UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
ÁREA: ECONOMIA APLICADA

EDNILSON SEBASTIÃO DE ÁVILA

Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões

ORIENTADOR: PROF. DR. ELIEZER MARTINS DINIZ

RIBEIRÃO PRETO

2011

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Walter Belluzzo Jr
Chefe do Departamento de Economia

EDNILSON SEBASTIÃO DE ÁVILA

Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

ORIENTADOR: PROF. DR. ELIEZER MARTINS DINIZ

RIBEIRÃO PRETO

2011

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

FICHA CATALOGRÁFICA

Ávila, Ednilson Sebastião de.

Evidências sobre Curva Ambiental de Kuznets e convergência das emissões. Ribeirão Preto, 2011.

122 p. : il. ; 30cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Diniz, Eliezer Martins.

1. Curva ambiental de Kuznets. 2. Convergência das emissões. 3. Crescimento econômico.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Ednilson Sebastião de Ávila

Evidencias sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Aprovada em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Eliezer Martins Diniz

Instituição: FEARP/USP Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

O caminho até aqui foi árduo, mas sobretudo gratificante. Porém, teria sido mais difícil ainda se o tivesse trilhado sozinho. Agradeço em primeiro lugar a Deus, por ter me concedido forças quando eu estava a fraquejar. Por estar sempre presente em minha vida e me conceder paz e serenidade. A Ele devo o maior de todos os agradecimentos.

Agradeço a meu pais, minha irmã e minha namorada pelo apoio incondicional em minhas decisões. Sobretudo por compreender e aceitar a distância e a ausência. É impossível encontrar as palavras certas para expressar a mais profunda gratidão.

A meus tios por me acolherem em sua casa como um filho. Pelos bons conselhos e por compreender a clausura imposta por minhas obrigações. Agradeço ainda a meus primos Fabiano e Fabrício pela participação direta na conclusão deste trabalho.

Aos amigos conquistados nesta etapa pelo companheirismo e ajuda, principalmente nos momentos mais difíceis. Em especial a Sara, Ariane, Étori, Gabriel e Marcelo que juntos formamos um lar em Ribeirão Preto, e que sempre me apoiaram e me incentivaram a não desistir.

Agradeço aos professores e funcionários da FEA-RP/USP pelo suporte e ajuda em todas as etapas deste trabalho. Agradeço de forma especial ao professor Sérgio Sakurai pela boa vontade em me ajudar. Agradeço também ao professor Ângelo Gurgel pelos bons conselhos dados no exame de qualificação.

Ao meu orientador Eliezer Martins Diniz, pela paciência e prontidão em elucidar minhas dúvidas e me indicar o melhor caminho para desenvolver um bom trabalho. Agradeço por estar sempre presente e por entender minhas limitações.

Agradeço ainda ao auxílio financeiro recebido pelo CNPq e pela CAPES.

Enfim, agradeço da forma mais sincera possível, todos aqueles que contribuíram para o bom desempenho deste trabalho. Muito Obrigado!

RESUMO

ÁVILA, E.S. **Evidências sobre Curva Ambiental de Kuznets e convergência das emissões.** 2011. 61f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2011.

Nos últimos anos, os impactos da poluição no meio ambiente se tornou um tema de grande relevância, uma vez que níveis desmedidos de emissões têm sido responsáveis por alterações ambientais. Muitos autores se dedicaram a estudar a relação existente entre o crescimento econômico e a poluição. Destes estudos, surgiram duas abordagens distintas: Curva Ambiental de Kuznets e convergência das emissões. A Curva Ambiental de Kuznets postula a existência de uma relação no formato 'U' invertido entre emissões e renda. Desta forma, à medida que renda alcança um certo nível, a taxa de crescimento das emissões se reduz. Já a convergência das emissões implica em uma taxa de crescimento equilibrado no longo prazo, o que leva ao estado estacionário das emissões. Neste contexto, Brock e Taylor (2010) desenvolveram um modelo alternativo que liga estas duas metodologias. O modelo presume que, quando as emissões convergem ao estado estacionário, implicitamente ocorre o movimento descrito pela Curva Ambiental de Kuznets. O objetivo deste trabalho é estimar os dois modelos separadamente com o intuito de verificar se os resultados apontam para uma mesma direção. As estimações da CAK foram sensíveis ao modelo escolhido. Quando se utiliza a renda e a renda ao quadrado como explicativas, os coeficientes estimados apontam para uma curva no formato U invertido, com ponto de inflexão de US\$ 792.805,60. Já a estimação do modelo com as variáveis renda, renda ao quadrado e renda ao cubo apresentou uma curva no formato N, e o ponto de inflexão obtido foi de US\$ 6.168,88. A estimação do modelo convergência proposto por Brock e Taylor (2010) apontou evidências que ocorre convergência condicional das emissões per capita, para a maioria das estimações realizadas.

Palavras-chave: 1. Curva Ambiental de Kuznets . 2. Convergência das emissões. 3. Crescimento econômico.

ABSTRACT

ÁVILA, E.S. **Evidences about Environmental Kuznets Curve and convergence of emissions.** 2011. 61f. Dissertation (Master Degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2011.

Recently the impacts of pollution on environment became a relevant topic, as great levels of emissions are responsible for environmental change. Many researchers started to study the relationship between economic growth and pollution. Two distinct approaches followed from these studies: the Environmental Kuznets Curve and the convergence of emissions. The Environmental Kuznets Curve assumes the existence of an inverted U relationship between emissions and income. As the income grows and reaches a threshold level, the growth rate of emissions goes down. The convergence of emissions implies a steady state of emissions in the long run. In this context, Brock and Taylor (2010) built an alternative model that makes a bridge between both methodologies. The model assumes that as there is convergence of emissions towards steady state, there is as a result a path similar to an Environmental Kuznets Curve. The purpose of this research is to estimate both models separately in order to verify if the results point to the same conclusions. The estimates of the Environmental Kuznets Curve were sensitive to the model chosen. As we use income and income squared as independent variables, the estimated coefficients point to an inverted U curve with a turning point at US\$ 792,805.60. The estimates of the model with the variables income, income squared and income cubic reveals a N curve with a turning point at US\$ 6,168.88. The estimates of the convergence model proposed by Brock and Taylor (2010) pointed to conditional convergence of emissions per capita for most of the cases.

Keywords: 1. Environmental Kuznets Curve. 2. Convergence of emissions. 3. Economic growth.

LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1- Curva Ambiental de Kuznets	24
Figura 2- Possíveis Relações entre emissões e renda	27
Figura 3- Relação entre σ-convergência e β-convergência	32
Figura 4- Ausência de σ-convergência	32
Figura 5- Trajetória das emissões de poluentes.	36
Figura 6- Evolução global das emissões per capita de CO_2	57
Figura 7- Total das emissões per capita por blocos de países em 2008.	59
Figura 8- Países integrantes da amostra	60

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1. Emissões globais de CO_2 por setor - Mt.	58
Tabela 2. Estatística Descritiva das Variáveis	61
Tabela 3. Testes de Raiz Unitária: intercepto e tendência	63
Tabela 4. Testes de raiz unitária: intercepto	63
Tabela 5. Testes de Cointegração de Pedroni	64
Tabela 6. Testes de Cointegração de Westerlund	65
Tabela 7. Estimação do Vetor de Cointegração.	66
Tabela 8. Estatística Descritiva das Variáveis.	68
Tabela 9. Variação das observações na amostra Quioto.	69
Tabela 10 Testes Preliminares	70
Tabela 11 Estimação da equação de Convergência - Efeitos Fixos	72
Tabela 12 Estimação da equação de Convergência - System GMM	74
Tabela 13 Estimação da equação de Convergência - Painel não - balanceado	75

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	10
1 INTRODUÇÃO	13
2 REVISÃO DE LITERATURA	17
2.1 Curva Ambiental de Kuznets	17
2.1.1 Análise Empírica	17
2.1.2 Análise Teórica	20
2.2 Convergência das emissões	21
3 CONCEITUAÇÃO TEÓRICA	24
3.1 Curva Ambiental de Kuznets - Enfoque Tradicional	24
3.2 Convergência	28
3.3 Modelo de Convergência das Emissões	33
4 METODOLOGIA E DADOS	40
4.1 Especificação das formas funcionais	40
4.2 Dados	41
4.3 Estimação via dados em painel	44
4.3.1 Testes de Raiz Unitária	44
4.3.2 Cointegração	49
4.3.3 Estimação do vetor de cointegração	52
4.3.4 Estimador de Efeitos Fixos e Painel dinâmico	54
5 RESULTADOS	57
5.1 Considerações Preliminares	57

5.2	Curva Ambiental de Kuznets	59
5.2.1	Estatística descritiva das variáveis	60
5.2.2	Testes Preliminares	61
5.2.3	Estimação do Vetor de Cointegração	65
5.3	Modelo de Convergência das Emissões	67
5.3.1	Testes Preliminares	69
5.3.2	Estimação com Efeitos Fixos e Painel Dinâmico	71
6	CONCLUSÕES	77
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	79
7	APÊNDICES	86

1 INTRODUÇÃO

A energia sempre ocupou um papel de destaque no desenvolvimento econômico. Sem calor e eletricidade a atividade econômica seria limitada. Porém, a emissão desmedida de poluentes pode causar impactos desastrosos ao meio ambiente.

Um destes impactos pode ser a alteração climática devido ao aumento da temperatura global causado por gases emitidos na atmosfera, sendo o dióxido de carbono (CO₂) um dos principais responsáveis. Este gás é produzido principalmente pela queima de combustíveis fósseis e consequentes poluição do ar urbano pelas indústrias. Além disso, o uso da terra e mudanças neste uso podem produzir CO₂.

Na década de 1970 havia a idéia de que o crescimento econômico era o grande vilão da degradação ambiental. Porém, a partir da década de 1990, um novo conceito surgiu: a proposição geral de que o crescimento econômico tem um impacto positivo sobre o meio ambiente (DE BRUYN, 2000). A níveis maiores de renda, as pessoas estão dispostas a gastar uma parte maior de suas rendas em favor de um meio ambiente menos degradado. Dentro deste contexto, a poluição se reduziria como resultado do crescimento econômico.

Sob a hipótese acima, nos estágios iniciais do crescimento econômico haveria também uma maior emissão de poluentes. Porém, quando a renda alcançasse um determinado nível (ponto de inflexão), as emissões apresentariam uma trajetória descendente. Esta relação foi nomeada por Panayotou (1993) de curva ambiental de Kuznets (CAK), em alusão à curva proposta por Simon Kuznets em 1955.

O conceito da CAK descreveria a trajetória temporal seguida pelas emissões de poluentes em decorrência do desenvolvimento econômico. O crescimento em um país pobre acarreta um aumento na poluição, porque aumentos na produção são acompanhados por emissões de poluentes, e porque o país, pela sua pobreza, coloca uma prioridade menor sobre o controle ambiental. Uma vez que o país alcança o crescimento sustentável, a prioridade é direcionada em favor de um ambiente mais limpo. Se o efeito renda é forte o suficiente, haverá em decorrência o declínio da poluição (CARVALHO; ALMEIDA, 2010).

A CAK exprime a evidência de que o crescimento econômico pode ser compatível com melhorias no meio ambiente se políticas ambientais forem implementadas. Esta condição foi interpretada por alguns que políticas ambientais efetivas só poderiam ser implementadas quando a renda cresce (DE BRUYN, 2000). Esta visão errônea sugere que, no longo prazo, o caminho mais certo para melhorar o meio ambiente é uma nação se tornar rica.

A principal motivação para testar a relação entre qualidade ambiental e crescimento econômico, é permitir julgar a resposta do ambiente ao crescimento econômico. Os impactos do crescimento econômico sobre o meio ambiente são cruciais, pois a função objetivo de qualquer economia é maximizar o bem estar.

E conforme ressalta Aslanidis (2009), as emissões de gás carbônico estão no foco do debate atual de proteção ambiental e crescimento sustentável, por ser o principal determinante do efeito estufa e do aquecimento global. E por estar diretamente relacionado ao uso de energia, que é um fator essencial na economia mundial, tanto para produção quanto para consumo.

O exame dos impactos ambientais produzidos pelo crescimento econômico e detecção de uma trajetória específica em vários estágios do desenvolvimento tem produzido uma série de estudos empíricos. Graças a uma maior disponibilidade dos dados referentes às emissões de poluentes, a CAK passou a ser estimada. Evidências empíricas na forma 'U' invertido foram obtidas por Grossman e Krueger (1991), Shafik e Bandyopadhyay (1992) e Panayotou (1993). O produto comum destes estudos é a noção de que a degradação ambiental, durante os primeiros estágios do desenvolvimento, torna-se mais intensiva, e posteriormente se reduz, seguindo uma curva no formato 'U' invertido.

Apesar dos resultados favoráveis, muitas críticas foram feitas à hipótese da CAK. A principal reclamação reside no mau uso da técnica econométrica, que pode levar a evidências enganosas. Stern (2004) adverte que, sob o rigor de uma econometria correta, a CAK não existe. Além disso, a possível relação obtida entre as variáveis pode ser espúria (WAGNER, 2008). Os resultados das estimações são sensíveis ao tipo de poluente usado como medida das emissões. Outro ponto relevante é que ponto de inflexão e os próprios coeficientes também se mostram sensíveis ao tipo de modelo utilizado (DE BRUYN, 2000).

Cientes destas limitações, Brock e Taylor (2010), desenvolveram um modelo teórico baseado no modelo de Solow, que mostra implicitamente a existência da CAK quando ocorre a convergência das emissões no estado estacionário. Segundo os autores, pelo fato da equação a ser estimada ter sido obtida direto da teoria, o modelo não é tão sensível aos dados quanto os modelos tradicionais da CAK.

Então, mesmo que existam evidências a cerca da existência da relação postulada pela Curva Ambiental de Kuznets, é necessário que haja políticas reguladoras dos níveis de emissões. Bulte et al. (2007) mostram que, quando ocorre uma maior regulação federal, as emissões convergem rumo ao estado estacionário. Ademais, Grossman e Krueger (1995) salientam que é

importante aplicar políticas regulatórias, pois o crescimento econômico, por si só, não é capaz de reduzir o nível das emissões. Diniz (2007) sustenta que uma das formas de se reduzir o ponto de inflexão, é por meio de uma cooperação entre os países.

Em busca desta cooperação, foi firmado o protocolo de Quioto em 1997 na cidade japonesa de Quioto, como uma extensão da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima. O protocolo consiste em metas para a redução das emissões de poluentes, a níveis de 1990, dos países industrializados (KUMAZAWA; CALLAGHAN, 2010). Os países em desenvolvimento não estariam sujeitos a estas metas, uma vez que, precisam elevar o crescimento da renda e erradicar a pobreza. Isso seria incompatível com restrições aos níveis de emissões.

Porém, conforme Dasgupta et al. (2002), o protocolo de Quioto pode não ser uma política efetiva no curto prazo, uma vez que atividades que elevam as emissões de dióxido de carbono, se deslocam das nações desenvolvidas para as nações em desenvolvimento, devido às trocas internacionais. Diniz (2007) alerta que tal situação pode ocorrer pela ausência de restrições aos países em desenvolvimento. E, ainda, o limite temporário estabelecido (2008-2012) permite que ocorram alterações, o que pode prejudicar o impacto de longo prazo do protocolo.

Enfim, existe ainda um campo de atuação para a pesquisa que relaciona crescimento econômico e meio ambiente. Seja por meio do estudo da CAK, ou por meio do estudo de modelos de convergência das emissões, como o modelo proposto por Brock e Taylor (2010). Desta forma, a pergunta básica a estes modelos é se realmente ocorre o que suas respectivas teorias preveem. E, num sentido mais direcionado ao trabalho em questão, a seguinte questão pode ser levantada. Como o modelo de convergência proposto por Brock e Taylor (2010) implicitamente sugere a existência de uma CAK, então se o modelo apontar para a convergência das emissões necessariamente a estimação tradicional da CAK deverá apontar para a mesma direção?

O objetivo deste trabalho, é portanto, verificar se existe a relação em que se fundamenta a CAK, seja por meio da abordagem tradicional, seja por meio da abordagem alternativa proposta por Brock e Taylor (2010). Para tanto, primeiro será estimado o modelo tradicional da CAK e, posteriormente, será estimado o modelo de convergência proposto por Brock e Taylor (2010). Constarão da amostra, 99 países, escolhidos em função da disponibilidade dos dados. O período de análise se estende de 1972 a 2008. Espera-se que os resultados apontem para a

mesma direção, ou seja, se ocorre a convergência das emissões, a estimação da CAK tradicional deve apontar para a mesma direção.

Assim, acreditamos que este trabalho possa contribuir para a literatura de crescimento econômico e meio ambiente ao estudar um modelo recente e ainda pouco explorado. Além disto, serão utilizados dados recentes, o que fornece uma análise atual, e metodologias econômicas atuais. Por fim, acreditamos que tal trabalho ainda aprofunda a discussão a cerca da convergência das emissões, pois a maioria dos testes de convergência não possuem um embasamento teórico tão aprofundado quanto o modelo de convergência proposto por Brock e Taylor (2010).

O trabalho está estruturado da seguinte forma. No capítulo 2, serão apresentadas as principais referências na literatura teórica e empírica. O capítulo 3 mostra a coincidência teórica dos modelos abordados neste trabalho. Já o capítulo 4, apresenta a metodologia e a descrição dos dados. O capítulo 5 traz os resultados do trabalho e o capítulo 6 apresenta as conclusões obtidas.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O objetivo do presente capítulo é fazer uma breve revisão da literatura sobre a curva ambiental de Kuznets. E como o modelo alternativo que será usado se baseia na hipótese de convergência implicada pelo modelo Solow, será feita uma breve discussão a respeito dos estudos que envolvem a convergência das emissões. A primeira subseção trata dos principais trabalhos envolvendo a CAK, de um ponto de vista empírico e de um ponto de vista teórico. A segunda subseção trata dos principais trabalhos a cerca da convergência das emissões de poluentes.

2.1 Curva Ambiental de Kuznets

Kuznets (1955) mostrou que a relação entre renda per capita e desigualdade da renda seguem uma curva U invertido. O aumento da renda per capita é acompanhado por um aumento na desigualdade da renda nos primeiros estágios do crescimento econômico. Porém, a medida em que a renda continua a crescer, a desigualdade tende a diminuir após a economia alcançar o ponto de inflexão.

A aplicação do conceito da Curva de Kuznets em estudos ambientais surgiu no início dos anos 1990 com os trabalhos de Grossman e Krueger (1991), Shafik e Bandyopadhyay (1992) e Panayotou (1993). Grossman e Krueger (1991) mostraram pela primeira vez evidências de que a concentração de dois poluentes (dióxido sulfúrico e material particulado) tende a aumentar a níveis mais baixos de renda, mas diminuem quando o nível de renda se torna maior. Mas foi Panayotou (1993) que atribui à relação entre emissões e renda per capita o nome de Curva Ambiental de Kuznets (CAK).

A partir destes trabalhos uma vasta literatura surgiu. Alguns autores focaram seus estudos na análise empírica da CAK, enquanto outros se dedicaram ao desenvolvimento de modelos teóricos.

2.1.1 Análise Empírica

A princípio os trabalhos que envolveram a estimação da CAK, foram bem sucedidos em mostrar que a relação no formato U invertido de fato ocorria. Embora, os pontos de inflexão obtidos diferissem entre os trabalhos, a hipótese a favor da relação entre renda e emissões descrita pela CAK se sustentava para diversos tipos de poluentes.

Selden e Song (1994) usaram quatro tipos de poluentes a fim de encontrar a relação U invertida entre emissões e renda. Os autores encontraram evidências sobre a existência da CAK, utilizando um modelo simples tendo como variáveis emissões e PIB em nível e ao quadrado. Os autores sugerem que devido ao fato dos dados terem sido agrupados de forma global obteve-se um alto ponto de inflexão. Para o caso das emissões de SO_2 (dióxido de enxofre), o ponto de inflexão encontrado foi de \$ 8.709,00, enquanto o ponto encontrado por Panayotou (1993) foi de \$ 3.000,00.

Resultados favoráveis à CAK foram obtidos também por Hilton et al. 1998, Kaufmann et al. (1998) e Auci e Becchetti (2006). Hilton et al. 1998, por exemplo, concluíram para a existência da CAK para o caso da poluição gerada por automóveis. Segundo os autores, a melhora ambiental que acompanha o crescimento da renda depende dos tipos de regulações que levam à redução da intensidade da poluição.

Segundo Auci e Becchetti (2006) quando se considera um modelo ajustado, com um número maior de covariadas a estimação se torna mais robusta, uma vez que evita-se, desta forma, o viés de variáveis omitidas. Os autores compararam o grau de ajuste de um modelo tradicional (apenas renda e renda ao quadrado como explicativas) com um modelo ajustado, e encontraram neste último evidências de que a degradação ambiental também é afetada por outras variáveis, neste caso pelo insumo e o produto do mix industrial.

Porém, a partir do momento em que os trabalhos não apresentaram os resultados esperados, surgiram vários críticos à existência da CAK. Muitos autores argumentam que a relação entre emissões e renda é apenas uma relação empírica, e tal relação não se sustenta no longo prazo. Harbaugh et al. (2000) por exemplo, mostram que a evidência sobre a Curva Ambiental de Kuznets é menos robusta do que parece. Os autores mostram que as locações dos pontos de inflexão variam de acordo com os dados utilizados ou de acordo com a especificação adotada.

