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

GUILHERME BYRRO LOPES

Um estudo sobre a Curva Ambiental de Kuznets e a convergência da Pegada Ecológica

Orientador: Prof. Dr. Eliezer Martins Diniz

RIBEIRÃO PRETO

2013

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. Sérgio Kannebley Júnior

Chefe do Departamento de Economia

GUILHERME BYRRO LOPES

Um estudo sobre a Curva Ambiental de Kuznets e a convergência da Pegada Ecológica

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 obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

ORIENTADOR: PROF. DR. ELIEZER MARTINS DINIZ

RIBEIRÃO PRETO

2013

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

Lopes, Guilherme Byrro
Um estudo sobre a Curva Ambiental de Kuznets e a convergência da Pegada Ecológica. Ribeirão Preto, 2013.
136 p. : il. 30cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP.
Orientador: Diniz, Eliezer Martins.

1. Curva ambiental de Kuznets. 2. Convergência das emissões. 3. Crescimento econômico. 4. Modelo de Solow Verde.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Nome: LOPES, Guilherme Byrro

Título: Um estudo sobre a Curva Ambiental de Kuznets e a convergência da Pegada Ecológica

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 obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

Aprovada em:_____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Eliezer Martins Diniz

Instituição: FEARP/USP Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Dedico esta dissertação à minha família.

AGRADECIMENTOS

Foi uma longa jornada que me trouxe até o mestrado e à realização desse trabalho. Aos meus pais, Ataíde e Vânia Lúcia, e minha irmã, Ana Louise, os mais profundos e sinceros agradecimentos pelo amor incondicional e por estarem sempre ao meu lado. Sem essas pessoas na minha vida, não teria sido capaz de trilhar esse caminho. São pessoas que sempre em incentivaram a seguir meus sonhos, me ensinaram valores pessoais e familiares e às quais tenho profunda admiração. Obrigado por tudo!

Aos meus avós Laércio e Afonsina, que se dedicaram sempre aos netos, demonstrando todo seu carinho e amor até o final, o mais sincero agradecimento. Aos meus tios e padrinhos, Aluízio e Maria Helena, que tenho com carinho e respeito especial, hoje e sempre muito presentes na minha vida. À minha família, todos os tios, tias, primos e primas, com quem pude compartilhar momentos tão felizes e marcantes, principalmente nas inúmeras e quentes férias em Governador Valadares, que nas mais diversas atitudes me ensinaram e ajudaram a moldaram a pessoa que sou hoje.

Agradeço também Eliezer Martins Diniz, professor e orientador, sem o qual esse trabalho não seria possível, me ajudando nos momentos mais difíceis e ampliando meu conhecimento num tema que, pessoalmente, considero tão importante e relevante. Aos professores Rudinei Toneto Junior, Luciano Nakabashi, Sérgio Naruhiko Sakurai, André Chagas, Renato Marcondes Leite, Mauricio Jorge Pinto de Souza e Claudio R. Lucinda, que me permitiram permanecer em Ribeirão Preto durante todo o mestrado e o desenvolvimento dessa dissertação, não apenas no sentido financeiro. Esse apoio não se deu apenas pela oportunidade de participar em alguns projetos de pesquisa, que também ampliaram minha experiência profissional e acadêmica, mas também à amizade e incentivo durante todo esse período. Agradeço também corpo de docentes do curso de pós-graduação da FEA-RP, no geral, pelo esforço, dedicação e por sempre acreditar no potencial dos seus alunos.

Aos colegas e seletos amigos do mestrado, Carol, Felícia, Edson, Gian, Juliana, Mari, Livia, Naysa, Priscila e aos ‘Rodrigos’ Leme, Guarujá e Alemão, com quem tive a chance de conhecer e admirar. Além de dividir a companhia nos momentos de maior tensão e vésperas de provas, me inspiraram a continuar mantendo o ritmo forte de estudos. Agradeço principalmente aos bons momentos aos churrascos e

confraternizações que, apesar muito menos frequentes do que gostaria, foram importantes válvulas de escape da intensa rotina e, sobretudo, serviu para aprofundar nossa amizade, que considero o mais importante. Irei sempre me lembrar da dedicação e seriedade, assim como das boas e divertidas histórias que selaram esse grupo.

Aos velhos e novos amigos. À Galera do Cinco, como um todo, e em especial a Bruno, Pipo, Marcio, Renatão, desde o começo os mais presentes. Às duradouras amizades de ginásio e colegial, Celso, Bazán, Marco, Erik, Sardinha e Netto. Aos amigos de faculdade, Flávio, Bruno M., Maçã, Caio e Victor, entre outros nomes, que sempre me apoiaram e me ajudaram a superar adversidades pessoais e profissionais. E aos amigos que conquistei nessa estadia em Ribeirão Preto, ao longo do mestrado, que também pude dividir experiências e bons momentos, sobretudo as diferentes gerações de amigos da FEA-RP.

A todos e a Deus, muito obrigado por me fazerem chegar até aqui!

Não sou nem ateniense, nem grego, mas sim um cidadão do mundo.

Sócrates

Nemo vir est qui mundum non reddat meliorem

*(*Não existe nenhum homem que não tente fazer do mundo um lugar melhor*)*

Expressão Latina

RESUMO

LOPES, G. B. **Um estudo sobre a Curva Ambiental de Kuznets e a convergência da Pegada Ecológica**. 2013. 136 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2013.

A relação entre economia e meio ambiente tem sido cada vez mais explorada, dado que o crescimento econômico pode ter efeitos prejudiciais sobre a natureza, contudo existe a possibilidade de conciliar crescimento com preservação do meio ambiente. A coleta e divulgação de indicadores ambientais permitiram relacioná-los com a renda per capita, o que motivou a investigação de uma hipótese conhecida como Curva Ambiental de Kuznets. O trabalho tem por finalidade estimar, através de dados em painel não estacionário, a relação entre o indicador de pressão ambiental e crescimento de renda per capita e, através da análise de dados em painel estático e dinâmico, a convergência da pegada ecológica entre os países como resultado da evidência direta e indireta, respectivamente, da existência de uma Curva Ambiental de Kuznets. A vantagem da análise está na abrangência da pegada ecológica como indicador ambiental em relação às emissões de poluentes, possuindo um caráter original por não ter sido empreendida anteriormente. Os fundamentos teóricos da análise de convergência estão no Modelo de Solow verde desenvolvido por Brock and Taylor (2010).

Palavra chave: Modelo de Solow Verde, Pegada Ecológica, Curva Ambiental de Kuznets, Crescimento Econômico.

JEL: O44; Q56; Q57; C23.

ABSTRACT

LOPES, G. B. **A Study on the Environmental Kuznets Curve and the Ecological Footprint convergence**. 2013. 136 f. Dissertation (Master) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2013.

The relationship between economy and environment has more and more been explored, and given the potential harm that economic growth might have on nature there is a possibility to conciliate growth and environment preservation. The gathering and publishing of environmental measures allowed to establish their relationship with per capita income in an investigation of the hypothesis known as the Environmental Kuznets Curve. This work estimates the relation of environmental pressure and income per capita and also the convergence of the ecological footprint among countries, as a direct and indirect, respectively, result of the existence of a Environmental Kuznets Curve, by using static, dynamic and non-stationary panel data techniques. The advantage of this analysis is that the ecological footprint is a broader environmental index than pollution indexes. The theoretic foundation of the convergence analysis is the Green Solow model, presented by Brock and Taylor (2010).

Keywords: Green Solow Model, Ecological Footprint, Environmental Kuznets Curve, Economic Growth.

JEL: O44; Q56; Q57; C23.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 2.1 – ETAPAS DO DESENVOLVIMENTO 33
FIGURA 3.1 – CURVA AMBIENTAL DE KUZNETS 45
FIGURA 3.2 – RENDA PER CAPITA E PRESSÃO AMBIENTAL 49
FIGURA 3.3 – DINÂMICA DO MODELO DE SOLOW 52
FIGURA 3.4 – CONVERGÊNCIA ABSOLUTA 54
FIGURA 3.5 – CONVERGÊNCIA CONDICIONAL 55
FIGURA 5.1 – EVOLUÇÃO DA PEGADA ECOLÓGICA (1961-2007) 89
FIGURA 5.2 – PEGADA ECOLÓGICA POR PAÍSES 91
FIGURA 5.3 – RAZÃO ENTRE PEGADA ECOLÓGICA E BIOCAPACIDADE, POR PAÍS 91
FIGURA 5.4 – EVOLUÇÃO DA RAZÃO DA PEGADA ECOLÓGICA 113

LISTA DE TABELAS

TABELA 5.1: PEGADA ECOLÓGICA POR GRUPO DE PAÍSES (2008) 92
TABELA 5.2: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS - CAK 93
TABELA 5.3: TESTE CD (PESARAN, 2004) 95
TABELA 5.4: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA – IPS (2003) 96
TABELA 5.5: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA – MADALLA E WU (1999) E CHOI (2001) 97
TABELA 5.6: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA – CIPS (PESARAN 2007) 98
TABELA 5.7: TESTES DE COINTEGRAÇÃO – PEDRONI (2004) 99
TABELA 5.8: TESTES DE COINTEGRAÇÃO – WESTERLUND 100
TABELA 5.9: VETORES DE COINTEGRAÇÃO, MG E CCEMG 103
TABELA 5.10: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS – MODELO DE SOLOW VERDE 104
TABELA 5.11: TESTE DE POOLABILIDADE E HAUSMAN 106
TABELA 5.12: MODELOS DE EFEITO FIXO E PRIMEIRA DIFERENÇA 109
TABELA 5.13: PAINEL DINÂMICO 111
TABELA 5.14: EFEITO *CATCHING-UP* 112

SUMÁRIO

Página

1. INTRODUÇÃO 23

2. REVISÃO DA LITERATURA 26

2.1. Crescimento Econômico, Meio Ambiente e Sustentabilidade 26
2.2. Curva Ambiental de Kuznets 29
2.2.1. Hipótese e Explicações para a CAK 30
2.2.2. Fundamentação teórica 34
2.2.3. Resultados empíricos 36
2.2.4. Limitações da hipótese da CAK 39
2.3. Pegada Ecológica 40

3. APRESENTAÇÃO DOS MODELOS 44

3.1. CAK teórica 44
3.2. Introdução ao Modelo de Solow 50
3.3. Extensão ao Modelo de Solow verde 56

4. METODOLOGIA E DADOS 63

4.1. Forma Econométrica 63
4.1.1. CAK padrão 63
4.1.2. Modelo de Solow Verde 64
4.2. Dados 65
4.3. Métodos de Estimação em Painel 67
4.3.1. Painel Estacionário 68
4.3.1.1. Efeito Aleatório, Efeito Fixo e Primeira Diferença 68
4.3.2. Painel Não Estacionário 72

5. RESULTADOS 88

5.1. Considerações Iniciais 88
5.2. Curva Ambiental de Kuznets – Padrão 92
5.2.1. Estatísticas Descritivas 93
5.2.2. Testes Preliminares 94
5.2.3. Resultados 100
5.3. Modelo de Solow Verde 104
5.3.1. Estatísticas Descritivas 104
5.3.2. Testes Preliminares 105

5.3.3. Resultados 107
5.3.4. Cenário 112

6. CONCLUSÃO 114

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 117

8. APÊNDICE 124

8.1. Apendice A - Figuras 124
8.2. Apendice B – Tabelas de Resultados 125
8.3. Apêndice C – Equação (4.2) em Primeira Diferença 127
8.4. Apêndice E – Pegada Ecológica e Biocapacidade dos Países 128
8.5. Apêndice F – Lista de Países da Amostra Balanceada 133
8.6. Apêndice G – Lista de Instrumentos do Painel Dinâmico 135

1. INTRODUÇÃO

O crescimento econômico é tema constante de estudos dos economistas mas, em muitos casos, seus impactos não econômicos deixam de ser considerados. Esta situação é fácil de ser exemplificada ao notarmos que qualquer atividade econômica responsável por gerar produto, produz também resíduos. Tais resíduos podem ser restos de insumos não utilizados (lixo) ou resíduos da própria atividade e poluição (por exemplo, emissão de gases poluentes ou gases de efeito estufa ou outros dejetos sólidos e líquidos que são despejados em rios e mares). A poluição, por sua vez, é um mal, já que é prejudicial à saúde das pessoas (levando a problemas de respiração ou contaminação), podendo também levar à extinção de espécies de plantas e animais, dentre outros problemas. Os esforços associados à recuperação ambiental, como atividades de despoluição de rios, limpeza de sistemas ecológicos e reflorestamento, assim como o tratamento de pessoas doentes e animais contaminados, incorrem normalmente em altos custos econômicos e dependem, também, da vontade política e do desejo da sociedade.

Uma vez que as decisões da sociedade envolvem não apenas o ambiente econômico, mas consideram também suas preferências, valores e crenças, é fundamental avaliar o impacto da atividade econômica sobre o meio ambiente e a reação dos agentes a estes impactos. Por esse motivo, a relação entre economia e meio ambiente tem sido cada vez mais explorada, requerendo dos economistas, muitas vezes, conhecimento de outras disciplinas para que os modelos, que representam a realidade, sejam cada vez mais adequados.

Uma hipótese que foi levantada acerca dessa relação teve origem no trabalho Grossman e Krueger (1991). Segundo os autores, em estágios iniciais de crescimento econômico, um aumento da renda per capita, implica em piora da qualidade do ar (conceito estendido, posteriormente, considerando qualquer tipo de pressão ambiental). Esse efeito de deterioração da qualidade do ar dura até um determinado patamar de renda que, quando ultrapassado, passa a indicar uma melhora dos indicadores de poluição atmosférica, gerando uma curva em formato de U-invertido. O formato dessa curva, em analogia ao trabalho de Kuznets (1955), ficou conhecido como Curva Ambiental de Kuznets ou, simplesmente, CAK.

A literatura sobre CAK ainda é recente, assim como a coleta sistemática e acompanhamento de muitos indicadores de qualidade ambiental. Como consequência,

os trabalhos que utilizam observações em painel e dados transversais entre países são mais utilizados do que os que empregam séries temporais. É importante ressaltar também que os testes empíricos sobre a hipótese da existência da CAK (no sentido amplo, entre renda per capita e condição ambiental) não se limitam apenas ao formato de U-invertido, mas possibilitam algumas outras formas para essa relação, dependendo dos sinais dos parâmetros estimados das regressões.

Os estudos sobre a hipótese da CAK analisam os dados de condição ambiental no sentido de medir como a atividade produtiva pressiona o meio ambiente, ou seja, de que maneira a crescente demanda por bens e serviços (com objetivo de melhora das condições de vida), pode trazer consequências não necessariamente de ordem econômica, mas que ainda assim atingem as preferências e influenciam as escolhas dos indivíduos. Em última instância, essa pressão ambiental (por exemplo, disponibilidade e qualidade das águas, concentração atmosférica de poluentes e gases de efeito estufa, mudanças no uso da terra pela intensificação na exploração mineral ou vegetal, perda de biodiversidade, ampliação de fronteira agrícola, pastagens e ocupação humana) advém da necessidade de atender um determinado nível de produção ou consumo. Logo, indicadores de demanda ou do padrão de consumo também foram usados para testar a hipótese da CAK como, por exemplo, demanda por energia e produção de aço. Um indicador recente de pressão ambiental que está ganhando cada vez mais importância é a *pegada ecológica*, que foi elaborado e aperfeiçoado principalmente por Mathis Wackernagel e William E. Rees (REES, 1992; WACKERNAGEL e REES, 1996; WACKERNAGEL et al., 1999).

A pegada ecológica é uma medida de demanda das atividades humanas medidas em termos de pressão sobre o meio ambiente. Ela reflete uma medida de diferentes padrões de consumo entre os países, que, em último grau, causa impacto sobre o meio ambiente. O cálculo desse indicador considera, em uma medida comum, o quanto demandamos do meio ambiente, por exemplo, em termos de agricultura, pastagens, pesca, florestas, de forma a sustentar o padrão de consumo atual e considera também o quanto o planeta consegue nos suprir, nos mesmos termos[1]. Dessa forma, a pegada pode ser utilizada como indicador de pressão ambiental para se testar a CAK.

Em resumo, muitos estudos foram feitos para se obter novas evidências que confirmem a hipótese da CAK, considerando diversos indicadores de pressão ambiental

[1] Maiores explicações na seção Pegada Ecológica

e grandes avanços que permitiram uma formulação teórica sobre a CAK. Contudo, é importante explorar não apenas essa relação, mas também compreender de que maneira as variáveis econômicas se relacionam com o meio ambiente. Com a coleta de mais informações sobre meio ambiente e o desenvolvimento de indicadores de sustentabilidade, cria-se a oportunidade de investigação e análise mais aprofundada e ampla de como as variáveis econômicas (por exemplo: produto, poupança, crescimento tecnológico) se relacionam com o meio ambiente (ou seja, pressão ambiental). Brock e Taylor (2010) exploram essa ideia desenvolvendo um modelo de Solow verde. Nesse sentido, busca-se, através de uma fundamentação teórica, adotar um modelo que pode ser testado empiricamente e que permita obter resultados relevantes sobre essas relações.

Com isso, pode-se pensar melhor de que forma a preocupação ambiental impacta sobre o crescimento econômico, de que forma o crescimento econômico impacta sobre o meio ambiente e quais as magnitudes desses efeitos. Pode-se ainda compreender: como se comportam os níveis e a trajetória de variáveis econômicas cruciais ao crescimento, como capital, renda ou consumo; como essas variáveis afetam a poluição e outras dimensões do meio ambiente; se existe, assim, um mecanismo de realimentação entre crescimento e pressão ambiental, dentre muitas outras perguntas.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Esse capítulo é dividido em três seções. A primeira parte abrange, de maneira breve, uma apresentação de como a preocupação com o meio ambiente e a sustentabilidade foi sendo incorporada ao ambiente econômico. Na sequência, é apresentada a hipótese da Curva Ambiental de Kuznets, em que há uma boa diversidade tanto de trabalhos empíricos quanto teóricos que tentam explicar o formato de U invertido entre renda per capita e pressão ambiental (ex: poluição). Por fim, pode ser encontrada uma explicação sobre um indicador ambiental, a pegada ecológica, que é utilizado nas análises do presente trabalho.

2.1. Crescimento Econômico, Meio Ambiente e Sustentabilidade

O crescimento econômico passa a ser alvo dos economistas de maneira sistemática a partir da década de 1950/60, quando da publicação do modelo de Solow (SOLOW, 1956 e SWAN, 1956), com taxa de poupança exógena, e dos modelos microfundamentados da classe Ramsey-Cass-Koopmans (RCK), onde poupança e consumo são determinados por agentes otimizadores, onde ambas as classes de modelo têm em comum o fato de a tecnologia ser exógena. Um fator crucial desses modelos é a atribuição de formas funcionais para a função de produção, de modo que a combinação de determinados insumos resulta em um nível de produto que pode ser medido através de índices. Já a preocupação com o meio ambiente deveu-se, de forma inicial, principalmente à finitude (ou escassez) dos recursos naturais não renováveis utilizados como insumos de produção (p. ex. petróleo ou carvão) e dos que apresentam um estoque físico fixo (p. ex. terra, que é utilizada para a produção de alimentos). Dessa forma, a busca contínua de crescimento "esbarraria", em algum momento, na falta desses recursos para manter os níveis de produção, reduzindo a velocidade de crescimento dos países.

Apesar disso, enquanto as medidas de PIB ou PIB per capita (inseridas nos modelos macroeconômicos RCK) se concentram na produção, sob a ótica microeconômica o que de fato importa para os agentes é o consumo, ou a utilidade auferida por certo padrão de consumo, que é chamada de bem-estar. Nesse contexto, a qualidade do meio ambiente passou a ser incorporada nessas mesmas funções de utilidade, principalmente atribuindo

perda de bem-estar causada pela degradação ambiental. A partir daí, os modelos modificados tentam analisar e explicar a relação entre meio ambiente e crescimento econômico, acrescentando maior complexidade à preocupação inicial.

> *A long decade ago economic growth was the reigning fashion of political economy. (...) (Now) The climate of opinion has changed dramatically. Disillusioned critics indict both economic science and economic policy for blind obeisance to aggregate material "progress," and for neglect of its costly side effects. Growth, it is charged, distorts national priorities, worsens the distribution of income, and irreparably damages the environment. Paul Erlich speaks for a multitude when he says, "We must acquire a life style which has as its goal maximum freedom and happiness for the individual, not a maximum Gross National Product".* (NORDHAUS e TOBIN, 1972)

A questão do meio ambiente começa a ser discutida de forma significativa apenas a partir da década de 1970, tendo como destaque a publicação do livro "Limites do Crescimento" (*Limits to Growth*), de Meadows et al. (1972). As perguntas que tentavam ser respondidas diziam respeito, inicialmente, a como o seria o desenvolvimento dos países e, dado o fato dos recursos naturais serem limitados, como isso restringiria o crescimento econômico. No livro, a preocupação em função da "finitude" dos recursos motivou a analise do papel do estoque dos recursos naturais, enquanto matéria-prima, e como deveria ser a gestão desses recursos frente ao crescimento econômico. Os autores chegaram a conclusões catastróficas, como exaustão de inúmeros recursos e a necessidade de se interromper o crescimento econômico. Essa preocupação deve-se principalmente ao se ter consciência dos recursos terrestres que são não renováveis. Apesar disso, a análise possui como ponto fraco o tratamento dado à inovação tecnológica.

Ainda que seja possível categorizar os recursos como renováveis (p. ex. água, plantações, pastagens, florestas) e não renováveis (p. ex. petróleo, gás e alguns tipos de minérios), essa primeira preocupação com o meio ambiente considerava muito mais os fatores que possuíam os direitos de propriedade já definidos. Dessa maneira, existia alguma precificação de mercado limitando ou restringindo o uso dos recursos, como petróleo ou água potável, por exemplo. Essa avaliação de mercado (ainda que passível de falhas) pode internalizar, de certa forma, custos ambientais e reduzir a pressão sobre a natureza. Apesar disso, inúmeros outros componentes ambientais não possuem tal

direito de propriedade bem definido, como a água dos mares e rios, a camada de ozônio ou o ar que respiramos, e isso causa externalidades quase sempre negativas.

O Relatório de Desenvolvimento Mundial (*World Development Report - Development and the Environment*), de 1992, apresenta de forma extensiva muitos dos problemas causados pela má conservação do meio ambiente e, de certa forma, podem ser relacionados aos direitos de propriedade. Estão inclusos nesses não apenas a baixa qualidade das águas, que podem provocar doenças pelo consumo (seja por humanos ou animais e peixes), mas também a sua escassez em muitos países, as doenças respiratórias causadas pela poluição do ar, o lixo e resíduos nocivos que não são cuidados de forma apropriada (em especial nos países em desenvolvimento), a erosão dos solos férteis e o processo de desertificação, o desmatamento, a perda de biodiversidade e a mudança climática decorrente da acumulação dos gases de efeito estufa. Ainda que em magnitudes e escalas diferentes, esses problemas são decorrentes, de uma forma ou de outra, da atividade produtiva e, mais precisamente, de uma demanda agregada mundial para atender determinados padrões de consumo.

Na mesma época desse relatório surgiram, por conta da preocupação com a mensuração desses indicadores ambientais, muitas instituições com fim de monitorar e sistematizar a coleta de informações. Os primeiros trabalhos empíricos emergem de forma mais significativa na década de 1990, exatamente quando esses institutos passam a divulgar os dados coletados. A partir daí, as perguntas passaram a ser se, por exemplo, seria possível existir crescimento sem que houvesse aumento de pressão ambiental ou de poluição, ou se os gastos com a proteção e recuperação ambiental seriam compatíveis para manter o crescimento econômico no longo prazo. Alguns dos estudos que tentavam relacionar aumento de renda dos países com indicadores de meio ambiente culminaram na hipótese da Curva Ambiental de Kuznets. Enquanto isso, a discussão mais ampla de pressão ambiental resultou também no desenvolvimento de alguns conceitos, como o de crescimento sustentável.

Existem dois conceitos de sustentabilidade que se apresentam como a versão fraca e a versão forte. Enquanto a soma do capital físico, humano e intelectual é definida como capital de criação humana, temos que o capital natural engloba o estoque de recursos naturais ou "ativos ambientais", sendo ambos considerados insumos produtivos (PERMAN et al., 2003). Se por um lado, a sustentabilidade forte requer que o estoque de capital natural deva ser não declinante, por outro, a sustentabilidade fraca

requer que a soma dos dois tipos de capital seja não declinante. Assim, o segundo conceito permite que exista uma substituição entre os dois insumos, de tal forma que a acumulação de capital de criação humana compense a redução do estoque de capital natural, o que não é tão trivial de se mostrar dado que os ativos ambientais podem se exaurir.

A questão de como medir o estoque de capital natural (e, consequentemente, o estoque de capital total, também composto pelo físico e humano) é bastante complicada, pois não existe uma metodologia amplamente aceita de precificação de ativos ambientas e não é possível simplesmente somar diferentes dimensões desses recursos, como qualidade do ar, quantidade de florestas e valor de rios e lagos, como se fossem bens tradicionais. A Pegada Ecológica, contudo, é uma tentativa bem aceita de exprimir o uso do capital natural em termos de uma única unidade de medida, que será apresentada ainda nesse capítulo.

2.2. Curva Ambiental de Kuznets

O aumento de renda seria capaz de, ao longo do desenvolvimento dos países, contribuir para resolver os problemas ambientais? Até que ponto a renda e o meio ambiente estão correlacionados? Uma vez que a coleta e divulgação de informações ambientais tornou-se mais acessível, essas perguntas tentaram ser respondidas, relacionando esses indicadores com informações sobre produção, padrões de consumo e riqueza dos países.

Essas preocupações levaram, por exemplo, ao trabalho empírico de Grossman e Krueger (1991), que encontrou evidências de uma relação de U-invertido entre a renda per capita e alguns indicadores de poluição do ar (concentração de SO_2 e fumaça preta). A literatura que emergiu dos esforços teóricos e empíricos explorando essa relação passou a chamá-la de Curva Ambiental de Kuznets (CAK). Esse termo foi primeiramente citado em Panayotou (1993), em que se estabeleceu um paralelo com o trabalho do economista Simon Kuznets. Em Kuznets (1955) encontra-se a evidência de uma relação de U-invertido entre renda per capita e desigualdade, de forma que inicialmente a desigualdade aumenta com o aumento da riqueza até certo patamar. Ultrapassado tal patamar, a desigualdade tenderia a se reduzir, explicando assim diferentes patamares de renda, desenvolvimento e desigualdade entre os países. Algo

semelhante ocorreria em uma CAK relacionando a renda per capita e os indicadores de poluição.

Enquanto os trabalhos teóricos se preocupam em desenvolver modelos de crescimento econômico com ativos ambientais que repliquem a CAK a partir de diferentes hipóteses, as pesquisas empíricas em relação à CAK, além de testar a hipótese do formato da curva, estimam também o ponto extremo de diversos tipos de indicadores de qualidade ambiental. Esse termo pode ser interpretado como o patamar de renda a partir do qual se espera que haja uma melhora das condições ambientais. Surgiram também muitas possíveis interpretações acerca do formato de U invertido entre renda e pressão ambiental.

2.2.1. Hipótese e Explicações para a CAK

O trabalho pioneiro de Grossman e Krueger (1991) aponta que, em estágios iniciais de crescimento, um aumento da renda per capita implica em piora da qualidade do ar. Esse efeito dura até um determinado patamar de renda que, quando ultrapassado, passa a indicar uma melhora dos indicadores de poluição atmosférica, gerando uma curva em formato de U-invertido.

Segundo esse trabalho, existe uma interpretação econômica para o formato da CAK, de forma que o aumento ou redução da poluição à medida que a atividade produtiva aumenta depende da resultante de três efeitos diversos: escala, composição industrial e tecnologia.[2] O efeito escala relaciona o aumento da poluição diretamente ligado ao aumento do produto, tudo mais mantido constante, dado o fato de que sempre que há produção há resíduos dessa produção, que podem ser encarados como algum tipo de poluição.

O efeito composição (industrial), por sua vez, mantém o nível de produção e a tecnologia constante e altera somente o "mix produtivo", supondo existir setores com diferentes níveis de poluição. Havendo uma mudança do mix para setores menos poluentes (por exemplo, uma transição de uma economia industrial para uma economia de serviços), o efeito composição poderia tanto atenuar o ritmo de expansão da poluição como até reduzi-lo, a depender do estado da CAK.

[2] Grossman e Krueger (1991) apresenta inicialmente os canais enquanto e Copeland e Taylor (1994) formaliza um modelo usando tais definições

Por fim, o efeito tecnologia assume que os avanços das técnicas de produção caminham na direção de uma tecnologia mais limpa, de forma que, tudo o mais constante, as emissões por nível de produto reduziriam, ou seja, o total de poluição também se reduz. Esses três efeitos agem conjuntamente no tempo e explicam o formato da CAK. Uma apresentação mais ampla e detalhada desses conceitos é encontrada em Brock e Taylor (2005). Considerando essa ligação entre o formato da curva de U-invertido e atividade econômica, surgiram muitos trabalhos desenvolvendo modelos econômicos teóricos que atendessem à hipótese da CAK.

Haveria também outras explicações para a hipótese. Muitos autores defendem a ideia de que, tendo sido atingido um padrão de vida elevado, as pessoas passam a se preocupar mais com a qualidade ambiental (PEZZEY, 1992; SELDEN e SONG, 1994). Assim, a qualidade do meio ambiente seria um bem de luxo (a elasticidade-renda da demanda por qualidade ambiental é maior do que 1), de modo que a disposição a pagar por um ambiente melhor aumentaria mais do que proporcionalmente à renda. Isso implicaria, então, em um reforço da fiscalização ambiental, bem como na adoção de novas leis e regulamentações em prol da defesa do meio ambiente e do aumento da conscientização dos indivíduos. Existe, contudo, trabalhos que sugerem que a elasticidade-renda seja menor do que 1, porém é difícil ter tal resultado *ex ante*, devendo ser levado em consideração a evolução o custo marginal do abatimento (KRISTROM e RIERA, 1996).

É possível ainda que mudanças tecnológicas e organizacionais contribuam para explicar a CAK, principalmente nos países mais desenvolvidos. Dessa forma, argumenta-se que os novos investimentos, ainda que mantenham o estoque de capital inalterado, possam melhorar a qualidade ambiental, já que o capital novo é mais produtivo e eficiente do que o antigo. Além disso, pode haver ainda a internalização, na atividade produtiva, do impacto sobre o meio ambiente (resultando em tecnologias menos poluentes), que somado ao argumento anterior, torna positivo o efeito líquido das inovações tecnológicas, que podem ser difundidas entre empresas ou países. Também, ao adotar uma "consciência ecológica" as empresas passam a usar de maneira mais eficiente os recursos, geram menos resíduos, reciclam mais e podem substituir os insumos de produção (para insumos menos intensivos em poluição), reduzindo então o impacto ambiental na medida em que se desenvolvem.

Um argumento mais abrangente do que o efeito composição são as mudanças estruturais nas economias, que explora a transição das atividades produtivas domésticas agregando grandes setores. Nessa linha de raciocínio, a transformação de uma economia predominantemente rural, pouco intensiva na utilização de matéria prima e energia, para uma economia industrial (de indústria pesada), mais intensiva nesses recursos, é associada à intensificação da poluição. Haveria ainda mais duas transições: inicialmente para uma economia industrial tecnologicamente mais limpa e, em seguida, para uma economia com parcela mais significativa do setor de serviços. Assim, seria possível amenizar, estabilizar e, na sequência, reduzir os níveis de poluição, em paralelo com o aumento de renda.

De certa forma, os argumentos acima estão relacionados intimamente com o padrão de consumo dos países. Se não existirem alterações nos padrões de consumo, contudo, o que a CAK pode representar é simplesmente o efeito da realocação internacional da produção. Por conta da existência do comércio internacional, na medida em que os países se desenvolvem, passam a deslocar a produção de indústrias muito poluidoras para países menos desenvolvidos ou com proteção ambiental mais frágil. Dessa forma, estes se tornam menos poluidores, confirmando assim a hipótese da CAK. Esse argumento, conhecido como hipótese do deslocamento, faz sentido em muitos casos, com a exceção do fato que, uma vez que todos os países se desenvolvem, os países menos desenvolvidos estariam sempre "recebendo" indústrias poluidoras e jamais sairiam dessa condição por não existirem países ainda menos desenvolvidos (não sendo possível a CAK nesses países). Uma versão mais fraca dessa ideia, a hipótese de refúgio da poluição, diz que o livre comércio internacional poderia, assim, explorar vantagens comparativas de países com pouca regulação ambiental. Assim, países com altos padrões de proteção ambiental perderiam todas as indústrias poluidoras, que se refugiariam nos países com pouca proteção.

Muitos outros argumentos, além dos mencionados, foram apresentados para descrever o comportamento da CAK[3]. Conforme de Bruyn e Heintz (1999), a relação entre renda per capita e pressão ambiental pode ser dividida em quatro etapas, de forma que: (i) na primeira etapa, a degradação ambiental cresce de maneira mais acelerada do que a renda; seguida por (ii) um período em que ainda há degradação ambiental, mas num ritmo mais devagar do que o crescimento da renda; (iii) até um ponto em que,

[3] Ver DINDA (2004)

ultrapassando um determinado nível de renda, existe uma melhora ambiental. Na última fase (iv), é possível tanto que: (a) o crescimento da renda apresente uma tendência tal que se "desconecte" da questão ambiental, confirmando a hipótese da CAK; quanto (b) uma "reconexão"[4], que voltaria a pressionar o meio ambiente gerando um formato de N, como sugere a Figura 2.1. Essa reconexão seria consequência, por exemplo, da exaustão dos ganhos tecnológicos, o que tornaria o efeito escala novamente mais significativo, ou decorrente de uma situação de elevado (ou inviável) custo de proteção ou recuperação ambiental. Essas etapas estão representadas na Figura 2.1 e, na próxima seção, o comportamento da curva será examinado em maiores detalhes.

