

# Crescimento econômico e emissões de Gases de Efeito Estufa: uma análise da relação de longo prazo para os estados brasileiros

Luiz Gustavo Fernandes Sereno<sup>1</sup>  
Daniel Caixeta Andrade<sup>2</sup>

## Resumo

O objetivo do presente artigo é testar a validade da hipótese de “U” invertido, comumente conhecida como Curva de Kuznets Ambiental (CKA), por meio de modelos de cointegração de longo prazo para a relação entre as emissões de Gases de Efeito Estufa (GEE) per capita e a renda per capita dos estados brasileiros entre os anos de 2002 e 2016. Os resultados indicam a existência de uma curva em formato de “N” em contraposição ao formato de “U” invertido. O trabalho traz evidências de que a densidade populacional, a intensidade tecnológica das exportações e a renda do resto do mundo são relevantes para a explicação das emissões dos estados brasileiros, sobretudo no sentido de que uma maior proporção de bens exportados com baixa ou nenhuma transformação industrial se mostra associada a variações positivas nas emissões. Infere-se, assim, que as emissões nacionais se encontram ligadas às atividades intensas em uso da terra, energia e materiais, produtoras de bens de menor valor agregado. Ressalta-se que os pontos de inflexão estimados estão posicionados em um patamar muito superior à renda per capital média dos estados, sobretudo os das regiões Norte e Nordeste. Por fim, as conclusões alertam que, para a consecução das metas de redução do Acordo de Paris o país deve realizar esforços ativos e que o crescimento econômico, por si só, não é suficiente para mitigar o crescimento da degradação ambiental medida pelas emissões de GEE.

**Palavras-chave:** Curva de Kuznets Ambiental, Intensidade Tecnológica das Exportações, Degradação Ambiental, Cointegração, Acordo de Paris.

## Abstract

This paper is aimed at testing the validity of the inverted "U" curves hypothesis, commonly known as Kuznets Environmental Curve (EKC). We have used long-term cointegration models for the relation between per capita emissions of greenhouse gases (GHG) and the per capita income of Brazilian states between 2002 and 2016. The results indicate the existence of a curve in the form of "N" as opposed to the inverted "U" format. In addition, our results bring evidences that the population density, technological intensity of exports and the income of the rest of the world are relevant for explaining the emissions in the Brazilian states. It means that a larger proportion of goods exported with low or without industrial transformation are associated with positive changes in emissions. Thus, national emissions are linked to intense use of land, energy and materials, which produce less value-added goods. It should be noted that these inflection points estimated are positioned at a much higher level than the average per capita income of the states, especially those in the North and Northeast. Finally, our conclusions point that in order to achieve the Paris Agreement reduction targets, Brazil must make active efforts and that economic growth alone is not enough to mitigate environmental degradation as measured by GHG emissions.

**Key words:** *Environmental Kuznets Curve, Technological Intensity of Exports, Environmental degradation, Cointegration, Paris Agreement.*

Área 11: Economia Agrícola e do Meio Ambiente

JEC: Q53, Q56, Q54

<sup>1</sup> Doutorando em Desenvolvimento Econômico do Instituto de Economia da UNICAMP. E-mail: luizgustavosereno@gmail.com

<sup>2</sup> Professor Associado do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia. Bolsista de Produtividade do CNPq. E-mail: daniel.andrade@ufu.br

## 1. Introdução

O aumento da poluição dos grandes centros urbanos em função do intenso crescimento econômico e o temor pela escassez dos recursos naturais conduziram a um contexto global de apreensão quanto à continuidade do crescimento capitalista, sobretudo a partir da década de 1970. A ortodoxia econômica, entretanto, foi relutante em incorporar os conceitos ecológicos que buscavam compreender os limites à capacidade de expansão do sistema econômico propostos por Georgescu-Roegen (1971) (CECHIN; VEIGA, 2010). Só a partir dos anos 1990 o meio ambiente passou a ser inserido como variável de interesse em estudos econômicos, dando origem à Economia do Meio Ambiente Neoclássica.

Em termos gerais, esta corrente parte do princípio de que o próprio funcionamento do sistema econômico seria capaz de criar alternativas sustentáveis para novos padrões de produção e consumo. Grossman e Krueger (1991, 1995) mostraram que, segundo um conjunto de indicadores de poluição, o crescimento econômico engendra uma primeira fase de deterioração ambiental, seguida por uma fase de atenuação na degradação. Esta forma de relacionar a degradação ambiental e o crescimento econômico foi denominada de Curva de Kuznets Ambiental (CKA) com formato de “U” invertido.

Um dos principais indicadores de degradação ambiental dos estudos recentes da CKA é a emissão de Gases de Efeito Estufa (GEE) que tem sérias implicações para as alterações climáticas antropogênicas. O Brasil é um importante *player* internacional no debate acerca da redução do nível de emissões de GEE como assinante do Acordo de Paris (2015), para o qual o país apresentou metas de redução das emissões de GEE precisamente estabelecidas (BRASIL, 2015). Nesse contexto, o Brasil assumiu papel de liderança global durante a década de 2000 (EULER, 2016). Todavia, no período mais recente o país vem enfrentando dificuldades em manter o controle das emissões e, portanto, as metas estabelecidas no Acordo de Paris se encontram em risco (ROCHEDO et al., 2018).