Dentre os autores que não encontraram a CAK estão Dinda et al. (2000), Azomahou et al. (2006) e Caviglia-Harris et al. (2009) entre outros. Por exemplo, Dinda et al. (2000) encontraram uma relação na forma U para a concentração de SO_2 , ou seja as emissões de poluentes declinam à medida que a renda aumenta num primeiro momento, e posteriormente passam a apresentar uma trajetória de crescimento conjunto. Já Caviglia-Harris et al. (2009) usando o índice *Ecological Footprint* (EF), mostram que a poluição cresceu continuamente para países ricos e pobres. E grande parte deste crescimento contínuo se deve ao uso intensivo de

energia. Azamahou et al. (2006) mostram que a estimação não paramétrica e em primeiras diferenças contradizem a existência de uma curva ambiental de Kuznets para as emissões de CO₂. A grande variedade de resultados, que ora corroboram com a hipótese na qual se fundamenta a CAK, e ora contradizem tal hipótese, pode ser devido à técnica econométrica por trás dos resultados obtidos. Segundo Stern (2004) a maior parte da literatura envolvendo CAK é fraca do ponto de vista econométrico, uma vez que pouca atenção foi dada a problemas envolvendo correlação serial e tendência estocástica. Quando se utilizam métodos adequados não se encontram evidências da relação na qual a teoria da CAK se fundamenta.

Problemas referentes à dependência entre as unidades do painel e o uso de transformações não lineares em regressores integrados, segundo Wagner (2008), podem invalidar o uso das técnicas de raiz unitária e cointegração em painel. Desta forma, mesmo que se encontrem evidências a cerca da CAK, a relação entre as variáveis pode ser espúria. E ainda, de acordo com Perman e Stern (2003), embora possam existir relações de cointegração em alguns países, somente algumas destas relações sustentam a CAK. Ou seja, quando se considera uma amostra com um grande número de países, a estimação com dados em painel, sugere que em alguns países a CAK pode ocorrer e em outros tal fato não se verifica.

No Brasil, ainda são poucos os estudos referentes à Curva Ambiental de Kuznets. Diniz (2001) analisou a relação entre as emissões de dióxido de carbono e renda, não encontrou evidências de que existe uma CAK para o caso brasileiro. O autor argumenta que o efeito escala foi predominante, por isso não se observou a parte descendente da curva. Fonseca e Ribeiro (2005) estimaram a curva utilizando 26 estados do Brasil. Os autores utilizaram como variável dependente no modelo o percentual de áreas estaduais preservadas, e concluíram que dependendo da forma funcional utilizada e até mesmo da amostra, a relação entre crescimento econômico e poluição pode não consistir na relação esperada. Gomes e Braga (2008) fizeram o mesmo estudo nos estados da Amazônia Legal. Foi encontrada evidência estatística da existência de uma curva no formato U para renda inferior a R\$ 6.000,00.

Santos et al. (2008) encontraram evidências favoráveis a CAK para 729 municípios da Amazônia Legal. Já Carvalho e Almeida (2010) utilizaram uma abordagem econométrica espacial para verificar a existência da CAK. Os resultados encontrados foram favoráveis à existência da curva e indicaram que os países que ratificaram o Protocolo de Quioto reduziram significativamente suas emissões de CO₂ per capita.

2.1.2 Análise Teórica

Stokey (1998) descreve um modelo estático, em que as escolhas de produção, condicionadas ao desenvolvimento tecnológico, geram diferentes níveis de poluição, uma vez que o produto gerado é uma função dos insumos utilizados e da quantidade de poluição gerada. Segundo a autora, um método mais 'sujo' de produção é utilizado se a capacidade produtiva estiver abaixo de um limite crítico, e à medida em que, a economia cresce, e o limite crítico é ultrapassado, tecnologias mais limpas podem ser usadas. Neste contexto, abaixo do limite crítico, a poluição cresce linearmente com a renda, porém acima dele, a relação entre emissões e renda ficam condicionadas à elasticidade da utilidade marginal do consumo. Se esta for maior que um, encontra-se a relação no formato 'U' invertido. Logo a CAK pode surgir pelo próprio processo do crescimento econômico, e sua existência se torna apenas uma questão empírica.

Andreoni e Levinson (2001) apresentaram um modelo estático simples que microfundamenta a relação entre emissões e renda. Encontraram evidências de que a curva não depende da dinâmica do crescimento, instituições políticas ou qualquer externalidade e que pode ser consistente tanto com falhas de mercado quanto eficiência. Desta forma, a relação expressa pela CAK pode ser vista como um exemplo particular de retornos crescentes de escala no abatimento do custo da poluição.

Embora de uma forma implícita ao contexto da CAK, Le Kama (2000) e John e Pecchenino (1994) desenvolveram modelos teóricos em que foi obtido o equilíbrio entre poluição e crescimento econômico. Le Kama (2000) apresentou um modelo de crescimento em que o crescimento sustentável é obtido quando se alcança a Regra de Ouro de Verde. Neste modelo, os recursos ambientais geram utilidade para os agentes e também funcionam como insumo para a produção.

John e Pecchinino (1994), por sua vez, desenvolveram um modelo de gerações justapostas, em que supõe ocorrer um conflito entre crescimento econômico e qualidade ambiental. Enquanto certos indicadores referentes à poluição melhoram com o crescimento econômico, outros pioram. No modelo proposto, os agentes acumulam capital e qualidade ambiental, e desta relação surgem equilíbrios de Pareto múltiplos. Dada esta dinâmica, tais equilíbrios podem ser implementados por um planejador central.

Outro modelo baseado no modelo de Solow é o proposto por Brock e Taylor (2010). Os autores salientam que implicitamente, o modelo de Solow verde produz uma trajetória das emissões semelhante a descrita pela CAK. Ou seja, quando ocorre a convergência das

emissões, estas em um primeiro momento crescem, em função do crescimento mais acelerado do produto, e posteriormente decaem. Desta forma as forças dos retornos decrescentes e progresso tecnológico identificados por Solow como fundamental ao crescimento, podem também ser fundamentais a existência da Curva Ambiental de Kuznets.

O modelo apresentado por Dinda (2005) explica a CAK por meio de um modelo de crescimento endógeno em que uma parte do capital é utilizada para a produção de mercadorias, as quais geram poluição. Porém, outra parte do capital é usada para abatimentos no 'custo' da poluição. Desta forma, a mudança de alocação insuficiente de capital para uma alocação suficiente do capital destinado a atividade de abatimento é a base para a relação em que se sustenta a CAK no modelo apresentado.

Ranjan e Shortle (2007) apresentaram um modelo em que os efeitos de estoque de poluentes levam a histerese e irreversibilidade na qualidade ambiental. Níveis maiores de poluentes podem levar a uma situação irreversível na qualidade ambiental. Assim, ressaltam os autores, níveis maiores de dióxido de carbono e gases de efeito estufa contribuem para o aquecimento global, o que pode causar um aumento do nível do mar. Já o conceito de histerese refere-se ao efeito no estoque intermediário de poluentes, onde declínios na qualidade ambiental podem ser revertidos, porém a um custo mais elevado do que aquele associado à prevenção.

2.2 Convergência das emissões

A ideia da convergência foi lançada pioneiramente por Solow (1956), e decorre da suposição de retornos marginais decrescentes do capital, que seriam responsáveis pelo processo de crescimento no qual uma economia tende ao estado estacionário. Nestes termos, o produto por trabalhador, estoque de capital por trabalhador e o consumo por trabalhador crescem a uma taxa comum, e esta é determinada de uma forma exógena pela taxa de progresso tecnológico.

Trabalhos como o de Baumol (1986), Romer (1989a), Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw et al. (1992) foram precursores, pois foram os primeiros a encontrarem evidências empíricas acerca da existência da convergência da renda. A partir destes trabalhos, uma série de novos trabalhos surgiram, diferenciando o método e também os resultados empíricos.

Neste contexto, surgiram os primeiros estudos sobre convergência das emissões per capita de poluentes. Um dos trabalhos pioneiros foi o de List (1999), que encontrou evidências quanto à convergência das emissões de poluentes nos estados norte-americanos entre 1929 a 1994. A partir deste estudo, diversos autores se dedicaram ao estudo da convergência, utilizando

a metodologia de séries temporais.

Neste contexto, um dos pontos essenciais para o estudo da convergência das emissões de poluentes é verificar como a série se comporta. Se as decisões regulatórias sobre a quantidade emitida afetarem um componente temporário da série, então o efeito da política será ineficaz, uma vez que no longo prazo, a tendência se reverterá à média.

Cientes desta possibilidade, Lee e List (2004) examinaram as emissões de óxido nítrico (NOx) dos Estados Unidos. Os autores encontraram evidências de que a *Environmental Protection Agency* (EPA) tem um efeito permanente na trajetória das emissões de óxido nítrico. Isto porque as decisões da EPA afetaram o componente permanente da série considerada. Strazicich e List (2003) estudaram as emissões de dióxido de carbono em 21 países industrializados e encontraram evidências sobre a convergência.

Chang e Lee (2008) mostram que para países com o mesmo nível de desenvolvimento é possível encontrar a convergência das emissões. Os autores utilizaram o teste de multiplicadores de Lagrange que determinam endogenamente as quebras estruturais. Considerando a presença de quebras e encontrando estes pontos, pode-se verificar qual atividade econômica é responsável pelo pico das emissões.

Sathiendrakumar (2003) mostra que o aspecto mais importante da análise das emissões de poluentes é o instrumento de política que pode ser mais efetivo quando comparado a outros instrumentos. Isto significa que pode haver ajuda do mercado para solucionar o problema da poluição na teoria, ou internalizar o custo da poluição na produção, por meio de políticas que limitem as emissões.

Bulte et al.(2007) mostram o impacto da centralização da autoridade ambiental sobre as emissões. Enquanto o controle ambiental era de responsabilidade de cada estado norte-americano, metade destes estados não apresentaram convergência das emissões. Porém, no período em que houve uma maior regulação federal, os autores encontraram fortes evidências de que as emissões estavam convergindo. Isto ressalta a importância de um plano nacional de controle da poluição, uma vez que com ações isoladas, certas regiões ou grupos de pessoas podem não se beneficiar da mesma qualidade ambiental que indivíduos de outras regiões.

O presente trabalho avança no estudo de crescimento econômico e meio ambiente em alguns aspectos. O primeiro deles é reestimar um modelo ainda pouco estudado, utilizando metodologia empírica mais recente, pois Brock e Taylor (2010) estimaram o modelo por meio da metodologia de MQO. Embora Brock e Taylor (2010) salientem que o modelo de

convergência proposto implica em um movimento das emissões semelhante ao descrito pela CAK, os autores não estimaram a CAK em sua forma tradicional. Então, outro aspecto relevante deste trabalho é a estimação dos dois modelos separadamente. Além disso, este trabalho utilizou uma amostra recente, o que favorece a análise do comportamento das emissões. Por fim, outro aspecto de destaque é a criação de uma amostra com os países sujeitos às metas de redução das emissões impostas pelo protocolo de Quioto, fato pouco explorado neste tipo de análise.

3 CONCEITUAÇÃO TEÓRICA

Neste capítulo pretende-se fazer uma análise a respeito do referencial teórico em que se sustenta a análise empírica que será feita neste trabalho. Serão também, discutidas as implicações dos modelos propostos. A princípio será feita abordagem da CAK tradicional. E depois será o modelo de convergência proposto por Brock e Taylor (2010). Como este modelo se sustenta na hipótese da convergência, este tópico será brevemente discutido, uma vez que já existe uma extensa literatura a respeito.

3.1 Curva Ambiental de Kuznets - Enfoque Tradicional

O conceito da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) surgiu no começo da década de 1990 para descrever os impactos que o desenvolvimento econômico exerce sobre os níveis de emissões de poluentes, uma vez que estes estão intimamente relacionados com a produção de um país. O crescimento econômico em um país pobre vem acompanhado por emissões em níveis crescentes. Isto porque, estão associadas ao crescimento da atividade produtiva, e porque, dada a condição de pobreza do país, é dada uma prioridade menor sobre a qualidade ambiental, o que implica em menos controle e poucas políticas regulatórias dos níveis de emissões.

A partir do momento em que a renda do cresce, e alcança certo nível (ponto de inflexão) a prioridade dada pelos indivíduos muda em direção a um ambiente menos degradado. Se o efeito renda do crescimento econômico é forte o suficiente, ocorrerá um declínio nas emissões de poluentes, de acordo com a figura a seguir.

Figura 1: Curva Ambiental de Kuznets

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com Grossman e Krueger (1991) existem três forças que agem por trás da

CAK: efeito escala, efeito composição e efeito técnica. O efeito escala é exercido pelo crescimento econômico no meio ambiente, devido a uma maior intensidade da atividade econômica que leva a um aumento da degradação ambiental. Isto porque uma maior quantidade de energia é demandada pela atividade produtiva em expansão.

Os autores ainda salientam que apesar deste efeito negativo, o crescimento da renda pode exercer um impacto positivo no meio ambiente por meio de um efeito composição. À medida em que o país cresce e desenvolve, a estrutura da economia muda. A economia que até então era baseada em manufaturas se torna intensiva em informação e aumenta o percentual das atividades sustentáveis sobre o PIB.

E, quando o país se torna mais rico, a preocupação ambiental aumenta e então surge uma demanda por regulações ambientais. Isto pode levar à substituição de uma tecnologia 'suja' por uma tecnologia 'limpa', o que tem um impacto positivo sobre o meio ambiente. Este efeito é denominado como efeito técnica.

Assim, a hipótese teórica em que se baseia a CAK, é que o impacto negativo do efeito escala tende a prevalecer nos estágios iniciais do crescimento econômico, mas é compensado pelos efeitos composição e técnica, que tendem a reduzir os níveis das emissões.

Porém, conforme ressalta Diniz (2001) se o efeito escala predominar sobre os demais efeitos, pode ocorrer o segundo estágio da CAK, uma vez que um nível maior de produto sempre gera um nível maior de poluição. Segundo Diniz (2007) o efeito escala é predominante nas nações menos desenvolvidas, uma vez que o crescimento econômico é a prioridade nesta etapa. Já nos países desenvolvidos, que podem estar na parte negativamente inclinada da curva, os efeitos composição e técnica são predominantes sobre o efeito escala.

Outro fator associado à predominância do efeito escala em países mais pobres, está associado às distorções políticas. De Bruyn (2000) argumenta que distorções como subsídios para o consumo de energia e falhas de mercado, podem levar a níveis mais elevados de emissões. Porém, quando a sociedade se desenvolve, "the growth in pollution levels off because of the removal of subsidies and other distortions," (DE BRUYN, 2000, p.90). Assim, com a imposição de políticas adequadas pode-se obter a redução dos níveis de emissões.

As trocas internacionais exercem um efeito ambíguo nas emissões de poluentes. De acordo com Dinda (2004), o comércio internacional pode ter um efeito escala sobre a poluição, uma vez que leva ao crescimento da economia, o que implica em um nível maior de emissões. Por outro lado, as relações comerciais entre os países podem ter um impacto na redução das

emissões por meio dos efeitos composição e técnica.

É possível que as emissões de um país se reduzam à medida que crescem as emissões de outro país, via trocas internacionais. Este cenário, descrito por Copeland e Taylor (2005) surge quando as indústrias que produzem bens intensivos em poluição migram para países com regulações ambientais mais fracas. Desta forma, segundo Cole et al. (2000), as nações mais pobres tendem a se especializar na produção de bens intensivos em poluição, enquanto as nações mais ricas se especializam na produção de serviços e produtos cuja tecnologia é mais limpa.

Cabe ressaltar, que a situação descrita acima implica em deslocamento da poluição e não redução da mesma. Por outro lado, as trocas entre os países podem ter um efeito positivo, uma vez que, indiretamente, resultam em uma renda mais elevada. E, conforme já mencionado, esta elevação da renda faz surgir uma demanda por um ambiente mais limpo e um crescimento sustentável.

A discussão a respeito da existência da CAK se desenvolveu sobretudo no plano econômico. Conforme mostrado no capítulo 2, esta relação é empírica, mas possui fundamentos teóricos. A análise empírica se baseia na seguinte regressão:

$$\ln e_{it} = \alpha_i + \gamma t + \beta_1(\ln y_{it}) + \beta_2(\ln y_{it})^2 + \beta_3(\ln y_{it})^3 + \epsilon_{it} \quad (1)$$

em que o subscrito t se refere a unidade de tempo, α a constante, e representa as emissões per capita, y a renda per capita.

Deste modelo genérico pode-se obter as seguintes relações:

- i - Se $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$, as emissões crescem monotonicamente com a renda,
- ii - Se $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$, as emissões reduzem monotonicamente à medida em que a renda cresce;
- iii - Se $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$, níveis maiores de renda estão associados com níveis declinantes nas emissões depois que um certo nível de renda é alcançado. Neste caso verifica-se a Curva Ambiental de Kuznets;
- iv - Se $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 = 0$, emissões se reduzem enquanto a renda cresce a principio, e depois que a renda alcança certo nível, passam a crescer monotonicamente;
- v - Se $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, comportamento semelhante ao verificado na relação iii, porém ocorre um subsequente aumento nas emissões para níveis elevados de renda,

representando uma figura na forma de N;

- vi - Se $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, implica em uma situação oposta à verificada na relação anterior;
- vii - Se $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 0$, indica que as emissões não são influenciadas pelo nível de renda.

A figura 2 expressa graficamente estas relações.

Figura 2: Possíveis Relações entre emissões e renda

Fonte: Adaptado de De Bruyn (2000).

A curva U-invertido surge quando $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, e $\beta_3 = 0$ neste caso o ponto de inflexão é dado por $y_t = \exp((- \beta_1)/(2\beta_2))$.

Porém, é necessário uma certa cautela com relação ao que expressa a CAK. Segundo De Bruyn (2000) houve uma errônea interpretação de que a implementação de políticas de controle de emissões só seriam bem sucedidas quando a renda alcançasse certo nível. Além do mais, conforme Grossman e Krueger (1995), mesmo que as emissões apresentem uma trajetória na forma 'U' invertido, isso não garante que este processo esteja de fato ocorrendo. Logo, o crescimento econômico sozinho, pode não levar ao que é postulado nesta teoria. Assim, são necessárias políticas de controle ambiental, que somadas ao crescimento econômico, podem reduzir a pressão ambiental.

Hilton et al. (1998) reforçam a argumentação de Grossman e Krueger (1995), e afirmam que a melhora ambiental que acompanha o crescimento da renda depende dos tipos de regulações que levam à redução da intensidade da poluição. Desta forma, o crescimento econômico por si só não é capaz de provocar a redução das emissões de poluentes.

3.2 Convergência

O modelo de Brock e Taylor (2010) se fundamenta principalmente em um modelo de convergência para as emissões. E este modelo possui pressupostos semelhantes aos estabelecidos pelo modelo de convergência da renda. Isto torna o modelo de Brock e Taylor (2010) intimamente ligado ao modelo de Solow tradicional, tanto que os autores nomearam o modelo de Modelo de Solow Verde. Por isso, nesta seção será feita uma breve exposição do modelo de Solow tradicional, que implica convergência da renda. Pois os conceitos de convergência absoluta e condicional deste modelo tradicional foram incorporados às estimações do modelo apresentado por Brock e Taylor (2010).

As teorias de crescimento neoclássico trouxeram consigo um grande debate a cerca da existência ou não da convergência da renda ou do produto. Entende-se por convergência a ideia de que países mais afastados de sua renda de estado estacionário crescerão a uma taxa mais elevada.

A convergência pode ser absoluta, se as rendas per capita dos países convergem para um único estado estacionário, ou condicional, se as rendas per capita convergem entre si apenas para países que apresentem características estruturais idênticas. A convergência condicional é compatível com diversos equilíbrios estáveis de longo prazo para a renda per capita. Há ainda a ideia de clubes de convergência, onde ocorreria a formação de grupos de países com as mesmas características estruturais e cada grupo teria um padrão próprio de crescimento. Neste

caso, as condições iniciais devem ser próximas, ou seja, os níveis de renda dos países devem ser semelhantes. Esta última hipótese caracterizaria a persistência da pobreza, polarização e a divisão dos países em grupos (GALOR, 1996).

A teoria prevê que nações ou regiões menos favorecidas crescem a uma taxa per capita maior que as nações ou regiões mais desenvolvidas. Isto causa uma tendência de convergência per capita ao redor do mundo. Na visão de Barro (1994), esta teoria se aplica em regiões que apresentam economias e estruturas políticas similares. A razão para que a convergência falhe decorre da diferença dos níveis de renda per capita no longo prazo.

Para uma taxa de longo prazo determinada por políticas públicas e outros fatores a tendência de convergência depende da velocidade a qual uma economia se aproxima desta taxa ótima. A velocidade por sua vez, depende de retornos decrescentes do capital, do comportamento da poupança, da mobilidade de capital e trabalho e da difusão de tecnologia de líderes para seguidores (BARRO; SALA-i-MARTIN, 1992).

