pelas quatro especificações [(1); (2); (3); (4)], os coeficientes da variável dependente defasada (emissões de dióxido de carbono no período anterior) tiveram valores próximos, oscilando entre: 0,645 a 0,814, o que aponta para a consistência dos dados. Esses resultados permitem inferir que o ajuste positivo das emissões de CO<sub>2</sub> é sensível; esperam-se, as emissões de CO<sub>2</sub> relacionadas à energia, tenham aumentos significativos de CO<sub>2</sub> ao longo dos anos. Os modelos estimados são corretamente especificados, como é evidenciado pelo teste de Sargan.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Tabela Nº5 Os resultados econométricos para a especificação de dois  
estágios e modelos dinâmicos (Arellano-Bond). Varivael dependente: Inco2kt

Variáveis	1-IVREG-FE	2-IVREG-FE	3-ABOND-(Dynamic)	4-ABOND-(Dynamic)
lngdppc	0.00330 (0.17)	0.0118 (0.76)	0.296*** (323.51)	0.0578*** (149.56)
L.Inco2kt	0.698*** (48.06)	0.780*** (74.30)	0.645*** (1422.27)	0.814*** (1980.11)
Inco2int	1.171*** (62.59)	0.0663*** (3.67)	1.387*** (577.94)	0.0743*** (61.41)
Infossilfuel	-0.565*** (-27.55)	0.0620*** (4.26)	-0.150*** (-66.00)	0.00382** (2.85)
popgrw	0.000194 (0.52)	0.000256 (1.20)	0.000972*** (148.63)	0.000113*** (11.59)
yr1992		0.523*** (7.25)		0.0943*** (59.09)
yr1993		0.515*** (7.30)		0.101*** (24.05)
yr1994		0.562*** (7.99)		0.144*** (41.47)
yr1995		0.553*** (7.83)		0.107*** (29.99)
yr1996		0.421*** (5.95)		-0.0223*** (-7.63)
yr1997		0.536*** (7.63)		0.0897*** (25.43)
yr1998		0.481*** (6.81)		0.0539*** (22.70)
yr1999		0.562*** (7.99)		0.131*** (66.03)
yr2000		0.420*** (5.93)		-0.0114*** (-5.10)
yr2001		0.582*** (8.26)		0.147*** (69.11)
yr2002		0.540*** (7.65)		0.117*** (52.14)

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

yr2003		0.579***		0.168***
		(8.18)		(86.65)
yr2004		0.464***		0.0680***
		(6.52)		(33.61)
yr2005		0.557***		0.174***
		(7.86)		(84.86)
Yr2006		-6.096***		-6.437***
		(-62.40)		(-940.52)
yr2007		-0.453***		-0.647***
		(-6.62)		(-299.03)
L.lngdppc		0.0716***	0.0744***	
		(220.74)	(128.75)	
L.lnco2int		-0.636***	0.0478***	
		(-191.12)	(21.86)	
L.popgrw		-0.000960***	0.000172***	
		(-203.30)	(18.88)	
L.lnfossilfue		0.000228***	0.0832***	
		(8.42)	(239.47)	
_cons	0.103	0.279*	-2.379***	-0.709***
	(0.58)	(2.22)	(-171.71)	(-77.83)
-----				
N	3281	3553	3590	3792
Sargan test	p(0.4925)	p(0.6733)	p(0.2265)	p(0.1203)
Autoregression				
order 1 test		0.0000	0.0000	
order 2 test		0.3999	0.1068	
-----				

t statistics in parentheses \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

O segundo modelo resultante a ser testado pode ser representado pela seguinte equação:

