

**FACULDADE DE ECONOMIA E ADMINISTRAÇÃO  
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA APLICADA**

**TERCIANE SABADINI CARVALHO**

**A HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL GLOBAL E O  
PROTOCOLO DE QUIOTO**

**JUIZ DE FORA  
DEZEMBRO, 2008**

TERCIANE SABADINI CARVALHO

**A HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL GLOBAL E O  
PROTOCOLO DE QUIOTO**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia e Administração da Universidade Federal de Juiz de Fora como parte das exigências do Mestrado em Economia Aplicada.

**Orientador:** Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

JUIZ DE FORA  
DEZEMBRO, 2008

TERCIANE SABADINI CARVALHO

**A HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL GLOBAL E O  
PROTOCOLO DE QUIOTO.**

Dissertação submetida à Faculdade de Economia e Administração da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada, com área de concentração em Métodos de Análise Regional.

APROVADA EM \_\_\_/\_\_\_/\_\_\_

---

Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida  
FEA - Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof. Dr. Moisés de Andrade Resende Filho  
FEA - Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof. Dr. Edson Paulo Domingues  
CEDEPLAR – Universidade Federal de Minas  
Gerais

**Dedico:**

*Aos meus pais maravilhosos, Tércio e Beatriz,  
por todo apoio, amor e carinho.*

*Aos tios, irmã, avós, primos e amigos, pela  
torcida e ajuda nos momentos difíceis durante  
a concretização deste trabalho.*

## AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, à Deus, por guiar e iluminar meus passos em todos os momentos da minha vida.

Aos meus pais, Tércio e Beatriz, pelo apoio, conselhos, carinho e compreensão.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida, pela dedicação, ensinamentos e pela confiança ao longo da pesquisa.

Ao Prof. Dr. Moisés de Andrade Resende Filho e Prof. Dr. Rogério Silva de Mattos pelas contribuições e idéias na elaboração deste projeto.

Ao Prof. Dr. Fernando Salgueiro Perobelli, pela atenção, conselhos e incentivo durante todo o período do mestrado.

Aos demais professores do Curso de Mestrado em Economia Aplicada (CMEA) pelos ensinamentos e participação na minha formação acadêmica.

Ao Prof. Dr. Edson Paulo Domingues pela presença na banca examinadora que engrandece esta pesquisa.

Aos meus familiares, que mesmo à distância tiveram um papel importante nesta etapa, sempre torcendo pelo meu sucesso. Em especial, tio Genuíno e tia Tânia, que sempre foram grandes incentivadores da realização deste trabalho.

Aos meus colegas de mestrado: Ludmilla, Wander, e em especial, Flaviane, Rosa, Pedro e Vinícius pelos laços de amizade que foram firmados e pelos bons momentos que passamos juntos.

Às minhas queridas amigas, Carol Hotz, Carol Reis, Fernanda, Jaqueline, Lílian, Mariana, Marianne, Raquel e Tamara, por compreenderem minha ausência e pela amizade incondicional.

Às minhas amigas de Juiz de Fora, Ludmilla, Deli, Tainá, Érica e Lucielli.

Enfim, agradeço a todas as pessoas que de alguma forma contribuíram na concretização deste trabalho.

Muito obrigada!

## RESUMO

As questões sobre o meio ambiente, ano após ano, vêm desempenhando um destacado papel no debate global sobre o futuro do planeta. Devido à liberação de enormes quantidades de CO<sub>2</sub> na combustão de energias fósseis, as suas emissões são classificadas como uma das forças motrizes por trás do fenômeno do aquecimento global. Em todo o mundo, as emissões dos gases de “efeito estufa” (GEE) estão aumentando, apesar dos esforços comuns para implementar acordos internacionais, como o Protocolo de Quioto. Nesse contexto, esta dissertação visa investigar a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) global e a sua relação com o Protocolo de Quioto. Portanto, um de seus objetivos é verificar se existe uma relação na forma de U invertido entre um índice de degradação ambiental global (emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*) e o crescimento econômico (medido pelo PIB *per capita*) para uma amostra de 167 países durante o período de 2000-2004, utilizando um modelo de efeitos fixos com dependência espacial. Outro objetivo desta dissertação é avaliar o papel do Protocolo de Quioto como uma política global, a fim de reduzir as emissões. Para isso, uma variável *dummy*, representando os países que ratificaram o Protocolo, é adicionada do lado direito da regressão. Além disso, mais três variáveis são colocadas no lado direito da regressão: nível de comércio, consumo de energia e densidade populacional. Os resultados da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) revelaram que as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* não são distribuídas aleatoriamente, bem como identificou uma série de países que emitem mais do que os outros países: Estados Unidos, Canadá, Austrália, Barein, Brunei, Kuwait, Luxemburgo, Emirados Árabes Unidos, Trinidad e Tobago e Aruba. A AEDE encontrou a existência de *clusters*, mostrando que o padrão Baixo-Baixo ocorre principalmente nos países mais pobres africanos e asiáticos, enquanto o padrão Alto-Alto aparece essencialmente nos países europeus e países do sudoeste asiático. Os resultados econométricos, a princípio, sugerem a existência de uma CKA na forma de “N” e não de “U” invertido, encontrando os seguintes “pontos de inflexão”: US\$ 12.262,44 e US\$ 27.083,33. As demais variáveis explicativas também apresentaram os sinais esperados e todas exibiram um coeficiente altamente significativo. Cerca de 80% da amostra não possuem renda acima do ponto de inflexão calculado, ou seja, a grande maioria dos países se encontraria na primeira parte ascendente da curva, revelando que no intervalo de renda observado para os 167 países, muitos exibem uma curva monotonicamente crescente. Isso parece confirmar e ilustrar a natureza global do impacto do dióxido de carbono, revelando que há pouco incentivo para as nações tomarem ações unilaterais para reduzir suas emissões, e que ações multilaterais estão sendo desenvolvidas lentamente. Outra questão importante é o coeficiente negativo e estatisticamente significativo para a variável *dummy* dos países que ratificaram o Protocolo de Quioto, revelando a importância de acordos internacionais na redução do montante global das emissões de carbono *per capita*. Portanto, o crescimento econômico sozinho não pode substituir políticas que aspirem a redução das emissões de CO<sub>2</sub>. Este resultado sugere que políticas internacionais podem ajudar a reduzir as emissões de GEE, mas é preciso que mais países se comprometam nessa redução. Portanto, crescimento econômico por si só não garante a cura para os problemas relacionados ao meio ambiente. As políticas ambientais têm papel fundamental na inversão da trajetória dos poluentes que seguem a CKA.

**Palavras-chave:** Curva de Kuznets Ambiental global, Protocolo de Quioto, emissões de CO<sub>2</sub>, dados em painel, econometria espacial

## ABSTRACT

Over the years environmental issues have been playing a remarkable role in the global debate about the Earth future. Due to the release of huge amounts of CO<sub>2</sub> in the combustion of fossil fuels, its emissions are classified as one of the driving forces behind the global warming phenomenon. Worldwide, emissions of the "greenhouse effect" gases (GHG) are increasing, despite the joint efforts to implement international agreements like the Kyoto Protocol. In this context, the present dissertation is aimed at investigating the Global Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis and its relationship with the Kyoto Protocol. Therefore, one of its objectives is to verify whether there is an inverted U shaped relationship between an index of global environmental degradation (per capita CO<sub>2</sub> emissions) and economic growth (measured by per capita GDP) for a sample of 167 countries over the period 2000-2004, using a fixed effect model with spatial dependence. Another objective of this dissertation is to evaluate the role of the Kyoto Protocol as a global policy in order to reduce emissions. To do so, a dummy variable, representing the countries that have ratified the Protocol, is put in right hand of the regression. Besides, another three variables are inserted in the right hand of regression: the trade level, energy consumption and population density. The findings from Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) revealed that per capita CO<sub>2</sub> emissions are not randomly distributed, as well as identified a number of countries that emit more than the other countries, namely, United States, Canada, Australia, Bahrain, Brunei, Kuwait, Luxembourg, United Arab Emirates, Trinidad and Tobago and Aruba. The ESDA analysis found the existence of clusters, showing that the low-low pattern occurs mainly in the poorest countries Asian and African, whereas the High High pattern appears mainly in European countries and countries in Southeast Asia. The econometric results, in principle, suggest the existence of a CKA in the form of "N" rather than "U" inverted, finding the following "turning points": US\$ 12,262.44 and US\$ 27,083.33. The other explanatory variables also showed the expected signs and all exhibited a highly significant coefficient. Around 80% of the sample did not have income above the "turning point" calculated, that is, the vast majority of countries are in the first upward part curve, revealing that in the range of income observed for the 167 countries, many have a curve monotonically increasing. This seems to confirm and illustrate the global nature of the carbon dioxide impact, revealing that there is little incentive for nations takes unilateral actions to reduce their emissions, as well as multilateral actions are being developed slowly. Another important issue is the negative coefficient, and statistically significant, for the dummy variables of the countries that have ratified the Kyoto Protocol, showing the importance of international agreements on reducing the overall amount of per capita carbon emission. Therefore, economic growth alone cannot replace policies that aspire to reducing CO<sub>2</sub> emissions. This result suggests that international policies can help reduce GHG emissions, but we need more countries to commit such reduction. Therefore, economic growth alone does not guarantee a cure for the problems related to the environment. Environmental policies have key role in reversing the trajectory of pollutants that follow the CKA.

**Key-words:** Global Environmental Kuznets Curve, Kyoto Protocol, CO<sub>2</sub> emissions, panel data, spatial econometrics

**LISTA DE FIGURAS**

Figura 1 – Curva de Kuznets Ambiental .....	2
Figura 2 – Curva de Kuznets Ambiental II.....	3
Figura 3 – Diagrama de Dispersão de Moran.....	44
Figura 4 – Mapa de significância .....	46
Figura 5 – Mapa de <i>clusters</i> .....	47
Figura 6 – Diferentes formas da relação renda/pressão ambiental.....	58
Figura 7 – Mapas da distribuição espacial (em desvio-padrão) das emissões de CO <sub>2</sub> <i>per capita</i> para 167 países, no período de 2000 a 2004.....	69
Figura 8 – Mapas quantílicos de distribuição espacial do pib <i>per capita</i> para 167 países, no período de 2000 – 2004 .....	73
Figura 9 – Diagramas de dispersão de moran das emissões de CO <sub>2</sub> <i>per capita</i> para os 167 países, no período de 2000 a 2004.....	78
Figura 10 – <i>Box map</i> para as emissões de CO <sub>2</sub> <i>per capita</i> no ano de 2000 e 2004.....	80
Figura 11 – Mapa de <i>clusters</i> para as emissões de CO <sub>2</sub> <i>per capita</i> dos países do mundo no período de 2000 a 2004 .....	82



**LISTA DE TABELAS**

Tabela 1 – Indicadores de autocorrelação espacial das emissões de CO <sub>2</sub> <i>per capita</i> .....	76
Tabela 2 – Modelos sem dependência espacial da CKA estimados por MQO e LSDV.....	88
Tabela 3 – Modelos CKA de efeitos fixos estimados por MQGE .....	90
Tabela 4 – Modelos CKA de efeitos fixos estimados por MQGE com a adição de <i>dummies</i> de <i>outlier</i> .....	93
Tabela 5 – Índice de Moran dos resíduos para o modelo (6) de defasagem com erro .....	94
Tabela 6 – Elasticidade renda das emissões (média para o período 2000-2005) .....	95
Tabela 7 – Modelo de defasagem com erro espacial estimado com efeitos fixos pelo método MQGE .....	96

**LISTA DE QUADROS**

Quadro 01 – Resumo dos trabalhos econométricos sobre a CKA – diversos indicadores de degradação ambiental .....	34
Quadro 02 – Resumo dos trabalhos econométricos sobre a CKA – dióxido de carbono (CO <sub>2</sub> ). .....	36
Quadro 03 – Resumo dos trabalhos econométrico-espaciais sobre a CKA .....	37
Quadro 04 – Descrição das Variáveis.....	67
Quadro 05 – Lista de <i>Outliers</i> .....	92

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	1
1.1 JUSTIFICATIVA .....	6
1.2 OBJETIVOS GERAIS E ESPECÍFICOS .....	9
<b>1.2.1 Objetivos Gerais</b> .....	9
<b>1.2.2 Objetivos Específicos</b> .....	9
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	10
2.1 REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA .....	10
<b>2.1.1 Aquecimento Global e o Protocolo de Quioto</b> .....	14
2.2 LITERATURA EMPÍRICA SOBRE A CKA .....	16
<b>2.2.1 Trabalhos Econométricos</b> .....	18
2.2.1.1 <i>Estudos Envolvendo Diversos Indicadores de Degradação Ambiental</i> ...	19
2.2.1.2 <i>Estudos Envolvendo Emissões de CO<sub>2</sub></i> .....	25
<b>2.2.2 Trabalhos Econométricos Espaciais</b> .....	30
2.2.2.1 <i>Estudos Envolvendo Diversos Indicadores de Degradação Ambiental</i> ...	31
2.2.2.2 <i>Estudos Envolvendo Emissões de CO<sub>2</sub></i> .....	33
2.3 RESUMO .....	33
<b>3. METODOLOGIA</b> .....	38
3.1 MODELO TEÓRICO .....	39
3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE) .....	40
<b>3.2.1 A Matriz de Pesos Espaciais</b> .....	40
<b>3.2.2 Indicadores de Autocorrelação Espacial</b> .....	42
<b>3.2.3 Autocorrelação e Heterogeneidade Espacial</b> .....	47
3.3 ANÁLISE ECONOMÉTRICA DE DADOS EM PAINEL .....	48
<b>3.3.1 O Teste Hausman</b> .....	51
<b>3.3.2 Modelos de Dados em Painel com Dependência Espacial</b> .....	53
3.3.2.1 <i>Modelo de Efeitos Fixos</i> .....	53
3.4 MODELO EMPÍRICO .....	57
<b>3.4.1 Descrição das Variáveis</b> .....	63
<b>4. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)</b> .....	68
4.1 ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS EMISSÕES DE CO <sub>2</sub> <i>PER CAPITA</i> E DO PIB <i>PER CAPITA</i> .....	68
4.2 INDICADORES DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL GLOBAL PARA AS EMISSÕES DE CO <sub>2</sub> <i>PER CAPITA</i> .....	76
<b>4.2.1 Análise do Diagrama de Dispersão de Moran e dos <i>Outliers</i> Espaciais</b> .....	77
<b>4.2.2 Indicadores de Autocorrelação Local</b> .....	81
<b>5. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS MODELOS ECONOMÉTRICOS</b> .....	87
5.1 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS .....	87
5.2 ANÁLISE DO MODELO DE DEFASAGEM COM ERRO ESPACIAL .....	95
<b>6. CONCLUSÕES</b> .....	102
<b>7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	106

<b>8. ANEXOS</b> .....	114
8.1 PAÍSES QUE FAZEM PARTE DO ANEXO I DO PROTOCOLO DE QUIOTO.....	114
8.2 INDICADORES DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL DO PIB <i>PER CAPITA</i> .....	115
8.3 FÓRMULA DO CÁLCULO DAS ELASTICIDADES RENDA.....	115
8.4 TABELAS DO ÍNDICE DE MORAN PARA OS RESÍDUOS DE TODOS OS MODELOS ESTIMADOS.....	115
8.5 TABELAS DO ÍNDICE DE MORAN PARA OS RESÍDUOS DE TODOS OS MODELOS ESTIMADOS COM A ADIÇÃO DE <i>DUMMIES</i> DE <i>OUTLIER</i> .....	118

## 1. INTRODUÇÃO

Segundo o Relatório da Comissão Mundial sobre o Meio Ambiente (WCED, 1987), conhecido como relatório *Brundtland*<sup>1</sup>, os riscos e as incertezas ambientais decorrentes de um consumo elevado de energia no futuro são inquietantes. Dentre os riscos, pode-se destacar a probabilidade de alteração climática devido ao “efeito estufa” causado por gases emitidos na atmosfera, sendo o mais importante deles o dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), que é produzido pela queima de combustíveis fósseis e a poluição do ar urbano pelas indústrias.

O acúmulo de CO<sub>2</sub> e de outros gases na atmosfera retém a radiação solar nas proximidades da superfície terrestre, provocando o aquecimento do planeta. Isto pode fazer com que o nível do mar, nas próximas décadas, se eleve ao ponto de inundar muitas cidades situadas em litorais e deltas de rio, e também pode causar enormes transtornos à produção agrícola nacional e internacional e aos sistemas comerciais (WCED, 1987).

Neste contexto, alguns autores investigaram uma relação que passaria a ser chamada de Curva de Kuznets<sup>2</sup> Ambiental (CKA), em que algumas medidas de degradação ambiental aumentariam nos momentos iniciais do crescimento econômico, porém eventualmente, diminuiriam quando certo nível de renda fosse alcançado.

No início da década de 90 começaram a surgir vários estudos empíricos sobre a hipótese da CKA. De forma geral, os seus resultados têm sido os mais diversos. Segundo Stern *et al.* (1996), a hipótese da CKA em que a degradação ambiental primeiro aumenta com a renda e depois declina, parece sugerir que o crescimento econômico não é uma ameaça à sustentabilidade ambiental, não existindo limites para o crescimento.

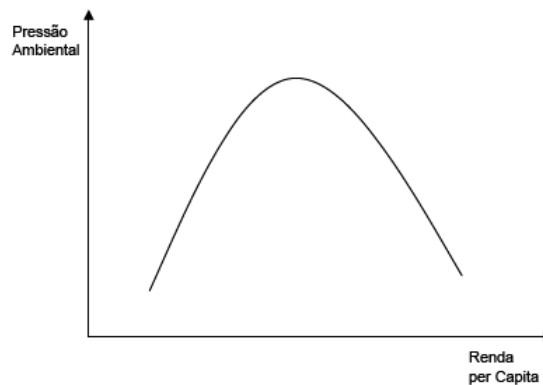
---

<sup>1</sup> O relatório *Brundtland* faz parte de uma série de iniciativas que reafirmam uma visão crítica de desenvolvimento adotado pelos países industrializados e as nações em desenvolvimento, ressaltando os riscos do uso excessivo dos recursos naturais sem considerar a capacidade de suporte dos ecossistemas.

<sup>2</sup> A Curva de Kuznets Ambiental foi assim denominada por causa de Kuznets (1966), que lançou a hipótese sobre uma relação na forma de “U” invertido entre uma medida de desigualdade na distribuição de renda e o nível de renda *per capita*.

Segundo Lucena (2005), a CKA é uma hipótese acerca da relação entre indicadores de degradação ambiental e a renda *per capita*. Assim, nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico, a degradação ambiental e a poluição aumentariam juntamente com a renda *per capita*. Contudo, após certo nível de renda (chamado de “ponto de inflexão”; em inglês, *turning point*), essa tendência se reverteria de tal forma que a qualidade ambiental melhoraria com o crescimento econômico. Tal efeito foi denominado por alguns autores como “descolamento” (*de-linking*) entre a atividade econômica e a pressão ambiental (IBRD, 1992). Isso implica que o impacto ambiental seria uma função na forma de “U” invertido da renda *per capita*, como é mostrado na Figura 1.

**Figura 1 – Curva de Kuznets Ambiental**



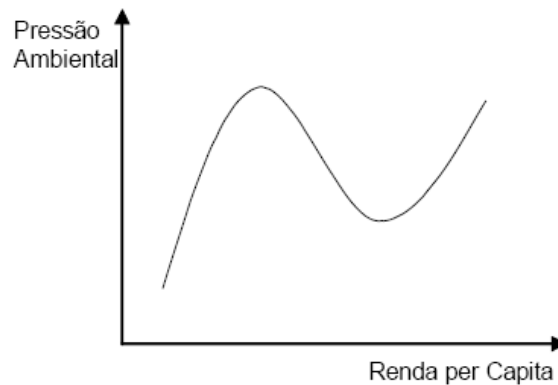
Fonte: Elaboração do autor

São vários os fatores identificados na literatura responsáveis pelo formato descrito pela CKA. A inversão da trajetória positivamente inclinada para uma negativamente inclinada foi atribuída por Selden e Song (1994) a: i) uma elasticidade-renda positiva para qualidade ambiental, ou seja, conforme aumenta a renda, as pessoas tendem a querer mais qualidade ambiental; ii) mudanças na composição da produção e do consumo; iii) níveis maiores de educação ambiental e conscientização das conseqüências da atividade econômica sobre o meio ambiente; e iv) sistemas políticos mais abertos. Aumento na rigidez da regulação ambiental, melhorias tecnológicas e a liberalização comercial também são apontados como possíveis causadores do “descolamento” (COLE, 2004; STERN, 2004).

Contudo, alguns autores, como De Bruyn *et al.* (1998) acreditam que a CKA não se sustenta no longo prazo. E então, 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,

fazendo com que o formato da CKA seja similar ao de um “N”, sugerindo que a degradação ambiental voltaria a aumentar em altos níveis de crescimento (vide Figura 2).

**Figura 2 – Curva de Kuznets Ambiental II**



Fonte: Elaboração do autor

A decomposição dos efeitos (efeito escala, efeito composição e efeito técnico) que regem a relação entre o crescimento econômico e qualidade ambiental descrita por Grossman e Krueger (1991) é bastante útil para analisar as causas que estão por trás da CKA. É de se esperar que a pressão sobre o meio ambiente aumente conforme haja um aumento de produção (efeito escala). Essa maior pressão, entretanto, pode ser anulada pelo resultado dos outros dois efeitos. Pode ser que o crescimento econômico se dê primordialmente em setores que poluem menos (efeito composição) ou que os avanços tecnológicos na produção compensem o nível de produto maior (efeito técnico). Portanto, não há motivos, *a priori*, para a qualidade ambiental piorar com o crescimento econômico (TORRAS e BOYCE, 1998). Para Stern (2004), nos países industrializados, onde a taxa de crescimento econômico é baixa, o efeito escala pode ser compensado pelos outros dois efeitos. Isso não ocorre, porém, nos países em desenvolvimento, onde as taxas de crescimento são mais altas. Nesses países, o efeito técnico e o efeito composição não conseguem se sobressair ao efeito escala.

Torras e Boyce (1998), no entanto, afirmam que a mudança na composição da produção não é suficiente para compensar o efeito escala de forma a criar uma trajetória similar à CKA. Desconsiderando o efeito técnico, isso só seria possível se os setores intensivos em poluição diminuíssem em termos absolutos – o que implicaria que os bens produzidos por eles fossem inferiores (isto é, cuja demanda cai conforme a renda aumenta) – ou se a sua produção fosse substituída por importações. Sendo a primeira opção improvável, o

que se observa no efeito composição é apenas o deslocamento das atividades nocivas ao meio ambiente para outros países, em geral, países em desenvolvimento.

Tal conclusão está relacionada à Hipótese dos Portos de Poluição. Segundo Cole (2004), se essa hipótese é verdadeira, então uma CKA não existe. Ela representa apenas uma transferência de poluição entre nações de alta renda para nações mais pobres, o que, por sua vez, impede que a trajetória de desligamento entre crescimento e impacto ambiental seja replicada pelos países em desenvolvimento.

O sucesso na redução das emissões e concentrações de poluentes, tais como o dióxido de enxofre nos países desenvolvidos nas décadas de 1970 e 1980, ajudou a gerar a idéia da CKA no começo da década de 1990 (STERN, 2004). O conceito que a poluição primeiro aumenta, e então decresce com o crescimento da renda se fortaleceu em crenças pré-existentes que países em desenvolvimento são “muito pobres para serem verdes”.

Beckerman (1992) enfatizou que existe uma evidência clara de que, embora o crescimento econômico normalmente leve à degradação ambiental nos estágios iniciais do processo, no fim, o melhor e provavelmente o único caminho para se obter um meio ambiente decente na maioria dos países é tornando-se rico.

Se o total da poluição declina com a renda crescente, a mudança tecnológica provavelmente possui um papel chave. Hicks (1932) *apud* Torras e Boyce (1998) distinguiu entre inovações “autônomas” e “induzidas”: a primeira é exógena, enquanto a segunda é endógena às forças econômicas. Se o efeito da tecnologia é forte o suficiente para causar um declínio na poluição total entre os países quando a renda aumenta, a causa provável são as inovações induzidas. Os sinais do mercado podem contribuir ao processo de indução, por exemplo, se os custos crescentes dos recursos encorajarem mudanças tecnológicas poupadoras de recursos, bem como se consumidores mais conscientes estimularem as firmas a adotarem tecnologias mais limpas. Mas suspeita-se que as políticas do governo que incluem padrões regulamentares, taxas de poluição e criação de permissões de emissões comercializáveis têm sido o incentivo mais potente para uma mudança tecnológica redutora de poluição (TORRAS e BOYCE, 1998).

Foi o estudo de Grossman e Krueger (1991) sobre os impactos ambientais potenciais do NAFTA (*North American Free Trade Agreement*), o primeiro trabalho a identificar o formato de “U” invertido na relação entre nível de renda e medidas de degradação ambiental. Porém, o conceito foi popularizado pelo Relatório de Desenvolvimento Mundial (IBRD, 1992). Outros trabalhos também marcaram a literatura, como o de Shafik e Bandyopadhyay (1992), Selden e Song (1994) e Grossman e Krueger (1995).



As conclusões destes estudos apontaram para a existência de uma relação entre medidas de qualidade ambiental e crescimento econômico, da forma explicitada pela CKA, e foram motivo de diversas críticas, tanto no que diz respeito aos aspectos teóricos por trás dessa relação, quanto à metodologia utilizada nos trabalhos (LUCENA, 2005). Primeiramente, deve-se considerar que a CKA só foi encontrada para alguns tipos de poluentes, em especial emissões de SO<sub>2</sub>, NO<sub>x</sub><sup>3</sup> e outras medidas de qualidade do ar que têm impactos predominantemente locais e possuem baixos custos de controle. Seria, portanto, uma generalização equivocada supor que as demais dimensões de qualidade ambiental também sigam o mesmo padrão.

Grossman e Krueger (1995) enfatizam que, se realmente existe uma CKA, o processo que a produz não é automático. Eles sugerem que a mudança tecnológica, a educação, o processo político e as condições sócio-econômicas podem levar eventualmente a um declínio da poluição. Então, a relação da CKA é condicional às características estruturais de cada localidade, sendo que estas características implicam que diferentes localidades possuem relações diferentes entre poluição e renda.

Talvez mais importante do que os resultados encontrados nos estudos que testam empiricamente a CKA, sejam as implicações dessa relação em termos de política ambiental. Grossman e Krueger (1995), no entanto, alertam para o fato de que mesmo para os indicadores de poluição que demonstram uma queda após certo nível de renda, nada garante que tal processo ocorra realmente. Portanto, crescimento econômico por si só não garante a cura para os problemas relacionados ao meio ambiente. As políticas ambientais apropriadas têm papel fundamental na inversão da trajetória dos poluentes que seguem a CKA.

Portanto, qualquer tentativa para derivar implicações políticas dos resultados empíricos de uma CKA é repleta de dificuldades, requerendo algum entendimento da economia e das forças políticas por trás desses resultados. Em particular, quando uma CKA é observada, é importante distinguir se é uma consequência natural de mudanças estruturais na economia, como um resultado da troca gradual de atividades econômicas, ou se é resultado de um esforço deliberado concentrado para reduzir emissões de poluição através de regulamentações ambientais e o desenvolvimento de tecnologias redutoras de poluição (HILL, 2002).

Além desta introdução, este capítulo está subdividido em duas partes, a primeira apresenta a justificativa para a realização do projeto, ao passo que a segunda descreve os

---

<sup>3</sup> NO<sub>x</sub>: quando o NO (monóxido de nitrogênio) e o NO<sub>2</sub> (dióxido de nitrogênio) são chamados em conjunto.

objetivos principais e específicos. O capítulo 2 mostra as discussões acerca da literatura teórica e empírica, enfatizando os principais trabalhos sobre a CKA. O capítulo 3 apresenta a metodologia do modelo de dados em painel com dependência espacial. O capítulo 4 avalia os resultados da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e o capítulo 5 exhibe os resultados econométricos, a sua discussão e implicações. No capítulo seguinte são tecidas as considerações finais, ressaltando as conclusões relevantes obtidas pela dissertação, e, por último, estão as referências bibliográficas.

### 1.1 Justificativa

A ameaça da mudança climática provocada pelo aquecimento global é uma questão cuja relevância está sendo amplamente reconhecida por muitos especialistas, governos e opiniões públicas em todo o mundo. A *Earth Summit*, realizada no Rio de Janeiro em 1992 e a *Kyoto Summit* de 1997, têm chamado a atenção internacional sobre as conseqüências negativas de um aquecimento do planeta, bem como sobre os potenciais instrumentos para lidar com este problema (GALEOTTI e LANZA, 1999).

Devido à liberação de enormes quantidades de CO<sub>2</sub> na combustão de energias fósseis, as suas emissões são classificadas como uma das forças motrizes por trás do fenômeno do aquecimento global. Em todo o mundo, as emissões dos GEE<sup>4</sup> estão aumentando, apesar dos esforços comuns para implementar acordos internacionais, como o Protocolo de Quioto.

Dentro desse contexto, este trabalho busca encontrar evidências de uma CKA para o caso das emissões de CO<sub>2</sub>, utilizando além do PIB *per capita* como variável explicativa, uma *dummy* para os países que ratificaram o Protocolo de Quioto, uma variável que mede o nível de comércio, uma *proxy* para a quantidade de energia consumida, e uma variável de densidade populacional. Embora a CKA tenha sido confirmada em muitos estudos, mesmo não sendo unânime, para um conjunto de poluentes do ar, da água e do solo, no caso dos gases que provocam o efeito estufa, como as emissões de CO<sub>2</sub>, a evidência empírica é ainda muito duvidosa.

De um ponto de vista teórico, a relação na forma de U invertido é menos provável para as emissões de CO<sub>2</sub> do que para poluentes do ar “tradicionais”, tais como o SO<sub>2</sub>. Porque enquanto esses poluentes possuem efeitos locais, as emissões de carbono causam problemas

---

<sup>4</sup> GEE – Gases de efeito estufa.

em escala global, e assim, os custos sociais do aquecimento global se acumulam ao longo do tempo e através das nações. Sendo assim, é preciso haver incentivos multilaterais para que se possa almejar uma redução da quantidade de CO<sub>2</sub> emitida. Por esse motivo, para a estimação de uma CKA global, este estudo conta com um painel de 167 países, observado em cinco anos.

Uma das questões mais importantes no debate político está relacionada com o papel que deveria ser desempenhado pelos países em desenvolvimento. O Protocolo de Quioto contém um compromisso específico tomado por economias industrializadas e em transição (os chamado países do Anexo I) para reduzir as emissões de CO<sub>2</sub> ao longo do período de 2008-2012 abaixo do nível obtido em 1990. Nenhum compromisso, no entanto, tem sido tomado por países em desenvolvimento e o usual argumento a favor dessa posição é que o processo de industrialização e desenvolvimento não deveria estar sujeito a nenhuma restrição, particularmente para produção de energia e consumo (GALEOTTI e LANZA, 1999).

Se melhorias ambientais também são mediadas por mudanças nas políticas governamentais, então o crescimento e o desenvolvimento não podem substituir estas políticas. A ausência de vigilância em qualquer região ou país faz com que sempre haja a possibilidade de que a maior produção cause um maior consumo de recursos escassos (TORRAS e BOYCE, 1998). Portanto, o crescimento econômico sozinho não pode substituir políticas que aspirem à redução das emissões de CO<sub>2</sub>, e, por isso, este trabalho irá analisar o papel do Protocolo de Quioto como política internacional de limitação das emissões. Assim, será possível avaliar também as implicações políticas de possíveis acordos para a redução da quantidade de carbono emitida.

Uma relação linear para as emissões de CO<sub>2</sub> e o PIB *per capita* foi confirmada em alguns estudos, como o de Shafik e Bandyopadhyay (1992). O descolamento do aumento das emissões de carbono do crescimento econômico, de qualquer forma, parece possível se as emissões se reduzirem devido a uma mudança nas estruturas econômicas ou mesmo por meio de regulamentações ambientais que surgem quando a renda *per capita* aumenta. Outros estudos encontraram uma função na forma de U invertido (De Bruyn *et al.*, 1998; Holtz-Eakin e Selden, 1995; Moomaw e Unruh, 1997) seguida por uma especificação na forma de N. Nem o relacionamento linear nem o cúbico permitem uma interpretação otimista do crescimento econômico como sendo benéfico ao meio ambiente. Pelo contrário, em níveis mais elevados de renda, as emissões de CO<sub>2</sub> indicam um aumento com o crescimento da renda (FRIEDL e GETZNER, 2003).

Outra questão a ser tratada é a importância do comércio internacional na determinação das emissões de CO<sub>2</sub>. Como destacou Arrow *et al.* (1995), alguns estudos afirmam de forma ingênua que o livre comércio promoveria o crescimento econômico, o qual por sua vez resolveria os problemas ambientais. Outros autores têm estudado o impacto da orientação de política comercial sobre a CKA e geralmente têm concluído que a abertura comercial é benéfica ao meio ambiente. No estudo realizado por Shafik e Bandyopadhyay (1992), utilizando uma variável de comércio, foram encontrados resultados ambíguos. Em suma, eles encontraram fracas evidências de que economias mais abertas poluem menos.

Grossman e Krueger (1995) notam que a porção negativamente inclinada da CKA surgiria porque os países, quando se desenvolvem param de produzir certos bens intensivos em poluição e começam, em seu lugar, a importar estes bens de outros países que possuem leis menos restritivas de proteção ambiental. Em nível local, um benefício líquido pode derivar do movimento de atividades econômicas mais “suja” de países desenvolvidos para os países em desenvolvimento.

Segundo Suri e Chapman (1998) uma perspectiva diferente sobre o deslocamento industrial surge no contexto da mudança climática global. As propostas para limitar as emissões de CO<sub>2</sub> frequentemente contam com os países de alta renda para liderar a redução nas emissões. De qualquer modo, existe uma forte possibilidade que as indústrias intensivas em energia se desloquem dos países que impuseram uma alta taxa de carbono para aqueles que não possuem tais taxas. Este “vazamento de carbono” poderia frustrar quaisquer esforços na redução de emissões globais, especialmente se as indústrias se deslocam para países que usam energia de forma menos eficiente.

Outro aspecto relevante na relação CKA é a utilização de energia. Se ela é usada em todos os lugares, sendo que a maioria das formas de sua utilização liberam poluentes, seria necessário adicionar uma *proxy* para avaliar a relação entre energia e índices de degradação ambiental (AGRAS e CHAPMAN, 1999). No caso da densidade populacional, Selden e Song (1994) sugerem que em países com baixa densidade existirá menor pressão para adotar padrões ambientais rigorosos e as emissões decorrentes dos transportes serão maiores.

## 1.2 Objetivos Gerais e Específicos

### 1.2.1 Objetivos Gerais

Diante do que foi apresentado acima, o presente trabalho pretende investigar a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) global e o Protocolo de Quioto. Portanto, tem o objetivo de verificar se uma relação na forma de U invertido existe entre um índice de degradação ambiental global (emissões de  $CO_2$  *per capita*) e o crescimento econômico (medido pelo PIB *per capita*) para uma amostra de 167 países no período compreendido entre 2000 a 2004, por meio da análise de um painel de dados com dependência espacial. Pretende também, avaliar o papel do Protocolo de Quioto como política internacional de redução de emissões. São adicionadas mais quatro variáveis explicativas ao modelo CKA: uma *dummy* representando os países que ratificaram o Protocolo de Quioto, nível de comércio, consumo de energia e densidade populacional.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

Entre os objetivos específicos tem-se: 1) fazer uma revisão da literatura sobre a CKA, identificando os principais trabalhos empíricos sobre o tema e seus respectivos resultados; 2) analisar se existe a influência de efeitos espaciais entre os países no período sob estudo; 3) avaliar se um modelo de dados em painel com dependência espacial se ajusta melhor para a estimação de CKA's; 4) avaliar a eficácia do Protocolo de Quioto para a redução global de  $CO_2$  *per capita*; 5) e, por último, investigar quais são as variáveis importantes na determinação das emissões de dióxido de carbono.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Com o objetivo de revisar a literatura sobre a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA), este capítulo está proposto da seguinte forma: a primeira parte (seção 2.1) mostra algumas questões teóricas principais, ao passo que a segunda parte (seção 2.2) descreve os principais trabalhos empíricos e se divide entre os principais trabalhos econométricos (seção 2.2.1) e os trabalhos que utilizaram a abordagem da econometria espacial (seção 2.2.2).

### 2.1 Revisão da Literatura Teórica

As questões sobre o meio ambiente<sup>5</sup>, ano após ano, vêm tomando um lugar de destaque no rol das preocupações sociais e econômicas. Por volta dos anos 70, existia uma crença generalizada de que o crescimento econômico de uma nação seria a fonte da maioria dos problemas ambientais. Entretanto, pode-se afirmar que a partir dos anos 90, alguns economistas começaram a argumentar que essa visão era extremamente pessimista na medida em que rejeita as alterações educacionais, tecnológicas, econômicas e políticas que acompanham o desenvolvimento de uma nação, que podem amenizar os problemas ambientais. Na verdade, o que se precisa saber, de fato, é se existe um *trade-off* entre crescimento e poluição, ou se é possível almejar um amadurecimento das economias sem que o meio ambiente seja por isto degradado (FONSECA e RIBEIRO, 2005).

---

<sup>5</sup> Quando se refere aos impactos sobre o meio ambiente, está-se referindo tanto à exploração de recursos naturais (geofísicos e biológicos – inclusive recursos energéticos) quanto à degradação do ambiente natural (geração de resíduos e poluição) e seus efeitos sobre os ecossistemas (LUCENA, 2005).

A partir do relatório da Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento (*World Commission on Environmental and Development – WCED*), conhecido como Relatório *Brundtland* (WCED, 1987), foi apresentada a possibilidade de se alcançar a sustentabilidade sem que houvesse mudanças significativas no sistema econômico, lançando a idéia de desenvolvimento sustentável<sup>6</sup>. Passou-se a ver no desenvolvimento, entendido aqui como crescimento econômico, uma saída para os problemas ambientais no momento em que foram identificadas sinergias entre o crescimento e melhorias ambientais.

Sendo assim, os países passariam por estágios de desenvolvimento, regidos pelas forças de mercado e por mudanças na regulação governamental. No primeiro estágio, marcado pela transição de uma economia tradicional agrícola para uma industrializada, o crescimento econômico implica em uma pressão cada vez maior sobre o meio ambiente, resultado da criação e ampliação do parque industrial. O estágio seguinte seria caracterizado pela maturação da sociedade e da infra-estrutura industrial. Nesse ponto, o atendimento das necessidades básicas permite o crescimento de setores menos intensivos em recursos e poluição, e as melhorias técnicas começam a reduzir a intensidade de matéria/energia e rejeitos da produção. Por fim, no terceiro estágio, ocorreria o “descolamento” (*de-linking*) entre o crescimento econômico e a pressão sobre o meio ambiente, a partir de quando o primeiro não mais implica em um aumento do segundo. (GROSSMAN e KRUEGER, 1995; SHAFIK e BANDYOPADHYAY, 1992; SELDEN e SONG, 1994).

Alguns autores afirmam que nos primeiros estágios de crescimento econômico, a degradação e a poluição aumentam, porém somente até certo nível de renda *per capita*. A partir deste ponto, a tendência se reverte e altos níveis de crescimento econômico levam ao melhoramento ambiental (GROSSMAN e KRUEGER, 1995; SELDEN e SONG 1994; STERN, 2004).