Para uma maior formalização, considere uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas* ampliada pelo progresso tecnológico:

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

em que Y é o produto, K o capital, L o trabalho e A o progresso tecnológico. O trabalho e o progresso tecnológico crescem à taxa n e g , respectivamente. Então:

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (3)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (4)$$

Assumindo que uma parcela constante s do produto é poupada e investida. Definindo o produto e o estoque de capital por unidades de trabalho efetivo, a equação dinâmica do capital por trabalhador é dada por:

$$\dot{K} = sy(t) - (n + g + \delta)k(t) \quad (5)$$

$$\dot{K} = sk(t)^\alpha - (n + g + \delta)k(t) \quad (6)$$

em que δ é uma taxa constante de depreciação. Dada a equação dinâmica do capital por trabalho

efetivo, k converge para o seu valor de estado estacionário:

$$\dot{k} = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (7)$$

Assim, substituindo (4) e (7) na função de produção, encontra-se a expressão para o estado estacionário da renda per capita, que após a aplicação do logaritmo é dada por:

$$\ln \left[\frac{y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (8)$$

De acordo com Mankiw et al. (1992) a equação acima se ajusta à predição central do modelo de Solow, pois implica no impacto da poupança e do progresso tecnológico sobre a renda real. Uma vez que a taxa de progresso tecnológico g é a mesma para todos os países, e que, em uma regressão *cross-section*, t é um valor fixo, logo gt é uma constante¹ e pode ser desconsiderada da equação. Porém, o termo $A(0)$ não representa apenas desenvolvimento tecnológico, mas também dotação de recursos, clima e instituições. Deve, portanto, variar entre os países, podendo ser especificado como:

$$\ln A(0) = a + \epsilon \quad (9)$$

Então, ajustando a equação (8), pode-se obter:

$$\ln \left[\frac{y(t)}{L(t)} \right] = a + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \epsilon \quad (10)$$

em que a é uma constante e ϵ é um termo de erro.

A equação acima descreve o comportamento da renda per capita no estado estacionário. Algumas alterações nesta formulação são necessárias para se estimar a convergência.

Seja y^* o nível do estado estacionário da renda por trabalhador efetivo, dada pela equação (8) e seja $y(t)$ o nível atual da renda no instante t . A velocidade da convergência, rumo ao estado estacionário, é dada por:

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = \lambda [\ln y^* - \ln y(t)] \quad (11)$$

em que $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha)$.

¹maiores detalhes em Mankiw et al. (1992)

A relação (11) implica que:

$$\ln(y(t)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0)) \quad (12)$$

em que $y(0)$ é a renda por trabalhador efetivo no período inicial. Subtraindo $y(0)$ de ambos os lados e substituindo y^* temos:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = \beta_1 \ln(y(0)) + \beta_2 \ln(s) + \beta_3 (n + g + \delta) \quad (13)$$

em que:

$$\begin{aligned} \beta_1 &= (1 - e^{-\lambda t}) < 0, \\ \beta_2 &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} > 0, \\ \beta_3 &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} < 0. \end{aligned}$$

Empiricamente a convergência ocorre quando o sinal do coeficiente β_1 for negativo. As demais variáveis funcionam como controle para o estado estacionário de diferentes países ou regiões. A poupança possui uma relação positiva com o crescimento do produto e a depreciação efetiva possui uma relação negativa.

Existem dois conceitos de convergência: β -convergência e σ -convergência. Ocorre β -convergência absoluta se as economias pobres apresentam uma tendência de um crescimento mais rápido que as economias ricas. Por sua vez, ocorre a σ -convergência, se a dispersão da renda real per capita tende a diminuir ao longo do tempo. Então, $\sigma_{t+T} < \sigma_t$, onde σ_t é o desvio padrão do log da renda per capita no instante t para dado i (SALA-i-MARTIN, 1996).

Considerando que a economia A seja mais rica que a economia B , então a taxa de crescimento de A é menor que a taxa de crescimento de B entre os instantes t e $t + T$. Neste caso pode-se constatar a presença de β -convergência. Como a dispersão do PIB no instante $t+T$ é menor que no instante t , então ocorre também σ -convergência. É impossível que diminua a distância entre as economias A e B , se a economia B não crescer mais rápido que a economia A . Então uma condição necessária para ocorrer σ -convergência é a existência de β -convergência. Esta dinâmica é mostrada pela figura 3.

Porém, a condição acima não é uma condição suficiente para a ocorrência de σ -convergência. Se a taxa de crescimento da economia B for muito maior que a taxa de crescimento de A , a economia B no instante $t + T$ será mais rica que A . Embora tenha ocorrido

Figura 3: Relação entre σ -convergência e β -convergência

Fonte: Sala-i-Martin (1996).

β -convergência, a dispersão entre os níveis de renda das duas economias não diminuiu, o que implica que não ocorreu σ -convergência. Este fato é ilustrado pela figura a seguir.

Figura 4: Ausência de σ -convergência

Fonte: Sala-i-Martin (1996).

A convergência absoluta (β -convergência) ocorre quando as economias em questão possuem o mesmo valor de estado estacionário. O argumento do modelo neoclássico em favor de uma taxa de crescimento maior para economias mais pobres pressupõe que a única diferença entre os países é o nível inicial do capital. Porém, no mundo real outros fatores influenciam as diferenças entre os países. Sendo assim, o valor de estado estacionário para a taxa de crescimento das economias pode não ser o mesmo.

Quando isto ocorre, a hipótese de convergência absoluta não se verifica. Porém se a taxa de crescimento de um país for positivamente relacionada com a distância que a separa de seu próprio valor de estado estacionário, então ocorre a convergência condicional. Ou seja, pode-se testar a convergência, mesmo quando as economias possuem valores diferentes de estado estacionário. Neste caso, utiliza-se uma regressão de crescimento tradicional, porém

adicionam-se como variáveis explicativas algumas variáveis de controle relativas ao estado estacionário de cada país ou região. Neste caso, um coeficiente negativo significa que as economias mais distantes de seus estados estacionários crescem a uma taxa maior.

Para testar a hipótese de convergência, Johnson e Takeyama (2003) sugerem testar as hipóteses de convergência absoluta e condicional isoladamente. Por exemplo, permitindo que β_2 e β_3 sejam iguais a zero e que o intercepto e β_1 sejam iguais para todos os países, se β_1 for negativo, tem-se evidência em favor da hipótese de convergência absoluta, ou seja, neste caso, o nível de renda será o mesmo para todos os países no longo prazo.

Mas, se β_2 e β_3 forem diferentes de zero e se o coeficiente para a renda inicial for negativo e uma ou mais variáveis de controle se mostrarem estatisticamente significantes, então tal situação seria favorável à hipótese de convergência condicional, o que implica em diferenças permanentes no nível de renda de longo prazo, devido as características estruturais diferentes.

3.3 Modelo de Convergência das Emissões

Brock e Taylor (2010) desenvolveram um modelo para emissões de poluentes intimamente ligado ao modelo de Solow. No modelo proposto, o progresso tecnológico sobre a produção de bens e redução das emissões é exógeno, o que leva a um crescimento contínuo da economia e também a uma melhoria na qualidade ambiental. Além disto, tanto a poupança quanto as escolhas de abatimento são, também, determinadas exogenamente. Considerando fixa a intensidade do abatimento, pode-se verificar como mudanças no mesmo afetam os níveis das emissões e a quantidade máxima emitida.

Desta forma têm-se as seguintes relações:

$$Y = F(K, BL) \quad (14)$$

$$\dot{L} = nL, \quad (15)$$

$$\dot{B} = g_B B, \quad (16)$$

$$\dot{K} = sY - \delta K \quad (17)$$

O produto Y possui uma função de produção estritamente côncava, com retornos constantes de escala, e utiliza os insumos trabalho efetivo e capital. O capital se acumula a uma taxa de poupança fixa s e deprecia a uma taxa δ . A taxa do progresso tecnológico é dada por g_B .

A introdução das emissões no modelo é dada por Ω , em que cada unidade F da

atividade econômica gera Ω unidades de poluição. Porém, a quantidade de poluição produzida, vai depender da existência de abatimento nas emissões de poluentes. Supõe-se que o abatimento seja uma função com retornos constantes de escala e que a quantidade de poluição abatida seja uma função estritamente côncava da atividade econômica F e dos esforços de abatimento F^A .

Se o abatimento no nível A , remove ΩA unidades de poluição do total criado, então a poluição emitida é igual a poluição criada menos a poluição abatida. Assim,

$$E = \Omega F - \Omega A(F, F^A) \quad (18)$$

O abatimento exerce um impacto positivo na redução da poluição, porém marginalmente decrescente. A fração da atividade econômica dedicada ao abatimento da poluição pode ser dada por:

$$E = \Omega F a(\theta) \quad (19)$$

em que $a(\theta) = [1 - A(1, F^A/F)]$ e $\theta = F^A/F$. A função de abatimento satisfaz as seguintes condições: $a(0) = 1$, $a'(\theta) < 0$ e $a''(\theta) > 0$.

Desta forma, combinando as hipóteses sobre a poluição e redução das emissões com o modelo de Solow, o produto Y disponível para consumo ou investimento torna-se $Y = [1 - \theta]F$. Supõe-se, ainda, que a taxa de progresso tecnológico seja exógena em relação à redução das emissões, o que faz com que Ω se reduza à taxa $g_A > 0$. Transformando as medidas de produto, capital e poluição em termos per capita, obtém-se:

$$y = f(k)[1 - \theta] \quad (20)$$

$$\dot{k} = sf(k)[1 - \theta] - [\delta + n + g_B] \quad (21)$$

$$e = f(k)\Omega a(\theta) \quad (22)$$

em que $k = K/BL$, $y = Y/BL$, $e = E/BL$, $f(k) = F(k, 1)$.

À medida que a economia se aproxima da trajetória de crescimento equilibrado, o produto agregado, consumo e capital crescem à taxa $g_B + n$, enquanto suas versões per capita crescem à taxa g_B . Ao longo da trajetória de crescimento equilibrado as taxas de crescimento devem ser iguais. Desta forma, $g_y = g_k = g_c = g_B > 0$, cujos índices se referem ao produto, capital, consumo e progresso tecnológico respectivamente.

E, quando o capital se aproxima de seu estado estacionário, a taxa de crescimento das

emissões, é dada por $g_E = g_B + n - g_A$. A taxa de crescimento das emissões depende de um efeito escala ($g_B + n$), e de um efeito técnica criado pelo impacto do progresso tecnológico nas reduções (g_A).

O modelo de Solow verde traz evidências sobre os níveis de renda per capita e qualidade ambiental, que implicitamente descreve a mesma trajetória determinada pelo modelo tradicional da CAK. Conforme salientam Brock e Taylor (2010, p. 136), "the green Solow model produces a path for income per capita and environmental quality that traces out an EKC".

A afirmação acima pode ser verificada por meio de uma equação diferencial para as emissões. Foi adotada uma formulação Cobb-Douglas com uma parcela constante da renda que remunera o capital α , em que $0 < \alpha < 1$.

$$E = B(0)L(0)\Omega(0)a(\theta)\exp[g_E t] k^\alpha \quad (23)$$

em que $B(0)$, $L(0)$ e $\Omega(0)$ são condições iniciais. A taxa de crescimento das emissões e a taxa de variação do capital por trabalhador efetivo são, respectivamente:

$$\frac{\dot{E}}{E} = g_E + \alpha \frac{\dot{k}}{k} \quad (24)$$

$$\frac{\dot{k}}{k} = sk^{\alpha-1}(1 - \theta) - (\delta + n + g_B) \quad (25)$$

Com estas duas equações pode-se ligar a dinâmica da acumulação do capital à evolução dos níveis de poluição. A curva gerada desta relação é negativamente inclinada e pode ser *locus* da poupança, uma vez que se desloca quando ocorre uma variação na taxa de poupança s . À medida que o capital por trabalhador efetivo aumenta, o locus da poupança se aproxima de zero.

A análise gráfica, permite mostrar que a taxa de variação do capital por trabalhador efetivo é positiva em pontos à esquerda de B , e negativa em pontos à direita. A intersecção no ponto B , gera o estado estacionário do capital por trabalhador efetivo k^* . Níveis menores de k , implicam em um crescimento mais acelerado, enquanto à medida que o k se aproxima de k^* , o crescimento diminui. Quando a economia entra em uma trajetória de crescimento equilibrado, a taxa de variação do capital por trabalhador efetivo é zero, e o produto agregado da economia e o capital crescem à taxa $g_B + n$.

Com relação às emissões, a taxa de crescimento é zero em T , positiva à esquerda e negativa à direita. Desta forma, o ponto T pode ser associado ao ponto de inflexão das emissões. Sob a hipótese de crescimento sustentável no ponto B , isto é, $g_E < 0$, e que o ponto T se localiza

à esquerda de B , o modelo gera uma curva ambiental de Kuznets. Esta situação é descrita pela figura 5.

Figura 5: Trajetória das emissões de poluentes.

Fonte: Brock e Taylor(2010).

Sendo assim, se o estoque inicial de capital em uma economia é baixo, então as emissões, em um primeiro momento, crescerão e, posteriormente, decairão. Desta forma, obtém-se a relação postulada pela curva ambiental de Kuznets. Porém, se os níveis iniciais de capital foram altos, pode ocorrer uma queda monotônica das emissões à medida que a economia se mova em direção ao estado estacionário.

Porém, quando o crescimento não é sustentável, o ponto T se localiza à direita de B , e, neste caso, as emissões crescerão indefinidamente quando a economia se aproxima da trajetória de crescimento equilibrado.

Independentemente da trajetória seguida pelas emissões, a taxa de crescimento das emissões é monotonicamente decrescente em k . Isto ocorre porque a taxa de crescimento das emissões é maior para países mais afastados do ponto B , e menor para aqueles que estão mais próximos do referido ponto. O mesmo é válido para situações em que o crescimento não é sustentável.

Desta forma, por causa dos retornos decrescentes, o desenvolvimento começa com um rápido crescimento econômico. Então as emissões crescem juntamente com o produto, mas declinam em decorrência dos impactos do progresso tecnológico sobre os custos de abatimento. Porém, um crescimento mais rápido se sobrepõe aos impactos do progresso tecnológico sobre os níveis das emissões, e conseqüentemente, as emissões crescem.

Porém, à medida em que uma nação se aproxima da trajetória de crescimento equilibrado, o crescimento econômico diminuiu e o impacto deste menor crescimento das emissões é sobreposto pelo impacto do progresso tecnológico, então o nível das emissões se reduz.

Esta relação entre retornos decrescentes e progresso tecnológico, que são pontos chave para as propriedades da convergência no modelo de Solow, gera um perfil temporal de alta e baixa nos níveis de emissões à medida que a renda se aproxima do estado estacionário.

A partir destas relações e da equação (23) reescrita em termos per capita, Brock e Taylor (2010) obtiveram a seguinte relação:

$$e^c(t) = \Omega(t)a(\tilde{\theta})y^c(t) \quad (26)$$

em que $e^c(t) = E(t)/L(t)$, $y^c(t) = F(t)[1 - \theta]/L(t)$, $a(\tilde{\theta}) = a(\theta)/[1 - \theta]$.

Da equação acima, diferenciada com relação ao tempo, obtém-se a taxa de crescimento das emissões, dada por:

$$\frac{\dot{e}^c}{e^c} = -g_A + \frac{\dot{y}^c}{y^c} \quad (27)$$

Observa-se, pela equação acima, que o crescimento das emissões per capita é a soma do crescimento tecnológico sob a redução das emissões com o crescimento da renda per capita.

Os autores obtiveram a equação a ser estimada, primeiro aproximando a taxa de crescimento da renda per capita e das emissões per capita, pelas médias das variações dos logaritmos. E, posteriormente, eliminando o crescimento da renda ².

²Maiores detalhes em Brock e Taylor (2010)

Assim, a especificação curta da equação a ser estimada é:

$$[1/N] \log [e_{it}^c/e_{it-N}^c] = \beta_0 + \beta_1 \log [e_{it-N}^c] + \mu_{it} \quad (28)$$

em que e_{it}^c é o nível de emissões per capita do país i no instante t , e e_{it-N}^c é o nível de emissões no instante inicial. Desta forma, a equação acima relaciona as variações nas emissões per capita de cada país a uma constante e ao nível inicial de emissões per capita. Se o nível inicial de emissões per capita for baixo, consequentemente o nível inicial de capital por trabalhador efetivo também será baixo, o que implica uma taxa de crescimento das emissões per capita mais acelerada.

Na especificação longa da equação, supõe-se que as taxas de crescimento tecnológico são comuns a todos os países, e o conjunto de fatores que determinam o estado estacionário e a taxa de crescimento ao longo da trajetória de crescimento equilibrado são contabilizados levando em conta esta hipótese.

E, sob a hipótese de que o nível inicial de desenvolvimento tecnológico está relacionado com a redução das emissões e o produto, temos que diferenças nas condições iniciais são levadas em conta para a estimação.

Assim, permitindo que s_i , θ_i e $(\delta + n + g_B)_i$ sejam uma média temporal específica para cada país, a seguinte equação pode ser obtida:

$$[1/N] \log [e_{it}^c/e_{it-N}^c] = \beta_0 + \beta_1 \log [e_{it-N}^c] + \beta_2 \log (s_i) + \beta_3 (1 - \theta_i) + \beta_4 [\log (\delta + n + g_B)_i] + \mu_{it} \quad (29)$$

Da equação (29) pode-se obter a parcela da renda que remunera o capital α , dada por $\alpha = \beta_2/(\beta_2 - \beta_1)$. É possível também obter a velocidade de convergência λ , que é $\lambda = (1 - \alpha)(\delta + n + g_B)$. E, por construção do modelo $\beta_2 = -\beta_4^3$.

Algumas considerações podem ser feitas a respeito das variáveis constantes no modelo. Uma elevação na taxa de poupança não tem efeito no crescimento de longo prazo do produto e das emissões. Porém, em uma economia com uma alta taxa de poupança, o ponto de inflexão ocorre a um nível mais elevado de renda. E isso, indiretamente reflete no nível das emissões. Um ponto de inflexão mais alto resulta em um período de crescimento mais demorado, para então, as emissões seguirem uma trajetória descendente.

Em outras palavras,

³Maiores detalhes em Brock e Taylor (2010)

(...) the turning point for emissions rise because higher savings implies more rapid capital accumulation. This in turn means faster output growth and faster emissions growth at any k (BROCK; TAYLOR, 2010, p. 141).

Assim como a taxa de poupança, o abatimento não tem impacto sobre a trajetória de crescimento equilibrado. Porém uma política mais rígida de abatimento faz com que as emissões comecem a declinar a um menor nível per capita. Isto ocorre porque, parte dos recursos que seriam destinados ao investimento é direcionada aos esforços de abatimento, o que consequentemente afeta o crescimento do produto.

O desenvolvimento tecnológico, por sua vez, pode ter efeitos ambíguos sobre os níveis das emissões. Então o pico das emissões pode aumentar ou diminuir, e o ponto de inflexão da renda pode ser maior ou menor.

A mesma dinâmica ocorre com a taxa de crescimento populacional. Se por um lado há uma redução do capital por trabalhador no estado estacionário, o que implica na redução do ponto de inflexão; por outro aumenta as emissões diretamente por meio do efeito escala. Uma taxa de crescimento populacional mais elevada acarreta um aumento na taxa de crescimento do produto da economia. E, como já mencionado, o crescimento do produto traz consigo um maior nível das emissões de poluentes.

Em suma, poupança e abatimento afetam a trajetória de crescimento das emissões e do produto e mudam as magnitudes do estado estacionário. Porém, não exercem impacto algum sobre a trajetória de crescimento de longo prazo. Por sua vez, o crescimento tecnológico e o crescimento populacional, além de exercer impactos sobre a trajetória de crescimento das emissões e do produto e sobre os valores de equilíbrio, também alteram as taxas de crescimento de longo prazo.

4 METODOLOGIA E DADOS

Neste capítulo será enfocada a metodologia utilizada para verificar a relação entre crescimento econômico e emissões per capita de poluentes. A primeira seção traz as formas funcionais utilizadas para a estimação tradicional da CAK e do modelo de Brock e Taylor (2010). Os dados utilizados no trabalho serão abordados na segunda seção. Já a terceira seção traz a metodologia a cerca da estimação de dados em painel, constando de testes de raiz unitária, testes de cointegração e a estimação do vetor de cointegração. Por fim, a última seção aborda a metodologia empregada na estimação do modelo proposto por Brock e Taylor (2010).

4.1 Especificação das formas funcionais

Conforme mencionado na revisão de literatura, diversos estudos empíricos já foram realizados a fim de se estimar a relação entre emissões e renda per capita. Neste trabalho será utilizado um painel de países e o enfoque econométrico se concentrará em uma aproximação paramétrica. A formulação básica de um painel paramétrico de uma CAK é dada por:

$$lne_{it} = \alpha_i + \gamma_i t + \beta_1 lny_{it} + \beta_2 (lny_{it})^2 + \beta_3 (lny_{it})^3 + u_{it} \quad (30)$$

em que lne_{it} representa uma medida per capita de poluição, que neste trabalho será dada pelas emissões de CO_2 per capita. A variável lny_{it} mede a renda per capita, representada neste caso pelo PIB per capita. No modelo serão utilizados medidas quadráticas e cúbicas do PIB. Por fim u_{it} é um termo de erro estocástico.

Nesta formulação homogênea da CAK, a heterogeneidade dos países é incluída por interceptos específicos individuais α_i , por uma tendência temporal linear $\gamma_i t$, e por meio da heterogeneidade de u_{it} . O índice $i = 1, \dots, N$ se refere ao país e $t = 1, \dots, T$ é um índice temporal.

Da relação mostrada no capítulo 3 espera-se $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$, o que evidencia a relação na forma U invertido postulada pela CAK. A opção de incluir uma variável cúbica, ocorreu com o objetivo de verificar, conforme mostrado na literatura, uma possível relação na forma N entre emissões e renda, podendo ser invertida ou não ⁴. Pois conforme salienta Pezzey (1989), a relação na forma U invertido não se mantém no longo prazo. Segundo o autor, inicialmente pode existir a curva U invertido, porém, após certo nível de renda, a relação

⁴Esta relação depende do sinal do coeficiente β_3 conforme já mencionado

entre poluição e renda torna-se positiva novamente. Tal situação mostra que o descolamento verificado na CAK é temporário, e que a relação entre emissões e renda pode ser descrita por uma relação na forma N.