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

$$\begin{aligned} \ln pm10_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 \ln pm_{i,t-1} + \gamma_2 \ln gdppc_{i,t} + \gamma_3 \ln co2int_{i,t} + \gamma_4 \ln fosilfuel_{i,t} \\ & + \gamma_5 \ln popgrw_{i,t} + \alpha_i + \phi_t \\ & + \eta_{i,t} \end{aligned} \quad (19)$$

onde  $\ln pm10_{i,t}$  é o logaritmo da intensidade energética do país  $i$  no tempo  $t$ . O coeficiente  $\gamma_1$  da variável dependente defasada  $\ln pm10_{t-1}$  é a elasticidade da intensidade energética (em logaritmo) do país  $i$  no período  $t-1$ . Os  $\gamma_2$ ;  $\gamma_3$ ;  $\gamma_4$  representa os coeficientes de elasticidades da renda per-capita; uso de energia por unidade da renda; consumo global de energia, respectivamente. Enquanto,  $\gamma_5$  é a taxa de crescimento populacional. Os  $\alpha_i$ ,  $\phi_t$  seguem as propriedades da equação (1).

As regressões com dados de painel dos países foram efetuadas sob duas diferentes especificações [(ivreg-fe) [abond-dynamic]]. Neste modelo básico, a equação (19) é estimada considerando como variável dependente a intensidade energética ( $\ln pm10$ ), as variáveis independentes como ( $\ln pm10_{t-1}$ ),  $\ln gdppc$ ,  $\ln popgrw$  e  $\ln co2int$ , e mais as variáveis de controle dummy de tempo.

A modelagem utilizada por Arellano e Bond (1991) permite que as condições de ortogonalidade existentes entre os valores defasados de  $y_{it}$  e os erros  $v_{it}$ , para a construção dos instrumentos e que podem ser convenientemente aplicados na estimação no Método dos Momentos Generalizados (GMM). Neste método, escolheu em adotar os dois testes: teste de autocorrelação serial de regressão dos resíduos (de primeira e segunda ordem) e teste de especificação de Sargan. O teste de autocorrelação serial pode ajudar a definir com os números de defasagens incluídas nas variáveis instrumentais. O Teste

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

de Especificação de Sargan permite validar as condições de momento e definir a melhor especificação do modelo, minimizando o problema de variáveis excluídas, e sobre identificação de restrições.

Em relação ao teste de autocorrelação serial de primeira e segunda ordem, sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de primeira ordem, rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial (em nível de significância de 5%) para as duas especificações [ $p(0.0000)$  e (4)  $p(0.0000)$ ]. A não rejeição da hipótese nula de autocorrelação serial de segunda ordem, usando a regressão dos resíduos (em nível de significância de 5%) de segunda ordem [ $p(0.3480)$  e  $p(0.083)$ ], indica que o estimador de GMM é consistente para os dois modelos (3) e (4), respectivamente.

A não rejeição da hipótese nula torna-se válido os instrumentos utilizados no sistema para aqueles números de defasagens. De acordo com os resultados reportados na tabela 5 do teste de especificação de Sargan, verifica-se que os instrumentos utilizados em todos os modelos [(1); (2); (3) e (4)] são validados. Conclui que não são rejeitadas as especificações para as equações estimadas.

A Tabela 6 indica, à exceção do coeficiente da variável renda per-capita ( $\ln gdp_{pc}$ ) e taxa de crescimento da população ( $\ln pop_{grw}$ ), estatisticamente nulos, para os modelos (1) e (2), todas as demais variáveis tiveram coeficientes de elasticidades estatisticamente significantes. Nesta especificação, todas as variáveis explicativas obtiveram sinais de acordo com esperado. O nível de consumo global de energia apresentou efeito positivo de 0,631 e 0,136 para a intensidade energética ( $\ln pm_{10t}$ ) nos modelos (1) e (2), respectivamente. Pode-se observar pelas duas equações estimadas que o impacto positivo do coeficiente de elasticidade do uso de

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

energia por unidade da renda ( $\ln co2int_{i,t}$ ) provocará crescimento da intensidade energética ( $\ln pm10_t$ ) em todo mundo.