Este trabalho se apoia na necessidade de uma investigação desagregada das emissões de GEE em nível dos estados brasileiros. Justifica-se para tanto a extensa dimensão territorial do país que resulta em organizações heterogêneas do ponto de vista econômico e ecológico. O reducionismo inerente a uma análise nacional agregada, invariavelmente, implicaria na continuidade da atual conjuntura na qual “[...] a maior parte das decisões políticas envolvendo meio ambiente e a questão regional sempre foram tomadas de forma desarticulada o que não permite uma solução efetiva, mas apenas propostas paliativas e transitórias que não resolvem os seus graves problemas” (PORTUGAL JÚNIOR; REYDON; PORTUGAL, 2015, p. 3).

O presente trabalho supõe que a hipótese da CKA em formato de “U” invertido não se sustenta para os estados brasileiros. Ainda que seja possível estimar um ponto de inflexão para a relação entre emissões e renda per capita, acredita-se que esse ponto seja muito alto. Conjectura-se, também, que o formato mais adequado para a relação entre emissões de GEE per capita e renda per capita dos estados brasileiros seja uma curva em formato de “N” e não de “U” invertido.

Dessa forma, o objetivo do presente trabalho é testar a validade da hipótese de uma CKA de longo prazo para os estados brasileiros a partir de dados do período compreendido entre 2002 e 2016. Para tanto são testados modelos estruturais - com renda per capita em nível e ao quadrado - além da adição do termo cúbico para testar a existência de uma curva em formato de “N”. Além disso, são calculados os pontos de inflexão, comparando-os aos dados de renda per capita estadual observados. Contribui-se, ainda, com a literatura empírica da CKA ao adicionar novas variáveis de controle relevantes para a explicação das emissões em regiões não desenvolvidas, como os índices de intensidade tecnológica das exportações e a renda do restante do mundo.

Para cumprir os objetivos apresentados, o trabalho conta com quatro seções além desta introdução. Na segunda seção é realizada uma breve fundamentação teórica e empírica acerca da CKA. Os aspectos metodológicos relativos aos modelos econométricos para as emissões de GEE dos estados brasileiros estão expostos na quarta seção. Os resultados são apresentados e discutidos na quinta seção e, na sexta, por fim, as considerações finais.

## 2. Referencial

### 2.1 Revisão Teórica

No período que se segue após a Revolução Marginalista a ciência econômica passou a desconsiderar a existência de limites para a expansão do sistema econômico a partir de uma aproximação com a física

mecanicista. Na analogia utilitarista, os interesses individuais dos agentes em se satisfazer atuam como forças opostas que tendem a formar um sistema em estado de equilíbrio quando consideradas conjuntamente (CAVALCANTI, 2010). O equilíbrio seria alcançado, então, no ponto máximo das curvas de utilidade individuais dada a restrição da produção, limite último para a expansão indefinida do sistema.

Ao considerar a economia como um sistema fechado, contudo, qualquer configuração entre capital, trabalho e recursos naturais enquanto fatores de produção se torna possível, já que pela lei da conservação da energia todo processo é plenamente reversível e, assim, os fatores são plenamente substituíveis (ROMEIRO, 2012). De acordo com tal concepção, ainda que os recursos naturais sejam finitos, sua substituição pelo aumento infinito do capital com o progresso técnico desmantela os limites à expansão do sistema (ANDRADE, 2008, p. 7).

A partir de meados do século XX, entretanto, o intenso crescimento populacional e da produção passou a forçar as barreiras ecossistêmicas à expansão econômica, dentre outros, pela emissão de resíduos e rejeitos por parte do sistema econômico. Notadamente um dos primeiros autores a revisar os pressupostos econômicos vigentes (CECHIN; VEIGA, 2010) foi o romeno Nicholas Georgescu-Roegen (1971) argumenta que não se pode considerar o sistema econômico de forma isolada do planeta dado que o sistema está constantemente interagindo com o meio ambiente ao absorver recursos e expelir resíduos (GEORGESCU-ROEGEN, 1971).

Destaca-se na proposição de Georgescu-Roegen (1971) a demarcação de limites físicos para a expansão do sistema econômico por meio do estabelecimento da economia como um subsistema do ecossistema. Como, pela Lei da Entropia, todo processo de transformação energética resulta em dissipação de calor nenhum processo é inteiramente reversível. Sendo assim, a economia precisa continuamente da entrada de insumos (baixa entropia) e da saída de resíduos (alta entropia). Assim, para a expansão contínua do sistema econômico é necessário que o ecossistema seja capaz de absorver quantidades ilimitadas de energia residual dos processos econômicos (energia de alta entropia).