Já a especificação do modelo de convergência proposto Brock e Taylor (2010), é dada por:

$$\log(g_{E,it}) = \alpha_i + \beta_1 \log(e_{it-N}^c) + \beta_2 \log(s_{it}) + \beta_3 \log(dep_{it}) + u_{it} \quad (31)$$

em que: $g_{E,it}$ = taxa de crescimento das emissões per capita; e_{it-N}^c = emissões per capita defasadas em N períodos; s_{it} = taxa de poupança; dep_{it} = taxa de depreciação efetiva constituída por $(\delta + n + g_B)$.

Espera-se que $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$. Neste caso ocorre a convergência das emissões per capita rumo ao estado estacionário. Serão estimadas duas equações: uma equação tendo como variável explicativa o log da renda defasado e uma equação com as variáveis emissões per capita defasadas, poupança per capita e depreciação efetiva per capita. Desta forma, pretende-se verificar qual o tipo de convergência: absoluta ou condicional. A relação do modelo de Brock e Taylor (2010) com a CKA se sustenta pelo fato de que os retornos decrescentes do capital e o progresso tecnológico, influenciam o perfil temporal dos níveis de emissões. Então, em um primeiro momento as emissões crescem continuamente, e à medida em que o crescimento econômico se direciona ao estado estacionário, o nível das emissões se reduz. Desta forma, no modelo de Brock e Taylor (2010), quando há convergência as emissões seguem a trajetória na forma 'U' invertido. Neste caso, não se verifica a trajetória no formato 'N' descrita por Pezzey (1989).

4.2 Dados

Para se fazer a análise pretendida neste trabalho, os dados anuais obtidos correspondem ao período 1972-2008. Foram construídas duas amostras: amostra global e amostra Quioto. A amostra Quioto corresponde aos países do chamado anexo B. Estes países estão sujeitos à metas de redução das emissões dos gases de efeito estufa estabelecidas pelo Protocolo de Quioto. Neste protocolo ficou estabelecido que os países industrializados deveriam estabilizar ou reduzir as emissões destes gases no período 2008-2012 em aproximadamente 5% tendo como base as emissões do ano de 1990 (DINIZ, 2007)⁵.

A amostra global possui 99 países, e a amostra Quioto possui 26 países. No total

⁵Maiores detalhes sobre o Protocolo de Quioto em Diniz (2001, 2007)

serão 3.663 observações para a amostra global. A amostra Quioto, que será utilizada apenas no modelo de convergência, contará com 962 observações.

No que se refere ao modelo de convergência, serão considerados 6 pontos de corte transversal, referentes aos anos 1978, 1984, 1990, 1996, 2002 e 2008. Neste caso o painel global conta com 594 observações, e o painel Quioto conta com 156 observações ⁶.

Como as variáveis não são as mesmas para os dois modelos, abaixo segue a descrição das variáveis utilizadas na estimação da CAK, e as fontes de onde foram obtidas. Posteriormente serão apresentadas as variáveis do modelo de convergência de Brock e Taylor (2010).

- emissões per capita de CO_2 : foram obtidas por meio da International Energy Agency (IEA), e são medidas em toneladas métricas. As estimações de CO_2 calculadas pela IEA, representam o total das emissões de combustíveis fósseis. Os indicadores de poluentes podem ser medidos em termos das emissões ou concentrações, e tal diferença influi nos pontos de inflexão estimados (DE BRUYN, 2000). Porém, conforme ressalta Kaufmann et al. (1998) a escolha mais adequada é a que se baseia nas emissões, uma vez que estas estão ligadas a níveis correntes de atividade econômica. Logo elas medem o potencial que a atividade econômica tem de danificar o meio ambiente e a saúde humana.
- renda per capita y_{it} : é medida pelo PIB real per capita, corrigido pela paridade do poder de compra. A variável foi coletada na *Penn World Table*, versão 7.0, divulgada em 2011. A inclusão da variável renda per capita, e suas formas quadráticas e cúbicas, tem como objetivo averiguar a existência da curva na forma 'U' invertido. De acordo com Stern et al. (1996), em níveis mais elevados de crescimento econômico ocorrem mudanças estruturais em direção a atividades intensivas em informação. Isto, associado a uma renda maior, desperta nos indivíduos o um desejo de um ambiente mais limpo, o que leva a uma crescente regulação ambiental. Desta forma, o uso de tecnologias mais limpas resulta em um gradual declínio da degradação do meio ambiente.

A seguir serão descritas as variáveis utilizadas no modelo de convergência proposto por Brock e Taylor (2010). Foi seguida a hipótese dos autores com relação ao abatimento do carbono. Na estimação, os autores consideraram que os custos de abatimento foram iguais a zero, no período considerado. E conforme ressalta Aslanidis (2009), os incentivos quanto ao abatimento

⁶Estas são amostras balanceadas. Foram utilizadas duas amostras não balanceadas, que serão descritas no capítulo seguinte.

das emissões de gás carbônico são claramente determinados pelo problema do 'carona', logo torna-se difícil o cálculo do custo de abatimento das emissões.

As observações foram divididas em intervalos de tempo conforme sugerido por Islam (1995, 2003). Segundo o autor é possível dividir o período total em intervalos de tempo. Porém, a questão que surge é o tamanho destes intervalos. Convencionalmente, a frequência estimada em vários estudos de painel é definida por um intervalo de 5 anos, e se apoia em Barro (1997) que estimou regressões do tipo pooled para um intervalo de 10 anos. De acordo com Islam (2003)

Hence, five year spans may not be too short to study growth particularly when several such five-year spans are combined to produce the estimates, so that the effects of cutoff years chosen to distinguish the panels are likely to get cancelled out (ISLAM, 2003, p. 332).

Porém, como a amostra é composta por 37 observações temporais, optou-se por definir um intervalo de 6 anos, a fim de considerar o maior intervalo possível, o que não deve causar maiores implicações, segundo o procedimento adotado por Islam (1995, 2003). Desta forma, teremos 6 unidades de corte transversal: 1978, 1984, 1990, 1996, 2002 e 2008. Para exemplificar a divisão acima, considere a taxa de crescimento das emissões per capita do período 1972-1978. Neste caso o ponto de corte transversal é representado por 1978, e as emissões defasadas são determinadas pelo nível verificado em 1972. As demais variáveis são uma média do período correspondente. Neste caso, o painel a ser estudado, terá uma dimensão temporal igual a 6, e uma dimensão de corte transversal igual a 99.

As variáveis que compõem o painel de dados seguem abaixo.

- taxa média de crescimento das emissões per capita $[1/N] \log[e_{it}^c/e_{it-N}^c]$: foi construída seguindo a especificação proposta por Brock e Taylor (2010). Nesta especificação, obtém-se uma aproximação da taxa média de crescimento exata. Os dados referentes às emissões per capita, conforme mencionado, foram obtidos junto à IEA.
- poupança per capita (s_i): foi medida pela taxa de investimento disponível na *Penn World Table*, versão 7.0. O uso desta taxa pode ser justificada pelo fato que o modelo de Solow prevê uma economia fechada. E conforme Barro e Sala-i-Martin (2004, p. 519), "The effect of the saving rate in the neoclassical growth model is measured empirically by the ratio of real investment to real GDP."
- taxa de depreciação efetiva $(\delta + n + g_B)_i$: também foi construída seguindo Brock e

Taylor (2010). A taxa de crescimento populacional foi obtida junto ao Banco Mundial. Segundo Romer (2001), a taxa de depreciação (δ) varia entre 1% e 2%. Já a taxa de crescimento tecnológico (g_B) varia entre 3% e 4%. Assim, Brock e Taylor (2010) consideraram $(\delta + g_B)$ equivalente a 5%. Desta forma, a taxa de depreciação efetiva será composta pela média do crescimento populacional de cada período considerado, acrescentando 0,05 para cada média calculada.

4.3 Estimação via dados em painel

A metodologia de dados em painel tem, entre outras vantagens, a possibilidade de corrigir o problema de variáveis omitidas, uma vez que em regressões do tipo corte transversal, a heterogeneidade dos indivíduos é desconsiderada. Isto, pode ser interpretado como omissão de variável relevante, o que pode tornar a estimação viesada (ISLAM, 1995). Quando se utiliza a metodologia de dados em painel, permite-se a presença de efeitos específicos individuais, e no caso do estudo de crescimento econômico, permite-se que sejam consideradas diferenças tecnológicas entre os países.

Neste trabalho serão abordadas duas metodologias diferentes para estimação de dados em painel, uma vez que os modelos usam dimensões temporais diferentes. Para o caso da CAK padrão, como T não pode ser considerado pequeno ($T = 37$), será necessário o uso da técnica de séries temporais. Já para modelo de Brock e Taylor (2010), como T é pequeno ($T = 6$), não será necessário o uso das técnicas de séries temporais. A seguir uma breve descrição dos procedimentos que serão aplicados neste trabalho.

4.3.1 Testes de Raiz Unitária

A inclusão de diferentes unidades de corte transversal na dimensão temporal melhora a análise no contexto da estacionariedade. Conforme se sabe, os testes de raiz unitária tem baixo poder em distinguir séries não estacionárias de séries estacionárias em amostras pequenas. A fim de aumentar o poder dos testes de raiz unitária, a solução encontrada foi aumentar o número de observações por meio da inclusão de informações relativas aos vários indivíduos ou países.

Os testes de raiz unitária desenvolvidos para dados em painel, podem ser divididos em duas gerações de testes. A primeira geração assume a hipótese de independência em corte transversal, já a segunda geração permite que ocorra correlação entre estas unidades. Fazem parte da primeira geração de testes de raiz unitária, os desenvolvidos por Levin et al. (2002),

Breitung (2000), Im et al. (2003), Maddala e Wu (1999), Choi (2001) e Hadri (2000). Já os testes da segunda geração foram desenvolvidos por Phillips e Sul (2003), Bai e Ng (2003), Mon e Perron (2004), Choi (2002), Pesaran (2003) e Chang (2002)⁷.

A ideia básica dos testes de raiz unitária em painel, assim como na análise convencional de séries temporais, é encontrar o valor do coeficiente autorregressivo de um modelo AR(1) como o descrito abaixo:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + x'_{it} \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (32)$$

em que $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, y_{it} é a variável a ser testada e ϵ_{it} é um termo de erro estacionário. O termo x_{it} representa os componentes estocásticos e não estocásticos.

O modelo (32) pode ser reescrito como uma regressão do tipo *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{i,t-1} + \sum_{z=1}^{p_i} \beta_{i,z} \Delta y_{i,t-z} + x'_{it} + \epsilon_{it} \quad (33)$$

em que $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$, $\varphi_i = \rho_i - 1$ e as p defasagens variam para cada setor. A hipótese nula é a mesma para todos os testes ⁸.

$$H_0 : \varphi_i = 0, i = 1, \dots, N. \quad (34)$$

Ou seja, sob a hipótese nula todas as unidades do painel possuem raiz unitária, uma vez que $\varphi_i = 0$ implica em $\rho_i = 1$. A peculiaridade dos testes de raiz unitária em painel é a presença de duas hipóteses alternativas diferentes:

$$H_{1a} : \varphi_1 = \dots = \varphi_N = \varphi, \varphi < 0 \quad (35)$$

$$H_{1b} : \varphi_1 < 0, \dots, \varphi_{N_1} < 0, N_1 \leq N \quad (36)$$

Sob a hipótese alternativa H_{1a} , o componente autorregressivo é o mesmo para todas as unidades do painel, por isso é chamada de hipótese alternativa homogênea. O procedimento adotado sob esta hipótese consiste em 'empilhar' todas as unidades de corte transversal e depois construir a estatística de teste. Os testes que apresentam este tipo de hipótese alternativa são os testes de

⁷A descrição dos testes pode ser vista em Breitung e Pesaram (2005)

⁸Com exceção ao teste Hadri (2000).

Levin, Lin e Chu (2002), Breitung (2000).

A alternativa H_{1b} , por sua vez, é chamada de alternativa heterogênea, já que não impõe um coeficiente autorregressivo específico para cada unidade de corte transversal. Ou seja, assume que N_1 unidades do painel são estacionárias, enquanto as demais possuem raiz unitária. O procedimento consiste em combinar as estatísticas obtidas de cada uma das unidades de corte transversal, por meio de médias simples. Os testes que adotam esta hipótese são os de Im Pesaram e Shin (2003), Madalla e Wu (1999), Choi (2001) e Pesaram (2003). Porém é necessário certa cautela para interpretar a hipótese alternativa. A rejeição da hipótese nula, implica que uma parcela significativa das unidades de corte transversal são estacionárias. Ou seja, não é possível afirmar que todas as séries sejam estacionárias, mas que apenas parte das mesmas podem ser dita estacionária. Desta forma é possível que existam séries estacionárias e não estacionárias em um mesmo painel de dados.

A seguir será feita uma breve descrição dos testes de raiz unitária empregados neste trabalho.

O teste de Levin, Lin e Chu (2002) - LLC, impõe a restrição de que todos os indivíduos do painel possuem um parâmetro autorregressivo comum. A fim de corrigir a presença de correlação serial, a equação de teste é especificada como uma regressão do tipo ADF, com a inclusão de defasagens suficientes para tornar o termo de erro um ruído branco.

A estimativa do coeficiente φ é obtida por meio de regressões auxiliares de Δy_{it} e $y_{i,t-1}$ contra valores defasados de y_{it} , afim de gerar os resíduos $\hat{\epsilon}_{it}$ e $\hat{v}_{it-1}$. Depois de normalizados estes resíduos são utilizados para construir a seguinte equação *pooled*:

$$\tilde{\epsilon}_{it} = \rho \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (37)$$

Por fim é construída uma estatística t , denotada por t_{δ}^* , que possui uma distribuição assintótica normal, desde que T cresça a uma taxa maior que N , com $N/T \rightarrow 0$. Baltagi (2005) argumenta que $N/T \rightarrow 0$ implica que N seja menor relativamente a T .

O teste porém tem suas limitações, uma vez que depende da hipótese de independência entre as unidades de corte transversal e não se aplica se a correlação entre as unidades do painel é presente. Ainda, a hipótese que todas as unidades do painel tenham ou não uma raiz unitária é muito restritiva.

Breitung (2000) encontrou evidência que o teste LLC sofre de perda de poder, devido à correção do viés, surgido quando efeitos específicos individuais e tendência são incluídos. Para

evitar esta perda de poder, o teste de Breitung (2000) utiliza uma estatística de teste que não emprega o ajustamento do viés. O procedimento é semelhante ao adotado no teste LLC.

Maddala e Wu (1999) sugerem que a hipótese de uma mesma dinâmica autorregressiva sob H_{1a} é muito restritiva e empiricamente pouco interessante. Além disso, os autores constatam que os testes têm pouco poder quando comparados com os demais testes, uma vez que caso a hipótese de homogeneidade do coeficiente φ não se sustente, os métodos de estimação em painel não são válidos.

O teste desenvolvido por Im, Pesaram e Shin (2003) - IPS, permite que o coeficiente de y_{it-1} seja heterogêneo. O teste consiste na estimação de uma equação do tipo ADF computada para cada unidade do painel. Nestes termos, o teste permite que o erro seja serialmente correlacionado e heterocedástico mas independente de efeitos temporais nas unidades de corte transversal.

A hipótese nula se refere à presença de raiz unitária para cada indivíduo do painel, e a hipótese alternativa permite que alguns membros do painel tenham raiz unitária. A hipótese alternativa em questão pode ser escrita como:

$$H_1 : \rho_i < 1, i = 1, 2, \dots, N_1 \quad (38)$$

$$\rho_i = 1, i = N_1 + 1, \dots, N \quad (39)$$

Porém é necessário que a parcela das séries estacionárias seja diferente de zero, para que se garanta a consistência do teste. Assim quando $N \rightarrow \infty$, a fração N/N_1 deve convergir para um valor diferente de zero, em que N_1 se refere ao número de painéis que são estacionários. A estatística de teste é construída como a média das estatísticas ADF individuais:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i}(0, 1) \quad (40)$$

Im, Pesaram e Shin (2003) afirmam que o teste IPS tem um poder maior que o teste LLC. Porém, Maddala e Wu (1999) afirmam que tal comparação não pode ser feita entre os testes, uma vez que a hipótese alternativa dos testes em questão é diferente, conforme já mencionado. Além do mais, o teste LLC é baseado em estimativas 'pooled', enquanto o IPS é baseado em uma combinação de testes independentes.

Maddala e Wu (1999) propuseram um teste baseado na meta análise de Fisher (1932) que é baseado na combinação de p-valores da estatística de teste para raiz unitária de cada uni-

dade de corte transversal. A especificação é semelhante à desenvolvida no teste IPS, realizando regressões individuais para cada unidade de corte transversal, seguindo a especificação ADF ou PP (Phillips-Perron). A estatística de teste é denotada por:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln \rho_i \quad (41)$$

em que ρ_i é o p-valor do teste de raiz unitária para cada unidade de corte transversal. A estatística P segue uma distribuição χ_2 com $2N$ graus de liberdade com $T_i \rightarrow \infty$ para um N finito.

A diferença entre os testes baseados em Fisher e IPS, segundo Maddala e Wu (1999) é que as estatísticas de teste obtidas por meio do IPS são válidas apenas se uma regressão do tipo ADF é utilizada no teste, enquanto que o teste de Fisher permite a utilização de qualquer teste de raiz unitária. Além do que, ressaltam os autores, a dimensão temporal das séries deve ser a mesma no caso do teste IPS, enquanto no teste Fisher tal imposição não é necessária.

Outro teste baseado na meta análise de Fisher foi desenvolvido por Choi (2001), que propôs duas outras estatísticas de teste:

$$Z = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(\rho_i) \quad (42)$$

$$L = \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{\rho_i}{1 - \rho_i} \right) \quad (43)$$

Baltagi (2005) argumenta que a estatística Z se mostrou mais estável quando $N = 100$, enquanto as estatísticas P^9 e L apresentam distorções de tamanho para o mesmo tamanho de N . Assim, o teste de Choi (2001) que será apresentado neste trabalho será o teste baseado na estatística Z .

Ao contrário dos demais testes da primeira geração, o teste de Hadri (2000) se baseia na hipótese nula de estacionariedade. Trata-se de uma extensão do teste desenvolvido por Kwiatkowski et al. (1992) para testes em séries temporais individuais. O teste proposto por Hadri se baseia nos resíduos gerados pela regressão de y contra uma constante ou uma tendência. A estatística de teste é construída de acordo com Multiplicador de Lagrange.

Todos os testes descritos anteriormente se baseiam em uma hipótese forte de indepen-

⁹Estatística do teste de Madalla e Wu (1999)

dência em corte transversal. Esta hipótese é muito restritiva e pouco realista para a maioria das aplicações macroeconômicas de testes de raiz unitária, onde foram observados co-movimentos das economias (HURLIN; MIGNON, 2006). Os testes pertencentes à primeira geração, na presença de dependência entre as unidades do painel, têm seu tamanho distorcido e baixo poder. Em resposta a este problema, foram desenvolvidos testes que relaxam a suposição de independência. Estes compõem a segunda geração de testes de raiz unitária em painel.

O teste proposto por Pesaran (2003) é baseado em uma regressão do tipo ADF, utilizando a média de cada unidade do painel defasada em 1 período e a primeira diferença desta média, afim de capturar a dependência entre as unidades do painel. A equação de teste é especificada da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + d_1 \Delta \bar{y}_t + \epsilon_{it} \quad (44)$$

em que $\bar{y}_t$ é uma média temporal para cada indivíduo do painel. Na presença de correlação serial, o modelo é aumentado da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{j+1} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{k=j}^p c_k \Delta y_{i,t-k} + \epsilon_{it} \quad (45)$$

O procedimento do teste consiste em estimar a regressão acima para cada unidade do painel, e depois tomar a média para se obter a estatística de teste. Desta forma, o teste em cada uma das regressões gera a estatística CADF, e posteriormente é tomada a média para se conseguir a estatística CIPS da seguinte forma:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (46)$$

Embora existam outros testes de raiz unitária da segunda geração, optou-se por estimar apenas o teste CIPS. Se os testes da primeira geração apontarem para uma direção, e pelo menos um teste da segunda geração apontar para esta mesma direção, os resultados podem ser robustos mesmo na presença de dependência entre as unidades de corte transversal.

4.3.2 Cointegração

Uma vez verificada se as séries são estacionárias ou não, procede-se aos testes de cointegração em painel, a fim de verificar se a relação entre as séries não é espúria. Pedroni (1999)

desenvolveu testes estatísticos seguindo a metodologia proposta por Engle e Granger (1987), que consiste em estimar regressões de séries não estacionárias. Se os resíduos da regressão realizada entre séries integradas de ordem 1 forem estacionários, pode-se dizer que existem uma ou mais relações de cointegração entre as mesmas, logo estas são cointegradas. O autor considerou a seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 x_{1i,t} + \beta_2 x_{2i,t} + \dots + \beta_M x_{Mi,t} + e_{it} \quad (47)$$

para $t = 1, \dots, T$; $i = 1, \dots, N$; $m = 1, \dots, M$. Neste caso, T se refere ao número de observações no tempo, N se refere ao número de indivíduos no painel e M se refere ao número de regressores incluídos na equação. Assume-se que as variáveis y_{it} e $X_{i,t}$ são integradas de ordem um ($I(1)$). Assim, como na análise de cointegração em séries temporais, o estabelecimento de relações de cointegração entre as séries é equivalente a mostrar que o termo de erro $e_{i,t}$ na equação acima é estacionário. Isto pode ser verificado por meio do valor do coeficiente ρ na equação a seguir:

$$\hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (48)$$

A hipótese nula associada ao procedimento do teste de Pedroni é que o resíduo possui raiz unitária, que é equivalente a supor que não existem relações de cointegração. Assim, como nos testes de raiz unitária existem duas hipóteses alternativas diferentes. A hipótese alternativa homogênea considera um mesmo coeficiente autorregressivo para o coeficiente ρ . Já a hipótese alternativa heterogênea não impõe que o coeficiente tem que ser o mesmo para todas as unidades de corte transversal. Em suma:

$$H_{1a} = \rho_1 = \dots = \rho_N, \rho < 1 \quad (49)$$

$$H_{1b} = \rho_1 < 1, \dots, \rho_N < 1 \quad (50)$$

em que H_{1a} se refere à hipótese alternativa homogênea e H_{1b} se refere à hipótese alternativa heterogênea.