De acordo com Rostow (1961), primeiramente tem-se uma sociedade tradicional cuja estrutura se expande dentro de funções de produção limitadas. Segundo Panayotou (2003), em baixos níveis de desenvolvimento, tanto a quantidade quanto a intensidade de degradação ambiental é limitada ao impacto da atividade econômica de subsistência sobre os recursos básicos e às quantidades de resíduos biodegradáveis.

A segunda etapa do desenvolvimento abrange sociedades em pleno processo de transição, isto é, o período em que as condições para o arranco se estabelecem, sendo que a ciência moderna se converte em novas funções de produção, tanto na agricultura como na

---

<sup>6</sup> Desenvolvimento sustentável é definido como: o desenvolvimento que atende às necessidades presentes sem comprometer as necessidades futuras.

indústria, num ambiente dinamizado pela expansão paralela dos mercados mundiais e pela concorrência internacional. Após esta fase, tem-se a terceira etapa, na qual o desenvolvimento passa a ser a situação normal, em que novas indústrias se expandem rapidamente, ocorrendo expansão das áreas urbanas e de outras instalações industriais modernas (ROSTOW, 1961). Quando a agricultura e a extração de recursos se intensificam, a industrialização decola, fazendo com que tanto a depleção de recursos quanto a geração de resíduos se acelerem (PANAYOTOU, 2003).

Para alguns cientistas sociais e físicos, tais como Georgescu-Roegen (1986) *apud* Daly (1991), o crescimento da atividade econômica (produção e consumo) exige maiores afluências de energia e materiais, gerando grandes quantidades de resíduos subprodutos. O aumento da extração de recursos naturais, acumulação de resíduos, e a concentração de poluentes resultarão na degradação da qualidade ambiental e um declínio no bem-estar humano, apesar dos rendimentos crescentes.

Entretanto, após a terceira etapa, segue-se um longo período de progresso continuado à medida que a economia, agora em firme ascensão, procura estender a tecnologia moderna a toda sua atividade econômica. A maturidade é a etapa em que a economia demonstra capacidade de avançar para além das indústrias que inicialmente lhe impeliram o arranco e para absorver e aplicar eficazmente num campo bem amplo de seus recursos, os frutos mais adiantados da tecnologia (ROSTOW, 1961). E ainda, segundo Panayotou (2003), em altos níveis de desenvolvimento, mudanças estruturais em direção às indústrias baseadas na informação e serviços, tecnologias eficientes, e a crescente demanda por qualidade ambiental resultam em um declínio da degradação ambiental.

Nesse contexto, estão os que defendem que o caminho mais rápido para a melhoria ambiental é o caminho do crescimento econômico: com uma maior renda ocorre um aumento da procura de bens e serviços que são menos poluição-intensivos<sup>7</sup>, bem como a procura de melhor qualidade ambiental que conduz à adoção de medidas de proteção ambiental.

Segundo Hilgemberg (2004), na década de 70, particularmente após a publicação do estudo *Limites do Crescimento*<sup>8</sup>, encomendado pelo Clube de Roma<sup>9</sup>, estabeleceu-se um

---

<sup>7</sup> Bens menos poluição-intensivos são aqueles que usam tecnologias mais limpas em suas etapas de produção.

<sup>8</sup> Este trabalho mostrava que mantida a trajetória observada do crescimento econômico, o esgotamento de importantes recursos naturais dentro de um período relativamente curto de tempo seria inevitável e defendia a tese do crescimento populacional e industrial zero (HILGEMBERG, 2004).

<sup>9</sup> Em 1968, o economista italiano Aurélio Peccei reuniu em Roma um grupo de cientistas, industriais, economistas, educadores e políticos para estudar os fundamentos da crise pela qual passava a civilização. Esse grupo ficou conhecido como o Clube de Roma (CORAZZA, 2005).



debate entre as visões ecocentristas e tecnocentristas sobre o meio ambiente. Os primeiros consideravam necessárias algumas restrições ao crescimento econômico frente aos limites físicos e sociais, enquanto os tecnocentristas mais extremados contra-argumentavam afirmando que a inovação tecnológica e os mecanismos de mercado seriam capazes de propiciar infinitas possibilidades de substituição de fatores de produção, evitando a escassez de longo prazo dos recursos naturais. Havia ainda os tecnocentristas moderados, que apesar da descrença na solução de mercado, acreditavam na possibilidade de conciliar crescimento econômico com equilíbrio ecológico, desde que houvesse um correto planejamento que permitisse um melhor gerenciamento do uso dos recursos naturais (ALMEIDA, 1998).

De acordo com o Relatório de Desenvolvimento Mundial de 1992 (IBRD, 1992), intitulado “*Development and Environment*”, a visão de que a maior atividade econômica inevitavelmente prejudica o meio ambiente é baseada em suposições estáticas sobre tecnologia e investimento ambientais. Existem quatro fatores que são importantes na determinação do impacto ambiental por unidade de atividade econômica:

- i. Estrutura: os bens e serviços produzidos na economia;
- ii. Eficiência: os insumos utilizados por unidade de produto na economia;
- iii. Substituição: a habilidade para substituir recursos que estão tornando-se escassos;
- iv. Tecnologias limpas e práticas de gerenciamento: a habilidade para reduzir danos ambientais por unidade de insumo ou produto.

Esse relatório (IBRD, 1992) foi cauteloso em suas análises e conclusões, não afirmando que o crescimento econômico sozinho é a solução para todos os problemas ambientais, mas enfatizou a importância de políticas para proteger o meio ambiente. Caberia às políticas públicas garantir, mediante incentivos e desincentivos, que as organizações comerciais se empenhem em considerar mais plenamente os fatores ambientais presentes nas tecnologias por ela desenvolvidas.

Apesar da comunidade internacional se reportar favoravelmente à concepção do desenvolvimento sustentável, dificilmente consegue-se reconhecer esse suposto compromisso com a defesa do meio ambiente e das gerações futuras nas ações e medidas atuais. Pelo menos os resultados referentes às determinações de metas concretas nas conferências internacionais, e às políticas públicas adotadas em boa parte dos países, ficam significativamente aquém das recomendações que boa parte dos cientistas e ambientalistas considera indispensáveis a fim de alcançar a estabilização do clima mundial e um desenvolvimento ecologicamente sustentável. Ou seja, o reconhecimento de um déficit de ação não leva necessariamente a correspondentes

acordos e medidas. Evidentemente, existem fatores inerentes aos sistemas políticos e econômicos impedindo que a orientação para o bem comum possa se impor no momento da negociação de acordos, como também na fase de implementação das estratégias de políticas públicas (FRAY, 2001).

Em primeiro lugar, é preciso que os países industrializados reconheçam que seu consumo de energia está poluindo a biosfera e diminuindo as reservas já escassas de combustíveis fósseis. Nos últimos anos foi possível limitar um pouco o consumo desses combustíveis, devido a melhorias recentes na eficiência energética e ao estímulo a setores menos energia-intensivos. Porém, é preciso acelerar o processo, a fim de reduzir o consumo *per capita* e estimular a busca de fontes e tecnologias não-poluentes. Não é viável que o mundo em desenvolvimento simplesmente adote os mesmos padrões de consumo de energia dos países industrializados. E uma mudança desses padrões requer novas políticas de desenvolvimento urbano, localização de indústrias, planejamento habitacional e sistemas de transporte, bem como a seleção de tecnologias agrícolas e industriais (WCED, 1987).

### **2.1.1 Aquecimento Global e o Protocolo de Quioto**

Desde o século XIX, alguns pesquisadores vêm procurando demonstrar a associação entre a concentração de dióxido de carbono na atmosfera e a elevação da temperatura. Isto ocorreria em virtude da capacidade de bloqueio desse gás sobre a radiação de onda longa procedente do planeta, produzindo o que se passou a chamar de efeito estufa. Além do CO<sub>2</sub>, outros gases também produzem os mesmos resultados, tais como o metano (CH<sub>4</sub>), óxido nitroso (N<sub>2</sub>), ozônio (O<sub>3</sub>) e clorofluorcarbonetos (CFCs). Na última década, em ambos os hemisférios, não apenas exemplos de degelo, mas também de elevação significativa do nível do mar, processos de desertificação, etc., vêm sendo apontados como fortes indícios desse processo, já que a concentração desses gases não pára de crescer (CONTI, 2005).

Segundo Conti (2005), a preocupação com os danos à atmosfera ganhou consistência a partir da década de 70, quando a comunidade internacional foi alertada sobre a destruição da camada de ozônio, situada a cerca de 50 km de altitude, que, como se sabe, protege o planeta da ação letal da radiação ultravioleta. A campanha internacional que se desencadeou em defesa da camada de ozônio culminou com a assinatura, pelos principais países do mundo, em 1988, do Protocolo de Montreal, cujo objetivo foi abolir o uso dos CFCs a fim de proteger a vida na Terra.

No caso do fenômeno do efeito estufa, a resposta inicial dos países em relação a ameaça do aquecimento global foi no Quadro da Convenção sobre Mudanças Climáticas (FCCC), que surgiu no Rio *Summit* em 1992. Logo ficou evidente que a abordagem voluntária sob a FCCC não produziria nenhum resultado efetivo de medidas políticas. Além disso, alguns países, particularmente os EUA, estavam experimentando um crescimento rápido das emissões de CO<sub>2</sub>. Isso levou os defensores de fortes medidas políticas a prosseguir com as reuniões, o que levou ao Protocolo de Quioto em 1997 (NORDHAUS e BOYER, 1999).

O Protocolo exige que os países mais industrializados, os maiores geradores dos gases de efeito estufa, restrinjam suas emissões com base nos níveis de 1990, estabelecendo sanções para os não cumpridores. Relacionou esses países no chamado Anexo I, totalizando 41, todos no hemisfério Norte, com exceção da Austrália e Nova Zelândia.

De acordo com a UNFCCC (*United Nations Framework Convention on Climate Change*), nos termos do tratado de Quioto, os países devem cumprir os seus objetivos essencialmente através de medidas nacionais. No entanto, o Protocolo oferece uma forma adicional aos países de cumprirem seus objetivos através de três mecanismos baseados no mercado:

- i. O comércio de emissões – conhecido como o “mercado de carbono”.
- ii. O Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL).
- iii. Implementação Conjunta (IC).

O comércio de emissões, tal como estabelecido no artigo 17 do Protocolo de Quioto, permite que os países que possuem unidades de emissões sobrando<sup>10</sup> – emissões permitidas, mas que não estão sendo “usadas” – vendam esse excesso de capacidade para países que emitem além de suas metas. Assim, foi criada uma nova *commodity* na forma de reduções de emissões. O carbono é agora monitorado e comercializado como qualquer outra mercadoria. Esse mecanismo é conhecido como “mercado de carbono”.

Os países que não estão no Anexo I ficariam provisoriamente fora do Protocolo e poderiam ser beneficiados com o Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL), definido no artigo 12 do Protocolo de Quioto, modelo que tem sido bem sucedido. Propõe aos países industrializados a troca da redução das emissões de gases em seus territórios por investimentos em projetos de energia renovável e de absorção de carbono, também chamados de “sumidouros de carbono” em países em desenvolvimento. Aos países que tiverem essa iniciativa serão conferidos “créditos de carbono” ou aumento permitido de suas cotas.

---

<sup>10</sup> 1 crédito de carbono = 1 tonelada de carbono.

Proporciona, portanto, ganhos mútuos, pois foi concebido de forma inteligente favorecendo não só os grandes emissores, mas também os países menos industrializados (CONTI, 2005).

O mecanismo conhecido como Implementação Conjunta (IC) está definido no artigo 6º do Protocolo de Quioto, e permite que um país com o compromisso de redução ou limitação de emissões ganhe uma unidade de crédito de emissões a partir de um projeto de restrição de emissões em algum país do Anexo B, cada um equivalendo uma tonelada de carbono. Esses três mecanismos estimulam investimentos verdes e ajudam os países a cumprir seus objetivos de metas de emissões de uma forma rentável.

Enfim, no dia 16 de fevereiro de 2005, o Protocolo entrou em vigor, dois meses após ter sido assinado pela Rússia (17,4% das emissões), completando o mínimo de 55 países que representam pelo menos 55% das emissões dos gases de efeito estufa, conforme dispunha o documento. Os Estados Unidos, maiores emissores mundiais (36,1%), negaram-se a aderir sob o argumento de que isso afetaria significativamente sua economia, recusa que evidentemente, torna frágil a eficiência do Protocolo (CONTI, 2005).

## 2.2 Literatura Empírica Sobre a CKA

A literatura sobre a CKA tem sido considerada um fenômeno essencialmente empírico. De acordo com Agravas e Chapman (1999), o fio comum de todos os modelos já realizados é a estimação de uma relação quadrática, ou log-quadrática, entre alguma medida de degradação ambiental (concentrações ambientais de SO<sub>2</sub>, emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*, falta de água limpa, falta de saneamento urbano, desflorestamento e outros) e a renda *per capita* para testar o formato de “U” invertido da curva.

Recentemente, variáveis explanatórias têm sido incluídas a muitos destes modelos, tais como tarifas de eletricidade, dívida *per capita*, direitos políticos e comércio. Contudo, no final, a maioria dos estudos conclui que a renda possui o efeito mais significativo sobre a qualidade ambiental dentre todas as variáveis testadas.

Um parâmetro-chave desta literatura, segundo Perman e Stern (2003), é o chamado “ponto de inflexão”, isto é, o nível de renda *per capita* em que as emissões ou impactos ambientais atingem seu máximo e então, começam a declinar. Stern *et al.* (1996), Stern (1998), e Stern e Common (2001) afirmam que existe um amplo intervalo entre estes pontos nos diversos estudos, de aproximadamente \$3.000 dólares em Paridade de Poder de Compra (PPC) para acima de \$100.000.

As equações estimadas usando concentrações ambientais apresentam menor “ponto de inflexão”, porque a descentralização urbana e industrial no curso do desenvolvimento econômico tende a concentrações de poluentes mais baixas, mesmo se o total de emissão aumentar. E usar a renda em PPC produzirá pontos mais altos do que a taxa de câmbio oficial. Além disso, variáveis explanatórias adicionais e formas funcionais diferentes também terão efeitos sobre o resultado. Stern e Common (2001) encontraram que essa variação também se relaciona ao intervalo dos níveis de renda incluídos na amostra dos diversos estudos. A grande variação de “pontos de inflexão” na literatura pode indicar uma má especificação do modelo.

Outra questão, como lembra Stern *et al.* (1996), é que previsões baseadas na CKA supõem que a renda mundial é normalmente distribuída. Ao contrário, a renda média mundial está muito acima da renda mediana. Seria apropriado utilizar, portanto, a segunda medida para realizar previsões sobre a evolução do nível de poluição global.

Uma outra limitação dos modelos que utilizam uma equação única na forma reduzida com a renda como principal variável é que eles não fornecem explicações para as causas por trás da relação estudada. Os modelos utilizados, na grande maioria dos estudos, não fornecem nenhuma base para concluir se a CKA é resultado de mudanças autônomas na estrutura econômica e na tecnologia ou se ela deriva de políticas ambientais ambiciosas (por exemplo) que independem da renda (DE BRUYN *et al.*, 1998). Isso é particularmente relevante na formulação de políticas.

Sendo a CKA um resultado empírico, sua validade está sujeita aos seguintes fatores: limitações quanto à disponibilidade e comparabilidade dos dados; vieses relacionados à escolha (ou omissão) de variáveis explicativas e da forma funcional; limitações quanto à capacidade de explicação do modelo; problemas quanto à estacionariedade das séries, ou quanto à dependência espacial, entre outros (STERN, 2005; MOOMAW e UNRUH, 1997).

A maioria dos trabalhos desenvolvidos nesta área apresenta dados mundiais, com amostras que incluem um grande número de países. O método de análise, quase sempre, é o de dados em painel, e em menor quantidade, alguns estudos utilizaram análises *cross-section*. A literatura passou a observar esse tema a partir de Grossman e Krueger (1991), e desde então, diversos autores publicaram sobre esse tema, com destaque para Shafik e Bandyopadhyay (1992), Stern *et al.* (1996), Stern (2004), Selden e Song (1994), entre outros. No Brasil são poucos os trabalhos sobre a CKA, podendo-se destacar o trabalho de Lucena (2005), que estimou uma curva para o Brasil, Arraes *et al.* (2006) que estimou uma curva para diversos países do mundo usando uma análise de dados em painel, Gomes e Braga (2008) que

usou como *proxy* de degradação ambiental a taxa de desmatamento dos estados da Amazônia Legal, e Santos *et al.* (2008) que calculou uma CKA para a área desmatada dos 792 municípios da Amazônia Legal.

Nas próximas seções, alguns dos principais trabalhos serão descritos da seguinte forma: uma parte discute os trabalhos com econometria, dividindo-os entre estudos que envolveram diversos indicadores de degradação ambiental e outros que consideraram as emissões de CO<sub>2</sub>; e a segunda apresenta os estudos econométrico-espaciais, distribuindo-os da mesma forma que a seção anterior. Por fim, um quadro-resumo dos trabalhos empíricos será apresentado.

### **2.2.1 Trabalhos Econométricos**

Os trabalhos econométricos de Grossman e Krueger (1991), Shafik e Bandyopadhyay (1992), Selden e Song (1994) e Panayotou (1993) descritos na próxima seção foram feitos utilizando métodos de estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). De acordo com Stern *et al.* (1996), estimar relações de equações únicas por MQO quando existe a possibilidade de simultaneidade produz estimativas enviesadas e inconsistentes.

Além disso, de acordo com Stern *et al.* (1996), os dados utilizados nesses estudos são prováveis a apresentar problemas de heterocedasticidade na estimação, que surgem, por exemplo, do uso de observações agregadas de uma variedade de sub-unidades. Isso implica que a estimação por MQO é ineficiente, embora não enviesada. Quando se usam dados de *cross-section* e MQO, os testes de diagnóstico dos resíduos devem ser adotados para checar a heterocedasticidade, bem como métodos de estimação de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) utilizados para se obter estimativas eficientes caso o problema seja detectado. Nos estudos mencionados acima, nem mesmo os resultados destes testes foram reportados.

Outra questão a ser tratada, segundo Kaufmann *et al.* (1998) é que os estudos empíricos medem degradação ambiental com variáveis que estão em duas categorias: emissões de poluentes ou concentrações de poluentes. E estas duas categorias são utilizadas quase de modo permutável, mas elas medem diferentes aspectos da degradação ambiental. Emissões representam a quantidade de poluentes gerados pela atividade econômica sem observar o tamanho da área dentro da qual os poluentes estão sendo emitidos. Concentrações medem a quantidade de poluentes por unidade de área ou volume sem observar a atividade que as emitiu. Nem emissões nem concentrações medem apuradamente todos os aspectos da relação entre atividade econômica e degradação ambiental. No lugar, as falhas dessas duas

medidas devem ser observadas e os resultados do modelo devem ser interpretados conformemente.

Uma medida de pressão ambiental algumas vezes utilizada na análise da hipótese CKA é o uso de energia, geralmente definido como a intensidade energética ou a energia consumida por habitante. Geralmente, as evidências a favor da CKA são encontradas para problemas ambientais de natureza local e de curto prazo ( $\text{SO}_2$ ,  $\text{NO}_x$ ), que são de fácil identificação e solução. Ao investigar poluentes cujos custos de controle são grandes em termos de mudanças nos hábitos de consumo e cujos efeitos são fáceis de externalizar, como o  $\text{CO}_2$ , por exemplo, essa relação não possui evidências empíricas robustas ao seu favor. Além disso, a própria análise dos poluentes locais, por ser feita em termos de concentrações em grandes centros, não reflete as emissões totais dessas substâncias (LUCENA, 2005).

Portanto, grande parte dos trabalhos que serão descritos a seguir une três características que foram mencionadas acima: estimação por MQO, não realização de testes estatísticos relevantes e, por fim, não consideram diferenças de medidas de emissão ou concentração de poluentes. Porém, existem algumas exceções, como Halkos (2003), Perman e Stern (2003) que avançaram nas propriedades estatísticas na literatura sobre a CKA.

### **2.2.1.1 Estudos Envolvendo Diversos Indicadores de Degradação Ambiental**

Foi o estudo de Grossman e Krueger (1991) sobre os impactos ambientais potenciais do NAFTA (*North American Free Trade Agreement*) no meio ambiente do México, o primeiro trabalho a identificar o formato de “U” invertido na relação entre nível de renda e medidas de degradação ambiental. Porém, o conceito foi popularizado pelo Relatório de Desenvolvimento Mundial (IBRD, 1992).

Nesse trabalho de 1991, CKA's foram estimadas para dióxido de enxofre e partículas de material em suspensão (SPM) através de dados retirados do GEMS (*Global Environmental Monitoring System*) publicados pela Organização Mundial de Saúde. Esses dados se referem às medidas da qualidade ambiental do ar em duas ou três locações em um grupo de cidades específicas de um conjunto de países durante 1977-1988. O número de locações varia através do tempo (52 cidades em 32 países em 1982, mas somente 27 cidades em 14 países em 1988). Cada regressão estimada envolveu uma função cúbica do PIB real *per capita* medido em dólares de PPC, incluindo também variáveis relacionadas aos locais, uma tendência de tempo e uma variável de intensidade de comércio. As variáveis relacionadas aos locais incluem a densidade populacional da cidade em questão e se as observações são

provenientes de áreas comerciais, residenciais ou industriais, assim como se a cidade é localizada na costa, em um deserto, etc.

O ponto de inflexão (“*turning point*”) encontrado para SO<sub>2</sub> ficou em torno de 4 a 5 mil dólares. Em níveis de renda superiores a 10 - 15 mil dólares, as estimativas mostraram aumentos crescentes de todos os poluentes. A concentração de partículas suspensas indicou redução mesmo em baixos níveis de renda. As variáveis de intensidade de comércio e a tendência de tempo apresentaram coeficientes negativos e significativos na regressão para SO<sub>2</sub>, e para partículas suspensas somente a tendência de tempo foi significativa. O estudo concluiu que crescimento econômico em níveis médios de renda melhoraria a qualidade ambiental, porém o crescimento em altos níveis de renda seria prejudicial.

Shafik e Bandyopadhyay (1992) estimaram CKA's para 10 indicadores diferentes de degradação ambiental como parte antecedente do estudo para o Relatório de Desenvolvimento Mundial (IBRD, 1992). A amostra incluiu observações para 149 países no período de 1960-1990, embora a cobertura seja muito incompleta, pois algumas das variáveis dependentes são observações para cidades dentro dos países e outras são para os países como um todo. Os indicadores são: ausência de água limpa, ausência de saneamento urbano, níveis ambientais de partículas suspensas, óxido de enxofre, mudanças nas áreas florestais, oxigênio dissolvidos em rios, coliformes fecais em rios, resíduos municipais *per capita* e emissões de carbono *per capita*.

O trabalho apresentou três formas funcionais diferentes: a log-linear, log-quadrática e uma logarítmica cúbica no PIB *per capita*, adicionando uma tendência de tempo. O PIB foi medido em dólares de PPC e as outras variáveis incluídas foram: densidade populacional, comércio, preços de eletricidade, *dummies* locais etc. Os resultados mostraram que ausência de água limpa e saneamento diminuem uniformemente com o aumento da renda e ao longo do tempo. As medidas de desflorestamento não foram significativamente relacionadas aos termos de renda. A qualidade dos rios tende a piorar com o aumento da renda e os dois poluentes do ar apresentaram a forma de “U” invertido conforme as hipóteses da CKA. Os “pontos de inflexão” encontrados para ambos os poluentes ficaram entre \$3.000 e \$4.000. Finalmente, ambos resíduos municipais e emissões de carbono *per capita* foram crescentes com a renda.

No estudo realizado por Panayotou (1993), estimou-se CKA's para SO<sub>2</sub>, NO<sub>x</sub>, SPM e desflorestamento. Foram utilizados dados em *cross-section* e o PIB foi o nominal, em dólares americanos de 1985. Os dados para países em desenvolvimento foram estimados através do uso de combustíveis e dos dados sobre o *mix* de combustíveis. Foram usados 68



países na amostra de desflorestamento e 54 na amostra de poluição. As equações ajustadas para os três poluentes foram log-quadráticas sobre a renda *per capita*. Para o desflorestamento ajustou-se uma função translog na densidade populacional e renda *per capita*, com a adição de uma variável *dummy* para países tropicais. Todas as curvas estimadas apresentaram a forma de “U” invertido, onde os “pontos de inflexão” encontrados foram: \$823 *per capita* para desflorestamento, \$3.000 para SO<sub>2</sub>, \$5.500 para NO<sub>x</sub> e em torno de \$4.500 para SPM.

Selden e Song (1994) estimaram CKA's para quatro tipos de emissões no ar: SO<sub>2</sub>, NO<sub>x</sub>, SPM, e CO. As emissões foram medidas em termos de quilogramas *per capita*. O estudo utilizou um modelo de dados em painel retirados do *World Resources* e são médias para os anos de 1973-75, 1979-81, 1982-84. Dos 30 países na amostra, 22 são caracterizados como de alta renda, seis como de média renda e dois como de baixa renda. Foi estimada uma variedade de especificações, entre elas um modelo de efeitos fixos, incluindo a densidade da população como variável explicativa. A equação ajustada apresentou a seguinte forma<sup>11</sup>:

$$E_{it} = c + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{it}^2 + \psi DP_{it} + \mu_i + \alpha_t$$

onde  $E$  é a emissão *per capita*,  $c$  é a constante,  $y$  é o PIB real *per capita* em PPC,  $i$  indica a localidade, e  $t$  indica tempo;  $\mu_i$  são efeitos específicos de cada país,  $\alpha_t$  são efeitos específicos de cada ano e  $DP$  é a densidade populacional.

Os autores sugerem que em países com baixa densidade populacional existirá menos pressão para adotar padrões ambientais de tal sorte que as emissões devido aos transportes serão maiores. A formulação implica que a poluição cairia a zero em níveis suficientemente altos de renda. Os “pontos de inflexão” estimados são mais altos do que nos outros estudos: \$8.709 para SO<sub>2</sub>, \$11.217 para NO<sub>x</sub>, \$10.289 para SPM e \$5.963 para CO.

Kaufmann *et al.* (1998) explorou os efeitos da renda e da intensidade espacial da atividade econômica na concentração atmosférica de SO<sub>2</sub>, com uma amostra de 23 países para 1974-1989. Usando dados de concentração de SO<sub>2</sub> das Nações Unidas, o estudo estimou através de um modelo de efeitos fixos, uma equação quadrática no PIB *per capita* e na intensidade da atividade econômica, adicionando uma variável que mede as exportações.

Ao contrário dos outros trabalhos empíricos, os resultados indicaram que existe uma relação na forma de “U” entre renda e concentração de SO<sub>2</sub>, ao passo que existe uma relação na forma de “U” invertido entre a intensidade da atividade econômica e concentração

---

<sup>11</sup> As notações utilizadas neste trabalho não são idênticas às utilizadas nos artigos originais.

de enxofre. Esses resultados parecem indicar que a intensidade da atividade econômica, mais do que a renda, fornece o incentivo para políticas e tecnologias que reduzam emissões de enxofre. Baseado nesse resultado, a concentração atmosférica desse poluente em nações em desenvolvimento pode declinar mais rápido do que indicado por análises anteriores.

Diferente dos trabalhos já mencionados, Stern (2002) desenvolveu um modelo de decomposição não-linear das emissões e aplicou a um conjunto de dados em painel para emissões de enxofre em 64 países de 1973 a 1990. Ele afirmou que mudanças nas emissões de poluentes podem ser atribuídas às mudanças no *mix* de insumos, *mix* de produtos, escala de produção e ao estado de progresso tecnológico. Outras variáveis explicativas foram adicionadas, como dados sobre uso de energia e sobre a estrutura industrial. A fonte de dados para as emissões de SO<sub>2</sub> foi a *ASL e Associates* e os dados de renda foram extraídos do *Penn World Tables*. Estimou-se também uma CKA tradicional para o mesmo conjunto de dados, produzindo uma relação de emissão-renda monotônica em nível global. A curva foi estimada através de uma função log-quadrática, utilizando os modelos de efeitos fixos e aleatórios, e considerando o efeito de cada país e do tempo.

Os resultados mostraram que embora o *mix* de produtos e insumos sejam estatisticamente significativos e importantes para explicar as emissões em países individuais, eles têm uma pequena contribuição nas mudanças das emissões globais. Escala de produção crescente e mudanças técnicas explicam a maioria da mudança global observada. Para a CKA, os resultados são muito parecidos aos de Stern e Common (2001). A CKA para o mundo e para os países da OCDE apresentou os sinais esperados, mas isso não aconteceu para os países não pertencentes à OCDE. Os “pontos de inflexão” para as três amostras foram \$73 milhões para a amostra do mundo, \$8.496 para os países da OCDE e zero nos países não-OCDE. O estudo atribuiu as modificações nas emissões às mudanças nos fatores (*mix* de produtos e insumos, escala, progresso técnico), em vez de atribuir ao formato ou curvatura da CKA causado por variáveis como o PIB *per capita*.

O trabalho de Halkos (2003) testou empiricamente a hipótese CKA na relação entre danos ambientais causados por emissões de enxofre e crescimento econômico expresso pelo PIB. Utilizando um painel de dados com uma amostra de 73 países da OCDE e não OCDE para 31 anos (1960-1990), foram aplicados os modelos de coeficientes aleatórios e fixos, e a estimação feita pelo Método Generalizados dos Momentos (MGM) Arellano-Bond. Os dados de emissões de SO<sub>2</sub> incluíram emissões de vários combustíveis energéticos (carvão e petróleo), bem como emissões de atividades de escavação e fundição para a maioria dos países de 1850 a 1990. As emissões foram baseadas no uso desses combustíveis, seu conteúdo

de enxofre, o nível de atividade de fundição e os fatores de retenção de enxofre. A população e o PIB real em dólares de 1990 são dados do *Penn World Tables*. A forma funcional usada foi uma log-quadrática no PIB *per capita* mais a variável dependente defasada.

Os resultados desse estudo indicaram que a hipótese CKA não é rejeitada no caso do método A-B MGM. Por outro lado, não existiu apoio para uma CKA quando o modelo de coeficientes aleatórios foi aplicado. Os “pontos de inflexão” encontrados ficaram no intervalo de \$2.805 e \$6.230. O coeficiente defasado da variável dependente na equação estimada mostra que o ajustamento das emissões progride em uma taxa de mais ou menos 38% ao ano. Os resultados corroboram os resultados derivados em Panayotou (1993), que usando dados de *cross-section* encontrou “pontos de inflexão” menores. O autor concluiu que a técnica econométrica adotada é crucial na extração de “pontos de inflexão” e nas implicações de políticas associadas.

Perman e Stern (2003) realizaram uma análise de cointegração e raiz unitária para testar a hipótese CKA global usando um conjunto de dados em painel de emissões de enxofre e dados sobre o PIB para 74 países num período de 31 anos. A estacionariedade dos dados foi testada e examinada as suas implicações para a CKA. Os dados para as emissões de enxofre foram retirados do estudo da *ASL e Associates* para o período de 1850-1990 e a medida da renda (PIB), que está em preços constantes, foi retirada da *Penn World Tables*. A maior região omitida da amostra foi a antiga União Soviética e alguns países da Europa Oriental.

Foi encontrado que os dados são tendências estocásticas na dimensão de séries de tempo, não existindo nenhuma relação de cointegração única entre emissões e renda e seu termo ao quadrado no conjunto total de dados, e que embora possa existir relações de cointegração em alguns países individuais, somente algumas dessas relações estimadas sustentam a CKA. O modelo de correção de erro para os países pertencentes à OCDE, quando os coeficientes são permitidos variar através dos países, apresentou a forma de “U” invertido com “ponto de inflexão” em \$16.254 e o mesmo modelo para os países não pertencentes a OCDE, apresentou uma relação na forma de “U” entre emissões-renda, com “ponto de inflexão” em \$403. Esses resultados mostram que a CKA é um conceito problemático, no mínimo para o caso de emissões de enxofre.

Stern (2005) analisou a hipótese da CKA de maneira diferente por meio do desenvolvimento de uma série de tempo contínua para emissões de enxofre por país no período de 1850-2000, com um foco particular sobre o desenvolvimento da década de 90. A base de dados utilizada foi a do estudo da *ASL e Associates* que fornece uma série temporal de emissões de enxofre para a maioria dos países do mundo de 1850 a 1990, entretanto, as

estimativas oficiais para os anos 90 não cobrem todos os anos ou mesmo todos os países. Então, esse trabalho teve por objetivo fornecer as estimativas de emissões de enxofre global para cada país individualmente e para cada ano de 1991-2000, combinado com as estimativas existentes de 1850-1990. As estimativas foram obtidas de duas maneiras: para países e anos com dados existentes publicados, uniram-se e integraram-se estes dados; e para os anos com ausência de dados e os demais países com apenas alguns dados publicados, as estimativas foram interpoladas e extrapoladas usando um modelo econométrico de fronteira (estimação de um modelo de dados em painel não-linear), um modelo CKA, ou uma simples extrapolação, dependendo dos dados disponíveis.

Os resultados revelaram que as emissões globais atingem seu máximo em 1989 e declinam rapidamente depois. O lugar mais poluente se desloca em direção ao Leste e ao Sul da Ásia, mas mesmo esta região alcança seu nível máximo de emissões em 1996. As estimativas para os anos 90 mostram um declínio da quantidade de enxofre muito mais rápida do que outros estudos globais, refletindo o ponto de vista de que o progresso tecnológico na redução de enxofre tem sido rápido e está começando a se difundir pelo mundo.

Fonseca e Ribeiro (2005) testaram empiricamente qual a relação existente entre crescimento econômico e preservação ambiental, e buscaram contribuir para o debate da CKA, trazendo evidências empíricas inéditas para o Brasil. O estudo utilizou como variável dependente o percentual de áreas estaduais preservadas dos 26 estados brasileiros e do Distrito Federal. Por meio do auxílio das instituições ambientais estaduais (secretarias e fundações), foram compilados os dados referentes às unidades de conservação estaduais de todos os estados da federação brasileira. A forma funcional utilizada foi um modelo log-quadrático e outro log-cúbico na renda, utilizando um painel de dados para os anos de 1985, 1990, 1995, 2000. Além da renda, outras variáveis foram adicionadas ao modelo, tais como o somatório dos percentuais de votos brancos e nulos em eleições para governador, o nível de escolaridade média, e o índice de Gini.

Na estimação, todas as variáveis apresentaram os sinais esperados e o teste Hausman sugeriu o modelo de efeitos fixos como o mais adequado para se estimar a CKA. É importante ressaltar que para todas as especificações, tanto para efeitos fixos quanto para efeitos aleatórios, o conjunto de variáveis apresentou-se estatisticamente significativo como um todo. O gráfico dos valores previstos para a criação de unidades de conservação estaduais obtidos por meio da estimação do modelo (utilizando o modelo de efeitos fixos) demonstrou uma nítida tendência positiva. Esse resultado vem ao encontro do que os autores esperavam, uma vez que a variável dependente possui uma natureza diferente das tantas outras variáveis

indicadoras de níveis de poluição utilizadas nos trabalhos empíricos sobre a CKA. Portanto, os resultados sugerem que existe uma relação positiva entre a criação de unidades de conservação estaduais e o crescimento econômico dos estados da federação. A conclusão do estudo é que dependendo do tipo de poluente, da forma funcional utilizada no teste empírico, e até mesmo da amostra utilizada, a relação entre crescimento econômico e poluição ambiental pode assumir um resultado diferente.

Outro trabalho sobre a CKA no Brasil é o de Gomes e Braga (2008) aplicada ao relacionamento entre a taxa de desmatamento e a renda *per capita* nos estados da Amazônia Legal, além de analisar o comportamento da taxa de desmatamento e da dinâmica populacional no período de 1990-2004. Duas formas funcionais foram estimadas, uma função quadrática e uma função cúbica, em que a taxa de desmatamento é a variável dependente, e a renda *per capita*, a densidade demográfica e o ano são as variáveis explicativas. Utilizou-se a modelagem de dados em painel para efeitos aleatórios. Os resultados mostram que a função quadrática apresentou a forma de “U” com um ponto de mínimo em R\$ 4.311,87 *per capita*. Para a função cúbica, sugeriu-se evidência estatística de adequação aos pressupostos da curva de “U” ambiental, para renda inferior a R\$ 6.000,00, e acima desse valor observa-se uma tendência crescente do desmatamento. Santos *et al.* (2008) também investigou a CKA para os estados da Amazônia Legal, utilizando como variável dependente a área desmatada em hectares, de 2000 a 2004, e seu trabalho, de forma geral, aceitou a hipótese da CKA.

### **2.2.1.2 Estudos Envolvendo Emissões de CO<sub>2</sub>**

Segundo Agras e Chapman (1999), alguns autores têm estimado CKA's para emissões de CO<sub>2</sub>, por exemplo, Holtz-Eakin e Selden (1995) que fizeram uma análise tradicional CKA utilizando o carbono como variável dependente. Os “pontos de inflexão” encontrados nos diversos estudos estiveram entre \$32.428 para o modelo com uma função quadrática e \$8 milhões para uma especificação log-quadrática, o que indica certa cautela na interpretação destes resultados.

Moomaw e Unruh (1997) compararam modelos de CKA a modelos de transição estrutural<sup>12</sup> de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* e PIB *per capita*, e encontraram que, para 16 países que têm passado tal transição, o início da transição não se correlaciona com o nível de

---

<sup>12</sup> O modelo de transição estrutural induzido é a estimação de duas funções lineares para os períodos 1950-1973 e 1974-1992, com uma “quebra estrutural” ocorrendo em 1973, para verificar se a diminuição das emissões está relacionada com eventos históricos, no caso, os choques do preço do petróleo.

renda, mas com eventos históricos relacionados aos choques de preço do petróleo nos anos 70 e as políticas decorrentes. O estudo subdividiu e agrupou países de acordo com similaridades na relação PIB/CO<sub>2</sub>, por intermédio da inspeção de mapas de dispersão para países individuais. Isto permitiu a identificação de um subconjunto de 16 países, membros da OCDE, que apresentaram crescimento sustentado da renda juntamente com níveis estáveis ou decrescentes de carbono ao longo do tempo. Assim, testou-se a presença de uma relação do tipo CKA e a comparou com um modelo de transição estrutural induzido. O período do estudo é de 1950 a 1992, e os dados de emissões de CO<sub>2</sub> foram retirados do *Oak Ridge National Laboratory* e da renda extraídos do *Penn World Tables*.

Duas funções lineares na renda foram estimadas para os períodos de 1950-1973 e 1974-1992, e depois usando o painel com os 16 países, foi estimada uma função cúbica no termo de renda. Em contraste com os outros estudos de CO<sub>2</sub>, a transição para elasticidades de emissões negativas nesses 16 países ocorre de forma repentina, descontínua, mais do que uma mudança gradual, que pode ser devida aos eventos históricos exógenos em torno de 1973. O modelo CKA apresentou os sinais esperados e coeficientes significativos, apresentando um “ponto de inflexão” de \$12.813. Entretanto, quando o termo cúbico é adicionado ao modelo, aparece uma curva na forma de “N”, o que pode ser resultado da agregação dos dados. Concluiu-se que nem uma relação na forma de “U” nem na forma de “N” entre emissões e renda fornecem uma indicação confiável do comportamento futuro das emissões.