Assim, como é fisicamente inconcebível que o processo de transformação dos insumos não gere resíduos, também é inverossímil que o ecossistema seja capaz de assimilar uma quantidade infinita de energia dissipada. Contudo, apesar do rigor lógico e de importantes contribuições pretéritas à ciência econômica, sobretudo no campo da teoria do consumidor, as formulações de Georgescu-Roegen (1971) não foram bem recebidas pelos teóricos da economia na época (CECHIN; VEIGA, 2010). Do contrário, a ciência econômica neoclássica se recusou a abandonar os pressupostos mecanicistas argumentando que o fundamental não é o crescimento indefinido, mas que o nível de consumo per capita seja sustentado indefinidamente no nível mais elevado possível (SOLOW, 1974, 1997).

A sustentabilidade ambiental, entretanto, passou a ser incorporada como variável de interesse nos modelos econômicos neoclássicos apenas na década de 1990. Destaca-se a adaptação do modelo de Kuznets (1955), que versa sobre a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda dividida em duas fases. Inicialmente, aumentos da renda per capita em países não industrializados tendem a aumentar a concentração de renda. Contudo, com o decorrer do progresso econômico<sup>3</sup> a desigualdade de renda encontraria um ponto de inflexão, a partir do qual o próprio crescimento propiciaria condições para uma maior parcela da sociedade se apropriar da elevação da renda gerada. Assim, a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda seria dada por uma curva em formato de “U” invertido.

Grossman e Krueger (1991, 1995) associaram o modelo à relação entre crescimento econômico e degradação ambiental mediante indícios de que esta igualmente se divide em duas fases. Na primeira fase, nações pouco desenvolvidas com população predominantemente residente no campo e elevada dependência do setor primário buscam aumentar a renda, diminuir a pobreza e aumentar o bem-estar da população. Dada a prioridade do processo de industrialização e inserção no comércio internacional, os esforços se direcionam na criação e ampliação da produção industrial de base, reconhecidamente intensiva no emprego de recursos naturais. O resultado do crescimento econômico por meio do aumento da escala da economia é uma maior utilização absoluta de recursos naturais e uma maior emissão de resíduos. Neste intervalo, como resultado do fator escala, os autores indicam uma relação positiva entre a emissão de poluentes per capita e a renda

---

<sup>3</sup> No que diz respeito à CKA, não existem registros de diferenciação entre crescimento ou desenvolvimento econômico, neste caso os dois termos correspondem ao crescimento da renda per capita (BECKERMAN, 1992).

per capita que representa o estágio ascendente da CKA (GROSSMAN; KRUEGER, 1991; SELDEN; SONG, 1994).

Entretanto, após determinado nível de renda a degradação começa a experimentar uma redução que, segundo os autores, pode ser explicada por dois fatores. O primeiro, composição, relaciona-se à uma maior participação do setor de serviços - menos intensivo em energia e materiais - no PIB. Além disso, o crescimento econômico propicia também o surgimento de tecnologias de produção mais limpas, menos intensivas em energia e materiais. Como consequência, o progresso técnico representa o elemento crucial do terceiro fator da fase descende da CKA, a mudança tecnológica (GROSSMAN; KRUEGER, 1991). Há que se ressaltar ainda o pressuposto de que a partir de determinado momento do crescimento, eleva-se a preocupação ambiental da sociedade que passa a pressionar por políticas e condutas sustentáveis por parte das empresas e do governo.

É necessário ponderar que a hipótese – mesmo se não rejeitada – não pode ser tida como uma panaceia, já que não existe qualquer tipo de consideração acerca da capacidade de absorção ecossistêmica para a emissão de poluentes (MUELLER, 2004). Em que pese o fato de que ainda não foi possível estabelecer os limites ambientais exatos para a absorção das emissões antrópicas de GEE, é conhecido que os efeitos dos gases perduram por vários anos após sua emissão (ALMEIDA, 2016). Ou seja, considerando a poluição acumulada previamente, a posterior redução nas taxas de emissão não traz garantias de que os impactos ambientais serão eliminados ou mitigados.

## 2.2 Revisão Empírica

Nos trabalhos iniciais<sup>4</sup> (COLE; RAYNER; BATES, 1997b; GROSSMAN; KRUEGER, 1991; KAUFMANN et al., 1998; PANAYOTOU, 1993; SELDEN; SONG, 1994; SHAFIK; BANDYOPADHYAY, 1992) era usual a mensuração da degradação ambiental por meio da concentração de Dióxido de Enxofre (SO<sub>2</sub>), Óxidos de Nitrogênio (NOx) e Material Particulado Suspenso no ar (SPM). Todavia, com as críticas em relação à utilização da poluição visível e local, fortemente influenciada pela regulação ambiental devido aos efeitos danosos ao ambiente urbano, as emissões de Dióxido de Carbono (CO<sub>2</sub>) per capita se tornaram preponderantes nos trabalhos recentes.

A utilização das emissões de CO<sub>2</sub> per capita como *proxy* para os impactos das ações humanas ao meio ambiente é ainda justificada pelo fato de que “a principal ameaça ao aquecimento global e às mudanças climáticas é o dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), cujas emissões são responsáveis por pelo menos 60% do aquecimento global” além de que “[as emissões de CO<sub>2</sub>] vêm aumentando desde 1990 devido ao o rápido crescimento econômico e populacional” (APERGIS; OZTURK, 2015, p. 21, tradução nossa).