Pedroni (1999) desenvolveu dois grupos de testes estatísticos. O primeiro grupo de testes, em que a hipótese alternativa é a homogênea, foi denominado estatísticas de painel (*whitin-groups*). Já o grupo de testes, cuja hipótese alternativa é a heterogênea são chamados

estimadores de grupo (*between-groups*). Em ambos os casos, as estatísticas usadas foram: estatística ρ do tipo *Phillips-Perron*, estatística t do tipo *Phillips-Perron* e estatística t do tipo ADF. O que muda é a forma como estas estatísticas são construídas, tendo em vista qual hipótese alternativa está sendo considerada. Uma limitação do teste de Pedroni, é a suposição de independência das unidades do painel. Assim como os testes de raiz unitária, o teste pode apresentar distorções de tamanho e poder na presença deste tipo de correlação.

Afim de evitar este tipo de problema, Westerlund (2007) desenvolveu um teste de cointegração em que a presença de dependência não afeta o tamanho e o poder do teste. O teste proposto difere do teste de Pedroni, por ser baseado no método de correção dos erros. O autor considerou o seguinte processo:

$$y_{it} = \Phi_{1i} + \Phi_{2i}t + Z_{it} \quad (51)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it} \quad (52)$$

em que $t = 1, \dots, T$ e $i = 1, \dots, N$. O escalar y_{it} contém tanto termos deterministas $(\Phi_{1i} + \Phi_{2i}t)$ quanto um termo estocástico Z_{it} .

A construção das estatísticas é feita sob a seguinte equação:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i + \alpha_i \left(y_{it-1} + \lambda'_i \right) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (53)$$

em que $d_t = (1, t)'$, α_i é o parâmetro de correção dos erros e $\lambda_i = -\alpha_i \beta_i$. O parâmetro α_i não é afetado pela imposição de β_i o que sugere a validade do teste sobre α_i para verificar a cointegração das séries.

O teste faz uso de quatro estatísticas: duas desenvolvidas na versão *pooled* e duas construídas na versão *group-means*. Isto implica que a hipótese alternativa difere para os dois tipos de estatísticas. Assim, como nos testes, a versão *pooled* apresenta a alternativa homogênea, já a versão *group-means* utiliza a hipótese alternativa heterogênea. As duas estatísticas para a versão *group-means* são:

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad (54)$$

$$G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)} \quad (55)$$

em que $\hat{\alpha}_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{pi} \hat{\alpha}_{ij}$ e $SE(\hat{\alpha}_i)$ é o erro padrão de $\hat{\alpha}_i$.

Já as duas estatísticas de painel são:

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \quad (56)$$

$$P_\alpha = T\hat{\alpha} \quad (57)$$

em que $\hat{\alpha} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T [1/\hat{\alpha}_i(1)] \tilde{e}_{it-1} \Delta \tilde{e}_{it}$ e $SE(\hat{\alpha}) = [(\bar{S}_N^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T e_{it-1}^2]^{-1/2}$.

Uma das maiores vantagens deste método, segundo Cheng et al. (2008) é um poder maior quando comparado com testes baseados nos resíduos. Além disto, o modelo permite heterogeneidade entre os membros do painel e ainda controla a dependência entre estes membros por meio de procedimentos de *bootstrap*.

Neste trabalho, optou-se por fazer dois testes de cointegração. Um baseado na primeira geração de testes e outro baseado na segunda geração. Espera-se com isso, evitar que distorções no teste Pedroni afetem a robustez das estimações.

4.3.3 Estimação do vetor de cointegração

Engle e Granger (1987) argumentam que se uma combinação linear de duas ou mais séries $I(1)$ for estacionária, pode-se dizer que as séries cointegram, ou seja, apresentam uma relação de longo prazo. Neste trabalho serão utilizados estimadores de equações simples, a fim de se estimar a CAK.

Para uma melhor definição dos estimadores que serão utilizados, considere o seguinte modelo simples de efeitos fixos em painel (KAO; CHIANG, 1997):

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (58)$$

em que $\{y_{it}\}$ é uma sequência de escalares, β é um vetor ($K \times 1$) de parâmetros, $\{\alpha_i\}$ são os interceptos individuais de cada unidade de corte transversal. Se o termo de erro $\{u_{it}\}$ for estacionário, então a cointegração de y_{it} e x_{it} prevalece para todos os indivíduos do painel. Neste caso, a expressão (58) descreve um sistema de regressões cointegradas, em que $\{x_{it}\}$ é um processo integrado de ordem 1 para todo i :

$$x_{it} = x_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (59)$$

em que ϵ_{it} é i.i.d com média zero e variância constante.

Mark e Sul (2002) afirmam que o estimador *OLS* é consistente para estimar o vetor de cointegração apenas se os regressores forem estritamente exógenos e a dinâmica dos indivíduos do painel for homogênea. Caso contrário, segundo Pedroni (2000), o estimador é assintoticamente viesado, pois sua distribuição assintótica depende da covariância de longo prazo entre u_{it} e ϵ_{it} . Desta forma, conforme argumenta Breitung e Pesaram (2005), mesmo sob as fortes hipóteses que garantem a consistência, o estimador OLS se torna ineficiente, devido à endogeneidade dos regressores e à correlação serial dos resíduos.

A fim de corrigir este problema e fornecer estimativas consistentes e eficientes do vetor de cointegração, foram desenvolvidos estimadores alternativos. Entre eles, os que serão utilizados neste trabalho são os estimadores *Fully-Modified Ordinary Least Squares* (FM-OLS) e *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS). Segundo Wagner e Hlouskova (2009), assim como nos testes de raiz unitária e cointegração, são possíveis aproximações *between-groups* (*group-means*) ou *within-groups* para os estimadores de cointegração. Enquanto os estimadores *within-groups* são construídos por meio de um pool de observações através das i unidades de corte transversal, os estimadores *group-means* são construídos como uma média dos estimadores individuais obtidas das regressões de cada unidade i do painel de dados.

De acordo com Pedroni (2000), a versão *group-means* de ambos estimadores apresenta mais vantagens em relação à versão *within-groups*. As estatísticas de teste do coeficiente β da versão *within-groups* apresenta a hipótese alternativa homogênea, em que os coeficientes β estimados de cada unidade de corte transversal, são iguais e diferentes de zero. Já a estatística *group-means* utiliza a hipótese alternativa heterogênea, em que os coeficientes estimados β variam entre os indivíduos da cross-section e são diferentes de zero. Uma vez que os dados incluem países diferentes, neste trabalho serão utilizadas as versões *group-means* dos estimadores FM-OLS e DOLS.

O estimador FM-OLS proposto por Pedroni (1996) e Phillips e Moon (1999) ajusta os efeitos da endogeneidade dos regressores e da dinâmica de curto prazo dos resíduos. Para corrigir o efeito da endogeneidade de longo prazo dos regressores, a variável dependente é ajustada pela parte do erro que é correlacionada com o regressor, da seguinte forma:

$$\tilde{y}_{it}^* = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it} \quad (60)$$

Representando $\bar{y}_i = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T y_{it}$ e $\bar{X}_i = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T X_{it}$ como as médias de cada uma das unidades de corte transversal e $\tilde{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i)$ e $\tilde{X}_{it} = (X_{it} - \bar{X}_i)$ como a diferença de cada uma das variáveis em relação as suas respectivas médias, a versão *group-means* do estimador FM-OLS, pode ser denominada como:

$$\hat{B}_{FM}^g = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \tilde{X}_{it} \tilde{X}_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T \tilde{X}_{it} \tilde{y}_{it}^* - T \hat{y}_i \right) \quad (61)$$

$$\hat{y}_i = \hat{\Gamma}_{21} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \left(\hat{\Gamma}_{21} - \hat{\Omega}_{22i}^0 \right) \quad (62)$$

em que $\hat{\Omega}$ é a matriz de covariância, $\hat{\Omega}^0$ é a matriz de covariância contemporânea e $\hat{\Gamma}$ é a soma das autovariâncias. Outra forma de correção da endogeneidade e correlação serial dos resíduos é feita por meio do estimador DOLS. A versão *group-means* do estimador foi proposta por Pedroni (2000). A correção paramétrica feita pelo estimador, ocorre pela inclusão de p valores defasados e p valores precedentes de Δx_{it} como regressores adicionais. Desta forma, o estimador pode ser obtido por meio da versão aumentada da expressão (58):

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}' \beta + \sum_{j=-p}^p \gamma_{ij} \Delta x_{it+j} + u_{it} \quad (63)$$

Assim, a versão *group-means* do estimador DOLS é:

$$\hat{\beta}_D^G = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \hat{y}_{it} \right) \right]_1 \quad (64)$$

em que z_{it} é um vetor $2(K+1) \times 1$ de regressores $z_{it} = [(x_{it} - \bar{x}_i), \Delta x_{it-j}, \dots, \Delta x_{it+j}]$. O índice 1, mostra que somente o primeiro elemento do vetor é tomado para obter o coeficiente de inclinação *pooled*.

4.3.4 Estimador de Efeitos Fixos e Painel dinâmico

O modelo de Brock e Taylor(2010) pode ser estimado pela metodologia de Efeitos Fixos ou painel Dinâmico. O modelo de Efeitos Específicos Individuais, pode ser escrito como:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (65)$$

Neste modelo, o intercepto α_i varia entre os indivíduos do painel, e captura a he-

terogeneidade não observada dos indivíduos. Já o termo ϵ_{it} é independente e identicamente distribuído entre i e t , enquanto y_{it} representa a variável dependente. O modelo de Efeitos Fixos considera α_i como uma variável aleatória não observada que é potencialmente correlacionada com os regressores x_{it} . A presença destes efeitos torna a estimação por *OLS* inconsistente. Já o modelo de Efeitos Aleatórios, considera α_i como uma variável aleatória que é distribuída independentemente dos regressores.

A escolha de qual modelo é o mais adequado é feita por meio do teste de Hausman. A hipótese nula do teste é que os efeitos fixos não estão correlacionados com os regressores. A rejeição desta hipótese, implica que o modelo de Efeitos Fixos é mais adequado que o modelo de Efeitos Aleatórios. Porém, quando não se rejeita a hipótese nula, deve-se usar o modelo de Efeitos Aleatórios.

Já o modelo de painel dinâmico difere do modelo anterior, pois possui a variável dependente defasada com regressor. Considere a seguinte especificação de um modelo de painel dinâmico:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma y_{i,t-1} + \beta x_{it} + \eta_t + v_{it} \quad (66)$$

em que y_{it} representa a variável dependente, $y_{i,t-1}$ é a variável dependente defasada em um período e x_{it} são os regressores adicionais. Finalmente, α_i e η_t são termos de efeitos individual e temporal, e v_{it} é um termo de erro.

Islam (2003) argumenta que a teoria de crescimento econômico implica que α_i é correlacionado com as variáveis explicativas adicionais. Isto implica que a hipótese de efeitos aleatórios não é a mais indicada para este modelo.

Em um painel dinâmico, a estimação, via *OLS*, dos coeficientes γ e β é viesada e inconsistente. Isto ocorre pelo fato de que o regressor $y_{i,t-1}$ é correlacionado com α_i e possivelmente com o termo de erro composto ($\alpha_i + v_{it}$). Mesmo em um painel com efeitos fixos, a estimação é viesada, uma vez que a hipótese de exogeneidade não pode ser verificada (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Para contornar este problema, diversos autores sugerem o uso de variáveis instrumentais, a fim de lidar com o problema da endogeneidade causada pelo regressor defasado. Os estimadores acima, utilizam o modelo transformado em primeiras diferenças, da seguinte forma:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(x_{it} - x_{i,t-1}) + (v_{it} - v_{i,t-1}) \quad (67)$$

Anderson e Hsiao (1981) sugerem o uso de $y_{i,t-2}$ como instrumento para $(y_{i,t-1} -$

$y_{i,t-2}$). Segundo os autores, este é um instrumento válido, já que não é correlacionado com $(v_{it} - v_{i,t-1})$ desde que os resíduos não exibam correlação serial. Além do mais, $y_{i,t-2}$ é um bom instrumento já que é correlacionado com $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$. Segundo Islam(2003) a desvantagem deste método é a perda de duas unidades de cross-section. Uma foi utilizada quando se toma a primeira diferença do modelo, e a outra usada como instrumento. Outra forma alternativa e mais eficiente, segundo Anderson e Hsiao (1981) é utilizar $\Delta y_{i,t-2}$ como instrumento para $\Delta y_{i,t-1}$.

Já Arellano e Bond (1991) propõem o uso de todas as defasagens da variável dependente como instrumento no modelo de painel dinâmico, por meio de um GMM em primeira diferença.

Porém, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) argumentam que apesar de eficientes, os instrumentos utilizados pelos modelos anteriores são fracos, principalmente se a variável apresentar forte persistência. Isto produz um estimador inconsistente e viesado para painéis com T pequeno.

Uma alternativa é utilizar um sistema que combina equações em nível e equações em primeira diferença (*System-GMM*). Os instrumentos para a equação em primeira diferença são os mesmos descritos anteriormente e os instrumentos para a equação em nível são as diferenças defasadas das respectivas variáveis.

O estimador obtido depende da ausência de correlação serial de segunda ordem nos resíduos. Então aplica-se um teste de autocorrelação de primeira ordem e outro de segunda ordem nos resíduos em primeira diferença. E para testar a validade dos instrumentos aplica-se o teste de Sargan.

5 RESULTADOS

O presente capítulo pretende mostrar os resultados do trabalho. Uma vez que foram utilizados dois modelos diferentes, CAK e modelo de convergência proposto por Brock e Taylor (2010), foi necessário o uso de duas metodologias distintas: séries temporais em painel e modelos de painel curto. Por isso, optou-se por apresentar os resultados divididos em duas seções. A primeira seção aborda todos os resultados e estimações para a CAK. Já a segunda seção traz os resultados do modelo de convergência.

5.1 Considerações Preliminares

Segundo a Internacional Energy Agency (IEA) ¹⁰, as emissões globais de CO_2 aumentaram aproximadamente 10,3% entre 1990 e 2008. A análise gráfica do período em questão, permite verificar alguns pontos em que houve quedas significativas das emissões. Ainda, de acordo com a IEA, as crises do petróleo (1974-1975, 1979) representaram uma redução na oferta mundial de energia, o que acarretou uma redução das emissões no período considerado. Outro choque na oferta de energia foi decorrente da dissolução da União Soviética, no início da década de 1990. Com isso, houve uma redução significativa das emissões per capita de CO_2 , conforme mostrado na figura 7¹¹.

Figura 6: Evolução global das emissões per capita de CO_2

Fonte: elaborado pelo autor a partir da base IEA.

¹⁰ CO_2 Emissions from fuel combustion (edição 2010).

¹¹ A evolução das séries consideradas neste trabalho estão no Apêndice B

A tabela 1 mostra as emissões globais de CO_2 por setores no ano de 2008.

Tabela 1: Emissões globais de CO_2 por setor - Mt.

Setor	carvão/turfa	Petróleo	Gás	Outros	Total
Eletricidade e calor ¹	8.222,80	173,30	1.992,30	103,60	10.963,10
Autoprodutores ²	448,40	150,80	387,20	38,20	1.024,70
Outros produtores de energia	281,00	675,60	534,50	0,70	1.491,90
Indústria e construção	3.094,00	1.532,20	1.291,90	25,80	5.943,60
Transportes	13,40	6.410,30	180,90	-	6.804,70
Outros ³	535,70	1.338,80	1.474,60	4,30	3.353,40
Total	12.595,30	10.821,00	5.861,50	103,60	29.381,60

Fonte: Elaborado pelo autor a partir da base Internacional Energy Agency.

¹: indústrias cuja atividade principal é ofertar energia.

²: indústrias que produzem energia para uso próprio.

³: atividades comerciais, agricultura, pesca, extração de madeira. Inclui ainda o setor residencial.

Os dados da tabela 1, mostram que as indústrias que produzem e ofertam energia foram as grandes emissoras de CO_2 no ano de 2008. Estas indústrias foram responsáveis por 37% das emissões, seguida pelo setor de transporte, responsável por 23% das emissões. Em terceiro lugar, vem o setor industrial, respondendo por 20% das emissões de CO_2 . Com relação as fontes de energia, o carvão foi responsável por aproximadamente 43% das emissões, seguido pelo petróleo com aproximadamente 37%.

De acordo com a IEA em 2008 os países da OCDE foram os maiores poluentes per capita, quando se compara o total das emissões de CO_2 por blocos de países. No intervalo 1990-2008 houve um aumento de 0,2% das emissões per capita de CO_2 . A participação de cada um dos blocos de países pode ser visualizada na figura 7:

De acordo com a figura 7, os países da OCDE foram os maiores emissores de CO_2 no ano de 2008. Já os países que formavam a URSS ocuparam o segundo lugar no *ranking* das emissões de CO_2 . Estes resultados foram cruciais para a decisão de incluir os países que formavam a URSS nas amostras que serão utilizadas para estimar o modelo de convergência. A inclusão destes países implica num painel não-balanceado¹², pois as informações a respeito das emissões per capita e da taxa de poupança estão disponíveis apenas a partir de 1990. A estratégia adotada foi conduzir as estimações utilizando a princípio um painel balanceado, que exclui estes países. E, num segundo momento, foi então utilizado um painel não balanceado. Para a estimação da CAK tradicional, optou-se por utilizar apenas um painel balanceado, em

¹²Painel cujo número de observações difere entre os países, ou seja, existem pontos nos quais as observações não estão disponíveis.

Figura 7: Total das emissões per capita por blocos de países em 2008.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir da base International Energy Agency

Nota: * não inclui China, ** países europeus que não pertencem a OCDE

virtude da metodologia utilizada. Por exemplo, o teste de cointegração de Westerlund (2007) requer um painel balanceado.

Os países que fazem parte da amostra são apresentados na figura 8¹³.

Desta forma, as amostras utilizadas neste trabalho, abrangem um número significativo de países. Diversas economias são representadas nas amostras em questão, desde países pouco desenvolvidos, passando pelos países emergentes e também países industrializados.

5.2 Curva Ambiental de Kuznets

A estimação da CAK será feita utilizando o modelo tradicional, sem a inclusão de variáveis explicativas adicionais. Entende-se por modelo tradicional, o modelo que relaciona emissões per capita e as variáveis renda, renda ao quadrado e renda ao cubo. Para facilitar a apresentação dos resultados referentes à CAK, atribuíram-se os seguintes nomes aos modelos:

- Modelo 1: $\ln e_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + u_{it}$
- Modelo 2: $\ln e_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + \beta_3 (\ln y_{it})^3 + u_{it}$

¹³O Apêndice A e F trazem a lista dos países incluídos nas amostras

Figura 8: Países integrantes da amostra

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do site: www.edit.freemap.jp.

Notas: Cor verde indica os países cuja amostra é balanceada

Cor vermelha indica os países cuja amostra é não-balanceada (países da antiga URSS)

Desta forma, os testes de cointegração e a estimação do vetor de cointegração serão baseados nestes dois modelos.

5.2.1 Estatística descritiva das variáveis

A tabela 2 apresenta as principais estatísticas das variáveis utilizadas nas estimações. Porém, a análise se concentrará nas variáveis emissões e renda, uma vez que as variáveis renda ao quadrado e renda ao cubo, não possuem uma interpretação econômica, pois são apenas transformações da variável renda. Além disso, é importante ressaltar que o desvio padrão *between* se refere ao desvio verificado entre os grupos. Já o desvio padrão *within*, é aquele verificado dentro dos grupos.

Sendo assim, um menor desvio padrão entre os países (*between*) aponta para um comportamento comum das variáveis entre os países. No entanto, quando o desvio padrão dentro dos países é superior, existe a evidência que as séries variam mais ao longo do tempo, do que entre os países.

A partir dos dados da tabela 2, pode-se observar que o desvio padrão dentro dos grupos foi bem menor que o desvio padrão entre os grupos, para todas as variáveis. Tal fato não é surpresa, uma vez que a amostra compreende um número de países com características econômicas bem diversas. E também, por que a dimensão temporal é relativamente pequena. Assim, como $N > T$, a dispersão tende realmente a ser maior entre os países do que dentro de

cada país.

Tabela 2: Estatística Descritiva das Variáveis

Variáveis		Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
e_{it}	Overall	0,577	1,579	-3,910	3,848
	Between		1,553	-3,118	3,270
	Within		0,324	-1,875	1,793
y_{it}	Overall	8,654	1,274	4,767	11,637
	Between		1,250	5,404	11,018
	Within		0,273	7,268	10,167
y_{it}^2	Overall	76,521	21,623	22,727	135,412
	Between		21,205	29,231	121,453
	Within		4,727	56,586	100,073
y_{it}^3	Overall	689,681	281,731	108,344	1.575,744
	Between		275,722	158,263	1.339,463
	Within		64,011	421,970	966,8597

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Todas as variáveis foram transformadas em logaritmos.