Cole *et al.* (1997) examinou a relação entre a renda *per capita* e um amplo número de indicadores ambientais, utilizando um modelo de efeitos fixos de dados em painel. Para simplificar os resultados desse estudo, serão apresentados somente os resultados para as emissões de CO<sub>2</sub>. O trabalho estimou uma CKA por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para corrigir os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação, resultando em estimadores mais eficientes, em contraste a muitos estudos anteriores, os quais contam com a estimação por MQO. Variáveis exógenas foram incluídas na análise, tais como uma variável *dummy* de intercepto para permitir diferentes impactos sobre a qualidade ambiental, uma tendência linear de tempo representando a possibilidade de mudança tecnológica, e uma variável de intensidade de comércio para mostrar a abertura comercial. As variáveis de PIB e comércio foram retiradas do *World Penn Tables* e de CO<sub>2</sub> do *Oak Ridge National Laboratory* para sete países no período de 1960-1991.

Duas formas funcionais foram calculadas, uma quadrática e outra log-quadrática na renda. A intensidade de comércio e as variáveis de tendência de tempo foram omitidas nos resultados, a primeira por não apresentar significância estatística, e a segunda por não alterar

o “ponto de inflexão”. A possibilidade de retorno da degradação ambiental ao crescimento econômico, o que leva ao viés de simultaneidade na estimação de CKAs, foi verificada e os resultados indicaram que esse problema não estava presente. O “ponto de inflexão” encontrado foi de \$25.100 para a estimação quadrática. As emissões de carbono crescem monotonicamente com a renda dentro do intervalo de renda observado e concluiu-se que pouca confiança pode ser dada aos “pontos de inflexão” estimados. Esses resultados demonstram que a natureza global do impacto das emissões de carbono tem fornecido pouco incentivo para as nações desenvolverem ações unilaterais para sua redução. Por outro lado, poucas ações multilaterais têm sido desenvolvidas para promover essa redução.

Agras e Chapman (1999) analisaram os trabalhos anteriores para ilustrar a importância dos preços de energia nos modelos CKA e, então, incluíram estes preços em um modelo econométrico, testando as relações energia-renda e CO<sub>2</sub>-renda para 34 países no mundo. A forma funcional do modelo foi uma log-quadrática na renda, além de adicionar variáveis de comércio, na forma de razão das importações de todos os bens manufaturados pela produção doméstica de manufaturas, e também a razão das exportações da mesma forma. Também utilizaram a variável dependente defasada para capturar a velocidade do ajustamento parcial do modelo.

O trabalho testou duas CKAs usando o consumo de energia *per capita* e as emissões de CO<sub>2</sub> para representar a degradação ambiental por intermédio de um painel de dados. Os resultados encontrados para o consumo de energia, apresentaram os principais parâmetros com os sinais esperados, e um “ponto de inflexão” de \$62.000, mas os coeficientes das variáveis de comércio foram insignificantes. O “ponto de inflexão” para o modelo de CO<sub>2</sub> foi de \$13.630, surpreendentemente baixo comparado aos outros estudos. E mais uma vez, as variáveis de comércio não apresentaram significância estatística.

Dijkgraaf e Vollebergh (2001) colocaram em dúvida a relação na forma de “U” invertido entre o PIB *per capita* e a poluição, encontrada em diversos estudos empíricos anteriores. Usando um conjunto de dados para países da OCDE de emissões de dióxido de carbono no período 1960-1997, o estudo encontrou que a suposição de homogeneidade entre os países é problemática. As emissões foram estimadas por meio dos dados de consumo de energia da OCDE, e os combustíveis considerados foram: carvão, outros combustíveis sólidos (lenha, por exemplo), óleo cru, derivados do petróleo e gás natural. Os dados para o PIB (em dólares de 1990 de PPC) e população foram extraídos dos Balanços de Energia da OCDE.

A forma funcional utilizada foi uma função cúbica na renda *per capita* estimada por um modelo de efeitos fixos. As especificações dos modelos que retratam mesmo as

suposições mais fracas de homogeneidade foram fortemente rejeitadas. Os “pontos de inflexão” estimados para o modelo de efeitos fixos no tempo e o modelo de efeitos fixos no tempo e nos países foram respectivamente, \$15.704 e \$13.959. Os resultados não necessariamente contestam a existência de uma CKA para emissões de CO<sub>2</sub> nos países da OCDE, mas sugere apenas evidências preliminares baseadas em séries temporais que 11 dos 24 países, incluindo os Estados Unidos e Alemanha, ainda confirmam as hipóteses CKA. O fato de muitos países não refletirem esse padrão, torna especialmente improvável que exista uma relação na forma de “U” invertido globalmente. Sendo assim, existe um sério risco de que o problema ambiental da mudança climática, com seus transbordamentos entre os países, não se tornará internalizado “automaticamente” se estes se tornarem ricos.

Arraes *et al.* (2006) estimou uma CKA para diversos países do mundo utilizando um modelo de dados em painel, de acordo com os seguintes objetivos: apresentar uma análise *cross-country* para os anos 1980, 1985, 1990, 1995 e 2000, e verificar se a evidência CKA se aplica para outras “variáveis ambientais” que denotam desenvolvimento econômico, tais como saneamento, abastecimento de água, taxa de mortalidade, expectativa de vida, alfabetização de adultos e dióxido de carbono – CO<sub>2</sub>. A principal variável explicativa continuou sendo o PIB *per capita*. Os dados foram retirados basicamente do *Human Development* do PNUD e do *World Development Indicators* do Banco Mundial.

A forma funcional utilizada foi uma função cúbica no termo de renda, acrescida de uma variável *dummy* que assume o valor “zero” para os países da África-Subsahara, por ser a região que apresenta o maior número de países com baixos indicadores de IDH e não alcançaram ainda estágios mais avançados de proteção ambiental, e assume valor “1” para os demais países. Nos resultados obtidos, vale notar que todas as variáveis de renda denotam um déficit para as variáveis de desenvolvimento sustentável, de modo que o sinal positivo para a variável PIB e negativo para o PIB ao quadrado, seguido ou não de um sinal positivo de seu termo cúbico, é a evidência necessária para a existência da CKA. Pelo teste *Hausman*, pôde-se inferir que o melhor modelo é aquele com efeitos fixos. Nesse estudo, somente a variável de emissões de CO<sub>2</sub> apresentou a forma de “U” invertido e as demais variáveis apresentaram a forma de “U”.

Alguns trabalhos estimaram CKA’s considerando apenas um país, tais como De Bruyn *et al.* (1998) e Lucena (2005). Os resultados destes estudos são descritos abaixo.

De Bruyn *et al.* (1998) investigou as bases empíricas da CKA considerando algumas particularidades estatísticas dos vários estudos apresentados. O estudo afirma que a relação na forma de “U” invertido entre renda e emissões estimadas por dados de painel não



se mantém para países específicos ao longo do tempo. Assim, um modelo alternativo de crescimento é especificado para três tipos de emissões ( $\text{CO}_2$ ,  $\text{NO}_x$  e  $\text{SO}_2$ ) em quatro países (Holanda, Reino Unido, EUA e Alemanha Ocidental) no período de 1960 a 1993. As emissões consideradas para cada país foram reescritas como sendo o produto entre a renda e a intensidade de emissão daquele país em um dado ano  $t$ . A forma funcional estimada para cada país foi a seguinte:

$$\ln(E_{j,t} / E_{j,t-1}) = \beta_{0,j} \ln(Y_{j,t} / Y_{j,t-1}) + \beta_{1,j} + \beta_{2,j} \ln Y_{j,t-1} + \beta_{3,j} \ln(P_{j,t} / P_{j,t-1}) + e_j$$

em que  $E$  representa as emissões do país  $j$  no ano  $t$ ,  $Y$  é a renda, e  $P$  é o preço dos insumos relacionados, como energia. Todas as variáveis foram expressas em taxas de crescimento. Se  $\beta_1 < 0$ , a redução nas emissões devido às mudanças estruturais e tecnológicas que são constantes ao longo do período considerado, indicam “mudanças tecnológicas exógenas”. Se  $\beta_2 < 0$ , indica que as reduções na intensidade de uso são dependentes do nível de crescimento da renda. Se  $\beta_3 < 0$ , a redução na intensidade de emissões pode ser explicada em termos das mudanças nos preços de energia. E se  $\beta_0 > 0$ , sugere que o crescimento econômico possui uma influência positiva direta sobre os níveis de emissões.

Os resultados mostram que o padrão de tempo dessas emissões se correlaciona positivamente com o crescimento econômico e que as reduções de emissões podem ter sido alcançadas como um resultado de mudanças estruturais e tecnológicas na economia. O “Crescimento Sustentável” é definido como a taxa de crescimento econômico que não leva ao crescimento nas emissões e sua taxa é calculada para cada tipo de emissões e país, baseada nos valores dos parâmetros estimados. O preço da energia só apresentou coeficiente negativo significativo para os EUA, porém de pequena magnitude. Por fim, uma relação na forma CKA não foi encontrada.

O trabalho de Lucena (2005) estimou uma CKA para o Brasil, usando como medidas de pressão ambiental o consumo de energia final, assim como as emissões de dióxido de carbono advindas deste. O autor usou um modelo de séries temporais para os anos 1970 a 2003. Duas variáveis explicativas foram usadas no modelo, o PIB *per capita* em R\$ constantes de 2003 e uma medida da abertura comercial representada pelo volume de comércio (exportações mais importações) como proporção do PIB. Os dados para o consumo final de energia foram extraídos do Balanço Energético Nacional (BEN) de 2004 e, por meio

da aplicação de coeficientes de conversão foram obtidos os valores das emissões de CO<sub>2</sub> correspondentes, enquanto os dados para as outras variáveis foram retirados do IPEADATA.

Foram utilizadas três especificações do modelo: uma forma funcional cúbica na renda, um modelo com a variação percentual das variáveis com o intuito de obter medidas de unidades comparáveis, e por fim, um modelo usando a transformação logarítmica. Das três especificações, o modelo cúbico apresentou os melhores resultados, sendo estimado pelo método de diferenças generalizadas para corrigir a autocorrelação serial de primeira ordem dos resíduos. Os resultados do estudo indicaram que as evidências encontradas seriam que Brasil se situaria no estágio intermediário da CKA, antes da transição para a parte descendente da curva, no que se refere ao consumo final de energia *per capita*, embora não seja possível confirmar a existência da curva para esta variável. No caso das emissões de CO<sub>2</sub>, não foram encontradas evidências de uma CKA.

### 2.2.2 Trabalhos Econométricos Espaciais

O desenvolvimento da econometria e estatísticas espaciais têm sido a transferência e adaptação ao domínio espacial de muitos resultados e abordagens que originaram nas análises de séries de tempo e *cross-section*. Muitos, mas não todos os resultados da econometria tradicional, segundo Stern (2000), se transferem do domínio temporal ao domínio espacial com as modificações necessárias devido à ausência de uma unidirecionalidade de ordem causal no espaço.

A econometria é o uso de técnicas quantitativas, sobretudo da estatística matemática, para especificar, estimar, testar e prever modelos econômicos, retirados da teoria econômica. Já os métodos de econometria espacial não somente se aplicam aos problemas econômicos, mas também a todos outros campos de estudo que investiguem o mesmo tipo de modelos e dados. Por exemplo, um número de autores tem aplicado métodos de econometria de séries de tempo na análise das mudanças climáticas globais (KAUFMANN e STERN, 1997). Similarmente, técnicas de econometria espacial podem ser aplicadas a qualquer problema desde que envolva dados adequados.

Nesse contexto, Rupasingha *et al.* (2004) lembra que embora áreas geográficas (ou unidades *cross-section*) formem a unidade básica da maioria das análises CKA, praticamente todos os estudos têm ignorado relações espaciais entre as unidades. Outros autores têm indicado, recentemente, a importância das dimensões espaciais em medidas

ambientais, como Anselin (2001) e, além disso, ignorar a dependência espacial pode levar a má especificação do modelo.

### 2.2.2.1 Estudos Envolvendo Diversos Indicadores de Degradação Ambiental

Publicações mais recentes têm incluído o espaço em análises da CKA. Stern (2000) analisou alguns desenvolvimentos recentes da econometria de séries temporais e examinou em que grau eles poderiam ser úteis juntamente com a econometria espacial. Métodos de cointegração no espaço-tempo e de causalidade de Granger foram desenvolvidos e aplicados para avaliar as reduções nas emissões de SO<sub>2</sub> na Europa. Os dados são para 16 países da Europa Ocidental em um período de tempo de 31 anos. A variável explicativa foi o PIB *per capita* (PPC) em dólares de 1990, seu termo ao quadrado e uma variável de tendência de tempo. No caso de modelos espaciais, o método MQO não pode ser usado consistentemente, então no seu lugar, o método de Máxima Verossimilhança foi utilizado.

Os resultados mostraram que todas as variáveis relevantes são integradas e poderia existir uma relação de cointegração entre elas. Na estimação, a tendência de tempo não foi significativa estatisticamente, mas as variáveis de renda apareceram altamente significativas e apresentaram os sinais esperados. O “ponto de inflexão” das emissões foi encontrado em \$8.195. Porém, as estimativas dos parâmetros auto-regressivos para os resíduos mostraram que é uma variável integrada e, conseqüentemente, o modelo não cointegra. Então, é possível que a variável dependente não tenha tendências estocásticas que estão presentes nas variáveis de renda, ou que importantes variáveis integradas tenham sido omitidas do modelo.

Maddison (2006) estimou CKA's para uma amostra de 135 países, usando um painel de dados espacial, estimado por primeiras diferenças. Os poluentes considerados foram SO<sub>2</sub>, NO<sub>x</sub>, VOC e CO, preparados pelo Instituto de Recursos Mundial (*World Resources Institute*) para os anos de 1990 e 1995, medidos em milhares de toneladas métricas. Estimativas da população foram tiradas da mesma fonte de dados. O PIB *per capita* foi medido em preços constantes de 1996 em dólares americanos. São incluídas duas *dummies* no modelo, uma delas indica os países que assinaram o Protocolo de Helsinki em 1985, o qual limita as emissões de enxofre para 30%. A outra *dummy* recorda os países que assinaram o Protocolo de Sofia de 1988 para redução das emissões do óxido de nitrogênio. O modelo também incluiu uma variável de tendência para mensurar o progresso tecnológico dependente do tempo junto com os efeitos fixos específicos de cada país.

Foram calculadas diversas especificações do modelo, destacando-se o modelo de defasagem espacial estimado pela técnica de Variáveis Instrumentais por causa dos problemas de heterocedasticidade e não normalidade dos erros. Não foi encontrado um “U” invertido em nenhuma das equações apresentadas, indicando que à medida que a renda dos países cresce, a emissão dos poluentes analisados também aumenta.

Considerando os trabalhos que envolvem CKA’s para um único país, temos Rupasingha *et al.* (2004) e Poon *et al.* (2006).

Rupasingha *et al.* (2004) realizou um estudo para as regiões dos Estados Unidos examinando a relação entre renda *per capita* regional e poluentes tóxicos. A fonte primária de dados foi retirada da base do Inventário de Liberação de Tóxicos do EPA (*EPA’s Toxic Release Inventory*). Muitos indicadores de poluição ambiental foram utilizados como variáveis dependentes, e foram baseados nos dados de todos os condados (*counties*) dos EUA. Estimou-se uma função cúbica no PIB *per capita* e outras variáveis foram incluídas no modelo, tais como densidade populacional, grau de escolaridade, etnia, desigualdade de renda, uma *dummy* para áreas urbanizadas e outra para áreas rurais, e por fim, uma variável que dá a razão do emprego na manufatura pelo total de emprego da economia.

Estimaram-se várias especificações, sendo uma delas um modelo de erro auto-regressivo espacial. A densidade populacional não apresentou coeficiente significativo para nenhum tóxico, o grau de escolaridade apresentou sinal negativo e foi significativo apenas para tóxicos liberados no ar, sendo que a etnia apresentou coeficiente positivo e não foi significativo para tóxicos liberados no ar. O coeficiente para o PIB *per capita* ao quadrado foi negativo, corroborando as hipóteses da CKA, porém o termo ao cubo foi positivo, indicando que o crescimento contínuo da renda não garante um melhoramento contínuo da qualidade ambiental e que a relação CKA com respeito à liberação tóxica é temporária.

Poon *et al.* (2006) examinou a relação entre o desenvolvimento econômico da China e o seu meio ambiente por meio de uma análise de dados em painel, modelando os efeitos da energia, transportes e comércio sobre as emissões de poluição local (dióxido de enxofre) utilizando o modelo ambiental de Kuznets. O modelo foi investigado por meio da econometria espacial que leva em consideração os efeitos dos transbordamentos potenciais de vizinhos muito poluidores. Os dados para poluição, economia, energia, e veículos são obtidos de várias fontes do *China Statistical Yearbook* e *China Energy Statistical Yearbook* e o período de estudo é de 1998 a 2004.

A forma funcional utilizada é quadrática na renda *per capita*. Dentre os resultados estatísticos, o *I* de Moran revelou valores de autocorrelação positivos para as emissões de

enxofre, sugerindo que esta forma de poluição exibe concentração regional. O valor da informação do critério de Akaike sugeriu que o modelo de erro espacial se ajustou melhor aos dados, ou seja, os efeitos espaciais são associados com os erros da regressão. A análise encontra a forma de “U” invertido, além de todas as variáveis independentes apresentaram significância ao nível de 1%. Consistentemente com a teoria, a variável de comércio apresentou-se negativa, e os modelos de dependência espacial indicaram que o aumento das exportações *per capita* melhora a qualidade ambiental.

#### **2.2.2.2 Estudos Envolvendo Emissões de CO<sub>2</sub>**

Trabalhos de econometria espacial envolvendo apenas emissões de CO<sub>2</sub> não foram encontrados durante o período da elaboração desta dissertação. Portanto, o presente estudo tentará cobrir essa possível lacuna da literatura e, então estimar uma CKA global utilizando esse poluente como medida de degradação ambiental.

Os motivos para a escolha deste indicador foram descritos na seção 1.1. Além disso, a maioria dos trabalhos sobre a CKA utilizou um modelo de painel de dados sem considerar a presença dos efeitos espaciais. Como áreas geográficas formam a unidade básica da CKA, ignorar a dependência espacial existente pode levar à má especificação do modelo.

### **2.3 Resumo**

Os trabalhos descritos nas seções anteriores possuem resultados e conclusões bem diferentes. E, portanto, não há um consenso geral sobre a existência ou não de uma CKA global entre indicadores ambientais e o crescimento econômico. Os motivos dessa questão podem ser amostras de países diferentes, indicadores de degradação ambiental diversificados, técnicas econométricas distintas e pouca análise estatística dos dados.

Os Quadros 01 e 02 resumem os trabalhos econométricos, ao passo que o Quadro 03 destaca os estudos que utilizaram a econometria espacial.

O próximo capítulo descreve a metodologia de dados em painel com dependência espacial a ser utilizada na estimação da CKA, além de apresentar os modelos teórico e empírico.

**Quadro 01 – Resumo dos trabalhos econométricos sobre a CKA – Diversos Indicadores de Degradação Ambiental**

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variável dependente</b>	<b>Tipos de dados</b>	<b>Variáveis adicionais</b>	<b>Ponto de inflexão</b>	<b>Conclusões</b>
Grossman e Krueger (1991)	Até 52 cidades em até 32 países	1977, 1982, 1988	Concentração de SO <sub>2</sub> e SPM	Painel de dados	<i>dummy</i> de locais, tendência de tempo, e variável de comércio	entre \$4.000 e \$5.000	O crescimento econômico em níveis médios de renda melhoraria a qualidade ambiental, enquanto o crescimento em altos níveis de renda seria prejudicial.
Shafik e Bandyopadhyay (1992)	149 países	1960-1990	ausência de água limpa, de saneamento urbano, SPM, óxido de enxofre, mudanças nas áreas florestais, oxigênio dissolvidos em rios, coliformes fecais em rios, resíduos municipais <i>per capita</i> e emissões de carbono <i>per capita</i> .	Painel de dados	Tendência de tempo, densidade populacional, comércio, <i>dummies</i> locais	Entre \$3.000 e \$4.000 para os poluentes do ar	Os dois poluentes do ar apresentaram a forma de “U” invertido conforme as hipóteses da CKA. Ambos resíduos municipais e emissões de carbono <i>per capita</i> foram crescentes com a renda
Panayotou (1993)	68 países na amostra de desflorestamento e 54 na amostra de poluição	1987-1988	Emissões de SO <sub>2</sub> , NO <sub>x</sub> , SPM, e desflorestamento	<i>Cross-section</i>	Para a CKA de desflorestamento: densidade populacional e uma <i>dummy</i> para países tropicais	\$ 3.000 para SO <sub>2</sub> , \$ 5.500 para NO <sub>x</sub> , e em torno de \$ 4.500 para SPM.	Todas as curvas estimadas apresentaram a forma de “U” invertido
Selden e Song (1994)	30 países (22 são países da OCDE)	médias dos anos 1973-75, 1979-81, 1982-84	Emissões de SO <sub>2</sub> , NO <sub>x</sub> , SPM e CO	Painel de dados	densidade populacional	\$8.709 para SO <sub>2</sub> , \$11.217 para NO <sub>x</sub> , \$10.289 para SPM e \$5.963 para CO	Em níveis suficientemente altos de renda, a poluição poderia cair a zero.
Kaufmann <i>et al.</i> (1998)	23 países (13 países desenvolvidos e 10 em desenvolvimento)	1974-1989	Concentração de SO <sub>2</sub>	Painel de dados	Exportações/PIB, PIB/área	\$14.730	Os resultados indicam que existe uma relação na forma de “U” entre renda e concentração de SO <sub>2</sub> , e uma relação de “U” invertido entre a intensidade da atividade econômica e concentração de enxofre.

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variável dependente</b>	<b>Tipos de dados</b>	<b>Variáveis adicionais</b>	<b>Ponto de inflexão</b>	<b>Conclusões</b>
Stern (2002)	64 países	1973-1990	Emissões de SO <sub>2</sub>	Painel de dados	Mix de insumos, mix de produtos, escala de produção, progresso tecnológico, uso de energia e estrutura industrial	\$73 milhões para a amostra do mundo, \$8.496 para países da OCDE e zero para países não-OCDE	Atribuiu as modificações nas emissões às mudanças nos fatores (mix de insumos, mix de produtos, escala, progresso técnico), em vez de atribuir ao formato da CKA causado pelo PIB <i>per capita</i> .
Halkos (2003)	73 países da OCDE e não-OCDE	1960-1990	Emissões de SO <sub>2</sub>	Painel de dados	Variável dependente defasada	Entre \$2.805 e \$6.230	A técnica econométrica é crucial na extração de “pontos de inflexão” e nas implicações de políticas associadas.
Perman e Stern (2003)	74 países	1960-1990	Emissões de SO <sub>2</sub>	Painel de dados	Tendência de tempo	\$16.254 para países da OCDE	Embora possam existir relações de cointegração em alguns países individuais, somente algumas dessas relações sustentam a CKA.
Fonseca e Ribeiro (2005)	26 estados do Brasil	1985,1990,1995 e 2000	Percentual de áreas estaduais preservadas	Painel de dados	Somatório do percentual de votos brancos e nulos em eleições para governador, o nível de escolaridade e o índice de Gini	_____	Dependendo do tipo de poluente, da forma funcional utilizada, e até mesmo da amostra, a relação entre crescimento econômico e poluição ambiental pode assumir um resultado diferente.
Gomes e Braga (2008)	Estados da Amazônia Legal	1990-2004	Taxa de desmatamento	Painel de dados	Densidade demográfica e uma tendência de tempo	_____	A estimação da função cúbica apresenta evidência estatística de adequação aos pressupostos da curva “U” ambiental, para renda inferior a R\$ 6.000,00, e acima observa-se uma tendência crescente do desmatamento.
Santos <i>et al.</i> (2008)	792 municípios da Amazônica Legal	2000-2004	Área desmatada em hectares	Painel de dados	_____	_____	Os resultados aceitaram a hipótese da CKA. E o estudo indicou que existe convergência da renda <i>per capita</i> entre os municípios da região.

Fonte: Elaboração do autor

**Quadro 02 – Resumo dos trabalhos econométricos sobre a CKA – Dióxido de Carbono (CO<sub>2</sub>)**

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variável dependente</b>	<b>Tipos de dados</b>	<b>Variáveis adicionais</b>	<b>Ponto de inflexão</b>	<b>Conclusões</b>
Moomaw e Unhruh (1997)	16 países	1950-1992	Emissões de CO <sub>2</sub>	Painel de dados	_____	\$12.813	Nem uma relação na forma de “U” nem na forma de “N” entre emissões e renda fornecem uma indicação confiável do comportamento futuro das emissões.
Cole <i>et al.</i> (1997)	7 regiões do mundo	1960-1991	Emissões de CO <sub>2</sub>	Painel de dados	Uma <i>dummy</i> de intercepto, uma tendência linear de tempo e uma variável de intensidade de comércio	\$25.100	Os resultados demonstram que a natureza global do impacto das emissões de CO <sub>2</sub> tem fornecido pouco incentivo para as nações desenvolverem ações unilaterais para sua redução.
Agras e Chapman (1999)	34 países	1971-1989	Emissões de CO <sub>2</sub> , e energia	Painel de Dados	Variáveis de comércio e a variável dependente defasada	\$62.000 para o modelo de energia e \$13.630 para CO <sub>2</sub>	O estudo encontrou o formato de U invertido entre renda e energia, bem como entre renda e emissões de CO <sub>2</sub> .
Dijkgraaf e Vollebergh (2001)	países da OCDE	1960-1997	Emissões de CO <sub>2</sub>	Painel de dados	_____	\$15.704 e \$13.959	O fato de que muitos países não refletem o padrão CKA torna especialmente improvável que exista uma relação na forma de “U” invertido globalmente.
Arraes <i>et al.</i> (2006)	países do mundo (não define a quantidade)	1980, 1985, 1990, 1995, 2000	Emissões de CO <sub>2</sub> e outros indicadores de desenvolvimento	Painel de dados	Uma <i>dummy</i> para os países da África Subsaara	_____	A variável de emissões de CO <sub>2</sub> apresentou a forma de “U” invertido.
De Bruyn <i>et al.</i> (1998)	4 países (Holanda, Reino Unido, USA, Alemanha)	1960-1993	Emissões de CO <sub>2</sub> , NO <sub>x</sub> e SO <sub>2</sub>	Painel de dados	Preços de insumos relacionados	_____	Uma forma CKA não foi encontrada.
Lucena (2005)	Brasil	1970-2003	Emissões de CO <sub>2</sub>	Série temporal	Uma variável de abertura comercial	_____	Não foram encontradas evidências de uma CKA, no caso das emissões de CO <sub>2</sub> .

Fonte: Elaboração do autor



**Quadro 03 – Resumo dos trabalhos econométrico-espaciais sobre a CKA**

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variável dependente</b>	<b>Tipos de dados</b>	<b>Variáveis adicionais</b>	<b>Ponto de inflexão</b>	<b>Conclusões</b>
Maddison (2006)	135 países	1990 e 1995	SO <sub>2</sub> , NO <sub>x</sub> , VOC e CO	Painel de dados com dependência espacial	<i>dummies</i> do Protocolo de Helsinki de 1985 e Protocolo de Sofia de 1988 e uma variável de tendência para mensurar o progresso tecnológico	_____	Não foi encontrado um “U” invertido em nenhuma das equações apresentadas.
Rupasingha <i>et al.</i> (2004)	Regiões do EUA	1997	Liberação de Tóxicos do EPA	Painel de dados com dependência espacial	densidade populacional, grau de escolaridade, etnia, desigualdade de renda, <i>dummies</i> para áreas urbanizadas e para áreas rurais, e uma variável que dá a razão do emprego na manufatura pelo total de emprego da economia.	Entre \$21.000 e \$23.000	Corroborou as hipóteses da CKA, porém o termo ao cubo foi positivo, indicando que o crescimento contínuo da renda não garante um melhoramento contínuo da qualidade ambiental e que a relação CKA em relação à liberação tóxica é temporária.
Poon <i>et al.</i> (2006)	Regiões da China	1998 a 2004	Emissões de SO <sub>2</sub> ,	Painel de dados com dependência espacial	Variáveis de energia, transportes e comércio	_____	A análise encontra a forma de “U” invertido e os modelos de dependência espacial indicaram que o aumento das exportações <i>per capita</i> melhora a qualidade ambiental.
Stern (2000)	16 países da Europa Ocidental	1960-1990	Emissões de SO <sub>2</sub> ,	Painel de dados com dependência espacial	Tendência de tempo	\$8.195	As estimativas dos parâmetros auto-regressivos para os resíduos mostraram que é uma variável integrada e conseqüentemente o modelo não cointegra.

Fonte: Elaboração do autor

### 3. METODOLOGIA

A metodologia utilizada no presente trabalho contém uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e um modelo de regressão econométrica que considera a dependência espacial por meio de uma análise de dados em painel.

O objetivo da AEDE é ajudar na identificação do modelo econométrico-espacial mais apropriado. Para isso, um conjunto de técnicas será empregado, tais como, descrever e visualizar a distribuição espacial das variáveis estudadas, principalmente a dinâmica espacial das emissões de CO<sub>2</sub> nos diversos países ao longo do tempo; descobrir padrões de associação espacial sob a forma de *clusters*; identificar observações atípicas (*outliers* espaciais); e sugerir diferentes regimes espaciais e outras formas de instabilidade ou não-estacionariedade espacial.

O modelo econométrico com dependência espacial pretende verificar se existe uma CKA global tradicional, apresentando uma curva na forma de “U” invertido, e sua relação com o Protocolo de Quioto. Também analisar quais são as variáveis importantes para explicar as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* nos diversos países, e identificar se as características de um país influenciam os países vizinhos por meio dos efeitos de transbordamentos.

Assim, este capítulo está dividido da seguinte forma, a primeira parte apresenta a formalização do modelo teórico da CKA, em seguida são apresentadas as técnicas da AEDE, após tem-se os procedimentos de estimação de modelos de dados em painel com dependência espacial. Por fim, descreve-se o modelo empírico e as suas variáveis.

### 3.1 Hipótese da CKA

A existência de um caminho em direção a qualidade ambiental implica que existe uma variação sistemática no indicador de degradação ambiental associada com um crescente nível de renda *per capita*, sendo que esta relação é comum para todos os países. Essa relação na forma reduzida é postulada na forma funcional de U-invertido e é estimada para cada indicador de degradação ambiental por meio da análise de dados em painel entre países/regiões. Variáveis exógenas também são incluídas no modelo: em particular, variáveis *dummy* de intercepto específicas a cada país/região para permitir o impacto diferencial dos recursos naturais sobre a qualidade ambiental; uma tendência linear de tempo representando a possibilidade de mudança tecnológica; e uma variável de intensidade de comércio para representar a abertura comercial (COLE *et al.*, 1997).

Assim, o modelo básico é:

$$E_{it} = f(Y_{it}, \mu_{it}, X_{it}) \quad (1)$$

onde  $E_{it}$  denota o indicador ambiental na forma *per capita* do país  $i$  no ano  $t$ ;  $Y_{it}$  representa a renda *per capita* do país  $i$  no ano  $t$ ;  $\mu_{it}$  são os efeitos específicos não-observados a cada país;  $i = 1, \dots, N$  países,  $t = 1, \dots, T$  anos; e  $X_{it}$  representa os fatores exógenos, tal como a intensidade de comércio e o nível de tecnologia do país  $i$  no ano  $t$ .

Os padrões da CKA descobertos em pesquisas empíricas dependem dos tipos de poluentes investigados e dos modelos e métodos usados na estimação. Selden e Song (1994) apresentaram quatro argumentos teóricos a favor da curva na forma de “U” invertido para os poluentes do ar, os quais podem ser listados como: (1) elasticidade-renda positiva para qualidade ambiental; (2) mudanças estruturais na produção e consumo associadas com rendas maiores; (3) informação crescente sobre as conseqüências ambientais das atividades econômicas quando a renda aumenta; e (4) ampliação do comércio internacional e sistemas políticos mais abertos com níveis crescentes de renda.

Outros autores, como Pezzey (1989), argumentam que tal relação na forma de “U” invertido não se sustenta no longo prazo. Ele prevê uma chamada curva no modelo de “N” que exhibe o mesmo padrão da curva de “U” invertido inicialmente, porém após certo nível de renda, a relação entre pressão ambiental e renda é positiva novamente. O “descolamento” é, dessa forma, considerado um fenômeno temporário. Por exemplo, uma vez que os

melhoramentos na eficiência tecnológica ou as oportunidades de redução no uso de recursos sejam exauridos ou se tornem muito caros, o crescimento adicional da renda resultará em degradação ambiental líquida.

### **3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)**

Segundo Almeida *et al.* (2006), a análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) trata diretamente dos efeitos decorrentes da dependência espacial e heterogeneidade espacial. O objetivo desse método é apresentar a distribuição espacial, os padrões de associação (*clusters* espaciais), verificar a existência de regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não estacionariedade) e identificar as observações atípicas (*outliers*).

Os indicadores da análise exploratória são as ferramentas utilizadas na caracterização do arranjo espacial dos eventos. Esses indicadores buscam avaliar não só a posição absoluta dos eventos no espaço, mas também identificar a sua distribuição relativa, com o objetivo de detectar padrões de aglomerações espaciais, verificando se os eventos observados apresentam algum tipo de padrão sistemático ou se estão distribuídos aleatoriamente no espaço. Os indicadores que consideram todas as observações da autocorrelação espacial são conhecidos como estatísticas globais, já os que fazem a avaliação da autocorrelação espacial para cada observação especificamente são denominados de estatísticas locais.

O primeiro passo na implementação da AEDE é definir uma matriz de pesos espaciais ( $W$ ), que procura refletir um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno a ser estudado. A determinação de  $W$  e as principais técnicas da AEDE serão descritas nas próximas subseções.

#### **3.2.1 A Matriz de Pesos Espaciais**

Para implementar tanto o modelo econométrico como a AEDE, é preciso definir uma matriz de pesos espaciais. O papel dessa matriz é refletir um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno a ser estudado. É razoável supor que no estudo de vários acontecimentos, países vizinhos tenham uma interação mais forte entre si do que países que não são contíguos. De forma análoga, países mais distantes entre si teriam uma menor interação. Assim, a matriz de pesos espaciais deve ser construída com o intuito de capturar toda a autocorrelação.

É importante notar que os elementos da matriz de pesos são não-estocásticos e exógenos ao modelo. Tipicamente, eles são baseados na disposição geográfica das observações, ou contigüidade. Pesos são não-nulos quando duas localidades desfrutam de uma fronteira comum, ou dentro de certa distância uma da outra. De qualquer forma, existem especificações alternativas da matriz de pesos espaciais, tais como a diminuição da distância (distância inversa ou distância inversa ao quadrado), a estrutura de uma rede social, a distância econômica,  $k$  vizinhos mais próximos, ou medidas de interação baseadas no comércio. Nenhuma dessas matrizes está isenta de limitações (ANSELIN, 1988).

Formalmente, considerando-se  $N$  regiões:

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & \dots & w_{1N} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ w_{N1} & \dots & w_{NN} \end{bmatrix} \quad (2)$$

em que  $w_{ij}$  é a influência que o país  $i$  exerce sobre o país  $j$ .

A escolha da matriz de pesos espaciais é muito importante em uma análise econométrica e AEDE, pois os resultados são sensíveis a esta seleção (ALMEIDA *et al.*, 2006). No caso da análise da CKA, é inevitável que os dados não estejam disponíveis para um ou mais países, e isto cria uma dificuldade ainda maior na escolha da matriz de pesos espaciais. Portanto, com a finalidade de reduzir o problema de “ilhas”<sup>13</sup>, foi utilizada neste trabalho a matriz  $W$  baseada na idéia dos  $k$  vizinhos mais próximos,  $w_{ij}(k)$ . Trata-se de uma matriz binária cuja convenção de vizinhança é baseada na distância geográfica. Formalmente:

$$w_{ij}(k) = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (3)$$

onde  $d_i(k)$  é a distância<sup>14</sup> de corte para o país  $i$  especificamente, a fim de que este país tenha  $k$  vizinhos. Por convenção, é assumido que  $w_{ii}(k) = 0$ <sup>15</sup>. Mais precisamente,  $d_i(k)$  é a menor distância para o país  $i$  a fim de que ele possua exatamente  $k$  vizinhos. E essa distância crítica varia de país para país.

<sup>13</sup> São chamadas “ilhas” aquelas regiões que não possuem fronteira geográfica com nenhuma outra localidade.

<sup>14</sup> É a distância euclidiana.

<sup>15</sup> Significa que uma região não influencia a si própria.

Com o intuito de tornar menos arbitrária a escolha de um valor para  $k$ , será adotado o procedimento definido por Baumont (2003): primeiro estima-se o modelo econométrico por MQO; após testam-se os resíduos para autocorrelação espacial por intermédio do valor da estatística  $I$  de Moran, usando  $n$  matrizes de  $k$  vizinhos mais próximos (variando  $n$  de  $k = 1$  a  $k = 20$ ); e por fim, define-se  $k$  como aquele que gerar o mais alto valor do  $I$  de Moran.

### 3.2.2 Indicadores de Autocorrelação Espacial

Um outro mecanismo útil para implementar a AEDE e a econometria espacial é o operador de defasagem espacial. Para a construção desse operador, a literatura apresenta a solução que consiste na utilização dos pesos espaciais para se obter uma medida da variável defasada para uma dada localidade. O operador de defasagem espacial de uma variável qualquer  $y$ , formalmente  $Wy$ , pode ser interpretado como a média do valor dessa variável nas localidades vizinhas (ALMEIDA *et al.*, 2006).

A estatística  $I$  de Moran fornece a indicação formal do grau de associação linear entre os vetores de valores observados de uma variável de interesse no tempo  $t$  ( $z_t$ ) e a média ponderada dos valores na vizinhança, ou as defasagens espaciais ( $Wz_t$ ). Valores de  $I$  maiores (ou menores) do que o valor esperado  $E(I) = -1/(N - 1)$  significa que existe autocorrelação positiva (negativa) (ALMEIDA *et al.*, 2007). A estatística  $I$  de Moran é definida como:

$$I_t = \left( \frac{N}{S_0} \right) \left( \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, N \quad (4)$$

onde  $z_t$  é o vetor de  $N$  observações para o ano  $t$ , na forma de desvio em relação à média;  $W$  é a matriz de pesos espaciais, cujo os elementos na diagonal principal  $w_{ii}$  são iguais a zero, enquanto os elementos  $w_{ij}$  indicam a forma como o país  $i$  está espacialmente conectado ao país  $j$ . O termo  $S_0$  é um escalar igual a soma de todos os elementos de  $W$ .

Se a matriz de pesos espaciais é normalizada na linha<sup>16</sup>, ou seja, quando a soma dos elementos de cada linha é igual a 1, e expressão (4) se torna:

<sup>16</sup> A estatística  $I$  de Moran calculada no presente trabalho utiliza a matriz de pesos espaciais normalizada na linha, conforme a expressão (5).

$$I_t = \left( \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, N \quad (5)$$

Se a autocorrelação apresentar valor positivo, indica que os países que apresentam elevados (baixos) valores de um atributo são vizinhos de outros países que também apresentam elevados (baixos) valores desse mesmo atributo. E, se o  $I$  de Moran apresentar valor negativo, significa que países que possuem elevados (baixos) valores de um atributo são rodeados por países que apresentam baixos (elevados) valores desse mesmo atributo.