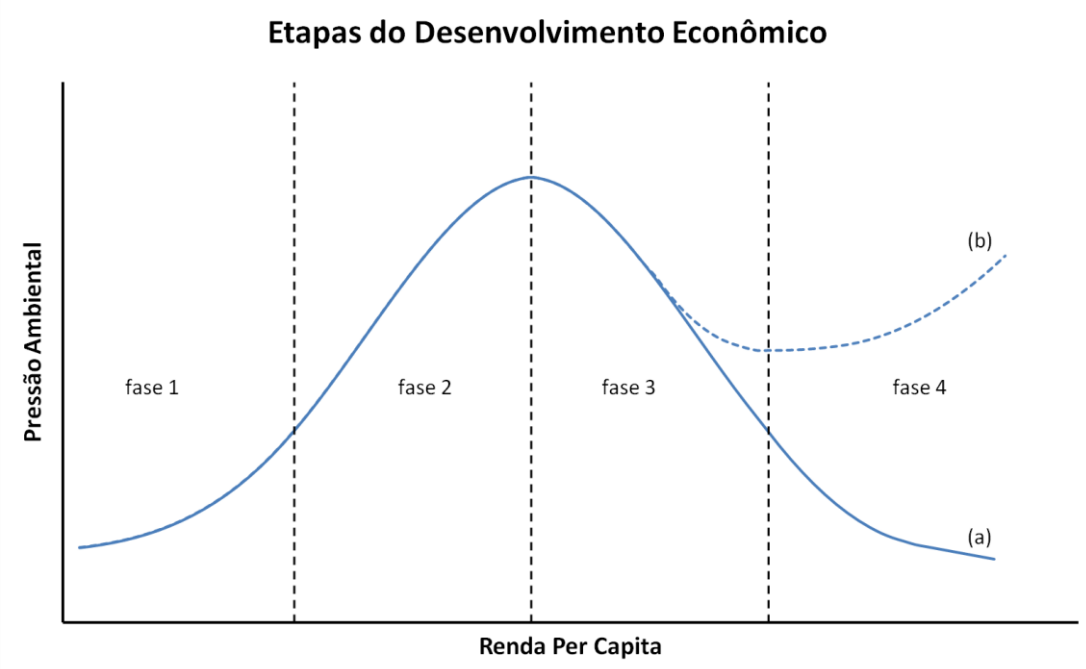

Figura 2.1 – Etapas do Desenvolvimento
Fonte: de BRUYN e HEINTZ, 1999
Elaboração própria

A razão da existência de tantas possíveis explicações decorre do fato dessa hipótese não ser consolidada na literatura. Enquanto os trabalhos teóricos visam construir modelos econômicos que exploram esses argumentos a fim de obter a CAK, os resultados empíricos tentam usar todos os dados disponíveis para testar a hipótese (encontrando muitas vezes evidências que confirmam CAK, mas não sempre), como serão vistos na sequência.

[4] DE BRUYN e OPSCHOOR (1997)

2.2.2. Fundamentação teórica

Os principais esforços teóricos nessa área, motivados pelos resultados empíricos, foram direcionados em desenvolver modelos econômicos que pudessem gerar, dentro da atividade produtiva ou através do consumo, uma curva em forma de U invertido relacionando a renda per capita e a poluição ou, num sentido mais amplo, a renda per capita e a pressão ambiental.

Um modelo simples, mas intuitivo, é encontrado em Levinson (2002), onde existe apenas um agente, um fator de produção e um produto, do tipo Robinson Crusoé, onde a poluição é um mal e é função do consumo. O agente pode gastar o tempo com consumo ou com atividade que reduz a poluição e, se essa atividade apresentar retornos crescentes de escala, é possível obter a CAK. Considerando também uma população maior e equilíbrio descentralizado ou com planejador central, as mesmas conclusões sobre o retorno de escala da atividade de abatimento da poluição são obtidas.

John e Pecchenino (1994) levantam a atenção para o fato de que o tempo de vida dos indivíduos e a duração das consequências de suas atividades sobre o meio ambiente não são iguais, levando assim a um conflito entre gerações. Assim, eles exploram as propriedades dos modelos de gerações justapostas para compreender o comportamento da alocação intertemporal do consumo e da qualidade ambiental entre gerações. A poluição, que resulta da atividade de consumo, é tratada como um bem público e existe um governo que é responsável pela provisão desse bem e que taxa a geração mais jovem, garantindo a qualidade ambiental quando a geração envelhece. Os indivíduos auferem utilidade tanto do consumo quanto da qualidade do meio ambiente, de modo que: o consumo, além de gerar poluição, também prejudica as gerações futuras; o investimento em qualidade ambiental melhora o meio ambiente e a situação dessas novas gerações.

Lopez (1994) trabalha com a hipótese de que a poluição é fruto não da atividade de consumo, mas da produção. Assim, a qualidade do meio ambiente entra como um insumo na produção, em um contexto onde as firmas atuam em mercados competitivos e maximizam seus lucros. Enquanto isso, a função utilidade dos indivíduos é crescente no consumo e decrescente na poluição. Também em Selden e Song (1995) a poluição é resultado da produção, que é função do estoque de capital e que, por sua vez, é negativamente afetado pela poluição corrente. A economia conta com um planejador

central que escolhe a trajetória ótima do consumo, do capital e da qualidade ambiental, maximizando a utilidade dos indivíduos considerando a classe de modelos de geração infinita.

Stokey (1998) também trabalha com modelos de geração infinita e um planejador central, em que a função de utilidade dos agentes incorpora essa poluição como um mal e, ao contrário dos trabalhos anteriores, a atividade produtiva é geradora de poluição. Ela analisa em que contexto a hipótese da CAK se confirma em economias no estado estacionário com crescimento endógeno e analisa, também, trajetórias da poluição em economias no caminho de crescimento equilibrado, de forma que o formato da CAK é atendido a depender da elasticidade de substituição intertemporal do consumo. Ainda, a introdução de instrumentos de regulação (por exemplo, impostos, leis e permissões) impactam no crescimento econômico e na dinâmica da poluição, mas são compatíveis com crescimento econômico e redução da poluição.

Andreoni e Levinson (2001) utilizam uma função de utilidade (positiva no consumo e negativa na poluição) e uma função de poluição (positiva no consumo e negativa no abatimento), apresentando quais são as condições para a ocorrência da CAK. Nesse trabalho, fatores como padrões predeterminados de crescimento da renda, instituições, políticas ambientais, modelos dinâmicos ou externalidades não interferem no resultado, mas ressaltam principalmente o efeito da tecnologia. Assim, apesar do consumo gerar poluição, existe a possibilidade de abatimento dessa poluição, que melhora o meio ambiente. Se existirem retornos crescentes de escala na tecnologia de abatimento da poluição, a CAK é obtida. Assim, países com renda mais elevada conseguiriam, de maneira mais fácil, atingir conjuntamente aumento de consumo e redução de poluição. Se os retornos de escala forem constantes ou decrescentes, obtêm-se uma relação linear crescente e o inverso da CAK, respectivamente, entre renda e poluição.

Em Bulte e Soest (2001) é apresentada uma análise interessante onde há uma preocupação maior com os países em desenvolvimento (rurais), que ainda apresentam muitas imperfeições de mercado, tanto o de trabalho quanto o de trocas de bens. Ao invés de explorar o dilema entre poluição e consumo, ele introduz um mecanismo em que as decisões de produção e consumo são tomadas simultaneamente. O meio ambiente é considerado um capital natural, que serve como insumo de produção (tanto o estoque quando o uso de recursos), assim como o insumo trabalho, que pode ser

direcionado tanto para atividade produtiva quanto para recuperação ambiental ou para o lazer. Desenvolvendo o modelo, o impacto sobre o meio ambiente é resultado negativo tanto do consumo quanto da produção, mas é positivo em função do investimento na conservação dos solos. Ainda, mudanças de renda, proveniente da produção ou de transferências (por exemplo, governamentais ou ajuda externa), podem ser decompostas tanto em efeito renda quanto em efeito substituição. Dessa forma, a origem do crescimento da renda passa a ter papel importante na relação com o meio ambiente. A flexibilidade do modelo permite obter tanto a CAK quanto o inverso dessa relação. Uma conclusão importante do trabalho é a de que a CAK pode ser válida apenas para o uso de alguns indicadores ambientais, uma vez é calculado o ponto ótimo em ambas as dimensões de estoque e extração do capital natural, que é condizente com a observação empírica. Logo, a escolha do indicador a ser utilizado influi sobre os resultados. Com isso, ampliam-se os argumentos contra aqueles que acreditam que a CAK seria válida para todos os indicadores ambientais, contribuindo então para a discussão sobre a validade da hipótese.

Muitos outros enfoques supondo hipóteses mais complexas foram consideraras a fim de explicar a CAK. Dinda (2005) explora um modelo dinâmico de crescimento endógeno em que a poluição e o estoque de capital natural são partes tanto da função de produção quanto da utilidade e encontra a alocação ótima do capital (investimento) em atividades de abatimento de poluição, que seria suficiente para melhora ambiental e geração da CAK. Brock e Taylor (2004), em um dos modelos apresentados, introduz um setor intermediário na economia, que produz energia a partir de recursos exauríveis, que é o único responsável pela emissão de poluentes e que é insumo de produção de bens finais. Dessa forma é possível decompor exatamente a evolução de emissões entre os efeitos: escala, com aumento de produtos finais; composição, com mudança de intensidade no uso de energia; e tecnologia, que reduz as emissões por unidade de produto intermediário. Enquanto alguns autores se dedicaram aos modelos teóricos, outros tentaram explorar a relação da CAK testando as informações disponíveis.

2.2.3. Resultados empíricos

A análise inicial de Grossman e Krueger (1991) motivou, assim, o surgimento de diversos trabalhos empíricos que examinaram mais indicadores de qualidade ambiental e, principalmente, testaram a hipótese da CAK entre renda per capita e pressão sobre o

meio ambiente. Este primeiro trabalho testou especificações do PIB per capita em nível, em forma quadrática e cúbica, controlando também por características geográficas das cidades e densidade populacional, contra alguns indicadores de qualidade do ar, causadores de doenças respiratórias, como dióxido de enxofre SO_2 , fumaça preta e partículas em suspensão. Os resultados indicam tanto curvas em formato de U invertido (CAK), quanto curvas em formato de N (caso do SO_2), com um ponto de inflexão na ordem dos US$5.000 [5] (no caso do SO_2 outro ponto em torno de US$14.000-US$16.000).

Em Selden e Song (1994) também são encontradas evidências da CAK para poluentes atmosféricos como monóxido de carbono CO , SO_2, óxidos de nitrogênio NO_x e partículas em suspensão, usando dados de emissão agregada para entender os impactos da poluição para além das áreas urbanas inclusive. O trabalho emprega um modelo de painel de efeito fixo e efeito aleatório, controlando também para a densidade populacional, obtendo resultados favoráveis ao modelo de efeito fixo. Os pontos de inflexão são bem mais elevados dos que em Grossman e Krueger (1991), tendo sido encontrado o valor em torno de US$ 10.300 tanto para partículas em suspensão e também para SO_2(apenas no caso do SO_2, é válido o modelo de efeito aleatório).

Outro indicador de qualidade do ar que também é muito importante, principalmente ao se considerar a questão do aquecimento global e das mudanças climáticas, é o dióxido de carbono CO_2 , que é um dos principais gases causadores do efeito estufa. Em Holtz-Eakin e Selden (1995) há evidências positivas para a CAK, mas o ponto de inflexão é atingido por extrapolação da amostra em torno de US$35.000, de forma que isso pode refletir o fato de que os custos de abatimento ou de redução de emissão podem ser muito mais elevados do que os de outros poluentes. É possível que uma parte afetada não tenha envolvimento direto com a poluição enquanto uma parte poluidora não sofra com a consequência de seus atos. Principalmente no caso do CO_2, é relevante essa discussão do carona, uma vez que o seu efeito não é local e concentrado como no caso de outros poluentes e, então, o custo de abatimento envolve muitos atores econômicos e, por isso, recai nos problemas de coordenação entre eles. Esse trabalho contribui também para a utilização dos modelos que controlam pelo efeito fixo e idiossincrático de cada país. Em um trabalho recente, Ávila (2011) encontra, via especificações em painel dinâmico, evidências diretas para a CAK quanto à emissões de

[5] Valores em dólares de 1985.

CO_2, onde o ponto extremo se situa em torno de renda per capita de $57.837 dólares. Esse mesmo trabalho também utiliza o modelo de convergência de Brock e Taylor (2010) para o caso das emissões, encontrando também evidências indiretas para a CAK.

Grossman e Krueger (1995) amplia o trabalho inicial e testa a hipótese não apenas para indicadores de qualidade de ar, mas também para indicadores de qualidade da água em rios, considerando a quantidade de oxigênio, a concentração fecal e a presença de metais pesados. Os resultados apontam para uma relação de U invertido no geral e indicam que o ponto de inflexão para os indicadores de quantidade de oxigênio e concentração fecal acontece depois do ponto para os indicadores de qualidade do ar, assim como alguns dos indicadores de poluição por metais pesados (chumbo, arsênio e cádmio), acrescentando evidências para validação a CAK.

Em Shafik and Bandyopadhyay (1992) essa análise é expandida ainda mais, incluindo também indicadores de desmatamento e percentual de território com cobertura de florestas, acesso à água limpa e saneamento básico nas cidades e lixo municipal. Esse último trabalho inova por incluir, além da renda per capita, outras variáveis explicativas adicionais como: percentual de investimentos na economia, grau de abertura comercial, tarifa de energia, endividamento, medidas de democracia e liberdades civis. Um resultado obtido é que, apesar de ter sido encontrada a CAK para muitos indicadores, para as medidas de lixo municipal e emissão de CO_2 a relação com a renda é linear e positivamente inclinada.

No geral, os indicadores de qualidade ambiental são medidos em termos de fluxo, como a emissão de gases, mas, em alguns casos, em termos de estoque, por exemplo, o total de florestas ou a biodiversidade. Panayatou (1993) testa também a hipótese da CAK para países desenvolvidos e em desenvolvimento em relação a indicadores de qualidade do ar (SO_2, NO_x e partículas em suspensão) e em relação a medidas de desmatamento de florestas tropicais e temperadas, inclusive considerando o impacto de crescimento populacional, encontrando evidências que apontam na direção da existência da CAK. Um dos resultados é que, apesar da taxa de desmatamento possuir um ponto de inflexão baixo (US$823), ela só fica nula em US$12.300, passando a ser negativamente inclinada apenas após tal patamar de renda.

Os trabalhos tentam medir, de modo geral: quais são os impactos do crescimento econômico sobre o meio ambiente em suas várias manifestações de pressão ambiental;

se de fato existe um ponto extremo (ponto de inflexão) a partir do qual haveria menor pressão ambiental; se esse ponto, antes de ser atingido, resultaria na total degradação da condição ambiental, ou seja, em um caminho irreversível; se de fato apenas o crescimento seria necessário e suficiente para solução dos problemas ambientais, como sugere a CAK (e assim seria natural uma melhora do meio ambiente no longo prazo); ou se existem outros elementos mais relevantes que vão definir a qualidade do meio ambiente no futuro e, então, que tipos de esforço e políticas podem ser adotados para produzir um comportamento semelhante à CAK (por meio de introdução de impostos, regulamentação, definição de direitos de propriedade e internalização das externalidades negativas, entre outros).

2.2.4. Limitações da hipótese da CAK

É importante dizer que os resultados encontrados para a hipótese da CAK são, muitas vezes, diferentes (seja em relação ao formato das curvas ou ao seu ponto extremo) e, até mesmo, apontam em direção contrária, sendo essa uma das grandes críticas a esse tipo de análise.

Isto acontece principalmente por que, em geral: os estudos são realizados tomando como variável explicativa a emissão de poluentes ou, em alguns casos, medidas de concentração de poluição (uma questão de se decidir entre fluxo e estoque); utilizam diferentes grupos de países, contabilizando também de maneira diferente suas rendas per capita; trabalham com diferentes intervalos anuais para os dados; ou se valem de especificações e estratégias de estimação distintas (dados transversais, painel, séries temporais), dentre outras diferenças. Ainda, a hipótese da CAK se baseia em um formato de regressão aparentemente *ad hoc*. No entanto, deve-se destacar que diversos textos citados procuram dar uma microfundamentação econômica a essa curva, de modo que a CAK é possível teoricamente e sua ocorrência só pode ser comprovada empiricamente caso a caso.

Outros questionamentos envolvem também o fato de muitos trabalhos não considerarem a heterogeneidade dos países (ou seja, os parâmetros estimados poderiam assumir diferentes valores). Essa crítica é válida, pois os países apresentam, por exemplo, enormes diferenças em relação: (i) as preferências e aos costumes da sociedade; (ii) ao ambiente político de tomada de decisões; (iii) ao marco regulatório, considerando a seriedade das instituições e a rigidez na aplicação das regras; e (iv) às

condições econômicas, considerando não apenas a produção para consumo local, mas também o grau de abertura econômica (já que a pressão ambiental local pode ocorrer, na verdade, para atender a necessidade de consumo de outro país). Uma discussão mais detalhada é encontrada em de Bruyn (2000) e Dinda (2004).

2.3. Pegada Ecológica

A pegada ecológica (também conhecida apenas como pegada) surge como uma forma inovadora de mensurar a demanda das atividades humanas medidas em termos de pressão sobre o meio ambiente. De forma indireta, ela reflete também uma medida de diferentes padrões de consumo entre os países, causa fundamental da maior parte dos problemas ambientais enfrentados hoje e dos que devemos enfrentar no futuro.

Os trabalhos iniciais que culminaram na pegada usaram o conceito de capacidade de suporte (*carrying capacity*), um conceito de ecologia que estima qual a população máxima de uma espécie biológica que pode ser continuamente suportada em um dado ambiente, respeitando as necessidades de água, alimentação e habitação/hábitat, dentre outras (REES, 1992). Em Wackernagel e Rees (1996) surge mais formalmente o conceito da pegada ecológica e a metodologia inicial de cálculo.

> "*For human beings, carrying capacity can be interpreted as the maximum rate of resource consumption and waste discharge that can be sustained indefinitely in a given region without progressively impairing the functional integrity and productivity of relevant ecosystem*".(REES, W. E., 1992, p.125)

O indicador da pegada é composto por seis diferentes grupos de atividades humanas, considerando o tipo de terreno onde é praticada a atividade, e é expresso em termos de hectares globais, ou seja, converte o uso de diferentes áreas, dada sua produtividade, em uma única medida comum de hectare global. Estão inclusas na pegada ecológica as atividades de agricultura, pesca, pecuária, utilização das áreas necessárias para construções humanas, exploração das florestas e absorção de CO_2.

A diferença do hectare global para a medida simples de hectare (10.000 m^2) pode ser compreendida utilizando um dos componentes da pegada, por exemplo, a área destinada às atividades agrícolas para fins de consumo humano. Em 2007, segundo o *Ecological Footprint Atlas* (2010), a área total produtiva do planeta destinada para

agricultura era de 1,6 bilhão de hectare mas, dada a elevada produtividade (em comparação com outras áreas), a área produtiva em termos de hectares globais era de 3,6 bilhões. Essa medida considera a produtividade média em diversos países considerando mais de 160 diferentes categorias de colheitas, de forma que diferentes produtividades são consideradas a depender da condição de cada solo em cada país.

Outro componente considerado é a área destinada às pastagens para criação de gado e outros animais que provêm carne, leite, couro e lã, que são para atender ao consumo humano. Considera-se também, dentro desse componente, a área arável destinada à alimentação desses animais, assim como pastos e pradarias, que no total atinge 3,38 bilhões de hectares, mas apenas 0,715 bilhão de hectare global, ou seja, uma redução da produtividade em relação à produtividade de um hectare global médio.

Ainda, calculam-se os componentes relacionados às atividades de pesca, de exploração das florestas e área urbanizada. Para a pesca, é calculado o quanto, em termos de área, é necessário para atender à demanda pelo nível médio de nutrientes das espécies de peixes, considerando mais de 1400 espécies de peixes marinhos e mais de 260 espécies de peixes das águas de rios e lagos, para consumo humano. Em relação às florestas, toma-se principalmente a demanda por madeira para ser utilizada como matéria prima para atender as atividades de construção, de extração da celulose (para produção de papel) e de corte para lenha (para ser utilizada como combustível). A área urbanizada é calculada como a área coberta por estruturas construídas pelo homem, como cidades, outras áreas destinadas a moradias, infraestrutura industrial, áreas utilizadas com fins de transporte (ruas, rodovias, ferrovias, por exemplo) e reservatórios para produção de energia hidroelétrica.

Por fim, o componente da pegada do carbono é o que tem maior peso na pegada ecológica e corresponde ao equivalente, em hectares globais, de florestas para absorver todas as emissões de CO_2 dos combustíveis fósseis[6]. Esse componente é responsável pela maior divergência da pegada entre os países e é altamente correlacionado com o nível de renda per capita. A pegada ecológica representa a soma desses seis componentes apresentados e é apresentada também em termos per capita, para comparação entre países. O comércio internacional também é contabilizado na pegada de cada país, de forma que o impacto da produção de um bem consumido em outro país

[6] Ávila (2011) faz uma análise da CAK considerando as emissões de CO_2 como indicador de pressão ambiental.

é contabilizado como pegada desse país e não do país produtor. O resultado da pegada doméstica é acrescido, assim, do saldo de importação e exportação da pegada entre países, mas somente o resultado total é divulgado.

Nesse sentido, então, o hectare global pode ser entendido como uma medida da capacidade biológica média de produção de um hectare, considerando somente áreas com potencial produtivo no planeta. Em linhas gerais, a pegada ecológica é um indicador (expresso em uma unidade de medida única) de exigência ambiental, que captura o impacto de diversas atividades humanas para atender a um determinado padrão de consumo e para absorver o lixo gerado pelas atividades produtivas, considerando o atual estado tecnológico e as práticas de gestão e uso dos recursos do meio ambiente (WORLD LIVING REPORT, 2010).

É calculado para os mesmos seis componentes anteriores e paralelamente com a pegada, um indicador, nos mesmos termos de medida, que representa a capacidade de regeneração natural do meio ambiente, o índice de biocapacidade. Esse índice utiliza o total de área produtiva total disponível para gerar os recursos que são consumidos e absorver os resíduos. É possível, de certa forma, associar a ideia do indicador ao conceito de resiliência que, em ecologia, é a capacidade de, após uma perturbação, um ecossistema retomar sua forma original. O limite de resiliência de um ecossistema é a perturbação máxima suportável sem que haja um prejuízo irreversível, ou seja, um limite de segurança ambiental. O índice de biocapacidade capta apenas essa resiliência, mas não considera nem esse limite ambiental, nem as fontes de perturbações que impactam o ecossistema e que podem causar erosão ou desertificação, nem outras externalidades e dimensões importantes como perda de biodiversidade, exaustão de recursos hídricos (p. ex: bacias) ou serviços ambientais, como melhora na qualidade do ar, por exemplo. Muitas dessas consequências serão captadas apenas futuramente e de forma indireta, como uma redução da biocapacidade.

O saldo líquido entre os dois indicadores aponta o quanto estamos exigindo do planeta para atender ao nível efetivo de consumo, ou seja, o quanto podemos estar ultrapassando de um limite ecológico natural. Dessa forma, a pegada pode ser utilizada como um indicador de sustentabilidade que está relacionado com a capacidade de suporte dos países e do planeta. Se a razão entre as medidas da pegada e da biocapacidade, se situa acima de 1, indica um *overshoot* ecológico, que não pode se sustentar por muito tempo e pode ainda levar a um colapso ambiental se não revertido.

Não faz parte do cálculo da pegada medir essas consequências e muitas vezes não é possível medir nem suas magnitudes, mas podem ser associados ao problema do *overshoot*: a escassez de água, a erosão e acidificação dos solos e a desertificação, que reduziriam a produtividade da terra, assim como a sobrepastagem; a extinção de hábitats terrestres e marinhos que poderiam extinguir inúmeras espécies de animais e peixes, muitas vezes de consumo humano; e as mudanças climáticas (que podem ser tanto locais ou regionais quando globais).

A utilização da pegada ecológica, como indicador ambiental, para se testar a hipótese da CAK também já foi explorada em Bagliani, Bravo e Dalmazzone (2008), com dados em corte transversal, em que a maioria dos resultados obtidos aponta na direção de uma curva em formato de N ao invés de U invertido. Ainda, em Cavigliaharris, Chambers e Kahn (2009), com dados em painel de 146 países num período de 40 anos, não foram encontras evidências a favor da CAK. Recentemente Hervieux e Darné (2013) encontraram evidencias para CAK em alguns países, com uso de metodologia de séries temporais, testando cada país individualmente, assim como uma relação uma relação linear entre a relação renda e meio ambiente.

Entende-se que a Pegada Ecológica como indicador de pressão ambiental é muito mais adequado do que indicadores específicos de um determinado tipo de poluição. Com esse indicador mais amplo de pressão agregada sobre o meio ambiente, responde-se as algumas das criticas em relação à hipótese da CAK, tais como a discussão de indicadores locais ou globais, como a substituição de insumos que podem resultar em diferentes poluentes e quanto a diferentes períodos os países analisados, uma vez também é calculada em iguais termos para um grupo muito grande de países com base em informações desde os anos 60.

3. APRESENTAÇÃO DOS MODELOS

Esse capítulo se destina a explicação, de maneira objetiva, dos modelos utilizados nesse trabalho. A primeira seção trata da CAK, considerando sua apresentação padrão dentro dos trabalhos empíricos. Em seguida, uma breve apresentação do modelo de Solow, explorando principalmente a questão da convergência entre as taxas de crescimento entre os países. O modelo de Brock e Taylor (2010), na sequência, é uma modificação do modelo original de Solow, que introduz a emissão de poluentes como um resultado da atividade produtiva. Dessa forma, toda a análise que pode ser feita a partir do modelo de Solow se estende a esse modelo também, inclusive as hipóteses de convergência, que é um dos focos desse trabalho.

3.1. CAK teórica

A busca pelo crescimento econômico é responsável em grande parte pelo aumento da demanda de insumos, que gera conjuntamente bens materiais e lixo, exercendo pressão sobre os ativos ambientais em ambos extremos da dimensão produtiva (*input* e *output*). Apesar disso, na medida em que os países se desenvolvem e geram renda, podem ampliar o *menu* de escolhas de bens e serviços e, assim, incorporar bens de luxo aos seus orçamentos, como é muitas vezes o caso da qualidade ambiental. Essas duas visões do crescimento são comportadas pela hipótese da Curva Ambiental de Kuznets, que postula uma curva em formato de U invertido entre renda per capita e pressão ambiental.

Dessa forma, em baixos níveis de produção e de renda per capita, a pressão ambiental também será reduzida. A prioridade por bens materiais e o interesse por trabalho e renda é maior do que o interesse por preservação ambiental, como qualidade do ar ou das águas, tal que a poluição cresce rapidamente, junto com o produto e a renda. A manutenção desse crescimento de renda ocorre juntamente com a pressão sobre o meio ambiente, no caso das pessoas serem muito pobres para pagar pelo custo de abatimento da poluição (DASGUPTA et al., 2002). Com o contínuo crescimento da renda e do desenvolvimento do país, da evolução das tecnologias e das instituições, é possível haver uma maior dedicação à proteção do meio ambiente, reduzindo o crescimento de pressão relativamente ao crescimento da renda.

Na sequência, a pressão ambiental se encontra em níveis muito mais elevados do que no início, podendo despertar uma consciência e uma mudança de preferências das pessoas que, com renda mais elevada, passam a valorizar mais a qualidade ambiental, podendo inclusive incorrer em dispêndios com abatimento ou preservação dos ativos ambientais, incluindo investimentos em tecnologias menos prejudiciais à natureza. Após a estabilização da pressão ambiental, no ponto extremo da CAK, é possível que o crescimento apresente efeito positivo sobre a pressão ambiental, tal como no raciocínio anterior, reduzindo então o patamar alcançado. Por fim, o desenvolvimento econômico pode conduzir de volta a natureza aos padrões encontrados inicialmente, resultando assim no formato de U invertido, representado na Figura 3.1.

Sob a ótica produtiva, vigora a decomposição da CAK entre os efeitos: escala, composição e tecnologia. Assim, como explicado na seção anterior, os três efeitos agem conjuntamente, mas um deles pode se sobressair aos demais. Enquanto o efeito escala estabelece uma relação direta monotonicamente crescente entre renda e pressão ambiental, os efeitos composição e tecnologia podem causar mudanças estruturais a favor da produção em indústrias mais limpas ou com tecnologia mais limpa, reduzindo a pressão ambiental.

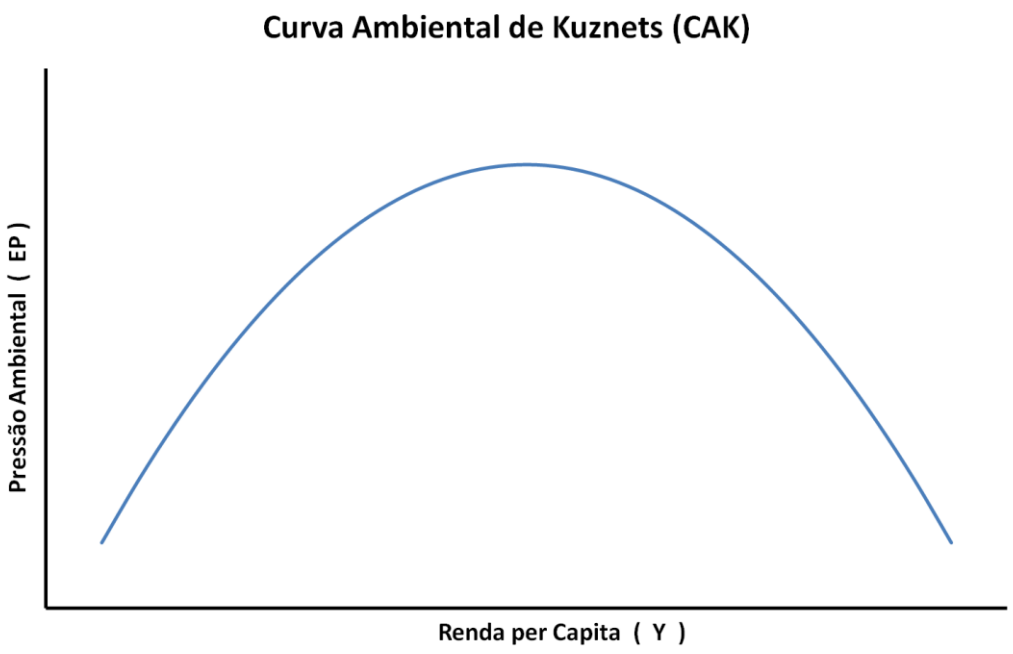

Figura 3.1 – Curva Ambiental de Kuznets
Elaboração própria

Considerando a acessibilidade a novas tecnologias ou a processos produtivos mais limpos já existentes, seja por meio do efeito tecnologia ou composição, é possíel que o formato da curva seja impactado. Nesse sentido, é possível existir uma relação onde a curva apresenta: (i) formato de U-invertido (confirmando a hipótese de CAK), (ii) formato de V-invertido (que considera o surgimento de nova tecnologia, bastante acessível e que passa a vigorar rapidamente), (iii) formato de reta (representando uma relação neutra ou estritamente positiva ou negativa); ou (iv) formato de N (a interpretação é semelhante à CAK, porém há um segundo ponto extremo associado a um segundo patamar de renda per capita a partir do qual haveria novamente uma degradação da condição ambiental). Do ponto de vista empírico, esses formatos podem ser testados se seguirem uma especificação econométrica.

Outro raciocínio que pode ser considerado a respeito da CAK considera o grau de maturidade ou desenvolvimento das instituições de um país. Dessa forma, na medida em que passa a existir informações e monitoramento das dimensões ambientais, tanto os governos quando a própria população, pode-se exigir maiores comprometimentos em relação à natureza por parte das firmas. A regulação formal pode se dar via novas leis ou agencias de monitoramento, que definem melhor os direitos de propriedade, que responsabilizam os poluidores, reduzindo as distorções de mercado e as externalidades da degradação (DINDA, 2004). A regulação informal explora mais o papel da informação, que ressalta o poder de barganha da sociedade, via ONGs, mídia ou grupos locais organizados, que podem atuar para impedir instalações poluidoras ou “boicotar” o consumo de produtos que não respeitem alguma norma ambiental.