Com relação as emissões de poluentes e_{it} , dentro da amostra, o país com o nível de emissão per capita mais elevado foi Luxemburgo, que respondeu com 46,91 toneladas métricas no ano de 1973. Já o país com o menor nível de emissões per capita foi Nepal, que emitiu 0,02 toneladas métricas em 1972 e no período 1975 - 1978. É importante ressaltar que as emissões são medidas em termos per capita para eliminar o efeito escala. O efeito escala pode ser entendido como o efeito decorrente de um país com grande população emitir mais poluentes. A medida em termos per capita tende a corrigir qualquer tipo de distorção causada pelo efeito escala. Já para variável renda per capita y_{it} , o país com o nível de renda maior foi Brunei, com a incrível quantia de US\$ 113.172,00 por pessoa, no ano de 1979. Já o país com o menor nível de renda per capita foi a República Democrática do Congo, tendo o nível de US\$ 117,59 por pessoa no ano de 2000. Obviamente, que para as variáveis y_{it}^2 e y_{it}^3 , os mesmos países podem ser considerados.

5.2.2 Testes Preliminares

Um dos principais pressupostos na análise de cointegração é a evidência da não-estacionariedade das séries. Para que os testes de cointegração sejam válidos, é necessário que

as séries apresentem raiz unitária, e sejam integradas de mesma ordem¹⁴. Assim, o primeiro passo é verificar se as séries são não-estacionárias, por meio de testes de raiz unitária.

Quando se testa a presença de raiz unitária é crucial determinar o processo gerador dos dados de forma correta, ou seja, determinar corretamente a tendência determinista. Pois, segundo Perron (1988) a inclusão de um componente determinista quando tal componente não está no verdadeiro processo gerador, o poder do teste diminui. E, a omissão, pode reduzir o poder e o tamanho do teste.

Apesar de existirem algumas técnicas de especificação destes componentes para as séries individuais, para a metodologia de painel, ainda não existe uma literatura que permita proceder a testes de especificação, como o teste de Holden e Perman (1994)¹⁵. Diante disso, será feita a análise da especificação mais geral (tendência e intercepto) e da especificação com intercepto apenas¹⁶.

Os testes aqui reportados adotam a hipótese alternativa heterogênea. Sob esta hipótese, a rejeição de H_0 , implica que parte das séries é estacionária.¹⁷ Desta forma, as tabelas 3 e 4 reportam os resultados dos seguintes testes: IPS, Fisher ADF, Fisher PP, Choi ADF, Choi PP, representando a primeira geração de testes¹⁸. Já o teste CIPS é o teste representativo da segunda geração.

De modo geral os testes apontam para a presença de raiz unitária nas séries. A exceção fica por conta dos testes Fisher ADF e Fisher PP, que apontaram para a estacionariedade da variável emissões. No entanto, uma vez que estes testes pressupõem independência entre as unidades do painel, os resultados contraditórios não devem causar grande preocupação. Além disso, como ressalta Baltagi (2005), os testes Fisher ADF e Fisher PP, apresentam distorções de tamanho quando $N = 100$. E é exatamente o que se verifica para amostra em questão, uma vez que $N = 99$.

Além do mais, o teste CIPS, que relaxa a hipótese de independência, não rejeitou a hipótese de raiz unitária. Desta forma, para a especificação geral (intercepto e tendência), os

¹⁴Embora seja possível haver cointegração entre séries de ordem diferente, a forma como os testes de cointegração foram conduzidos neste trabalho impõe a necessidade de serem integradas de mesma ordem.

¹⁵Tentou-se aplicar o teste de Holden e Perman (1994) nas séries individuais, e posteriormente foram construídas as estatísticas do teste. Porém, como as estatísticas constituem uma média, houve uma dispersão muito grande. Por exemplo: a estatística Φ_1 oscilou entre 0,428 e 14,48, para a variável emissões. Desta forma, optou-se por não aplicar os resultados obtidos, uma vez que a média destas estatísticas pode não representar o valor ideal.

¹⁶A especificação *random walk* será reportada no Apêndice C.

¹⁷ H_0 : as séries possuem raiz unitária.

¹⁸O teste LLC e Hadri serão reportados no Apêndice C.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária: intercepto e tendência

Testes	e_{it}	y_{it}	y_{it}^2	y_{it}^3
IPS	2,627 0,9957	7,378 1,0000	8,194 1,0000	8,624 1,0000
Fisher ADF	172,677 0,027	106,717 1,0000	98,469 1,0000	97,276 1,0000
Fisher PP	272,706 0,0003	132,240 0,9999	126,556 1,0000	121,743 1,0000
Choi ADF	3,031 0,9988	8,214 1,0000	8,918 1,0000	9,208 1,0000
Choi PP	-1,034 0,1506	5,575 1,0000	6,306 1,0000	7,074 1,0000
CIPS	-2,195 0,653	-2,413 0,174	-1,996 1,0000	-1,962 0,976

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: p-valor em negrito.

Valores críticos: IPS : -2,37 (1%), -2,45 (5%), -2,28 (10%).

CIPS: -2,65 (1%), -2,56 (5%), -2,51 (10%).

testes apontaram para a presença de raiz unitária das séries.

Quando se considera a especificação com apenas intercepto, os resultados não mudam. Desta vez, o teste Fisher ADF também apontou para a estacionariedade da série emissões. Conforme ressaltado acima, em virtude da possibilidade de distorção de tamanho no referido teste, os resultados apontados pelo teste podem não ser confiáveis. Mais uma vez, o teste CIPS apontou para a não estacionariedade das séries, conforme se verifica na tabela 4:

Tabela 4: Testes de raiz unitária: intercepto

Testes	e_{it}	y_{it}	y_{it}^2	y_{it}^3
IPS	2,335 0,9902	9,711 1,0000	10,523 1,0000	11,543 1,0000
Fisher ADF	181,410 0,7952	91,206 1,0000	84,029 1,0000	76,239 1,0000
Fisher PP	334,014 0,0000	115,057 1,0000	103,730 1,0000	94,244 1,0000
Choi ADF	2,74694 0,9970	9,863 1,0000	10,603 1,0000	11,550 1,0000
Choi PP	-1,142 0,1268	10,199 1,0000	11,500 1,0000	12,748 1,0000
CIPS	-1,844 0,216	-1,605 0,959	-1,583 0,976	-1,578 0,979

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota:Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, p-valor em negrito

Valores Críticos: IPS: -1,73 (1%), -1,67(5%), -1,64(10%).

CIPS: -2,17 (1%), -2,08 (5%), -2,02 (10%)

Uma vez verificado que as séries apresentam raiz unitária e são integradas de mesma ordem ¹⁹, parte-se agora para os testes de cointegração. Mesmo que as variáveis sejam integradas de mesma ordem, se a combinação entre elas não gerar um resíduo estacionário temos que a regressão entre elas pode ser espúria. E é isso que faz o teste de Pedroni(1999, 2001, 2004), o primeiro teste de cointegração a ser apresentado.

O teste apresenta três estatísticas de painel e três estatísticas de grupo²⁰. A hipótese nula do teste é ausência de cointegração, portanto, verifica-se cointegração entre as variáveis quando rejeita-se a hipótese nula. A equação de cointegração foi especificada admitindo-se apenas uma constante ²¹.

Tabela 5: Testes de Cointegração de Pedroni

Modelo	Painel			Grupo		
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
Modelo 1	rho	0,339	0,6328	rho	1,043	0,8516
	PP	-2,101*	0,0538	PP	-3,731***	0,0000
	ADF	-1,609***	0,0178	ADF	-4,004***	0,0001
Modelo 2	rho	-2,083	0,8158	rho	2,647	0,9959
	PP	-1,604**	0,0186	PP	-3,030***	0,0012
	ADF	1,429*	0,0543	ADF	-4,026***	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O teste de cointegração de Pedroni apresentou alguns resultados contraditórios, à primeira vista. Enquanto a estatística *rho* não foi estatisticamente significativa, as demais estatísticas apontam para rejeição da hipótese nula, pelo menos a 10% de significância para as estatísticas de painel. Já utilizando as estatísticas de Grupo, rejeitou-se a hipótese nula a 1%, com exceção novamente da estatística *rho*.

Pedroni (2004) argumenta que a estatística *rho* tende a ter bom poder para painéis com *N* pequeno e *T* relativamente grande. Desta forma, o autor adverte que este é um caso extremo, e que em situações diferentes desta, as demais estatísticas tendem a se adequar melhor. Talvez por isso, a estatística *rho* tenha apresentado resultados contrários aos apresentados pelas demais estatísticas. Como a amostra utilizada neste trabalho possui *N* grande e *T* médio (*N* =

¹⁹Foram feitos os mesmos testes sobre a primeira diferença das variáveis, porém optou-se por não reportá-los neste trabalho. Os testes apontaram que todas as variáveis são estacionárias na primeira diferença.

²⁰Optou-se por não reportar a estatística *v*, uma vez que os resultados foram próximos aos da estatística *rho*, e também porque podem existir distorções de tamanho e poder devido a dimensão das séries utilizadas neste trabalho.

²¹As demais especificações do teste de Pedroni, e do teste de Westerlund podem ser verificadas nos Apêndices D e E

99, $T = 37$), provavelmente a estatística ρ não é a mais adequada para se testar a presença de cointegração entre as variáveis. Além do mais, os testes supõem independência entre as unidades do painel. Caso isso não ocorra os testes podem ter problemas de tamanho e poder.

Uma vez que suspeitou-se que a hipótese de independência não se aplica aos dados em questão, optou-se por realizar outro teste de cointegração. O teste de Westerlund (2007), permite que se faça a correção deste problema, usando estatísticas robustas obtidas por meio do método de *bootstrap*²²

Tabela 6: Testes de Cointegração de Westerlund

Modelo	Painel			Grupo		
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
Modelo 1	P_τ	-14,008***	0,0000	G_τ	-1,954***	0,0000
	P_α	-4,596***	0,0000	G_α	-6,007***	0,0000
Modelo 2	P_τ	-10,889***	0,0000	G_τ	-1,861***	0,0000
	P_α	-2,947***	0,0000	G_α	-3,604***	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados indicam a existência de cointegração a 1% de significância. Uma vez que o teste corrige a correlação entre os indivíduos do painel, os resultados são mais robustos que aqueles reportados pelo teste de Pedroni. De qualquer forma, ambos os testes apresentaram indícios de que as variáveis são cointegradas. Logo, a relação de longo prazo entre as variáveis tem baixa probabilidade de ser espúria.

5.2.3 Estimação do Vetor de Cointegração

Para avaliar a ocorrência da relação no formato U invertido, foi feito o uso de dois estimadores de acordo com as limitações dos modelos apresentados no capítulo 4. Os estimadores selecionados foram o *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), ambos na versão *group-mean*.

De acordo com tabela 7, pode-se verificar que todos os coeficientes estimados foram significantes e apresentaram os sinais esperados pela teoria.

O procedimento de análise da estimação de uma CAK compreende a análise dos sinais das variáveis explicativas e da magnitude do coeficiente da renda ao cubo. Segundo Grossman

²²Foram feitas 1.000 replicações.

Tabela 7: Estimação do Vetor de Cointegração.

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2	
	FMOLS	DOLS	FMOLS	DOLS
y_{it}	1.63*** (13.67)	1,739*** (15,48)	3.84*** (3.93)	2,851*** (3,84)
y_{it}^2	-0.06*** (-134.21)	-0,059*** (-135,25)	-0.22*** (-8.28)	-0,130*** (-8,25)
y_{it}^3	-	-	0.003*** (-108.51)	0,0008*** (-109,26)
Ponto de inflexão	792.805,60	2.513.755,00	6.168,88	57.837,04

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses

e Krueger (1995) nenhuma inferência pode ser feita a respeito da relação entre os valores dos coeficientes das variáveis explicativas com a variável dependente.

Em ambos modelos, os sinais dos coeficientes são os esperados pela teoria. No modelo 2, que inclui a renda ao cubo como variável explicativa adicional, temos que o coeficiente dessa variável está bem próximo de zero, mas significativo, o que aponta para uma curva do tipo N com a segunda inflexão bem suave, quando a equação é estimada pelo método FMOLS. Porém, quando a equação é estimada pelo método DOLS, o valor é ainda mais próximo de zero.

Já os pontos de inflexão apresentaram uma grande diferença entre os dois modelos. No modelo 1, a renda per capita necessária para que as emissões passem a apresentar uma trajetória declinante é de US\$ 792.805,6 quando é estimado pelo método FMOLS. Já a estimação por meio do método DOLS, apresentou um ponto de inflexão ainda mais elevado: US\$ 2.513.755,00. Ambos valores são extremamente elevados e muito distantes da realidade. Pois, de acordo com Weil (2009) o nível de renda per capita dos países líderes oscila em torno de US\$40.000,00. Ou seja, sob o nível de renda encontrado pelos pontos de inflexão do modelo 1, nenhum país se encontra no ramo negativo da curva. Tal fato sugere que as emissões crescem conjuntamente com a renda.

Porém, o ponto de inflexão do modelo 2, é mais razoável que o anterior. O nível de renda per capita de US\$ 6.168,88 não é tão elevado quando se confronta com os resultados de Cole et al. (1997) que foi de US\$ 25.100,00. Porém foi superior aos resultados de Shafik e Bandyopadhyay (1992) que oscilou entre US\$ 3.000,00 e US\$ 4.000,00. Mesmo quando se considera o ponto de inflexão obtido por meio do método DOLS, um valor US\$ 57.837,04 é razoável quando se compara com resultados obtidos anteriormente. Por exemplo, Wagner

(2008) encontrou diversos pontos de inflexão de acordo com o método utilizado. Os pontos de inflexão obtidos variaram entre US\$ 13.090,00 e US\$ 394.449,00.

Desta forma, a ocorrência do movimento descrito pela CAK está condicionada ao nível de renda. Ou seja, de acordo com a teoria, as emissões cairão a partir do momento em que a renda alcançar o ponto de inflexão. A partir daí surge a seguinte pergunta: como alcançar este nível de renda? Alguns autores, como Diniz (2007), sustentam a necessidade de forçar um ponto de inflexão quando a curva não ocorre, ou ocorre apenas para níveis extremamente elevados de renda. Uma das formas de alcançar este ponto de inflexão mais baixo é por meio da cooperação entre países, seja por meio de acordos ambientais, como o Protocolo de Quioto, seja por meio de políticas públicas.

O objetivo desta estimação é apenas confrontá-la com os resultados obtidos do modelo de Brock e Taylor(2010). Por isso, utilizaram-se apenas dois tipos de estimadores e um modelo tradicional, cuja escolha dos estimadores estava condicionada às equações a serem testadas. Como o foco do trabalho é estimar um modelo alternativo à CAK, a discussão a respeito desta metodologia não será levada adiante.

5.3 Modelo de Convergência das Emissões

Na estimação do modelo de convergência, foram utilizados dois modelos econométricos: Efeitos Fixos e Painel Dinâmico. Os resultados das estimações serão apresentados separadamente.

Antes porém, será apresentada a tabela 8 com a estatística descritiva das variáveis, pois as variáveis e seu método de construção difere em relação ao modelo anterior (CAK). Serão apresentadas as variáveis da amostra global, e no Apêndice A serão apresentadas as estatísticas da amostra Quioto.

Com relação à taxa média de crescimento das emissões per capita, a variação entre os grupos foi menor que a variação dentro dos grupos. Tal fato pode ser devido aos choques do petróleo verificados no período de análise. Uma vez que estes choques tiveram um impacto mundial, isso pode ter feito com que a variação entre os grupos seja menor do que a variação observada ao longo do tempo.

As demais variáveis mantiveram um padrão idêntico, tendo uma maior variação entre os grupos do que dentro dos grupos. Inclusive as emissões per capita, que embora sejam uma média das emissões para cada período, se mostraram menos sensíveis que a taxa de crescimento

das emissões.

Tabela 8: Estatística Descritiva das Variáveis.

Variáveis		Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
$g_{E,it}$	Overall	0,006	0,019	-0,082	0,111
	Between		0,009	-0,022	0,044
	Within		0,016	-0,069	0,089
$\bar{e}_{it}$	Overall	0,584	1,572	-3,778	3,671
	Between		1,551	-3,120	3,273
	Within		0,293	-0,947	1,602
e_{it-6}	Overall	0,534	1,583	-3,912	3,779
	Between		1,556	-2,199	3,341
	Within		0,327	-1,653	1,762
s_{it}	Overall	-1,573	0,464	-3,838	-0,501
	Between		0,408	-3,334	-0,719
	Within		0,224	- 2,745	-0,373
dep_{it}	Overall	-2,712	0,165	-3,202	- 2,282
	Between		0,149	-3,070	-2,462
	Within		0,071	- 3,077	-2,496

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota : $g_{E,it}$ = taxa de crescimento das emissões per capita

A taxa média de crescimento das emissões de CO_2 foi de 0,64% ao longo do período considerado. Já a taxa de poupança foi de aproximadamente 22,70% e a taxa de crescimento populacional foi de 1,72% ²³. A maior taxa de crescimento das emissões foi de 11,08% durante o período 1972 - 1978. Omã foi o responsável por este elevado nível de emissões. O país também apresentou a maior taxa de crescimento populacional, na ordem de 5,21% no período 1978 - 1984. Já, o país com a menor taxa de crescimento das emissões foi Albânia, que durante o período 1990 - 1996 apresentou uma taxa negativa de 8,2%.

O país com a taxa de poupança mais elevada foi Jordânia, que apresentou no período 1978 - 1984 uma taxa de 60,57%. Já, Brunei apresentou a menor taxa de poupança, 2,15% no período 1972 - 1978. Por fim, o menor crescimento populacional foi observado na Bulgária, que exibiu uma taxa negativa de 0,94% entre os anos 1996 - 2002.

Já na amostra Quioto ²⁴, a taxa média de crescimento da emissões foi de 0,05% no

²³Como as variáveis estão transformadas em logaritmos, basta calcular a exponencial de cada uma das variáveis para encontrar o valor mencionado.

²⁴Países que estão sujeitos a metas de redução das emissões de poluentes. Estatísticas disponíveis no Apêndice A

período, uma taxa baixa quando comparada com a amostra global. Ainda mais quando se considera que fazem parte desta amostra apenas países industrializados. Já a taxa média de poupança foi de 22,15%, valor próximo ao da amostra global (22,70%). Por fim, a taxa média de crescimento populacional foi de 0,5%, valor também inferior ao da amostra global. A próxima tabela apresenta os maiores e menores valores das variáveis na amostra Quioto.

Tabela 9: Variação das observações na amostra Quioto.

Variável	Valor	País	Período
$g_{E,it}$	3,10%	Portugal	1984 - 1990
	- 2,60%	Suécia	1976 - 1984
e_{it}	43,78	Luxemburgo	1972 - 1976
	1,70	Portugal	1972 - 1976
s_{it}	39,01%	Romênia	1976 - 1984
	10,25%	Bulgária	1990 - 1996
n_{it}	1,92%	Irlanda	2002 - 2006
	- 0,94%	Bulgária	1996 - 2002

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota : $g_{E,it}$ = taxa de crescimento das emissões per capita

5.3.1 Testes Preliminares

Quando se trabalha com dados em painel, é recomendável o uso do teste de poolabilidade. Segundo Baltagi (2005) o procedimento do teste consiste em um teste F, que compara um modelo irrestrito, aquele cujos coeficientes podem variar entre os indivíduos, e um modelo restrito, que impõe um mesmo coeficiente aos indivíduos do painel. O modelo irrestrito pode ser escrito como:

$$y_i = Z_i\delta_i + u_i, i = 1, 2, \dots N \quad (68)$$

em que $y'_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$, $Z_i = [\iota_T, X_i]$. A hipótese nula do teste é $H_0 : \delta_i = \delta$, para todo i . Ou seja, sob a hipótese nula pode-se impor um mesmo coeficiente sobre todos os indivíduos. A tabela 10 traz os resultados dos testes de poolabilidade para os modelos e suas respectivas amostras.

De uma forma geral, os testes apontaram para a rejeição da hipótese nula, o que implica a impossibilidade de se impor o mesmo coeficiente para todos os indivíduos, sem levar em conta a heterogeneidade dos mesmos. A única exceção ocorreu na amostra Quioto utilizada no cálculo da convergência absoluta. O que não é surpreendente, pois trata-se de uma amostra cujos países

não devem diferir em termos dos seus aspectos econômicos, uma vez que que é formada de países industrializados.

Segundo Baltagi (2005) os efeitos específicos individuais são empregados para controlar a heterogeneidade. Se estes efeitos não são correlacionados com os regressores, pode-se estimar o modelo por efeitos aleatórios. Alternativamente, se os efeitos específicos individuais são correlacionados com os regressores, deve-se estimar o modelo de efeitos fixos. A escolha entre estas duas alternativas é feita por meio do teste de Hausman (1978).

Um elevado valor do teste de Hausman leva a rejeição da hipótese nula de que os efeitos específicos individuais são não correlacionados com os regressores (CAMERON; TRIVEDI, 2005). O teste consiste na escolha entre dois estimadores: Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios. Sob H_0 ambos estimadores são consistentes e eficientes. Já sob a hipótese alternativa, apenas o estimador de Efeitos Fixos é consistente. Isso ocorre porque se efeitos fixos estão presentes, o estimador de efeitos aleatórios se torna viesado.