Em relação aos aspectos metodológicos, predominam nos trabalhos contemporâneos a estrutura de dados em painel. Sobressai-se a técnica de estimação de vetores de cointegração, sejam os Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) (IWATA; OKADA; SAMRETH, 2012; ZOUNDI, 2017) ou Mínimos Quadrados Totalmente Modificados (FMOLS) e Mínimos Quadrados Dinâmicos (DOLS) (APERGIS; OZTURK, 2015; ÁVILA; DINIZ, 2015; BILGILI; KOÇAK; BULUT, 2016; JEBLI; YOUSSEF; OZTURK, 2016)

Vale ressaltar o papel das diferenças entre as trajetórias de crescimento econômico dos países desenvolvidos em relação aos em desenvolvimento (DINDA, 2005). Notam-se divergências relevantes nas conclusões dos estudos para diferentes cortes transversais. Em trabalhos para países desenvolvidos (BILGILI; KOÇAK; BULUT, 2016; JEBLI; YOUSSEF; OZTURK, 2016) há uma maior presença de resultados que confirmam a hipótese da CKA. Quando considerados, entretanto, países de estágios diferentes de desenvolvimento (ÁVILA; DINIZ, 2015; BIAGE; ALMEIDA, 2015; CARVALHO; ALMEIDA, 2010; CATALÁN, 2014; SOUSA; SOUSA; SANTOS, 2016), os resultados indicam uma curva em formato de “N”.

Stern e Common (2001) indicam, ainda, pontos críticos muito mais elevados para os países em geral quando comparado aos dos países pertencentes à Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD). Para o Brasil, destacam-se os resultados de uma curva em forma de

---

<sup>4</sup> Para um referencial mais detalhado, ver **Apêndice A**

“N”(CARVALHO; ALMEIDA, 2010; PIRES, 2017), a não existência de uma CKA (LUCENA, 2005) e a relação monotônica entre crescimento econômico e degradação ambiental (CUNHA; SCALCO, 2013).

### 3. Metodologia

#### 3.1 Dados e variáveis

Como o objetivo do trabalho é investigar a relação entre as emissões de GEE e crescimento econômico dos estados brasileiros entre 2002 e 2016, foi construído um painel de dados balanceado e de frequência anual, excluídos os dados apenas do Distrito Federal. O período foi definido de acordo com a disponibilidade de dados referentes aos Produto Interno Bruto (PIB) estaduais (IBGE, 2018a). A variável dependente escolhida foi o carbono equivalente (CO<sub>2</sub>e GTP AR5) que agrupa as emissões de todos os gases de efeito estufa em relação ao CO<sub>2</sub> de acordo com os respectivos Potenciais de Mudança na Temperatura Global (GTP), índice definido pelo IPCC *Fifth Assessment Report* (AR5) (IPCC, 2014). Os dados de estimativas de emissões de CO<sub>2</sub>e GTP100 AR5 foram obtidos junto à sexta versão do Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG V6.0) do Observatório do Clima (OC, 2018)<sup>5</sup>[R1]. Os valores absolutos foram transformados em per capita a partir das estimativas de população residente total em cada unidade federativa, obtidas junto ao IBGE (IBGE, 2018b).

Para mensurar o crescimento econômico, como sugere a literatura, será utilizada a renda per capita medida pelo PIB estadual per capita. Os dados de PIB estadual foram obtidos junto ao Sistema de Contas Regionais (SCR) do IBGE (2018b) e convertidos em valores reais pelo deflator implícito do PIB com referência ao ano de 2010 obtido do IPEADATA (2018). Para o cálculo da renda per capita, foram utilizadas as estimativas de população residente total dos estados acima descritas.

**Quadro 1 – Resumo das variáveis**

Variável	Descrição	Unidade	Fonte	Sinal esperado
GTP	Emissões de GEE per capita	Toneladas métricas de CO <sub>2</sub> e GTP	OC/IBGE	
Y	PIB per capita	1.000 R\$ 2010	IBGE/IPEADATA	+
Y <sup>2</sup>	PIB per capita ao quadrado	1.000 R\$ 2010	IBGE/IPEADATA	-
Y <sup>3</sup>	PIB per capita ao cubo	1.000 R\$ 2010	IBGE/IPEADATA	*
dens	Densidade populacional	Habitantes por km <sup>2</sup>	IBGE	-
dens <sup>2</sup>	Densidade populacional ao quadrado	Habitantes por km <sup>2</sup>	IBGE	+
In4	Exportações de produtos com baixa intensidade tecnológica	% valor <i>FOB</i> <sup>1</sup>	MDIC	+
In9	Exportações de produtos sem transformação tecnológica	% valor <i>FOB</i> <sup>1</sup>	MDIC	+
Y <sub>w</sub>	PIB do resto do mundo per capita	1000 US\$ 2010	WDI	+

Fonte: Elaboração própria. <sup>1</sup>*free on board*

Para o grupo de variáveis de controle foram adicionadas variáveis de Densidade Populacional, nível de transformação industrial dos produtos exportados e o PIB do resto do mundo. A variável de densidade populacional foi incluída por Shafik e Bandyopadhyay (1992) para cidades e Selden e Song (1994) pra países. Apergis e Ozturk (2015) adicionaram também um termo quadrático para a densidade populacional ao quadrado observando que a relação entre densidade populacional e as emissões per capita não é linear.