É possível ainda que o comércio internacional possa contribuir para a ocorrência da CAK, considerando os vários países com diferentes graus de desenvolvimento. Se por um lado o comércio, que gera renda, pode atuar para estimular empresas exportadoras (em que o efeito escala prevaleça, pressionando o meio ambiental), por outro pode fazer com que países se especializem em determinados produtos menos intensivos em poluição, tal que os efeitos composição e tecnologia prevaleçam, melhorando as condições ambientais. O livre fluxo de recursos (seja como investimento direto ou ajuda internacional) e de tecnologia pode ainda contribuir para redução dessa pressão, se os investimentos forem direcionados para esse fim, contribuindo, por exemplo, para a diminuição dos custos de abatimento da poluição.

Assim, como em de Bruyn e Heintz (1999), é possível haver pressão ambiental sendo impactada por diferentes etapas de crescimento econômico. Partindo de uma economia de baixa renda per capita e predominantemente rural, passando para uma economia industrial inicialmente pesada e poluidora, migrando (mais uma vez) para uma economia industrial mais limpa e com maior uso de tecnologia e, finalmente, chegando a um grau de desenvolvimento em que o setor de serviços tem lugar de destaque, cada etapa contribui de forma a gerar uma curva de U invertido (Figura 2.1). Os conceitos e possíveis explicações, para ser válidos, precisam então ser testados.

Enquanto os trabalhos teóricos tentam explicar a CAK através de modelos com diferentes hipóteses, os resultados empíricos seguem uma estrutura bastante consolidada. A especificação econométrica padrão adotada segue normalmente de Bruyn (2000) e interpreta o termo de pressão sobre o meio ambiente pode ser visto como qualquer estresse sobre a natureza, como poluição, por exemplo. Segue então que:

$$EP_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \beta_3 Y_{i,t}^3 + \beta_4 t + \beta_5 Z_{i,t} + e_{i,t} \qquad (3.1)$$

onde o termo EP representa a pressão ambiental (ou condição ambiental), de maneira que um aumento dessa pressão pode ser interpretado como uma degradação da condição normal da natureza, como aumento de poluição; α é uma constante; β_j são os regressores; Y é a renda per capita, que aparece também ao quadrado e ao cubo, exatamente para descobrir o formato da relação dado os sinais e magnitude dos coeficientes; e $Z_{i,t}$ (opcional) pode representar outros fatores (grau de abertura comercial, preços dos insumos primários, índice de eficácia de regulação ou de políticas ambientais, etc.) que interferem na condição ambiental (o sinal de β_5 mostrará a importância de Z); $e_{i,t}$ é o termo de erro, normalmente distribuído; e os subscritos "i" e "t" são referentes às observações de cada país e no tempo, respectivamente.

É possível testar sete diferentes combinações de sinais dos coeficientes β_1, β_2 e β_3 (DE BRUYN, 2000), para descobrir qual o formato da relação entre renda per capita e pressão ambiental:

Caso I. $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$, então existe uma relação monotônica e crescente entre pressão ambiental e renda.

Caso II. $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$, então existe uma relação monotônica e decrescente entre pressão ambiental e renda, oposta ao caso I.

Caso III. $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$, então há também uma relação quadrática que representa a CAK, associando níveis de rendas mais elevados à redução de pressão ambiental após certo patamar de renda.

Caso IV. $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 = 0$, então a relação quadrática evidencia um U, relação inversa ao caso III e o formato é o contrário da CAK.

Caso V. $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, então a relação cúbica apresenta um formato em N, em que a pressão ambiental aumenta e declina, tal como na CAK, mas volta a se intensificar com a continuação do aumento da renda.

Caso VI. $\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, então a pressão ambiental apresenta formato de N invertido, na medida em que a renda cresce.

Caso VII. $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, de forma que não há um padrão definido pelo qual a pressão ambiental é influenciada pela renda.

Essas várias relações entre renda per capita e pressão ambiental podem ser retratadas graficamente, conforme a Figura 3.2.

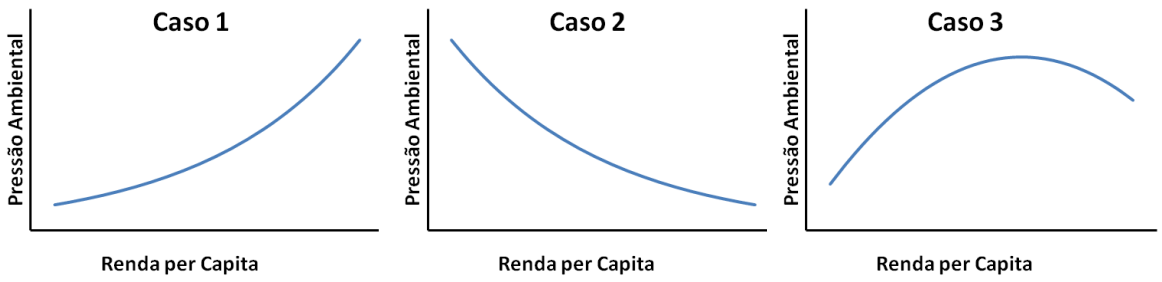

Figura 3.2 – Renda per Capita e Pressão Ambiental

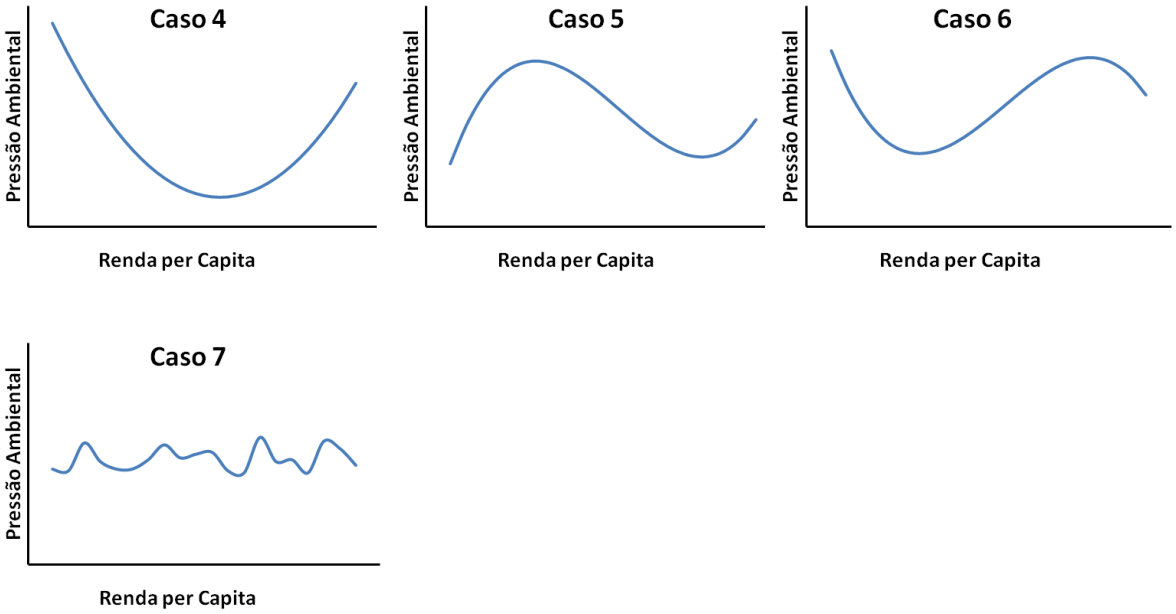

Figura 3.2 – Renda per Capita e Pressão Ambiental

Fonte:de BRUYN (2000)

Elaboração própria

Então, na regressão apresentada pela equação (3.1), para que não se rejeite a hipótese da Curva Ambiental de Kuznets, os sinais esperados são de $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$. Dessa maneira, para o cálculo do ponto extremo basta que se não se rejeite a hipótese da CAK e que se calcule as condições de primeira ordem do modelo, obtendo assim $Y_t = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$. A estratégia de estimação considera, normalmente, as variáveis expressas em logaritmo, para poder captar os efeitos das taxas de crescimento da renda per capita sobre a pressão ambiental, mas podem também ser usadas no seu nível.

A equação (3.1), normalmente utilizada nos estudos da CAK, é uma forma reduzida que atribui, sobretudo ao crescimento da renda, todas as mudanças que acontecem no decorrer do desenvolvimento econômico dos países. Dessa forma, ela se comporta como uma "caixa preta" e apresenta somente o efeito líquido do impacto da renda na qualidade ambiental, sem considerar outras mudanças estruturais e o papel de instituições e políticas que possam mitigar o efeito das externalidades sobre o meio ambiente (PANAYOTOU, 1997). Nessa apresentação da equação não é possível analisar a decomposição dos efeitos escala, composição e tecnologia e, ao comparar os países, deve-se então ter certo cuidado ao analisar o efeito líquido.

Segundo Stern et al. (1996), existe ainda um problema de simultaneidade entre renda e qualidade ambiental, uma vez que o crescimento do produto depende, em última instancia, de ativos ambientais. Ainda, a qualidade ambiental medida em termos de um único índice de poluição, como são realizados a maioria dos trabalhos empíricos, podem até causar uma curva em formato de U invertido para aquele índice, mas no agregado de indicadores, pode-se estar causando o aumento de algum outro tipo de poluição, via efeito substituição de insumos. Outro aspecto relevante da qualidade do meio ambiente é que ela pode afetar a saúde e a produtividade dos trabalhadores. Com esses argumentos, não é possível esperar que o crescimento econômico cause inevitavelmente degradação ambiental e, na sequência, uma melhora automática. Assim, regulações, intervenções e políticas direcionadas a melhoras e conservação dos ativos ambientais são fundamentais nesse processo, tais como mais pesquisas que ajudem a compreender melhor como mudanças estruturais nas economias podem contribuir para o crescimento sustentável.

Considerando todas essas ressalvas, o foco desse trabalho não reside na análise de comparação e eficácia de políticas ou como diferentes direitos de propriedade ou falhas de mercado podem causar externalidades gerar e diferentes padrões para CAK. Essa especificação padrão, ainda que *ad hoc*, apresenta os efeitos líquidos da relação entre renda e meio ambiente e será importante para ser comparada a especificação de um modelo econômico, que comporta a pressão ambiental, com interpretação econômica e possibilidade de estimação econométrica.

3.2. Introdução ao Modelo de Solow

O modelo de Solow (1956) pode descrito considerando uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas*, com retornos constantes de escala, considerando três insumos, capital K_t , trabalho L_t e tecnologia A_t , em que a tecnologia é multiplicadora de trabalho. Ainda, existe a dinâmica do capital, que é composta por uma fração do produto total (a poupança, s) e reduzida depreciação δ , a dinâmica da população, que cresce à taxa n e a dinâmica da tecnologia, que se desenvolve a taxa g_A. Assim, no instante t (subscrito), temos que:

$$Y_t = F\ K_t, A_t, L_t\ = K_t^{\alpha} A_t^{1-\alpha} L_t^{1-\alpha} \qquad (3.2)$$

$$K_t = sY_t - \delta K_t \tag{3.3}$$

$$L_t \;\; L_t = n \tag{3.4}$$

$$A_t \;\; A_t = g_A \tag{3.5}$$

onde α é a participação do capital na economia. A acumulação de tecnologia e da população podem ser expressas em função do período inicial 0 (subscrito), tal que:

$$L_t = L_0 e^{nt} \tag{3.6}$$

$$A_t = A_0 e^{g_A t} \tag{3.7}$$

O modelo pode ser transformado e reescrito em termos de capital por produto efetivo, $k_t = K_t \;\; A_t L_t$, e produto por trabalhador efetivo, $y_t = Y_t \;\; A_t L_t = f \;\; k_t \;\; = k_t^{\alpha}$. Assim, a equação transformada da acumulação do capital é dada por:

$$k_t = \frac{K_t}{A_t L_t} - \frac{K_t}{A_t L_t \;^2} \;\; A_t L_t + A_t L_t \tag{3.8}$$

$$= sf \;\; k_t \;\; - \;\; n + g_A + \delta \;\; k_t \tag{3.9}$$

O estado estacionário ou caminho de crescimento balanceado, também denominado S*teady State (SS*), é atingido quando o capital total na economia entre dois períodos é idêntico, ou seja, $k_t = k_{t+1} = k^{ss}$, implicando que acumulação de capital é nula, $k = 0$. Nesse equilíbrio, a taxa poupança *s* se iguala ao crescimento somado da população, da tecnologia e da depreciação, tal que, no longo prazo, a economia deve convergir para o estado estacionário (Figura 3.3).

Assim, resolvendo $k = 0$ é possível calcular o k^{ss}. Seguindo o mesmo raciocínio, denota-se o produto por y^{ss}, que pode ser expresso em termos per capita ($y^{ss} = Y_t \;\; L_t$), de forma que:

$$k^{ss} = \frac{s}{n + g_A + \delta}^{\;1 \;\; 1-\alpha} \tag{3.10}$$

$$y^{ss} = A_t \;\; \frac{s}{n + g_A + \delta}^{\;\alpha \;\; 1-\alpha}$$

$$= A_0 e^{g_A t} \;\; \frac{s}{n + g_A + \delta}^{\;\alpha \;\; 1-\alpha} \tag{3.11}$$

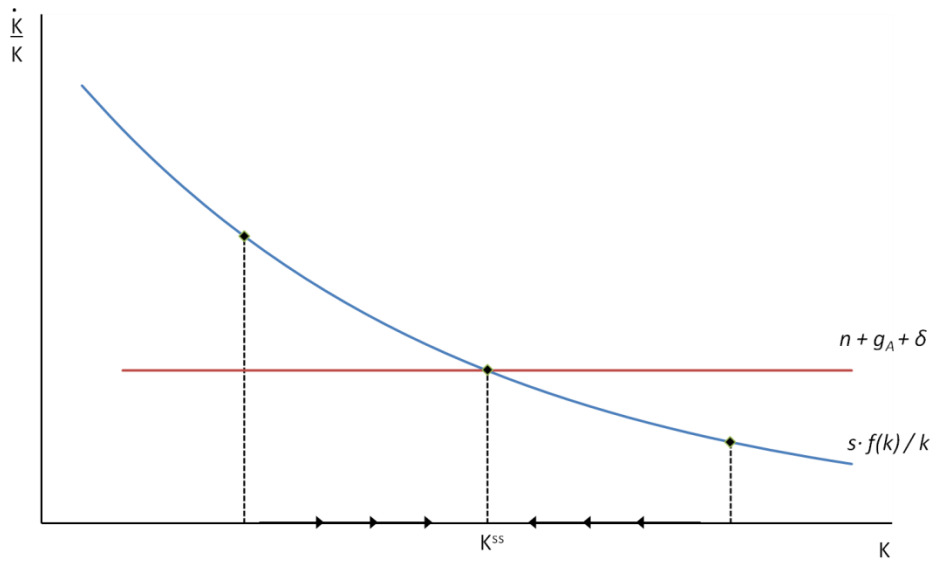

Figura 3.3 – Dinâmica do Modelo de Solow
Fonte: Adaptação de VALDÉS (2000)
Elaboração própria

Aplicando o logaritmo na equação (3.11), ela pode ser estimada econometricamente, sendo expressa como:

$$ln\ y_t^{ss} = ln\ A_0 + g_A t + \frac{\alpha}{1-\alpha} ln\ s - \frac{\alpha}{1-\alpha} ln\ n + g_A + \delta + u_t \qquad (3.12)$$

Considerando que as economias não estão sempre no estado estacionário, pode-se usar o modelo de Solow para calcular a velocidade em que as economias caminham para esse equilíbrio. Essa velocidade de convergência é denotada por λ. Para calcular a rapidez em que o capital se aproxima do capital de estado estacionário, considera-se um ponto qualquer na vizinhança de k^{ss}, tal que vale a seguinte aproximação[7]:

$$k_t \cong \frac{\partial k(k)}{\partial k}_{k=k^{ss}} k_t - k^{ss} = -\lambda\ k_t - k^{ss} \qquad (3.13)$$

em que λ é calculado da equação (3.9) tal que,

$$\begin{aligned} \frac{\partial k\ k}{\partial k}_{k=k^{ss}} &= sf'\ k^{ss} - n + g_A + \delta \\ &= -\ 1-\alpha\ \ n + g_A + \delta \\ &= -\lambda \end{aligned} \qquad (3.14)$$

[7] Apresentação semelhante a encontrada em Romer (2006) – Advancer Macroecnomics, 3rd E.

Da equação (3.13), temos que quanto maior a distância da economia em relação ao estado estacionário, maior deve ser o crescimento do capital na economia (assim como do produto) e, quanto menor essa distância, mais devagar será o crescimento. Assim, tanto o capital como o produto, no instante t, podem ser escritos como:

$$k_t \cong k^{ss} + e^{-\lambda t}\ k_0 - k^{ss} \tag{3.15}$$

$$y_t \cong y^{ss} + e^{-\lambda t}\ y_0 - y^{ss} \tag{3.16}$$

Ou ainda, assim como em Mankiw, Romer e Weil (1992), a equação do produto pode ser reescrita (subtraindo y_0 de ambos) tal que

$$y_t - y_0 \cong y^{ss} + e^{-\lambda t}\ y_0 - y^{ss}\ - y_0 \tag{3.17}$$

$$= e^{-\lambda t} y_0 - y_0 + y^{ss} - e^{-\lambda t} y^{ss} \tag{3.18}$$

$$= -\ 1 - e^{-\lambda t}\ y_0 +\ 1 - e^{-\lambda t}\ y^{ss} \tag{3.19}$$

Substituindo y^{ss} e expressando em termos de logaritmo, pode-se então estimar a seguinte regressão:

$$\begin{aligned} ln\ y_t\ \ y_0\ \ &= -\ 1 - e^{-\lambda t}\ \ ln\ y_0\ \ +\ \ 1 - e^{-\lambda t}\ \ \frac{\alpha}{1-\alpha} ln\ s \\ &+\ \ 1 - e^{-\lambda t}\ \ \frac{\alpha}{1-\alpha} ln\ n + g_A + \delta\ \ + u_t \end{aligned} \tag{3.20}$$

$$ln\ y_t\ \ y_0\ \ = -\beta_1\, ln\ y_0\ \ + \beta_2\, ln\ s\ \ + \beta_3\, ln\ n + g_A + \delta\ \ u_t \tag{3.21}$$

A questão da convergência é abordada de duas maneiras diferentes, a depender da hipótese que é adotada para o k^{ss}: a convergência absoluta e a convergência condicional. A convergência absoluta (Figura 3.4) considera que os países possuem o mesmo k^{ss} (ou que todos os parâmetros do modelo são similares) e no longo prazo, então, devem convergir para k^{ss}, o que resulta também no mesmo PIB per capita para todos os países. Dessa forma, os países que estão abaixo do estado estacionário e mais distante do k^{ss} irão crescer de maneira mais acelerada, gerando o efeito *catching-up*, enquanto os países que estão acima do k^{ss}, crescem mais lentamente. Sob essa hipótese, as diferenças de renda são apenas devido às diferenças nas condições iniciais dos países, que, no longo prazo, irão se igualar. Essa hipótese é bastante forte e não se verifica

empiricamente ao considerar um grande numero de países por um longo período de tempo[8].

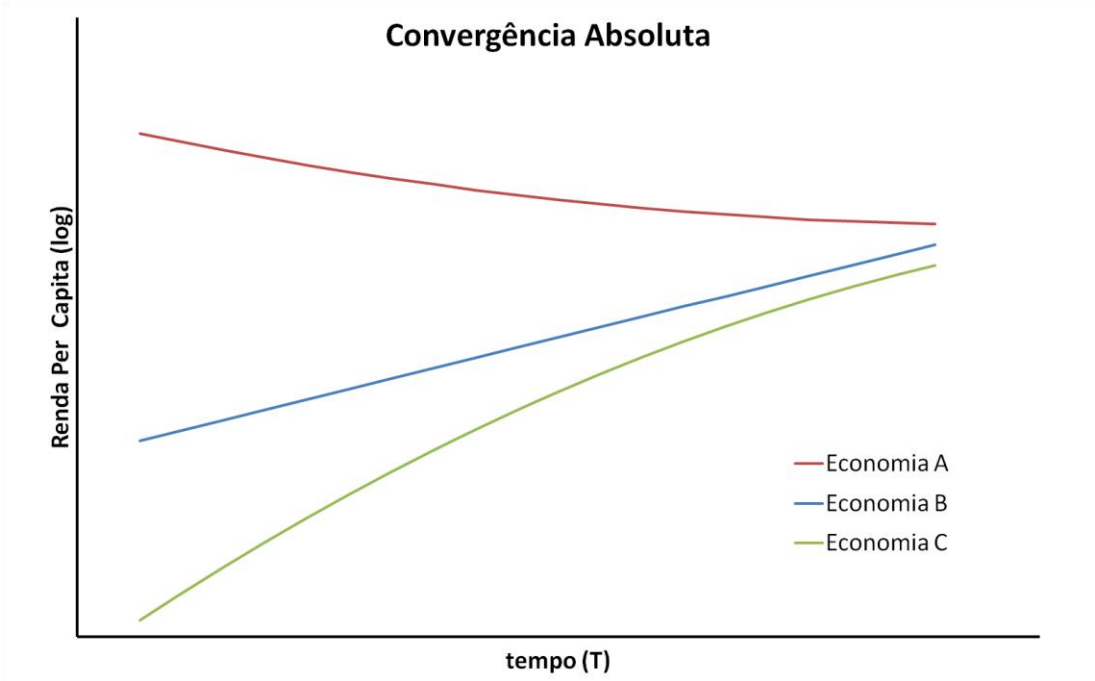

Figura 3.4 – Convergência Absoluta
Fonte: Adaptação de VALDÉS (2000)
Elaboração própria

A convergência condicional (Figura 3.5) é a apresentada pela equação (3.21) e que condiciona os as taxas de crescimento às diferentes realidades dos países no que diz respeito aos parâmetros de população, depreciação, tecnologia e poupança. Dessa maneira, ainda que os países apresentem convergência para seus estados estacionários, o k^{ss} (logo, y^{ss}) pode variar entre os países. Enquanto os parâmetros como poupança e crescimento populacional podem variar entre os países, no longo prazo, eles causam apenas um efeito de nível (equação 3.11). O que rege de fato o crescimento no longo prazo é o progresso tecnológico, de forma que, assumindo que a tecnologia pode ser obtida livremente pelos países, vai resultar em mesmas taxas de crescimento do PIB per capita entre os países e igual à taxa de avanço tecnológico. Ainda vale, nesse contexto, a conclusão do modelo em que os países crescem mais rápido (devagar) se estiverem mais distantes e abaixo (acima) do estado estacionário. Apesar disso, caso um país com renda elevada esteja abaixo do seu estado estacionário, ele deve crescer de maneira mais rápida do que um país de renda baixa que esteja acima do estado estacionário.

[8] RAY, Debraj (1998) "*Development Economics*" faz uma apresentação mais completa do assunto.

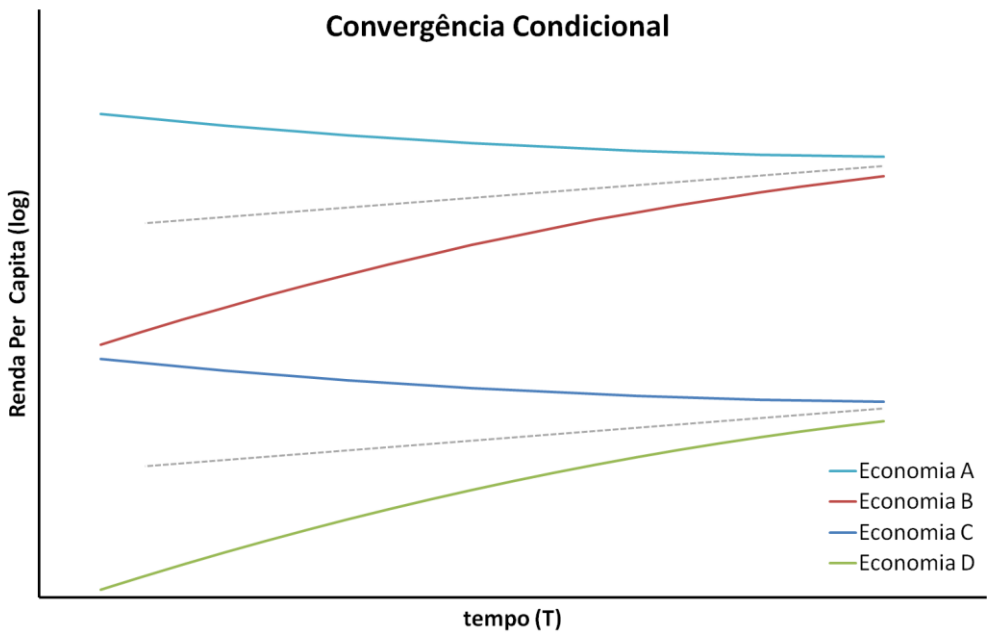

Figura 3.5 – Convergência Condicional
Fonte: Adaptação de VALDÉS (2000)
Elaboração própria

Outros conceitos que são explorados ao tratar da convergência são: a β-convergência e a σ-convergência. A β-convergência surge quando, considerando a equação (3.21), $\beta_1 > 0$, implicando em uma relação negativa entre o crescimento e o logaritmo da renda per capita inicial. Esse conceito é compatível com a convergência absoluta e condicional, no sentido que, as economias devem convergir para uma mesma taxa de crescimento no estado estacionário, seja com mesmo nível de renda per capita (convergência absoluta) ou com níveis diferentes (convergência condicional). Espera-se que o valor de β_1 se situe entre $0 < \beta_1 < 1$, de forma que haja convergência (valor positivo de λ). A relação entre esses dois parâmetros é tal que $\lambda = -\ln\ 1 - \beta_1 \quad t$, ou seja, quanto maior o valor de β_1, maior a velocidade de convergência. Em ambas as Figuras 3.4 e 3.5, existe β-convergência.

O outro tipo de convergência, a σ-convergência, diz respeito à dispersão entre os logaritmos dos níveis de renda, de forma que, haja uma redução entre os diferentes níveis de renda. Assim, essa convergência implica na existência também da β-convergência, enquanto o contrário não é necessariamente válido. Na Figura 3.4, a disparidade entre os níveis de renda se reduz ao longo do tempo, considerando as economias A, B e C, tal que seja válida a σ-convergência. Na Figura 3.5, as economias A e B apresentam σ-convergência entre si, assim como as economias C e D e, ainda, as quatro economias mostram β-convergência. Apesar disso, tomando as economias B e C,

existe um aumento das diferenças dos níveis de renda, tal que a hipótese da σ-convergência não seja válida.

O modelo de Solow, apesar de simples, permite compreender muitos cenários, considerando as diferentes realidades dos países e, também, testar muitas relações teóricas. A questão dá convergência e sua velocidade é fundamental para simulação de políticas de longo prazo e será explorada nesse trabalho, em outro contexto. Esses conceitos se estendem facilmente ao modelo de Brock e Taylor (2010), a seguir.

3.3. Extensão ao Modelo de Solow verde

O trabalho de Brock e Taylor (2010), estende o modelo de Solow dentro de um contexto onde a atividade produtiva também resulta em emissão de poluentes, que passou a ser conhecido como Modelo de Solow verde. Ainda, esse modelo permite observar/testar, de maneira indireta, a Curva Ambiental de Kuznets (CAK), proporcionando o link entre os dois modelos apresentados anteriormente.

Nesse sentido, o trabalho expõe um sistema de equações semelhante à seção anterior:

$$Y = F\ \ K, BL\ \ = F \tag{3.22}$$

$$K = sY - \delta K \tag{3.23}$$

$$L\ \ L = n \tag{3.24}$$

$$B\ \ B = g_B \tag{3.25}$$

$$\begin{aligned} E &= \Omega F\ \ K, BL\ \ - \Omega A\ \ F\ \ K, BL\ \ , F^A \\ &= \Omega F\ \ 1\ \ - \Omega A\ \ F\ \ 1\ \ , F^A\ \ F\ \ K, BL \\ &= \Omega F a\ \ \theta \end{aligned} \tag{3.26}$$

em que o produto Y é uma função do capital físico K e do trabalho efetivo BL, onde L representa o trabalho e B é agora o parâmetro de progresso tecnológico. A acumulação de capital K aumenta com a acumulação de poupança s e diminui com taxa de depreciação δ. A população e o número de trabalhadores crescem à taxa n e o progresso tecnológico B, exógeno, cresce à taxa g_B.

A emissão líquida de poluentes E é desenvolvida pela equação (3.26). Assume-se que cada unidade de produto, $F = F\ \ K, BL\ \ $, gera também Ω unidades de

poluição. Contudo, existe na economia um setor que é responsável pela redução/abatimento da poluição, de forma que a emissão líquida vai depender do esforço desse setor. Esse setor produz F^A, uma fração θ do produto $\theta = F^A \ F$, e o nível de abatimento é uma função de $A(\bullet)$, que reduz ΩA unidades de poluição. Assume-se ainda que exista progresso tecnológico exógeno nesse setor, $A \ A = g_A > 0$, que reduz Ω. Simplificando a notação, escrevemos $a \ \theta \ = \ 1 - A \ 1, \theta$ tal que $a \ 0 \ = 1$, $a' \ \theta \ < 0$ e $a'' \ \theta \ > 0$, ou seja, existe um retorno marginal positivo mas decrescente da atividade de abatimento sobre a poluição.

Considerando a identidade macroeconômica $Y = C + I$, pode-se escrever então $F \ K, BL \ = F^A + F^A = C + I$. Dado que F^A é uma parcela já comprometida para atividade redutora de poluição, o restante do produto pode ser usado para consumo ou investimento $F^A = C + I - F^A$, ou reescrevendo, $Y^d = F^A = (1 - \theta)F$. Expressando então as variáveis em termos de unidade efetiva de trabalho (dividindo por BL), assim como no modelo anterior, temos que:

$$y = \ 1 - \theta \ f \ k \tag{3.27}$$

$$k = s \ 1 - \theta \ f \ k \ - \ \delta + n + g_B \ k \tag{3.28}$$

$$e = \Omega f \ k \ a \ \theta \tag{3.29}$$

Supondo $k(0) > 0$ e resolvendo o modelo, temos que a trajetória de crescimento equilibrado é atingida na medida em que k converge para k^{ss}. Nesse caminho, as taxas de crescimento do produto, do consumo e do capital crescem à taxa $n + g_B$ e, em termos per capita, à taxa g_B. Ou seja, o crescimento dessas variáveis convergem para uma taxa comum e positiva, igual ao progresso tecnológico $g_y = g_c = g_k = g_B > 0$. Definindo a taxa de crescimento de emissões g_E , essa taxa deve crescer na mesma magnitude $g_B + n$ das outras variáveis (efeito escala), mas reduzida do progresso g_A do setor de abatimento (efeito tecnologia), de forma que $g_E = g_B + n - g_A$. Deriva-se então o conceito de crescimento equilibrado sustentável, em que há redução da taxa de poluição $g_E < 0$ e, ao mesmo tempo, aumento de consumo per capita, que acontece quando há progresso técnico no setor de produção de bens $g_B > 0$ e também quando o progresso técnico no setor de abatimento supera o crescimento do produto e o crescimento populacional $g_A > g_B + n$.

Assumindo válida a hipótese de crescimento equilibrado sustentável e que exista um ponto extremo de emissões à esquerda de k^{ss}, o modelo de Solow Verde atende ao formato da CAK, relacionando as variáveis determinantes do crescimento econômico (ainda que exógenas) com a pressão sobre o meio ambiente. Isso pode ser visto adotando uma função do tipo *Cobb-Douglas* para a equação de emissões e assumindo constante a participação α do capital na economia, com $0 < \alpha < 1$. Assim, pode-se escrever uma equação diferencial para as emissões no instante t, combinando as equações (3.27) e (3.29) de forma que:

$$E_t = B_t \cdot L_t \cdot \Omega_t \cdot a \;\; \theta \;\; k^{\alpha}$$

$$E_t = C_0 a \;\; \theta \;\; \mathrm{e}^{g_E t} k^{\alpha} \tag{3.30}$$

em que $C_0 = B_0 \cdot L_0 \cdot \Omega_0$ representa as condições iniciais da tecnologia produtiva, do trabalho e da poluição. Diferenciando em função do tempo, temos

$$E \;\; E = g_E + \alpha \, k \;\; k \tag{3.31}$$

e reescrevendo a equação (3.28) e substituindo na equação (3.31), pode-se determinar a relação entre a dinâmica do capital e da poluição por

$$E \;\; E = g_E + \alpha \;\; k^{\alpha-1} s \;\; 1 - \theta \;\; - \;\; \delta + n + g_B \tag{3.32}$$

Considerando as equações (3.28) e (3.32), pode-se construir a Figura 3.6. O ponto de equilíbrio B é semelhante à figura analisada do modelo de Solow, que representava o estado estacionário. Dessa forma, quando o capital é inferior ao capital de crescimento balanceado, a acumulação de capital por trabalhador efetivo (denominada pelos autores, "locus de poupança") é maior do que a depreciação efetiva[9], tal que a economia se situa à esquerda de B, e por isso apresenta crescimento mais acelerado até atingir k^{ss}. Quando o estoque de capital por trabalhador se situa à direita de B, a taxa de poupança necessária para manter o estoque de capital é insuficiente e menor do que a depreciação efetiva, implicando numa redução estoque de capital em direção a k^{ss} e numa taxa de crescimento mais baixa do que no crescimento balanceado. Uma vez atingido k^{ss}, as taxas de variação entre o locus da poupança e a depreciação

[9] Locus de poupança = $\alpha s \;\; 1 - \theta \;\; k^{\alpha-1}$ e depreciação efetiva = $\alpha \;\; \delta + n + g_B$

efetiva são igual, tal que $k = 0$ e o produto agregado da economia cresce à taxa $n + g_B$, assim como o capital agregado.