Tabela 10: Testes Preliminares

	Convergência Absoluta		Convergência Condicional	
	Global	Quioto	Global	Quioto
Teste de poolabilidade	1,331** (0,031)	0,451 (0,986)	2,517*** (0,0002)	2,556*** (0,0003)
Teste de Hausman	132,11*** (0,0000)	13,55*** (0,0002)	156,37*** (0,0000)	19,38*** (0,0002)
Correlação Serial	22,55*** (0,0000)	0,9432 (0,3314)	18,10*** (0,0000)	0,652 (0,4195)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota : *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

p-valor entre parênteses.

Conforme a tabela 10, todos os resultados apontaram para o uso do estimador de efeitos fixos. O que já era esperado, pois conforme Islam (2003), em equações de crescimento econômico existe de fato uma heterogeneidade não observada, e que o estimador de efeitos fixos é o mais adequado para este tipo de análise.

Por fim, foi feito o teste de correlação serial nos resíduos. Embora a correlação serial não seja um problema tão preocupante quando se trabalha com painéis curtos, neste caso $T = 6$, mesmo que o teste aponte para a presença de correlação serial, pode-se estimar regressões robustas à heterocedasticidade e correlação serial pelo procedimento de Windmeijer (2005). A

hipótese nula do teste é ausência de correlação serial, portanto a rejeição desta hipótese traz evidências de que os resíduos são serialmente correlacionados.

Conforme a tabela 10, quando se considera a amostra global, fica evidente o problema da correlação serial. No entanto, quando se considera a amostra restrita (Quioto), o problema de correlação serial não persiste. Optou-se fazer as estimações utilizando erros padrão robustos à presença de correlação serial.

5.3.2 Estimação com Efeitos Fixos e Painel Dinâmico

Antes da apresentação dos resultados das estimações é importante fazer algumas considerações a respeito do modelo a ser estimado. Para o estimador de efeitos fixos, o modelo é o mesmo apresentado no capítulo 4. Porém, o modelo é transformado para se fazer a estimação por meio da metodologia de painel dinâmico.

Considere o seguinte modelo:

$$[1/N]\log(e_{it}/e_{it-N}) = \beta_0 + \beta_1\log(e_{it-N}) + \beta_2\log(s_{it}) + \beta_3\log(dep_{it}) + \mu_{it} \quad (69)$$

Considerando que as variáveis estão todas transformadas em logaritmos²⁵, o modelo assume a seguinte forma:

$$[1/N](e_{it} - e_{it-N}) = \beta_0 + \beta_1 e_{it-N} + \beta_2 s_{it} + \beta_3 dep_{it} + \mu_{it} \quad (70)$$

em que a diferença do lado esquerdo representa a taxa de crescimento das emissões e a variável dep_{it} se refere a depreciação efetiva. Somando e_{it-N} de ambos os lados, o modelo torna-se²⁶:

$$e_{it} = \beta_0 + \gamma e_{it-N} + \beta_2 s_{it} + \beta_3 dep_{it} + \mu_{it} \quad (71)$$

Assim $\gamma = 1 + \beta_1$ e a convergência ocorre quando $\gamma < 1$, pois para que ocorra a convergência é necessário que β_1 seja negativo.²⁷

A equação reescrita desta forma, não permite a estimação pelo método de Efeitos Fixos, uma vez que a variável dependente defasada traz endogeneidade ao estimador, o que

²⁵O termo log foi retirado apenas para facilitar a leitura do modelo.

²⁶Considere que foi tomada a média de cada uma das variáveis

²⁷Reescrevendo de outra forma: $\beta_1 = \gamma - 1$.

o torna viesado.

Tabela 11: Estimação da equação de Convergência - Efeitos Fixos

Variáveis	Painel Global		Painel Quioto	
	Convergência Absoluta	Convergência Condicional	Convergência Absoluta	Convergência Condicional
e_{it-6}	-0,024*** (-8,49)	-0,026*** (-11,40)	-0,022*** (-5,90)	-0,023*** (-6,39)
s_{it}	-	0,015*** (4,24)	-	0,017*** (3,08)
dep_{it}	-	-0,019* (-1,76)	-	0,007 (0,58)
N	594	594	156	156
λ	0,023	0,042	0,022	0,034
α	0,97	0,36	0,97	0,425

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses

De acordo com a tabela 11, a convergência pode ser verificada na amostra global. Embora, a estimação da convergência absoluta tenha sido estatisticamente significativa, provavelmente prevalece a convergência condicional, uma vez que a adição de variáveis explicativas com significância estatística é um indício a favor da convergência condicional. Por meio de um teste F , pode-se verificar qual é o modelo mais adequado.

O teste consiste em estimar um modelo restrito (convergência absoluta) e um modelo não restrito (convergência condicional). Desta forma, adaptando-se o teste ao contexto dos modelos, a hipótese nula indica convergência absoluta. Para a amostra global a estatística de teste foi 14.01, com p-valor 0,0000. Desta forma, pode-se rejeitar a hipótese nula, e apontar o modelo de convergência condicional como o mais adequado. A mesma consideração pode ser feita para a amostra Quioto. A estatística de teste foi 7,9375 com p-valor 0,0005. Desta forma, prevalece a convergência condicional.

Nas estimações, constatou-se a relação positiva que a poupança possui com o nível das emissões, assim como prevê o modelo de Solow verde. Porém, a relação entre a depreciação efetiva e a taxa de crescimento das emissões, foi a esperada apenas quando foi estimada a amostra global. Porém, na amostra Quioto, além do sinal não corresponder ao sinal que a teoria de crescimento estabelece, não foi estatisticamente significativa. Em ambas amostras, a restrição

que $\beta_2 = -\beta_3$ não foi rejeitada²⁸.

A taxa de convergência implícita λ foi semelhante dependendo da amostra utilizada, e pode ser considerada uma taxa relativamente baixa. Já a fração da renda que remunera o capital α difere entre as amostras, e é mais elevada quando se estima a convergência absoluta. Porém, os resultados referentes à convergência absoluta são passíveis de erros, uma vez que já foi verificada a predominância da convergência condicional.

Conforme ressaltam Brock e Taylor (2010), uma taxa de convergência mais lenta e um α mais elevado, reforçam os pressupostos do modelo de Solow na determinação das taxas de crescimento das emissões de gás carbônico.

O outro método utilizado na estimação do modelo de convergência, foi o método *System - GMM*²⁹, e os resultados são apresentados na tabela 12.

A validade das estimações está sujeita aos resultados dos testes de Sargan e teste de correlação serial sobre o resíduo transformado. O teste Sargan verifica se os instrumentos utilizados nas regressões são válidos. A rejeição da hipótese nula implica que as restrições de sobreidentificação do modelo não são válidas. Todos os testes apontaram para a não rejeição de H_0 . O que implica que os instrumentos são válidos.

O outro conjunto de testes busca verificar se os resíduos transformados de 1^a e 2^a ordem apresentam correlação serial. A hipótese nula, neste caso é ausência de correlação serial. Com exceção da amostra global para convergência absoluta, todos os demais testes apontaram para a não rejeição de H_0 .

As estimativas via *System GMM*, apresentaram coeficientes de magnitude maior que a estimação via Efeitos Fixos. Inclusive a velocidade de convergência λ foi maior que aquela obtida nas estimações anteriores. Vale ressaltar que a estimação da velocidade de convergência absoluta, λ resultou ser muito elevada quando se considerou convergência absoluta. O que já era esperado, pois a pressuposição de convergência absoluta é muito forte, já que implica impor uma mesma magnitude para as variáveis no estado estacionário. Mesmo para os países da amostra Quioto, que de certa forma mantêm um nível de renda mais próximo, a imposição de parâmetros iguais continua sendo muito restritiva.

De uma forma geral, as estimações acompanharam os resultados do painel de Efeitos Fixos, ainda que de forma implícita, pois conforme já foi mencionado, as magnitudes dos

²⁸Foi feito o teste de Wald para validar esta afirmação. Resultados disponíveis no Apêndice G

²⁹O modelo de convergência em questão foi estimado também por meio dos métodos propostos por Anderson e Hsiao (1981) e Arellano e Bond (1991). Conforme pode ser verificado no Apêndice H, os resultados não foram satisfatórios

Tabela 12: Estimação da equação de Convergência - System GMM

Variáveis	Painel Global		Painel Quioto	
	Convergência Absoluta	Convergência Condicional	Convergência Absoluta	Convergência Condicional
e_{it-6}	-0,645*** (2,28)	-0,361*** (5,07)	-0,3934*** (3,94)	- 0,229*** (5,08)
s_{it}	-	1,437*** (6,26)	-	0,6591* (1,79)
dep_{it}	-	-2,493** (-2,09)	-	-0,515*** (-3,05)
N	495	495	130	130
Número de Instrumentos	8	19	15	10
Teste de Sargan	9,128 0,1665	16,249 0,3657	17,667 0,2223	8,78 0,2683
Correlação Serial 1ª ordem	0,901 0,3676	-0,49115 0,6233	-0,1395 0,8891	-1,084 0,2785
Correlação Serial 2ª ordem	-2,076 0,0379	-0,618 0,5363	-1,599 0,1098	-1,4634 0,1432
λ	0,39	0,014	0,36	0,014
α	0,60	0,79	0,72	0,77

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses, p-valor em negrito

Instrumentos utilizados disponíveis no Apêndice G.

coeficientes foram diferentes. Vale destacar, que usando a metodologia de painel dinâmico obteve-se resultados favoráveis para a amostra Quioto, inclusive com os sinais esperados determinados pelo modelo teórico.

Uma limitação com relação as estimações, foi o fato de que os países da antiga URSS não foram incluídos na amostra, uma vez que as informações referentes às emissões per capita e à poupança destes países estavam disponíveis apenas a partir de 1990. Conforme mostrado pelo gráfico 2, estes países foram responsáveis por 20% das emissões de CO_2 no ano de 2008. E, além disso, a Rússia, é talvez, um dos principais países que integram o Protocolo de Quioto. Desta forma, não incluir estes países na análise poderia gerar uma dúvida a respeito da validade dos resultados.

Por isso, estimou-se novamente o modelo de Brock e Taylor (2010) utilizando um

painel não-balanceado. Assim, na amostra global foram acrescentados 15 países, com três pontos de corte: 1996, 2002, 2008. Já na amostra Quioto foram acrescentados 6 países com os mesmos pontos de corte citados anteriormente. Os resultados obtidos podem ser verificados na tabela 13.

Tabela 13: Estimação da equação de Convergência - Painel não - balanceado

Variáveis	Painel Global		Painel Quioto	
	Efeitos Fixos	System-GMM	Efeitos Fixos	System-GMM
e_{it-6}	-0,042*** (-6,43)	-0,312*** (8,91)	-0,040*** (-5,31)	-0,231*** (8,02)
s_{it}	0,021*** (3,37)	1,042*** (4,70)	0,026*** (2,98)	0,787*** (3,06)
dep_{it}	-0,054*** (-2,65)	-1,376* (-1,68)	-0,037 (-1,54)	-0,533*** (-3,65)
N	639	525	174	142
Número de Instrumentos	-	19	-	22
Teste de Sargan	-	19,57 0,1889	-	26,13 0,1266
Correlação Serial 1ª ordem	-	-1,0961 0,2730	-	-1,431 0,1524
Correlação Serial 2ª ordem	-	-0,9413 0,3465	-	-1,634 0,1021
λ	0,044	0,016	0,033	0,012
α	0,33	0,76	0,39	0,77

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses, p-valor em negrito

Instrumentos utilizados disponíveis no Apêndice G.

A estimação do modelo de convergência utilizando um painel não-balanceado apresentou resultados significantes e os sinais esperados pelo modelo teórico. Com relação à estimação por meio do método de Efeitos Fixos, foram realizados os testes de Hausman e Correlação serial. Assim como na estimação utilizando um painel balanceado, o teste de Hausman indicou a estimação por meio do estimador de Efeitos Fixos tanto para a amostra global, quanto para a amostra Quioto. Detectou-se a presença de correlação serial, para ambas amostras. Conforme já mencionado, todas estimações foram conduzidas levando em conta a correlação serial, por

meio de erros-padrão robustos à heterocedasticidade e correlação serial dos resíduos.

Com relação à estimação por meio de um *System GMM*, os testes de Sargan e correlação serial no resíduo transformado de primeira e segunda ordem, não apresentaram problemas. Ou seja, os instrumentos utilizados são válidos e os erros não exibem correlação serial.

De uma forma geral, os resultados não apresentaram uma diferença significativa entre um painel balanceado e um painel não balanceado. Tanto, que as magnitudes de λ e α foram semelhantes. Mais importante que a magnitude semelhante dos coeficientes, são os sinais apresentados pelos coeficientes. Pois, conforme ressaltam Brock e Taylor (2010), o modelo de Solow verde é mais robusto que a estimação de uma CAK tradicional. Tal fato, de certa forma, foi comprovado neste trabalho. Utilizando dois modelos diferentes na estimação da CAK, os resultados também foram diferentes, pelo menos pelo método FMOLS. Já a estimação do modelo de convergência, utilizando-se 4 amostras diferentes³⁰ e dois estimadores diferentes, os resultados foram muito próximos.

Comparando os resultados obtidos neste trabalho, com os obtidos por Brock e Taylor (2010), as estimações por meio do estimador de Efeitos Fixos mantiveram magnitude semelhante. Porém, conforme os próprios autores salientaram, a estimação por meio de painel, eleva a magnitude de λ e reduz a magnitude de α .

Enfim, assim como no trabalho original de Brock e Taylor (2010), os resultados obtidos neste trabalho estão em conformidade com a teoria estabelecida pelos mesmos. E implícito a este resultado positivo, está a presença da CAK, uma vez, que, de acordo com o modelo de Solow verde, quando ocorre convergência das emissões verifica-se um movimento de elevação e queda das emissões, semelhante ao observado pela análise tradicional. Além do mais, a estimação da CAK pela forma tradicional, trouxe evidências favoráveis ao previsto pelo modelo de Brock e Taylor (2010), uma vez que o modelo assegura apenas implicitamente o movimento descrito pela CAK.

³⁰ Amostra global balanceada e não-balanceada, amostra Quioto balanceada e não balanceada.

6 CONCLUSÕES

O presente trabalho buscou aprofundar o debate acerca da relação existente entre crescimento econômico e meio ambiente. Para tanto foram utilizadas duas metodologias distintas que foram interligadas no modelo proposto por Brock e Taylor (2010): Curva Ambiental de Kuznets (CAK) e convergência das emissões.

Os resultados obtidos foram, de certa forma, consistentes com o previsto pelos modelos teóricos. A estimação da CAK por meio dos métodos FMOLS e DOLS, apontou para a existência da curva no formato U invertido quando se utilizou o modelo com as seguintes variáveis: emissões, renda e renda ao quadrado. Os pontos de inflexão obtidos foram extremamente elevados, US\$ 792.805,60 e US\$ 2.513.755,00, sugerindo que não há nenhum caso de países na parte negativa da curva. Porém, quando a estimação da CAK foi baseada no modelo que adicionou a variável renda ao cubo ao modelo citado no parágrafo anterior, as evidências apontaram para uma curva do tipo N, com pontos de inflexão de US\$ 6.168,88 e US\$ 57.837,04, valores razoáveis e em conformidade com os encontrados em trabalhos anteriores. Isto sugere, que num primeiro momento as emissões aumentam com a renda, e quando alcançam o primeiro ponto de inflexão as emissões passam a descrever uma trajetória descendente. Porém, quando alcançam o segundo ponto de inflexão (não estimado neste trabalho), as emissões passam a apresentar novamente uma trajetória ascendente.

Conforme mencionado neste trabalho, a estimativa tradicional da CAK, é criticada por diversos autores que argumentam se tratar de uma relação empírica e que não se sustenta no longo prazo. As críticas surgiram devido à sensibilidade do modelo aos tipos de poluentes utilizados, ao número de países e ao modelo econométrico adotado. E, o principal ponto de debate é o valor do ponto de inflexão, que varia e forma considerável entre os trabalhos e, em alguns casos, valores extremamente elevados, como ocorrido nesta pesquisa.

Por isso, foi utilizado um modelo alternativo à abordagem tradicional da CAK que trata da convergência das emissões de poluentes, e que implicitamente produz uma trajetória no formato U invertido para as emissões quando ocorre a convergência.

Os resultados obtidos indicaram a convergência das emissões, com sinal esperado para a maioria das estimações. Uma vez que as estimações apontaram para a convergência das emissões, implicitamente temos que ocorre também uma trajetória no formato U invertido, o que corrobora a hipótese da CAK.

Embora a metodologia tradicional tenha oscilado entre a existência de uma curva

no formato U invertido e uma curva no formato N, o modelo de Solow verde apontou para existência da curva no formato U invertido. Tal fato sugere que a estimação da CAK tradicional pode realmente ser passível de problemas econométricos, como o caso da dependência entre as unidades do painel, o que faz os resultados divergirem entre os autores.

Apesar de termos aprofundado a discussão entre crescimento econômico e meio ambiente, a discussão pode ser aprofundada ainda mais. Com relação à CAK, é preciso pesquisar novos estimadores que sejam robustos ao problema de correlação entre as unidades do painel, testes de raiz unitária e cointegração mais poderosos.

Já o modelo de convergência de Brock e Taylor (2010), possui duas limitações na estimação do mesmo. A primeira é considerar nulos os custos de abatimento do carbono. A outra limitação, é que o modelo por si só não permite o cálculo empírico do ponto de inflexão. Embora os autores tenham desenvolvido o modelo teórico deste ponto, sua estimação ainda não foi implementada. Estes são os principais aspectos que podem ser melhorados.

Outra lacuna a ser preenchida, é o estudo dos países que estão sujeitos às metas de redução das emissões quando encerrar o período 2008-2012. Pois assim, será permitido o estudo dos impactos do protocolo de Quioto, nos modelos apresentados.

Enfim, apesar dos resultados mostrarem que as emissões estão convergindo ao estado estacionário, e de certa forma, apresentando uma curva em U invertido, é essencial o uso de políticas que reduzam a emissão de poluentes. Pois, ratificamos o que diversos autores salientam, que o crescimento econômico por si só não é capaz de provocar a redução das emissões. É necessária uma ação conjunta de governos, países, indústrias e pessoas, para que possamos ter um ambiente mais limpo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, v. 76, p. 598–606, 1981.

ANDREONI, J.; LEVINSON, A. The simple analytics of the environmental kuznets curve. *Journal of Public Economics*, v. 80, p. 269–286, 2001.

ARELLANO, M.; BOND, B. Some test specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277 – 297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 29–51, 1995.

ASLANIDIS, N. *Environmental Kuznets curves for carbon emissions: a critical survey*. University Rovira Virgili, 2009.

AUCI, S.; BECCHETTI, L. The instability of the adjusted and unadjusted environmental kuznets curves. *Ecological Economics*, v. 60, p. 282–298, 2006.

AZOMAHOU, T.; LAISNEY, F.; NGUYEN-VAN, P. Economic development and co2 emissions: A nonparametric panel approach. *Journal of Public Economics*, v. 90, p. 1347–1363, 2006.

BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3. ed. Inglaterra: John Wiley & Sons, 2005.

BANCO MUNDIAL. *World Development Indicators*. Estados Unidos, 2011.

BARRO, R. J. *Economic Growth and convergence*. An international Center for Economic Growth Publication, 1994.

BARRO, R. J.; SALA-i-MARTIN, X. X. Convergence. *The Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223–251, 1992.

_____. *Economic Growth*. 2. ed. Massachusetts: MIT press, 2004.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *The American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1072–1085, 1986.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, p. 115–143, 1998.

BREITUNG, J.; PESARAM, M. H. *Unit roots and cointegration in panels*. Frankfurt: Deutsche Bundesbank, 2005.

BROCK, W.A.; TAYLOR, M. S. The green solow model. *Journal of Economic Growth*, v. 15, p. 127–153, 2010.

BULTE, E.; LIST, J. A.; STRAZICICH, M. Regulatory federalism and the distribution of air pollutant emissions. *Journal of regional science*, v. 47, n. 1, p. 155–178, 2007.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.

CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. A hipótese da curva de kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 3, p. 587–615, 2010.

CAVIGLIA-HARRIS, J. L.; CHAMBERS, D.; KAHAN, J. R. Taking the u out of kuznets: A comprehensive analysis of the ekc and environmental degradation. *Ecological Economics*, v. 68, p. 1149–1159, 2009.

CHANG, C. P.; LEE, C. C. Are per capita carbon dioxide emissions converging among industrialized countries? new time series evidence with structural breaks. *Environment and Development Economics*, v. 13, p. 497–515, 2008.

CHENG, S. Y.; WEI, J. S.; HOU, H. A cointegration analysis of purchasing power parity and country risk. *International Journal of Business and economics*, v. 7, p. 199–211, 2008.

COLE, M. A.; ELLIOT, R. J. R.; AZAR, A. K. *The determinants of trade in pollution intensive industries: North South evidence*. University of Birmingham, 2001.

COPELAND, B. R.; TAYLOR, M. S. Trade and environment: a partial synthesis. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 77, p. 765–771, 1995.

DE BRUYN, S. M. *Economic Growth and the Environment*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 2000.

DINDA, S. Environmental kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological Economics*, v. 49, p. 431 – 455, 2004.

_____. A theoretical basis for the environmental kuznets curve. *Ecological Economics*, v. 53, p. 403–413, 2005.

DINDA, S.; COONDOO, D.; PAL, M. Air quality and economic growth: an empirical study. *Ecological Economics*, v. 34, p. 409–423, 2000.