Tendo em vista que determinadas regiões se tornaram mais vulneráveis a eventos como tormentas, inundações e secas com o aumento da densidade populacional (IPCC, 1995), pressupõe-se que o aumento

<sup>5</sup> Não é objetivo deste trabalho realizar uma análise sobre o perfil regional e setorial das emissões de GEE nos vários estados brasileiros. Recomenda-se consultar Sereno (2019) para uma abordagem neste sentido.

da densidade populacional se relacione à intensificação de atividades degradantes. Assim, espera-se um sinal positivo para o estimador de densidade populacional em nível ou, no caso de observada uma relação não linear, sinal positivo para o coeficiente estimado do termo quadrático. Para o cálculo da densidade populacional foram consideradas as estimativas de população, bem como as áreas territoriais de cada estado, extraídas dos dados de Estrutura Territorial do IBGE (2016).

Segundo a literatura da CKA, um dos fatores relacionado à queda na degradação ambiental per capita com o decorrer do crescimento econômico é a mudança tecnológica (MUELLER, 2004). Supõe-se, para tanto, que o crescimento econômico esteja acompanhado do progresso técnico que viabiliza novas tecnologias de produção menos intensivas em energia e a expansão do emprego de fontes renováveis de energia. Devido à limitação da disponibilidade de dados relacionados à geração e utilização de energia de fontes renováveis nos estados brasileiros para o período, neste trabalho não foi possível adicionar variáveis relacionadas à produção e consumo de energia como Bilgili, Koçak e Bulut (2016), Bölük e Mert (2015) e Jebli, Youssef e Ozturk (2016).

Entretanto, Jebli, Youssef e Ozturk (2016) encontraram indícios de uma causalidade de longo prazo entre as exportações e o consumo de energia de fontes não renováveis, bem como uma causalidade de longo prazo entre as emissões per capita de CO<sub>2</sub> e as exportações reais. Para o sudeste brasileiro, Sereno, Simões e Andrade (2018) encontraram uma relação positiva entre as emissões de GEE e a exportação de produtos de baixa intensidade de transformação tecnológica. Em relação a isso, é plausível supor que exportações de produtos com baixa ou nenhuma transformação industrial ao mesmo tempo possuam menor valor adicionado e acarretem maior impacto ambiental. Isto posto, são propostos dois índices de intensidade tecnológica nas exportações como variáveis de controle. O primeiro diz respeito à proporção dos bens exportados pela indústria de transformação de baixa intensidade tecnológica (in4) e o segundo diz respeito aos produtos exportados sem transformação industrial (in9). Espera-se, para ambos, que os estimadores apresentem sinal positivo.

Os índices foram construídos a partir da soma dos valores líquidos *free on board* (FOB) e os dados foram obtidos a partir da Base de Dados do Comércio Exterior do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (BRASIL, 2018). A classificação foi realizada de acordo com os Setores da Indústria por Intensidade Tecnológica (SIIT) baseado na 4ª versão do *International Standart Industrial Classification* (ISIC4). Foram utilizadas as tabelas de referência disponibilizadas pelo Departamento de Estatística e Apoio as Exportações (DAEX/MDIC) por meio da correspondência entre o ISIC4 e a 4ª versão do Sistema Harmonizado (SH4) (BRASIL, 2017). Os setores de atividade utilizados para a construção das variáveis estão expostos no Quadro 2.

#### **Quadro 2 – Correspondência entre Níveis de tecnologia do SIIT e Setores de Atividade do SH4**

SITT	Nível de tecnologia da Indústria de Transformação	Setores de Atividade por grupo do SH4
9000	Não Classificado na Indústria da Transformação	1. Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura 2. Indústrias extrativas 3. Eletricidade e gás 4. Produtos de outras atividades, desperdícios e não alocados
4000	Baixa	1. Alimentos, bebidas e Tabaco 2. Têxteis, couros e Calçados 3. Madeira e seus produtos 4. Celulose, papel e Impressão 5. Móveis e outras 6. Manufaturas N.C.O.I. <sup>1</sup>

Fonte: Brasil (BRASIL. MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS, 2017). Notas: <sup>1</sup>N.C.O.I.: Não classificado em outro código ISIC

Por fim, acrescentou-se também ao modelo a variável de Renda per capita do resto do mundo (PIBw) supondo, para tanto, que o crescimento econômico mundial seja relevante para a determinação das emissões de GEE brasileiras. Tal hipótese se justifica pelo fato de que os principais estados emissores de GEE são notáveis produtores de commodities, com foco em exportações. Dada a hipótese de que aumentos na demanda externa por commodities aumentam as emissões de GEE, o sinal esperado para o coeficiente desta variável é positivo. A variável foi criada a partir da razão entre o PIB mundial – excluído o brasileiro

–e a população mundial – fora a brasileira. Os dados foram obtidos junto à base de dados do *World Development Indicators* (WDI) do Banco Mundial (2018a, b).