Considerando válida a hipótese de crescimento equilibrado sustentável, em que $g_E < 0$, e sendo g_E é constante, a evolução das emissões seguem as mesmas propriedades de crescimento do capital por trabalhador. Assim, deve existir um ponto T, à esquerda de B, que cruza o locus de poupança exatamente quando a emissão líquida de poluição é nula. De forma análoga, quando a economia está à esquerda de T, existe acumulo de capital por trabalhador que pressiona o aumento das emissões (Figura 3.6) e, quando à direita de T, causa redução das emissões.

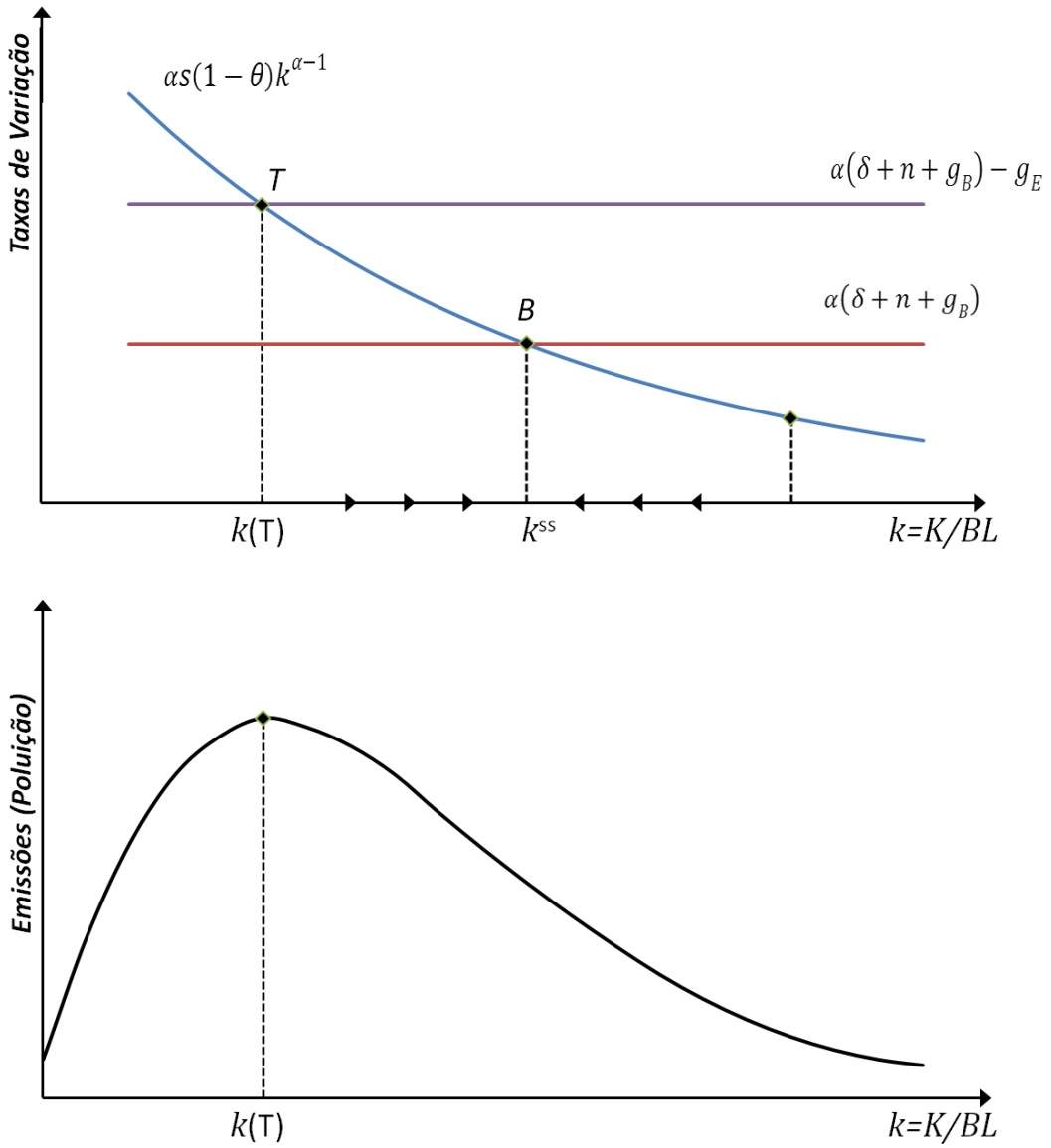

Figura 3.6 – Dinâmica do modelo de Solow verde
Fonte: Brock e Taylor (2010)
Elaboração própria

O modelo é compatível com a Curva Ambiental de Kuznets sob algumas circunstâncias, tal que exista uma condição inicial do capital $k_0 < k(T)$ e suponto o caminho de crescimento equilibrado sustentável. Assim, na medida em que há acumulo de capital por trabalhador, há também aumento das emissões, até o ponto $k(T)$. Após ultrapassado o capital no ponto T, então $E\ \ E < 0$ e a poluição se reduz monotonicamente, como prediz a CAK. No caso de $k_0 > k(T)$, ainda que o crescimento seja sustentável, observa-se apenas a parte decrescente da curva de emissões. É possível notar que se $-g_E$ tiver um valor pequeno, os pontos T e B serão próximo e economia no caminho de crescimento equilibrado terá também as emissões quase no seu pico. Logo, quando maior o valor de $-g_E$, menor será as emissões quando se atingir o k^{ss}. No caso de T se encontrar à direita de B, o crescimento não será sustentável e as emissões crescem para sempre, ainda que a economia caminhe para seu estado de crescimento balanceado.

Em Brock e Taylor (2004, 2010) encontram-se as derivações e condições que permitem escrever a trajetória da renda e do capital per capita e das emissões ao longo da dinâmica do modelo, inclusive no ponto extremo (ponto de máximo das emissões, $E\ \ E = 0$). Dessa forma, é possível também representar a trajetória das emissões em termos per capita em qualquer instante no tempo, modificando a equação (3.29)[10], de forma que:

$$e_t^c = \Omega_t a\ \ \theta\ \ y_t^c \qquad (3.33)$$

em que $y_t^c = F_t\ \ 1-\theta\ \ \ L_t$; $e_t^c = E_t\ \ L_t$ e $a\ \ \theta\ \ = a\ \ \theta\ \ \ \ 1-\theta$. Diferenciando a equação (3.33) em relação ao tempo e assumindo que a fração θ é constante, temos que

$$\frac{e^c}{e} = -g_A + \frac{y^c}{y} \qquad (3.34)$$

O resultado acima relaciona o crescimento das emissões per capita ao crescimento do produto per capita descontado do progresso tecnológico do setor que é responsável pelo abatimento da poluição (que pode ser positivo, zero ou negativo, a depender do estágio de desenvolvimento em que a economia se encontra).

[10] Eq.3.29 expressa em termos de unidades efetivas de trabalho, eq. 3.33 em termos per capita.

A equação acima pode ser estimada, considerando algumas transformações. Primeiramente, podemos aproximar as taxas de crescimento para tempo discreto, supondo um período de tamanho N, para as médias do logaritmo da razão dos crescimentos entre o período t e um período inicial $t - N$. Assim,

$$1 \;\; N \;\; \log \; e_t^c \;\; e_{t-N}^c \; = -g_A + \; 1 \;\; N \;\; \log \; y_t^c \;\; y_{t-N}^c \qquad (3.35)$$

O crescimento de renda per capita pode ser reescrito[11] e com o auxilio da equação (3.33), é possível escrever a equação anterior relacionando o crescimento das emissões ao período inicial de emissões e uma constante, para i países, tal que

$$1 \;\; N \;\; \log \; e_{i,t}^c \;\; e_{i,t-N}^c \; = \beta_0 + \beta_1 \log \; e_{t-N}^c \; + \mu_{i,t} \qquad (3.36)$$

Note que a equação expressa dessa forma se assemelha à equação de Solow de convergência absoluta, se aplicando, no caso, à taxa de crescimento das emissões. Os autores se referem à equação como especificação curta. Existe uma relação inversa entre o nível inicial de emissões e a taxa de crescimento, uma vez que baixos níveis de emissão inicial também implicam em baixo capital inicial por trabalhador. Assim, as taxas de crescimento de emissão devem ser mais elevadas, tal que $\beta_1 < 0$.

Apesar disso, é possível escrever ainda uma especificação longa, que condiciona o crescimento das emissões a outros determinantes do crescimento, desmembrando/ decompondo β_0. Segundo os autores, é comum dentro da literatura do crescimento econômico tratar as taxa de crescimento da tecnologia como iguais entre os países. Em relação aos outros parâmetros do modelo, é possível assumir algumas hipóteses àqueles que não podem ser mensurados, de forma a chegar numa expressão semelhante à equação (3.21), considerando a convergência condicional. Supondo uma forma funcional para a função de abatimento $a \;\; \theta \;\; = \;\; 1 - \theta \;\; ^{\epsilon}, \epsilon > 1$, que pressupõe retornos constantes, e considerando os parâmetros s_i , θ_i e $n + g_B + \delta \;\; _i$ como médias no período, específicas de cada país, os determinantes do crescimento entram na equação tal que:

[11] Derivação no Apêndice 6.3 de Brock e Taylor (2004)

$$\frac{1}{N}\ \log\ \frac{e_{i,t}^{c}}{e_{i,t-N}^{c}} = \beta_0 + \beta_1 \log\ e_{i,t-N}^{c} + \beta_2 \log\ s_i + \beta_3 \log\ 1-\theta_i + \beta_4 \log\ n + g_B + \delta_{\ i} + \mu_{i,t} \tag{3.37}$$

Assim como no modelo anterior, β_1 guarda relação com a velocidade de convergência, de forma que $\beta_1 = -\ 1 - e^{-\lambda N}\ \ N < 0$, onde N é o tamanho da dimensão temporal. Do resultado de estado estacionário, considera-se que, em uma economia fechada, a poupança é igual à depreciação efetiva, ou seja $\beta_2 = -\beta_4$, por construção. Os sinais esperados para os parâmetros seguem o seguinte raciocínio: β_0 não tem sinal claro, pois capta elementos individuais dos países, logo pode ser positivo ou negativo; β_2 é o coeficiente relativo ao efeito da poupança, s_i, sobre o capital, que da equação (3.28) aumenta o estoque de capital de crescimento equilibrado e assim a poluição ($\beta_2 > 0$); β_3 mede o efeito do aumento da participação da atividade não-mitigadora de poluição, $(1-\theta_i)$, que aumentaria a emissão de poluentes ($\beta_3 > 0$); β_4 é o coeficiente relativo à depreciação efetiva, que da equação (3.28) é negativo e tem a mesma magnitude de β_2.

As principais diferenças entre as duas especificações residem no seguinte: (i) quando os países apresentam diferentes parâmetros determinantes do estado estacionário, toda a heterogeneidade aparece no termo de erro da especificação curta. Se esses parâmetros forem correlacionados com as emissões per capita, a estimação será inconsistente e enviesada, de forma que a especificação longa é então preferível, na presença desses dados; e (ii) uma vez que a especificação longa inclui os determinantes de estado estacionário, é possível pensar em como determinadas políticas econômicas podem afetar o meio ambiente.

4. METODOLOGIA E DADOS

O capítulo apresenta a metodologia que será utilizada no trabalho para explorar a relação existente entre o crescimento econômico e renda per capita com a pressão sobre ativos ambientais, medida pela pegada ecológica. Primeiramente, são apresentadas as formas funcionais dos modelos apresentados no capítulo anterior, para testar a hipótese da Curva Ambiental de Kuznets e o modelo de Brock e Taylor (2010). Na segunda seção, são apresentados os dados utilizados para a estimação dos modelos. Na sequência, são apresentadas as estratégias econométricas para lidar com as especificações propostas. Como a natureza dos problemas em cada modelo é diferente, a terceira seção se divide em duas partes, apresentando métodos de painel estacionário, para o modelo de Solow verde , e não estacionário, para a CAK, abordando os testes de raiz unitária, de cointegração e estimação de vetores de correção de erro.

4.1. Forma Econométrica

Nessa seção encontra-se as especificações dos modelos a ser analisados nesse trabalho. Na primeira parte é apresentado o modelo tradicional de teste da Curva Ambiental de Kuznets e, na segunda, a forma funcional para testar a convergência, do modelo de Brock e Taylor (2004, 2010).

4.1.1. CAK padrão

A hipótese da Curva Ambiental de Kuznets estabelece uma relação entre a pressão ambiental e renda per capita. Contudo, o formato da relação entre essas duas variáveis, conforme muitos trabalhos indicam, pode ser diferente do esperado pela CAK, que levou então à especificação geral da equação 3.1, em de Bruyn (2000). Dessa forma, esse trabalho usa a mesma estratégia econométrica sugerida pelo autor para testar a CAK, utilizando um painel de países, cuja especificação é dada por:

$$ef_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \beta_3 y_{i,t}^3 + \beta_4 t + \mu_{i,t} \qquad (4.1)$$

em que $ef_{i,t}$ é o logaritmo da pegada ecológica (*ecological footprint*), que está representando a pressão ambiental. A renda per capita, expressa também em logaritmo,

em suas várias dimensões (no nível, quadrática e cúbica) é representada por $y_{i,t}$. Existe um termo de tendência linear determinística, t, que será testado. A variável α_i representa os efeitos idiossincráticos de cada país, que permite a existência de uma heterogeneidade não observada, que pode ser controlada pelos métodos de estimação em painel. O termo $\mu_{i,t}$ representa o termo de erro estocástico da regressão. A dimensão temporal e das unidades do painel são representadas pelo subscrito t e i, respectivamente, com $t = 1, \ldots, T$ e $i = 1, \ldots, N$, em uma amostra de N países.

O objetivo do trabalho não é testar a inclusão de novas variáveis que possam ajudar a explicar a CAK, como faz muitos dos trabalhos apresentados na seção 2, mas principalmente testar a hipótese na sua especificação geral, para pegada ecológica, estimando o formato e o(s) ponto(s) de inflexão. Com isso, espera-se que o modelo estimado atenda um dos casos expostos no capítulo anterior, em que $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$, que valida a hipótese da CAK. Caso os coeficientes apresentem sinais diferentes desses, outros formatos que não o de U invertido podem ser encontrados, como muitas vezes se viu nos trabalhos empíricos sobre o tema, em que frequentemente um formato de N é encontrado.

4.1.2. Modelo de Solow Verde

A especificação a seguir é resultante do modelo de Solow verde, apresentado no capitulo anterior, que segue Brock e Taylor (2010). A forma funcional é dada por:

$$\frac{1}{N} \log \frac{ef_{i,t}^{c}}{ef_{i,t-N}^{c}} = \beta_0 + \beta_1 \log ef_{i,t-N}^{c} + \beta_2 \log s_i + \beta_3 \log n + g_B + \delta_i + \mu_{i,t} \tag{4.2}$$

em que o termo do lado esquerdo da equação representa a taxa de crescimento média da pegada ecológica per capita, em logaritmo; α_i o termo idiossincrático de cada país; $ef_{i,t-N}^{c}$ é a pegada ecológica per capita em um período inicial $t - N$ e t é a distância temporal em relação à período inicial; s_i representa a taxa de poupança; $n + g_B + \delta_i$ representa a depreciação efetiva, composta pela taxa de crescimento populacional e tecnológico e pela depreciação, nessa ordem; e $\mu_{i,t}$ representa o termo de erro estocástico da regressão.

Os sinais esperados são: $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$, para que exista a convergência esperada pelo modelo[12]. Em relação à especificação, pode-se testar tanto a hipótese de convergência absoluta quanto a hipótese de convergência condicional e, ainda, testar a relação entre poupança e depreciação efetiva, que devem ser iguais (por construção). Por esse motivo, pode-se testar três modelos diferentes: o que considera a convergência absoluta, que inclui apenas o termo $ef_{i,t-N}^{c}$ no lado direito da equação; o que considera a convergência condicional irrestrita, sem imposição da poupança igual a depreciação efetiva; e o que considera a convergência condicional restrita, em que há essa imposição.

4.2. Dados

Nesse trabalho são usados dados referentes à Pegada Ecológica, que são calculados e disponibilizados em relatórios pelo instituto *Ecological Footprint Network*. Os dados para o trabalho consideram o cálculo da pegada desde que ela começou a ser calculada até sua última disponibilização (1961-2008), para uma amostra que hoje conta com 153 países, que possuem população acima de um milhão de pessoas. Para a estimação dos modelos, a base teve de ser modificada para atender às estratégias econométricas.

O modelo a ser estimado para testar a hipótese da CAK considera um painel balanceado, que conta com 91 países ao longo desses anos. Para essa estimação, considera-se 4277 observações. Quanto ao modelo de Solow verde, foi utilizada uma estratégia frequentemente adotada pelos trabalhos empíricos de crescimento, trabalhando com médias de períodos. Dessa forma, a unidade temporal é reduzida em relação ao modelo anterior. Foram estabelecidas médias de cinco anos para as variáveis do modelo, considerando as cortes em 1962, 1967, 1972, 1977, 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007. Nessa amostra pôde ser estimado tanto um painel balanceado quanto não balanceado. A amostra balanceada possui 910 observações.

As informações sobre variáveis relevantes dos países (renda per capita, população e poupança, entre outras) são de fácil acesso e podem ser extraídas dos bancos de dados do Banco Mundial e da Penn World Table (versão 7.0) disponibilizados pela internet. Os dados relevantes dos diversos países são convertidos

[12] Ver seção 3.3

para uma mesma moeda em um dado ano utilizando taxas de câmbio ajustadas pela Paridade do Poder de Compra. Utiliza-se também o banco de dados do Banco Mundial para se obter as taxas de crescimento populacionais.

- pegada ecológica $e_{i,t}$: é medida pelo *Global Footprint Network* e expressa em termos de hectares globais. Calcula-se um indicador composto da soma de seis componentes de pressão ambiental devido às atividades humanas e um indicador, em iguais termos, de biocapacidade ou regeneração natural do meio ambiente. Nesse trabalho, o termo pegada ecológica será empregado para expressar a razão entre o indicador da pegada ecológica e o da biocapacidade.
- renda per capita $y_{i,t}$: é a medida do PIB per capita em termos reais e corrigida pela paridade do poder de compra, com dólares de 2005. Essa medida é calculada pela Penn World Table, com última divulgação em 2011, na versão 7.0. A renda per capita é considerada tanto no seu nível quanto na forma quadrática e cúbica, como sugere o teste da hipótese da CAK, segundo a especificação da equação (4.1).

O tratamento de outros parâmetros como depreciação e participação da atividade mitigadora de poluição, segue rigorosamente a estratégia adotada em Brock e Taylor (2004 e 2010).

- taxa média de crescimento da pegada ecológica, $1\ N\ \log\ e_{i,t}^{c}\ \ e_{i,t-N}^{c}$: a variável foi construída considerando a pegada em um período t e um período inicial, considerando cada unidade de corte transversal, refletindo a taxa de crescimento média ao ano. Os dados da pegada foram fornecidos pelo *Ecological Footprint Network.*
- poupança per capita (s_i) : foi utilizada a taxa de investimento como proxy da taxa de poupança por país, que pode ser encontrada na Penn World Table, versão 7.0. Considerando um contexto de economia fechada do modelo de Solow, a poupança total é igual a poupança doméstica e não há poupança externa, de forma que a taxa de investimento se iguala à poupança.
- taxa de depreciação efetiva, $n + g_B + \delta\ _i$: essa variável foi construída seguindo Brock e Taylor (2010). A taxa de crescimento populacional n é calculada usando as informações de população do Banco Mundial. A literatura do crescimento considera a taxa de depreciação (δ) constante e igual entre os

países, no longo prazo, e assume valor em torno de 2%. A taxa de crescimento tecnológico (g_B), no longo prazo, também apresenta essa característica e assume valor em torno de 3%. Assim, Brock e Taylor (2010) considerara ($g_B + \delta$) constante e igual a 5%, hipótese também assumida nesse trabalho. Somando a taxa média de crescimento populacional de cada país aos 5%, obtém-se a taxa de depreciação efetiva.

4.3. Métodos de Estimação em Painel

A metodologia para estimar as especificações propostas reside na utilização de modelos em painel. Segundo os trabalhos de Hsiao (2003) e Klevmarken (1989) e Baltagi (2005), existem muitos benefícios na abordagem de estimações em painel: (i) uma das principais vantagens é a possibilidade de controlar pela heterogeneidade individual, o efeito fixo, pois ignorar o controle pelo efeito fixo pode incorrer em omissão de uma variável importante no modelo e, logo, é causa de viés no estimador do modelo; (ii) outro benefício, em comparação com as abordagens de séries de tempo e dados em corte transversal, é o ganho de mais informações, de mais variabilidade (*within*, dentro do grupo; e *between*, entre os grupos) e redução de colinearidade entre os dados, resultando assim em ganhos de graus de liberdade e mais eficiência; (iii) os dados em painel também permitem compreender melhor as dinâmicas de ajuste, uma vez que, por exemplo, os dados em corte transversal representam apenas um instante do tempo; (iv) há a capacidade de identificação e mensuração de efeitos não observáveis em dados de corte transversal ou séries temporais puros; (v) permite construir e testar modelos mais complexos/complicados, entre outros.

A apresentação da metodologia em painel, a seguir, considera que os modelos apresentados apresentam diferenças quanto dimensão temporal e, dessa maneira, requer-ser o uso de técnicas para painel com T longo e T curto. O primeiro modelo é não estacionário e existe uma metodologia para abordar esse tipo de problema, que segue os mesmos diagnósticos de séries de tempo, testando assim a existência de raízes unitárias no processo, a cointegração das séries e estimação de vetores de correção de erros, com uma dimensão temporal (T=47, balanceado) que permite esses testes. Já o segundo modelo, que considera o modelo de Solow verde, é um painel estacionário com dimensão temporal reduzida (T=9, balanceado), seguindo o que ocorre com os trabalhos

de crescimento, utilizando médias de períodos determinados. A exposição das metodologias usadas no trabalho segue a ordem cronológica de desenvolvimento dos modelos em painel.

4.3.1. Painel Estacionário

4.3.1.1. Efeito Aleatório, Efeito Fixo e Primeira Diferença

Como já apontado anteriormente, a vantagem de trabalhar com dados em painel é a possibilidade de controlar as interações pelo efeito fixo. A especificação tradicional do modelo em painel segue a forma

$$y_{i,t} = \alpha + f_i + \beta x_{i,t} + u_{i,t} \tag{4.3}$$

onde $i = 1, \ldots, N$ é o número de observações em cross-section; $t = 1, \ldots, T$ é o número de observações temporais; α é a constante; f_i é o efeito fixo; $x_{i,t}$ os outros regressores ;e $u_{i,t}$ o termo de erro. O efeito fixo introduz uma heterogeneidade entre os indivíduos e pode ser compreendida como um efeito de características intrínsecas e invariantes no tempo, geralmente não observada. Dependendo dos pressupostos assumidos/verificados, a estimação pode ser realizada por diferentes métodos. Considerando os pressupostos 1 a 4, temos que:

1. $$E\ u_{i,t}\ x_{i,s} = 0\ , \forall\ t, s \tag{4.4}$$
2. $$E\ u_{i,t}\ f_i = 0 \tag{4.5}$$
3. $$Cov[u_{i,t}; u_{i,s}] = \begin{matrix} \sigma_u^2, & se\ t = s \\ 0, & se\ t \neq s \end{matrix} \tag{4.6}$$
4. $$E\ f_i\ x_{i,s} = 0 \tag{4.7}$$

No caso de uma regressão simples, como Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), apenas se esses quatro pressupostos forem válidos o método será adequado. Considerando que o MQO não controla o efeito fixo e caso o pressuposto 4 seja violado, surge o problema de viés de variável omitida e o estimador será não apenas viesado mas também inconsistente. A estimação de dados em painel com efeito fixo considera alguns estimadores, como o estimador de efeito aleatório (EA), de efeito fixo "*within-group*" (EF) e primeira diferença (PD).

No caso do estimador de EA, as hipóteses acima se tornam mais restritivas e, assumindo conhecida a distribuição do efeito fixo, podemos representar o modelo com um termo de erro composto $v_{i,t}$, de forma que,

$$y_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,t} + v_{i,t}, \text{ em que} \tag{4.8}$$

$$v_{i,t} = f_i + u_{i,t} \tag{4.9}$$

onde f_i se composta como uma variável aleatória i.i.d. e independente de $u_{i,t}$. Assim, os pressupostos podem ser reescritos como:

1'. $$E\ v_{i,t}\ x_{i,s} = 0\ , \forall\ t, s \tag{4.10}$$

3'. $$Cov[v_{i,t}: v_{i,s}] = \begin{matrix} \sigma_u^2 + \sigma_f^2, & se\ t = s \\ \sigma_f^2, & se\ t \neq s \end{matrix} \tag{4.11}$$

5. $$Cov[u_{i,t}: f_i] = 0 \tag{4.12}$$

em que a matriz de variância-covariância é homocedástica, e apesar de apresentar correlação serial, pode ser corrigida via estimação de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF).

No caso do estimador de EF, o pressuposto 4 é relaxado e permite que $E\ f_i\ x_{i,t} \neq 0$. Através de uma transformação que expressa as variáveis como desvios em relação à média (que causa perda de variabilidade, logo, eficiência) ou de dummies individuais (que causa perda de graus de liberdade), pode-se controlar pelo efeito fixo. O estimador de EF é sempre consistente, mas pode ser menos eficiente do que o estimador de EA e viesado.

Para inferir sobre qual o estimador mais adequado (EA ou EF), deve-se ainda aplicar o teste de Hausman, que explora o *trade-off* entre eficiência e consistência, dada a natureza das características individuais presentes no efeito fixo. Sob a hipótese nula, o teste de Hausman considera que a diferença entre os coeficientes não é sistemática e constrói:

$$H_0:\ \beta_{EF} - \beta_{EA}\ '\ var\ \beta_{EF}\ - var\ \beta_{EA}\ ^{-1}\ \beta_{EF} - \beta_{EA} \tag{4.13}$$

A hipótese nula tem distribuição $\chi^2(n)$, n é o número de parâmetros estimados exceto a constante. Como já discutido, o estimador de EF é sempre consistente, mas

pode ser ineficiente se o modelo verdadeiro for o de EA, mas o estimador de EA será inconsistente se o modelo verdadeiro for o de EF. Não rejeitar H_0 significa que ambos os estimadores são consistentes e o estimador de EA é mais eficiente. Caso contrário, apenas o estimador de EF é consistente.

Outra opção para controlar pelo efeito fixo é o estimador de PD, que permite flexibilizar o pressuposto 1, de exogeneidade forte do estimador de EF, desde que válida a exogeneidade fraca $E\ u_{i,t}\ x_{i,s} = 0$, $s \leq t$. O modelo pode ser transformado e expresso na diferença de uma unidade temporal, de forma que

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha - \alpha + f_i - f_i + \beta x_{i,t} - \beta x_{i,t-1} + (u_{i,t} - u_{i,t-1})$$

$$\Delta y_{i,t} = \Delta\beta x_{i,t} + \Delta u_{i,t} \qquad (4.14)$$

Essa transformação gera, por construção, uma matriz de variância covariância com correlação serial de 1º ordem e variância amplificada na diagonal principal, que torna o estimador menos eficiente. Apesar disso, a estimação é consistente e robusta adotando MQGF.

Seguindo a abordagem de Mankiw, Romer and Weil (1992) e Islam (1995) e considerando a análise de Durlauf et al. (2005), os efeitos fixos são de interesse fundamental dentro da teoria do crescimento (e podem refletir não apenas a tecnologia mas também diferentes condições de clima, dotação de fatores naturais, instituições, etc.) e são potencialmente correlacionados com as outras variáveis explicativas. Dessa maneira, o trabalho foca os estimadores que permitem essa correlação entre f_i e $x_{i,t}$, que são os estimadores EF e PD.

4.3.1.2. Painel Dinâmico

O modelo pode também ser modificado e tratado como um painel dinâmico, que possibilita a inclusão de termos defasados da variável dependente para a explicação no período corrente, em linha com a literatura de crescimento econômico com a abordagem em painel. Não considerar a importância das defasagens causa a omissão de uma variável importante e por isso pode tornar o estimador viesado. O modelo com uma defasagem é apresentado como em PD, sob a forma

$$y_{i,t} = \alpha + f_i + \varphi y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + u_{i,t}$$

$$\Delta y_{i,t} = \rho \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta x_{i,t} + \Delta u_{i,t} \qquad (4.15)$$

Onde ρ é o coeficiente de dependência temporal e $0 < \rho < 1$. O problema da endogeneidade surge no painel dinâmico por construção e por isso tornaria (i) a estimação via por MQO ou por EA inconsistente e (ii) a estimação por EF viesada, violando ainda o pressuposto 1, de exogeneidade forte. A transformação aplicada por PD é tal que $Cov\ \Delta y_{i,t-1}; \Delta u_{i,t} \neq 0$, mas que pode ser resolvido via instrumentalização das variáveis endógenas. Para obtenção de um instrumento $z_{i,t}$, espera-se que seja uma variável exógena ou pré-determinada, ou seja $Cov\ z_{i,t}; \Delta u_{i,t-1} = 0$, e que forneça boas informações sobre a variável endógena, ou seja $Cov\ z_{i,t}; \Delta y_{i,t-1} \neq 0$.

Anderson e Hsiao (1981) sugere que, para cada variável endógena, seja utilizado 1 instrumento, tornando a equação exatamente identificada, que pode ser a defasagem da variável explicativa, e que respeite o que se espera de um bom instrumento. Assim, $y_{i,t-2}$ seria um bom instrumento para $\Delta y_{i,t-1}$. É possível também que $\Delta y_{i,t-2}$possa ser utilizado como instrumento.

Arellano e Bond (1991) explora mais condições de momento ao sugerir a utilização de mais defasagens como instrumentos, tornando a equação superidentificada, sendo então usada a estimação pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). Dessa forma, as defasagens de $y_{i,t-j}$ ou $\Delta y_{i,t-j}$ podem ser usadas como instrumentos para $\Delta y_{i,t-h}, \forall j > h$.

Outra abordagem é baseada no trabalho de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), que sugerem a utilização de GMM em Sistema (System GMM), com a estimação de equações: no nível (instrumentalizando por defasagens da variável diferenciada) e em primeira diferença (instrumentalizando por defasagens da variável no nível). O estimador de System GMM apresenta bastante ganho de eficiência em relação ao método anterior, principalmente para dimensões com T pequeno e séries com persistência temporal. Por fim, Windmeijer (2005) propõe um ajuste para a correção dos desvios-padrão em amostras finitas, para as estatísticas de teste.

A avaliação do modelo pode ser feita por teste de diagnóstico. O primeiro deles é o Teste de Sargan / Hansen, que permite validar a qualidade dos instrumentos para não

incorrer em excessos e obter um modelo mais parcimonioso. O segundo, o Teste M1/M2, permite avaliar a correlação serial de primeira e de segunda ordem dos resíduos (uma vez que existe autocorrelação de primeira ordem por construção, mas não deve haver autocorrelação de segunda ordem nem de ordens superiores).

4.3.2. Painel Não Estacionário

A aplicação da metodologia de estimações em painel com dados microeconômicos se baseia em dados com muitos individuais (N elevado) e pouca informação temporal (baixo T), porém a estimação de painéis com variáveis macroeconômicas apresenta bastante informação temporal (T elevado). O aumento da dimensão temporal em séries com alta persistência pode a levar aos problemas de não estacionariedade encontrado já na abordagem de séries temporais. O trabalho de Nelson e Plosser (1982) apresenta evidencias de raiz unitária para um grande número de séries norte-americanas e, com dados em painel, o comportamento dessas séries não deve ser diferente.

Os estimadores para painel não estacionário derivam principalmente da abordagem de séries de tempo, com o ganho, nesse caso, da possibilidade de controlar pelo efeito fixo. Sendo assim, foram desenvolvidos, primeiramente, testes de raiz unitária para painel, que podem ser divididos entre testes de primeira e de segunda geração, onde a diferença reside no tratamento da hipótese de independência entre as unidades de corte transversal, presente no primeiro e relaxada no segundo caso. Os principais testes de primeira geração são desenvolvidos por: Levin, Lin e Chu (2002), Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000), Im, Pesaran e Shin (1997, 2003), e Maddala e Wu (1999), que consideram a hipótese nula do painel ser não estacionário, e o teste de Hadri (2000), que considera a hipótese nula de estacionariedade do painel. Dentre os testes de segunda geração, destacam-se os desenvolvidos por Bai e Ng (2004), Moon e Perron (2004), Phillips e Sul (2003), Pesaran (2007) e Choi (2001) e O'Connel (1998).

Além disso, uma vez identificadas duas variáveis não estacionárias, por exemplo, I(1) caso integradas de ordem 1, é preciso verificar se existe uma relação de mesma ordem para as duas, ou seja, se as variáveis do modelo cointegram. Os trabalhos que exploram os testes de cointegração são desenvolvidos por Pedroni (1999, 2004), Kao (1999), testes baseados na metodologia de Fisher (MADDALA e WU, 1999) e o teste de Westerlund (2007). No caso de existir cointegração, é possível ainda testar

relações de curto e longo prazo das séries e estimar vetores de correção de erros, como serão apresentados os estimadores de *Dynamic OLS*, *Fully Modified OLS* e *Common Correlated Effects Mean Group*. Segue abaixo uma breve apresentação de algumas dessas metodologias, em especial as que são aplicadas nesse trabalho.