Outra medida de autocorrelação espacial global é a estatística  $c$  de Geary, onde o pressuposto é a ausência de dependência espacial nos dados. A fórmula é dada por:

$$c = \frac{N-1}{2} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (6)$$

O valor do  $c$  de Geary situa-se entre 0 e 2, ao passo que o seu valor esperado é 1. Valores menores que o seu valor esperado ( $0 < c < 1$ ) indicam autocorrelação espacial positiva, enquanto valores maiores que 1 ( $1 < c < 2$ ) indicam autocorrelação espacial negativa. À medida que  $N$  eleva-se, a estatística  $c$  é distribuída assintoticamente de acordo com uma normal (ALMEIDA, 2007).

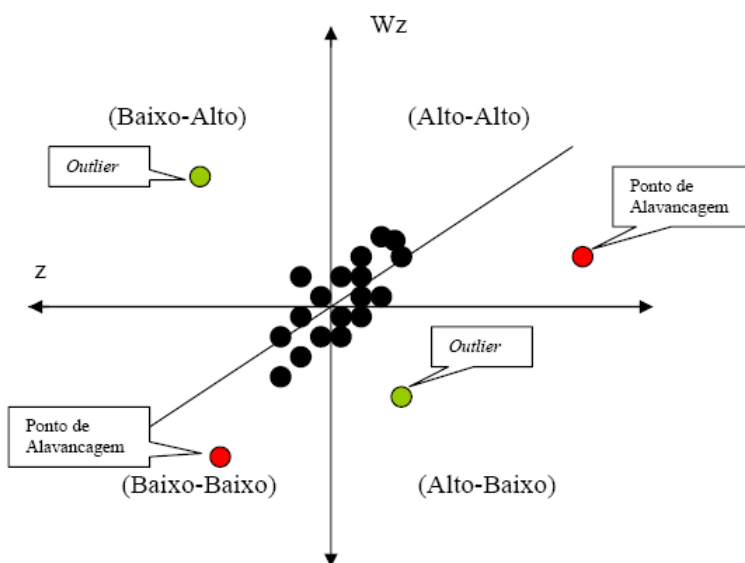
A estatística  $G$  de Getis-Ord também mede a autocorrelação espacial global e de acordo com Almeida (2007) pode ser definida como:

$$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j} \quad (7)$$

onde  $w_{ij}(d)$  é uma matriz de pesos do tipo descrito na seção 3.2.1, a qual define um conjunto de vizinhos para cada país como aquelas observações que fiquem dentro de uma distância crítica ( $d$ ). A interpretação dessa estatística difere das estatísticas  $I$  e  $c$ . Um valor positivo de  $G$  significa que um país com elevado valor para a variável  $y$  é rodeado por países que também apresentam um elevado valor de  $y$ . Já um valor negativo de  $G$  indica que um país com baixo valor é circunvizinho de países ostentando baixos valores de  $y$  (ALMEIDA, 2007).

Segundo Anselin (1996), o diagrama de dispersão de Moran é uma das formas de interpretar a estatística  $I$  de Moran, pois trata-se de uma representação do coeficiente de regressão e permite visualizar a correlação linear entre  $z$  e  $Wz$  por meio do gráfico das duas variáveis. O coeficiente do  $I$  de Moran será a inclinação da curva de regressão de  $Wz$  contra  $z$  e indicará seu grau de ajustamento. O diagrama de dispersão de Moran é dividido em quatro quadrantes como pode ser visualizado pela Figura 3.

**Figura 3 – Diagrama de Dispersão de Moran**



Fonte: Elaboração do autor baseado em Barreto (2007)

Os quadrantes do diagrama correspondem a quatro padrões de associação espacial entre os países e seus vizinhos, e a inclinação da curva sugere um padrão de autocorrelação positivo. O 1º quadrante (Alto-Alto) apresenta os países que apresentam altos valores de uma determinada variável que são rodeados por outros países que também apresentam altos valores desta variável. O 2º quadrante (Baixo-Alto) revela os países que possuem baixos valores de uma variável e são vizinhos de países que têm altos valores. O 3º quadrante (Baixo-Baixo) é constituído por países que apresentam baixos valores cercados por países que também apresentam baixos valores. E, por fim, o 4º quadrante (Alto-Baixo) mostra os países com altos valores da variável de interesse que são vizinhos de países que apresentam baixos valores. A limitação desse diagrama diz respeito à ausência de avaliação da incerteza estatística dos *clusters* (ALMEIDA *et al.*, 2006).

Por meio do diagrama de dispersão de Moran (Figura 3), também é possível detectar *outliers* ou pontos de alavancagem. *Outliers* dizem respeito aos países que não



seguem o mesmo processo de dependência espacial que a maioria dos dados, exercendo, com isso, uma influência espúria sobre a medida global de autocorrelação espacial. Os pontos de alavancagem são as observações cujos valores têm grande influência sobre a reta de regressão ( $Wz$  contra  $z$ ).

Segundo Maranduba Júnior (2007), se há uma indicação de autocorrelação espacial positiva (a inclinação da reta de regressão é positivamente inclinada) para uma variável de interesse, portanto, com a maioria das observações localizando-se nos quadrantes AA e BB, um *outlier* espacial será um país com um valor muito elevado (baixo) em relação aos seus vizinhos e que esteja no quadrante AB (BA), indicando um padrão espacial distinto do restante dos dados. Ou seja, são países que se localizam a mais de dois desvios-padrão do centro, e estão nos quadrantes AB ou BA. Se essas observações estão nos quadrantes AA ou BB, são chamadas de pontos de alavancagem. A detecção de *outliers* globais também pode ser feita através dos recursos do cartograma<sup>17</sup> e do *box map*<sup>18</sup>.

Os resultados apresentados no diagrama de dispersão de Moran podem ser mapeados, constituindo o chamado mapa de dispersão de Moran, porém, assim como acontece com o diagrama, o mapa apresenta grupos de autocorrelação espacial tanto estatisticamente significativos quanto não significativos. Portanto, as estatísticas de autocorrelação global não têm a capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local, estatisticamente significativa (ALMEIDA *et al.*, 2006).

Em virtude disso, são utilizados os indicadores de autocorrelação local que examinam os padrões de associação espacial em maiores detalhes. Segundo Anselin (1995), um Indicador Local de Associação Espacial (*Local Indicator of Spatial Association – LISA*) baseado no  $I$  de Moran pode ser especificado como:

$$I_{i,t} = \frac{(y_{i,t} - \mu_t)}{m_0} \sum_j (y_{i,t} - \mu_t)^2 \quad \text{sendo} \quad m_0 = \frac{(y_{i,t} - \mu_t)^2}{N} \quad (8)$$

onde  $y_{i,t}$  é a observação de uma variável de interesse no país  $i$  para o ano  $t$ ,  $\mu_t$  é a média das observações entre os países para o ano  $t$  para a qual o somatório em relação à  $j$  é tal que somente os valores vizinhos de  $j$  são incluídos.

<sup>17</sup> Representa um mapa em que os polígonos irregulares representando as regiões são substituídos por círculos proporcionais ao valor da variável de interesse da análise. O cartograma é baseado no *box plot*, que define um *outlier* global como uma observação que foge muito do restante das outras tanto para cima (superior) quanto para baixo (inferior).

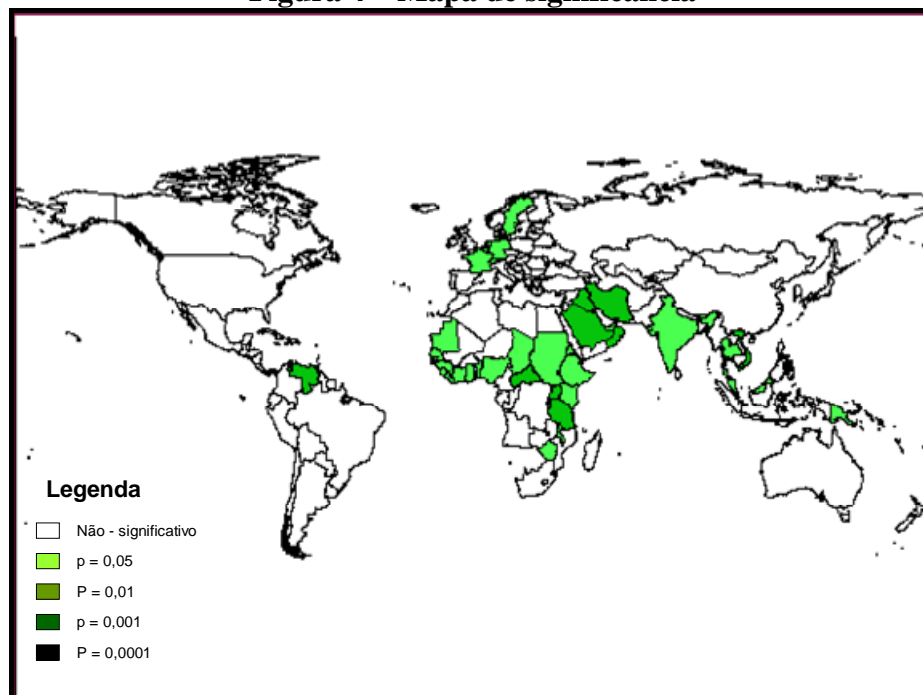
<sup>18</sup> O *box map* detecta *outliers* superiores e inferiores, baseando-se no *box plot*.

A estatística pode ser representada da seguinte maneira: valores positivos de  $I_{i,t}$  significam que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); e valores negativos significam que há *clusters* com valores diferentes entre os países e seus vizinhos.

Segundo Anselin (1995), um Indicador Local de Associação Espacial (LISA) será qualquer estatística que satisfaça dois critérios: i) um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais, significativos estatisticamente, de valores similares em torno da vizinhança de uma determinada observação (país); ii) o somatório dos LISAs, para todos os países, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global.

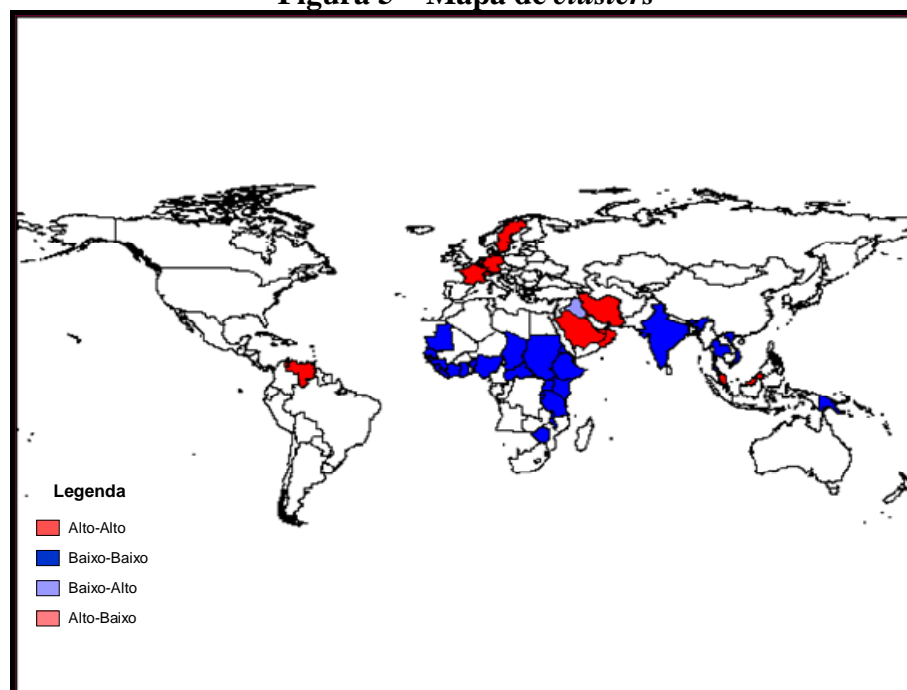
O mapa de *clusters*, que pode ser visto na Figura 5, combina a informação do mapa de dispersão de Moran e a informação do mapa de significância das medidas de associação local  $I_i$  (Figura 4). O mapa ilustra a classificação da associação espacial em quatro categorias (AA, BB, AB, BA) estatisticamente significantes.

**Figura 4 – Mapa de significância**



Fonte: Elaboração própria com base no programa GeoDa

**Figura 5 – Mapa de *clusters***



Fonte: Elaboração própria com base no programa GeoDa

### 3.2.3 Autocorrelação e Heterogeneidade Espaciais

Segundo Anselin (2001), em uma amostra de dados do tipo *cross-section*, os efeitos espaciais estão ligados à dependência ou autocorrelação espacial e/ou à heterogeneidade espacial. A heterogeneidade é a instabilidade estrutural na forma de variância dos erros não-constantes (heterocedasticidade) ou nos modelos de coeficientes (coeficientes variáveis ou regimes espaciais).

De qualquer forma, existem razões pelas quais é importante considerar explicitamente a heterogeneidade espacial. A estrutura por trás da instabilidade é espacial (ou geográfica), no sentido de que a localização das observações é fundamental para determinar a forma da instabilidade. Por exemplo, grupos heterocedásticos podem ser modelados quando as variâncias dos erros são diferentes para subconjuntos geográficos distintos dos dados.

Por outro lado, de acordo com Anselin e Bera (1998), a “autocorrelação espacial” pode ser definida como a coincidência de valores similares em localidades próximas. Isto é, valores altos ou baixos para uma variável aleatória tendem a agrupar-se no espaço (autocorrelação espacial positiva) ou as localidades tendem a ser rodeadas por vizinhos com valores muito dissimilares (autocorrelação espacial negativa).

A dependência espacial se refere ao fato de que uma observação em uma amostra *cross-section* depende de outras observações. Anselin (1988) descreve isto como a existência

de uma relação funcional entre o que acontece em um ponto no espaço e o que acontece ao seu redor. Mais formalmente, assumimos  $i$  e  $j$  como duas observações e que a dependência espacial é representada como:

$$y_i = f(y_j) \quad \text{onde } i = 1, \dots, N, j \neq i \quad (9)$$

Quando se trabalha com dados espaciais, é muito provável que não se verifique a hipótese nula de aleatoriedade, o que significa que a  $Cov(y_i, y_j) \neq 0$  para algumas unidades geográficas  $i$  e  $j$ . Para considerar de maneira explícita esta dependência espacial detectada, deve-se distinguir entre o chamado modelo de erro espacial ou modelo de efeitos não-modelados e o modelo de defasagem espacial ou modelo de efeitos modelados. No primeiro, a dependência espacial incorpora-se no termo de erro da regressão, enquanto no segundo implica uma média ponderada dos valores da variável dependente nas localidades vizinhas (BARRETO, 2007).

Quando a dependência espacial aparece na forma de erro espacial, este é manifestado no termo de erro e é dado por efeitos não-modelados por conta da falta de medida adequada, que por sua vez, não são distribuídos aleatoriamente no espaço, mas estão espacialmente autocorrelacionados. Por outro lado, o modelo de defasagem espacial pode sugerir a existência de um processo de difusão (eventos num lugar predizem um incremento na probabilidade de que sucedam eventos similares em lugares vizinhos) ou de um possível processo de competência (eventos num lugar predizem uma diminuição na probabilidade de que sucedam eventos similares em lugares vizinhos).

### 3.3 Análise Econométrica de Dados em Painel

Um conjunto de dados em painel são observações de variáveis/atributos individuais coletados de uma mesma amostra de indivíduos em vários períodos de tempo. Segundo Hsiao (2002), além da vantagem que o painel permite em construir e testar modelos comportamentais mais complicados do que os dados na forma de *cross-section* ou de séries de tempo, o uso de dados em painel fornece um meio de resolver ou reduzir a magnitude de um problema econométrico chave que surge frequentemente em estudos empíricos, ou seja, a afirmativa de que a razão para encontrar (ou não encontrar) certos efeitos é a presença de variáveis omitidas (não-medidas ou não-observadas) que estão correlacionadas com as

variáveis explanatórias. Por utilizar informações sobre a dinâmica temporal e a individualidade das entidades sob investigação, o painel controla melhor, de uma forma mais natural, os efeitos de variáveis não-observadas ou omitidas.

De acordo com Hsiao (2002), conjuntos de dados em painel apresentam maiores vantagens por fornecer ao pesquisador uma maior quantidade de dados, aumentando os graus de liberdade e reduzindo a colinearidade entre as variáveis explanatórias, e então, melhorando a eficiência das estimativas econométricas.

E segundo Marques (2000), os dados em painel permitem identificar e medir efeitos que não seriam pura e simplesmente detectáveis em estudos exclusivamente seccionais ou temporais, bem como construir e testar modelos comportamentais complexos.

A análise de dados em painel fornece uma maneira de controlar a heterogeneidade espacial não observada, porém específica a cada observação da amostra. Os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadoras dos indivíduos, entendidos como “unidade estatística de base”. Essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos temporais ou seccionais que não tenham em conta tal heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente enviesados (MARQUES, 2000).

No entanto, de acordo com Marques (2000), a análise econométrica com dados em painel não está isenta de problemas, nomeadamente porque:

i) aumenta o risco de se ter amostras incompletas ou com graves problemas de escolha de dados, bem como a importância dos erros de medida;

ii) se uma população é um conjunto de decisões que se refletem em diferentes histórias individuais, estas terão que ser representadas como variáveis aleatórias idiossincráticas (ou seja, específicas a cada indivíduo) e que certamente estarão correlacionadas não apenas com a variável dependente, mas também com o conjunto das variáveis explicativas, o que causa diversos problemas ao nível da identificação e estimação dos modelos;

iii) ocorre o chamado enviesamento de heterogeneidade, isto é, o enviesamento resultante de uma má especificação pela não consideração de uma eventual diferenciação dos coeficientes ao longo das unidades seccionais e/ou ao longo do tempo;

iv) surgem problemas relacionados com o enviesamento de seleção (*selectivity bias*), ou seja, erros resultantes da escolha dos dados que leva a que estes não constituam uma amostra aleatória. Incluem questões como a auto-seletividade (amostras truncadas) e ausência

de resposta ou atrito (exclusão de indivíduos em sucessivas rodadas devido à morte ou alteração de residência, por exemplo).

Os modelos de dados em painel podem ser: a) modelo com efeitos fixos – a princípio, recomendado quando a análise de regressão é limitada a um conjunto preciso de indivíduos ou regiões ou; b) modelos com efeitos aleatórios – recomendado quando se tem certo número de indivíduos aleatoriamente sorteados de uma população (WOOLDRIDGE, 2002).

Segundo Elhorst (2003), as unidades espaciais possuem características distintas específicas a cada unidade *cross-section*, porém que não variam ao longo do tempo. Essas características afetam a variável dependente, mas são de difícil mensuração. Não considerar essas variáveis aumenta o risco de se obter resultados de estimação viesados. Uma solução é introduzir uma variável de intercepto  $\mu$ , para representar o efeito dessas variáveis omitidas que são peculiares para cada unidade espacial considerada.

O modelo na forma empilhada é:

$$y_t = X_t\beta + \mu + u_t \quad \text{com } i = 1, \dots, N \quad \text{e } t = 1, \dots, T \quad (10)$$

onde  $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{Nt})'$ ,  $X_t = (X'_{1t}, \dots, X'_{Nt})'$ ,  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$  e  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ . Condicional à especificação da variável de intercepto, a equação de regressão pode ser estimada como um modelo de efeitos fixos ou aleatórios.

O modelo de efeitos aleatórios considera o componente não-observável e invariante no tempo  $\mu$ , que é específico a cada região, não como sendo fixo, mas sim como uma variável aleatória. A hipótese substantiva a este modelo é a condição de que o efeito não-observado específico a cada indivíduo não é correlacionado com as variáveis independentes, ou seja,  $E(\mu / X) = 0$ .

O modelo de efeitos fixos assume que as diferenças das unidades são captadas nos diferentes interceptos. Desse modo, o efeito fixo  $\mu$  é o efeito específico não-observável constante ao longo do tempo e variável através dos países, atribuíveis a características de cada região (BARRETO, 2007). Esses efeitos pretendem capturar o fato de os países não serem homogêneos, isto é, existe heterogeneidade nas estruturas econômicas, sociais e políticas entre eles. Isso equivale a considerar um modelo em que o intercepto seja diferente para cada país considerado. Nesse caso, uma variável *dummy* é introduzida para cada unidade espacial como medida da variável de intercepto.

O modelo de efeitos fixos é baseado na hipótese fundamental de que  $\mu$  está correlacionado com  $X_t$ , ou seja,  $E(\mu/X) \neq 0$ . Assume-se, também que  $E(u_i) = 0$ ,  $E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_T$  e  $E(u_i u_j') = 0$ , se  $i \neq j$ , com  $I_T$  denotando uma matriz identidade  $T \times T$  (HSIAO, 2002).

O procedimento computacional para estimar o parâmetro de inclinação nesse modelo não requer que a variável *dummy* para os efeitos individuais sejam incluídos na matriz de variáveis explanatórias. Necessitam-se somente as médias das observações das séries temporais para cada unidade *cross-section* separadamente, transformando as variáveis observadas pela subtração da média da série temporal, e então aplicar o MQO aos dados transformados (HSIAO, 2002).

Para os efeitos fixos, tem-se que:

- i)  $E(u_{it} / X_{i1}, \dots, X_{it}, \beta_{ik}) = 0$ ;
- ii)  $(X_{i1}, \dots, X_{it}, Y_{i1}, \dots, Y_{it})$ ,  $i = 1, \dots, n$  são amostras *i.i.d.* de sua distribuição conjunta;
- iii) não há multicolinearidade perfeita; e
- iv)  $Cov(u_{it}, u_{is} / X_{it}, X_{is}, \beta_{1t}) = 0$  para  $t \neq s$ .

No presente trabalho, a seleção do modelo a ser utilizado será feita com base no teste Hausman. Se a hipótese nula ( $H_0$ : a diferença nos coeficientes não é sistemática) for rejeitada, o modelo de efeitos fixos será o mais adequado na estimação do modelo. A próxima subseção discute o teste Hausman em maiores detalhes.

### 3.3.1 O Teste Hausman

Na seção anterior foi feita uma distinção entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios. Uma questão inevitável é: qual deles deve ser usado? De um ponto de vista prático, a abordagem da variável *dummy* é custosa em termos de perda de graus de liberdade. Por outro lado, a abordagem de efeitos fixos tem uma virtude considerável. Existe pouca justificativa para tratar os efeitos individuais como não correlacionados com as variáveis explicativas, como é assumido pelo modelo de efeitos aleatórios. As estimativas para o modelo de efeitos aleatórios podem sofrer de inconsistência devido a esta correlação entre as variáveis explicativas e o efeito específico (GREENE, 2003).

Segundo Hausman (1978), a escolha da especificação mais adequada parece levar em conta duas considerações, uma lógica e outra estatística. A consideração lógica refere-se a

descobrir se o  $\mu$  pode ser considerado aleatório e retirado de uma distribuição *i.i.d.*. A consideração estatística diz respeito a comparar o viés e a eficiência dos dois estimadores nas estimativas dos  $\beta$ 's (coeficientes de inclinação). Os estimadores se tornam idênticos quando  $T \rightarrow \infty$ , porém não é o caso da maioria dos trabalhos econométricos em que  $N$  é grande relativo a  $T$ . Portanto, nesse caso, a diferença entre os estimadores é um problema importante.

Johnston e Dinardo (1997) enfatizam que os dois estimadores têm diferentes propriedades dependendo da correlação entre  $\mu$  e os regressores  $X_i$ . Especificamente:

1. Se os efeitos específicos não-observados não são correlacionados com as variáveis explanatórias, o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente. O estimador de efeitos fixos é consistente, porém não é eficiente.

2. Se os efeitos são correlacionados com as variáveis explanatórias, o estimador de efeitos fixos é consistente e eficiente, porém o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente.

O teste estatístico Hausman é distribuído assintoticamente como  $\chi^2$  com  $k$  graus de liberdade sob a hipótese nula que o estimador de efeitos aleatórios é correto.

Portanto, o teste Hausman é realizado sobre o modelo de efeitos aleatórios. O modelo, segundo Johnston e Dinardo (1997), é dado por:

$$y_{it} = X_{it}\beta + u_{it} \quad (11.a)$$

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11.b)$$

em que é importante reafirmar que a suposição substantiva que distingue esse do modelo de efeitos fixos é que o efeito específico não-observado  $\mu$  não está correlacionado com  $X_i$ .

Segundo Greene (2003), sob a hipótese nula, as duas estimativas não deveriam diferir sistematicamente, e um teste poderia ser baseado sobre a diferença entre elas. Outro ingrediente essencial para o teste é a matriz de covariância do vetor de diferenças,  $[\mathbf{b} - \hat{\beta}]$ :

$$\text{Var}[\mathbf{b} - \hat{\beta}] = \text{Var}[\mathbf{b}] + \text{Var}[\hat{\beta}] - \text{Cov}[\mathbf{b}, \hat{\beta}] - \text{Cov}[\mathbf{b}, \hat{\beta}] \quad (12)$$

onde  $\mathbf{b}$  é a estimativa para o modelo de efeitos aleatórios e  $\hat{\beta}$  é a estimativa para o modelo de efeitos fixos.



O resultado essencial de Hausman é que a covariância de um estimador eficiente com sua diferença de um estimador ineficiente é zero, o que implica que:

$$\text{Cov}[(\mathbf{b} - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = \text{Cov}[\mathbf{b}, \hat{\beta}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = 0 \quad (13.a)$$

ou que:  $\text{Cov}[\mathbf{b}, \hat{\beta}] = \text{Var}[\hat{\beta}]$  (13.b)

Inserindo esse resultado (13) em (12) produz a matriz de covariância necessária para o teste:

$$\text{Var}[\mathbf{b} - \hat{\beta}] = \text{Var}[\mathbf{b}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = \psi \quad (14)$$

O teste  $\chi^2$ -quadrado é baseado sobre o critério Wald:

$$W = \chi^2 [K - 1] = [\mathbf{b} - \hat{\beta}]' \hat{\psi}^{-1} [\mathbf{b} - \hat{\beta}] \quad (15)$$

Para  $\hat{\psi}$  são usadas as matrizes de covariância do estimador de inclinação do modelo de efeitos fixos e a matriz de covariância do modelo de efeitos aleatórios, excluindo o termo constante. Sob a hipótese nula,  $W$  tem uma distribuição qui-quadrado com  $K - 1$  graus de liberdade.

Dessa forma, um teste natural da hipótese nula é considerar as diferenças entre os dois estimadores,  $q = [\mathbf{b} - \hat{\beta}]$ . Se nenhuma falha na especificação estiver presente, então  $\hat{q}$  seria próximo de zero. Se a especificação de efeitos aleatórios é correta, as duas estimativas deveriam ser próximas uma da outra, mais do que diferir amplamente (HAUSMAN, 1978).

### 3.3.2 Modelos de Dados em Painel com Dependência Espacial

De acordo com Elhorst (2003), em modelos de dados em painel que incorporam um componente espacial podem ocorrer dois problemas. O primeiro é que a dependência espacial pode existir entre as observações em um dado ponto no tempo. O fato que a distância afeta o comportamento econômico é a principal razão para uma observação associada com um local específico ser dependente de outras observações em outros locais. Ao especificar a dependência espacial entre as observações, o modelo pode incorporar um processo

autoregressivo no termo de erro, ou o modelo pode conter uma variável dependente defasada espacialmente. O primeiro modelo é conhecido como o *modelo de erro espacial* e o segundo como o *modelo de defasagem espacial*.

O segundo problema surge potencialmente quando os dados em painel têm um componente locacional e os parâmetros não são homogêneos através do espaço, mas variam através dos diferentes pontos geográficos (ELHORST, 2003). A heterogeneidade espacial é expressa nos coeficientes das variáveis explanatórias. No modelo de efeitos fixos, por exemplo, o intercepto é permitido variar entre as unidades espaciais.

### 3.3.2.1 Modelo de Efeitos Fixos

Segundo Elhorst (2003) e Anselin (2003), o modelo de dados em painel espacial com efeitos fixos na forma empilhada, com  $N$  observações *cross-section* e  $T$  observações de séries temporais pode ser apresentado como se segue:

$$y_t = \mu + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + u_t, \quad \text{para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (16.a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad \text{tal que } \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I) \quad (16.b)$$

em que  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$  é o vetor de observações da variável dependente,  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$  é o vetor de intercepto que captura os efeitos fixos de cada unidade espacial;  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$  é um vetor a ser estimado,  $X_t = (X_{kt}', \dots, X_{Nt}')'$  é uma matriz de observações das variáveis explicativas;  $W_1$  e  $W_2$ <sup>19</sup> são matrizes de pesos espaciais;  $\tau = (\tau_1, \dots, \tau_k)'$  é um vetor de coeficientes das externalidades da regressão,  $W_1 X_t = (W_1 X_{kt}', \dots, W_1 X_{Nt}')'$  é a matriz que representa a defasagem espacial das variáveis explicativas (alguns elementos de  $W_1 X_t$  podem ser nulos, pois nem todas as defasagens de todas as variáveis independentes precisam ser colocadas na regressão);  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$  é o termo de erro autocorrelacionado; e  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$  é um vetor de erros *i.i.d.* com variância  $\sigma^2$ .  $W_1 y_t = (W_1 y_{1t}, \dots, W_1 y_{Nt})'$  é o vetor da variável dependente defasada e  $\rho$  é o parâmetro de defasagem auto-regressiva

<sup>19</sup>  $W_1$  e  $W_2$  são matrizes de pesos espaciais diferentes, para evitar o problema de identificação do modelo.

$(-1 < \rho < 1)$ ;  $W_2u_t = (W_2u_{1t}, \dots, W_2u_{Nt})'$  é o vetor de defasagem do termo de erro<sup>20</sup> e  $\lambda$  representa o parâmetro auto-regressivo espacial  $(-1 < \lambda < 1)$ .

Admite-se  $\mu$  como constante no tempo, assumindo que as diferenças das unidades são captadas nos diferentes interceptos, sendo que os coeficientes que denotam a inclinação são iguais entre as unidades. Os efeitos fixos capturam a heterogeneidade não-observável existente nas estruturas econômicas, sociais e políticas entre as regiões sob análise, permitindo que as diferenças individuais sejam tratadas de forma sistemática e sejam testadas (MARANDUBA JÚNIOR, 2007).

Anselin e Bera (1998) sugerem que todo o tipo de modelo espacial nos termos de erro apresenta problemas de heterocedasticidade, assim como resíduos correlacionados espacialmente. Para que a equação (16) se caracterize como um processo espacial nos termos de erro, os coeficientes apresentados devem seguir uma série de restrições. A literatura sobre o tema considera a dependência espacial nos erros uma espécie de ruído branco. Isso se dá pelo fato de que o termo de erro refletiria apenas o impacto de uma autocorrelação presente em processos com erros de medida, ou em variáveis irrelevantes e, portanto ausentes do modelo. Seria um fenômeno importante, porém de menor relevância do que o encontrado para as variáveis espacialmente autorregressivas.

Quando se trata de um modelo de erro espacial, as propriedades da estrutura do erro ficam modificadas. Segundo Anselin (1988), quando o termo de erro apresenta dependência espacial, o pressuposto padrão de uma matriz de covariância de erros esféricos não se mantém. A estimação por MQO se torna inapropriada, pois, neste caso, os estimadores permanecem não enviesados, mas deixam de ser eficientes, uma vez que as estimações dos erros-padrão serão enviesadas.

No caso do modelo de defasagem espacial, o número de variáveis explicativas aumenta em uma variável (a variável dependente defasada espacialmente) de natureza endógena. Quando essa variável é ignorada, os estimadores MQO serão enviesados e inconsistentes. Para se evitar estes problemas, recomendam-se alguns métodos de estimação alternativos, como o uso de Variáveis Instrumentais (VI), o Método Generalizado dos Momentos (MGM) e a Máxima Verossimilhança.

---

<sup>20</sup> O procedimento de cálculo do vetor  $W_2u_t$  segue os seguintes passos: i) estima-se um modelo de efeitos fixos sem controlar para os efeitos espaciais, ii) os resíduos desse modelo devem ser exportados para uma planilha excel; iii) o vetor de resíduos deve ser desempilhado ano por ano; iv) depois disso, transportam-se os dados para o programa Geoda e calcula-se a defasagem espacial dos resíduos ano por ano; v) por fim, os dados devem ser novamente empilhados, formando, assim, o vetor  $W_2u_t$ .

Quando há heterocedasticidade e não-normalidade dos resíduos, Anselin (1988) aponta como solução o método dos mínimos quadrados generalizados exequíveis (MQGE). Esse método é estimado utilizando a matriz de variância-covariância de White consistente.

As etapas de estimação, resumidamente, seguem os seguintes passos:

i) Considerando o modelo de efeitos fixos dado por (10), estima-se por *least squares dummy variable* (LSDV), em que é usado o MQO, adicionando uma *dummy* para cada região na regressão para capturar os efeitos fixos;

ii) Checar os resíduos para averiguar a presença de dependência espacial (teste do *I* de Moran);

iii) Se não houver dependência em nenhum ano, ficar com os resultados do modelo de efeitos fixos; caso contrário, seguir para o próximo passo;

iv) Estimar por mínimos quadrados generalizados exequíveis (MQGE) os seguintes modelos de efeitos fixos da equação (16): modelo de defasagem espacial (assumindo  $\lambda = 0$ ,  $\tau = 0$  e  $\rho \neq 0$ ); modelo com erro espacial (sendo  $\rho = 0$ ,  $\tau = 0$  e  $\lambda \neq 0$ ); o modelo com transbordamentos espaciais localizados (assumindo  $\lambda = 0$ ,  $\rho = 0$  e  $\tau \neq 0$ ); o modelo na especificação de *Durbin* espacial (com  $\lambda = 0$ ,  $\rho \neq 0$  e  $\tau \neq 0$ ); o modelo com defasagem e erro espaciais (sendo  $\tau = 0$ ,  $\rho \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ ); e o modelo com erro espacial e com transbordamentos espaciais localizados (com  $\rho = 0$ ,  $\lambda \neq 0$  e  $\tau \neq 0$ );

vi) Depois de estimados todos esses modelos, selecionar como o melhor modelo aquele que atender a dois critérios, ordenados em importância: 1) os resíduos do modelo não apresentam mais autocorrelação espacial; 2) o modelo exibe menor critério de informação (por exemplo, menor critério de informação Akaike, AIC).

Segundo Elhorst (2003), um problema do modelo de efeitos fixos está relacionado ao “parâmetro incidental”, uma vez que o número de parâmetros cresce à medida que a amostra aumenta. Somente os coeficientes de inclinação podem ser estimados consistentemente, no caso de painéis curtos, onde  $T$  é fixo e  $N \rightarrow \infty$ . O coeficiente dos efeitos fixos não pode ser estimado consistentemente porque o número de observações de  $\mu$  está limitado a  $T$  observações (ANSELIN, 2001). Contudo, a inconsistência de  $\mu$  não é transmitida ao estimador dos coeficientes de inclinação da equação transformada, já que este estimador não é função do  $\mu$  estimado. Isso implica que a propriedade de grandes amostras do modelo de efeitos fixos quando  $N \rightarrow \infty$  se aplica à equação transformada.

O problema dos “parâmetros incidentais” é independente do tipo de modelo espacial utilizado, uma vez que este também ocorre quando os efeitos espaciais não estão

presentes. Esse problema não é importante quando os  $\beta$ 's são os coeficientes de interesse, e não o  $\mu$ , que é o caso da maioria dos estudos empíricos, inclusive o desta dissertação.

De acordo com Elhorst (2003), existem muitos testes para a especificação de modelos, porém a escolha deve sempre ter um fundamento teórico que a justifique. Por exemplo, o modelo de defasagem espacial ou erro espacial com efeitos fixos podem ser testados contra o modelo de defasagem espacial ou erro espacial sem efeitos fixos usando um teste F.

No presente trabalho, foi escolhido um modelo de dados em painel com efeitos fixos considerando os efeitos espaciais, sendo que a amostra é composta por 167 países. A maioria dos estudos sobre a CKA é baseada em modelos de dados em painel sem a consideração da dependência espacial, e ignorar as características espaciais pode levar à má especificação do modelo.

### 3.4 Modelo Empírico

Segundo De Bruyn *et al.* (1998), três contribuições têm sido particularmente influentes na literatura CKA, representados pelos trabalhos de Shafik e Bandyopadhyay (1992), Selden e Song (1994), e Grossman e Krueger (1995). Para estimar a relação entre pressão ambiental  $E$  e renda  $Y$ , esses três estudos aplicaram o seguinte modelo:

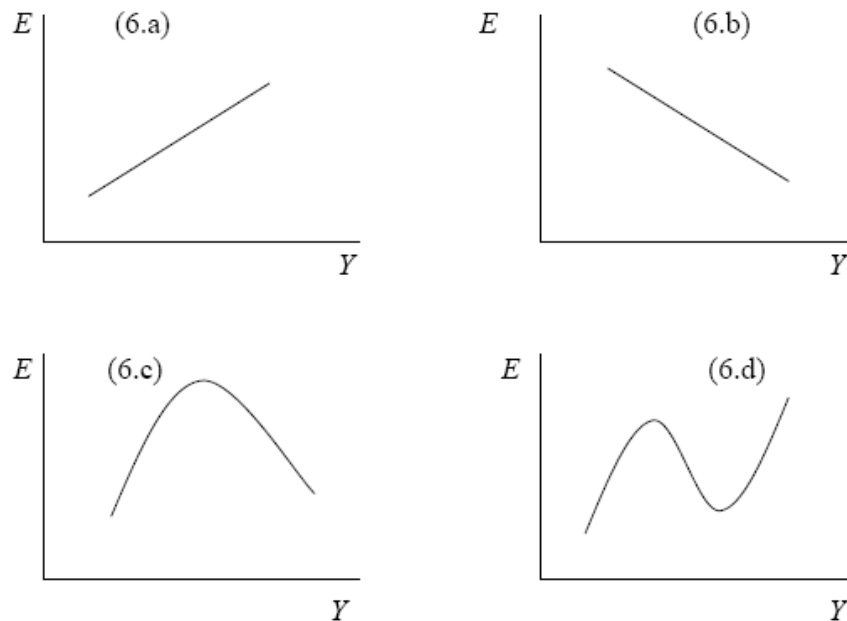
$$E_t = \mu + \alpha + \beta_1 y_t + \beta_2 y_t^2 + \beta_3 y_t^3 + X_t \psi + u_t \quad (17)$$

onde  $E_t = (E_{1t}, \dots, E_{Nt})'$  indica alguma medida de degradação ambiental;  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$  é um intercepto que varia entre os países;  $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_T)'$  é um intercepto que varia através do tempo;  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$  é a renda *per capita*,  $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{Nt})'$  reflete outras variáveis (tais como densidade populacional) que também influenciam a relação entre  $E$  e  $y$ ,  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$  é o termo de erro normalmente distribuído, e os subscritos  $i$  e  $t$  indicam o país e o tempo, respectivamente.

A equação (17) permite testar as várias formas de relações entre o meio ambiente e o crescimento econômico. Segundo De Bruyn *et al.* (1998), dependendo dos sinais dos coeficientes estimados, a função de regressão acima assume formatos distintos.

1. Se  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 = \beta_3 = 0$ , existe uma relação linear monotônica crescente, indicando que aumentos na renda estão associados com níveis crescentes de emissões (Figura 6.a);
2. Se  $\beta_1 < 0$  e  $\beta_2 = \beta_3 = 0$ , existe uma relação linear monotônica decrescente, indicando que aumentos na renda estão associados com reduções nos níveis de emissões (Figura 6.b);
3. Se  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$  e  $\beta_3 = 0$ , existe uma relação quadrática, ou seja, uma CKA tradicional (Figura 6.c). O “ponto de inflexão” desta representação da curva na forma de “U” invertido é obtido igualando-se a derivada de (18) a zero, e assim tem-se:  $Y_i = -\beta_1 / 2\beta_2$ .
4. Se  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$  e  $\beta_3 > 0$  existe um polinômio cúbico, representando o formato de um “N”. Dessa forma, níveis crescentes de renda após atingir um determinado ponto, voltariam a aumentar a pressão ambiental (Figura 6.d).