### 3.2 Cointegração: FMOLS E DOLS

A presença de raiz unitária configura uma dificuldade para o teste da CKA considerando que as flutuações de uma série temporal são o resultado de choques não somente no componente transitório ou cíclico, mas também no componente de tendência. Isto implica que o processo de diferenciação, usualmente empregado para lidar com o problema de raiz unitária, remove a tendência de longo prazo das séries. Sendo assim, ao considerar a série composta pelas primeiras diferenças como Serrano, Loureiro e Nogueira (2014), apesar de atender aos pressupostos do MCRL, os resultados poderão estar viesados por não considerarem a relação de longo prazo entre as variáveis.

Uma alternativa utilizada pela literatura recente da CKA para incluir na análise a tendência de longo prazo é a estimação de vetores de cointegração como Ávila e Diniz (2015), Apergis e Ozturk (2015), Jebli, Youssef e Ozturk (2016), Bilgili, Koçak e Bulut (2016) e Zoundi (2017). A cointegração foi introduzida por Engle e Granger (1987) para séries temporais e, de acordo com Choi (2015), vários trabalhos recentes têm avançado significativamente nos estudos de sua aplicação para dados em painel. Kao (2000) explica a regressão de cointegração em painel partindo do modelo de Efeitos Fixos (FE) denotado por:

$$y_{it} = \alpha_{it} + x_{it}'\beta + \mu_{it} \quad (1)$$

em que  $y_{it}$  é uma sequência de escalares  $1 \times 1$ ,  $\beta$  é um vetor  $k \times 1$  de parâmetros,  $\alpha_{it}$  são os interceptos de cada unidade individual do corte transversal e  $\mu_{it}$  é um termo de erro estacionário. O autor demonstra que se tomarmos  $x_{it}$  como um processo integrado de ordem  $I(1)$  para todo  $i$  definido como:

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

e considerarmos  $\varepsilon_{it}$  como ruído branco, (1) descreve um sistema de equações cointegradas no qual  $y_{it}$  é cointegrado com  $x_{it}$ .

O estimador do coeficiente de cointegração para dados em painel por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) dado por:

$$\hat{\beta} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)')^{-1} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)') \quad (3)$$

é inconsistente quando os erros e os regressores estão correlacionados (KAO; CHIANG, 2000). Para eliminar o viés do estimador OLS, Kao e Chiang (2000) propõem a estimação pelo método dos Mínimos Quadrados Modificados (FMOLS) cujo estimador

$$\widehat{\beta}_{FM} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)')^{-1} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \hat{y}_{it}^+ - NT \hat{\Delta}_{\varepsilon\mu}^+) \quad (4)$$

corrige os problemas de endogenia e autocorrelação serial do estimador OLS (CHOI, 2015). Assim, o estimador  $\widehat{\beta}_{FM}$  converge para um vetor de parâmetro verdadeiro, consistente e de distribuição limitada para dados em painel. Entretanto, a consistência do estimador de FMOLS depende da diferença entre a matriz de covariância estimada e a matriz de covariância real, o que deve ser levado em conta quando se tratam de amostras finitas.

Neste caso, Kao e Chiang (2000) sugerem também a utilização do estimador  $\hat{\beta}_D$  de Mínimos Quadrados Dinâmicos (DOLS) cuja regressão:

$$y_{it} = \alpha_1 + x_{it}'\beta + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{it+j} + \hat{v}_{it} \quad (5)$$

acrescenta valores futuros e defasados de  $\Delta x$  como regressores adicionais (CHOI, 2015). De acordo com os autores, o estimador DOLS possui a mesma distribuição limitada que o estimador FMOLS e, no mínimo, é tão consistente quanto. Além disso, mostra-se mais eficaz para amostras finitas, e Kao (2000) considera que é provável que o estimador de Mínimos Quadrados Dinâmicos (DOLS) obtenha resultados mais promissores que o OLS e o FMOLS. Dessa forma, as estimações para os modelos deste trabalho foram realizadas por meio dos métodos FMOLS e DOLS.

### 3.3 Testes de RU e Cointegração

É essencial para os modelos de cointegração que as todas as variáveis utilizadas sejam  $I(1)$ . Assim, é necessário verificar se as séries possuem raiz unitária em nível e são estacionárias em primeira diferença. Para tanto, são realizados testes de raiz unitária para as variáveis em nível e em primeira diferença. Segundo Baltagi (2005), o ponto de partida dos testes em geral é verificar se na série dada por:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$\rho = 1$ , ou seja, há presença de raiz unitária ou se  $\rho < 1$ , ou seja, a série é estacionária.

Para este trabalho, são realizados os testes de Levin, Lin e Chu (2002) (LLC), Im, Pesaran e Shin (2003) (IPS) e os testes de Fisher-Augmented Dickey-Fuller (Fisher-ADF) e Fisher-Philips-Perron (Fisher-PP) de Maddala e Wu (1999). Todos os testes assumem como Hipótese nula ( $H_0$ ) a presença de raiz unitária nas séries. Entretanto, enquanto a hipótese alternativa ( $H_1$ ) do teste LLC é de que não há presença de raiz unitária em todas as séries, os testes de IPS, Fisher-ADF e Fisher-PP tem por  $H_1$  que algumas séries *cross-section* não têm presença de raiz unitária. Baltagi (2005) aponta ainda que os testes de IPS e Fisher possuem maior poder de análise em relação ao LLC quando a dimensão *cross-section* é pequena.