A elasticidade renda per-capita ( $\ln gdp_{pc}$ ) foi estimada em 0,0457 no modelo (3), ao passo que no modelo (4) foi de 0,0938, quando incluídas as variáveis de controle dummy de tempo. A estimativa do coeficiente de elasticidade do uso de energia por unidade da renda ( $\ln co2int_c$ ) 0,168 mostra-se inferior à estimativa obtida para o modelo com as variáveis de controle dummy de tempo e muito superior à estimativa da taxa de crescimento da população ( $\ln pop_{grw}$ ), como era esperado. As estimativas são consistentes uma vez que pode ser observada a ausência de autocorrelação de segunda ordem. Como todas as equações estimadas incluem uma variável dependente defasada, cada coeficiente estimado corresponde ao efeito de curto prazo de sua respectiva variável. O efeito de longo prazo pode ser obtido dividindo-se o efeito de curto prazo por 1 menos o coeficiente da variável dependente defasada. O coeficiente estimado para a variável dependente defasada intensidade energética ( $\ln pm10_t$ ) foi de 0,227. Esse resultado aponta para uma rigidez no ajuste da intensidade energética.

As variáveis de controle dummy de tempo (yr1992-2007) apresentam impacto negativo sobre a intensidade energética ( $\ln pm10_t$ ) ao longo do tempo.



Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Tabela Nº6 Os resultados econométricos para a especificação de dois  
estágios e modelos dinâmicos (Arellano-Bond). Varivael dependente: Inpm10

Variáveis	1-IVREG-FE	2-IVREG-FE	3-ABOND-(Dynamic)	4-ABOND-(Dynamic)
Ingdppc	0.0109 (0.26)	0.00829 (0.30)	0.0457*** (294.51)	0.0938*** (173.86)
L.Inpm10	0.459*** (32.51)	0.729*** (62.45)	0.165*** (1392.23)	0.227*** (518.15)
Inco2int	0.122*** (6.24)	0.0608** (2.85)	0.168*** (333.14)	0.439*** (336.82)
Infossilfuel	0.631*** (34.56)	0.136*** (7.72)	0.277*** (241.52)	0.201*** (72.89)
popgrw	0.000651 (1.73)	0.0000718 (0.28)	0.000790*** (237.90)	0.000486*** (38.12)
yr1992		0.456*** (5.38)		-0.208*** (-125.42)
yr1993		0.487*** (5.89)		-0.208*** (-35.71)
yr1994		0.546*** (6.50)		-0.183*** (-43.15)
yr1995		0.516*** (6.10)		-0.157*** (-30.43)
yr1996		0.522*** (6.27)		-0.126*** (-22.87)
yr1997		0.521*** (6.24)		-0.119*** (-20.03)
yr1998		0.415*** (4.94)		-0.172*** (-28.64)
yr1999		0.505*** (6.04)		-0.127*** (-21.03)
yr2000		0.530*** (6.29)		-0.0871*** (-14.31)
yr2001		0.508*** (6.04)		-0.0732*** (-12.71)
yr2002		0.479*** (5.69)		-0.0914*** (-15.78)

Artigo original  
Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro  
ISSN: 1809-1261  
UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

yr2003		0.391***		-0.193***
		(4.66)		(-34.29)
yr2004		0.444***		-0.234***
		(5.33)		(-38.79)
yr2005		0.455***		-0.236***
		(5.47)		(-38.94)
Yr2006		0.634***		1.412***
		(5.59)		(217.89)
yr2007		-5.083***		-3.621***
		(-53.48)		(-534.49)
L.lngdppc			-0.104***	-0.222***
			(-450.15)	(-234.96)
L.lnco2int			0.923***	0.107***
			(447.89)	(29.68)
L.popgrw			0.000813***	0.00113***
			(209.16)	(71.83)
L.lnfossil~l			-0.115***	0.286***
			(-552.70)	(256.97)
_cons	-0.435	0.322	0.152***	0.889***
	(-1.44)	(1.60)	(29.93)	(114.98)
-----				
N	3540	3540	3771	3771
Sargan test	p(0.1824)	p(0.4578)	p(0.2221)	p(0.4653)
Autoregression				
order 1 test			0.0000	0.0000
order 2 test			0.3480	0.083
-----				

t statistics in parentheses

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Curva de Kuznets Ambiental

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Nos estudos de Grossman e Krueger (1991, 1995), discutiram-se relações entre a renda e a degradação ao meio ambiente. Estas relações entre o meio ambiente e a renda são conhecidas como curva de Kuznets Ambiental (EKC). A EKC é baseada no estudo de Kuznets (1955), onde foi proposta, pela primeira vez, uma relação invertida (U) entre a renda e as desigualdades econômicas.