**Figura 6 – Diferentes formas da relação renda/pressão ambiental**



Fonte: Elaboração do autor

Outros autores, tais como Agravas e Chapman (1999) e Cole (2004), optaram por uma especificação alternativa do tipo *log-log* do modelo (17) descrito acima, resultando no seguinte modelo:

$$\log(E_t) = \mu + \alpha + \beta_1 \log(y_t) + \beta_2 \log(y_t^2) + \beta_3 \log(y_t^3) + \log(X_t)\psi + u_t \quad (18)$$

O uso do logaritmo faz com que os coeficientes estimados representem elasticidades. Assim, eles indicam a sensibilidade da variável dependente com relação às mudanças nas variáveis explicativas (LUCENA, 2005).

A maioria dos trabalhos sobre a CKA faz uma análise com dados em painel, estimando ambos os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Segundo Hsiao (2002), o modelo de efeitos fixos trata  $\mu$  e  $\alpha$  como parâmetros da regressão, e o modelo de efeitos aleatórios como componentes do distúrbio aleatório. Se os efeitos  $\mu$  e  $\alpha$  e as variáveis explanatórias são correlacionados, então o modelo de efeitos aleatórios não pode ser estimado consistentemente. Um teste Hausman pode ser usado para verificar a inconsistência nas estimativas do modelo de efeitos aleatórios, comparando-os com os parâmetros de inclinação dos efeitos fixos. Os testes para a estimação de CKAs frequentemente apontam o modelo de efeitos fixos como o mais apropriado.

Assumindo que não existem outros problemas estatísticos, o modelo de efeitos fixos pode ser estimado consistentemente, porém os parâmetros estimados são condicionais aos países e aos efeitos do tempo da amostra selecionada dos dados. Isto significa que uma CKA estimada usando somente dados de países desenvolvidos pode dizer pouco sobre o comportamento futuro de países em desenvolvimento.

Grande parte das críticas sobre os procedimentos de estimação da CKA recai não sobre a especificação do modelo em si, mas sobre sua estimação. Tais críticas estão no método frequentemente utilizado de estimação, o MQO, não considerando adequadamente as propriedades estatísticas dos dados e problemas como a heterocedasticidade, a não-normalidade dos erros e a autocorrelação espacial. Além da omissão de variáveis explicativas, falta de dados objetivos sobre o meio ambiente e as características das séries, ou seja, se estas são estacionárias ou passíveis de cointegração (COONDOO e DINDA, 2002; STERN *et al.*, 1996). Não obstante, poucos estudos apresentaram abordagens diferentes para analisar a hipótese da CKA, como por exemplo, incluir os efeitos espaciais nos trabalhos empíricos.

Um dos poucos trabalhos que incluiu o espaço em suas análises foi o de Maddison (2006). Ele examinou se relações espaciais existem para CKAs convencionalmente definidas da forma descrita em (17) e (18). Usando dados para dois anos, 1990 e 1995, a equação foi diferenciada para remover os interceptos específicos de cada país. Variáveis *dummies* foram colocadas na equação para captar os efeitos no caso do país ser signatário dos Protocolos de Helsinki e Sofia. O modelo para emissões de dióxido de enxofre estimado, foi o seguinte:

$$\Delta \text{Log}(E)_i = \rho W_1 \Delta \text{Log}(E)_i + \beta_1 \Delta \text{Log}(y)_i + \beta_2 \Delta \text{Log}(y)_i^2 + \xi \Delta \text{YEAR} + \omega \text{HEL}_i + u_i \quad (19.a)$$

$$\text{onde } u_i = \lambda W_2 u_i + \varepsilon_i \quad (19.b)$$

em que *YEAR* é uma variável de tendência de tempo, adicionada para captar o progresso tecnológico ao longo dos efeitos fixos específicos a cada país; *HEL* é uma variável *dummy* que representa os países signatários do Protocolo de Helsínki;  $\Delta$  mostra que a equação foi diferenciada com o objetivo de remover os interceptos específicos a cada país; e  $u_i$  são os resíduos que seguem uma padrão espacial representado pela defasagem espacial de  $u_i$  mais um termo de erro  $\varepsilon_i$  que é *i.i.d.* com média zero e variância constante.

Se  $\rho = 0$  e  $\lambda \neq 0$ , tem-se um modelo de erro espacial, evidenciando que as emissões de dióxido de enxofre de um país dependem de alguma associação espacial de alguma variável explicativa que não foi incluída no modelo, podendo ser uma variável de difícil mensuração, como o nível de educação, por exemplo. Se  $\lambda = 0$  e  $\rho \neq 0$ , tem-se um modelo de defasagem espacial, mostrando que as emissões dos países vizinhos influenciam as emissões do país  $i$ .  $W_1$  e  $W_2$  são matrizes de pesos espaciais.

Portanto, com a finalidade de verificar a presença de externalidades espaciais, esse trabalho utilizou um modelo econométrico espacial que tem como referência os modelos (17) e (19), assim como está especificado abaixo:

$$E_t = \mu + \rho W_1 E_t + Y_t \beta + X_t \psi + W_1 X_t \tau + u_t \quad (20.a)$$

$$\text{onde } u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad (20.b)$$

Na equação acima  $E_t$  é um indicador de degradação ambiental na forma de emissões de dióxido de carbono ( $\text{CO}_2$ ) *per capita* para o país  $i$  no ano  $t$ ;  $\mu$  é o vetor de efeitos fixos específicos de cada país;  $W_1$  é uma matriz de pesos espaciais, sendo que  $W_1 E_t$  é a defasagem espacial da variável dependente;  $\rho$  é o coeficiente de defasagem espacial, que captura os efeitos de transbordamento das taxas de emissões de  $\text{CO}_2$  *per capita* dos países vizinhos;  $Y_t$  representa a matriz do PIB *per capita*, onde os seus termos ao quadrado e ao cubo indicam as formas da CKA como nas figuras (6.c) e (6.d), e  $\beta$  é o vetor de coeficientes a ser estimado;  $X_t$  expressa as demais variáveis explicativas incluídas no modelo, e  $\psi$  é o



seu vetor de coeficientes;  $W_1X_t$  representa a defasagem espacial das variáveis explicativas adicionais, sendo que o seu coeficiente  $\tau$  expressa as externalidades ou os transbordamentos dessas variáveis;  $\lambda$  representa o coeficiente de autocorrelação espacial do termo de erro;  $W_2$  é uma matriz de pesos espaciais, sendo  $W_2u_t$  o termo espacialmente defasado do erro  $u_t$ ; e  $\varepsilon_t$  indica os termos de erro *i.i.d.* para todo  $i$  e  $t$ , e  $E(\varepsilon_{it}) = 0$  e  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{it}') = \sigma^2 I_{NT}$ .

É importante ressaltar que até o fim da elaboração desta dissertação, não foram encontrados outros trabalhos sobre uma CKA global utilizando um modelo econométrico de dados em painel espacial com esse tamanho amostral (167 países) para o caso das emissões de CO<sub>2</sub>. O único trabalho que utilizou essa abordagem para uma CKA global é o de Maddison (2006), porém a dimensão temporal é de apenas dois anos. Isso demonstra a importância e o avanço que este estudo apresenta em termos metodológicos.

Esse modelo diferencia-se dos modelos tradicionais de dados em painel de duas formas. Na primeira, é adicionado ao termo de erro um termo espacial com coeficiente  $\lambda$ , nesse caso, a estrutura do erro foi modificada. Assim, se  $\rho = 0$  e  $\lambda \neq 0$ , esse modelo é chamado de modelo com erro espacial. Na segunda, uma nova variável explicativa é adicionada associada a um coeficiente  $\rho$ , usualmente chamado de coeficiente de defasagem espacial. Se  $\lambda = 0$  e  $\rho \neq 0$ , este é chamado modelo com defasagem espacial. Isso significa que valores na vizinhança da variável dependente ajudam a explicá-la (BARRETO, 2007).

A partir do modelo geral dado em (21), e considerando-se os testes de normalidade dos resíduos, de heterocedasticidade e dependência espacial, podem ser analisados os modelos CKA que se seguem:

Modelo (1) sem correção espacial:

$$E_t = \mu + Y_t\beta + X_t\psi + u_t \quad (21)$$

No caso em que o termo  $u_t$  do modelo siga um processo espacial auto-regressivo:

Modelo (2) com correção espacial no termo de erro:

$$E_t = \mu + Y_t\beta + X_t\psi + u_t \quad (22.a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad (22.b)$$

Quando a autocorrelação espacial está vinculada à variável dependente espacialmente defasada, o modelo é especificado da seguinte forma:

Modelo (3) com correção de defasagem espacial:

$$E_t = \mu + \rho W_1 E_t + Y_t \beta + X_t \psi + u_t \quad (23)$$

O modelo regressivo cruzado espacial considera os efeitos do transbordamento espacial representado pela defasagem espacial das variáveis explicativas, conforme o modelo descrito abaixo:

Modelo (4) regressivo cruzado espacial:

$$E_t = \mu + Y_t \beta + X_t \psi + W_1 X_t \tau + u_t \quad (24)$$

Pode-se considerar, também, por meio da indicação dos testes estatísticos, o modelo que inclui o efeito transbordamento representado pela defasagem espacial da variável dependente e a defasagem espacial das variáveis explanatórias, formando o chamado modelo de Durbin espacial:

Modelo (5) de Durbin Espacial:

$$E_t = \mu + \rho W_1 E_t + Y_t \beta + X_t \psi + W_1 X_t \tau + u_t \quad (25)$$

Quando a autocorrelação espacial está vinculada à variável dependente espacialmente defasada e o termo  $u_t$  do modelo segue um processo espacial auto-regressivo, tem-se:

Modelo (6) de defasagem com erro espacial:

$$E_t = \mu + \rho W_1 E_t + Y_t \beta + X_t \psi + u_t \quad (26.a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad (26.b)$$

E, por fim, se o termo  $u_t$  do modelo segue um processo espacial auto-regressivo e o modelo considera os efeitos do transbordamento espacial representado pela defasagem espacial das variáveis explicativas:

Modelo (7) de transbordamentos com erro espacial:

$$E_t = \mu + Y_t\beta + X_t\psi + W_1X_t\tau + u_t \quad (27.a)$$

$$u_t = \lambda W_2u_t + \varepsilon_t \quad (27.b)$$

Esses, portanto, são os possíveis modelos com correção da dependência espacial presente nos dados. Na próxima seção, apresenta-se a descrição de todas as variáveis utilizadas.

### 3.4.1 Descrição das Variáveis

A amostra contém 167 países que serão analisados no período de 2000 a 2004. O motivo da escolha de um período de apenas cinco anos é a dificuldade de se encontrar dados para todos os países com uma dimensão temporal mais longa. Como se tratam de dados mundiais, a base não está isenta de problemas, pois nem todos os países possuem métodos estatísticos avançados. Porém, a *United Nations Statistics Division* (UNSD) tem a função de recolher, tratar e divulgar os dados estatísticos, assim como padronizar, classificar e definir os métodos, e também coordenar os programas e atividades internacionais de estatística<sup>21</sup>. Então, apesar de reunir dados de outras fontes, todos os dados apresentados no presente estudo foram retirados da UNSD.

A descrição das variáveis, seus referenciais teóricos e sua fonte de dados são apresentados a seguir:

Variável dependente -  $E_{it}$ : é a razão das emissões totais de dióxido de carbono<sup>22</sup> (CO<sub>2</sub>) de um país pela sua população. Segundo Stern (2004), a CKA é uma relação entre vários indicadores de degradação ambiental e a renda *per capita*. Como o CO<sub>2</sub> é considerado

<sup>21</sup> Disponível em: < <http://unstats.un.org/unsd/dnss/kf/default.aspx> > Acesso em: 09/06/2008.

<sup>22</sup> As emissões consideradas nesta dissertação são causadas por combustíveis energéticos, e não considera as emissões devido ao uso da terra, como por exemplo, desmatamentos.

o grande responsável pelo “efeito estufa”, sendo um gás com efeitos globais, ele foi o indicador escolhido para ser a *proxy* da degradação do meio ambiente. A razão da escolha do indicador em “emissões” e não “concentração” é porque as emissões estão ligadas a níveis correntes de atividade econômica, então, elas medem o potencial para a atividade econômica de danificar o meio ambiente e/ou a saúde humana (KAUFMANN *et al.*, 1998). O CO<sub>2</sub> está medido em toneladas métricas de carbono e a fonte dos dados para as emissões é a Divisão de Estatísticas das Nações Unidas (*United Nations Statistics Division-UNSD*) e reúne dados de dois outros bancos, o CDIAC (*Carbon Dioxide Information Analysis Center*) e o MDG (*Millennium Development Goals*).

Variáveis explicativas: são representadas pelos elementos  $\mu$ ,  $Y_t$  e  $X_t$ . As variáveis contidas em  $Y_t = (y_t, y_t^2, y_t^3)$  indicam o formato da CKA, para corroborar ou não sua hipótese, isto é, uma relação na forma de “U” invertido entre crescimento econômico e indicadores de degradação ambiental.  $X_t$  representa as demais variáveis explicativas que são: uma *dummy* para os países que ratificaram o Protocolo de Quioto, uma medida de comércio, o consumo de energia e a densidade populacional.

1) Efeitos fixos específicos de cada país -  $\mu$ : existe um número de fatores específicos a cada país que influenciam as emissões de CO<sub>2</sub>. Alguns exemplos de tais fatores são o clima, a cultura e a dotação de recursos (SURI e CHAPMAN, 1998). Esses aspectos mudam entre os países, mas mudam muito lentamente através do tempo. Portanto, essa constante tem o objetivo de capturar tais efeitos que são específicos a cada país e constantes ao longo do tempo.

2) PIB *per capita* -  $y_t$ : é a razão do Produto Interno Bruto (a preços de mercado) de cada país pela sua população<sup>23</sup>. Está medido em dólares constantes de 2000 e a fonte desses dados são as estimativas do *World Bank*. Essa variável tem como objetivo verificar se em níveis iniciais de crescimento econômico ocorre um aumento da degradação ambiental. Assim, como afirma Stern (2004), nos primeiros estágios de crescimento, os indicadores de degradação e poluição aumentam.

---

<sup>23</sup> Os dados para a população foram extraídos das projeções e estimativas anuais da Divisão de População das Nações Unidas.

3) PIB *per capita* ao quadrado -  $y_t^2$ : é o quadrado da variável  $y_t$ . Segundo Stern *et al.* (1996) e Panayotou (1993), em altos níveis de crescimento econômico mudanças estruturais em direção às indústrias e serviços que são intensivas em informação, juntamente com uma maior conscientização e crescente regulamentação ambiental, maiores gastos ambientais e melhores tecnologias, resultam em um gradual declínio da degradação do meio ambiente. Portanto, essa variável tem como objetivo comprovar se existe a relação na forma de “U” invertido para uma CKA global.

4) PIB *per capita* ao cubo -  $y_t^3$ : é a variável  $y_t$  elevada ao cubo. Para corroborar a hipótese da CKA, esta variável é esperada ter um coeficiente nulo, confirmando o formato de “U” invertido da curva, porém a maioria dos estudos empíricos realizados encontrou um coeficiente positivo para  $y_t^3$ , afirmando que a CKA possui, na verdade, uma forma de “N”. De acordo com Grossman e Krueger (1991), a degradação ambiental diminui em níveis médios de renda, porém volta a aumentar em níveis muito elevados de crescimento econômico.

5) Protocolo de Quioto -  $PK_t$ : assume valor “1” para os países que ratificaram o Protocolo de Quioto e “0 (zero)”, caso contrário. O Protocolo foi o resultado da 3ª Conferência das Partes na Convenção das Nações Unidas sobre Mudanças Climáticas, realizada no Japão, após discussões que se estendiam desde 1990. Para que se transformasse em lei e começasse a produzir seus efeitos, o protocolo deveria ser aceito pelos países que representassem pelo menos 55% das emissões de GEE (HILGEMBERG, 2004). O acordo, que entrou em vigor em fevereiro de 2005, exige que os países<sup>24</sup> mais industrializados, os maiores geradores desses gases, reduzam suas emissões em 5,2%, até 2012, com base nos níveis de 1990, estabelecendo sanções para os não cumpridores. O acordo relacionou esses países, no chamado Anexo I, totalizando 41, todos no hemisfério norte, com exceção da Austrália e Nova Zelândia (CONTI, 2005). Portanto, essa variável tem como objetivo verificar se os países que são signatários do Protocolo de Quioto estão reduzindo suas emissões de carbono. A fonte desses dados é o IEA (Instituto de Economia Agrícola).

---

<sup>24</sup> Os países do Anexo I do Protocolo de Quioto se encontram na parte dos Anexos deste trabalho na pág. 103, a *dummy* assumirá o valor 1 para aqueles países que ratificaram o Protocolo (de acordo com os anos de ratificação).

6) Variável de comércio -  $VC_t$ : é a soma das importações e exportações de cada país dividido pelo seu PIB total. Segundo Stern *et al.* (1996), grande parte da redução da razão energia/PIB nas economias individuais através do tempo, e as variações internacionais da razão energia/PIB, são devidas às mudanças estruturais dentro das economias e as diferenças estruturais entre elas. Ele afirma ainda que a “suposição de que mudanças nas relações de comércio associadas com o desenvolvimento não tem efeito sobre a qualidade ambiental”, limita muito as conclusões alcançadas pelas análises CKA. Portanto, o objetivo desta variável é mostrar a seguinte relação: quanto maior a abertura comercial dos países, menor será a degradação ambiental na forma de emissões de CO<sub>2</sub>. A fonte dos dados para importações e exportações é o Fundo Monetário Internacional (IMF – *International Monetary Fund*).

7) Consumo de energia *per capita* -  $EN_t$ : é a razão do consumo de energia medido em mil toneladas equivalentes de petróleo pela população. Se a energia é usada em todos os lugares, e a maioria das formas de sua utilização libera poluentes, seria necessário adicionar uma *proxy* para avaliar a relação entre energia e índices de degradação ambiental (AGRAS e CHAPMAN, 1999). Também, porque as emissões de CO<sub>2</sub> aumentam devido ao uso de combustíveis (energia) fósseis, o objetivo dessa variável é mostrar que o aumento do consumo de energia aumenta a quantidade de carbono emitida. A fonte desses dados é a Divisão de Estatísticas das Nações Unidas (*United Nations Statistics Division-UNSD*).

8) Densidade populacional -  $DP_t$ : é a razão da população pela área total de cada país em km<sup>2</sup>. Selden e Song (1994) sugerem que em países com baixa densidade populacional existirá menos pressão para adotar padrões ambientais rigorosos e as emissões decorrentes dos transportes será maior. Dessa forma, o objetivo dessa variável é mostrar que níveis mais altos de densidade populacional levam a uma maior conscientização em relação aos problemas ambientais, e conseqüentemente a uma maior pressão por regulamentações, acarretando em níveis menores de degradação ambiental. A área total dos países foi extraída do banco de dados da FAO (*Food and Agriculture Organization of the United Nations*).

O Quadro 04 apresenta um resumo da descrição de todas as variáveis usadas no presente trabalho para a estimação de uma CKA global.

**Quadro 04 – Descrição das Variáveis**

Variável	Descrição	Sinal Esperado	Referencial Empírico	Fonte
$E_t$	Razão das emissões totais de dióxido de carbono (CO <sub>2</sub> ) de um país pela sua população		Agras e Chapman (1999), Cole <i>et al.</i> (1997), Dijkgraaf e Vollebergh (2001)	UNSD, CDIAC e MDG
$y_t$	Razão do Produto Interno Bruto de cada país pela sua população	+	Grossman e Krueger (1991), Selden e Song (1994), Kaufmann <i>et al.</i> (1998)	<i>World Bank</i> (WB)
$y_t^2$	A variável $y_t$ elevada ao quadrado	-	Grossman e Krueger (1991), Selden e Song (1994), Kaufmann <i>et al.</i> (1998)	<i>World Bank</i> (WB)
$y_t^3$	A variável $y_t$ elevada ao cubo	*	Grossman e Krueger (1991), Moomaw e Unruh (1997), Arraes <i>et al.</i> (2006), Maddison (2006)	<i>World Bank</i> (WB)
$PK_t$	Protocolo de Quioto: assume valor “1” para os países que ratificaram o acordo e “0 (zero)”, caso contrário	-		IEA
$VC_t$	Soma das importações e exportações de cada país dividido pelo seu PIB total	-	Shafik e Bandyopadhyay (1992), Agras e Chapman (1999), Kaufmann <i>et al.</i> (1998)	Fundo Monetário Internacional - IMF
$EN_t$	Razão do consumo de energia medido em mil toneladas equivalentes de petróleo pela população	+	Cole <i>et al.</i> (1997), Stern (2002)	UNSD
$DP_t$	Razão da população pela área total de cada país em km <sup>2</sup>	-	Selden e Song (1994), Shafik e Bandyopadhyay (1992)	FAO

Fonte: Elaboração do autor

\* Espera-se que a variável  $y_t^3$  apresente um coeficiente nulo, o que corroboraria a hipótese de um formato de “U” invertido da CKA, porém os estudos que incorporaram esta variável encontraram um coeficiente com sinal positivo, indicando que a CKA apresenta uma forma de “N”.

#### 4. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

O objetivo deste capítulo é analisar a variável das emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* e sua distribuição espacial nos diversos países do mundo, assim como verificar a influência dos efeitos espaciais de um país sobre seus vizinhos, mostrar padrões de autocorrelação espacial, a possível existência de *clusters* e *outliers*. Além disso, pretende-se avaliar a relação desta variável com o PIB *per capita* dos países da amostra.

Assim como discutido no tópico 3.2.1 desta dissertação, devido ao problema de ilhas ao se tratar de dados mundiais, a matriz de pesos espaciais escolhida foi a matriz dos  $k$  vizinhos mais próximos. E conforme definido por Baumont (2003), o procedimento para a escolha do valor de  $k$  foi aquele que gerar o mais elevado valor do  $I$  de Moran, resultando na definição de  $k = 2$ .

##### 4.1 Análise da Distribuição Espacial das Emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* e do PIB *per capita*

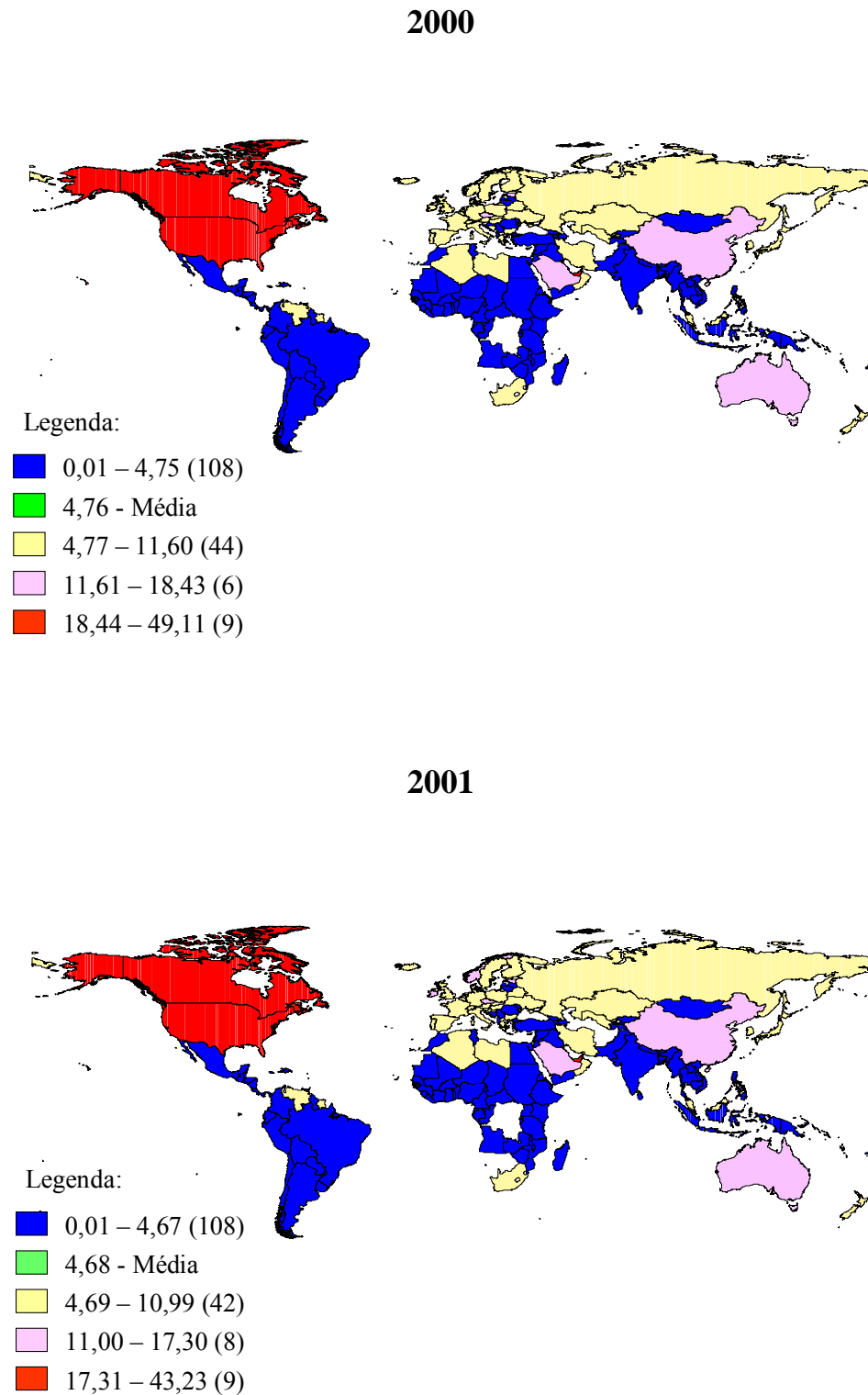
Esta seção caracteriza e apresenta o padrão de distribuição espacial tanto das emissões de CO<sub>2</sub> como do PIB *per capita*, para avaliar se existe alguma indicação de que países com maiores emissões *per capita* são os países que possuem um PIB mais elevado, ou se, ao contrário, estes países possuem um PIB mais baixo.

A distribuição espacial das emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* no período de 2000 a 2004 pode ser visualizada pela Figura 7. Por meio da legenda do mapa, podem-se observar quatro intervalos de emissões diferentes, sendo que os países na cor vermelha são os maiores emissores e os países em azul os menos emissores. No período analisado, observa-se pequena

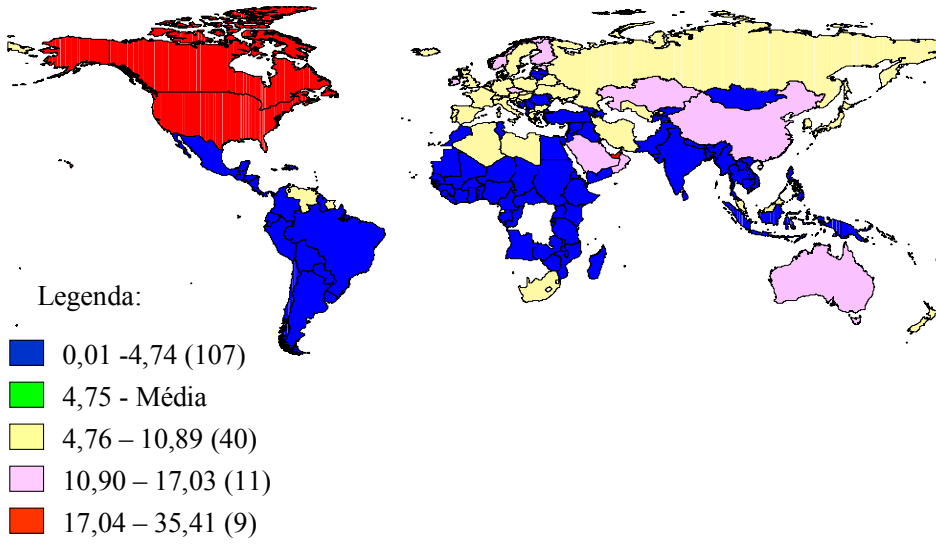


mudança na configuração dos mapas, sendo que os países do hemisfério Norte parecem exibir um padrão mais elevado de emissões de  $CO_2$  *per capita*.

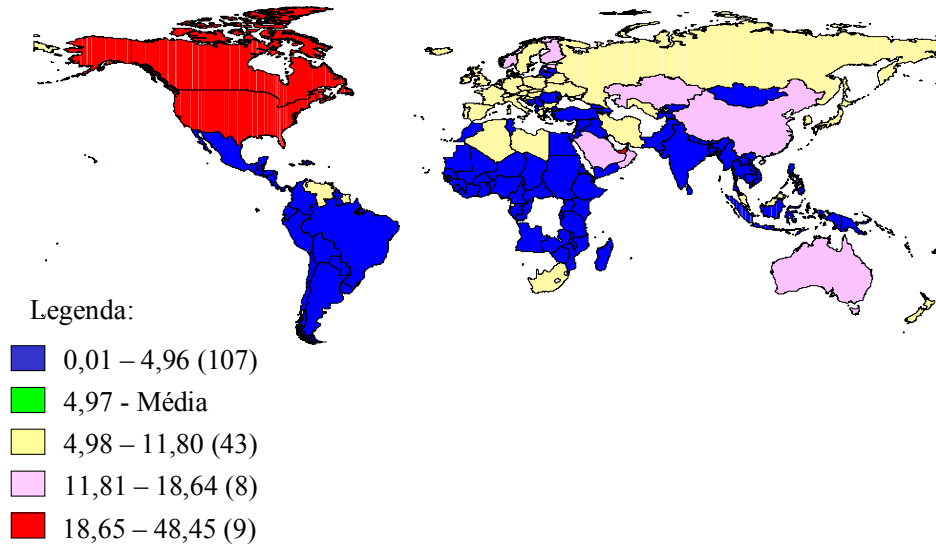
**Figura 7 – Mapas da distribuição espacial (em desvio-padrão) das emissões de  $CO_2$  *per capita* para 167 países, no período de 2000 a 2004**



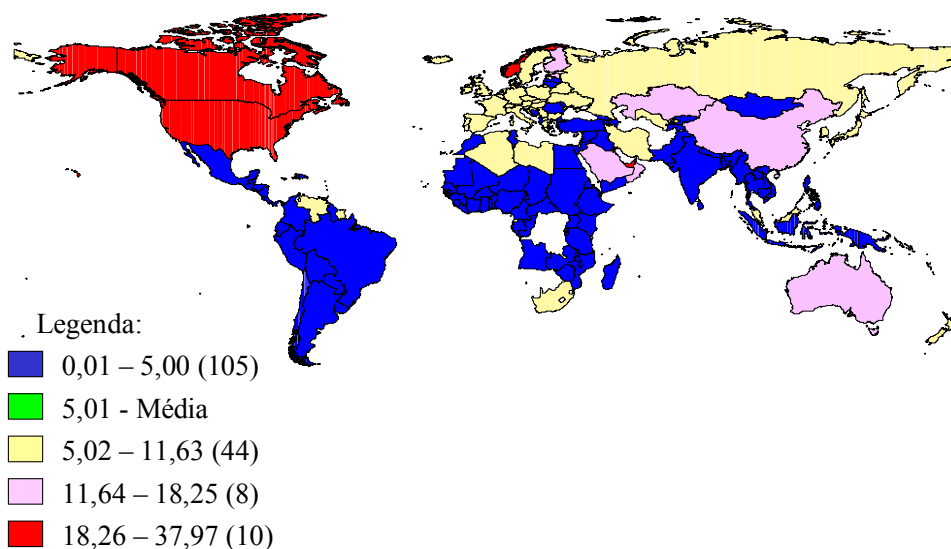
2002



2003



2004



Fonte: Elaboração do autor no programa ArcView GIS 3.2, com os dados da pesquisa.

No ano 2000, Aruba e Trinidad e Tobago (países localizados na América Central), Brunei (localizado no sudeste da Ásia), Canadá e Estados Unidos (América do Norte), Luxemburgo (Europa), Emirados Árabes Unidos, Kuwait e Barein (países localizados no sudoeste asiático), foram os que mais emitiram CO<sub>2</sub> *per capita*. A média para o ano é de 4,76 toneladas métricas *per capita*, e 108 países, representando 64,67% da amostra, emitiram uma quantidade abaixo deste valor de carbono *per capita*. Intuitivamente, percebe-se uma concentração de baixas emissões no continente Africano, na América Central e do Sul e Ásia. O país que apresentou as menores emissões foi o Chade, localizado no centro do continente africano, com 0,01 toneladas métricas de carbono *per capita*.

A configuração do mapa quase não muda em 2001, sendo que a média de emissões fica um pouco abaixo do ano anterior, passando para 4,68 toneladas métricas *per capita*, e com 108 países emitindo abaixo dessa média. Os países que mais emitem CO<sub>2</sub> parecem se concentrar no hemisfério Norte, sendo que os mesmos do ano anterior continuam no grupo de países em vermelho. O mapa para o ano de 2002 parece confirmar a distribuição das emissões do ano 2001. A média de emissões é de 4,75 toneladas *per capita*, e 64% da amostra ainda se situam abaixo da média mundial. Porém, os Emirados Árabes Unidos, que é o país com o maior nível de emissões *per capita*, teve redução de suas emissões de 43,23 para 35,41 toneladas métricas.

Em 2003, observa-se, assim como em 2002 e 2001, a presença das maiores emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* no hemisfério Norte, sendo que os mesmos países ainda formam o grupo dos mais emissores. A média de emissões mundial aumentou para 4,97 toneladas métricas de carbono, com 64% emitindo abaixo dessa média. Porém, o intervalo de emissões dos países mais poluentes aumentou, com os Emirados Árabes Unidos emitindo 48,45 toneladas *per capita*.

Por fim, o ano de 2004 também não revelou mudanças significativas em relação aos outros anos. Aproximadamente 63% dos países continuam emitindo abaixo da média mundial que subiu para 5,01 toneladas métricas de carbono *per capita*, revelando assim, que países dos diversos grupos, estão emitindo uma quantidade maior. Além de Luxemburgo, mais um país europeu que ratificou o Protocolo de Quioto ficou entre os países mais emissores de CO<sub>2</sub>, a Noruega.

Os dez países mais emissores em termos *per capita* no ano de 2004 são responsáveis por cerca de 30% do total *per capita* de dióxido de carbono no mundo. No caso das emissões totais, os países que são os mais responsáveis pelas emissões são, em ordem: 1) China, 2) Estados Unidos, 3) Rússia, 4) Índia, 5) Japão, 6) Alemanha, 7) Canadá, 8) Reino Unido, 9) Coreia do Sul, e 10) Itália. Esses são responsáveis por mais de 75% do total de CO<sub>2</sub> emitido. Pode-se destacar que os Estados Unidos e o Canadá são países que contribuem excessivamente para as emissões de CO<sub>2</sub>, tanto em termos *per capita* como no total emitido.

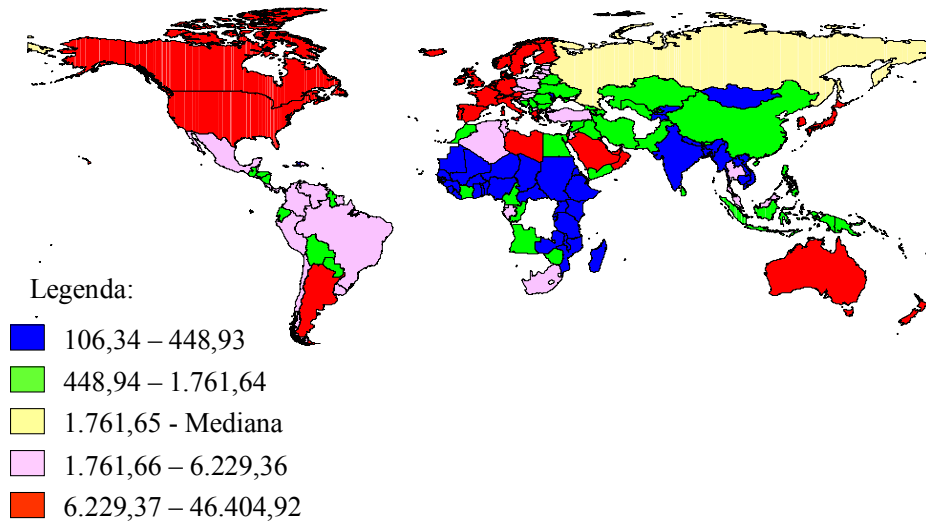
Para uma maior compreensão da relação entre emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* e PIB *per capita*, a Figura 8 apresenta a distribuição espacial do PIB para os 167 países da amostra, no período de 2000 a 2004. Os mapas revelam que uma pequena quantidade de países se localiza nos intervalos mais elevados de renda e possuem PIB *per capita* acima da média mundial (representado pela cor vermelha), ao passo que metade dos países se encontra em níveis muito baixos de PIB *per capita*, que ficam abaixo da mediana<sup>25</sup> da amostra, (representada pelas cores azul e verde). E, por fim, uma parcela possui uma renda intermediária entre a mediana e a média (representada pela cor rosa).

---

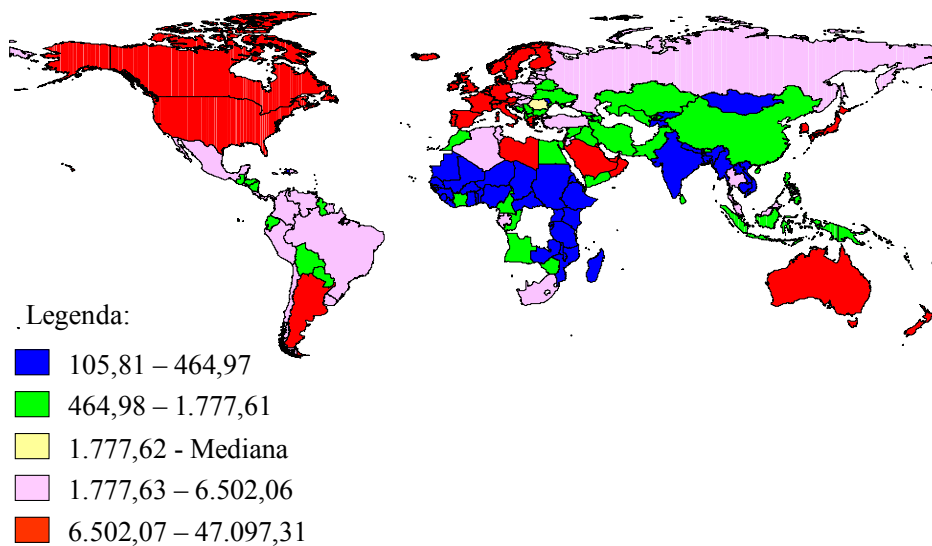
<sup>25</sup> Utiliza-se a mediana da renda como uma medida mais apropriada para analisar a evolução das emissões, devido à enorme desigualdade de PIB *per capita* entre os países. Conforme destacou Stern *et al.* (1996), a renda mundial não está normalmente distribuída, portanto utilizar a mediana no lugar da média seria melhor para as análises da CKA.