Posteriormente, são realizados os testes de cointegração cujo objetivo é verificar se os resíduos das variáveis integradas de ordem I(1) são integrados de ordem I(0). Em caso positivo, as variáveis possuem uma relação estável no longo prazo e, portanto, são ditas cointegradas. Neste trabalho, são realizados os testes realizados de Kao (1999b) e Pedroni (1999, 2004) com defasagens selecionadas pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). A  $H_0$  de todos os testes é a não cointegração. Entretanto, o teste de Pedroni inclui estatísticas PP e ADF para duas  $H_1$  distintas, o teste para o painel como um todo considera como  $H_1$  que as séries possuem coeficientes AR comuns, enquanto o teste para os grupos tem por  $H_1$  que possuem coeficientes AR individuais.

### 3.4 Descrição dos modelos

A hipótese da curva em forma de “U” invertido pressupõe uma relação quadrática entre degradação ambiental e crescimento econômico. Dessa forma, a degradação ambiental per capita pode ser estimada em função de um polinômio quadrático da renda per capita, como é usualmente utilizada na literatura. A equação considerando dados longitudinais entre a Degradação Ambiental per capita (DA) e a Renda per capita (Y) pode ser denotada inicialmente pelo modelo teórico dado por:

$$DA_{it} = \beta_1 Y_{it} + \beta_2 (Y_{it})^2 + \beta_3 (Y_{it})^3 + \mu_{it} \quad (7)$$

com  $i = \{1, \dots, N\}$  para a dimensão *cross-section* e  $t = \{1, \dots, T\}$  para a dimensão temporal.

A hipótese nula ( $H_0$ ) da CKA em sua versão estrutural requer que os parâmetros estimados sejam significantes, que  $\beta_1$  seja positivo e  $\beta_2$  seja negativo. A adição do estimador  $\beta_3$ , para a renda per capita ao cubo, permite verificar a possibilidade da ocorrência uma curva em forma de “N”. Adicionando as variáveis de controle apresentadas, o modelo a ser testado pode ser escrito como:

$$\ln GTP_{it} = \beta_1 Y_{it} + \beta_2 (Y_{it})^2 + \beta_3 (Y_{it})^3 + \beta_4 dens_{it} + \beta_5 dens_{it}^2 + \beta_6 \ln 4_{it} + \beta_7 \ln 9_{it} + \beta_8 Yw_t + \mu_{it} \quad (8)$$

Para que a hipótese da CKA não seja rejeitada, portanto, é necessário que os coeficientes de longo prazo  $\beta_1$  e  $\beta_2$  sejam estatisticamente significantes e possuam sinais positivo e negativo, respectivamente. Caso isso seja verdadeiro, é necessário, ainda, que o coeficiente  $\beta_3$  não seja estatisticamente significativo. Em caso contrário, verifica-se a existência de uma curva em formato de “N” e não de “U” invertido.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Testes de Raiz Unitária

Os testes de raiz unitária realizados para as variáveis do modelo (Tabela 1) indicam, para todas as variáveis consideradas, a não rejeição da hipótese de presença de raiz unitária quando as séries são consideradas em nível. Ainda que o teste LLC rejeite a hipótese nula para os termos quadrático e cúbico da renda per capita, os testes IPC, FISHER-ADF e FISHER-PP não rejeitam a hipótese nula. É importante lembrar que os três últimos testam a presença de raiz unitária para cada série de tempo individualmente, enquanto o primeiro assume um processo comum e que os testes IPS e FISHER são mais eficientes para dimensões transversais menores (BALTAGI, 2005). Em relação às séries em primeira diferença, os resultados dos testes são unânimes em rejeitar a presença de raiz unitária. À vista disso, conclui-se que todas as variáveis consideradas para a construção do modelo apresentam raiz unitária em nível e são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem I(1).



**Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária**

Variável	LLC <sup>1</sup>	IPS <sup>2</sup>	Fisher-ADF <sup>2</sup>	Fisher-PP <sup>2</sup>	Conclusão
<b>lnGTP</b>	-0.2805	0.1904	50.1628	79.3905	I(1)
1ª dif	-4.0066***	-3.7857***	97.5125***	298.6420***	
<b>Y</b>	-4.4456	-0.1543	43.3843	27.9148	I(1)
1ª dif	-3.1246***	-3.3155***	91.8806***	162.3930***	
<b>Y<sup>2</sup></b>	-3.7432**	0.2536	39.5909	24.7941	I(1)
1ª dif	-2.6850***	-3.2104***	89.7254***	159.5850***	
<b>Y<sup>3</sup></b>	-3.1076**	0.5610	37.1549	23.8634	I(1)
1ª dif	-1.9824***	-3.0668***	87.1339***	158.6090***	
<b>dens</b>	2.4153	9.3288	2.5175	18.2523	I(1)
1ª dif	-12.5107***	-7.6718***	152.4270***	181.3490***	
<b>dens<sup>2</sup></b>	4.6685	12.2879	0.6758	3.5077	I(1)
1ª dif	-8.0518***	-4.7103***	106.0980***	142.8780***	
<b>in4</b>	-3.5282	-0.3586	55.9271	55.7026	I(1)
1ª dif	-5.9975***	-7.0534***	144.5420***	314.9830***	
<b>in9</b>	-0.4711	1.2301	33.9774	66.2443*	I(1)
1ª dif	-5.2415***	-7.3635***	152.0130***	349.8610***	
<b>Yw</b>	-3.6930	2.3941	17.1892	15.8765	I(1)
1ª dif	-10.9941***	-6.3920***	130.3970***	174.8300***	