A EKC tornou-se comum para testar as relações em que o crescimento econômico e o meio ambiente, mensuram a degradação da atividade econômica. Diversas formas funcionais e econométricas procuram corroborar a hipótese da EKC. Entretanto, diversos trabalhos criticam a hipótese da EKC, entre os quais Stern et al. (1996), Arrow et al. (1996), Bruyn e Heintz (2000), Ekins (2000). O trabalho original de Grossman e Krueger (1991, 1995) é criticado por Harbaugh et al. (2001).

Na literatura da EKC têm surgido curvas que associam desmatamento e renda (Cropper e Griffiths, 1994); biodiversidade, sustentabilidade, com níveis de renda (Shubert e Dietz, 2001). Nestes estudos empíricos da EKC são utilizadas como variável dependente, níveis de SO<sub>2</sub> e CO<sub>2</sub>, nível de desmatamento, e outras variáveis, dependendo dos objetivos e perguntas a serem respondidas por cada pesquisador.

A equação básica utilizada para verificação empírica da hipótese original de Kuznets, depois modificada para se testar a curva ambiental de Kuznets, é especificada na forma cúbica a seguir:

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIBC_{it} + \beta_2 PIBC_{it}^2 + \beta_3 PIBC_{it}^3 + DR_{it} + \varepsilon_{it}$$

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

onde, GINI = coeficiente de Gini; PIBC = PIB per capita expresso na paridade do poder de compra; DR = dummy regional, assumindo o valor "0" para os países da África-Subsahara e valor "1" para os demais; i e t referem-se ao país e o tempo, respectivamente.

A curva de Kuznets, embora não utilizada como metodologia no presente trabalho, é citada nesta discussão pois passou a ser referência para explicar a relação de como a poluição ambiental em suas várias formas evolui em razão do crescimento econômico. O formato da curva é explicado através de dois argumentos. A porção ascendente reflete o progresso natural do desenvolvimento econômico, passando-se de uma economia agrária "limpa" para uma economia industrial "poluída" e para uma economia de serviços "limpos" (Arrow et al, 1995). Enquanto a porção descendente seria o mecanismo das economias desenvolvidas exportarem processos de produção intensivos em poluição para economias menos desenvolvidas.

Formulações teóricas mostraram que a curva ambiental de Kuznets pode ser derivada simplesmente da característica tecnológica do esforço gasto para se diminuir a poluição. Assim, se a tecnologia de produção para diminuir a poluição exibir retornos crescentes de escala, essa seria uma condição suficiente para que se pudesse apresentar uma relação entre crescimento e poluição na forma de um "U" invertido.

Em termos mais gerais, pode-se pensar que à medida que as economias evoluem de uma fase essencialmente agrícola para uma fase de industrialização e modernização da agricultura, haveria uma correlação positiva com o aumento da emissão de poluentes. Entretanto, outros fatores são apontados como amortecedores ou

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

compensadores desse processo, tal que a partir de um certo ponto observa-se uma inflexão para baixo dessa relação. esses fatores seriam:

- i) elasticidade-renda positiva para qualidade ambiental;
- ii) mudanças na composição da produção e consumo;
- iii) aumento do nível educacional e consciência ambiental; e
- iv) sistemas políticos mais abertos.

Segundo esses autores, a trajetória da relação entre desenvolvimento e poluição parece refletir tanto forças de mercado quanto de uma regulamentação ambiental mais exigente, como aquelas observadas nos países desenvolvidos. Ou seja, o próprio desenvolvimento tecnológico implica tanto em aumento de produtividade, como também adoção mais intensa de tecnologias cada vez mais “limpas”, estas em decorrência da imposição de leis ambientais e exigências do mercado externo.