**Figura 8 – Mapas quantílicos de distribuição espacial do PIB *per capita* para 167 países, no período de 2000 – 2004**

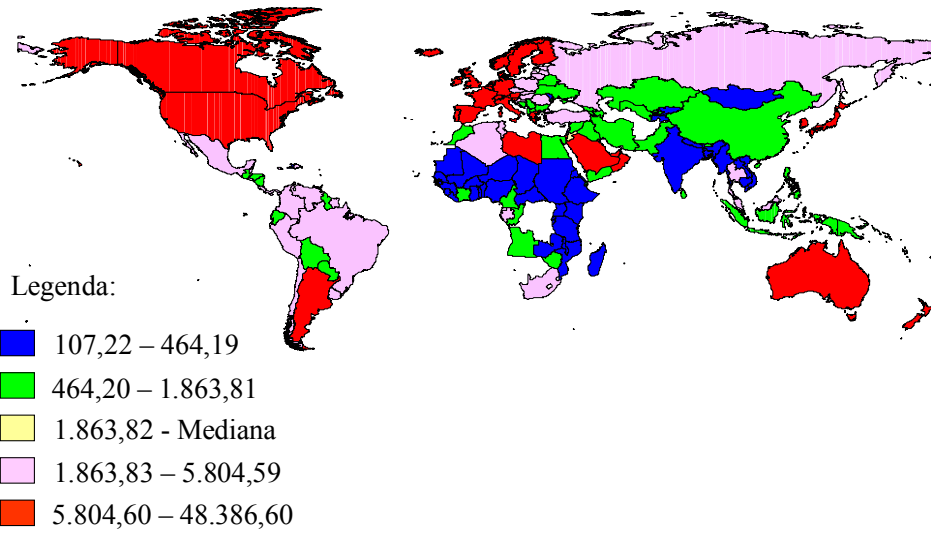
**2000**



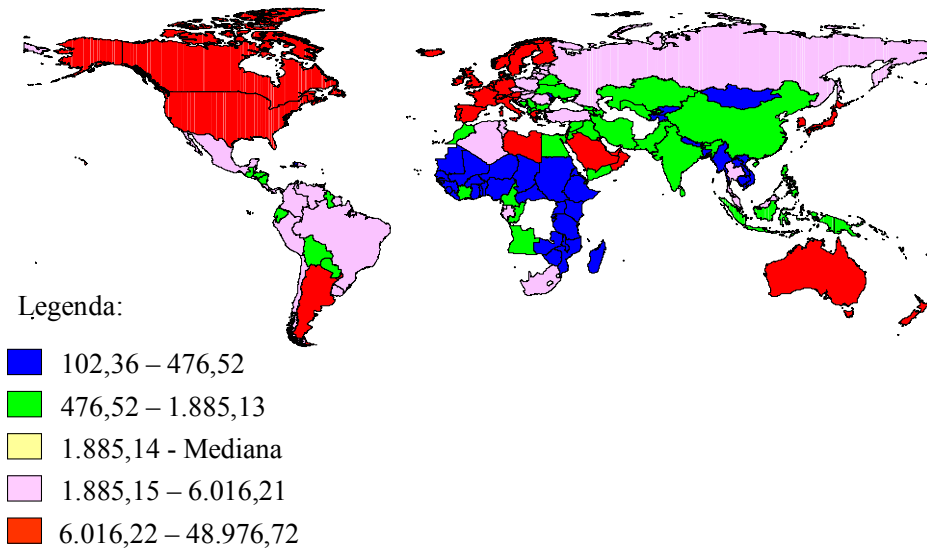
**2001**



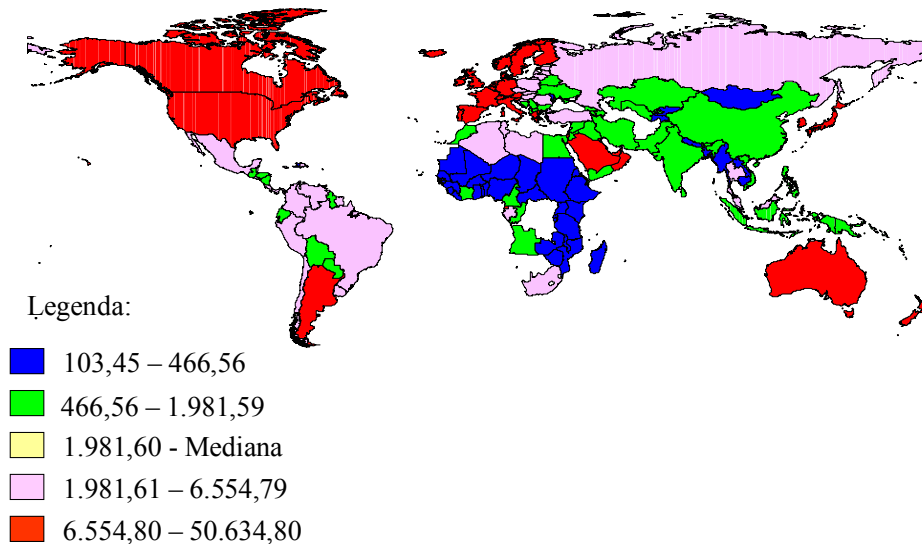
2002



2003



2004



Fonte: Elaboração do autor no programa ArcView GIS 3.2, com os dados da pesquisa.

Os mapas apresentados nas Figuras 7 e 8 parecem indicar que os países que possuem um PIB *per capita* maior são também aqueles que mais contribuem nas emissões de CO<sub>2</sub>. Por meio deles, observam-se também que as baixas emissões estão naqueles países de menor PIB, no continente africano e asiático, principalmente. Alguns países que possuem renda intermediária (mais ou menos entre a mediana e a média), tais como a China, Bulgária, Estônia, República Tcheca, Malásia, Rússia, África do Sul, Venezuela, Croácia e Hungria, estão entre os países que emitem uma grande quantidade de CO<sub>2</sub> *per capita*. São poucos os países, porém, que possuem renda intermediária e estão entre os menos emissores, e podendo-se citar como exemplos a Argentina, São Cristóvão e Nevis (formado por duas ilhas no mar do Caribe na América Central).

Essa é uma questão importante, pois os mapas parecem sugerir que os países com elevada renda *per capita* são os que mais contribuem nas emissões dos gases que provocam o efeito estufa, o que levanta a suspeita de que talvez não exista um padrão na forma de uma CKA global para as emissões de CO<sub>2</sub>. Contudo, somente através da inspeção visual dos mapas não é possível saber até que ponto as emissões aumentam à medida que a renda também se eleva. Além disso, esses mapas de distribuição espacial não permitem visualizar padrões e agrupamentos espaciais significativos, o que limita a sua interpretação. Essas questões serão analisadas nas próximas seções deste e do capítulo 5.

## 4.2 Indicadores de Autocorrelação Espacial Global para as Emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*

A Tabela 1 apresenta o cálculo das estatísticas do *I* de Moran, *c* de Geary e *G* de Getis-Ord para as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* nos diversos países sob o pressuposto de normalidade. O objetivo do cálculo dessas estatísticas é confirmar ou não a hipótese de distribuição aleatória dos dados.

**Tabela 1 - Indicadores de Autocorrelação Espacial das Emissões de CO<sub>2</sub> *per capita***

Indicador	Ano	Coefficiente	Média	Desvio-Padrão	z-valor	p-valor
<i>I</i> de Moran	2000	0,481	-0,006	0,069	7,030	0,000
<i>c</i> de Geary	2000	0,653	1,000	0,077	-4,532	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2000	0,025	0,012	0,002	6,864	0,000
<i>I</i> de Moran	2001	0,452	-0,006	0,069	6,607	0,000
<i>c</i> de Geary	2001	0,660	1,000	0,077	-4,451	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2001	0,022	0,012	0,002	6,317	0,000
<i>I</i> de Moran	2002	0,474	-0,006	0,069	6,916	0,000
<i>c</i> de Geary	2002	0,650	1,000	0,076	-4,572	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2002	0,022	0,012	0,001	6,584	0,000
<i>I</i> de Moran	2003	0,453	-0,006	0,069	6,620	0,000
<i>c</i> de Geary	2003	0,664	1,000	0,076	-4,384	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2003	0,023	0,012	0,002	6,438	0,000
<i>I</i> de Moran	2004	0,450	-0,006	0,069	6,579	0,000
<i>c</i> de Geary	2004	0,694	1,000	0,077	-4,000	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2004	0,022	0,012	0,002	6,362	0,000

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

Todas as estatísticas apresentaram-se altamente significativas em todos os anos analisados. Os indicadores *I* de Moran e *c* de Geary revelaram uma autocorrelação espacial positiva para as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Isso quer dizer que países que apresentam um elevado valor de emissões *per capita* são vizinhos de outros países que também ostentam elevados valores dessa variável. Ou, ao contrário, que países que apresentam baixas quantidades de emissões são rodeados por outros países que também exibem baixas emissões.

A estatística *G* de Getis-Ord, por sua vez, refina a informação sobre a concentração espacial fornecida pelos indicadores *I* e *c*, revelando que a autocorrelação que prevalece no caso das emissões de CO<sub>2</sub> é do tipo Alto-Alto. Ou seja, países com elevados valores de emissões estão rodeados por países que também apresentam grandes quantidades de emissões.



Foi encontrado, para a variável PIB *per capita*, valores das estatísticas  $I$ ,  $c$  e  $G$ <sup>26</sup> semelhantes aos encontrados para as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Da mesma forma que as emissões, o PIB apresenta autocorrelação espacial global positiva, indicando que países com PIB elevado (baixo) são circunvizinhos de países que também possuem altos (baixos) valores do PIB *per capita*. A estatística  $G$ , assim como acontece com as emissões, revela que o padrão Alto-Alto é predominante. Esse padrão de autocorrelação espacial positivo das duas variáveis apresenta mais uma evidência que os países com maior (menor) renda são também os mais (menos) emissores. E sugere, também, que a distribuição espacial do CO<sub>2</sub> pode estar intimamente ligada ao padrão de desenvolvimento dos países.

A observação dessas estatísticas para a variável de interesse confirma a presença de autocorrelação espacial que segue um padrão Alto-Alto para os dados sob análise, revelando que estes não seguem um padrão espacial aleatório. Como as estatísticas globais não têm a capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local estatisticamente significativa, espera-se nas próximas subseções observar esta autocorrelação local, além de identificar a presença de *outliers*.

#### 4.2.1 Análise do Diagrama de Dispersão de Moran e dos *Outliers* Espaciais

A Figura 9 apresenta os diagramas de dispersão de Moran para o período de 2000 a 2004, para a variável de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Os diagramas estratificam o  $I$  de Moran em quatro padrões: Alto-Alto (AA), Alto-Baixo (AB), Baixo-Alto (BA) e Baixo-Baixo (BB). Isso permite uma melhor análise do relacionamento das emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* entre os diversos países da amostra. A inclinação positiva da reta de regressão confirma o padrão de autocorrelação positivo dos dados.

Como foi mencionado no tópico 3.2.2 desta dissertação, o diagrama de dispersão de Moran também aponta os *outliers* e os pontos de alavancagem. Com a maioria das observações localizando-se nos quadrantes AA e BB, um *outlier* espacial será um país com um valor muito elevado (baixo) em relação aos seus vizinhos e que esteja no quadrante AB (BA), indicando um padrão espacial distinto do restante dos dados.

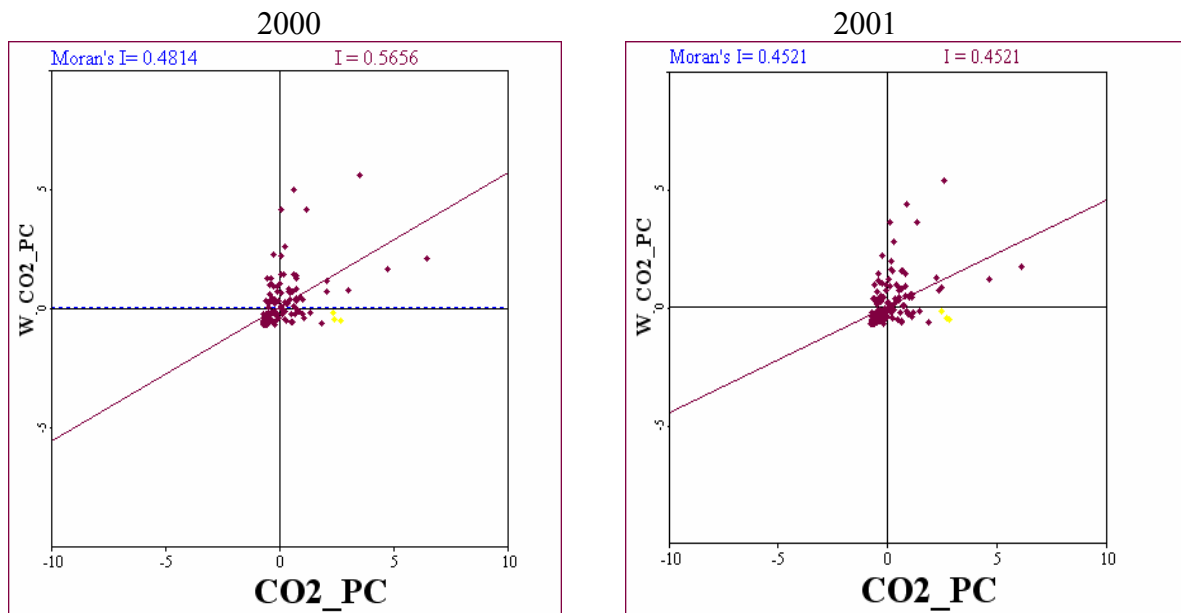
---

<sup>26</sup> A tabela com as estatísticas  $I$  de Moran,  $c$  de Geary e  $G$  de Getis-Ord para o PIB *per capita* pode ser visualizada no tópico 8.2 nos Anexos desta dissertação.

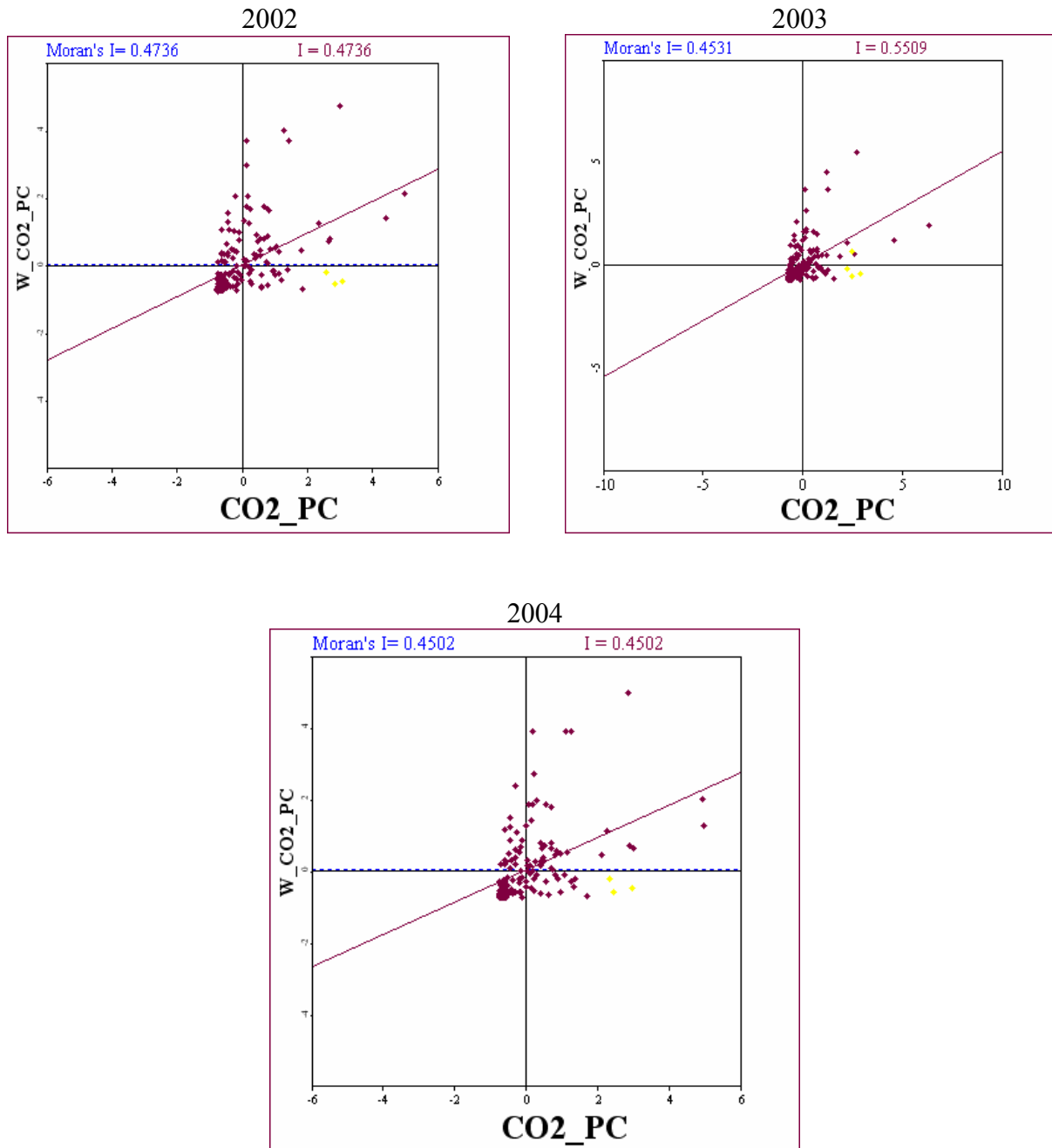
Observa-se na Figura 9 que a exclusão dos *outliers*<sup>27</sup> espaciais do Diagrama de Moran altera o valor do *I* de Moran, que passa a ser o número da direita. Em 2000, por exemplo, com a exclusão dos *outliers*, o *I* de Moran passa de 0,4814 para 0,5656. Como os *outliers* exercem uma influência espúria na regressão, isso revela ainda mais a dependência espacial dos dados, rejeitando-se a hipótese de aleatoriedade espacial dos dados.

Os pontos localizados há mais de dois desvios-padrões do centro nos quadrantes superior direito e no inferior esquerdo (AA e BB) são aqueles classificados como pontos de alavancagem. São países que se afastam do padrão global de associação positiva e exercem influência aumentando ou diminuindo a estatística do *I* de Moran. Ao longo do período sob estudo, esses pontos de alavancagem foram formados pelos seguintes países: Barein, Brunei, Canadá, Kuwait, Luxemburgo e Emirados Árabes Unidos. Somente em 2004, um país a mais se classificou como ponto de alavancagem, que foi a Noruega. Esses são alguns dos países que no tópico 4.1 estiveram entre os países considerados os maiores emissores de CO<sub>2</sub> *per capita*.

**Figura 9 – Diagramas de Dispersão de Moran das Emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* para os 167 países, no período de 2000 a 2004**



<sup>27</sup> Os *outliers* espaciais foram identificados segundo o critério de estar acima ou abaixo de dois desvios-padrão da média nos quadrantes AB ou BA.

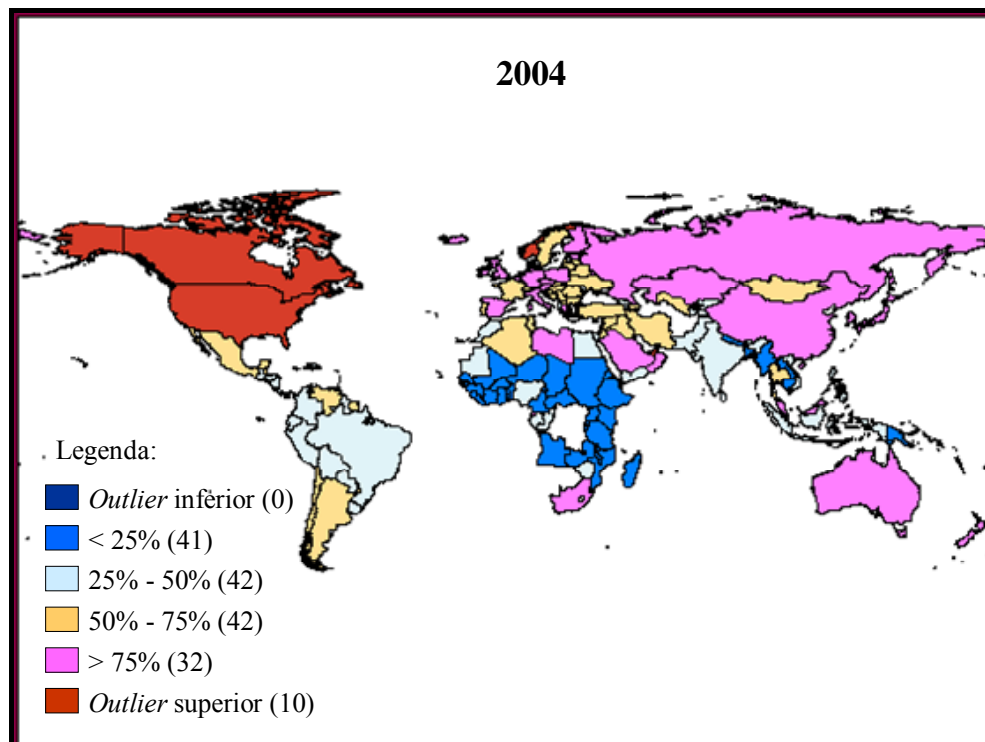
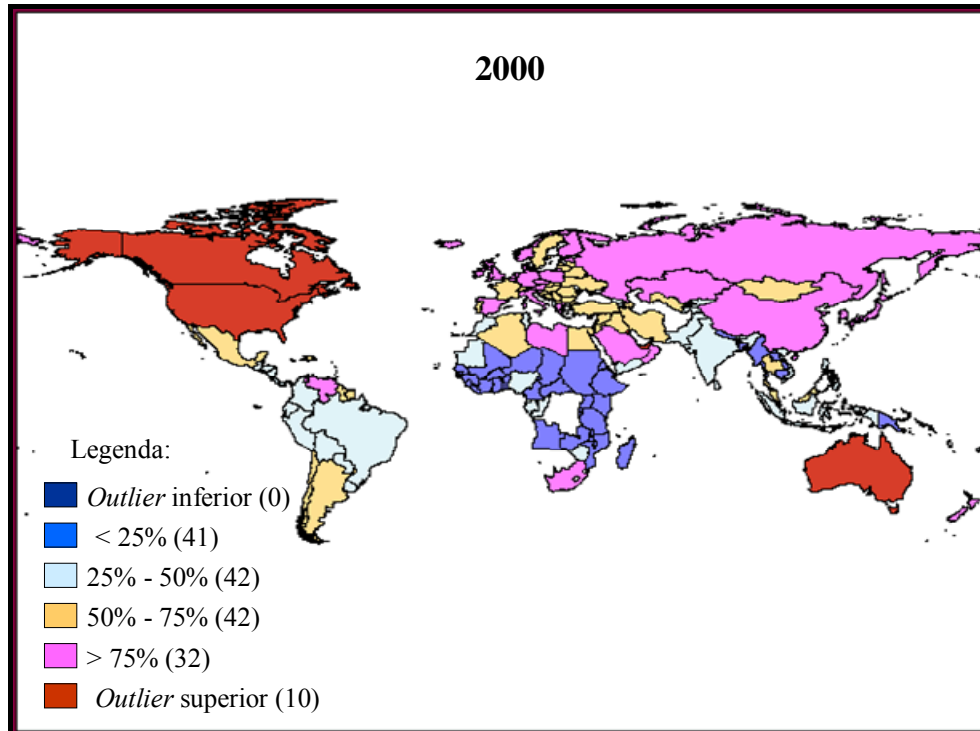


Fonte: Elaboração do autor no programa GeoDa 0.9.5, com os dados da pesquisa.

Como os diagramas mostram grupos de autocorrelação espacial significativos ou não, é preciso avaliar a ocorrência de autocorrelação estatisticamente significativa, e para isso, a próxima seção apresentará os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA).

Outra maneira de detectar os *outliers* é por meio do *Box Map* (Figura 10) apresentado a seguir para os anos de 2000 e 2004.

Figura 10 – *Box Map* para as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* no ano de 2000 e 2004



Fonte: Elaboração do autor no programa GeoDa 0.9.5 (*hinge* 1.5), com os dados da pesquisa.

A Figura 10 para o ano 2000 indica alguns países como sendo os *outliers* superiores, ou seja, aqueles países que emitem uma quantidade de CO<sub>2</sub> *per capita* acima dos demais. Estes países são Aruba, Austrália, Barein, Brunei, Canadá, Kuwait, Luxemburgo,

Emirados Árabes Unidos, Trinidad e Tobago, e Estados Unidos. Em todos os anos, esses países continuam sendo *outliers* superiores no intervalo considerado, com a entrada da Noruega nos anos de 2002, 2003 e 2004; e saída da Austrália em 2003 e 2004. Esse resultado confirma a elevada participação que os Estados Unidos e o Canadá exercem sobre as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Além disso, os demais países, com exceção da Austrália, estiveram no tópico 4.1 entre os países que mais emitem em termos *per capita*.

#### 4.2.2 Indicadores de Autocorrelação Local

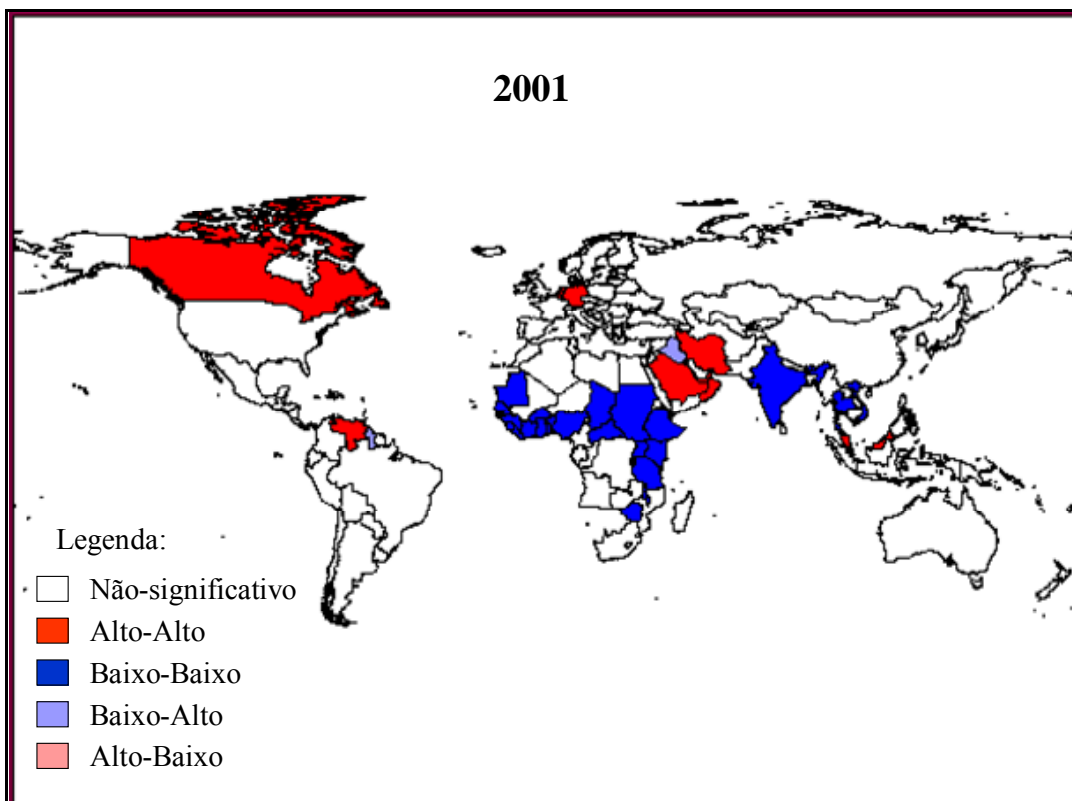
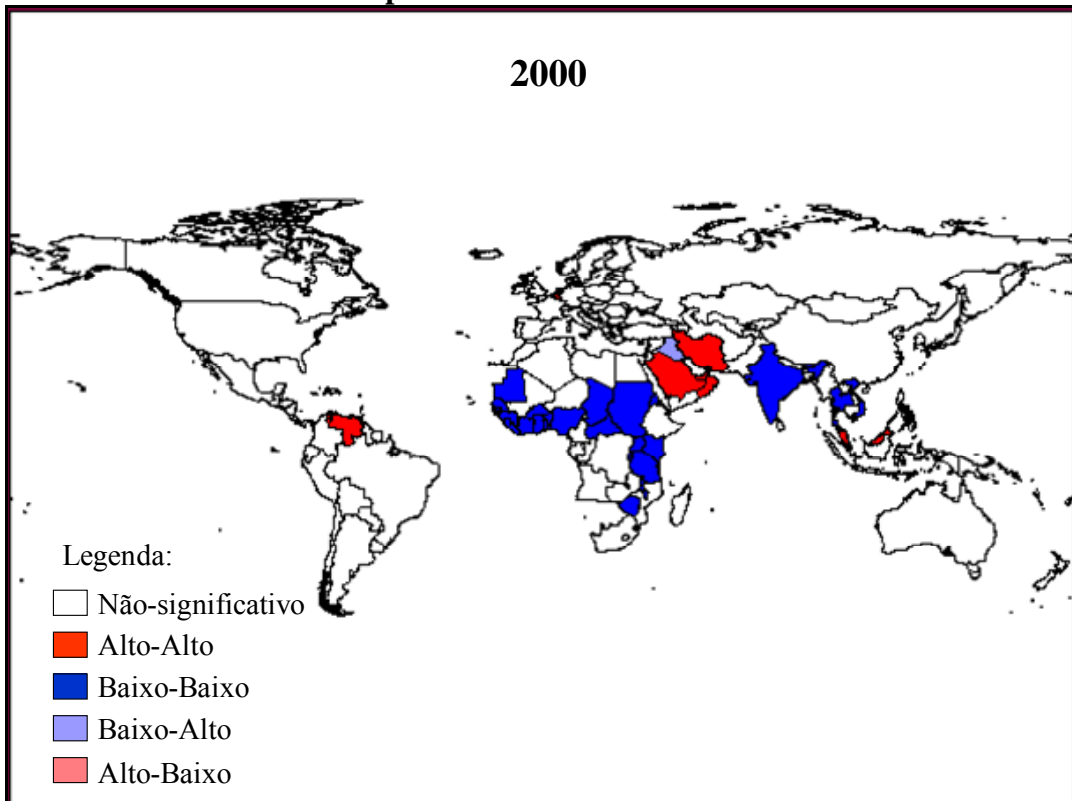
Com o objetivo de encontrar grupos de autocorrelação espacial estatisticamente significativos, foi aplicado o Indicador de Autocorrelação Espacial Local (LISA) que é baseado no  $I$  de Moran Local. Essa estatística apresenta *clusters* espaciais com valores similares (Alto-Alto ou Baixo-Baixo) e *clusters* espaciais com valores dissimilares (Baixo-Alto ou Alto-Baixo).

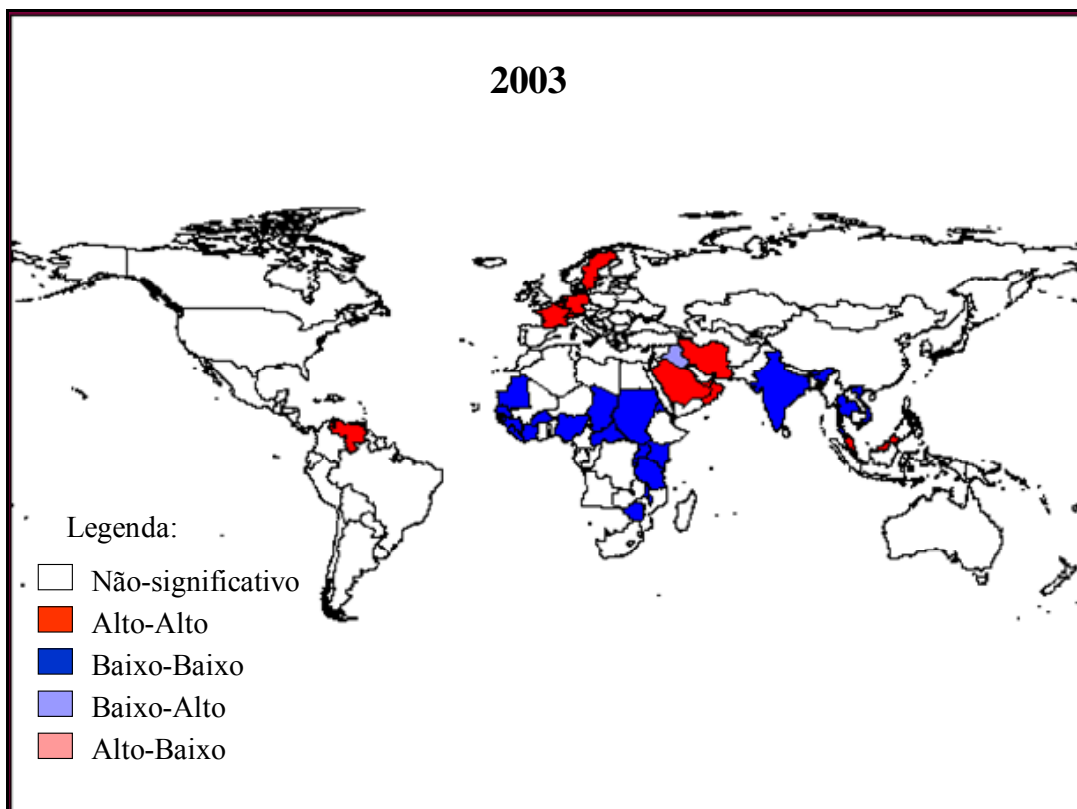
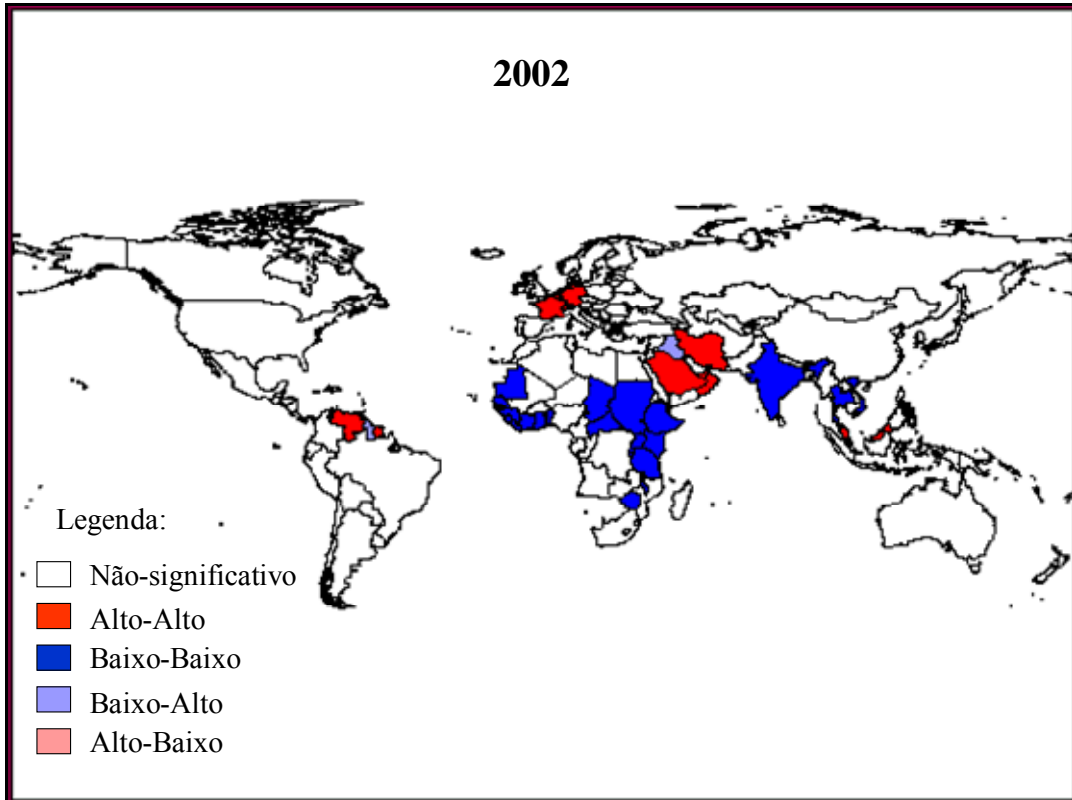
Considerando o grande número de informações a serem computadas, o mais indicado é mapeá-las, formando o chamado mapa de *clusters* para a variável de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. A hipótese nula do  $I_i$  local continua sendo a ausência de autocorrelação espacial.

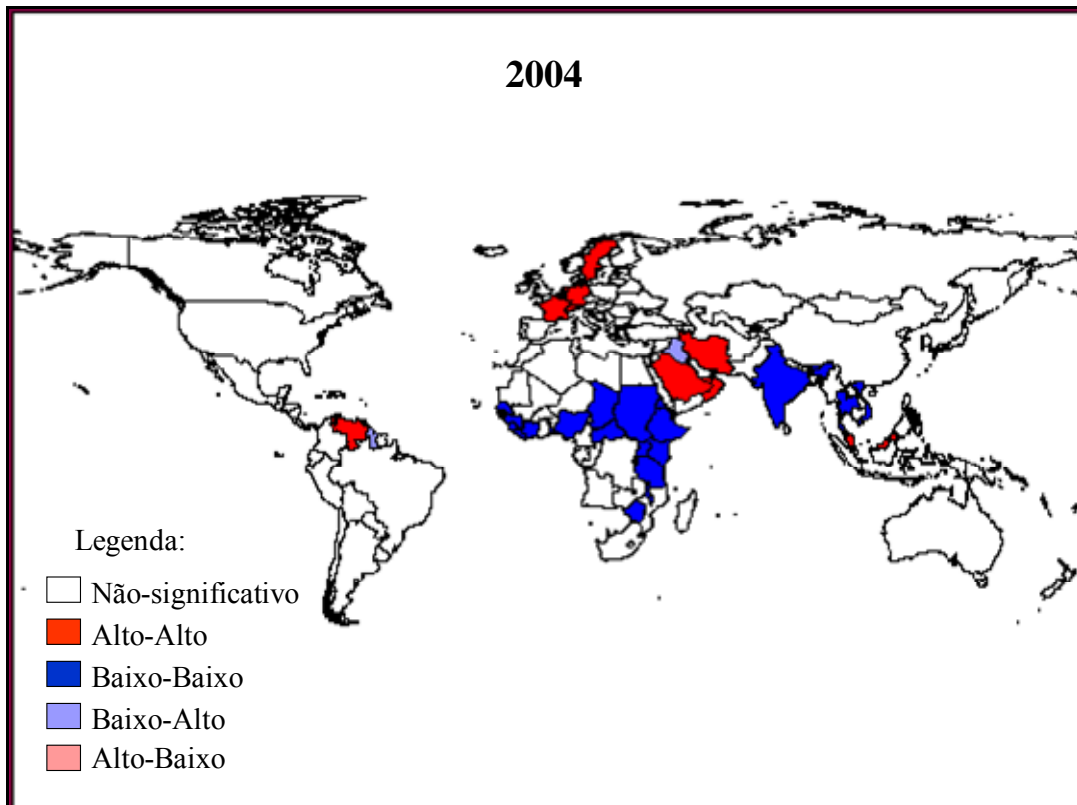
A Figura 11 ilustra o mapa de *clusters* para as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* dos 167 países da amostra, no período de 2000 a 2004. O mapa apresenta aqueles países cuja estatística  $I_i$  foi significativa ao nível de 5%.