4.3.2.1. Raiz Unitária em Painel

Os testes de raíz unitária em painel permitiram ganhar poder em relação aos testes aplicados em séries individuais, que apresentam baixo poder, utilizando diversas unidades seccionais em painel (BREITUNG, JÖRG e PESARAN, 2005). Existem duas gerações de testes, que diferem na hipótese de independência das unidades de corte transversal, que é uma hipótese muito forte adotada nos testes de primeira geração, sendo então flexibilizadas na segunda geração.

Ao considerar os testes de raiz unitária de primeira geração, o modelo básico para pode ser compreendido sob a ótica de séries de tempo. Assumindo para cada unidade i $(i = 1,2, \dots, N)$ da cross-section ao longo do tempo t $(t = 1, \dots, T)$ uma representação da série $\{ y_{i,0}, \dots, y_{i,T} \}$, gerada por um processo autoregressivo de primeira ordem , AR(1), tal que

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \rho_i y_{i,t-1} + u_{i,t}, \qquad (4.16)$$

onde α_i e $\beta_i \in \mathbb{R}$; e $u_{i,t}$ é um ruído branco e estacionário. Os testes de raiz unitária são efetuados sob hipótese nula $H_0: \rho_i = 1$ contra a hipótese alternativa $H_a: \rho_i < 1$. Os testes que serão apresentados consideram que H_a pode ser válida (i) para todas unidades de corte transversal, (ii) para uma fração delas ou (iii) para pelo menos uma unidade.

No caso de um processo mais geral e com maiores ordens de correlação serial pode-se reescrever a equação (4.16), e exprimi-la como um teste Dickey Fuller Aumentado (ADF), subtraindo $y_{i,t-1}$ de ambos os lados e com a inclusão de lags, tal que siga um processo de ordem AR(p). Assim,

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \ \rho_i - 1 \ y_{i,t-1} + \ {}_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t}, \qquad (4.17)$$

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \emptyset_i y_{i,t-1} + \ {}_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t}, \qquad (4.18)$$

e sob essa forma, testa-se a hipótese nula de uma raiz unitária comum contra a hipótese alternativa que pode ser entendida de duas maneiras distintas, tal que

$$H_0 : \emptyset_1 = \cdots = \emptyset_N = \emptyset = 0 \tag{4.19}$$

$$\begin{aligned} H_{a,1} &: \emptyset_1 = \cdots = \emptyset_N = \emptyset < 0 \\ H_{a,2} &: \emptyset_1 < 0, \ldots, \emptyset_{N_0} < 0, \qquad N_0 \leq N \end{aligned} \tag{4.20}$$

A hipótese alternativa $H_{a,1}$ assume que o painel é estacionário e o parâmetro autoregressivo comum para todas as unidades de corte transversal, conhecida como hipótese alternativa homogênea. A hipótese $H_{a,2}$ assume que pelo menos N_0 unidades do painel sejam estacionário e que os parâmetros sejam específicos de cada unidade seccional (heterogêneos). Enquanto as estatísticas que consideram a primeira hipótese alternativa são construídas considerando o painel com as suas unidades seccionais empilhadas, as estatísticas da segunda hipótese consideram uma média dos testes individuais, que permite a heterogeneidade.

A metodologia desenvolvida por Levin-Lin-Chu (LLC) testa a hipótese nula do painel conter uma raiz unitária comum contra a hipótese alternativa homogênea. A inclusão de defasagens no teste acomoda a existência de autocorrelação serial em cada unidade de corte transversal, de forma a escolher a ordem de defasagens que minimiza os critérios de informação e tornar $u_{i,t}$ um ruído branco. A estimação da variância de longo prazo é usada para a correção da estatística t do teste e é calculada por estimadores de Kernel, sendo o Kernel de Bartlett o mais usado. Ainda, a inclusão de termos determinísticos como tendência ou constante permite fazer inferência sobre o verdadeiro processo gerador de dados. Segundo O'Connel (1998), o teste LLC apresenta distorção de tamanho na presença de dependência entre as i unidades e para amenizar esse problema LLC (2002) sugere subtrair as médias das unidades seccionais.

O teste de Harris e Tzavalis (1999), doravante HT, assume T fixo e deriva boas propriedades estatísticas na medida em que $N \to \infty$ a favor do tamanho e poder do teste, considerando o GDP

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \rho_i y_{i,t-1} + u_{i,t}, \tag{4.21}$$

e assumindo que $u_{i,t}$ é um termo independente e identicamente distribuído, com distribuição normal e variância constante entre as unidades do painel. Assim, sugere o

teste de hipótese $H_0: \rho = 1$, em que ρ seria o parâmetro autoregressivo comum às i unidades

Outro teste foi desenvolvido por Breitung (2000), ou BT, em que a hipótese nula também é de não estacionariedade do painel. Diferentemente dos dois primeiros testes, em que as estatísticas dos testes são corrigidas para mitigar o viés do estimador de efeito fixo em painel dinâmico, BT aplica um ajuste nos dados antes da regressão. Em Breitung (2000) foi encontrado que a correção das estatísticas, como nos casos anteriores, causa perda do poder do teste, principalmente (contra a hipótese alternativa) na medida em que o parâmetro $\rho_i$se aproxima de da unidade e também na presença de termos deterministas. Apesar do poder do teste BT possuir boa performance para painéis pequenos (N=25 e T=25), seu poder se reduz com T fixo e N crescente. Breitung e Das (2005) apresenta uma versão do teste que é robusta para correlação das unidades de corte transversal.

Enquanto os testes LLC, HT e BT adotam hipótese nula de raiz unitária comum, $H_0: \rho_i = \rho = 1$, essa hipótese é relaxada no teste IPS (IM, PESARAN e SHIN, 2003). Sob o argumento de diferenças nos fatores culturais ou institucionais, por exemplo, o teste é conduzido de forma que ρ_i possa variar entre as unidades de corte transversal. Dessa maneira, é calculado um teste individual do tipo ADF para cada unidade i e depois calculada a estatística-t média, de forma que o teste IPS pode ser aplicado em painéis não-balanceados (não requer que $T_i = T$ para todo i.). Nesse caso, a apresentação da hipótese nula e alternativa é dada por:

$$H_0 : \emptyset_i = 0, \text{ i=1,...,N} \tag{4.22}$$

$$H_{a:} \begin{array}{ll} \emptyset_i = 0, & i = 1,2, \dots, N_0 < N \\ \emptyset_i < 0, & i = N_0 + 1, N_0 + 2, \dots, N \end{array} \tag{4.23}$$

em que a razão N_0/N é interpretada como uma fração diferente de zero das unidades do painel é estacionária. A estatística-t média, t_{NT}, que considera a eq. 4.18 sem a inclusão de nenhuma defasagem, e a estatística $W_{t_{NT}}$, no caso mais geral, apresentam distribuição assintótica normal padrão sob a hipótese nula de não estacionariedade e são descritas como:

$$\bar{t}_{NT}(\rho_i) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT}(\rho_i) \qquad (4.24)$$

$$W_{t_{NT}} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}_{NT} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT}(\rho_i)\right]\right)}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} var\left[t_{iT}(\rho_i)\right]}} \to N(0,1) \qquad (4.25)$$

Maddala e Wu (1999) adotam os resultados de Fisher (1932) para derivar um teste de raiz unitária. Assumindo que os *p-valores*, representados por π, são uniformemente distribuídos dentro do intervalo $[0,1]$ e que $-2\ln(\pi)$ tem distribuição χ^2_2, assumindo a independência das unidades da cross-section, pode-se intuir que um conjunto de estatísticas $-2\sum_{i,1}^{N}\ln(\pi_i)$ tem distribuição χ^2_{2N} assintoticamente. Dessa maneira os testes que derivam dessa abordagem são conhecidos como testes de raiz unitária do tipo Fisher.

Os testes são executados individualmente para cada unidade i, como se fossem séries de tempo, podendo então ser utilizados tanto o teste ADF como o teste Phillips-Perron. Outra vantagem desse teste é que ele não requer painéis não-balanceados nem ordens de defasagens iguais para equações individuais. A hipótese nula do teste é a de que todas unidades de corte transversal possuem raiz unitária contra a hipótese de que pelo menos uma unidade é estacionária. Choi (2001) também demonstra resultados assintótico de que

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} \Phi^{-1}(\pi_i) \to N(0,1) \qquad (4.26)$$

em que Φ^{-1} é o inverso da função de distribuição acumulada normal padrão.

Enquanto os testes anteriores assumem como hipótese nula a não estacionariedade do painel, o teste LM de Hadri (2000), por exemplo, se baseia na hipótese nula de estacionariedade do painel contra a hipótese alternativa de que pelo menos uma unidade de corte transversal possui raiz unitária. O teste é inspirado no teste KPSS[13] de séries de tempo e é designado para casos de painel com dimensão moderada de N e extensa de T. Supondo um processo com tendência para $y_{i,t}$ e um passeio aleatório para $r_{i,t}$, em que $\varepsilon_{i,t}$e $u_{i,t}$ sejam i.i.d e normalmente distribuídos, então

[13] Kwiatkowski et al. (1992)

$$y_{i,t} = r_{i,t} + \beta_i t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.27)$$

$$r_{i,t} = r_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (4.28)$$

Se a variância de $u_{i,t}$ for zero, então o processo $r_{i,t}$ converge para uma constante e o processo $y_{i,t}$ será tendência estacionário[14]. Dessa maneira, o teste de Hadri LM apresenta as hipóteses,

$$H_0 : \lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2} = 0, \quad i = 1, \ldots, N \quad (4.29)$$

$$H_a: \lambda < 0 \quad (4.30)$$

Esses testes assumem a independência das *i* unidades, que é considerada uma hipótese muito forte. Pesaran (2007) flexibiliza a hipótese de independência entre as unidades de corte transversal e introduz a possibilidade de choques que afetam uma unidade ter efeito *spill-over* sobre as demais unidades. Dessa maneira existe um fator $\mathrm{f_t}$ que é um fator comum às séries, de forma que os processos são descritos como:

$$y_{i,t} = \ 1 - \delta_i \ \mu_i + \delta_i y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (4.31)$$

$$u_{i,t} = \lambda_i \mathrm{f}_t + e_{i,t} \quad (4.32)$$

Reescrevendo as equações acima, temos que:

$$\Delta y_{i,t} = \ 1 - \delta_i \ \mu_i - \ 1 - \delta_i \ y_{i,t-1} + \delta_i + \lambda_i \mathrm{f}_t + e_{i,t} \quad (4.33)$$

As médias da variável dependente defasada e na primeira diferença são inclusas pois servem como uma *proxy* para o fator comum $\mathrm{f_t}$, não observável. O teste é análogo ao teste IPS e se baseia num teste ADF que permite a dependência das unidade de corte transversal, chamado do CADF. A equação para cada unidade individual então pode ser escrita como:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \emptyset_i y_{i,t-1} + c_i y_{i,t-1} + d_i \Delta y_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4.34)$$

[14] O teste acomoda ainda a correção de heterocedasticidade e autocorrelação serial via estatística robusta ou estimação da variância via uma função kernel.

Em que $y_t = \frac{1}{N} \quad {}_{i=1}^{N} y_{i,t}$, $\Delta y_t = \frac{1}{N} \quad {}_{i=1}^{N} \Delta y_{i,t}$. Semelhante ao teste IPS, a estatística do teste de Pesaran (2007) é apresentada como:

$$CIPS = \frac{1}{N} \quad {}_{i=1}^{N} CADF_i \tag{4.35}$$

Em Moon e Perron (2004), ao invés de apenas um fator comum, são considerados K fatores comuns, de forma f_t é um vetor de dimensão $(kx1)$ e Λ é a matriz dos parâmetros dos fatores, tal que $\Lambda = \ \lambda_1, \dots, \lambda_k$, Segue que:

$$y_{i,t} = \ 1 - \delta_i \ \mu_i + \delta_i y_{i,t-1} + u_{i,t} \tag{4.36}$$

$$u_{i,t} = \Lambda' f_t + e_{i,t} \tag{4.37}$$

Assume-se que os choques idiossincráticos podem ser descritos por $e_{i,t} = {}_0^{\infty} d_{i,j} v_{i,t-j}$ e se comportam de maneira estacionária (apresentam somabilidade absoluta), onde $v_{i,t}$ é $i.i.d.(0,1)$ e não correlacionado com a dimensão individual. Assume-se também que a dimensão k do vetor f_t é conhecida a priori. Assim, a correlação entre as i unidades é determinada apenas pelo vetor Λ, uma vez que $E \ u_{i,t} : u_{i,j} \ = \Lambda' E \ f_t f_t' \ \Lambda$, em que a estimação da matriz Λ é feita através da análise de componente principal. Uma vez conhecido o vetor f_t, é possível então transformar o modelo de forma a eliminar esses componentes comuns das séries de $y_{i,t}$ e então aplicar o teste de raiz unitária nas séries livres dos fatores comuns. O procedimento executado dessa maneira remove os fatores que causam a dependência entre as unidades de corte transversal e pode-se então empilhar os dados e testar para raiz unitária como no teste LLC, que assume independência das i unidades e em que os resultados dos testes tem distribuição assintótica normal.

Diferentemente dos dois trabalhos anteriores, em que é considera-se que apenas o componente idiossincrático possui raiz unitária, uma abordagem mais geral do problema recai no procedimento conhecido como PANIC (*Panel Analysis of Nonstationarity in the Idiosyncratic and Common components*), desenvolvido em Bai e

Ng (2004), que permite testar a presença ou não de raiz unitária tanto nos fatores comuns quanto no componente idiossincrático[15].

$$y_{i,t} = \alpha_i + \lambda'_i f_t + y^0_{i,t} \tag{4.38}$$

$$y^0_{i,t} = \rho_i y^0_{i,t-1} + e_{i,t} \tag{4.39}$$

Considerando que a série pode ser fatorada nesses componentes, os testes de raiz unitária são realizados separadamente nos componentes transformados em primeira diferença ou centrados na média. Os testes sobre os fatores comuns devem ser executados em painéis largos, uma vez que o poder do teste cresce na medida que T aumenta. Assumindo a $e_{i,t}$ i.i.d., os testes de raiz unitária podem ser então executados como nos testes de primeira geração do tipo Fisher, de Maddala e Wu (1999), como sugere Bai e Ng (2004), ou como IPS. A estatística do teste, quando apenas a constante é incluída, é dada por

$$P^c_{\hat{e}} = \frac{-2 \quad {}^{N}_{i=1} log \ \pi_i \ - 2N}{\overline{4N}} \rightarrow N(0,1) \tag{4.40}$$

em que π_i é o p-valor do teste ADF para a unidade i.

Em comparação com os testes de raiz unitária executados em séries de tempo, nestes dois últimos testes, os modelos controlam pelo efeito fixo e pelos fatores comuns, de forma que os choques globais ou regionais, assim como tendência comum ou ciclos são expurgados dos dados, semelhante a metodologia de Stock e Watson (1988) ou DF-GLS (ELLIOTT, ROTHENBERG e STOCK, 1996).

Outros trabalhos também tentam responder ao problema da dependência entre as i unidades. Phillips e Sul (2003) considera o fator comum f_t é uma variável N.i.d. (0,1) e, diferentemente de Moon e Perron (2004), adota um método de momentos, explorando as condições de ortogonalidade para eliminar os fatores comuns dos componentes principais. Choi (2002) também transforma as séries na tentativa de eliminar essa dependência e também possíveis tendências determinísticas, porém considera que a única fonte de dependência (o único fator comum) é um efeito temporal que afeta da

[15] No caso do componente idiossincrático ser um passeio aleatório, não haverá cointegração.

mesma maneira (ou de forma homogênea) a variável dependente $y_{i,t}$. Ainda, é possível testar se esse fator comum é estacionário ou não.

4.3.2.2. Cointegração em Painel

Os testes de raiz unitária servem para determinar a ordem de integração das variáveis, que podem ser estacionárias, $I(0)$ ou integradas, no geral, de ordem $I(1)$ ou $I(2)$, no caso das variáveis econômicas. Apesar disso, quando queremos compreender a relação entre diferentes variáveis, é incorreto regredir variáveis de diferentes ordens de integração ou de ordem diferente de $I(0)$, sem antes analisar se elas cointegram ou não, sob o risco de incorrer em uma regressão espúria.

Uma das abordagens mais utilizadas segue a metodologia de Engle e Granger (1987), que se baseia em testes de raiz unitária no resíduo da regressão entre, pelos menos duas, séries não estacionárias. Assim, considera-se um vetor de cointegração do tipo $(1\ -\beta')$ tal que gere uma combinação linear $y_{i,t} - x'_{i,t}\beta$ que é estacionária. Logo, considerando, por exemplo, $y_{i,t}$ e $x_{i,t}$ processos $I(1)$, então se o resíduo, $e_{i,t} = y_{i,t} - x'_{i,t}\beta$, for um processo I(0), há indicação de que existe cointegração entre as séries.

Pedroni (1999, 2004) propõe alguns testes de cointegração, seguindo essa metodologia, em que é permitida heterogeneidade entre coeficientes de interceptos e tendência. Assim, o modelo se apresenta como:

$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \delta_i t + \beta_i x_{i,t} + e_{i,t} \qquad (4.41)$$

em que $i = 1, \ldots, N$; $t = 1, \ldots, T$ e $\alpha_{i,t}$ e δ_i capturam os termos determinísticos de intercepto e tendência, $x_{i,t}$ é um vetor coluna e β_i é um vetor linha ambos de dimensão m (sendo m o número de regressores, $m = 1, \ldots, M$). A inclusão ou não dos termos deterministas afeta a distribuição assintótica e os valores críticos dos testes, de forma que foram calculados em Pedroni (1999) considerando todos os casos possíveis. Assim, depois de obtido os resíduos da equação 4.41, a regressão auxiliar, a depender dos testes, é dada por:

$$e_{i,t} = \rho_i e_{i,t-1} + u_{i,t} \qquad (4.42)$$

ou

$$e_{i,t} = \rho_i e_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \psi_{ij} \Delta e_{i,t-j} + u_{i,t} \qquad (4.43)$$

No total são sete testes[16] que são separados em dois grupos diferentes, que o autor chama de estatísticas de cointegração em painel (*within-dimension-based*) e em grupo (*between-dimension-based*). A hipótese nula nos dois grupos é a de não cointegração, ou seja, existe uma raiz unitária nos resíduos. A diferença entre os dois reside na hipótese alternativa, de forma que na primeira estatística se apresenta como uma hipótese homogênea e a segunda como hipótese heterogênea, como discutido na seção anterior, tal que:

Painel (Within)	Grupo (Between)
$H_0: \rho_i = 1$	$H_0: \rho_i = 1$
$H_a: \rho_i = \rho < 1$	$H_a: \rho_i < 1$

Apesar da convergência assintótica para uma distribuição normal padrão, para diferentes dimensões de T e N, o poder e tamanho de cada teste também varia, a depender também da especificação do modelo (PEDRONI, 2004). Apesar disso, as estatísticas dos testes são análogas às estatísticas conhecidas dos testes ADF ou PP de séries de tempo. Contudo, é importante destacar que o teste de Pedroni (1999, 2004) assume a independência entre as unidades de corte transversal.

Em Kao (1999) a mesma metodologia do trabalho anterior é utilizada, mas com uma simplificação, que torna o coeficiente β homogêneo entre as i unidades do modelo, $\beta_i = \beta$. A regressão auxiliar é um teste do tipo ADF nos resíduos empilhados em que as estatísticas apresentam distribuição assintótica normal padrão, desde que não haja dependência entre as i unidades.

Enquanto nos dois testes anteriores é necessária essa hipótese de independência entre as unidades de corte transversal, Westerlund (2007) permite, na presença de dependência, uma acomodação do problema com utilização do método de *bootstrap* e propõe uma metodologia inspirada nos modelos correção de erros. Segundo o autor, a abordagem da análise de resíduos pode apresentar perda de poder, uma vez que necessita que os coeficientes do vetor de cointegração de longo prazo sejam os mesmo

[16] Encontrados em detalhe em Pedroni (2004).

que os coeficientes do processo de ajuste de curto prazo. Assim, os testes de Westerlund (2007) consideram os seguintes processos geradores de dados (DGP, doravante):

$$y_{i,t} = \phi_{i1} + \phi_{i2}t + z_{i,t} \tag{4.44}$$

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + v_{i,t} \tag{4.45}$$

Em que ϕ_{i1} e $\phi_{i2}t$ são termos determinísticos e $z_{i,t}$ o termo estocásticos, $x_{i,t}$ é um vetor de dimensão K e modelado como um passeio aleatório. A combinação linear $y_{i,t} - x'_{i,t}\beta$ desses DGPs pode ser apresentada como um vetor autoregressivo de forma que o modelo de correção de erros é dado por

$$\alpha_i \; L \; \Delta y_{i,t} = \delta_{1i} + \delta_{2i}t + \alpha_i \; y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1} \; + \gamma_i \; L \; ' v_{i,t} + e_{i,t}$$

ou

$$\Delta y_{i,t} = \delta'_i d_t + \alpha_i y_{i,t-1} + \lambda'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + e_{i,t} \tag{4.46}$$

onde $\alpha_i \; L$ e $\gamma_i \; L \; '$ são operadores defasagens, $\delta_{1i} + \delta_{2i}t$ os novos termos determinísticos (d_t), $\lambda' = -\alpha_i \beta'_i$ e o parâmetro de maior interesse da equação é α_i, tal que $-2 < \alpha_i < 0$. O processo só será estacionário se todos os termos também forem. No caso de $\alpha_i < 0$, existe um ajuste de correção de erro, de forma que $y_{i,t}$ e $x_{i,t}$ cointegram, mas no caso de $\alpha_i = 0$, não existe processo de ajuste, logo, as variáveis não cointegram. Westerlund (2007) desenvolve então quatro testes, divididos em duas categorias, explorando as hipóteses

Painel	Grupo
$H_0: \alpha_i = 0$	$H_0: \alpha_i = 0$
$H_a: \alpha_i = \alpha < 0$	$H_a: \alpha_i < 0$

As estatísticas de teste de grupo, que consideram a hipótese heterogênea, são baseadas (i) na regressão da equação (82) para cada unidade de corte transversal separadamente e (ii) α_ie $\alpha_i(1)$ podem ser encontrados de forma paramétrica ou através de estimadores não paramétricos, do tipo kernel. Assim, as estatísticas dos testes são expressas por:

$$G_\tau = \frac{1}{N} \quad {}_{i=1}^{N} \frac{\alpha_i}{SE \;\; \alpha_i} \tag{4.47}$$

$$G_\alpha = \frac{1}{N} \quad {}_{i=1}^{N} \frac{T\alpha_i}{\alpha_i \;\; 1} \tag{4.48}$$

onde $SE \;\; \alpha_i$ é o desvio padrão convencional de α_i e, do segundo passo, $\alpha_i \;\; 1 \;\; = 1 - {}_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}$.

As estatísticas de painel são mais complicadas pois, apesar de serem utilizados dados empilhados, os parâmetros e a dimensão deles podem variar entre os indivíduos. O autor apresenta o parâmetro homogêneo, α, de correção de erros estimado $\alpha = {}_{i=1}^{N} \; {}_{t=2}^{T} y_{i,t-1}^2 \;\; {}^{-1} \; {}_{i=1}^{N} \; {}_{t=2}^{T} \frac{y_{i,t-1}\Delta y_{i,t-1}}{\alpha_i \;\; 1}$, em que $y_{i,t}$ representa os desvios em torno da média. Assim, as estatísticas são expressas por:

$$P_\tau = \frac{\alpha}{SE \;\; \alpha} \tag{4.49}$$

$$P_\alpha = T\alpha \tag{4.50}$$

Dessa forma, o segundo teste de cointegração é superior ao primeiro, pois permite que haja dependência entre as unidades do painel. O teste utiliza da estratégia de *bootstrap* para obter as estatísticas de teste robustas, que, segundo Westerlund (2007), apresenta performance superior aos testes baseados em resíduos, em que o tamanho do teste é considerado não confiável e com graves distorções.

4.3.2.3. Vetor de Correção de Erros em Painel

Uma vez que os testes de cointegração indiquem que as séries dentro dos modelos cointegram, tal que a combinação linear entre elas seja I(0), é possível ir além na análise da relação das séries. A estimação de vetores de correção de erros permite olhar para a relação de longo prazo entre as variáveis, considerando ainda os ajustes de curto prazo, que podem apresentar dinâmicas diferentes entre eles. Existem algumas abordagens diferentes para a estimação do vetor de erros em painel, também derivadas dos problemas de séries de tempo.

Dentre os principais trabalhos, destacam-se os estimadores de *Dynamic OLS* (DOLS) e *Fully Modified OLS* (FMOLS), descritos a seguir. Assim como em Kao e Chiang (2000), suponha os seguintes DGP's,

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + u_{i,t} \tag{4.51}$$

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \tag{4.52}$$

Em que $y_{i,t}$ e $x_{i,t}$ são cointegrados, $x_{i,t}$ é um vetor de dimensão K, α_i um termo determinístico e $\varepsilon_{i,t}$ e $u_{i,t}$ são distúrbios estocásticos e estacionários. Assim, define-se um vetor linear de inovações $w_{i,t} = (u_{i,t}, \varepsilon'_{i,t})'$ e, se não houver problemas de endogeneidade ou correlação serial (vale a hipótese de independência entre as unidade de corte transversal), então $E(\Omega_{\varepsilon u}) = 0$. A matriz de variância covariância de $w_{i,t}$ dada por:

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(w_{i,j}, w_{i,0}) = \begin{pmatrix} \Omega_u & \Omega_{u\varepsilon} \\ \Omega_{\varepsilon u} & \Omega_\varepsilon \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_u & 0 \\ 0 & \Omega_\varepsilon \end{pmatrix} \tag{4.53}$$

Apesar disso, no caso da presença de endogeneidade e de correlação serial, ou seja, $E(\Omega_{\varepsilon u}) \neq 0$, então o modelo pode ser modificado de forma tal que a matriz de variância covariância mantenha a estrutura desejada tal que, considerando o formato do processo e da variância, temos:

$$y_{i,t}^{+} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + u_{i,t} - \Omega'_{\varepsilon u}\Omega_\varepsilon^{-1}\Delta x_{i,t} \tag{4.54}$$

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_u & \Omega_{u\varepsilon} \\ \Omega_{\varepsilon u} & \Omega_\varepsilon \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_u - \Omega'_{\varepsilon u}(\Omega_\varepsilon)^{-1}\Omega_{u\varepsilon} & 0 \\ 0 & \Omega_\varepsilon \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_u^{*} & 0 \\ 0 & \Omega_\varepsilon \end{pmatrix} \tag{4.55}$$

Assim, o estimador de OLS plenamente modificado (FM-OLS) é corrigido de forma:

$$\beta_{FM} = \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} x_{i,t} - x_i \quad x_{i,t} - x_i \;'^{-1} \times \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} x_{i,t} - x_i \;\; y_{i,t}^{+} - T\Delta_{\varepsilon u}^{+} \tag{4.56}$$

$\Delta_{\varepsilon u}^{+}$ é o termo de correção da correlação serial, para o caso da hipótese homogênea (HM). Assim como nos testes de cointegração, o estimador pode assumir essa hipótese homogênea (*within-groups*), em que os dados são empilhados e, assim o valor dos coeficientes β_{FM} são iguais e diferentes de zero, para todas unidades do painel. De forma análoga, então, o estimador também pode assumir a hipótese heterogênea, (*between-groups)*, que toma como base as médias dos resultados obtidos para cada série individual, como em séries de tempo. A versão que considera a hipótese heterogênea (versão conhecida também como *group-means*) também é considerada pelos autores, corrigindo a matriz de variância covariância e modificando o processo original, análogo ao caso anterior.

O estimador de OLS dinâmico (*DOLS*) também consegue acomodar possíveis problemas de correlação serial nos resíduos e endogeneidade e, de maneira diferente do *FMOLS*, inclui como regressores valores defasados e valores futuros (*lags and leads*, respectivamente) de $\Delta x_{i,j}$, tal que:

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta_D + \sum_{j=-q}^{q} c_{i,j}\Delta x_{i,j} + v_{i,t} \tag{4.57}$$

$$v_{i,t} = v_{i,t} + \sum_{j>q} c_{i,j}\varepsilon_{i,j} \tag{4.58}$$

em que q é a ordem de truncagem dos *leads* e *lags*.

Como mostra Kao e Chiang (2000), a distribuição assintótica de β_{FM} e β_D são iguais, normalmente distribuídas e com variância finita. Os autores mostram, via simulação de Monte Carlo e com diversas especificações diferentes, que o estimador *DOLS* (principalmente com inclusão dos *leads* e *lags*) se mostra superior ao *FMOLS*, que pode apresentar viés a depender a covariância entre $x_{i,t}$ e $y_{i,t}$ e também na presença de painéis heterogêneos.

4.3.2.4. Painéis com Dependência das Unidades de Corte Transversal

A independência entre as i unidades de corte transversal é considerada uma hipótese muito forte por muitos autores. Assim, os primeiros testes de raiz unitária e cointegração surgiram assumindo essa hipótese e, na sequencia, testes mais novos flexibilizaram-na. Em Pesaran (2004) é proposto um teste de dependência das i unidades (teste *CD*), que pode ser aplicado tanto em painéis estacionários quanto não estacionários. O teste baseia-se na média dos coeficientes de correlação (par a par) entre os resíduos de cada regressão individual, tal que:

$$CD = \overline{\frac{2T}{N\ N-1}} \quad {}_{i=1}^{N-1} \quad {}_{j=i+1}^{N} \rho_{ij} \quad \sim N(0,1) \qquad (4.59)$$

em que $\rho_{ij} = \ {}_{t=1}^{T} e_{i,t}\, e_{j,t} \quad {}_{t=1}^{T} e_{i,t}^2 \ {}^{1/2} \quad {}_{t=1}^{T} e_{i,t}^2 \ {}^{1/2}$, $e_{i,t}$ é o resíduo da regressão via OLS de cada unidade i, $i = 1, \ldots, N$, na dimensão temporal T. Sob a hipótese nula de independência entre as i unidades, valores elevados do teste *CD* apontam para rejeição de H_0.

Uma nova abordagem para lidar, então, com o problema da dependência entre as das unidades do painel foi apresentada em Pesaran (2006). O autor considera a existência de múltiplos fatores comuns que possam impactar as unidades do painel de maneira diferente, permitindo ainda a correlação desses fatores entre si e com o parâmetro específico de cada país, que resultou no estimador conhecido com *Common Correlated Effects Mean Group* (CCEMG). Considere assim o modelo:

$$y_{i,t} = \beta_i x_{i,t} + \mu_{i,t} \qquad (4.60)$$

$$\text{em que } \mu_{i,t} = \alpha_{1i} + \lambda_i \mathrm{f}_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (4.61)$$

$$x_{i,t} = \alpha_{2i} + \lambda_i \mathrm{f}_t + \gamma_i g_t + e_{i,t} \qquad (4.62)$$

Onde $x_{i,t}$ e $y_{i,t}$ são variáveis observáveis, β_i é o parâmetro especifico de cada unidade do painel, e $\mu_{i,t}$ e $e_{i,t}$ são termos de erros aleatórios. O termo α_{1i} é um efeito fixo não observável de cada grupo, que capta a heterogeneidade que não varia no tempo. Ainda, f_t é não observável e pode capturar a heterogeneidade variante no tempo e a

dependência entre as unidades de corte transversal. Existe ainda a possibilidade de que o regressor $x_{i,t}$ seja afetado por um fator comum, g_t, com características semelhantes à f_t.

Em Pesaran e Smith (1995) não existe a preocupação com a dependência entre as unidades e é assumida uma forma para $\lambda_i \mathrm{f}_t$ ou apenas considerada como uma tendência linear. Dessa forma a equação (4.59) possa ser estimada para cada indivíduo e, assim, calculado o coeficiente médio β_i^{MG}, apenas na versão *Mean Group*. Ao considerar o caso CCEMG, f_t é não observável. Para a identificação de β_i^{CCEMG} é incluída na estimação de cada série individual as médias das unidades da cross-section tanto da variável dependente quanto dos regressores, ou seja, y_t e x_t, sob o argumento de que a combinação dessas médias (observáveis) é capaz de capturar o fator comum (EBERHARDT, 2011). Após essa inclusão para cada regressão individual, procede-se de forma análoga ao caso anterior e o coeficiente *Mean Group* é então uma média das estimações de cada unidade, que pode ainda ser simples ou assumir alguma outra ponderação.

O trabalho de Kapetanios, Pesaran e Yamagata (2011) mostra que essa abordagem produz coeficientes robustos para séries as com fatores comuns não estacionários. Essa robustez é verificada também inclusive ao considerar a existência de muitos fatores comuns fortes (ex: crise global) ou um número ainda maior de fatores comuns fracos (ex: efeitos de *spillover*), segundo Pesaran e Tosetti (2011).