DINIZ, E. M. *Crescimento, poluição e Protocolo de Quioto: uma avaliação do caso brasileiro*. São Paulo: Banco Santos / Universidade de Oxford, 2001.

_____. Lessons from the kyoto protocol. *Ambiente e Sociedade*, v. 10, n. 1, p. 27–38, 2007.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251–276, 1987.

FONSECA, L. N.; RIBEIRO, E. P. Preservação ambiental e crescimento economico no brasil. In: *Encontro de economia da Região Sul, VII*. Rio Grande do Sul: [s.n.], 2005.

GALOR, O. Convergence? inferences from theoretical models. *Economic Journal*, v. 106, p. 1056–1069, 1996.

GOMES, S. C.; BRAGA, M. J. Desenvolvimento econômico e desmatamento na amazônia legal: uma análise econométrica. In: *Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, XLVI*. Acre: [s.n.], 2008.

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. *Environmental impacts of a North America free trade agreement*. National Bureau of Economic Research, 1991.

_____. Economic growth and environment. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, p. 353–377, 1995.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, v. 3, p. 148–161, 2000.

HARBAUGH, W.; LEVINSON, A.; WILSON, D. *Reexamining The Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve*. National Bureau of Economic Research, 2000.

HESTON, A.; SUMMERS, R.; BETTINA, A. *Penn World Table Version 7.0*. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, Maio 2011.

HILTON; HANK, F. G.; LEVINSON, A. Factoring the environmental kuznets curve: evidence from automotive lead emissions. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 35, p. 126–141, 1998.

HOLDEN, D.; PERMAN, R. Unit roots and cointegration for the economist. In: RAO, B. (Ed.). *Cointegration for the applied economist*. [S.l.]: St. Martin Press, 1994. p. 47–95.

HURLIN, C.; MIGNON, V. *Second Generation Panel Unit Root Tests*. University of Orléans, 2006.

IM, K. S.; PESARAM, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53–74, 2003.

INTERNACIONAL ENERGY AGENCY. *CO2 Emissions from Fuel Combustion*. França, 2010.

INTERNATIONAL ENERGY AGENCY. *30 Key Energy Trends in the IEA and Worldwide*. França, 2010.

ISLAM, N. Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 1127–1170, 1995.

_____. What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, v. 17, n. 3, p. 309–362, 2003.

JOHN, A.; PECCHENINO, R. An overlapping generations model of growth and the environment. *The Economic Journal*, v. 104, n. 427, p. 1393–1410, 1994.

JOHNSON, P.; TAKEYAMA, L. *Convergence among the US States: absolute, conditional or club?* Vassar College Economics, 2003.

KAO, C.; CHIANG, M. H. *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*. Syracuse University, 1999.

KAUFMANN, R. K. et al. The determinants of atmospheric so₂ concentrations: reconsidering the environmental kuznets curve. *Ecological economics*, v. 25, p. 209–220, 1998.

KUMAZAWA, R.; CALLAGHAN, M. S. The effect of the kyoto protocol on carbon dioxide emissions. *Journal of Economics and Finance*, p. 1–10, 2010.

- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, v. 45, p. 1–28, 1955.
- LE KAMA, A. D. A. Sustainable growth, renewable resources and pollution. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 25, p. 1911–1918, 2001.
- LEE, J.; LIST, J. A. Examining trends of criteria air pollutants: Are the effects of governmental intervention transitory? *Environmental and Resource Economics*, v. 29, p. 21–37, 2004.
- LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. S. J. Unit roots tests in panel data: asymptotic finite sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1–24, 2002.
- LIST, J. A. Have air pollutant emissions converged among u. s. regions? evidence from unit root tests. *Southern Economic Journal*, v. 66, n. 1, p. 144–155, 1999.
- MADDALA, G. S.; WU, S. A. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 6, p. 631–652, 1999.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407–437, 1992.
- MARK, N. C.; SUL, D. Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 65, n. 5, p. 655–680, 2003.
- PANAYOTOU, T. *Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development*. Technology and Employment Programme, 1993.
- PEDRONI, P. *Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity*. Indiana University, 1996.
- _____. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, p. 653–670, 1999.
- _____. Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, v. 15, p. 93–130, 2000.
- PERMAN, R.; STERN, D. I. Evidence from panel unit root and cointegration tests that the environmental kuznets curve does not exist. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 47, n. 3, p. 325–347, 2003.

PERRON, P. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 297–332, 1988.

PEZZEY, J. C. V. *Economic analysis of sustainable growth and sustainable development*. World Bank, 1989.

PHILLIPS, P. C. B.; MOON, H. R. *Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Development*. Yale University, 1999.

RANJAN, R.; SHORTLE, J. The environmental kuznets curve when the environment exhibits hysteresis. *Ecological Economics*, v. 64, p. 204–215, 2007.

ROMER, D. *Advanced Macroeconometrics*. 2. ed. Nova Iorque: McGraw-Hill, 2001.

ROMER, P. Capital accumulation in the theory of long-run growth. In: CAMBRIDGE (Ed.). *Modern Business Cycle Theory*. [S.l.]: Robert J. Barro, 1989a.

SALA-i-MARTIN, X. X. The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1019–1036, 1996.

SANTOS, R. B. N. et al. Estimativa da curva de kuznets ambiental para a amazônia legal. In: *Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, XLVI*. Acre: [s.n.], 2008.

SATHIENDRAKUMAR, R. Greenhouse emission reduction and sustainable development. *International Journal of Social Economics*, v. 30, p. 1233–1248, 2003.

SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality and development: is there a kuznets curve for air pollution emissions? *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 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*, v. 4, p. 1–24, 1992.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94., 1956.

STERN, D. I. The rise and fall of the environmental kuznets curve. *World Development*, v. 32, p. 1419–1439, 2004.

STERN, D. I.; COMMON, M. S.; BARBIER, E. B. Economic growth and environmental degradation: the environmental kuznets curve and sustainable development. *World Development*, v. 24, p. 1151 – 1996, 1996.

STOKEY, N. L. Are there limits to growth? *International Economic Review*, v. 39, n. 1, p. 1–31, 1998.

STRAZICICH, M. C.; LIST, J. A. Are co2 emissions levels converging among industrial countries? *Environmental and Resource Economics*, v. 24, p. 263–271, 2003.

UNITED NATIONS FRAMEWORK CONVENTION ON CLIMATE CHANGE. *Annual compilation and accounting report for Annex B Parties under the Kyoto Protocol*. Poznan, 2008.

WAGNER, M. The carbon kuznets curve: A cloudy picture emitted by bad econometrics? *Resource and Energy Economics*, v. 30, p. 388–408, 2008.

WAGNER, M.; HLOUSKOVA, J. The performance of panel cointegration methods: Results from a large scale simulation study. *Econometric Reviews*, v. 29, n. 2, p. 182–223, 2010.

WEIL, D. N. *Economic Growth*. Boston: Pearson, 2009.

WESTERLUND, J. Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 69, p. 709–748, 2007.

7 APÊNDICES

Apêndice A - Países integrantes das amostras

Quadro A.1- Painei Global

África do Sul	Estados Unidos	Nicarágua
Albânia	Etiópia	Nigéria
Alemanha	Finlândia	Noruega
Angola	França	Nova Zelândia
Argélia	Gabão	Omã
Argentina	Gana	Panamá
Austrália	Grécia	Paquistão
Áustria	Guatemala	Paraguai
Barein	Haiti	Peru
Bangladesh	Holanda	Polônia
Bélgica	Honduras	Portugal
Benin	Hong Kong	Quênia
Bolívia	Hungria	Reino Unido
Brasil	Índia	Rep. Dem. do Congo
Brunei	Indonésia	Rep. Dominicana
Bulgária	Iran	Romênia
Camarões	Iraque	Senegal
Canadá	Irlanda	Síria
Chile	Islândia	Sri Lanka
China	Israel	Sudão
Chipre	Itália	Suécia
Cingapura	Jamaica	Suíça
Colômbia	Japão	Tailândia
Coréia do Sul	Jordania	Tanzânia
Congo	Filipinas	Togo
Costa do Marfim	Líbano	Trinidad e Tobago
Costa Rica	Luxemburgo	Tunísia
Cuba	Malásia	Turquia
Dinamarca	Malta	Uruguai
Egito	Marrocos	Venezuela
El Salvador	México	Vietnam
Equador	Moçambique	Zâmbia
Espanha	Nepal	Zimbabue

Quadro A.2 - Painel Quioto

País	Meta	País	Meta
Alemanha	-8%	Islândia	10%
Austrália	8%	Israel	-8%
Áustria	-8%	Itália	-8%
Bélgica	-8%	Japão	-6%
Bulgária	-8%	Luxemburgo	-8%
Canadá	-6%	Noruega	1%
Dinamarca	-8%	Nova Zelândia	0
Espanha	-8%	Polônia	-6%
França	-8%	Portugal	-8%
Grécia	-8%	Reino Unido	-8%
Holanda	-8%	Romênia	-8%
Hungria	-6%	Suécia	-8%
Irlanda	-8%	Suíça	-8%

Fonte: UNFCCC: United Nations Framework Convention on Climate Change

Tabela A.1 - Estatística Descritiva das Variáveis : Amostra Quioto

Variáveis		Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
$g_{E,it}$	Overall	0,0005	0,010	-0,0256	0,031
	Between		0,005	-0,009	0,012
	Within		0,009	-0,028	0,028
$\bar{e}_{it}$	Overall	2,134	0,429	0,668	3,671
	Between		0,406	1,266	3,273
	Within		0,158	1,536	2,582
e_{it-6}	Overall	2,128	0,455	0,530	3,779
	Between		0,427	1,156	3,341
	Within		0,175	1,502	2,786
s_{it}	Overall	-1,520	0,211	-2,278	-0,941
	Between		0,159	-1,882	-1,229
	Within		0,140	-2,195	-1,163
dep_{it}	Overall	-2,900	0,093	-3,202	-2,669
	Between		0,074	-3,070	-2,757
	Within		0,058	-3,083	-2,738

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota : $g_{E,it}$ = taxa de crescimento das emissões per capita

Apêndice B - Evolução das Séries Individuais (1972 - 2008)

1-África do Sul

2- Albânia

3- Alemanha

4- Angola

E: emissões per capita, Y: renda per capita, Y2 e Y3: renda per capita ao quadrado e ao cubo.

5- Argélia

6- Argentina

7- Austrália

8- Aústria

9- Barein

10- Bangladesh

11- Bélgica

12- Benin

13- Bolívia

14- Brasil

15- Brunei

16- Bulgária

17- Camarões

18- Canadá

19- Chile

20- China

21- Chipre

22- Colômbia

23- Congo

24- Coréia do Sul

25- Costa do Marfim

26- Costa Rica

27- Cuba

28- Dinamarca

29- Egito

30- El Salvador

31- Equador

32- Espanha

33- Estados Unidos

34- Etiópia

35- Filipinas

36- Finlândia

98

37- França

38- Gabão

39- Gana

40- Grécia

41- Guatemala

42- Haiti

43- Holanda

44- Honduras

100

45- Hong Kong

46- Hungria

47- India

48- Indonésia

49- Irã

50- Iraque

51- Irlanda

52- Islândia

102

53- Israel

54- Itália

55- Jamaica

56- Japão

57- Jordânia

58- Líbano

59- Luxemburgo

60- Malásia

61- Malta

62- Marrocos

63- México

64- Moçambique

65- Nepal

66- Nicarágua

67- Nigéria

68- Noruega

69- Nova Zelândia

70- Omã

71- Panamá

72- Paquistão

73- Paraguai

74- Peru

75- Polônia

76- Portugal

77- Quênia

78- Reino Unido

79- República Democrática do Congo

80- República Dominicana

81- Romênia

82- Senegal

83- Singapura

84- Síria

85- Sri Lanka

86- Sudão

87- Suécia

88- Suíça

89- Tailândia

90- Tanzânia

91- Togo

92- Trinidad e Tobago

93- Tunísia

94- Turquia

95- Uruguai

96- Venezuela

97- Vietnam

98- Zambia

99- Zimbabwe

Apêndice C - Testes de Raíz Unitária

Tabela C.1 - Testes de Raíz Unitária: *random walk*

Testes	e_{it}	y_{it}	y_{it}^2	y_{it}^3
IPS	-	-	-	-
Fisher ADF	185,600 0,7267	38,246 1,0000	40,169 1,0000	42,097 1,0000
Fisher PP	253,767*** 0,0045	32,227 1,0000	33,947 1,0000	35,565 1,0000
Choi ADF	2,839 0,9977	17,414 1,0000	17,183 1,0000	16,928 1,0000
Choi PP	3,093 0,9990	28,033 1,0000	27,914 1,0000	27,848 1,0000
CIPS	-	-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%

p-valor em negrito

Tabela C.2 - Testes LLC e Hadri

Testes	e_{it}	y_{it}	y_{it}^2	y_{it}^3
LLC ¹	0,783 0,7834	8,487 1,0000	8,834 1,0000	8,985 1,0000
LLC ²	- 4,726 0,0000	1,504 0,9337	2,431 0,9925	3,771 0,9999
LLC ³	-0,249 0,4014	15,602 1,0000	15,482 1,0000	15,258 1,0000
Hadri ¹	20,562*** 0,0000	19,848*** 0,0000	19,576*** 0,0000	19,231*** 0,0000
Hadri ²	29,798*** 0,0000	33,196*** 0,0000	33,542*** 0,0000	33,878*** 0,0000
Hadri ³	-	-	-	-

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

p-valor em negrito.

¹intercepto e tendência., ²Intercepto, ³Random Walk

Apêndice D - Testes de Cointegração de Pedroni

Tabela D.1 - Testes de Cointegração de Pedroni: com constante e tendência

Modelo	Painel			Grupo		
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
Modelo 1	rho	1,488	0,9317	rho	2,997	0,9986
	PP	-2,219**	0,0133	PP	-3,782***	0,0001
	ADF	-2,587***	0,0048	ADF	-6,456***	0,0000
Modelo 2	rho	2,058	0,9802	rho	4,687	1,0000
	PP	-3,301***	0,0005	PP	-3,486***	0,0002
	ADF	-4,533***	0,0000	ADF	-4,514***	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela D.2 - Testes de Cointegração de Pedroni: sem constante ou tendência

Modelo	Painel			Grupo		
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
Modelo 1	rho	-0,617	0,2686	rho	0,788	0,7848
	PP	-3,098***	0,0010	PP	-4,283***	0,0000
	ADF	-1,823**	0,0342	ADF	-3,900***	0,0000
Modelo 2	rho	0,899	0,8158	rho	2,255	0,9880
	PP	-2,096**	0,0181	PP	-3,873***	0,0001
	ADF	-1,881**	0,0300	ADF	-4,890***	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Apêndice E - Testes de Cointegração de Westerlund

Tabela E.1 - Teste de Cointegração de Westerlund - com constante e tendência.

Modelo	Painel			Grupo		
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
Modelo 1	P_{τ}	-18,971***	0,0000	G_{τ}	-2,521***	0,0000
	P_{α}	-7,539***	0,0000	G_{α}	-7,794***	0,0000
Modelo 2	P_{τ}	-13,841***	0,0000	G_{τ}	-2,347***	0,0000
	P_{α}	-4,438***	0,0000	G_{α}	-4,021***	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela E.2 - Teste de Cointegração de Westerlund - sem constante ou tendência.

Modelo	Painel			Grupo		
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
Modelo 1	P_{τ}	- 14,012***	0,0000	G_{τ}	-1,856***	0,0000
	P_{α}	-4,068***	0,0000	G_{α}	-5,106***	0,0000
Modelo 2	P_{τ}	-11,300***	0,0000	G_{τ}	-1,884***	0,0000
	P_{α}	-3,102***	0,0000	G_{α}	-3,752***	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Apêndice F - Painel Não Balanceado.

Quadro F.1 - Países da ex-URSS incluídos nas amostra global.

Armênia	Geórgia	Rússia
Azerbaijão	Letônia	Tadjiquistão
Bielorússia	Lituânia	Turcomenistão
Cazaquistão	Moldávia	Ucrânia
Estônia	Quirguistão	Uzbequistão

Quadro F.2 - Países da ex-URSS incluídos na amostra Quioto.

Bielorússia
Estônia
Letônia
Lituânia
Ucrânia

Tabela F.1 - Estatística Descritiva das Variáveis: Painel não-balanceado.

Variáveis		Amostra Global		Amostra Quioto	
		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
$g_{E,it}$	Overall	0,003	0,028	-0,0014	0,015
	Between		0,019		0,008
	Within		0,024		0,013
$\bar{e}_{it}$	Overall	0,641	1,547	2,111	0,438
	Between		1,501		0,424
	Within		0,292		0,155
e_{it-6}	Overall	0,635	0,0116	2,112	0,461
	Between		0,0111		0,431
	Within		0,049		0,181
s_{it}	Overall	-1,585	0,461		0,231
	Between		0,395		0,180
	Within		0,229		0,157
dep_{it}	Overall	-2,731	0,183		0,111
	Between		0,180		0,103
	Within		0,077		0,063

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota : $g_{E,it}$ = taxa de crescimento das emissões per capita

Tabela F.2 - Testes de Hausman e Correlação Serial.

Teste	Amostra Global	Amostra Quioto
Teste de Hausman	303,63*** 0,0000	85,27*** 0,0000
Correlação Serial	26,76*** 0,0000	8,17*** 0,0031

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente. P-valor em negrito

Apêndice G- Instrumentos utilizados na estimação do modelo de Brock e Taylor (2010).

Tabela G.1 - Instrumentos utilizados na amostra balanceada.

	Painel Global		Painel Quioto	
	Convergência Absoluta	Convergência Condicional	Convergência Absoluta	Convergência Condicional
Equação em diferenças	$e_{it-2},$ e_{it-3}	$e_{it}, e_{it-1},$ $e_{it-2}, e_{it-3},$ e_{it-4}	$e_{it-1}, e_{it-2},$ e_{it-3}, e_{it-4}	$e_{it-5},$ dep_{it-5}
Equação em nível	constante	$\Delta e_{it-4},$ constante	Δe_{it-3}	$\Delta e_{it-1},$ Δdep_{it-1}

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Tabela G.2 - Instrumentos utilizados na amostra não-balanceada.

	Painel Global	Painel Quioto
Equação em diferenças	$e_{it-1}, e_{it-2},$ $e_{it-3}, e_{it-4},$ e_{it-5}	$e_{it}, e_{it-1},$ $e_{it-2}, e_{it-3},$ e_{it-4}, e_{it-5}
Equação em nível	Δe_{it-1} constante	Δe_{it-1}

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Tabela G.3 - Teste de Wald: Painel Balanceado

	Painel Global		Painel Quioto	
	Efeitos Fixos	System GMM	Efeitos Fixos	System GMM
Estatística	0,10	0,90	1,66	0,35
p-valor	0,7475	0,3434	0,2105	0,554

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

$$H_0 : \beta_2 = -\beta_3$$

Tabela G.4 - Teste de Wald: Painel Não-Balanceado

	Painel Global		Painel Quioto	
	Efeitos Fixos	System GMM	Efeitos Fixos	System GMM
Estatística	2,82*	0,20	0,21	3,45*
p-valor	0,0956	0,641	0,6521	0,0634

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

$H_0 : \beta_2 = -\beta_3$

Apêndice H - Estimação do Modelo de Convergência de Brock e Taylor (2010) usando os estimadores de Anderson e Hsiao (1981) e Arellano e Bond (1991).

Tabela H.1 - Estimação usando amostra balanceada.

Variáveis	Painel Global		Painel Quioto	
	AH (1981)	AB(1991)	AH (1981)	AB(1991)
e_{it-6}	-1,435 (-0,42)	-0,358*** (6,00)	-0,721 (0,08)	-0,518*** (9,74)
s_{it}	0,155 (1,18)	0,2401*** (5,02)	0,1861 (0,62)	0,232*** (4,34)
dep_{it}	-0,082 (-0,27)	-0,4578* (1,85)	0,345 (0,25)	0,0628 (0,36)
N	396	396	104	104
Número de Instrumentos	7	13	7	13
Teste de Sargan	6,511 0,0892	21,668 0,0100	5,889 0,1171	13,047 0,1605
Correlação Serial 1ª ordem	0,878 0,3799	-1,269 0,2044	0,056 0,9553	0,037 0,9701
Correlação Serial 2ª ordem	0,741 0,4586	-2,6081 0,0091	0,0355 0,9716	-1,898 0,0576

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses, p-valor em negrito.

AH: Anderson e Hsiao (1981), AB: Arellano e Bond (1991).

Tabela H.2- Estimação usando amostra não-balanceada.

Variáveis	Painel Global		Painel Quioto	
	AH (1981)	AB(1991)	AH (1981)	AB(1991)
e_{it-6}	-0,976 (0,08)	-0,309*** (5,40)	-1,098 (-0,16)	-0,571** (4,66)
s_{it}	0,197*** (3,23)	0,3031*** (4,73)	0,166 (1,02)	0,271**** (3,31)
dep_{it}	-0,008 (-0,04)	-0,021 (-0,08)	0,098 (0,73)	0,077 (0,36)
N	411	411	110	110
Número de Instrumentos	7	13	7	13
Teste de Sargan	5,05 0,1675	24,88 0,0031	3,302 0,3473	18,38 0,0310
Correlação Serial 1ª ordem	0,153 0,1258	-1,224 0,2208	0,882 0,377	0,2561 0,7978
Correlação Serial 2ª ordem	0,7625 0,7625	-2,557 0,0106	0,8061 0,4202	-0,6516 0,5146

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses, p-valor em negrito.

AH: Anderson e Hsiao (1981), AB: Arellano e Bond (1991).