Observa-se, por meio da Figura 11, que a estatística local de Moran confirma a tendência de autocorrelação espacial positiva, revelada pela estatística global apresentada na seção anterior. Percebe-se, assim, que a maioria dos países que apresentam aglomerações estatisticamente significativas se agrupa em *clusters* do tipo AA e BB.

**Figura 11 - Mapa de *clusters* para as emissões de CO<sub>2</sub> per capita dos países do mundo no período de 2000 a 2004**







Fonte: Elaboração do autor no programa GeoDa 0.9.5, com os dados da pesquisa.

No ano 2000, observa-se que 24 países (14,37% do total da amostra) formam o *cluster* BB (Baixo-Baixo) de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*, e entre eles, mais de 79% são países pertencentes ao continente africano (Benin, Chade, República Centro-Africana, Guiné, Etiópia, Quênia, Libéria, Malawi, Mauritânia, Nigéria, Guiné-Bissau, Ruanda, Senegal, Serra Leoa, Sudão, Tanzânia, Uganda, Burkina Fasso e Zimbábue). Todos esses países possuem uma renda *per capita* inferior a seiscentos dólares. Os outros 21% que formam o *cluster* do tipo BB são Butão, Índia, Laos, Tailândia e Vietnã, países pertencentes à Ásia e com renda *per capita* inferior a oitocentos dólares, com exceção da Tailândia que, no ano analisado, apresentou um PIB *per capita* acima de dois mil dólares.

Os oito países (4,79% do total da amostra) que formaram o *cluster* do tipo AA (Alto-Alto) também estão concentrados, sendo que 62,5% desses países estão localizados no sudoeste da Ásia (Irã, Kuwait, Omã, Arábia Saudita e Emirados Árabes Unidos). Esses países obtiveram um PIB *per capita* acima de oito mil dólares em 2000, com exceção do Irã que apresentou um PIB pouco acima de mil dólares. Os outros 37,5% dos países estão em regiões diversas, a Malásia no sudeste Asiático, a Bélgica no oeste da Europa e a Venezuela no norte da América do Sul. A Venezuela e a Malásia apresentaram em 2000, um PIB *per capita* acima de três mil dólares, já a Bélgica obteve uma renda *per capita* acima de vinte mil



dólares. Por fim, apenas um país (0,6% da amostra) exibiu um *cluster* do tipo BA (Baixo-Alto), que foi o Iraque, localizado no sudoeste da Ásia e com renda *per capita* de pouco mais de mil dólares. Mais de 80% da amostra não apresentou nenhum tipo de *cluster* estatisticamente significativo.

Em 2001, 26 países (15,57% da amostra) passam a fazer parte do *cluster* tipo BB, e dessa vez 88,46% destes são países africanos. São os mesmos que formaram este *cluster* em 2000, com a inclusão de Burundi, Gana, Costa do Marfim e Gâmbia. A renda *per capita* continua abaixo dos seiscentos dólares para esses países. Os Estados que formam os 11,54% restantes do *cluster* BB são da Ásia, os mesmos do ano 2000, com exceção de Butão e Laos. O PIB se situa abaixo de novecentos dólares *per capita*, com exceção da Tailândia que apresenta uma renda acima de dois mil dólares.

O *cluster* AA é formado por dez países (6% da amostra), sendo que desses, 40% são pertencentes ao sudoeste da Ásia, os mesmos países do ano anterior, com exceção do Kuwait. 30% desse *cluster* é formado por países em localidades diversas como a Venezuela e a Malásia, que exibiram uma renda acima de três mil dólares em 2001 e o Canadá acima de vinte mil dólares *per capita*. A Europa aumenta sua participação no padrão AA, representando agora 30% do *cluster* AA. Além da Bélgica, houve a inclusão da Alemanha e da Holanda. Esses países exibiram um PIB *per capita* acima de vinte mil dólares no ano analisado. O Iraque e a Guiana são países que formam o *cluster* do tipo BA e possuem rendas *per capita* inferiores a mil dólares. Ademais, em torno de 77% da amostra não exibiram algum tipo de *cluster* estatisticamente significativo.

Em 2002, 22 países (13,17% da amostra) fizeram parte do padrão BB e, assim como ocorreu nos anos anteriores, o continente africano representa mais de 85% desse *cluster*, sendo que o restante pertence ao continente asiático. O padrão AA foi revelado por doze países (7,19% da amostra), agora abrangendo mais países europeus, Bélgica, França, Alemanha, Suíça e Holanda que formaram 50% do *cluster* deste tipo. Os países do sudoeste asiático (Irã, Kuwait, Omã, Arábia Saudita e Emirados Árabes Unidos) representaram 33,34% do *cluster*, e os 16,66% restantes são a Venezuela, Malásia e o Suriname. O padrão BA foi obtido pelos mesmos países do ano anterior. Em torno de 78% da amostra não formaram nenhum tipo de *cluster* estatisticamente significativo.

O padrão BB em 2003 foi encontrado para 24 países (14,37% da amostra), e mais uma vez, os países com menores rendas *per capita* da África constituíram a maioria deste *cluster* (79,17%). Os demais países são pertencentes à Ásia e possuem rendas *per capita* abaixo de mil dólares, com exceção da Tailândia. Os mesmos países de 2002 continuaram

apresentando o padrão AA, com a inclusão de mais um país europeu, a Suécia, e a exclusão do país da América do Sul, o Suriname. O *cluster* BA é formado pelos mesmos países do ano anterior. Não formaram *clusters* estatisticamente significativos, aproximadamente 77% da amostra.

Por fim, no ano de 2004, foram encontrados 25 países (14,97% da amostra) seguindo o padrão BB. Assim como em todos os anos anteriores, esse *cluster* é formado por países em sua maioria africanos e países pobres da Ásia que possuem PIB *per capita* abaixo de seiscentos dólares, com exceção da Tailândia (mais de dois mil dólares) e de Butão (acima de novecentos dólares). O *cluster* do tipo AA foi formado por nove países (5,39% da amostra), principalmente por países europeus (Suíça, Suécia, França e Alemanha) e países do sudoeste da Ásia (Emirados Árabes Unidos, Arábia Saudita, Omã e Irã). Esses países possuem PIB acima de vinte mil dólares *per capita*, com exceção de Omã e Arábia Saudita (em torno de nove mil dólares) e o Irã (renda pouco acima de mil dólares). O padrão BA foi encontrado para os mesmos países dos anos anteriores. Entre os 167 países da amostra, praticamente 78% não formaram *clusters* estatisticamente significativos.

Fazendo uma comparação desses resultados com os encontrados na seção 4.1, observa-se que os países que apresentaram os menores PIB *per capita*, aqueles que ficaram abaixo da renda mediana da economia, são os países que formaram o *cluster* BB. E os países de renda intermediária (entre a mediana e a média) e que possuem PIB *per capita* acima da média são os que formaram o *cluster* AA.

Esses resultados, entretanto, ainda não são suficientes para identificar a relação existente entre as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* e o crescimento econômico, medido pelo PIB *per capita*. É preciso que se faça uma análise econométrica para que se encontre a trajetória no tempo que a quantidade de carbono segue em decorrência do crescimento econômico, assim como encontrar a influência de outras variáveis na emissão desse gás de efeito estufa.

Portanto, com objetivo de uma avaliação mais detalhada da relação entre as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* e o PIB *per capita*, o próximo capítulo vai analisar os modelos econométricos da CKA, apresentando uma abordagem de dados em painel com dependência espacial.

## 5. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS MODELOS ECONOMÉTRICOS

O propósito desse capítulo é apresentar os modelos econométricos estimados para uma CKA. Serão avaliados e analisados os seguintes modelos: 1º) um modelo tradicional com os dados agregados estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em *pool*, sem controle para efeitos fixos ou dependência espacial; 2º) um modelo de efeitos fixos sem considerar a dependência espacial; e 3º) os modelos de efeitos fixos com dependência espacial. A amostra é composta por 167 países durante um período de cinco anos (2000 a 2004), ou seja, 835 observações.

Com isso, pretende-se alcançar os seguintes objetivos: 1) avaliar se um modelo de dados em painel com dependência espacial se ajusta melhor para a estimação de CKAs; 2) investigar quais são as variáveis importantes na determinação das emissões de dióxido de carbono; 3) e, por fim, avaliar a eficácia do Protocolo de Quioto para a redução global de CO<sub>2</sub> *per capita*.

### 5.1 Estimação dos Modelos

As equações foram estimadas para um conjunto de dados em painel composto por 167 países, com observações para o período de 2000 a 2004. Os modelos estimados são aqueles dispostos na seção 3.4 desta dissertação, a saber: modelo (1) sem correção espacial, modelo (2) com correção espacial no termo de erro, modelo (3) com correção de defasagem espacial, modelo (4) regressivo cruzado espacial, modelo (5) de Durbin espacial, modelo (6) de defasagem com erro espacial, e modelo (7) de transbordamentos com erro espacial.

O primeiro passo foi realizar as estimações de dois modelos sem consideração dos efeitos espaciais: i) um modelo de *pool* de dados estimado por MQO, e ii) um modelo de

efeitos fixos sem a consideração dos efeitos espaciais estimado por Mínimos Quadrados Variáveis *Dummies* (LSDV). Ambos estão apresentados na Tabela 2. Vale destacar o alto poder de explicação da segunda regressão dado pelo  $\bar{R}^2$ , em torno de 99%.

**Tabela 2 - Modelos sem dependência espacial da CKA estimados por MQO e LSDV**

Variáveis	Modelo (MQO)	Modelo (LSDV)
Constante	-0,454586* (0,1392)	-2,550838* (0,6268)
$y_t$	0,000200* (5,14 x 10 <sup>-5</sup> )	0,001424* (0,0001)
$y_t^2$	-9,81 x 10 <sup>-9</sup> * (2,92 x 10 <sup>-9</sup> )	-5,28 x 10 <sup>-8</sup> * (8,42 x 10 <sup>-9</sup> )
$y_t^3$	1,07 x 10 <sup>-13</sup> ** (4,59 x 10 <sup>-14</sup> )	6,16 x 10 <sup>-13</sup> * (1,10 x 10 <sup>-13</sup> )
$PK_t$	-1,252707* (0,2568)	0,004751*** (0,0400)
$VC_t$	0,695304* (0,1350)	-0,140282*** (0,1094)
$EN_t$	2,670506* (0,0476)	2,307879* (0,1374)
$DP_t$	7,71 x 10 <sup>-5</sup> *** (0,0001)	-0,004695** (-2,3480)
$\bar{R}^2$	0,91	0,99
SC	1,4526	-1,0506
AIC	4,2452	2,1395
“Ponto de Inflexão” (máx.)	US\$ 10.193,68	US\$ 13.484,85
“Ponto de Inflexão” (mín.)	US\$ 30.560,75	US\$ 28.571,43
Teste Jarque-Bera	11793,7*	282033,4*
Teste Hausman	_____	65,46*

Fonte: Elaboração própria com base nos programas Eviews 6.0, ArcView GIS 3.2 e SpaceStat 1.91.

\* Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

\*\* Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

\*\*\* Não significativo.

Observação: O desvio-padrão se encontra entre parêntesis.

Primeiramente, nota-se no modelo estimado com *pool* de dados que a maioria das variáveis apresentou-se altamente significativa, com exceção da densidade populacional.

Percebe-se também que as variáveis de intensidade de comércio e densidade populacional exibiram um coeficiente positivo, ao contrário da expectativa teórica. No modelo de efeitos fixos estimado por LSDV, o coeficiente da variável de intensidade de comércio e o coeficiente da *dummy* do Protocolo de Quioto não foram estatisticamente significativos, além disso, a *dummy* não apresentou coeficiente negativo como esperado.

No entanto, ao não dar conta de uma heterogeneidade não-observada espacial eventualmente existente, o modelo em *pool* de dados padecerá de um grave erro de especificação e poderá ocorrer um viés de variáveis omitidas, se outras variáveis que não foram incluídas na regressão causarem efeitos sobre as emissões de CO<sub>2</sub>. Observa-se na Tabela 2 uma diferença considerável nas magnitudes e nos sinais dos coeficientes dos dois modelos apresentados. Pode-se notar, também, que o modelo de efeitos fixos estimado por LSDV apresentou os critérios de informação AIC e SC bem menores do que o modelo em *pool* estimado por MQO, revelando a melhor qualidade de ajuste dos dados no modelo de efeitos fixos.

Tudo isso corrobora a hipótese de que o fenômeno sob estudo é influenciado por efeitos específicos não-observados. Cabe agora, determinar se esses efeitos específicos não-observados devem ser modelados como efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Isso é averiguado pelo teste de Hausman. Por meio da tabela 2, nota-se que o teste Hausman indicou o modelo de efeitos fixos como o mais adequado, rejeitando a hipótese nula de que os dois estimadores (de efeitos aleatórios e fixos) não diferem significativamente e que os efeitos aleatórios são consistentes. Isso justifica a estimação dos modelos CKA pela abordagem dos efeitos fixos.

Os resíduos desse modelo foram checados para averiguar a presença de dependência espacial e assim verificar a relevância da estimação dos modelos espaciais. Foi detectada, por meio do teste *I* de Moran nos resíduos de cada ano analisado, a presença de autocorrelação espacial em dois anos (2000 e 2003). Portanto, para captar a dimensão espacial na dinâmica das emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*, foram incluídas variáveis que tentam captar a dependência espacial presente nos resíduos.

Assim como foi discutido no capítulo 3 do presente trabalho, a estimação de modelos espaciais no termo de erro não deve ser realizada pelo MQO (Mínimos Quadrados Ordinários), pois os estimadores permanecem não enviesados, porém se tornam ineficientes. E no caso de modelos de defasagem espacial, o MQO se torna enviesado e inconsistente. Portanto, métodos alternativos de estimação devem ser implementados. No caso da ocorrência

de não-normalidade dos resíduos<sup>28</sup> e heterocedasticidade, o método indicado é o de Mínimos Quadrados Generalizados Exeqüíveis (MQGE).

Os modelos estimados por MQGE podem ser vistos na Tabela 3.

**Tabela 3 – Modelos CKA de efeitos fixos estimados por MQGE**

Coeficiente	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)	Modelo (7)
Constante	-0,778369* (0,081)	-0,867510* (0,085)	-0,785265* (0,081)	-0,469655* (0,131)	-0,547789* (0,087)	-0,913121* (0,083)	-0,458043* (0,124)
$Y_t$	0,000472* (2,10 x 10 <sup>-5</sup> )	0,0005* (2,2 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000471* (2,1 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000423* (3,3 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000412* (1,8 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000517* (2,1 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000427* (3,5 x 10 <sup>-5</sup> )
$Y_t^2$	-1,83x10 <sup>-8</sup> * (5,5 x 10 <sup>-10</sup> )	-1,90x10 <sup>-8</sup> * (6,5x 10 <sup>-10</sup> )	-1,82x10 <sup>-8</sup> * (5,9x 10 <sup>-10</sup> )	-1,31x10 <sup>-8</sup> * (7,5x 10 <sup>-10</sup> )	-1,33x10 <sup>-8</sup> * (5,5x 10 <sup>-10</sup> )	-1,96x10 <sup>-8</sup> * (6,1x 10 <sup>-10</sup> )	-1,3 x 10 <sup>-8</sup> * (8,6x 10 <sup>-10</sup> )
$Y_t^3$	2,28 x 10 <sup>-13</sup> * (5,2 x 10 <sup>-15</sup> )	2,35x10 <sup>-13</sup> * (6,7x 10 <sup>-15</sup> )	2,28x10 <sup>-13</sup> * (5,3x 10 <sup>-15</sup> )	1,52x10 <sup>-13</sup> * (7,1x 10 <sup>-15</sup> )	1,51x10 <sup>-13</sup> * (8,1x 10 <sup>-15</sup> )	2,42x10 <sup>-13</sup> * (6,5x 10 <sup>-15</sup> )	1,54x10 <sup>-13</sup> * (8,5x 10 <sup>-15</sup> )
$PK_t$	-0,02603*** (0,025136)	-0,02664*** (0,023)	-0,02631*** (0,026)	-0,01132*** (0,028)	-0,01633*** (0,019)	-0,02247*** (0,023)	-0,01589*** (0,030)
$VC_t$	-0,060807* (0,007)	-0,062885* (0,008)	-0,061801* (0,007)	-0,046464* (0,008)	-0,046228* (0,005)	-0,064394* (0,008)	-0,039306* (0,006)
$EN_t$	2,653024* (0,058)	2,645372* (0,052)	2,654949* (0,057)	2,755343* (0,068)	2,809424* (0,067)	2,642051* (0,054)	2,763852* (0,067)
$DP_t$	-0,001556* (0,001)	-0,001556* (0,001)	-0,001544* (0,001)	-0,00107** (0,001)	-0,00119** (0,001)	-0,00149** (0,001)	-0,00121* (0,001)
$W_1E_t$			0,00063*** (0,003)		-0,079124* (0,009)	-0,00273*** (0,004)	
$W_2u_t$		-0,00817*** (0,009)				-0,00955*** (0,009)	-0,042169* (0,002)
$W_{-}Y_t$				-0,000102* (1,2 x 10 <sup>-5</sup> )	-8,14x10 <sup>-5</sup> * (9,1 x 10 <sup>-6</sup> )		-0,000113* (1,1 x 10 <sup>-5</sup> )
$W_{-}VC_t$				0,00142*** (0,009)	0,01006*** (0,008)		0,00363*** (0,008)
$W_{-}EN_t$				0,1584*** (0,021)	0,397248* (0,025)		0,186952* (0,017)

<sup>28</sup> O teste Jarque-Bera apresentado na tabela 2 rejeita a hipótese nula de normalidade dos resíduos em ambos os modelos.

$W\_DP_t$				-0,001514* (0,001)	-0,001805* (0,001)		-0,001524* (0,001)
<b>“Ponto de Inflexão” (em US\$) (máx)</b>	12.896,17	13.157,89	12.939,56	16.145,04	15.488,72	13.188,78	16.423,08
<b>“Ponto de Inflexão” (em US\$) (mín)</b>	26.754,39	26.950,35	26.608,19	28.728,07	29.359,82	26.997,25	28.138,53
<b>I de Moran<sup>29</sup></b>	Dep. Espacial nos anos 2000 e 2003	Dep. Espacial nos anos 2000 e 2003	Dep. Espacial nos anos 2000 e 2003	Dep. Espacial nos anos 2000 e 2003	Dep. Espacial no ano 2003	Dep. Espacial nos anos 2000 e 2003	Dep. Espacial nos anos 2000 e 2003
<b>Teste Hausman</b>	65,4647*	65,3056*	71,4401*	72,3338*	74,2590*	72,8037*	73,2473*
<b>SC</b>	-1,57896	-1,55022	-1,57910	-1,69459	-1,70510	-1,56590	-1,68202
<b>AIC</b>	-1,62425	-1,60118	-1,63006	-1,76253	-1,77870	-1,62352	-1,75562

Fonte: Elaboração própria com base nos programas Eviews 6.0, ArcView GIS 3.2 e SpaceStat 1.91.

\* Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

\*\* Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

\*\*\* Não significativo.

Observação: O desvio-padrão se encontra entre parêntesis.

Depois de estimados os modelos, deve-se escolher como melhor modelo àquele que atender a dois critérios. Em primeiro lugar, os resíduos não devem apresentar autocorrelação espacial, o que não aconteceu em nenhum dos modelos estimados. Todos apresentaram dependência espacial nos anos de 2000 e 2003, com exceção do modelo de Durbin, que apresentou dependência apenas em 2003. O segundo é baseado na qualidade de ajuste do modelo de acordo com os critérios de informação AIC e SC. Nesse caso, o modelo de Durbin foi o que apresentou melhor ajuste. Vale destacar que os critérios AIC e SC dos modelos espaciais estimados por MQGE exibiram uma qualidade de ajuste muito superior aos modelos estimados na Tabela 2.

Na Tabela 3, pode-se observar também que o teste Hausman foi feito para todos os modelos, e que mais uma vez rejeitou-se a hipótese nula (modelos de efeitos aleatórios são consistentes), concluindo, portanto, que o modelo de efeitos fixos oferece resultados mais consistentes e deve ser o estimador utilizado nas estimações da CKA.

Mas como o principal objetivo é a correção da dependência espacial, foram estimados novamente todos os modelos espaciais com a adição de variáveis *dummies*, que

<sup>29</sup> O teste do I de Moran para dependência espacial foi feito ao nível de 5% de significância.

foram incluídas de acordo com o mapeamento dos *outliers* inferiores e superiores<sup>30</sup>. Os países que representam esses *outliers* estão descritos no Quadro 05 abaixo:

**Quadro 05 – Lista de *Outliers***

<i>Outliers</i> Superiores	<i>Outliers</i> Inferiores
Estados Unidos	Myanmar
Venezuela	Guiné Equatorial <sup>31</sup>
Trinidad e Tobago	Costa do Marfim
Emirados Árabes Unidos	
Arábia Saudita	
Noruega	
Kuwait	
Finlândia	
Guiné Equatorial	
Barein	

Fonte: Elaboração própria com base no programa Eviews 6.0.

Após, os resíduos foram novamente testados pela estatística *I* de Moran e o modelo (4) regressivo cruzado espacial, o modelo (2) com correção espacial no termo de erro e o modelo (3) de defasagem espacial ainda apresentaram dependência espacial a um nível de significância de 10%. As estimações desses modelos podem ser visualizadas pela Tabela 4.

O modelo (5) de Durbin espacial, o modelo (6) de defasagem com erro e o modelo (7) de transbordamento com erro não apresentaram dependência espacial em nenhum ano analisado. Portanto, dentre esses modelos, deve-se selecionar o modelo segundo os critérios AIC e SC, sendo aquele que exibiu melhor ajuste. Como pode ser confirmado pela Tabela 4, o modelo com menor AIC, entre os modelos que não apresentaram dependência espacial nos resíduos, foi o modelo (6) de defasagem com erro.

<sup>30</sup> O mapeamento dos *outliers* superiores e inferiores, foi feito de acordo com o critério de dois desvios-padrão (acima ou abaixo) em relação à média dos resíduos.

<sup>31</sup> O Guiné Equatorial é um *outlier* inferior nos anos 2000 e 2001, enquanto é *outlier* superior nos anos 2003 e 2004.



**Tabela 4 – Modelos CKA de efeitos fixos estimados por MQGE com a adição de *dummies* de outlier**

Coefficiente	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)	Modelo (7)
Constante	-0,906497* (0,0641)	-0,798272* (0,0637)	-1,019700* (0,0942)	-0,893776* (0,0940)	-0,786803* (0,0636)	-0,969118* (0,1057)
$y_t$	0,000568* (2,45 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000548* (2,01 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000596* (4,11 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000525* (2,86 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000542* (-1,9 x 10 <sup>-5</sup> )	0,000589* (4,54 x 10 <sup>-5</sup> )
$y_t^2$	-2,30 x 10 <sup>-8</sup> * (1,00 x 10 <sup>-9</sup> )	-2,22 x 10 <sup>-8</sup> * (8,08x 10 <sup>-10</sup> )	-2,24 x 10 <sup>-8</sup> * (1,52 x 10 <sup>-9</sup> )	-2,03 x 10 <sup>-8</sup> * (1,10 x 10 <sup>-9</sup> )	-2,21 x 10 <sup>-8</sup> * (8,82x 10 <sup>-10</sup> )	-2,21 x 10 <sup>-8</sup> * (1,80 x 10 <sup>-9</sup> )
$y_t^3$	2,83 x 10 <sup>-13</sup> * (1,23x 10 <sup>-14</sup> )	2,73 x 10 <sup>-13</sup> * (1,05x 10 <sup>-14</sup> )	2,69 x 10 <sup>-13</sup> * (1,71x 10 <sup>-14</sup> )	2,47 x 10 <sup>-13</sup> * (1,38x 10 <sup>-14</sup> )	2,72 x 10 <sup>-13</sup> * (1,17x 10 <sup>-14</sup> )	2,68 x 10 <sup>-13</sup> * (2,10x 10 <sup>-14</sup> )
$PK_t$	-0,079648* (0,0194)	-0,061927* (0,0220)	-0,067232** (0,0269)	-0,063415** (0,0267)	-0,064456* (0,0214)	-0,069682** (0,0725)
$VC_t$	-0,134104* (0,0180)	-0,122078* (0,0206)	-0,158156* (0,0159)	-0,136517* (0,0175)	-0,119806* (0,0203)	-0,156392* (0,0159)
$EN_t$	2,643344* (0,0363)	2,664350* (0,0365)	2,640535* (0,0434)	2,679179* (0,038)	2,665941* (0,0353)	2,635650* (0,0486)
$DP_t$	-0,001469* (0,0003)	-0,001413* (0,0002)	-0,001773* (0,0004)	-0,001684* (0,0003)	-0,001403* (0,0002)	-0,001789* (0,0004)
$W_1E_t$		-0,021383* (0,0039)		-0,059551* (0,0073)	-0,020711* (0,0028)	
$W_2u_t$	-0,016879** (0,0074)				-0,009632*** (0,0088)	-0,030942* (0,0089)
$D_{-}I$ <sup>32</sup>	-1,454196* (0,2299)	-1,410491* (0,2475)	-1,469511* (0,1877)	-1,381131* (0,2055)	-1,405653* (0,2497)	-1,464558* (0,1892)
$D_{-}S$ <sup>33</sup>	1,494703* (0,2919)	1,541543* (0,2973)	1,471020* (0,2784)	1,514617* (0,2834)	1,545822* (0,0307)	1,472019* (0,2838)
$W_{-}Y_t$			-4,12 x 10 <sup>-5</sup> * (1,19 x 10 <sup>-5</sup> )	-3,03 x 10 <sup>-5</sup> * (1,00 x 10 <sup>-5</sup> )		-4,83 x 10 <sup>-5</sup> * (1,40 x 10 <sup>-5</sup> )
$W_{-}VC_t$			0,032189* (0,0073)	0,031921* (0,007024)		0,031413* (0,0075)

<sup>32</sup>  $D_{-}I$  é a *dummy* de outlier inferior.

<sup>33</sup>  $D_{-}S$  é a *dummy* de outlier superior.

$W_{-EN_t}$			-0,009060*** (0,0192)	0,158548* (0,0191)		-0,003355*** (0,0230)
$W_{-DP_t}$			0,01094* (0,0001)	0,000916* (8,53 x 10 <sup>-5</sup> )		0,001154* (0,0002)
<b>“Ponto de Inflexão” (em US\$) (máx.)</b>	12.347,83	12.342,34	13.303,57	12.931,03	12.262,44	13.325,79
<b>“Ponto de Inflexão” (em US\$) (mín.)</b>	27.090,69	27.106,23	27.757,12	27.395,41	27.083,33	27.487,56
<b>I de Moran</b>	Dep. Espacial no ano 2003	Dep. Espacial no ano 2003	Dep. Espacial no ano 2003	_____	_____	_____
<b>SC</b>	-1,66207	-1,65957	-1,64040	-1,62793	-1,65111	-1,63353
<b>AIC</b>	-1,72435	-1,72185	-1,71966	-1,71256	-1,71905	-1,71845

Fonte: Elaboração própria com base nos programas Eviews 6.0, ArcView GIS 3.2 e SpaceStat 1.91.

\* Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

\*\* Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

\*\*\* Não significativo.

Observação: O desvio-padrão se encontra entre parêntesis e o p-valor entre colchetes.

Por meio da Tabela 5, pode-se verificar a estatística *I* de Moran para os resíduos do modelo de defasagem com erro, comprovando que os seus resíduos não apresentaram dependência espacial em nenhum ano analisado.

**Tabela 5 – Índice de Moran dos resíduos para o modelo (6) de defasagem com erro**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,06079	-0,006	0,06935	-0,78974	0,42968
2001	-0,02450	-0,006	0,06935	-0,26649	0,78986
2002	-0,05841	-0,006	0,06935	-0,75546	0,44997
2003	-0,11395	-0,006	0,06935	-1,55628	0,11964
2004	-0,04935	-0,006	0,06935	-0,62471	0,53216

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

O capítulo anterior, que realizou uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) comprovou a existência e a importância dos efeitos espaciais para o caso da variável dependente de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Ao estimar todos os modelos, pôde-se avaliar que um modelo de dados em painel com dependência espacial se ajusta melhor aos dados do que um modelo tradicional sem a consideração dos efeitos espaciais para a estimação de uma CKA. Pode-se concluir que o modelo com efeitos espaciais se ajusta melhor aos dados por meio da estatística AIC nas Tabelas 2 e 3. Além disso, ao ser estimado o modelo (1) sem

consideração dos efeitos espaciais, verificou-se a presença de resíduos autocorrelacionados espacialmente, provando a ocorrência de má especificação do modelo. Com isso, reforçou-se a confiança na adequação do modelo econométrico de defasagem com erro espacial.

Finalmente, a próxima seção irá analisar o modelo com efeitos fixos da CKA na forma de defasagem com erro espacial apresentado como modelo (6) na Tabela 4. Serão avaliadas as variáveis que afetam as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*, assim como a eficácia do Protocolo de Quioto no que concerne às emissões.

## 5.2 Análise do Modelo de Defasagem com Erro Espacial

De acordo com Lucena (2005), uma medida de pressão ambiental algumas vezes utilizada na análise da hipótese CKA é o uso de energia, geralmente definido como a intensidade energética ou a energia consumida por habitante. Geralmente, as evidências a favor da CKA são encontradas para problemas ambientais de natureza local e de curto prazo (SO<sub>2</sub>, NO<sub>x</sub>). Ao investigar poluentes cujos custos de controle são grandes em termos de mudanças nos hábitos de consumo e cujos efeitos são externalizados na atmosfera, como o CO<sub>2</sub>, por exemplo, essa relação não possui evidências empíricas robustas ao seu favor.

Portanto, do ponto de vista teórico, a relação na forma de U invertido é menos provável para as emissões de CO<sub>2</sub> do que para poluentes do ar “tradicionais”, tais como o SO<sub>2</sub>. Porque enquanto esses poluentes possuem efeitos locais, as emissões de carbono causam problemas em escala global, e assim, os custos sociais do aquecimento global se acumulam ao longo do tempo e através das nações. Assim, esta seção pretende avaliar se existe uma CKA na forma de U invertido para o mais importante gás que provoca o “efeito estufa”, o CO<sub>2</sub>.

Primeiramente, para ilustrar o efeito de uma mudança de 1% no PIB *per capita* sobre as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*, a Tabela 6 apresenta a elasticidade renda<sup>34</sup> das emissões para uma divisão da amostra em quatro intervalos de renda, como pode ser visto abaixo:

**Tabela 6 – Elasticidade renda das emissões (média para o período 2000-2005)**

Intervalos de Renda	Valor Mínimo	Valor Máximo	Elasticidade-renda
Intervalo 1 (41 países)	US\$ 102,36	US\$ 492,42	0,4091
Intervalo 2 (42 países)	US\$ 486,05	US\$ 1.976,58	0,2305
Intervalo 3 (42 países)	US\$ 1.761,65	US\$ 6.554,79	0,4895
Intervalo 4 (42 países)	US\$ 6.560,39	US\$ 50.634,80	0,8604

Fonte: Elaboração dos autores

<sup>34</sup> A fórmula de cálculo das elasticidades está no tópico 8.3 dos anexos desta dissertação.

Observa-se por meio da Tabela 6 uma queda da elasticidade renda para as emissões de CO<sub>2</sub> do intervalo 1 para o 2, seguido por aumentos consecutivos nos intervalos 3 e 4. No intervalo 1, ao aumentar a renda em 1%, as emissões aumentam 0,41% e no intervalo 4, as emissões aumentariam em 0,86%. Isso revela que os países mais ricos possuem uma maior elasticidade renda em relação às emissões. Este resultado pode ter sido causado pelo fato de que no intervalo mais elevado de renda estão os países mais desenvolvidos, responsáveis por mais de 64% das emissões totais *per capita*. Assim, esses são mais sensíveis para aumentar as emissões em decorrência do aumento do PIB *per capita*.

Conforme os critérios discutidos na seção anterior, o modelo de defasagem com erro espacial apresentou-se como o mais adequado na estimação da CKA, e, portanto, será a partir dele que o presente trabalho discutirá as implicações de seus resultados. A Tabela 7 ilustra o modelo a ser analisado.

**Tabela 7 – Modelo de defasagem com erro espacial estimado com efeitos fixos pelo método MQGE**

Variáveis	Coefficiente	Prob.
Constante	-0,786803	0,00
$y_t$	0,000542	0,00
$y_t^2$	-2,21 x 10 <sup>-8</sup>	0,00
$y_t^3$	2,72 x 10 <sup>-13</sup>	0,00
$VC_t$	-0,119806*	0,00
$EN_t$	2,665941	0,00
$DP_t$	-0,001403	0,00
$PK_t$	-0,064456	0,00
$W_1E_t$	-0,020711	0,00
$W_2u_t$	-0,009632	0,27
$D\_I$	-1,405653	0,00
$D\_S$	1,545822	0,00
<b>AIC</b>	<b>-1,71905</b>	
<b>“Ponto de Inflexão” (máx.)</b>	<b>US\$ 12.262,44</b>	
<b>“Ponto de Inflexão” (mín.)</b>	<b>US\$ 27.083,33</b>	

Fonte: Elaboração própria com base nos programas Eviews 6.0, ArcView GIS 3.2 e SpaceStat 1.91.

Nesse modelo, observa-se que existem três formas das variáveis explicativas influenciarem a quantidade de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Uma forma é diretamente, por

meio das variáveis presentes nos próprios países, como o PIB *per capita*, a intensidade de comércio, o consumo de energia *per capita* e a densidade populacional. Uma segunda forma é através de acordos internacionais que um país pode ser signatário ou não, como no caso da variável *dummy* para o Protocolo de Quioto, que assume valor “1” para os países que ratificaram, e “0” caso contrário. E, por fim, a terceira forma, está relacionada aos efeitos espaciais, como os transbordamentos (*spillovers*) espaciais, isto é, quando as emissões de CO<sub>2</sub> em um país são influenciadas pelas emissões nos seus países vizinhos, e também pelos efeitos não modelados influenciados pelos efeitos não modelados dos países mais próximos.

Com base nessas relações, serão analisados os resultados obtidos do modelo de defasagem com erro. Os coeficientes apresentados na Tabela 6 permitem identificar se as variáveis incluídas no modelo foram importantes para explicar as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Inicialmente, o modelo de efeitos fixos estimado sugere a presença de uma Curva de Kuznets Ambiental (CKA). À primeira vista, pode-se notar que todos os coeficientes apresentaram os sinais esperados e todos foram altamente significativos, com exceção do coeficiente do termo de erro defasado espacialmente.

De acordo com o observado no capítulo 3, as variáveis  $y_t$ ,  $y_t^2$ ,  $y_t^3$  indicam o formato da CKA, para corroborar ou não sua hipótese, isto é, se existe uma relação na forma de “U” invertido entre crescimento econômico e indicadores de degradação ambiental, e por isso deve ser o primeiro ponto analisado.

Analisando os coeficientes para as variáveis que representam o PIB *per capita*, nota-se que a CKA estimada apresentou um formato de “N”. Na verdade, as emissões *per capita* de CO<sub>2</sub> aumentam até atingir o “ponto de inflexão” de US\$ 12.262,44 e passam a diminuir a partir desse ponto com os aumentos adicionais da renda *per capita*. Quando a renda atinge US\$ 27.083,33, as emissões voltam a aumentar com os acréscimos da renda *per capita*.

A primeira parte ascendente da CKA revela que as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* vão aumentar até atingir o nível de PIB *per capita* de US\$ 12.262,44 (ponto de inflexão), e examinando a amostra, observa-se que 135 países estão dentro desse intervalo de renda. Ou seja, mais de 80% do conjunto de países analisados, responsáveis por cerca de 50% do total das emissões *per capita*, ainda estariam distantes de entrar para a parte descendente da curva, por possuírem uma renda bem inferior ao do ponto de inflexão calculado.

Este resultado parece confirmar e ilustrar a natureza global do impacto do dióxido de carbono, revelando que existe pouco incentivo para as nações tomarem ações unilaterais

para reduzir suas emissões, e que ações multilaterais estão sendo desenvolvidas lentamente. Com mais de 80% da amostra apresentando uma CKA monotonicamente crescente, seria adequado o estabelecimento de metas de redução de emissões para um conjunto bem amplo de países. E que embora muitas nações achem improvável cumprir as metas estabelecidas, a simples existência de metas indica, no mínimo, que a questão da mudança climática está entrando para a agenda política (COLE *et al.*, 1997).

Na amostra, somente 23 países, responsáveis por 38% das emissões totais *per capita*, se encontrariam na parte descendente da curva, ou seja, apenas 13,77% da amostra possuem PIB *per capita* acima de US\$ 12.262,44 e abaixo de US\$ 27.083,33. Alguns desses 23 países não alcançam esse PIB *per capita* em todos os anos, a saber, Barein (Ásia) e Finlândia (Europa) estão nesse intervalo de renda entre 2001 a 2004, Chipre (Ásia) e Grécia (Europa) estão unicamente em 2004, Irlanda (Europa) em 2000 e 2001, e a Coréia do Sul (Ásia) em 2003 e 2004. Dos 23 países que se encontram nessa faixa de renda, catorze são signatários do Protocolo de Quioto, tais como, Austrália, Alemanha, Reino Unido, Canadá, Itália, França, Espanha, Holanda, Bélgica, Grécia, Áustria, Finlândia, Nova Zelândia e Irlanda.

Os países que poderiam estar na segunda parte ascendente da CKA, ou seja, que possuem um PIB *per capita* acima de US\$ 27.083,33, são nove ou 5,39% da amostra, que são os responsáveis pelos 12% das emissões *per capita* restantes. São eles: Estados Unidos (América do Norte), Suíça, Suécia, Noruega, Luxemburgo, Islândia, Irlanda e Dinamarca (Europa), Japão (Ásia). Esse resultado estatisticamente significativo para o coeficiente positivo  $y_i^3$  sugere que as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* eventualmente voltam a aumentar, revelando que a relação na forma de “U” invertido pode ser apenas temporária. Todos os países europeus que se encontram nessa faixa de renda, além do Japão, são países que ratificaram o Protocolo de Quioto.

Utilizando apenas dezesseis países, Moomaw e Unruh (1997) encontraram em seu trabalho uma CKA na forma de “N” para as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*, e mesmo concluindo que essa relação não fornece uma indicação confiável do comportamento futuro das emissões, estimou um ponto de inflexão de US\$ 12.813, próximo ao encontrado nesta dissertação. Agras e Chapman (1999) encontraram um ponto de inflexão de US\$ 13.630 usando uma amostra de 34 países.

O presente trabalho sugere que a diferença entre pontos de inflexão para emissões *per capita* e concentrações no ar não são tão grandes como acreditavam Selden e Song

(1994). Vale ressaltar, também, que a amostra utilizada é bem maior do que as amostras dos trabalhos citados acima, contendo 167 países.

Um resultado que merece destaque é o coeficiente apresentado para a *dummy* do Protocolo de Quioto,  $PK_t$ , que se mostrou significativo e com valor negativo, sugerindo que os países que ratificaram o Protocolo até 2004 já estariam causando um efeito negativo sobre as emissões. Nesse caso, embora o Protocolo somente tenha entrado em vigor em fevereiro de 2005, a variável revelou que os países ao ratificarem, já estão contribuindo para a redução de  $CO_2$  *per capita*, embora seja uma redução pequena de 0,06 toneladas métricas de carbono, tudo o mais mantido constante.