5. RESULTADOS

Esse capítulo reúne os resultados obtidos na aplicação das metodologias apresentadas. A primeira parte expõe de forma breve algumas considerações sobre o indicador da Pegada Ecológica, da Biocapacidade, a relação entre eles e como os países apresentam disparidades entre si. Deve-se ter em mente que o indicador utilizado no trabalho é a **Razão entre a Pegada Ecológica e a Biocapacidade**, Dessa forma, qualquer razão superior a 1 implica em pressão ambiental acima da capacidade de regeneração do meio ambiente. Na sequencia do trabalho, seguem as seções que apresentam os resultados, que estão divididos entre os modelos propostos. Primeiramente, a hipótese da CAK é testada por meio de duas especificações diferentes, levando em consideração a dimensão temporal que requer análise de estacionariedade das séries. Em seguida, testa-se a hipótese de convergência para a razão da pegada entre os países, por meio do modelo de Solow verde, de Brock e Taylor (2010).

5.1. Considerações Iniciais

Em 1961, segundo o instituto *Ecological Footprint Network*, a exigência humana sobre os recursos ambientais capazes de se autorregenerar, calculada pela pegada ecológica, era de metade da capacidade do suprimento comportado pelo planeta, de forma que não havia uma pressão ambiental. Na segunda metade da década de 1970, a pegada ultrapassou essa capacidade do planeta de suprir a demanda, de forma que, desde então, existe uma pressão ambiental (exigindo mais do planeta do que ele é capaz de suprir de forma sustentável) que não deve se reverter no curto prazo. A pressão sobre os ecossistemas pode gerar graves problemas ambientais, uma vez que, quanto maior essa demanda, maior a deterioração do planeta, incorrendo não apensas em riscos de exaustão de recursos, mas também em danos irreparáveis aos ecossistemas locais ou regionais (comprometendo a capacidade de planeta de suprir inclusive recursos renováveis).

O indicador da pegada é composto por seis diferentes grupos de atividades humanas, considerando o tipo de terreno onde é praticada a atividade, e é expresso em termos de hectares globais, ou seja, converte o uso de diferentes áreas, dada sua

produtividade, em uma única medida comum de hectare global[17]. Estão inclusas na pegada ecológica as atividades de agricultura, pesca, pecuária, utilização das áreas necessárias para construções humanas, exploração das florestas e absorção de CO_2. Nos mesmos termos é calculado também um indicador de biocapacidade, o qual mede essa capacidade de regeneração do planeta.

Segundo o relatório do *Ecological Footprint Network*[18], a Pegada Ecológica Total era de 18 bilhões de hectares globais (gha), contando com uma população mundial de 6,7 bilhões de pessoas. Dessa forma, a Pegada Ecológica per capita era de 2,7 gha. Em contrapartida, a biocapacidade era de 11,9 bilhões de gha, ou seja, 1,8 gha per capita. De acordo com o relatório, a razão entre a exigência ambiental humana e a capacidade regenerativa do planeta é de 1,5. Isto quer dizer que o atual padrão de consumo requer 1,5 "planetas" Terra, ou seja, é mais do que o planeta pode fornecer de maneira sustentável (Figura 5.1).

Enquanto a biocapacidade do planeta, apesar da redução da área de florestas, se manteve basicamente estável, a pegada ecológica cresceu em praticamente todos os componentes, em especial a pegada pelo carbono, saltando de 12% para 53% na participação do total da pegada (Figura A.1, no apêndice).

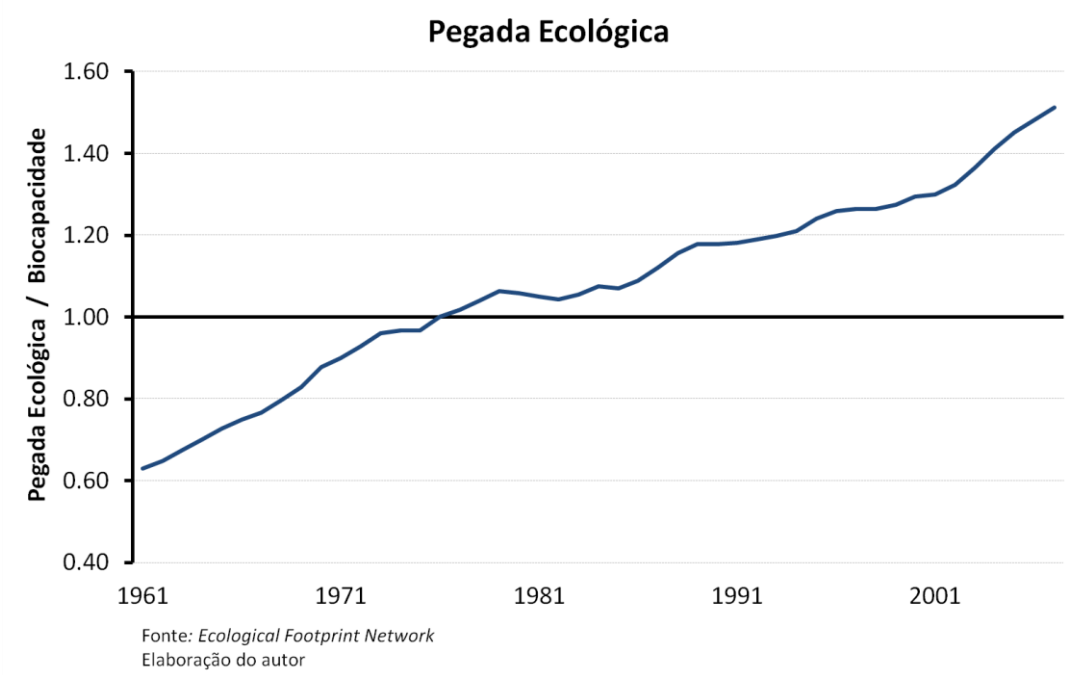

Figura 5.1 – Evolução da Pegada Ecológica (1961-2007)

[17] A apresentação do conceito de hectare global está na seção 2.3.
[18] Ecological Footprint Atlas (2010), com dados até 2007

Além disso, ao analisar a condição dos países, há muita disparidade em relação à pegada. Em 2007, os Estados Unidos, por exemplo, apresentam a pegada ecológica de 7,9 gha per capita, o Brasil 2,9 gha e a Índia 0,9 gha, ou seja, a quantidade, em termos de hectares de terra per capita, requerida para atender o padrão de vida desses países varia muito. Existe praticamente 5,0 bilhões de pessoas que apresentam a pegada abaixo da média mundial e 2,7 bilhões de pessoas acima da média, evidenciando a diferença entre os países (Figura 5.2). Dentre esses, estão destacados na Figura 5.2 Indonésia, Nigéria, China, Rússia, Japão e Israel, sem contar os já mencionados. A participação de cada componente da pegada ecológica também varia bastante de país para país e pode ser vista em maiores detalhes no relatório de 2010.

A pegada em si corresponde a um valor que não é tão simples de ser interpretado isoladamente. Uma maneira de usar o indicador é na comparação entre países, pois pode-se ver o quanto o padrão de consumo de um é maior do que o de outro país, em termos de pressão sobre o meio ambiente. Outra forma de utilizar o indicador é compará-lo ao indicador de biocapacidade do próprio país. Então, a razão entre os dois indicadores é também um indicador, que aponta que apenas pouco mais de 1 bilhão de pessoas (considerando os países em que é feito o cálculo), consegue que seu país atenda a própria demanda sem pressionar o seu próprio limite de regeneração ambiental. Com isso, pode-se ver que a maior parte dos países e da população mundial, apresenta um padrão de consumo que está pressionando o seu ecossistema local, assim como o dos outros países (Figura 5.3).

É possível notar que, países como a Índia, por exemplo, apresentam uma pegada baixa, mas também uma biocapacidade baixa, de forma que a razão se situe acima da razão mundial. Os Estados Unidos, por sua vez, apresentam uma pegada elevada, porém apresentam também uma grande capacidade de autorregeneração do seus próprios ativos ambientais, e a razão fica perto de 2, ou seja, bastante acima da sua própria capacidade, mas inferior a países como Japão ou Israel, que possuem pouca extensão territorial e exercem forte pressão ambiental fora de seus países. Já a Rússia, Indonésia e Nigéria conseguem manter-se perto do limite de regeneração de seus países. O Brasil, uma das exceções, que com vasta área de florestas, ainda consegue apresentar uma razão entre a pegada e a biocapacidade muito inferior à média mundial, ainda que a pegada ecológica em termos per capita seja muito próxima da média mundial.

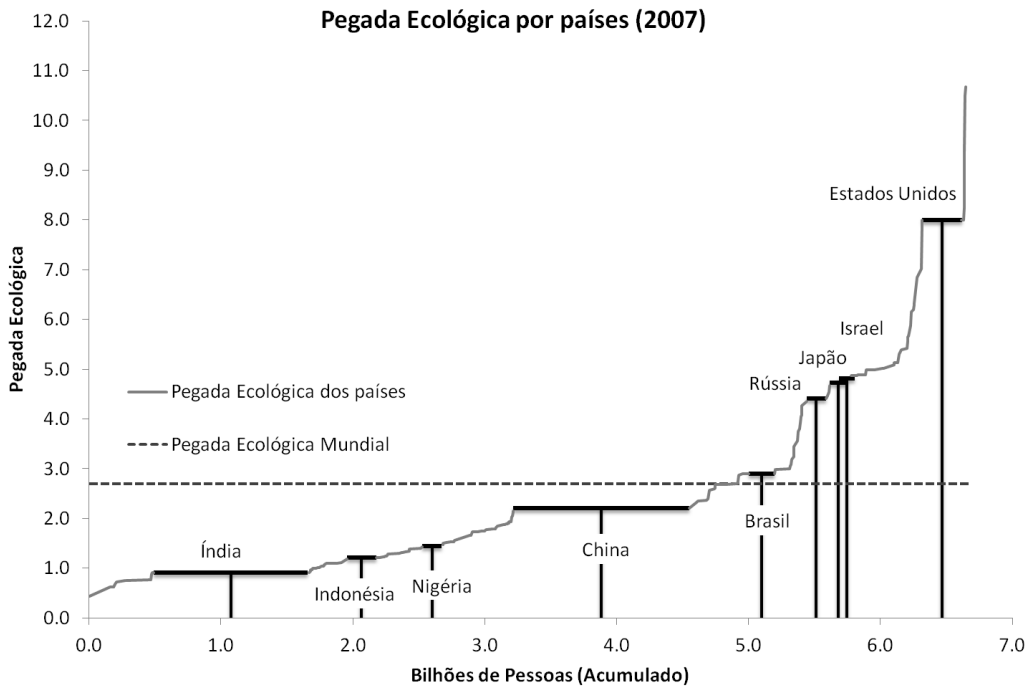

Figura 5.2 – Pegada Ecológica por Países
Fonte: *Ecological Footprint Network*
Elaboração própria

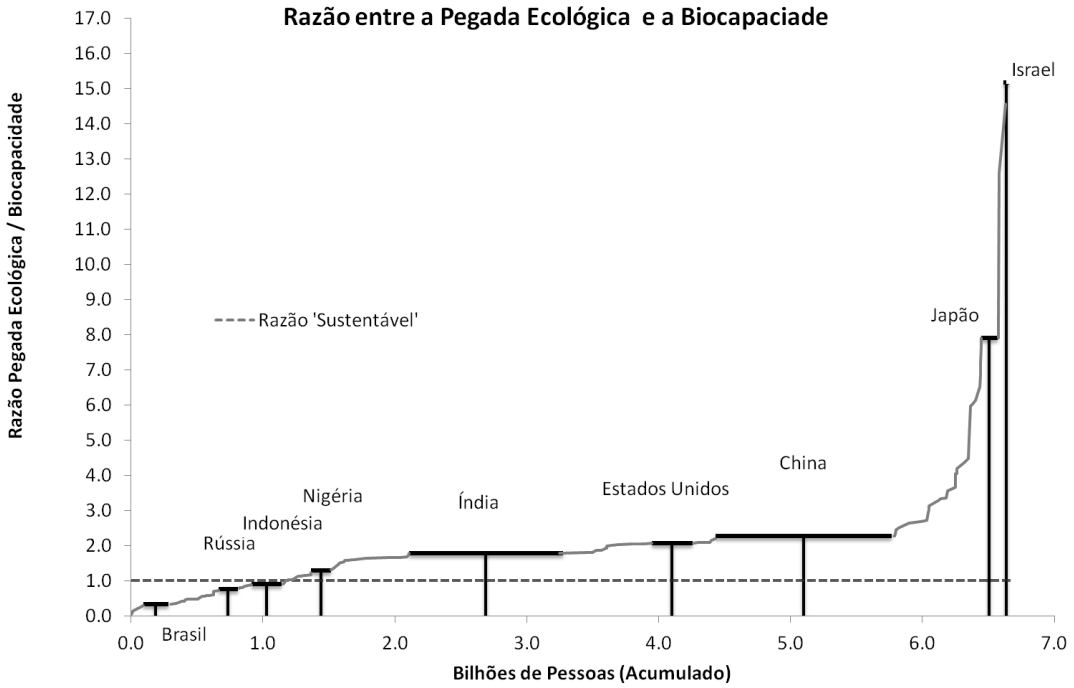

Figura 5.3 – Razão entre Pegada Ecológica e Biocapacidade, por país
Fonte: *Ecological Footprint Network*
Elaboração própria

A investigação de como esse índice de sustentabilidade (razão entre a pegada e a biocapacidade) se relaciona com a economia, considerando as diferentes condições dos países, permite direcionar esforços de maneira mais efetiva para reduzir os impactos

ambientais. Na Tabela 5.1 pode-se facilmente inferir que existe uma relação entre renda e Pegada Ecológica. Pode-se supor que, quanto maior a renda, mais elevado é o poder de compra de um país e maior é o padrão de consumo e, assim, a pressão sobre o meio ambiente para atender a esse padrão de vida.

Enquanto a Pegada Ecológica é calculada tomando como base grupos de países, a Ecological Footprint Network não faz esse cálculo para a Biocapacidade. Considerando que o Planeta Terra é um 'sistema fechado' e que a possibilidade de transações internas de produtos e desequilíbrios regionais de pressão ambiental, então o mais correto seria comparar a Pegada Ecológica dos grupos de países com a Biocapacidade da Terra. A última coluna da Tabela 5.1 apresenta essa razão, de forma que pode-se ver que apesar desse indicador ser de 1,52 considerando toda a população mundial, ele apresenta grande diferença ao se considerar os países por grupos de renda. Sob essa visão, o padrão de consumo dos países de Renda Alta (com renda média de mais de US$ 37 mil) em termos de pressão sobre o meio ambiente, é três vezes mais elevado que o dos países de Renda Média e quase cinco vezes mais elevado que os países de Renda Baixa. Também, pode-se notar que a maior parte do desequilíbrio mundial da Pegada Ecológica decorre da alta razão entre a Pegada Ecológica dos Países de Renda Alta.

Tabela 5.1: Pegada Ecológica por grupo de países (2008)

Classificação[19]	População (bilhões de pessoas)	PIB per capita (US$ dólares)	Pegada Ecológica per capita (gha)	Biocapacidade per capita (gha)	Razão Pegada Ecológica / Biocapacidade
Países de Renda Alta	1,037	$ 37.128	5.60	-	3.15
Países de Renda Média	4,394	$ 6.134	1.92	-	1.08
Países de Renda Baixa	1,298	$ 1.152	1.14	-	0.64
Mundo	6,729	$ 9.950	2.70	1.78	1.52

Fonte: *Ecological Footprint Network*
Elaboração própria

5.2. Curva Ambiental de Kuznets – Padrão

Essa seção apresenta a análise referente a estimação da CAK na sua forma padrão, relacionando a pegada ecológica, como indicador de pressão ambiental, ao

[19] Classificação: *Ecological Footprint Network* , ver lista de países no apêncice X

crescimento econômico dos países, representado pela renda per capita dos países. O formato que atenderia, de forma impositiva, à hipótese da CAK requer que o coeficiente da renda ao cubo seja zero, de forma que é possível então trabalhar com 2 modelos, como será feito nesse trabalho. Dessa forma, eles serão apresentados sob a forma:

- Modelo 1: $ef_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \beta_3 y_{i,t}^3 + \beta_4 t + \mu_{i,t}$
- Modelo 2: $ef_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \beta_4 t + \mu_{i,t}$

em que o coeficiente β_4 será testado, mas impõe-se uma restrição no segundo modelo ao desconsiderar a forma cúbica da renda per capita.

5.2.1. Estatísticas Descritivas

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para a estimação da CAK, segundo os modelos acima, são apresentadas na Tabela 5.2. Enquanto a média pode ser vista apenas no total das estatísticas (*overall*), o desvio padrão (assim como o máximo e mínimo) pode ser decomposto como as variações entre os grupos, na estatística de *between* x_i , ou como as variações dentro dos grupos, na estatística de *within* ($x_i - x_{i,t} + x$, em que x é a média *overall*). A interpretação das estatísticas deve considerar apenas as variáveis de renda per capita no nível e da pegada ecológica, uma vez que a renda per capita ao quadrado e ao cubo não possui nenhum significado econômico.

Tabela 5.2: Estatísticas Descritivas - CAK

Variáveis		Média	Desvio padrão	Min.	Max.
ln $ef_{i,t}$	overall	-0,104	1,016	-4,351	2,817
	between		0,923	-3,625	1,967
	within		0,347	-2,403	2,004
ln $y_{i,t}$	overall	8,170	1,320	4,767	11,722
	between		1,274	5,366	11,063
	within		0,306	6,516	9,590
ln $y_{i,t}^2$	overall	68,495	21,786	22,727	137,415
	between		21,122	28,827	122,460
	within		5,082	43,504	91,039

ln $y_{i,t}^{3}$	overall	588,273	276,007	108,344	1610,843
	between		268,494	155,006	1356,353
	within		66,104	292,528	906,803

Fonte: Resultados do trabalho

A média, em logaritmo, da pegada no período de 1961 a 2007 foi de -0,104, equivalente a uma média de 0.9, considerando a variável em nível. Apesar disso, existe uma disparidade muito grande entre os países, que pode ser vista pela grande diferença entre os desvios padrão de between e within. O valor máximo verificado para a pegada, no nível, foi de 16,72 para o Kuwait, em 2005, enquanto o valor mais baixo foi de 0.01, para o Gabão em 1964, que ainda é o país com a menor pegada. O Gabão pode ser comparado ao Kuwait em 2005, quanto apresentou a pegada de 0,05.

A renda per capita média no mesmo período foi de US$3.534 e, novamente, há uma grande diferença entre as estatísticas por país, ainda mais relevante do que no caso da pegada. Segundo os dados da Penn World Table 7.0, o país com nível de renda per capita mais elevado foi o Catar, em 2007, com renda de US$123.307 per capita, em termos de paridade do poder de compra. O país com renda mais baixa foi a República Democrática do Congo, com US$118 per capita, no ano 2000.

5.2.2. Testes Preliminares

A estimação da CAK passa, primeiramente, pela análise das séries da pegada ecológica e da renda per capita dos países quanto à estacionariedade ou não dessas. Assim, são utilizados os testes de raiz unitária e de cointegração, antes da estimação de vetores de cointegração. Para que haja cointegração (e vetores de cointegração) é requerido que as séries sejam não estacionárias e apresentem a mesma ordem de integração, de forma tal que exista pelo menos uma combinação linear entre elas, que resulte num modelo estacionário. Segue, então, os resultados encontrados para esses testes iniciais.

O teste CD de Pesaran (2004) permite inferir sobre a hipótese da independência das unidades de corte transversal para cada variável. Sob a hipótese nula de independência das unidades, valores elevados do teste CD rejeitam H_0. A Tabela 5.3 apresenta o resultado obtido considerando as variáveis utilizadas para a estimação da

CAK, onde é rejeitada a hipótese nula para as quatro variáveis, ou seja, a evidência aponta para alta dependência entre as unidades. São apresentadas as estatísticas de correlação média e de correlação absoluta também na tabela, onde, por exemplo, o coeficiente para correlação média observada para variável $ef_{i,t}$ é alto, 0,74, assim como o valor absoluto, 0,75.

Tabela 5.3: Teste CD (PESARAN, 2004)

Variáveis	CD	**p-valor**	Corr.	Abs.(Corr.)
$ef_{i,t}$	329,08***	**0,000**	0,742	0,755
$y_{i,t}$	190,14***	**0,000**	0,429	0,623
$y_{i,t}^2$	189,58***	**0,000**	0,427	0,622
$y_{i,t}^3$	189,05***	**0,000**	0,426	0,621

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**

Considerando os testes de raiz unitária, é importante destacar que os resultados são bastante sensíveis à especificação adotada. Assim como em séries temporais, a inclusão ou não de termos deterministas nos testes em painel pode induzir a conclusões diferentes acerca do verdadeiro processo gerador de dados. Se o processo gerador verdadeiro possuir termos deterministas não incluídos na especificação, então se incorre no problema de viés de variável omitida, que pode enviesar os parâmetros e reduzir o poder do teste.

Pode-se esperar ainda que, em séries não estacionárias, as variâncias de curto e longo prazo sejam diferentes. A estimação dessa variância, em muitos testes, segue um estimador de Kernel, que está também sujeito a possibilidade de resultados díspares quanto à especificação, pois utiliza diferentes estimadores, larguras de banda, inclusão de termos defasados e escolha do critério de informação das defasagens.

Os testes de raiz unitária apresentados nesse trabalho consideram os testes de primeira e de segunda geração. Os testes diferem, muitas vezes, em relação à hipótese nula (como pode ser visto no capítulo anterior) e, por esse motivo, serão reportados abaixo apenas os testes que adotam a mesma hipótese nula. Dessa forma, sob a hipótese nula de que todas as séries são não estacionárias, utilizam-se os testes de IPS (2003), Maddala e Wu (1999) e Choi (2001), de primeira geração, e o teste CIPS (2003, 2007),

de segunda geração.[20] Os testes foram aplicados nas séries considerando os desvios em relação à média de cada unidade do painel, pois seguindo Levin, Lin e Chu (2002), esse procedimento ajuda a mitigar o impacto da possível dependência entre as unidades de corte transversal.

A Tabela 5.4 apresenta o teste IPS (2003) e, pelo menos para a renda per capita $y_{i,t}$ (no nível e demais dimensões), não se rejeita a H_0 de que todas as séries possuem raiz unitária, independentemente do termo determinista presente nas séries. Ainda que não possa ser rejeitada H_0 para a pegada ecológica, a hipótese alternativa do teste é a de que algumas das unidades de corte transversal são estacionárias, de forma que não é possível afirmar que todas as i unidades são estacionárias. As defasagens de cada série individual foram escolhidas pelo critério de informação BIC e a defasagem média é encontrada na tabela.

Tabela 5.4: Testes de Raiz Unitária – IPS (2003)

Estatísticas	Tendência	$ef_{i,t}$	$y_{i,t}$	$y_{i,t}^2$	$y_{i,t}^3$
IPS	Com tendência	-6,374	2,108	0,933	1,139
		0,000	**0,983**	**0,825**	**0,873**
lags (média)		0,27	0,46	0,45	0,45
IPS	Sem Tendência	-2,784	1,002	2,932	4,476
		0,003	**0,842**	**0,998**	**1,000**
lags (média)		0,76	0,43	0,46	0,54

Fonte: Resultados do trabalho
Valores críticos: IPS : -2,36 (1%), -2,31 (5%), -2,28 (10%).
p-valor em **negrito**

Os testes baseados na metodologia de Fisher (1932) são reportados na Tabela 5.5. Esses testes se baseiam nos testes ADF e Phillips-Perron, de séries temporais, e depois é calculada uma média dos resultados individuais. Assim, pode-se testar as mesmas especificações em relação a termos deterministas que nos testes primários. As estatísticas P e Z são ambas uma forma de calcular essa média. O teste ADF para tendência e para ausência de termos deterministas sugere que as séries são não estacionárias pois não rejeita H_0. Enquanto isso, para presença de intercepto, não se

[20] Os demais testes também indicaram a existência de raiz unitária

rejeita a hipótese alternativa de que pelo menos uma série do painel seja estacionária. Os resultados considerando o uso do teste PP também apontam para rejeição de H_0 para a pegada ecológica e para conclusões diferentes para $y_{i,t}$ considerando as estatísticas P (rejeita H_0) e Z (não rejeita H_0). Apesar disso, a rejeição de H_0, em alguns dos casos, não implica que todas as séries sejam estacionárias, mas que pelo menos uma unidade é I(0).

Tabela 5.5: Testes de Raiz Unitária – Madalla e Wu (1999) e Choi (2001)

Teste	Estatísticas	Termos determinísticos	$ef_{i,t}$	$y_{i,t}$	$y_{i,t}^2$	$y_{i,t}^3$
ADF						
	P	Tendência	162,520	152,294	152,831	146,534
			0,871	**0,958**	**0,955**	**0,981**
	P	*Drift*	519,132***	476,985***	448,842***	411,815***
			0,000	**0,000**	**0,000**	**0,000**
	P	-	183,372	156,205	141,250	122,055
			0,499	**0,932**	**0,992**	**1,000**
	Z	Tendência	1,451	2,552	2,430	2,431
			0,927	**0,995**	**0,993**	**0,993**
	Z	*Drift*	-13,198***	-11,757***	-10,731***	-9,555***
			0,000	**0,000**	**0,000**	**0,000**
	Z	-	1,007	2,593	3,739	5,145
			0,843	**0,995**	**1,000**	**1,000**
Phillips Perron						
	P	Tendência	464,675***	216,342*	207,467	195,543
			0,000	**0,052**	**0,113**	**0,266**
	P	-	332,143***	217,094**	202,237	177,465
			0,000	**0,048**	**0,170**	**0,622**
	Z	Tendência	-7,8332***	1,2981	1,391	1,600
			0,000	**0,903**	**0,918**	**0,945**
	Z	-	-4,2301***	0,8017	2,311	3,368
			0,000	**0,789**	**0,990**	**1,000**

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**

Os dois testes anteriores, de primeira geração, assumem a hipótese de independência entre as unidades de corte transversal, que é muito forte. O teste CIPS permite relaxar essa hipótese e é apresentado na Tabela 5.6. A inclusão de defasagens é

bastante importante na conclusão dos resultados do teste, principalmente para a pegada ecológica. Nesse sentido, pode-se notar que para 0 defasagens H_0 é rejeitada, mas deixa de ser rejeitada já com a inclusão de 2 defasagens. O modelo com a especificação sem termo de tendência apresenta conclusão[21] semelhante. Como é comum a persistência temporal nas séries econômicas, optou-se por assumir que a inclusão de defasagens é importante e por isso não se rejeita a hipótese de que a pegada seja I(1). Em relação à renda per capita, em todas suas dimensões, não se rejeita H_0.

Tabela 5.6: Testes de Raiz Unitária – CIPS (Pesaran 2007)
Especificação com tendência

Estatísticas	lags	$ef_{i,t}$	$y_{i,t}$	$y_{i,t}^2$	$y_{i,t}^3$
Z_t	0	-8,986***	0,350	0,846	1,433
		0,000	**0,637**	**0,801**	**0,924**
Z_t	2	-0,436	-1,756	-1,412	-0,916
		0,332	**0,040**	**0,079**	**0,180**
Z_t	4	0,973	0,700	1,122	1,620
		0,835	**0,758**	**0,869**	**0,947**
Z_t	6	4,188	1,226	1,489	1,805
		1,000	**0,890**	**0,932**	**0,964**

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**

Os resultados dos testes de raiz unitária sugerem que as séries são I(1), então é possível que elas possam cointegrar. Se duas séries forem I(1) não necessariamente elas cointegram, pois se a combinação linear entre elas for não estacionária, não há relação entre as séries. Assim, a metodologia abaixo visa testar a estacionariedade dessa combinação.

O teste de Pedroni (1999, 2004), assim como os testes de raiz unitária de primeira geração, supõe que não existe dependência entre as unidades de corte transversal. Com base na metodologia apresentada no capitulo anterior, sugere-se a divulgação das estatísticas com dimensão *within* e *between*, que diferem em relação à hipótese alternativa. Enquanto a hipótese nula $H_0: \rho_i = 1$, ou seja, nenhuma unidade exibe relação de cointegração, a hipótese alternativa para dimensão *within* é a homogênea $\rho_i = \rho < 1$ e, para *between*, é a heterogênea $\rho_i < 1$.

[21] Apêndice, tabela A.1

Os resultados estão reportados na Tabela 5.7 e, analisando principalmente a dimensão *between*, rejeita-se a hipótese nula de que não há cointegração, ou seja, aponta para a existência de uma relação entre as séries. A dimensão *within* apresenta resultados mais dispares, principalmente a depender da inclusão de termos deterministas. Tanto no primeiro quanto no segundo modelo, considerando a presença de constante e tendência na especificação, rejeita-se H_0.

Tabela 5.7: Testes de Cointegração – Pedroni (2004)

Estatística		Modelo 1			Modelo2		
rho		-6,302***	1,807	-0,171	-8,932***	-1,016	-0,738
		0,000	**0,965**	**0,432**	**0,000**	**0,155**	**0,230**
PP	Painel (within)	-12,021***	-0,654	-2,504***	-12,665***	-2,610***	-2,604***
		0,000	**0,257**	**0,006**	**0,000**	**0,005**	**0,005**
ADF		-11,927***	-0,977	-0,869	-12,490***	-0,743	-1,325**
		0,000	**0,164**	**0,192**	**0,000**	**0,229**	**0,093**
rho		-3,335***	0,447	-0,035	-5,377***	-1,240	-0,618
		0,000	**0,673**	**0,486**	**0,000**	**0,108**	**0,268**
PP	Grupo (between)	-10,941***	-3,386***	-3,132***	-10,670***	-2,865***	-3,040***
		0,000	**0,000**	**0,001**	**0,000**	**0,002**	**0,001**
ADF		-10,953***	-3,401***	-2,326***	-10,720***	-2,108**	-2,090**
		0,000	**0,000**	**0,010**	**0,000**	**0,018**	**0,018**
Termos Deterministas							
Intercepto		*sim*	*sim*	*não*	*sim*	*sim*	*não*
Tendência		*sim*	*não*	*não*	*sim*	*não*	*não*

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**

O teste de Pedroni (1999, 2004) costuma ser o mais usado para esse tipo de análise, mas é possível também executar os testes de Kao, também com base em análise residual, e o teste de cointegração de Johansen/Fisher. Os três testes consideram a hipótese de independência das unidades de corte transversal e, por esse motivo, utiliza-se então o teste de Westerlund (2007), que permite relaxar essa hipótese, assim como nos testes de raiz unitária de segunda geração.

O teste de Westerlund adota uma estratégia que permite uma estimação robusta da estatística do p-valor, utilizando *bootstrap*. Assim como no teste anterior, pode-se apresentar as estatísticas do teste de Westerlund nas dimensões *within* e *between*. A

Tabela 5.8 aponta para existência de cointegração sob a hipótese homogênea e sob a hipótese heterogênea para a estatística G_α, com todas estatísticas significativas a pelo menos 5%. Apesar disso, a versão G_τ, que considera a estatística padrão média do coeficiente da velocidade de ajuste de longo prazo, nos 2 modelos analisados, indicou que as séries não cointegram.

Tabela 5.8: Testes de Cointegração – Westerlund

		modelo 1		modelo2	
		Estatística	**p-valor**	Estatística	p-valor
P_τ	Painel	-13,574***	**0,000**	-15,863***	**0,000**
P_α		-4,190**	**0,020**	-6,453***	**0,000**
G_τ	Grupo	-1,904	**0,860**	-1,928	**0,652**
G_α		-5,019***	**0,000**	-7,559***	**0,000**

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**

Dessa forma, apesar de alguns resultados contraditórios, a maior parte dos testes aponta para a cointegração das séries dos modelos 1 e 2, considerando a pegada ecológica e a renda per capita nas dimensões propostas pelos modelos.

5.2.3. Resultados

Considerando os resultados dos testes de raiz unitária e dos testes de cointegração, é possível utilizar a metodologia apresentada no capitulo anterior para então estimar a relação entre a renda per capita e a pegada ecológica. Assim, serão utilizados os estimadores *Dynamic OLS* (considerando as hipóteses homogênea e heterogênea) e o estimador *Fully Modified OLS* (para a hipótese heterogênea), assim como os estimadores de Pesaran, tanto na versão *Mean Group*, MG (PESARAN e SMITH, 1995), quanto na versão *Common Correlated Effects Mean Group*, CCEMG (PESARAN, 2006).

A Tabela 5.9 resume os resultados obtidos através dos estimadores propostos, tal que são apresentadas a hipótese homogênea (Hm) e heterogênea (Ht), assim como por as especificações com termos presença (1) e ausência (2) de tendência determinista individual das séries. A magnitude dos coeficientes dos modelos não são comparáveis entre si por serem resultados de diferentes metodologias, contudo, é possível obter o

formato das curvas a partir da análise dos sinais dos coeficientes e calcular os pontos de inflexão para a relação entre a renda per capita e a pegada ambiental, como *proxy* da pressão exercida sobre o meio ambiente.