Conforme discutido anteriormente, na abordagem empírica utiliza-se para analisar os fatores determinantes das emissões de dióxido de carbono ( $co_2kt$ ) e da intensidade energética ( $pm_{10}$ ) a equação de Kaya (Identidade Kaya). A equação analisa os impactos do crescimento populacional ( $popgrw$ ), renda per-capita ( $gdppc$ ), consumo global de energia ( $fossilfuel$ ) e uso de energia por unidade da renda ( $co_2int$ ) sobre a poluição global (medido pelas emissões de carbono por unidade de energia consumida) e da intensidade energética ( $pm_{10}$ ).

Sendo assim, é possível inter-relacionar a existência de uma curva de Kuznets ambiental e uma Estrutura da Identidade Kaya para estimar empiricamente a relação entre fatores sociais, econômicos, tecnológicos, políticos e de governança com os índices de emissão de

Artigo original  
Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro  
ISSN: 1809-1261  
UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

CO<sub>2</sub> de países com características distintas durante uma série temporal.

## CONCLUSÃO

O presente estudo teve como principal objetivo analisar, utilizando o método de Análise de Painel, os impactos do crescimento populacional, da renda per-capita, do consumo global de energia e do uso de energia por unidade da renda, sobre a poluição global (medida pelas emissões de carbono por unidade de energia consumida) e sobre a intensidade energética. Outro objetivo buscado e alcançado foi formular e validar um modelo econométrico para uma análise multicritério que permita criar cenários para estimar a relação entre emissão de poluentes do ar local e global com o atual modelo de desenvolvimento econômico.

Conforme mostraram os resultados discutidos anteriormente, as emissões de dióxido de carbono estão diretamente relacionadas com o consumo e crescimento da população humana. Estatisticamente falando, a idéia, aqui, é que todas as variáveis independentes mantêm relações positivas com o coeficiente da variável dependente. Por exemplo, quanto maior for a renda per capita maior tende a ser o nível de emissão de CO<sub>2</sub>.

Da mesma forma, o consumo global de energia varia positivamente ao longo do tempo com as emissões de CO<sub>2</sub>. Ressalta-se que existem correlações relativamente baixas (0,14%) entre crescimento populacional e o logaritmo da intensidade energética. De fato, um aumento populacional em uma determinada região, sem que

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

haja um aumento da renda per capita, não implicará naturalmente em aumento de consumo de energia.

Quanto à metodologia verificou-se que o método de Análise de Painel e o modelo econométrico são ferramentas bastante adequadas para este tipo de estudo. A forma como as análises foram conduzidas trouxe novas informações para futuras pesquisas nesta área, por oferecer respaldos estatísticos e econométricos e por transmitir maior credibilidade para a continuidade do uso deste método, tendo em vista o seu rigor metodológico.

O sucesso do método de Análise de Painel deve-se à sua principal vantagem que é o fato de que os dados em painel permitem o uso de mais observações, aumentam o número de graus de liberdade e são capazes de identificar e mensurar efeitos que não são possíveis de serem detectados por meio de análise de dados em corte transversal ou de séries temporárias isoladamente.

Da mesma forma, a aplicação do teste de especificação de Hausman e do teste Breusch-Pagan, mostraram-se satisfatórios nas análises feitas e o uso do modelo de efeitos fixos mostraram-se como melhor escolha, quando comparado ao modelo estimado por efeitos aleatórios.

Apesar das vantagens, ressalta-se que a Análise de Painel tem algumas limitações e o seu uso deve ser feito após uma série de ponderações sobre a pesquisa a ser realizada e verificação de sua eficácia para cada situação.

No que diz respeito ao objetivo de discutir, à luz do pensamento sistêmico, a correlação entre fatores socioambientais com a emissão de gases do efeito estufa, particularmente o CO<sub>2</sub> e seus impactos

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

ambientais na economia humana, foi possível tirar várias conclusões, como já mostrado anteriormente.

Em resumo, pode-se dizer que as diversas variáveis que atuam sobre as emissões de dióxido de carbono e da intensidade energética e que são constantes ao longo do tempo, estão relacionados a cada país poluente e às suas características culturais e geográficas, políticos e governos, e leis ambientais, o que merece ser investigado em outro trabalho.