Se melhorias ambientais também são mediadas por mudanças nas políticas governamentais, então o crescimento e o desenvolvimento não podem substituir estas políticas. A ausência de vigilância em qualquer região ou país faz com que sempre haja a possibilidade de que a maior produção cause um maior consumo de recursos escassos (TORRAS e BOYCE, 1998).

O fato da maioria dos países se localizarem na primeira parte ascendente da curva levanta mais uma vez a discussão sobre o papel que os países em desenvolvimento deveriam desempenhar em acordos internacionais de limitação de emissões. Se o crescimento econômico leva a uma redução das emissões de  $CO_2$  a partir de um determinado nível de renda, no caso da CKA global estimada, o efeito dessa redução é ainda muito pequeno, pois apenas alguns países estariam em intervalos de renda que favoreceriam essa diminuição.

Uma questão importante, no caso dos países em desenvolvimento, seria que as metas de redução de  $CO_2$  deveriam analisar a responsabilidade de cada país no total das emissões em nível global. No período sob estudo, alguns países em desenvolvimento possuem elevadas emissões *per capita*, tais como a China, Coréia do Sul, México, África do Sul, Venezuela, entre outros. É preciso que esses países também se comprometam na redução dos gases que provocam o efeito estufa, para que não ocorra somente um deslocamento de indústrias poluentes de países mais desenvolvidos para estes países. No entanto, a discussão que surge frequentemente nos debates sobre metas de redução é que os países desenvolvidos são os grandes responsáveis pelo estoque total de carbono na atmosfera, e, portanto, as metas de redução deveriam ser focadas muito mais nesses países.

Além disso, o fato dos EUA ser o maior responsável pela emissão de dióxido de carbono no mundo, e a recusa deste em adotar as metas do Protocolo de Quioto, pode estar

exercendo uma influência positiva na curva, e conseqüentemente para o formato de “N” da CKA.

Pode-se destacar também, o coeficiente da variável dependente defasada espacialmente,  $W_1E_t$ , que se apresentou significativo e com sinal negativo. Ele indica que o aumento das emissões nos países vizinhos tem um efeito negativo (ou inverso) sobre as emissões *per capita* de CO<sub>2</sub>. Este efeito é bem reduzido, em torno de 0,02 toneladas métricas de carbono. Esta variável parece sugerir que as emissões de CO<sub>2</sub> seguem um padrão de dispersão e não de concentração, ao contrário dos resultados obtidos anteriormente com a AEDE. Isso pode ter ocorrido devido ao fato da regressão controlar para outras variáveis explicativas, assim como os resíduos estarem correlacionados espacialmente de forma negativa. Mais importante, porém, é que a variável está corrigindo o problema de dependência espacial existente nos dados. O coeficiente da outra variável defasada espacialmente,  $W_2u_t$ , apresentou valor negativo, porém não foi estatisticamente significativo.

Outra justificativa para essa dispersão das emissões de CO<sub>2</sub> através dos países pode ser o conhecido problema do *free-rider*. No caso das emissões de GEE, os custos das escolhas dos agentes são impostos a todo o conjunto de agentes, dispersos pelo globo; ademais, os eventuais benefícios resultantes de uma redução das emissões são distribuídos entre eles. Dessa forma, um agente individual não teria incentivos para investir na redução de suas emissões e, agindo racionalmente, desejaria esperar que os outros agentes o fizessem, para que participasse apenas dos benefícios resultantes (BRAUCH, 2007). Shafik (1994) adverte ainda que esse problema agrava-se por causa da incerteza acerca da magnitude dos benefícios de uma redução de emissões, bem como devido ao longo prazo em que tais benefícios seriam alcançados.

A dispersão também pode ser resultado de políticas que regulamentam apenas as emissões de CO<sub>2</sub> dos países desenvolvidos, fazendo com que os vizinhos em desenvolvimento acabem por aumentar suas emissões devido ao deslocamento de atividades intensivas em carbono dos países que precisam reduzir suas emissões para estes países.

Em relação às demais variáveis explicativas, no caso da variável de comércio,  $VC_t$ , que é a soma das importações e exportações de cada país dividido pelo seu PIB total, pode-se notar que esta apresentou um coeficiente negativo altamente significativo, de acordo com sua expectativa teórica. Isso significa o seguinte: quanto mais os países comercializam, ou seja, quanto maior o índice de intensidade de comércio, menores serão as emissões de CO<sub>2</sub>. Esse resultado corrobora os resultados encontrados por Grossman e Krueger (1991) e



Poon *et al.* (2006) que também encontraram um coeficiente negativo e significativo para as variáveis de intensidade de comércio. Um fator importante é a exposição das empresas à concorrência internacional, que faz com que estas possam incorporar uma atitude ecologicamente mais correta e anteciparem suas ações face à regulamentação.

Se a energia é usada em todos os lugares - e a maioria das formas de sua utilização liberam poluentes - seria necessário adicionar uma *proxy* para avaliar a relação entre energia e índices de degradação ambiental (AGRAS e CHAPMAN, 1999). O coeficiente da variável que mede o consumo de energia *per capita* medido em mil toneladas equivalentes de petróleo,  $EN_t$ , apresentou coeficiente positivo e altamente significativo, como esperado teoricamente. Intimamente relacionado à questão das emissões de CO<sub>2</sub> está o uso de energia. Se o consumo de energia tem aumentado ao longo do intervalo de renda da amostra, apesar dos avanços regulares na eficiência energética, não é surpresa que assim seja com as emissões de CO<sub>2</sub> (COLE *et al.*, 1997).

No caso da densidade populacional, Selden e Song (1994) sugerem que em países com baixa densidade existirá menor pressão para adotar padrões ambientais rigorosos e as emissões decorrentes dos transportes serão maiores. E o coeficiente negativo e significativo para a variável  $DP_t$  confirma essa expectativa, mostrando que a maior densidade populacional causa uma redução nas emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*. Essa relação ocorre principalmente, porque a sociedade passa a cobrar por mais qualidade e regulamentação ambiental e, portanto, passam a pressionar por um meio ambiente “mais limpo”.

Por último, as duas variáveis *dummies* de *outliers*, apresentaram-se altamente significativas. Conforme esperado,  $D_I$  representando os *outliers* inferiores, exibiu um coeficiente negativo, e de forma contrária,  $D_S$  representando os *outliers* superiores apresentou coeficiente positivo.

## 6. CONCLUSÕES

Esta dissertação investigou a hipótese da curva de Kuznets ambiental (CKA), a fim de verificar se existe uma relação na forma de U invertido entre um indicador de degradação ambiental e o crescimento econômico, para uma amostra de 167 países durante o período de 2000 a 2004. A CKA estimada envolveu um número de variáveis explicativas, além do PIB *per capita*, seu termo ao quadrado e ao cubo, uma *dummy* que assume valor “um” para os países que ratificaram o Protocolo de Quioto até 2004, uma variável de intensidade de comércio, a energia *per capita* consumida e a densidade populacional.

A variável de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* foi escolhida como *proxy* de degradação ambiental pelo fato de ser um poluente (gás de efeito estufa) que possui efeitos globais e não locais, e, por esse motivo, a experiência empírica ainda ser incipiente.

Por meio do levantamento bibliográfico realizado não foram encontrados até o momento da conclusão desta dissertação, trabalhos que envolveram a estimação de uma CKA global considerando somente um indicador de degradação ambiental (com efeitos globais) utilizando uma abordagem de dados em painel que inclui os efeitos espaciais na análise.

Assim como afirma Maddison (2006), técnicas de econometria espacial fornecem aos pesquisadores uma maneira de explorar a questão dos indicadores ambientais dos países, medidos em termos de emissões *per capita*, ser ou não dependente das características dos países vizinhos. Técnicas convencionais de estimação produzem parâmetros estimados viesados e inconsistentes quando uma defasagem espacial é omitida incorretamente.

Rupasingha *et al.* (2004) lembram que embora áreas geográficas (ou unidades *cross-section*) formem a unidade básica da maioria das análises CKA, praticamente todos os estudos têm ignorado relações espaciais entre as unidades. Outros autores têm indicado, recentemente, a importância das dimensões espaciais em medidas ambientais, como Anselin

(2001). E, além disso, ignorar a dependência espacial pode levar a má especificação do modelo.

Foi realizada também uma Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), com o objetivo de verificar a distribuição espacial das emissões de CO<sub>2</sub>, os padrões de associação espacial, tais como *clusters*, assim como identificar observações atípicas, os *outliers*, principalmente àqueles países que estão contribuindo de forma excessiva para o aquecimento global, emitindo uma quantidade de carbono *per capita* bem acima da média dos outros países.

A AEDE comprovou por meio de indicadores globais e locais de autocorrelação espacial que a variável de emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* não segue uma distribuição aleatória. As emissões de CO<sub>2</sub> exibem um padrão de autocorrelação espacial positivo, revelando que os países são rodeados por outros países com valores similares dessa variável.

A AEDE também identificou nações que emitem uma quantidade de carbono muito superior aos demais países. *Outliers* dizem respeito aos países que não seguem o mesmo processo de dependência espacial que a maioria dos dados, exercendo, com isso, uma influência espúria sobre a medida global de autocorrelação espacial. Esses *outliers* superiores encontrados foram os seguintes países: Aruba, Austrália, Barein, Brunei, Canadá, Kuwait, Luxemburgo, Emirados Árabes Unidos, Trinidad e Tobago e Estados Unidos.

A verificação da existência de *clusters* mostrou que o padrão Baixo-Baixo ocorre principalmente nos países mais pobres africanos e asiáticos e o padrão Alto-Alto aparece principalmente nos países europeus e países do sudoeste asiático.

Em relação à análise econométrica, foram avaliados vários modelos espaciais em relação ao modelo tradicional estimado por MQO. De acordo com as estatísticas de autocorrelação espacial dos resíduos, dado pelo *I* de Moran, e de qualidade do ajuste dos dados por meio do critério de informação AIC, o modelo que se apresentou mais adequado foi o modelo de defasagem com erro espacial.

Analisando os sinais dos coeficientes do PIB *per capita* estimados, a princípio, pode-se sugerir a existência de uma CKA na forma de “N” e não de “U” invertido como proposto na hipótese do presente trabalho. Os pontos de inflexão calculados para o modelo de defasagem com erro espacial foram de US\$ 12.262,44 e US\$ 27.083,33. As demais variáveis explicativas também apresentaram os sinais esperados e todas exibiram um coeficiente altamente significativo.

Desse resultado econométrico, pode-se destacar questões importantes, como o fato de que em torno de 80% da amostra não possuem renda acima do ponto de inflexão

calculado, ou seja, a grande maioria dos países se encontraria na primeira parte ascendente da curva, revelando que no intervalo de renda observado para os 167 países, muitos apresentam uma curva monotonicamente crescente. Isso parece confirmar e ilustrar a natureza global do impacto do dióxido de carbono, revelando que existe pouco incentivo para as nações tomarem ações unilaterais para reduzir suas emissões, e que ações multilaterais estão sendo desenvolvidas lentamente.

Outra questão importante é o coeficiente negativo e estatisticamente significativo para a variável *dummy* dos países que ratificaram o Protocolo de Quioto. Esse resultado revela a importância de acordos internacionais na redução da quantidade global de carbono emitida. Portanto, o crescimento econômico sozinho não pode substituir políticas que aspirem à redução das emissões de CO<sub>2</sub>. Sendo assim, políticas e acordos internacionais que visem à redução das emissões de dióxido de carbono, com o estabelecimento de metas, podem desempenhar um importante papel no caminho da redução da quantidade emitida dos gases de efeito estufa na atmosfera.

Pode-se destacar também, que embora acordos de redução de emissões sejam importantes na diminuição do efeito estufa, as metas de emissão devem ser pautadas de acordo com a responsabilidade de cada país no total de emissões. Apenas sessenta países são responsáveis por cerca de 75% das emissões *per capita* totais no período sob estudo. São países que se localizam principalmente na Europa (38 países), na América do Norte (Canadá e Estados Unidos), alguns da Ásia (Barein, Brunei, China, Japão, Irã, Israel, Coreia do Sul, Omã, Malásia, Kuwait, Cingapura, Emirados Árabes Unidos, Arábia Saudita, Cazaquistão), dois países africanos (Líbia e África do Sul), um país da América Central (Trinidad e Tobago), um país da América do Sul (Venezuela), e dois da Oceania (Nova Zelândia e Austrália).

Desses países, apenas os *outliers* superiores, representados pelos países Aruba, Austrália, Barein, Brunei, Canadá, Kuwait, Luxemburgo, Emirados Árabes Unidos, Trinidad e Tobago, e Estados Unidos, são responsáveis por mais de 30% do total de dióxido de carbono *per capita* emitido.

Assim, como sugeriu Jha e Murthy (2003), os Estados Unidos sozinho tem uma influência altamente desproporcional sobre o indicador de degradação ambiental, no caso desta dissertação, as emissões de CO<sub>2</sub>. Então, qualquer tentativa de impor um mecanismo de regulamentação para o gerenciamento ambiental global deve observar esses efeitos de distribuição. Então, este trabalho fornece além de uma estimação econométrica da CKA, a distribuição espacial das emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*, e assim orienta em direção à políticas

globais interessadas em monitorar a degradação ambiental e sua distribuição geográfica. O trabalho também identifica a contribuição dos países com diferentes níveis de crescimento econômico à degradação ambiental e auxilia na atribuição de responsabilidades.

De modo geral, os resultados apresentados sugerem que existem fracas evidências para sustentar a hipótese de uma CKA global tradicional. Ou seja, a hipótese de que o crescimento econômico reduz a degradação ambiental, e, assim existe uma relação na forma de U invertido entre esses indicadores, não se sustenta. A análise revelou que na verdade, essa relação seria no formato de “N”, isto é, o deslocamento da poluição em relação ao crescimento econômico seria apenas temporário. E mesmo que alguns países pudessem passar para a fase descendente da CKA, esse processo eliminaria a grande maioria dos países que se encontra em níveis de renda *per capita* muito abaixo do ponto de inflexão calculado.

Talvez, uma questão a ser abordada futuramente, seja o eventual problema de simultaneidade existente entre as variáveis PIB *per capita* e CO<sub>2</sub> *per capita*, ainda não levada em consideração na literatura CKA. No entanto, essa questão não foi discutida no presente trabalho devido à falta de tempo suficiente para a implementação dos testes adequados.

Por fim, pode-se concluir que a CKA global para as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* dificilmente alcançará a parte descendente da curva sem que políticas multilaterais sejam implementadas. O coeficiente da variável para os países que ratificaram o Protocolo de Quioto sugere que políticas internacionais podem ajudar a reduzir as emissões de GEE. Mas é preciso que mais países se comprometam nessa redução, pois o efeito da variável se apresentou reduzido. Países em desenvolvimento, incluídos no anexo II do Protocolo, também deveriam adotar metas de acordo com a responsabilidade de cada um no total das emissões. Por exemplo, a China, a Índia e a Coreia do Sul, estão entre os dez mais poluentes no período sob estudo e, por isso, também deveriam se comprometer na redução das emissões de CO<sub>2</sub>.

Assim como afirmaram Grossman e Krueger (1995), talvez mais importante do que os resultados encontrados nos estudos que testam empiricamente a CKA, sejam as implicações dessa relação em termos de política ambiental. No entanto, é preciso alertar para o fato de que mesmo para os indicadores de poluição que demonstram uma queda após certo nível de renda, nada garante que tal processo ocorra realmente. Portanto, crescimento econômico por si só não garante a cura para os problemas relacionados ao meio ambiente. As políticas ambientais apropriadas têm papel fundamental na inversão da trajetória dos poluentes que seguem a CKA.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRAS, J.; CHAPMAN, D. A dynamic approach to the Environmental Kuznets Curve hypothesis. **Ecological Economics**, New York, vol. 28, p. 267-277, 1999.

ALMEIDA, L.T. **Política Ambiental**; uma análise econômica. 1. ed. Campinas: Unesp/Papirus, 1998. 192p.

ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora: 2º semestre de 2007.

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. **Existe Convergência Espacial da Produtividade Agrícola no Brasil?** Texto para Discussão, Seminários NUPE, FEA/UFJF, 2006.

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. **O Fator “Agora é Lula” nas Eleições Presidenciais de 2002**. Texto para Discussão, Seminários Mestrado em Economia Aplicada, FEA/UFJF, 2007.

ANSELIN, L.; BERA, A.K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH, A.Y.; GILES, D. (Eds.). **Handbook of applied economic statistics**. New York: Marcel Ockker, 1998, cap. 7, p. 237-289.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics**; methods and models. Kluwer. Academic, Boston, 1988, 284p.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ANSELIN, L. The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. **Spatial Analytical perspectives in GIS**. Taylor and Francis, London, p. 111-125, 1996.

ANSELIN, L. **A comparison to theoretical econometrics**. 1. ed. Baltagi, Oxford: Basil Blackwell, 2001, 709p.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, Urbana, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003.

ARRAES, R. A.; DINIZ, M. B.; DINIZ, M. J. T. Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, vol. 44, n. 3, p. 525-547, 2006.

ARROW, K.; BOLIN, B.; COSTANZA, R.; DASGUPTA, P.; FOLKE, C.; HOLLING, C. S.; JANSSEN, B. O.; LEVIN, S.; MALER, K. G.; PERRINGS, C.; PIMENTEL, D. Economic Growth, carrying capacity, and the environment. **Science**, Stanford, vol. 268, p. 520-521, 1995.

BAUMONT, C. **Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration Dijon (1999)?** IN: Regional Group Seminar of the Federal Reserve Bank of Chicago, 2003, Chicago. Disponível em: <http://ungaro.u-bourgogne.fr/baumont/e2004-04.pdf> Acesso em 4 de jan. de 2008.

BARRETO, R. C. S. **Desenvolvimento Regional e Convergência de Renda nos Municípios do Estado do Ceará**. 2007. 211f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

BECKERMAN, W. Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment? **World Development**, Oxford, vol. 20, n. 4, p. 481-496, 1992.

BRAUCH, M. D. **Clima e Instituições: Uma Abordagem da Nova Economia Institucional à Mudança Climática**. 2007. 75f. Monografia (Bacharelado em Economia) – Instituto de Ciências Humanas, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2007.

CARBON DIOXIDE INFORMATION ANALYSIS CENTER (CDIAC). Oak Ridge, United States of America. Disponível em : <http://cdiac.ornl.gov> Acesso em 15 de dez. de 2007.

COLE, M. A.; RAYNER, A. J.; BATES, J. M. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. **Environment and Development Economics**, Nottingham, vol. 2, p. 401-416, 1997.

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

CONTI, J. B. Considerações sobre as mudanças climáticas globais. **Revista do Departamento de Geografia**, São Paulo, vol. 16, p. 70-75, 2005.

COONDOO, D.; DINDA, S. Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis. **Ecological Economics**, West Bengal, vol. 40, p. 351-367, 2002.

CORAZZA, R.I. Tecnologia e Meio Ambiente no Debate sobre os Limites do Crescimento: Notas à Luz de Contribuições Seleccionadas de Georgescu-Roegen. **EconomiA**, Brasília, vol. 6, n. 2, p. 435-461, 2005.

DALY, H.E. **Steady-State Economics**. 2. ed. Washington: D.C: Island Press, 1991. 250p.

DE BRUYN, S. M.; VAN DEN BERGH, J. C. J. M.; OPSCHOOR, J. B. Economic Growth and Emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. **Ecological Economics**, Amsterdam, vol. 25, p. 161-175, 1998.

DIJKGRAAF, E.; VOLLEBERGH, H. R. J. A Note on Testing for Environmental Kuznets Curves. **Environmental Policy**, OCFEB Research Memorandum 0103, 2001.

ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**. The Netherlands, vol. 26, n. 3, p. 244-268, 2003.

FONSECA, L. N.; RIBEIRO, E., P. Preservação Ambiental e Crescimento Econômico no Brasil. In: VII ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 2005. **Preservação Ambiental e Crescimento Econômico no Brasil**. Rio Grande do Sul, 2005.

FRAY, K. A Dimensão Político-Democrática nas Teorias de Desenvolvimentos Sustentável e Suas Implicações para a Gestão Local. **Ambiente e Sociedade**, Campinas, n. 9, p. 115-148, 2001.

FRIEDL, B.; GETZNER, M. Determinants of CO<sub>2</sub> emissions in a small open economy. **Ecological Economics**, Klagenfurt, vol. 45, p. 133-148, 2003.

GALEOTTI, M.; LANZA, A. Richer and Cleaner? A study on Carbon Dioxide Emissions in Developing Countries. In: 22nd IAEE Annual International Conference, 1999. **Richer and Cleaner? A study on Carbon Dioxide Emissions in Developing Countries**. Roma, 1999.



GEORGESCU-ROEGEN, N. The Entropy Law and the Economic Process in Restropect, **Eastern Economic Journal**, Tennessee, vol. 12, p. 3-15, 1986.

GOMES, S. C.; BRAGA, M. J. Desenvolvimento Econômico e Desmatamento na Amazônia Legal: Uma Análise Econométrica. In: XLVI CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2008. **Desenvolvimento Econômico e Desmatamento na Amazônia Legal: Uma Análise Econométrica**. Acre, 2008.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 1026p.

GROSSMAN, G., KRUEGER, A. Economic Growth and the Environment. **Quarterly Journal of Economics**, Massachussetts, vol. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.

GROSSMAN, G., KRUEGER, A. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement, **National Bureau of Economic Research Working Paper 3914**, NBER, Cambridge, MA, 1991.

HALKOS, G. E. Environmental Kuznets Curve for Sulfur: evidence using GMM estimation and random coefficient panel data models. **Environmental and Development Economics**, Volos, vol. 8, p. 581-601, 2003.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, vol. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.

HICKS, J. R. **The Theory of Wages**. Macmillan, London, 1932.

HILGEMBERG, E.M. **Quantificação e Efeitos Econômicos do Controle de Emissões de CO<sub>2</sub> Decorrentes do Uso de Gás Natural, Álcool e Derivados de Petróleo no Brasil: Um Modelo Interregional de Insumo-Produto**. 2004. 158f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

HILL, R.J.; MAGNANI, E. An Exploration of the Conceptual and Empirical Basis of The Environmental Kuznets Curve. **Australian Economic Papers**, Sydney, vol. 41, n. 2, p. 239-254, 2002.

HOLTZ-EAKIN, D.; SELDEN, T. M. Stocking the fires? CO<sub>2</sub> emissions and economic growth. **Journal of Public Economics**, Cambridge, vol. 57, n. 1, p. 85-101, 1995.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. New York, 2. ed. Cambridge University Press, 2002, 384p.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA). São Paulo, Brasil. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/OUT/verTexto.php?codTexto=1574> > Acesso em: 15 de mar. 2008.

IBRD, 1992. **World Development Report 1992; Development and the Environment**. New York, Oxford University Press, 1992, 332p.

JHA, R.; MURTHY, K. V. An inverse global environmental Kuznets curve. **Journal Comparative Economics**, Canberra, vol 31, p. 352-368, 2003.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometrics Methods**. 4. ed. Singapore: McGraw-Hill International Editions, 1997. 531p.

KAUFMANN, R. K.; DAVIDSDOTTIR, B.; GARNHAM, S.; PAULY, P. The determinants of atmospheric SO<sub>2</sub> concentrations: reconsidering the environmental Kuznets curve. **Ecological Economics**, Toronto, vol. 25, p. 209-220, 1998.

KAUFMANN, R. K.; STERN, D. I. Evidence for human influence on climate from hemispheric temperature relations. **Nature**, Boston, vol. 388, n. 3, p. 39-44, 1997.

KUZNETS, S. **Teoria do Crescimento Econômico Moderno; taxa, estrutura e difusão**. 1. ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1966. 279p.

LUCENA, A.F.P. **Estimativa de uma Curva de Kuznets Ambiental Aplicada ao Uso de Energia e suas Implicações para As Emissões de Carbono no Brasil**. 2005. 132f. Dissertação (Mestrado em Planejamento Energético) – Faculdade de Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2005.

MADDISON, D. Environmental Kuznets Curves: A spatial econometric approach. **Journal of Environmental Economics and Management**, London, vol. 51, p. 218-230, 2006.

MARANDUBA JUNIOR, N. G. **Política Regional, Crescimento Econômico e Convergência de Renda em Minas Gerais**. 2007.139f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2007.

MARQUES, L. D. **Modelos Dinâmicos com Dados em Paineis**: revisão de literatura. CEMPRE\*, FACULDADE DE ECONOMIA DO PORTO - PORTO, PORTUGAL; Outubro, 2000. Disponível em: <<http://www.fep.up.pt/investigacao/workingpapers/wp100.PDF>> Acesso em: 17 de mar de 2008.

MOOMAW, W. R.; UNRUH, G. C. Are environmental Kuznets curves misleading us? The case of CO<sub>2</sub> emissions. **Environment and Development**, Medford, vol. 2, p. 451-463, 1997.

NORDHAUS, D. W.; BOYER, J. G. Requiem for Kyoto: An economic analysis of the Kyoto Protocol. **Kyoto econ 020299.doc**, 1999.

PANAYOTOU, T. **Economic Growth and the Environment**. In: Spring Seminar of the United Nations Economic Commission for Europe, Geneva, 2003.

PANAYOTOU, T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development, **Working Paper WP238**, Technology and Employment Programme (Geneva: International Labor Office), 1993.

PERMAN, R.; STERN, D. I. Evidence from panel unit root and cointegration tests that the Environmental Kuznets Curve does not exist. **The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, vol 47, n. 3, p. 325-347, 2003.

PEZZEY, J. Economic Analysis of Sustainable Growth and Sustainable Development. **Environment Department Working Paper n.15**, The World Bank, 1989.

POON, J. P. H; CASAS, I.; HE, C. The impact of energy, transport and trade on air pollution in China. **Eurasian Geography and Economics**, New York, vol. 47, p. 568-584, 2006.

ROSTOW, W.W. **Etapas do Desenvolvimento Econômico**; um manifesto não comunista. Rio de Janeiro: Zahar, 1961. 227p.

RUPASINGHA, A.; GOETZ, S. J.; DEBERTIN, D. L.; PAGOULATOS, A. The Environmental Kuznets Curve for US counties: A spatial econometric analysis with extensions. **Regional Science**, vol. 83, p. 407-424, 2004.

SANTOS, R. B. N.; DINIZ, M. B.; DINIZ, M. J. T.; RIVERO, S. L. M.; OLIVEIRA JUNIOR, J. N. Estimativa da Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal. In: In: XLVI CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2008. **Estimativa da Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal**. Acre, 2008.

SELDEN, T. M., SONG, D. Environmental Quality and Development: Is there a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions? **Journal of Environmental Economics and Management**, New York, vol. 27, n. 2, p.147-162, 1994.

SHAFIK, N., BANDYOPADHYAY, S. Economic Growth and Environmental Quality: a time series and cross-country evidence. **Journal of Environmental Economics and Management**, vol. 4, p.1-24, 1992.

SHAFIK, N. Economic Development and Environmental Quality: An Econometric Analysis. **Oxford Economic Papers**, v. 46, p. 757-773, 1994.

STERN, D. I.; COMMON, M. S.; BARBIER, E. B. Economic growth and environmental degradation: the Environmental Kuznets Curve and sustainable development. **World Development**, Massachusetts, vol. 24, n. 7, p. 1151-1160, 1996.

STERN, D. I.; COMMON, M. S. Is the environmental Kuznets curve for sulfur? **Journal of Environmental Economics and Management**, Canberra, vol. 41, n.2, p 162-178, 2001.

STERN, D. I. Progress on the environmental Kuznets curve? **Environmental and Development Economics**, Canberra, vol. 3, n. 2, p. 173-196, 1998.

STERN, D. I. Applying Recent Developments in Time Series Econometrics to the Spatial Domain. **Blackwell Publishers**, Oxford, vol. 52, n. 1, p. 37-49, 2000.

STERN, D. I. Explaining changes in global sulfur emissions: an econometric decomposition approach. **Ecological Economics**, Canberra, vol. 42, n. 1/2, p. 201-220, 2002.

STERN, D.I. The Rise and the Fall of the Environmental Kuznets Curve. **World Development**, Troy, vol. 32, n. 8, p. 1419-1439, 2004.

STERN, D. I. Global sulfur emissions from 1850 to 2000. **Chemosphere**, Troy, vol. 58, p. 163-175, 2005.

SURI, V.; CHAPMAN, D. Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve. **Ecological Economics**, New York, vol. 25, p. 195-208, 1998.

TORRAS, M.; BOYCE, J. K. Income, inequality and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve. **Ecological Economics**, Amherst, vol. 25, p. 147-170, 1998.

UNITED NATIONS (UN). New York, United States of America. Disponível em: <http://www.un.org> Acesso em 15 de dez. de 2007.

UNITED NATIONS STATISTICS DIVISION (UNSD). New York, United States of America. Disponível em: <http://unstats.un.org/unsd/default.htm> Acesso em 15 de dez. de 2007.

WCED. **Nosso Futuro Comum**, 1. Ed. Brasileira. Rio de Janeiro: FGV, 1987, 430p.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Boston, Massachusetts: MIT Press. London, England, 2002, 752p.

WORLD BANK (WB). Washington, United States of America. Disponível em: <http://www.worldbank.org/> Acesso em 10 de dez. de 2007.

YOUNG, C. E. F.; LUSTOSA, M. C. J. Meio Ambiente e Competitividade na Indústria Brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, vol. 5, p. 231-259, 2001.

## 8. ANEXOS

## 8.1 Países que fazem parte do Anexo I do Protocolo de Quioto

Países	Ano de Ratificação	Percentual do Total de Emissões de CO <sub>2</sub> em 1990
Estados Unidos*	-----	35,04
Rússia	2004	17,50
Austrália	2007	1,86
Croácia	2007	0,00
Liechtenstein	2004	0,00
Mônaco*	-----	0,00
Alemanha	2002	6,96
Japão	2002	6,91
Ucrânia	2004	4,40
Reino Unido	2002	4,20
Canadá	2002	3,34
Itália	2002	2,91
França	2002	2,62
Polónia	2002	2,29
República Tcheca	2001	2,06
Espanha	2002	1,59
Holanda	2002	1,48
Romênia	2001	1,22
Bélgica	2002	0,87
Bulgária	2002	0,59
Grécia	2002	0,57
Hungria	2002	0,47
Dinamarca	2002	0,39
Áustria	2002	0,39
Suécia	2002	0,38
Finlândia	2002	0,37
Suíça	2003	0,31
Portugal	2002	0,31
Noruega	2002	0,24
Nova Zelândia	2002	0,20
Lituânia	2003	0,19
Irlanda	2002	0,18
Luxemburgo	2002	0,08
Estônia	2002	0,07
Islândia	2002	0,02
Latvia	2002	0,00
Slováquia	2002	0,00
Slovênia	2002	0,00
<b>Total</b>		<b>100,00</b>

\* Países que não ratificaram o Protocolo de Kyoto.

## 8.2 Indicadores de Autocorrelação Espacial do PIB *per capita*

Indicador	Ano	Coefficiente	Média	Desvio-Padrão	z-valor	p-valor
<i>I</i> de Moran	2000	0,625	-0,006	0,069	9,098	0,000
<i>c</i> de Geary	2000	0,378	1,000	0,077	-8,125	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2000	0,030	0,012	0,002	8,158	0,000
<i>I</i> de Moran	2001	0,631	-0,006	0,069	9,192	0,000
<i>c</i> de Geary	2001	0,370	1,000	0,077	-8,239	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2001	0,030	0,012	0,002	8,237	0,000
<i>I</i> de Moran	2002	0,637	-0,006	0,069	9,267	0,000
<i>c</i> de Geary	2002	0,369	1,000	0,076	-8,242	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2002	0,030	0,012	0,002	8,319	0,000
<i>I</i> de Moran	2003	0,631	-0,006	0,069	9,191	0,000
<i>c</i> de Geary	2003	0,376	1,000	0,076	-8,159	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2003	0,030	0,012	0,002	8,267	0,000
<i>I</i> de Moran	2004	0,628	-0,006	0,069	9,149	0,000
<i>c</i> de Geary	2004	0,379	1,000	0,077	-8,112	0,000
<i>G</i> de Getis-Ord	2004	0,029	0,012	0,002	8,238	0,000

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91

## 8.3 Fórmula do cálculo das elasticidades renda

$$E_j = \hat{\beta}_j \frac{\bar{X}_j}{\bar{Y}} \approx \frac{\Delta Y}{\bar{Y}} \bigg/ \frac{X_j}{\bar{X}_j}$$

em que  $E_j$  representa a elasticidade para o intervalo de renda  $j$ ;  $\hat{\beta}_j$  é o coeficiente estimado para o PIB *per capita* dado na Tabela 5;  $\bar{X}_j$  é a média do PIB *per capita* para o intervalo de renda  $j$ ; e  $\bar{Y}$  é a média das emissões de CO<sub>2</sub> *per capita*.

## 8.4 Tabelas do Índice de Moran para os resíduos de todos os modelos estimados

Modelo (1) sem correção espacial estimado por LSDV:

### Índice de Moran dos resíduos:

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,07871	-0,006	0,06935	-1,04809	0,29459
2001	-0,05549	-0,006	0,06935	-0,71334	0,47563
2002	-0,10943	-0,006	0,06935	-1,49104	0,13595
2003*	-0,15101	-0,006	0,06935	-2,26436	0,02355
2004	-0,04376	-0,006	0,06935	-0,54416	0,58633

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

Modelo (1) sem correção espacial estimado por MQGE:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000*	-0,17180	-0,006	0,06935	-2,39054	0,01682
2001	-0,10457	-0,006	0,06935	-1,42102	0,15531
2002**	-0,13332	-0,006	0,06935	-1,83561	0,06641
2003*	0,14816	-0,006	0,06935	2,22337	0,02619
2004	-0,07768	-0,006	0,06935	-1,03322	0,30149

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.

Modelo (2) com correção espacial no termo de erro estimado por MQGE:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000*	-0,16210	-0,006	0,06935	-2,25062	0,02441
2001	-0,09719	-0,006	0,06935	-1,31464	0,18863
2002**	-0,12383	-0,006	0,06935	-1,69874	0,08934
2003*	0,15659	-0,006	0,06935	2,34487	0,01903
2004	-0,06962	-0,006	0,06935	-0,91694	0,35917

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.

Modelo (3) com correção de defasagem espacial estimado por MQGE:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000*	-0,17283	-0,006	0,06935	-2,40532	0,01616
2001	-0,10505	-0,006	0,06935	-1,42791	0,15332
2002**	-0,13430	-0,006	0,06935	-1,84968	0,06436
2003*	0,14726	-0,006	0,06935	2,21036	0,02708
2004	-0,07805	-0,006	0,06935	-1,03867	0,29896

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.

Modelo (4) regressivo cruzado espacial estimado por MQGE:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000*	-0,20495	-0,006	0,06935	-2,86853	0,00412
2001	-0,10162	-0,006	0,06935	-1,37850	0,16805
2002**	-0,14463	-0,006	0,06935	-1,99857	0,04566
2003*	0,14760	-0,006	0,06935	2,21523	0,02674
2004	-0,07568	-0,006	0,06935	-1,00437	0,31520

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.



Modelo (5) de Durbin espacial estimado por MQGE:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000*	-0,14170	-0,006	0,06935	-1,95637	0,05042
2001	-0,02301	-0,006	0,06935	-0,24485	0,80657
2002	-0,07148	-0,006	0,06935	-0,94386	0,34524
2003*	0,23190	-0,006	0,06935	3,43086	0,00060
2004	0,00093	-0,006	0,06935	0,10038	0,92004

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.

Modelo (6) de defasagem com erro espacial estimado por MQGE:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000*	-0,15623	-0,006	0,06935	-2,16593	0,03032
2001	-0,09305	-0,006	0,06935	-1,25494	0,20950
2002	-0,11812	-0,006	0,06935	-1,61647	0,10599
2003*	0,16109	-0,006	0,06935	2,40977	0,01596
2004	-0,06567	-0,006	0,06935	-0,86012	0,38972

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

Modelo (7) de transbordamentos com erro espacial estimado por MQGE:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000*	-0,17104	-0,006	0,06935	-2,37952	0,01733
2001	-0,06452	-0,006	0,06935	-0,84344	0,39898
2002	-0,10038	-0,006	0,06935	-1,36064	0,17362
2003*	0,19665	-0,006	0,06935	2,92257	0,00347
2004	-0,04056	-0,006	0,06935	-0,49795	0,61852

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\* Existe dependência espacial ao nível de 5% de significância.

### 8.5 Tabelas do Índice de Moran para os resíduos de todos os modelos estimados com a adição de *dummies* de outlier

Modelo (2) com correção espacial no termo de erro estimado por MQGE com a adição de *dummies* de outlier:

#### Índice de Moran dos resíduos:

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,07404	-0,006	0,06935	-0,98075	0,32672
2001	-0,03907	-0,006	0,06935	-0,47656	0,63367
2002	-0,07727	-0,006	0,06935	-1,02730	0,30428
2003**	-0,12586	-0,006	0,06935	-1,72799	0,08399
2004	-0,05554	-0,006	0,06935	-0,71399	0,47523

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.

Modelo (3) com correção de defasagem espacial estimado por MQGE com a adição de *dummies* de outlier:

#### Índice de Moran dos resíduos:

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,07030	-0,006	0,06935	-0,92684	0,35401
2001	-0,03430	-0,006	0,06935	-0,40771	0,68349
2002	-0,07103	-0,006	0,06935	-0,93742	0,34854
2003**	-0,12200	-0,006	0,06935	-1,67237	0,09445
2004	-0,05801	-0,006	0,06935	-0,74959	0,45350

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.

Modelo (4) regressivo cruzado espacial estimado por MQGE com a adição de *dummies* de outlier:

#### Índice de Moran dos resíduos:

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,08622	-0,006	0,06935	-1,15648	0,24748
2001	-0,05655	-0,006	0,06935	-0,72852	0,46629
2002	-0,09092	-0,006	0,06935	-1,22418	0,22089
2003**	-0,13112	-0,006	0,06935	-1,80392	0,07124
2004	-0,07206	-0,006	0,06935	-0,95225	0,34097

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

\*\* Existe dependência espacial ao nível de 10% de significância.

Modelo (5) de Durbin espacial estimado por MQGE com a adição de *dummies* de *outlier*:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,03883	-0,006	0,06935	-0,47310	0,63612
2001	0,03275	-0,006	0,06935	0,55916	0,57605
2002	-0,02769	-0,006	0,06935	-0,31238	0,75475
2003	-0,07340	-0,006	0,06935	-0,97169	0,33120
2004	-0,00448	-0,006	0,06935	0,02223	0,98226

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

Modelo (6) de defasagem com erro espacial estimado por MQGE com a adição de *dummies* de *outlier*:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,06079	-0,006	0,06935	-0,78974	0,42968
2001	-0,02450	-0,006	0,06935	-0,26649	0,78986
2002	-0,05841	-0,006	0,06935	-0,75546	0,44997
2003	-0,11395	-0,006	0,06935	-1,55628	0,11964
2004	-0,04935	-0,006	0,06935	-0,62471	0,53216

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.

Modelo (7) de transbordamentos com erro espacial estimado por MQGE com a adição de *dummies* de *outlier*:

**Índice de Moran dos resíduos:**

Ano	Coefficiente	Média	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
2000	-0,04959	-0,006	0,06935	-0,62823	0,52985
2001	-0,02535	-0,006	0,06935	-0,27861	0,78055
2002	-0,04497	-0,006	0,06935	-0,56155	0,57442
2003	-0,09954	-0,006	0,06935	-1,34844	0,17752
2004	-0,04096	-0,006	0,06935	-0,50383	0,61438

Fonte: Elaboração própria baseado no programa *SpaceStat* 1.91.