Os resultados, contudo, apresentaram grande sensibilidade à especificação utilizada. Nos modelos de estimador *DOLS*, a hipótese homogênea (que supõe o coeficiente autoregressivo de primeira ordem seja idêntico para todas unidades do painel) apresenta um resultado de curva em formato de N. Assim, há uma parte inicial ascendente até o primeiro ponto de inflexão, que a partir de então passa a decair até um segundo ponto de inflexão onde o ritmo de queda se inverte. Até então, forma-se o formato de U invertido, porém, dada a significância do β_3, há uma inversão da queda em prol de um aumento da intensidade de pressão ambiental após ultrapassar o terceiro ponto de inflexão. Esses três momentos estão reportados na Tabela 5.9 representados pelos dois pontos extremos e pelo ponto de inflexão. Assim, no primeiro resultado, até uma renda per capita de $ 153 dólares há um aumento da pressão ambiental, seguida de uma redução dessa pressão até $ 1.733 dólares per capita, a partir do qual há somente aumento de pressão ambiental. Do ponto de vista econômico e com base nas informações da PWT, a maior parte dos países já passou por esse patamar de renda per capita, restando apenas 35 países (ou 11,2% da população mundial) com renda inferior a $ 1.733 dólares. Dessa forma, segundo esse resultado, seria esperado apenas crescimento contínuo da pressão ambiental. O resultado do estimador DOLS com hipótese heterogênea permite incluir ou não tendências comuns às séries. Constata-se que no caso onde não há inclusão de tendência, o formato da curva encontrado é semelhante ao caso anterior, contudo os pontos de inflexão ocorrem em patamares de renda per capita mais elevados.

Ao incluir os termos de tendência no modelo *DOLS* (Ht) contudo, a interpretação do resultado muda, tal que o formato encontrado é de um N invertido. Sob a ótica econômica, a pressão ambiental é alta sob níveis baixos de renda e decai até atingir $ 8.500 dólares. A partir dessa renda a pressão se intensifica novamente até alcançar $ 31.550 dólares, patamar do qual espera-se que haja então uma redução da pressão ambiental. Esse formato de N-invertido termina com uma interpretação semelhante ao U-invertido. Assim, ao ultrapassar os $ 31.550 dólares pode-se imaginar que a pressão exercida sobre o meio ambiente comece a se reduzir pois os países estariam mais conscientes. Atualmente, segundo dados da PWT, apenas 12% da

população mundial ultrapassou esse patamar de renda, de forma que é uma indicação positiva quanto à redução da pressão sobre o meio ambiente no longo do desenvolvimento econômico dos países.

No caso do estimador de *FM-OLS*, ambos considerando a hipótese heterogênea, a interpretação dos resultados são semelhantes ao caso anterior, inclusive repetindo a inversão de resultados em incluindo ou não uma tendência comum. As maiores diferenças em relação ao estimados de *DOLS* estão nos patamares de renda encontrados para os pontos extremos.

Quanto aos estimadores de *MG* e *CCEMG*, que assumem a existência de fatores comuns entre as séries, os resultados foram mais fracos estatisticamente. Apesar dos coeficientes na especificação em nível e quadrática do modelo *MG* serem significantes, o coeficiente β_3 não é estatisticamente diferente de zero. Nesse caso, a especificação do modelo 1 não é satisfatória. No caso do modelo *CCEMG*, nenhuma relação entre renda per capita e pressão ambiental foi encontrada estatisticamente. Dessa forma, a interpretação dos pontos extremos é menos adequada.

Os resultados apresentados na tabela referem-se à especificação do modelo 1, com inclusão da renda per capita em forma cúbica. Ao impor que o coeficiente do modelo $\beta_3 = 0$, tem-se o modelo 2. No caso dos estimadores *FMOLS* e *DOLS*, a interpretação é semelhante à anterior, contudo o coeficiente β_3 havia sido significativo. No caso dos coeficientes dos modelos *MG* e *CCEMG*, não foram significativos nessa especificação. Esses resultados estão no apêndice do trabalho. Por fim, destaca-se esses modelos foram muito sensíveis à especificação testada, de forma que falta robustez nos resultados. Assim, o caminho de estimação da CAK via especificações dessa natureza deve ser visto com cautela.

Tabela 5.9: Vetores de Cointegração, MG e CCEMG

Variáveis	DOLS Hm	DOLS Ht	DOLS Ht	FMOLS Ht	FMOLS Ht	MG (1)	MG (2)	CCEMG (1)	CCEMG (2)
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$y_{i,t}$	1.96	17.67*	-4.44***	123.94***	-5.48***	92.31**	48.74*	12.52	18.87
	1.440	*1.945*	*-8.487*	*3.232*	*-3.995*	*2.050*	*1.74*	*0.43*	*0.77*
$y_{i,t}^2$	-0.33*	-2.38**	0.46***	-17.88***	0.63***	-9.01*	-5.45*	-1.22	-1.77
	-1.940	*-2.122*	*7.274*	*-3.208*	*3.382*	*-1.690*	*-1.69*	*-0.36*	*-0.59*
$y_{i,t}^3$	0.02**	0.11**	-0.02***	0.87***	-0.02***	0.30	0.19	0.03	0.06
	2.440	*2.347*	*-6.345*	*3.232*	*-2.674*	*1.440*	*1.40*	*0.18*	*0.44*
Tendência							*0.01****		*0.00*
							7.38		*0.020*
N	4,277	4,277	4,277	4,277	4,277	4,277	4,277	4,277	4,277
ponto extremo 1	$ 153	$ 885	$ 8,498	$ 377	$ 1,381	$ 3,090	$ 1,091	$ 633	$ 12,123
inflexão	$ 515	$ 1,766	$ 16,374	$ 913	$ 8,765	$ 19,810	$ 16,049	$ 8,473,776	$ 38,507
ponto extremo 2	$ 1,733	$ 3,527	$ 31,550	$ 2,213	$ 55,632	$ 127,009	$ 235,981	-	$ 122,309
Formato	N	N	N invertido	N	N invertido	N	N	N	N
Especificação (leads lags)	(3 3)	(2 2)	(2 2)	-	-	-	-	-	-
Tendências especificas	-	-	1	-	1	-	76	-	29

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
Estatística t entre parênteses

5.3. Modelo de Solow Verde

Dentro da seção a seguir, considera-se três variações do modelo, segundo a especificação da equação 64. A primeira versão considera a convergência condicional, que inclui apenas o termo $ef_{i,t-N}$ no lado direito da equação; a segunda versão considera a convergência condicional irrestrita, sem imposição da poupança igual a depreciação efetiva e será tratada por (Irr.); e, por fim a versão que considera a convergência condicional restrita, em que há essa imposição, será tratado por (R.).

5.3.1. Estatísticas Descritivas

Na Tabela 5.10 encontram-se as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para a estimação do modelo de Solow Verde, nas mesmas dimensões apresentadas anteriormente.

Tabela 5.10: Estatísticas Descritivas – Modelo de Solow Verde

Variáveis		Média	Desvio padrão	Min.	Max.
$\frac{1}{N}\log\frac{ef_{i,t}}{ef_{i,t-N}}$	overall	0,020	0,034	-0,141	0,322
	between		0,013	-0,001	0,092
	within		0,031	-0,144	0,278
$\log ef_{i,t}$	overall	-0,070	1,049	-4,244	2,772
	between		1,000	-3,666	2,004
	within		0,330	-2,154	1,728
$\log ef_{i,t-N}$	overall	-0,171	1,045	-4,244	2,624
	between		0,993	-3,770	1,876
	within		0,336	-2,061	1,336
$\log s_{i,t}$	overall	2,946	0,488	0,383	4,370
	between		0,418	1,237	3,819
	within		0,262	1,916	4,162
$\log n+g+d$	overall	0,068	0,013	-0,006	0,140
	between		0,010	0,047	0,107
	within		0,008	-0,027	0,118

Fonte: Resultados do trabalho

A taxa média de crescimento da razão entre a pegada ecológica sobre a biocapacidade, no período analisado, foi de 2%. Durante esse período, a média desse indicador foi de 0,932, de forma que, ao se situar abaixo de 1, indica que não há pressão sobre o meio ambiente, contudo, esse valor está em torno de 1,5, considerando o último cálculo de 2007. A taxa de poupança média dos países foi de 19,03% e a depreciação efetiva ficou em torno de 7%, que implica num crescimento médio populacional de 2%.

Os países que apresentaram a taxa de crescimento da razão da pegada mais elevada foram os Estados Unidos, Arábia Saudita e Kuwait, no período de 1978-1982, acima de 3% a.a., enquanto a Geórgia apresentou redução de 33% no período 1998-2002. Com relação à poupança, as taxas mais elevadas foram encontradas em Gana, em torno de 79% (1963-1967) e no Malaui, acima de 70% (1968-1977), mas não se sustentaram nesses níveis com o passar do tempo. Os níveis de poupança mais baixos foram observados em Cuba, durante o período 1993-2007, que ficou em torno de 2%. Os países com as menores e maiores taxa de crescimento populacional foram o Kuwait, com redução de 5% no período 1988-1992 e os países dos Emirados Árabes, com 10% de aumento populacional no período 1978-1982.

5.3.2. Testes Preliminares

Uma das principais vantagens da estimação por painel, conforme apresentada no capítulo 4, reside na possibilidade do controle pelo efeito fixo individual de cada unidade. Assim, idiossincrasias não observáveis, que poderiam causar viés de variável omitida, conseguem ser expurgadas das regressões e produzir resultados consistentes.

Conforme Greene (2003), um modelo teórico básico para estimação em painel pode ter a seguinte estrutura:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{i,t} \qquad (5.1)$$

tal que existe k regressores inclusos em $x_{i,t}$, com exceção da constante. O termo z_i captura o efeito individual ou heterogeneidade de cada unidade (constante no tempo), que pode ser tanto observável ou não. Se o termo z_i for observável para todos os indivíduos, pode-se estimar o modelo via OLS. Ainda, no caso de z_i ser não observável, mas idêntico para todas as unidades do painel, o estimador de OLS pode ser usado considerando os dados empilhados (*pooled*) sem precisar de nenhum tratamento nos

dados. Contudo, caso z_i seja não observável e heterogêneo, então o estimador de OLS será viesado e inconsistente. Dessa forma, o teste de poolabilidade permite inferir sobre a homogeneidade ou não dos parâmetros z_i, sob a hipótese nula $H_0: z_i = z$.

O teste reside num teste F que considera a soma do quadrado dos erros da regressão pooled $e'e$ e o somatório da soma dos quadrados dos erros de cada regressão individual $e'_i e_i$, tal que:

$$F[\ n-1\ \ K, n\ \ T-K\ ] = \frac{e'e - \quad e'_i e_i \quad n-1\ \ K}{e'_i e_i \quad T-K} \qquad (5.2)$$

em que $K = k + 1$, inclui intercepto, n é o número de unidades do painel e T é número de períodos de tempo. Assim, se H_0 é rejeitada, a estimação via OLS não é adequada, devendo-se então utilizar os modelos que controlam pelo efeito fixo em painel.

Para inferir, então, sobre qual o estimador mais adequado (Efeito Aleatório ou Efeito Fixo), aplica-se o teste de Hausman, que explora o dilema entre eficiência e consistência, dada a natureza das características individuais presentes no efeito fixo. Sob a hipótese nula, o teste de Hausman considera que a diferença entre os coeficientes não é sistemática.

Tabela 5.11: Testes de Poolabilidade e Hausman

	Convergência Absoluta	Convergência Condicional	
		(Irr.)	(R.)
Poolabilidade			
F	1,463***	1,549***	1,377***
	0,000	**0,000**	**0,001**
Hausman			
χ^2	84,21***	104,86***	90,54***
Prob $> \chi^2$	**0,0000**	**0,0000**	**0,0000**

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**

A Tabela 5.11 traz os resultados para os testes, de forma que, nos três modelos apresentados, rejeita-se H_0 no teste de poolabilidade, indicando a presença de

efeito fixo heterogêneo entre as unidades do painel, devendo-se utilizar a metodologia econométrica de painel.

Também rejeita-se H_0 para os 3 modelos no teste de Hausman, ou seja, existe diferença entre os coeficientes e, portanto, o estimador de efeito fixo é consistente para a estimação dos modelos. Logo,é o mais adequado.

Esse trabalho, dessa forma, aprofunda a análise explorando os estimadores da família de efeitos fixos, como o estimador de efeito fixo, em si, o estimador de primeira diferença e os estimadores de painel dinâmico desenvolvidos por Anderson e Hsiao (1981) e Arellano e Bond (1991) e o estimador de *System-GMM* (ARELLANO e BOVER, 1995 e BLUNDELL e BOND, 1998).

5.3.3. Resultados

A Tabela 5.12 e Tabela 5.13 apresentam os resultados dos estimadores para o modelo de convergência de Brock e Taylor (2010). Uma vez que os estimadores de efeito fixo são os mais adequados, pode-se proceder de forma a estimar painéis estáticos ou dinâmicos.

A Tabela 5.12 considera inicialmente o tratamento dado aos painéis estáticos, considerando os estimadores de efeito fixo e primeira diferença. No modelo de efeito fixo, a variável dependente, conforme exposta no modelo, é a taxa de crescimento do indicador da pegada ecológica $\frac{1}{N}\log\frac{ef_{i,t}}{ef_{i,t-N}}$, contudo para o estimador em primeira diferença e painel dinâmico, é possível aplicar algumas transformações e reescrever[22] a equação 64, tal que obtemos a equação (5.3)

$$\begin{aligned}\log ef_{i,t}^{c} &= \beta_0 + \theta_1 \log ef_{i,t-N}^{c} + \beta_2 \log s_i \\ &\quad + \beta_3 \log n + g_B + \delta_i + \mu_{i,t}\end{aligned} \tag{5.3}$$

em que $\theta_1 = \beta_1 + 1$. Dessa forma, o coeficiente $\beta_1 = \theta_1 - 1$ e, sabendo que há convergência quando $\beta_1 < 0$, logo, $\theta_1 < 1$. Nas tabelas abaixo, é apresentado diretamente o coeficiente β_1, já considerando a devida transformação.

[22] Transformação apresentada no Apêndice C – Equação (4.2) em Primeira Diferença.

Assim, o sinal negativo do coeficiente β_1 de log $ef_{i,t-N}$ indica que quanto maior for o ponto de partida inicial dos países, menor vai ser a taxa de crescimento da pegada ecológica (no caso do efeito fixo), ou menor vai ser o hiato do valor (em nível) da pegada ecológica entre os períodos. A conclusão que se pode tirar é que os países com valores mais baixos de pegada ecológica devem caminhar para níveis mais elevados de pegada, ou seja, eles devem ampliar a pressão sobre o meio ambiente.

Em ambos os modelos, o coeficiente da variável de poupança foi significativo, enquanto o coeficiente da depreciação efetiva não parece ser significativo. Isso implica que o aumento da poupança (e intuitivamente, da formação de capital) também contribui para o aumento da pressão ambiental. A depreciação efetiva, que segundo o modelo deveria apresentar sinal negativo não apresentou coeficientes significativos nos modelos irrestritos. Isso equivale a dizer que o crescimento populacional, a tecnologia e a depreciação não atuam no sentido de reduzir a pressão ambiental (representada pela pegada ecológica per capita). No modelo restrito (em que os coeficientes de poupança e depreciação efetiva são de mesma magnitude e contrários em sinal), os coeficientes são significativos, tal que há uma interpretação do coeficiente para a depreciação efetiva. Assim como no caso da poupança, a magnitude dos coeficientes é bastante baixa. Um aumento populacional de, por exemplo, 1% no modelo de convergência condicional restrito e em primeira diferença reduz a pegada ecológica em 0,04%. Da mesma forma, um país em que apresenta uma taxa média de poupança de 19,6% e ganhe 5 p.p., alcançando um patamar mais propenso ao crescimento econômico (assumindo que o ganho de poupança vira investimento doméstico, chegando 24,6%), irá aumentar a sua pegada ecológica em 1%.

Apesar do valor baixo dos coeficientes das duas metodologias abaixo, os modelos apontam para presença de convergência no parâmetro λ, com valores variando entre 1% e 4%. Esses valores podem ser traduzidos em números de anos necessários para reduzir o hiato da pegada ecológica entre países. Por exemplo, segundo a Tabela 5.1, a pegada ecológica dos Países classificados como de Alta Renda é de 3,15 e dos países com Renda Média e Baixa Renda é de 1,08 e 0,64. Considerando a velocidade de convergência em torno de 4% e uma pegada ecológica constante dos países de Renda Alta, seriam necessários 17 anos para reduzir o hiato entre os países pela metade. Isso implica em que em 17 anos a pegada dos países de Renda Média chegaria a 2,12 e a dos países de Baixa Renda a 1,90. O impacto individual de cada grupo é de um acréscimo

de 0,67 e de 0,24 no nível da pegada ecológica hoje, ou seja, um acréscimo de quase 45% e 16%, fazendo com que a pegada ecológica em 17 anos chegue a 2,44. Isso implica que seriam necessários 2,44 planetas para suprir o padrão de consumo humano.

Tabela 5.12: Modelos de Efeito Fixo e Primeira Diferença

	EFEITO FIXO			PRIMEIRA DIFERENÇA		
	Convergência			Convergência		
Variáveis	Absoluta	Condicional		Absoluta	Condicional	
		(Irr.)	(R.)		(Irr.)	(R)
log $ef_{i,t-N}$	-0,010***	-0,003***	-0,003***	0,962***	0,992***	0,989***
	(-16,99)	*(-4,07)*	*(-4,63)*	*(269,80)*	*(319,55)*	*(330,83)*
log s_i	-	0,005***	-	-	0,023***	-
		(4,40)			*(5,27)*	
log $n+g+d_i$	-	0,032	-	-	0,214	-
		(0,73)			*(1,11)*	
log s_i − log $n+g+d_i$	-	-	0,005***	-		0,042***
			(22,91)			*(6,34)*
N	910	910	910	819	819	819
α implícito		0,62	0,65		0,73	0,79
λ implícito	0,01	0,03	0,02	0,04	0,02	0,01
Anos	65,2	27,8	29,7	16,6	39,3	49,5
$\beta_1 = \theta_1 - 1$,				*-0,038****	*-0,008****	*-0,011****

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
Estatística t entre parênteses

Outra forma de entender o problema é através de painéis dinâmicos, tal que há uma dependência temporal na observação dos indicadores, tal que a matriz de variância-covariância apresentará correlação serial de 1º ordem. Apesar disso, é possível instrumentalizar as variáveis endógenas por meio de defasagens das variáveis do modelo, conforme Arellano e Bond (1991), ou utilizar um sistema de equações em que a variável dependente se encontra no nível e na diferença e instrumentalizar por defasagens da diferença e defasagens do nível, respectivamente[23], conforme Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

[23] Ver seção 4.3.1.2 Painel Dinâmico

A Tabela 5.13: Painel Dinâmico apresenta os dois modelos em painel dinâmico, explorando os benefícios de cada metodologia. A interpretação do coeficiente log $ef_{i,t-N}$ é semelhante à apresentada anteriormente, de forma que quanto maior for o ponto de partida inicial dos países menor vai ser o hiato do valor (em nível) da pegada ecológica entre os períodos. A conclusão que se pode tirar é que os países com valores mais baixos de pegada ecológica devem caminhar para níveis mais elevados de pegada, ou seja, eles devem ampliar a pressão sobre o meio ambiente.

Nestes resultados, os coeficientes de poupança e depreciação efetiva também se mostraram significativos e com sinal dentro do que o modelo prevê. Em relação aos resultados anteriores, os valores dos coeficientes também são maiores, tal que o impacto dessas variáveis considerando esses modelos é maior do que antes. No modelo de convergência condicional irrestrita em GMM em sistema, sob a mesma hipótese de um ganho de 5 p.p. na taxa de poupança, elevaria a pegada ecológica do país em 2,3%, resultado superior ao encontrado nos modelos anteriores. Da mesma forma, um aumento de 1% na depreciação efetiva reduziria em 2,7% a pegada ecológica per capita.

A validação desses modelos se dá por meio dos testes de correlação serial de 1ª e 2ª Ordem e do Teste de Sargan, sobre a validação dos instrumentos utilizados. Nos modelos de convergência absoluta, foram realizados testes que incluíssem o menor número de instrumentos, mas privilegiou-se encontrar um coeficiente coerente com a hipótese do modelo e que não tivesse problemas na estrutura de correlação dos resíduos. Dessa forma, espera-se que haja autocorrelação de 1ª ordem mas não de segunda, conforme validaram os testes. Por esse motivo, a estatística de Sargan aponta na direção de um número excessivo de instrumentos nesses casos. Contudo, considerando os modelos de convergência condicional, a 5% não se rejeita a hipótese de autocorrelação de 1ª ordem mas rejeita-se a autocorrelação de 2ª ordem. Igualmente, o Teste de Sargan não rejeita a hipótese que o número de instrumentos é válido.

Assim, pode-se também avaliar os parâmetros implícitos do modelo, α e λ. Sendo λ a velocidade de convergência, como já apresentada anteriormente, os resultados variam entre 2% e 4%. Com isso, o tempo necessário para se reduzir o hiato dos níveis de pegada ecológica entre os países pela metade varia de 16 a 30 anos. A parcela de capital na economia, α, varia entre 41% e 68%, abaixo dos valores encontrados nos modelos anteriores. Os resultados da tabela abaixo são consistentes

com resultados obtidos na estimação do modelo de Solow tradicional (ISLAM, 1995; MANKIW, ROMER e WEIL, 1992; SALA-I-MARTIN, 1996; DURLAUF, JOHNSON e TEMPLE, J. R. W., 2005; MCQUINN e WHELAN, 2007), tanto quanto na fração do capital na economia quanto em relação à velocidade de convergência, inclusive com a metodologia de System-GMM (BOND, HOEFFLER e TEMPLE, 2001). Com base nesses resultados, é possível entender como a velocidade de convergência entre os países pode impactar a Pegada Ecológica no futuro.

Tabela 5.13: Painel Dinâmico

	Arellano Bond (1991)			System-GMM		
	Convergência			Convergência		
Variáveis	Absoluta	Condicional		Absoluta	Condicional	
		(Irr.)	(R)		(Irr.)	(R)
log $ef_{i,t-N}$	0.965***	0.888***	0.875***	0.974***	0.853***	0.984***
	(7.960)	*(7.210)*	*(22.490)*	*(127.020)*	*(18.080)*	*(172.110)*
log s_i	-	0.116***	-	-	0.102***	-
		(3.250)			*(3.550)*	
log $n+g+d_i$	-	-1.874	-	-	-2.985***	-
		(-1.390)			*(-2.360)*	
log s_i $-$ log $n+g+d_i$	-	-	0.102***	-	-	0.033***
			(3.190)			*(9.280)*
N	637	637	637	546	728	455
Instrumentos[24]	12	23	20	17	76	68
α implícito		0.51	0.45		0.41	0.68
λ implícito	0.04	0.03	0.04	0.03	0.04	0.02
Anos	18.6	21.4	19.1	25.7	16.0	29.3
$\beta_1 = \theta_1 - 1,$	-0.035***	-0.112***	-0.125***	-0.026***	-0.147***	-0.016***
Teste de Sargan	40.20	79.98	26.50	51.35	85.15	88.73
	(0.000)	***(0.194)***	***(0.066)***	***(0.000)***	***(0.156)***	***(0.341)***
Correlação 1ª Ordem	-2.80	-4.88	-3.14	-3.27	-3.12	-3.23
	(0.005)	***(0.000)***	***(0.002)***	***(0.001)***	***(0.002)***	***(0.001)***
Correlação 2ª Ordem	-0.63	1.43	-1.92	-1.56	-1.64	-1.59
	(0.528)	***(0.154)***	***(0.055)***	***(0.118)***	***(0.100)***	***(0.113)***

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**
Estatística t entre parênteses

[24] Lista de instrumento no item "8.6. Apêndice G" desse trabalho

5.3.4. Cenário

Uma aplicação direta da velocidade de convergência do modelo de Brock e Taylor (2010) é poder compreender quanto tempo demora para reduzir o gap entre os países, em relação à razão da Pegada Ecológica. Nesse sentido, é possível realizar alguns exercícios utilizando essa informação. A Tabela 5.14 apresenta algumas informações já apresentadas na Tabela 5.1.

Supondo que as pessoas almejem atingir o mesmo nível de padrão de consumo que dos países com Renda Alta, então, deve-se presumir que o impacto ambiental desses países também seja mais elevado, em média, do que é hoje. A tabela abaixo apresenta os número referentes à razão da Pegada Ecológica (conforme a Tabela 5.1) e a população dos grupos de países classificados por nível de renda. Assim, é possível calcular o hiato existente entre os países, quando a Pegada. Com base na velocidade de convergência, tal como encontrada na seção anterior, pode-se inferir sobre quantos anos serão necessário para reduzir o hiato entre os países.

Tabela 5.14: Efeito *Catching-Up*

Classificação	Países			Mundo
	Renda Alta	Renda Média	Renda Baixa	
População (bilhões de pessoas)	1.037	4.394	1.298	6.729
Razão Pegada Ecológica / Biocapacidade	3,15	1,08	0,64	1,52
GAP	-	2,07	2,51	
Efeito *Catch-up* (1/2 do *GAP*)	-	2,12	1,90	
Adicional na Pegada Ecológica		0,68	0,24	0,92
Razão Pegada Ecológica + Adicional		2,20	1,76	2,44
Crescimento		44,5%	15,9%	60,5%

Fonte: Resultado do trabalho

Caso dos países de Renda Média, que concentram um grande percentual da população, consigam reduzir pela metade o hiato em relação aos países de Renda Alta, então sua nova Pegada atingiria o valor de 2,20. Nesse caso, seriam necessários 2,2 "Planetas Terra" para suprir esse padrão de consumo, uma pressão sobre o meio ambiente de 44,5% acima do que é hoje. Em termos globais, no caso dos países de Renda Baixa também conseguirem reduzir o hiato, pode-se chegar a uma Pegada Mundial de 2,44 (isso tudo mantendo constante a Pegada dos países de Alta Renda). A

figura 5.4, com base na velocidade de convergência média encontrada nos modelos de 2,8%, apresenta a evolução da razão da Pegada Ecológica sobre a capacidade de autorregeneração do planeta. Nesse ritmo, nos próximos 10 estaremos exigindo do planeta 30,5% a mais do que hoje, para atender as demandas de padrão de consumo e em apenas 20 anos chegaríamos ao cenário da Tabela 5.14.

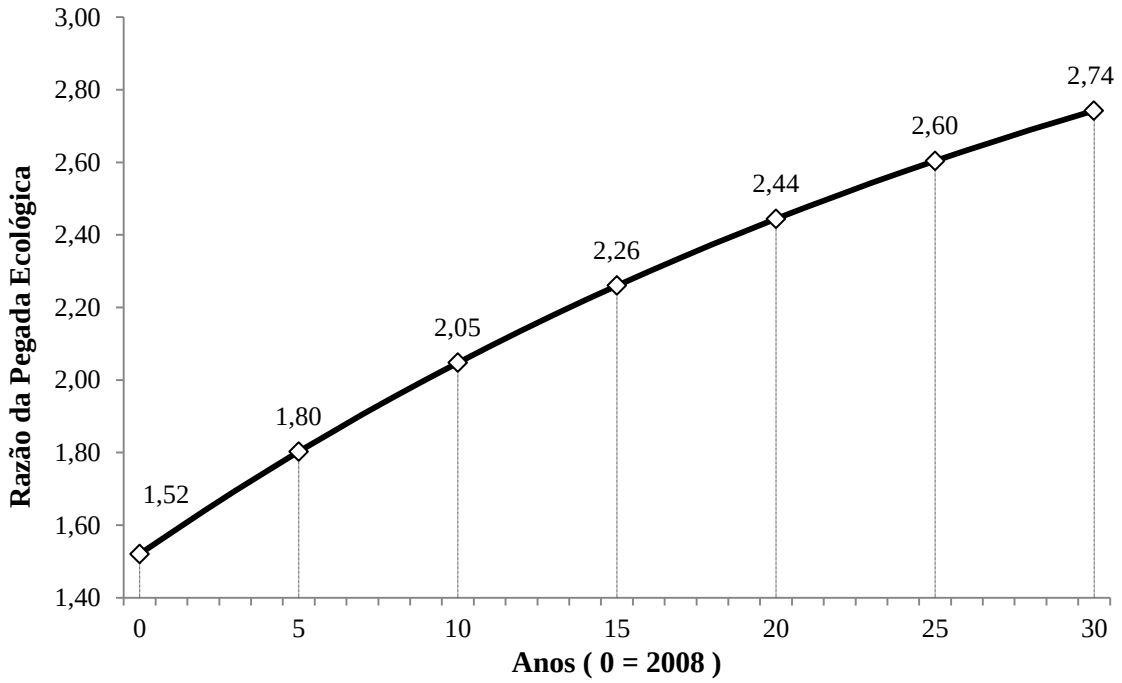

Figura 5.4 – Evolução da Razão da Pegada Ecológica
Fonte: Resultado do trabalho

6. CONCLUSÃO

O trabalho apresenta uma revisão do que foi produzido de mais importante a respeito da Curva Ambiental de Kuznets e relaciona tal hipótese entre a relação de U-invertido. Utilizou-se para tal a Pegada Ecológica e a renda per capita dos países, usufruindo de uma especificação tradicional assim como o modelo de convergência de Brock e Taylor (2010), que permite a inclusão mais variáveis econômicas.

Foi entendido, em ambas as enfoques para estimação da CAK, que a Pegada Ecológica como indicador de pressão ambiental é mais adequado do que indicadores específicos de um determinado tipo de poluição. Dessa forma, com esse indicador amplo de pressão sobre o meio ambiente, buscou-se atender as algumas das criticas em relação à hipótese da CAK, quanto a discussão de indicadores locais ou globais, quanto a substituição de insumos que podem resultar em diferentes poluentes e quanto a diferentes períodos os países analisados, uma vez também que foi utlizado um painel de países com base em informações dos últimos 50 anos. Ainda, na segunda parte do trabalho, o modelo de Solow verde também acomoda a crítica de que a CAK seria uma hipótese *ad hoc* e introduz tanto uma interpretação econômica do modelo teórico quanto uma forma estimável do resultado do modelo.

Em relação aos testes sobre a validade da CAK padrão, com base nos estimadores DOLS, FMOLS, MG e CCEMG, foram obtidas evidencias muito mais fortes em favor de um formato de N ou N-invertido, dada a significância do coeficiente do termo cúbico da renda. Nesse sentido, fica afastada a hipótese de uma relação de U-invertido, como sugere a CAK. Nos casos onde o formato em N é encontrado, pode-se entender que há uma reconexão da pressão ambiental, medida pela Pegada Ecológica, com a evolução da renda per capita. Na teoria, esse resultado poderia ser causado pelo efeito escala se sobressaindo aos efeitos composição e técnica. Nesses casos, o ponto extremo mais alto encontrado foi de $3.527 dólares, ou seja, a maior parte dos países está já além dessa renda per capita e a partir daí a relação com a pressão ambiental é somente crescente. Nos casos de N-invertido, a parte final da curva lembra o formato de U-invertido, com ponto extremo mais alto encontrado em torno de $55.600 dólares per capita, indicando que até essa renda per capita a pressão ambiental ainda é crescente.

Os resultados dos modelos de MG e CCEMG foram de contribuição menor no trabalho. Independentemente dos modelos estimados, houve pouca robustez nos

resultados com relação à forma tradicional de teste da CAK. Mudanças marginais na especificação adotada (considerando diferentes tratamentos para o número de *leads* e *lags* e para o tamanho da janela do estimador de Kernel para variância de longo prazo, assim como o tratamento do número de tendências comuns e a inclusão ou não de termos deterministas) levaram a resultados muito díspares até invertendo a interpretação dos coeficientes, do formato da curva e dos pontos de inflexão. Nesse sentido, é preciso analisar com cautela tais resultados.

Assim, atribui-se um peso maior à interpretação dos resultados do modelo de Solow verde, uma vez que as estimativas de Curva Ambiental de Kuznets trouxeram problemas de estimação e levaram a resultados diversos. O modelo de Solow verde permite obter o resultado da CAK de forma indireta e, por isso, pode ser menos suscetível a problemas de estimação que a forma direta. Apesar desse modelo de convergência também ter apresentado sensibilidade no tratamento das especificações de painel dinâmico, os resultados obtidos através de diferentes métodos de estimação são muito mais próximos entre si. Os coeficientes encontrados indicam a existência indireta de uma CAK, como hipótese acomodada pelo modelo. Dessa forma, além da confirmação da CAK, há uma velocidade de convergência entre os países, tal que, condicionados à sua estrutura de poupança e de população, por exemplo, devem atingir uma Pegada Ecológica em diferentes patamares. No caso dos parâmetros serem semelhantes entre as economias, elas convergem para patamares comuns, formando os chamados Clubes de convergência.

Ainda em relação aos resultados do modelo de Solow verde, enquanto a mais baixa fração do capital encontrada nas economias, em torno de 0,4, é próximo da fração de capital encontrada nos trabalhos de Mankiw, Romer e Weil (1992) e próxima da teoria (em que capital físico corresponderia a 1/3 da economia), a fração mais elevada, em torno de 0,8 é também condizente resultados encontrado em Islam (1995). Um dos prováveis motivos pelo valor elevado perto de 0,8 pode decorrer do fato que o modelo de Solow verde não incorpora capital humano ou capital ambiental, de forma que o resultado passaria a atribuir ao capital físico a estimativa do capital total na economia, sem identificar sua fonte.

A velocidade de convergência, resultado principal do trabalho, varia pouco entre os resultados dos modelos estimados, situando-se entre 1% e 4%. No longo prazo, isso implica em uma redução do hiato da Pegada Ecológica entre os países entre 16 e 65

anos. Se por um lado essa redução pode ser mais ou menos rápida, por outro, a indicação mais importante é que deve haver ainda um aumento da pressão ambiental, uma vez que os países de Renda Alta, além de ser os que mais pressionam o meio ambiente, estão ainda ampliando essa pressão nos anos recentes.