Quando incluídas variáveis de controle dummy de tempo (yr1992-2007) para captura de todos os choques ocorridos no período em análise neste estudo, o coeficiente de variação muda de direção, ou seja, a variável mostra uma relação positiva com as emissões de CO<sub>2</sub>, mencionando-se com isso que o consumo global de energia varia positivamente ao longo do tempo com as emissões de CO<sub>2</sub>.

Com base nestas discussões entendemos que a compreensão dos problemas ambientais, pertinentes à emissão de gases-estufa é uma questão interdisciplinar que inclui o componente socioeconômico, levando também em conta critérios culturais e determinações específicas das políticas públicas.

## REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ARROW, K et al. Economic Growth, Carrying Capacity and the Environment. Science  
v. 268, p.p. 520-521, 1995.



Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

ARRELLANO, M. and BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58. pp. 277 – 297. April 1991

ARELLANO, M. e BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68:29-51. 1995.

BAUM, C. F., SCHAFER, M. E., STILLMAN. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. Unpublished working paper no. 545, Boston College Department of Economics. <http://fmwww.bc.edu/ec-p/WP545.pdf>. 2002.

BLUNDELL, R. & BOND, S. 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models'. *Journal of Econometrics*, Vol.87, p.115-143. 1998.

BRIDGELAND, D. Technology versus discipline: why I am not a systems thinker. *The System Thinker*, v.9, n.2, p. 9-10, 1998.

BRUYN, S.M., HEINTZ, R.J. The environmental Kuznets Curve Hypothesis. *Handbook of environmental and Resource Economics*. p.p. 656-677, Edward Elgar: Cheltenham, 2000.

CROPPER, M.; GRIFFITHS G. The Interaction of Population, Growth and Environmental Quality. *American Economic Review*, v.84, p.250-254, 1994.

EKINS, P. *Economic Growth and Environmental Sustainability: The Prospects for Growth*. Routledge, London, 2000.

GREENE, Willian H. *Econometric analysis*. 2008.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

GROSSMAN, G. M., KRUEGER, A. B. Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement. NBER Working Paper 3914, , Cambridge, 1991.

GROSSMAN, G. M., KRUEGER, A. B. Economic Growth and The Environment.

Quarterly Journal of Economics v. 112, p.p 353-378, 1995.

GUTIERREZ, Maria B.; MENDONÇA, Mário Jorge C. O efeito estufa e o setor energético brasileiro. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para discussão Nº 719. Rio de Janeiro, abril de 2000.

Disponível

em

[http://www.ipea.gov.br/pub/td/2000/td\\_0719.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/2000/td_0719.pdf)

HARBAUGH, W.T. , LEVINSON, A., WILSON, D. M. Reexamining the Empirical

Evidence for an Environmental Kuznets Curve. University of Oregon. Working Paper,

2001.

HSIAO, Cheng. Analysis of panel data. Cambridge: Cambridge University Press. 1986.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. IPCC Special Report on Emissions Scenarios , 1992. Disponível em: <http://www.grida.no/climate/ipcc/emission/034.htm>. Acesso em maio de 2007.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. IPCC ,Greenhouse gas inventories: IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories, Reference Manual. Bracknell: United Kingdom Metereogical Office, Inglaterra, 1995.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. Aspectos Regionais e Setoriais da Contribuição do Grupo de Trabalho II ao 4º

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 105-156.

Relatório de Avaliação "Mudança Climática 2007" do IPCC. 2007.

Disponível em:

<http://www.iea.usp.br/iea/online/midiateca/mudglobais/index.html>.

Acesso em julho de 2007.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Equality. American

Economic Review

45 (I). p.1-28. 1955.

SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using  
instrumental variables. *Econometrica* 26: 393--415. 1958

SCHUBERT, R., DIETZ, S. Environmental Kuznets Curve, Biodiversity  
and Sustainability. ZEF-University of Bonn – Discussion Papers on  
Development Policy

Bonn, 2001.

STERN, Nicholas. Stern Review Report on the Economics of Climate  
Change. 2006. Disponível em : <http://www.hmtreasury>.