Desse fato, foi possível criar um cenário, com hipóteses conservadoras inclusive, em que, mantendo estável a população e a Pegada Ecológica dos países de Renda Alta, os demais países alcançam o mesmo padrão de consumo e de Pegada Ecológica. Assim, com base na velocidade média de convergência obtida, em 20 anos os países reduziriam pela metade o hiato em relação ao grupo mais avançado, que implica em um nível de Pegada Ecológica de 2,44 planetas para sustentar a atividade humana. Entende-se que esse resultado é ruim, uma vez que intensifica-se a ultrapassagem ecológica atual (ou *overshoot* ecológico), que está em 1,52. Dessa forma, há uma continua pressão ambiental ao retirar do meio ambiente mais do que ele é capaz de nos prover de forma sustentável e uma destruição dos estoques naturais já acumulados. Embora a conclusão não seja catastrófica, esse ritmo de degradação ambiental pode causar sérios danos a todas espécies vivas no planeta, inclusive afetando o futuro da humanidade. Se esses danos se mostrarem irreparáveis e forem desconsiderados pelas gerações atuais, todo o esforço em desenvolvimento dos países e ganho de renda per capita estarão comprometidos, assim como o futuro padrão de consumo.

Deve-se, todavia, salientar que essa constatação deve-se às evidencias encontradas a partir dos modelos propostos. O modelo de Brock e Taylor (2010) permite a inclusão da atividade redutora de pressão ambiental, que, segundo a estratégia empírica, é pouco explorado. Também a estimação da CAK tradicional permite a inclusão de uma série de outras variáveis que possam estar relacionadas com o aumento da pressão ambiental que não só a renda per capita. Em ambos os casos, controlando por esses fatores, pode-se atingir resultados diferentes dos encontrados nesse trabalho.

Em linhas gerais, o trabalho aponta para resultados não muito animadores em relação à atividade econômica, medida em termos agregados, e a pressão ambiental. Ainda que essa seja uma preocupação recente, ela deve ser não apenas mais estudada, mas corrigida, para que a Pegada Ecológica, como reflexo do padrão de consumo do homem, seja adequada com a biocapacidade do planeta em nos suprir com recursos, respeitando os limites naturais, a fim de que haja uma existência sustentável e harmoniosa das espécies e do homem.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, T. W. e HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. **Journal of the American statistical Association**, v. 76, n. 375, p. 598-606, 1981.

ANDREONI, J. e LEVINSON, A. The simple analytics of the environmental Kuznets curve. **Journal of public economics**, v. 80, n. 2, p. 269–286, 2001.

ARELLANO, M. e BOND, Stephen. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277, 1991.

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

AVILA, E. **Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões de CO2**. Universidade de SÃo Paulo - . 2011.

BAGLIANI, M.; BRAVO, G. e DALMAZZONE, S. A consumption-based approach to environmental Kuznets curves using the ecological footprint indicator. **Ecological Economics**, v. 65, n. 3, p. 650-661, 2008.

BAI, J. e NG, S. A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. **Econometrica**, v. 72, n. 4, p. 1127-1177, 2004.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 4th. ed. : Wiley, 2005. v. 13p. 747

BLUNDELL, R. e BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BOND, S.; HOEFFLER, A. e TEMPLE, J. **GMM estimation of empirical growth models**. [S.l: s.n.], 2001.

BREITUNG, Jörg. The local power of some unit root tests for panel data. **ADVANCES IN ECONOMETRICS, VOL. 15: NONSTATIONARY PANELS, PANEL COINTEGRATION, AND DYNAMIC PANELS, JAI**, v. 15, p. 161 - 178, 2000.

BREITUNG, Jorg e DAS, S. Panel unit root tests under cross-sectional dependence. **Statistica Neerlandica**, v. 59, n. 4, p. 414-433, 2005.

BREITUNG, Jörg e PESARAN, M. H. **Unit Roots and Cointegration in Panels**. **Deutsche Bundesbank**. [S.l: s.n.], 2005.

BROCK, W. A. e TAYLOR, M. S. The Green Solow model. **NBER Working Papers**, 2004.

BROCK, W. A. e TAYLOR, M. S. Economic Growth and the Environment: A Review of Theory and Empirics. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (Eds.). **Handbook of Economic Growth**. : Elsevier, 2005. v. 1 (Part B)p. 1749 - 1821.

BROCK, W. A. e TAYLOR, M. S. The Green Solow model. **Journal of Economic Growth**, v. 15, n. 2, p. 127-153, 2010.

BRUYN, S. M. DE. **Economic growth and the environment: An empirical analysis**. 1. ed. : Springer, 2000. p. 260

BRUYN, S. M. DE e HEINTZ, R. J. The environmental Kuznets curve hypothesis. **Handbook of Environmental and Resource Economics.** [S.l: s.n.], 1999. p. 656 - 677.

BRUYN, S. M. DE e OPSCHOOR, J. B. Developments in the throughput-income relationship : theoretical and empirical observations. **Ecological Economics**, v. 20, p. 255-268, 1997.

BULTE, E. H. e SOEST, D. P. VAN. Environmental degradation in developing countries: households and the (reverse) Environmental Kuznets Curve. **Journal of Development Economics**, v. 65, p. 225–235, 2001.

CAVIGLIAHARRIS, J.; CHAMBERS, D. e KAHN, J. Taking the "U" out of Kuznets - A comprehensive analysis of the EKC and environmental degradation. **Ecological Economics**, v. 68, n. 4, p. 1149-1159, 2009.

CHOI, I. Unit root tests for panel data. **Journal of International Money and Finance**, v. 20, n. 2, p. 249-272, 2001.

CHOI, I. **Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels**. **Mimeo**. [S.l: s.n.], 2002.

DASGUPTA, S. et al. Confronting the Environmental Kuznets Curve. **Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 1, p. 147-168, 2002.

DINDA, S. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. **Ecological Economics**, v. 49, n. 4, p. 431-455, 2004.

DINDA, S. A theoretical basis for the environmental Kuznets curve. **Ecological Economics**, v. 53, n. 3, p. 403-413, 2005.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. e TEMPLE, J. R. W. Growth Econometrics. In: DURLAUF, S. N.; AGHION, P. (Eds.). **Handbook of Economic Growth**. : Elsevier, 2005. v. 1 (Part A)p. 555-677.

EBERHARDT, M. **XTMG: Stata module to estimate panel time series models with heterogeneous slopes**. : Boston College Department of Economics, 2011.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. e STOCK, J. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica: Journal of the …**, v. 64, n. 4, p. 813-36, 1996.

EWING, B. ECOLOGICAL FOOTPRINT ATLAS 2010. **October**, p. 113, 2010.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. : Prentice Hall, 2003. v. 97p. 1026

GROSSMAN, G. M. e KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. **NBER Working Papers**, n. 3914, p. 57, 1991.

GROSSMAN, G. M. e KRUEGER, A. B. Economic growth and the environment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **The Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p. 148-161, 2000.

HARRIS, R. D. F. e TZAVALIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. **Journal of Econometrics**, v. 91, n. 2, p. 201-226, 1999.

HERVIEUX, M.-S. e DARNÉ, O. **Environmental Kuznets Curve and Ecological Footprint: A Time Series Analysis**. **LEMNA**. Nantes: Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique, 2013.

HOLTZ-EAKIN, D. e SELDEN, T. M. Stoking the Fires? CO2 Emissions and Economic Growth. **Journal of Public Economics**, v. 57, n. 1, p. 85-101, 1995.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Second Edi ed. : Cambridge University Press, 2003.

HURLIN, C. e MIGNON, V. **Second generation panel unit root tests**. **HAL-SHS**. [S.l: s.n.]. Disponível em: <http://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00159842/en/>. Acesso em: 30 abr. 2012, 2007.

IM, K. S.; PESARAN, M. H. e SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.

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

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

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of Econometrics**, v. 90, n. 1, p. 1-44, 1999.

KAO, C. e CHIANG, M.-H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. **Advances in Econometrics**, v. 15, p. 179-222, 2000.

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

KIJIMA, M.; NISHIDE, K. e OHYAMA, A. Economic models for the environmental Kuznets curve: A survey. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 34, n. 7, p. 1187-1201, 2010.

KLEVMARKEN, N. A. Panel Studies: What Can We Learn From Them? **European Economic Review**, v. 33, p. 523-529, 1989.

KRISTROM, B. e RIERA, P. Is the income elasticity of environmental improvements less than one? **Environmental & Resource Economics**, v. 7, n. 1, p. 45-55, 1996.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

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

LEVINSON, A. **The ups and downs of the environmental Kuznets curve**. Georgetown University, Department of Economics. Orlando, FL: [s.n.], 2001.

LOPEZ, R. The environment as a factor of production: the effects of economic growth and trade liberalization. **Journal of Environmental Economics and management**, v. 27, n. 2, p. 163–184, 1994.

MADDALA, G. S. e WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. January 1999, p. 22, 1999.

MANKIW, N. G.; ROMER, D. e WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MCQUINN, K. e WHELAN, K. Conditional convergence and the dynamics of the capital-output ratio. **Journal of Economic Growth**, n. March, 2007.

MEADOWS, D. H. et al. **The Limits to Growth**. : Universe Books, 1972. v. 387p. 237-238

MOON, H. R. e PERRON, B. Testing for a unit root in panels with dynamic factors. **Journal of Econometrics**, v. 122, n. 1, p. 81-126, 2004.

NELSON, C. R. e PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconmic time series: Some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, p. 139-162, 1982.

NORDHAUS, W. D. e TOBIN, J. **Is Growth Obsolete?** : NBER, 1972. v. 5p. 1-80

O'CONNELL, P. G. J. The overvaluation of purchasing power parity. **Journal of International Economics**, v. 44, n. 1, p. 1-19, 1998.

PANAYOTOU, T. **Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development**. **International Labour Office**. [S.l: s.n.], 1993.

PANAYOTOU, T. Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool. **Environment and Development Economics**, v. 2, n. 4, p. 465-484, 1997.

PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, n. s1, p. 653-670, 1999.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. **Econometric theory**, v. 20, n. 03, p. 597-625, 2004.

PERMAN, R. et al. **Natural resource and environmental economics**. : Pearson Education, 2003. v. 3p. 699

PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. **CESifo Working Paper Series No. 1229; IZA**, v. 3, 2004.

PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. **Econometrica**, 2006.

PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal of Applied Econometrics**, v. 22, n. 2, p. 265-312, 2007.

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

PESARAN, M. H. e TOSETTI, E. Large panels with common factors and spatial correlation. **Journal of Econometrics**, 2011.

PEZZEY, J. **Sustainable Development Concept: An Economic Analysis**. World Bank, 1992.

PHILLIPS, Peter C. B. e SUL, D. Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence*. **The Econometrics Journal**, v. 6, n. 1, p. 217-259, 2003.

RAY, D. **Development Economics**. : Princeton University Press, 1998. p. 848

REES, W. E. Ecological footprints and appropriated carrying capacity: what urban economics leaves out. **Environment and Urbanization**, v. 4, n. 2, p. 121-130, 1992.

SALA-I-MARTIN, X. Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. **European Economic Review**, v. 40, p. 1325-1352, 1996.

SELDEN, T. M. e 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.

SELDEN, T. M. e SONG, D. Neoclassical growth, the J curve for abatement, and the inverted U curve for pollution. **Journal of Environmental Economics and management**, v. 29, n. 2, p. 162–168, 1995.

SHAFIK, N. e BANDYOPADHYAY, S. **Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence**. **Policy Research Working Paper Series**. : The World Bank, 1992.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65, 1956.

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

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

STOCK, J. e WATSON, M. Variable trends in economic time series. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 2, n. 3, p. 147-74, 1988.

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

SWAN, T. Economic growth and capital accumulation. **Economic record**, v. 32, n. 2, p. 334-361, 1956.

VALDÉS, B. **Economic Growth: Theory, Empirics and Policy (Elgar Textbooks)**. : Edward Elgar Pub, 2000. p. 224

WACKERNAGEL, M. et al. Ecological footprints of nations: how much nature do they use? How much nature do they have? **Centre for Sustainability Studies**, 1997.

WACKERNAGEL, M. et al. National natural capital accounting with the ecological footprint concept. **Ecological Economics**, v. 29, n. 3, p. 375 - 390, 1999a.

WACKERNAGEL, M. et al. National natural capital accounting with the ecological footprint concept. **Ecological economics**, v. 29, n. 3, p. 375–390, 1999b.

WACKERNAGEL, M. e REES, W. **Our ecological footprint: reducing human impact on the earth**. : New Society Publishers, 1998. p. 160

WESTERLUND, J. Testing for Error Correction in Panel Data*. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 69, n. 6, p. 709-748, 2007.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25 - 51, 2005.

WORLD BANK REPORT. **World Development Report 1992**. : Oxford University Press, New York, 1992.

WWF. The Living Planet Report 2010. Biodiversity, Biocapacity and Development. **WWF**, 2010.

GLOBAL FOOTPRINT NETWORK, 2010. National Footprint Accounts, 2010 Edition. Disponível em: http://www.footprintnetwork.org. Acesso em : 16 ago. 2011.

HESTON, Alan; SUMMERS, Robert; ATEN, Bettina. In: PENN WORLD TABLE VERSION 7.0, **Center for International Comparisons of Production, Income and Prices** at the University of Pennsylvania, May 2011. Disponível em: http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php. Acesso em: 16 ago. 2011.

8. APÊNDICE

8.1. Apendice A - Figuras

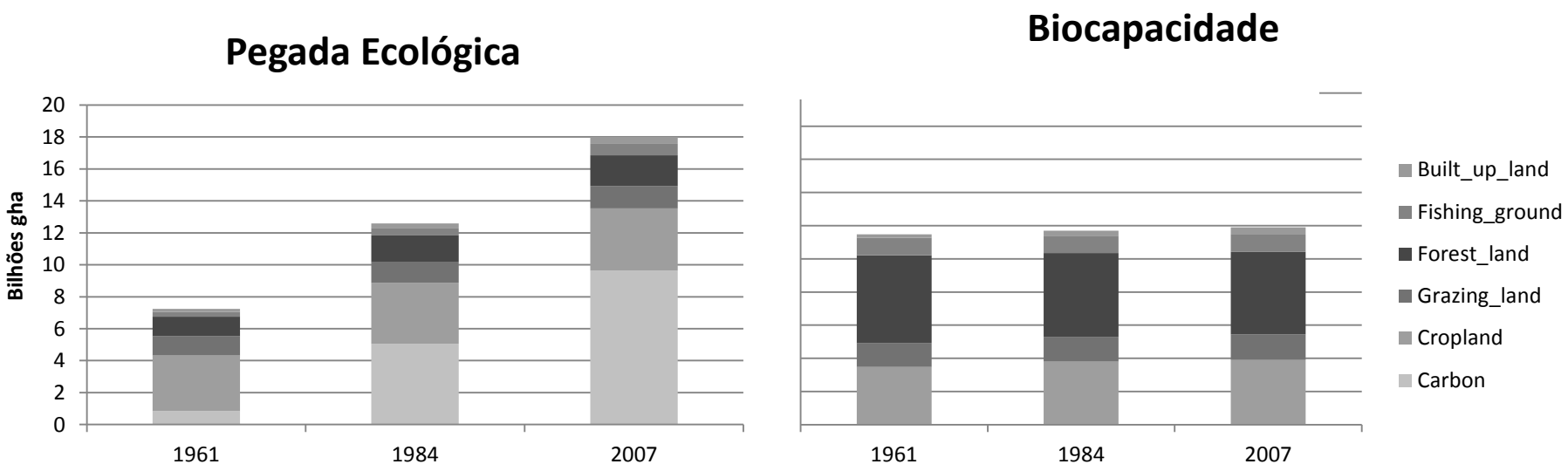

Figura A.1 – Evolução da Pegada Ecológica entre componentes (1961 – 2007)

8.2. Apendice B – Tabelas de Resultados

Tabela B.1: Testes de Raiz Unitária – CIPS (Pesaran 2007)
Especificação sem tendência

Estatísticas	lags	$ef_{i,t}$	$y_{i,t}$	$y_{i,t}^2$	$y_{i,t}^3$
Zt-bar	0	-8,842	1,337	1,595	1,925
		0,000	**0,909**	**0,945**	**0,973**
Zt-bar	2	-1,356	0,378	0,283	0,340
		0,088	**0,647**	**0,611**	**0,633**
Zt-bar	4	-0,368	3,095	2,901	2,855
		0,356	**0,999**	**0,998**	**0,998**
Zt-bar	6	1,503	3,569	3,370	3,307
		0,934	**1,000**	**1,000**	**1,000**

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
p-valor em **negrito**

Tabela B.2: Vetores de Cointegração, MG e CCEMG (Modelo 2)

Variáveis	DOLS Hm	DOLS Ht	DOLS Ht	FMOLS Ht	FMOLS Ht	MG (1)	MG (2)	CCEMG (1)	CCEMG (2)
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$y_{i,t}$	-1.47***	7.54**	-0.41***	-1.45*	-0.97***	1.70	0.64	0.79	0.06
	101.720	*-1.903*	*-16.065*	*-1.161*	*-14.207*	*1.000*	*0.490*	*0.820*	*0.060*
$y_{i,t}^2$	0.10***	-0.41***	0.02***	0.21***	0.05***	-0.05	-0.01	-0.03	0.01
	6.236	*3.559*	*16.835*	*2.924*	*14.728*	*-0.480*	*-0.120*	*-0.530*	*0.240*
Tendência							*0.01*		*0.01*
							7.50		*-0.350*
N	4.277	4.277	4.277	4.277	4.277	4.277	4.277	4.277	4.277
ponto extremo	$ 1.451	$ 9.093	$ 7.641	$ 33	$ 7.961	-	-	$ 319.948	-
Formato	U	U invertido	U	U		U invertido	U invertido	U invertido	-
Especificação (leads lags)	(3 3)	(3 3)	(3 3)	-	-	-	-	-	-
Tendências especificas	-	-	comom time dummies	-	comom time dummies	-	67	-	35

Fonte: Resultados do trabalho
Nota: *; ** ; *** Significante a 10%, 5% e 1%
Estatística t entre parênteses

8.3. Apêndice C – Equação (4.2) em Primeira Diferença

Considerando o termo $dep\_ef_{i,t}$ como a depreciação efetiva do modelo, a equação 4.2 é apresentada como:

$$\frac{1}{N}\log\ e_{i,t}\ \ e_{i,t-N}\ \ = \beta_0 + \beta_1 \log\ e_{i,t-N}\ \ + \beta_2 \log\ s_{i,t}\ \ + \beta_3 \log\ dep\_ef_{i,t}\ \ + u_{i,t}$$

Considerando que os termos estão em logaritmo, pode-se escrever de forma simples que:

$$\frac{e_{i,t} - e_{i,t-N}}{N} = \beta_0 + \beta_1 e_{i,t-N} + \beta_2 s_{i,t} + \beta_3 dep\_ef_{i,t} + u_{i,t}$$

Subtraindo $e_{i,t-N}$ de ambos os lados para gerar a primeira diferença, temos:

$$\frac{e_{i,t}}{N} = \beta_0 +\ \ 1 + \beta_1\ \ e_{i,t-N} + \beta_2 s_{i,t} + \beta_3 dep\_ef_{i,t} + u_{i,t}$$

Caso N=1, então:

$$e_{i,t} = \beta_0 +\ \ 1 + \beta_1\ \ e_{i,t-N} + \beta_2 s_{i,t} + \beta_3 dep\_ef_{i,t} + u_{i,t}$$

Caso N > 1, pode-se escrever a equação considerando as médias das variáveis, tal que:

$$\frac{{}_1^N e_{i,t}}{N} = \frac{\beta_0 +\ \ 1 + \beta_1\ \ {}_1^N e_{i,t-N} + \beta_2\ \ {}_1^N s_{i,t} + \beta_3\ \ {}_1^N dep\_ef_{i,t} + u_{i,t}}{N}$$

Ou:

$$e_{i,t} = \beta_0 +\ \ 1 + \beta_1\ \ e_{i,t-N} + \beta_2 s_{i,t} + \beta_3 dep\_ef_{i,t} + u_{i,t}$$

Ou simplesmente:

$$e_{i,t} = \beta_0 + \theta_1 e_{i,t-N} + \beta_2 s_{i,t} + \beta_3 dep\_ef_{i,t} + u_{i,t}$$

Em que $\beta_1 = \theta_1 - 1$

8.4. Apêndice E – Pegada Ecológica e Biocapacidade dos Países

	Pegada Ecológica	Biocapacidade	Déficit/ Reserva	Razão entre Pegada Ecológica e Biocapacidade
Mundo	**2.70**	**1.78**	**-0.92**	**1.52**
África *	**1.40**	**1.50**	**0.10**	**0.94**
Argélia	1.65	0.56	-1.09	2.93
Angola	0.89	2.98	2.09	0.30
Benin	1.36	0.98	-0.38	1.38
Botswana	2.84	3.76	0.91	0.76
Burkina Faso	1.53	1.37	-0.16	1.12
Burundi	0.85	0.45	-0.40	1.90
Camarões	1.09	1.87	0.78	0.58
República Centro-Africana	1.36	8.35	7.00	0.16
Chade	1.89	3.17	1.28	0.60
Congo	1.08	12.20	11.12	0.09
República Democrática do Congo	0.76	3.10	2.35	0.24
Egito	1.70	0.65	-1.04	2.59
Eritreia	0.66	1.47	0.81	0.45
Etiópia	1.13	0.65	-0.48	1.75
Gabão	1.81	28.72	26.91	0.06
Gâmbia	1.41	1.15	-0.26	1.22
Gana	1.74	1.28	-0.46	1.36
Guiné	1.72	2.93	1.21	0.59
Guiné-Bissau	1.10	3.40	2.30	0.32
Quênia	0.95	0.53	-0.42	1.79
Lesoto	1.07	0.81	-0.26	1.32
Libéria	1.28	2.95	1.67	0.43
Líbia	3.19	0.66	-2.52	4.80
Madagáscar	1.16	2.92	1.76	0.40
Malaui	0.78	0.67	-0.11	1.17
Mali	1.86	2.29	0.42	0.82
Mauritânia	2.86	5.21	2.35	0.55
Maurício	4.55	0.56	-3.99	8.15
Marrocos	1.32	0.70	-0.63	1.90
Moçambique	0.78	2.21	1.42	0.36
Namíbia	2.03	7.18	5.15	0.28
Nigéria	1.44	1.12	-0.32	1.28
Ruanda	0.71	0.52	-0.19	1.36
Senegal	1.53	1.40	-0.13	1.09
Serra Leoa	1.13	1.71	0.58	0.66
Somália	1.44	1.36	-0.08	1.06
África do Sul	2.59	1.21	-1.38	2.15

	Pegada Ecológica	Biocapacidade	Déficit/ Reserva	Razão entre Pegada Ecológica e Biocapacidade
Sudão	1.63	2.34	0.71	0.70
Suazilândia	1.45	0.97	-0.49	1.50
República Unida da Tanzânia	1.19	1.02	-0.17	1.17
Togo	1.03	0.67	-0.36	1.53
Tunísia	1.76	0.96	-0.81	1.84
Uganda	1.57	0.81	-0.75	1.93
Zâmbia	0.84	2.31	1.47	0.36
Zimbábue	1.17	0.72	-0.45	1.63
Oriente Médio / Ásia Central *	**2.45**	**0.92**	**-1.53**	**2.65**
Afeganistão	0.54	0.40	-0.14	1.34
Armênia	1.73	0.72	-1.01	2.39
Azerbaijão	1.97	0.72	-1.25	2.73
Geórgia	1.43	1.17	-0.26	1.22
República Islâmica do Irã	2.66	0.84	-1.82	3.17
Iraque	1.42	0.24	-1.18	5.91
Israel	3.96	0.29	-3.67	13.63
Jordânia	2.13	0.24	-1.89	8.99
Cazaquistão	4.14	3.48	-0.67	1.19
Kuwait	9.72	0.43	-9.29	22.76
Quirguistão	1.29	1.33	0.04	0.97
Líbano	2.85	0.39	-2.45	7.23
Território Palestino Ocupado	0.46	0.13	-0.33	3.51
Omã	5.69	2.20	-3.50	2.59
Catar	11.68	2.05	-9.62	5.68
Arábia Saudita	3.99	0.65	-3.33	6.10
República Árabe da Síria	1.45	0.57	-0.88	2.54
Tajiquistão	0.90	0.56	-0.35	1.62
Turquia	2.55	1.31	-1.25	1.95
Turcomenistão	3.98	3.19	-0.79	1.25
Emirados Árabes Unidos	8.44	0.64	-7.80	13.16
Uzbequistão	1.82	0.91	-0.91	2.01
Iémen	0.87	0.60	-0.27	1.46
Ásia-Pacífico *	**1.63**	**0.86**	**-0.78**	**1.91**
Austrália	6.68	14.57	7.89	0.46
Bangladesh	0.66	0.42	-0.24	1.57
Camboja	1.19	1.01	-0.19	1.19
China	2.13	0.87	-1.26	2.45
Índia	0.87	0.48	-0.39	1.80
Indonésia	1.13	1.32	0.19	0.85
Japão	4.17	0.59	-3.58	7.05

	Pegada Ecológica	Biocapacidade	Déficit/ Reserva	Razão entre Pegada Ecológica e Biocapacidade
República Popular Democrática da Coréia	1.31	0.62	-0.68	2.09
República da Coréia	4.62	0.72	-3.90	6.40
República Democrática Popular do Laos	1.30	1.65	0.35	0.79
Malásia	3.90	2.50	-1.40	1.56
Mongólia	5.53	15.33	9.80	0.36
Mianmar	1.94	2.22	0.28	0.87
Nepal	0.76	0.53	-0.23	1.43
Nova Zelândia	4.31	10.19	5.88	0.42
Paquistão	0.75	0.40	-0.35	1.87
Papua Nova Guiné	2.68	3.67	0.99	0.73
Filipinas	1.27	0.62	-0.64	2.04
Singapura	6.12	0.03	-6.08	179.60
Sri Lanka	1.21	0.46	-0.74	2.60
Tailândia	2.41	1.17	-1.24	2.06
Timor-Leste	0.47	0.86	0.39	0.55
Viet Nam	1.39	1.09	-0.30	1.27
América do Sul *	**2.70**	**7.38**	**4.68**	**0.37**
Argentina	2.71	7.12	4.41	0.38
Bolívia	2.61	18.39	15.78	0.14
Brasil	2.93	9.63	6.69	0.30
Chile	3.24	3.74	0.50	0.87
Colômbia	1.80	3.89	2.09	0.46
Equador	2.37	2.18	-0.19	1.09
Honduras	1.73	1.97	0.24	0.88
Paraguai	2.99	10.92	7.92	0.27
Peru	2.03	3.82	1.79	0.53
Uruguai	5.08	10.03	4.96	0.51
Venezuela	3.02	3.00	-0.02	1.01
América Central / Caribe *	**1.68**	**0.97**	**-0.71**	**1.73**
Costa Rica	2.52	1.60	-0.92	1.57
Cuba	1.90	0.71	-1.19	2.67
República Dominicana	1.42	0.54	-0.88	2.62
El Salvador	1.99	0.62	-1.37	3.19
Guatemala	1.78	1.07	-0.71	1.66
Haiti	0.60	0.31	-0.29	1.93
Jamaica	1.72	0.33	-1.40	5.28
Nicarágua	1.56	2.33	0.77	0.67
Panamá	2.97	2.67	-0.30	1.11

	Pegada Ecológica	Biocapacidade	Déficit/ Reserva	Razão entre Pegada Ecológica e Biocapacidade
América do Norte *	**6.17**	**4.08**	**-2.09**	**1.51**
Canadá	6.43	14.92	8.49	0.43
México	3.30	1.42	-1.87	2.32
Estados Unidos da América	7.19	3.86	-3.33	1.86
UE *	**4.71**	**2.25**	**-2.47**	**2.10**
Áustria	5.29	3.34	-1.95	1.59
Bélgica	7.11	1.33	-5.78	5.33
Bulgária	3.56	2.65	-0.92	1.35
República Checa	5.27	2.68	-2.60	1.97
Dinamarca	8.25	4.81	-3.45	1.72
Estônia	4.73	8.73	4.00	0.54
Finlândia	6.21	12.19	5.98	0.51
França	4.91	2.99	-1.92	1.64
Alemanha	4.57	1.95	-2.62	2.34
Grécia	4.92	1.59	-3.34	3.10
Hungria	3.59	2.68	-0.91	1.34
Irlanda	6.22	3.41	-2.80	1.82
Itália	4.52	1.15	-3.38	3.95
Letônia	3.95	6.63	2.68	0.60
Lituânia	4.38	4.32	-0.06	1.01
Holanda	6.34	1.03	-5.30	6.13
Polônia	3.94	2.00	-1.93	1.96
Portugal	4.12	1.29	-2.82	3.18
Romênia	2.84	2.33	-0.51	1.22
Eslováquia	4.66	2.86	-1.80	1.63
Eslovênia	5.21	2.59	-2.62	2.01
Espanha	4.74	1.46	-3.28	3.25
Suécia	5.71	9.51	3.80	0.60
Reino Unido	4.71	1.34	-3.37	3.51
Outros Europa *	**4.00**	**4.87**	**0.87**	**0.82**
Albânia	1.81	0.88	-0.93	2.05
Bielorrússia	3.99	3.40	-0.59	1.17
Bósnia e Herzegovina	2.74	1.64	-1.10	1.67
Croácia	3.92	2.65	-1.27	1.48
Macedônia	5.36	1.55	-3.81	3.45

	Pegada Ecológica	Biocapacidade	Déficit/ Reserva	Razão entre Pegada Ecológica e Biocapacidade
Moldávia	2.10	1.33	-0.76	1.57
Noruega	4.77	5.40	0.63	0.88
Rússia	4.40	6.62	2.22	0.66
Sérvia	2.57	1.41	-1.16	1.82
Suíça	5.01	1.20	-3.82	4.19
Ucrânia	3.19	2.23	-0.97	1.43

* Valores para os continentes considera apenas os países considerados no cálculo da Pegada Ecológica

8.5. Apêndice F – Lista de Países da Amostra Balanceada

- Argélia
- Argentina
- Austrália
- Áustria
- Bélgica
- Benin
- Bolívia
- Brasil
- Burkina Faso
- Burundi
- Camarões
- Canadá
- República Central Africana
- Chade
- Chile
- China
- Colômbia
- Costa Rica
- Costa do Marfim
- República Democrática do Congo
- Dinamarca
- República Dominicana
- Equador
- Egito
- El Salvador
- Finlândia
- França
- Gabão
- Gâmbia
- Gana
- Grécia
- Guatemala
- Guiné
- Guiné-Bissau
- Haiti
- Honduras
- Índia
- Indonésia
- Irã
- Irlanda
- Israel
- Itália
- Jamaica
- Japão
- Jordânia
- Quênia
- Luxemburgo
- Madagáscar
- Malásia
- Mali
- Mauritânia
- Maurício
- México
- Marrocos
- Moçambique
- Namíbia
- Nepal
- Holanda
- nova Zelândia
- Nicarágua
- Níger
- Nigéria
- Noruega

- Paquistão
- Panamá
- Papua Nova Guiné
- Paraguai
- Peru
- Filipinas
- Portugal
- República do Congo
- Romênia
- Ruanda
- Senegal
- África do Sul
- Espanha
- Sri Lanka
- Suécia
- Suíça
- Síria
- Tailândia
- Togo
- Trinidad e Tobago
- Tunísia
- Turquia
- Uganda
- Reino Unido
- EUA
- Uruguai
- Venezuela
- Zimbábue

8.6. Apêndice G – Lista de Instrumentos do Painel Dinâmico

	Arellano Bond (1991)
Convergência	
Absoluta	Instrumentos para equação em diferença GMM-type: L(2/3).log $ef_{i,t-N}$
Condicional (Irr.)	Instrumentos para equação em diferença GMM-type: L(2/5).log $ef_{i,t-N}$ Standard: D.log s_i D.log $n+g+d_{\ i}$
Condicional (Res.)	Instrumentos para equação em diferença GMM-type: L(2/4).log $ef_{i,t-N}$ Standard: D. log s_i $-$ log $n+g+d_{\ i}$ Instrumentos para equação em nível Standard: _cons

	System-GMM
Convergência	
Absoluta	Instrumentos para equação em diferença GMM-type: L(0/0).log $ef_{i,t-N}$ Standard: D.log $ef_{i,t-N}$ LD.log $ef_{i,t-N}$ Instrumentos para equação em nível GMM-type: LD.log $ef_{i,t-N}$ Standard: L.(0/3).log $ef_{i,t-N}$
Condicional (Irr.)	Instrumentos para equação em diferença GMM-type: L(0/2).log s_i L(0/2).log $n+g+d_{\ i}$ L(0/3).log $ef_{i,t-N}$ Standard: D.log $ef_{i,t-N}$ LD.log $ef_{i,t-N}$ Instrumentos para equação em nível GMM-type: LD.log $ef_{i,t-N}$
Condicional (Res.)	Instrumentos para equação em diferença GMM-type:

	L(0/6).log $s_i - \log n + g + d_i$
	L(0/6).log $ef_{i,t-N}$
	Standard:
	LD.log $ef_{i,t-N}$
	Instrumentos para equação em nível
	GMM-type:
	LD.log $ef_{i,t-N}$
	LD.log $s_i - \log n + g + d_i$
	Standard:
	L(1/3).log $ef_{i,t-N}$

L= Defasagem, (intervalo início/intervalo fim)
D= Diferença
LD= diferença defasada