Fonte: Elaboração própria

Notas: \*, \*\* e \*\*\* representam significância estatística a 10%, 5% e 1%. <sup>1</sup> Assume RU comum; <sup>2</sup> Assume RU individual. Defasagens definidas de acordo com o Critério de Informação de Akaike (AIC).

## 4.2 Testes de Cointegração

Tendo em vista que todas as variáveis são de ordem I(1) e, portanto, atendem aos pressupostos do modelo, foram realizados os testes de cointegração de Pedroni (1999, 2004) para painel e grupo e de Kao (1999b) para averiguar a existência de correlação de longo prazo entre as variáveis. Foram selecionados dois grupos para os testes de correlação, o primeiro constituído apenas pelo logaritmo natural das emissões per capita de CO<sub>2</sub>e GTP e os termos em nível, quadrático e cúbico do PIB per capita que constituem a versão estrutural da CKA. O segundo grupo conta com, além destas, as variáveis de controle.

Os resultados dos testes de cointegração (Tabela 2) conduzem à existência de correlação de longo prazo entre as variáveis para todos os grupos testados. Tanto quando testados contra a existência de coeficientes autorregressivos (AR) comuns (Painel) quanto contra a presença de coeficientes AR individuais (Grupo), os valores das estatísticas PP e ADF rejeitam a não existência de correlação de longo prazo para os testes de Pedroni a 1% de significância.

**Tabela 2 – Testes de Cointegração**

Grupo	Pedroni Panel		Pedroni Group		Kao
	H <sub>1</sub> = coef AR comuns		H <sub>1</sub> = coef AR individuais		ADF
	PP	ADF	PP	ADF	
1	-8.4276***	-8.1713***	-7.8288***	-7.5834***	-3.0704***
2	-7.7475***	-5.3748***	-7.7475***	-5.3748***	-5.1820***

Fonte: Elaboração própria

Notas: \*, \*\* e \*\*\* representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Do mesmo modo, as estatísticas ADF do teste de Kao indicam a rejeição da não existência de correlação de longo prazo entre as variáveis de ambos os grupos. Assim, os indícios dos testes realizados permitem afirmar, de forma consoante, a existência de correlação de longo prazo entre todas as variáveis e considera-se que as séries são cointegradas.

### 4.3 Modelos

Posto que as variáveis selecionadas são integradas de ordem I(1) e verificada a correlação de longo prazo, foram estimados os modelos anteriormente especificados. Ressalta-se inicialmente que as estimações pelo método FMOLS apresentaram resultados, em geral, mais consistentes do que as realizadas por DOLS, com maior poder de explicação e menor erro padrão das regressões em geral. Acredita-se que isso se deve ao fato de que como  $N > T$ , a construção da matriz de defasagens e valores futuros de  $\Delta x$  fique bastante limitada. O que não representa, entretanto, obstáculos para a inferência dos resultados, dado que os valores e os sinais dos coeficientes dos distintos métodos foram semelhantes.

Os resultados dos modelos iniciais (Tabela 3) indicam a existência de uma curva em formato de “U” invertido para a relação entre emissões de GEE e crescimento econômico dos estados brasileiros. Isso é verificado tanto para o modelo inicial (1) como para o modelo com todas as variáveis de controle (4), que se mostrou mais ajustado e com erro-padrão. Os coeficientes estimados para as variáveis de controle apresentaram significância estatística a 1% nos modelos 2, 3 e 4, com destaque para os estimadores de densidade populacional e de intensidade tecnológica nas exportações. Com a adição das variáveis de controle nota-se uma alteração relevante nos estimadores de renda per capita que implicou em pontos de inflexão mais altos. Enquanto no modelo sem as variáveis de controle o ponto de inflexão foi inferior a R\$ 17 mil per capita, o valor para o modelo 4 FMOLS supera os R\$ 31 mil per capita. De toda forma, os pontos críticos estimados superam a renda per capita estadual média do Brasil em 2016, no valor de R\$ 15,193 per capita a preços de 2010.

A relevância da correlação entre densidade populacional e emissões de GEE não pode ser desconsiderada. Os resultados indicam que valores de densidade muito altos se relacionam positivamente com as emissões, contudo, os coeficientes estimados foram no sentido contrário aos de Apergis e Ozturk (2015). Enquanto no trabalho dos autores o ponto mínimo de densidade populacional para o aumento das emissões foi de cerca de 22 habitantes por  $\text{km}^2$ , os resultados aqui indicam um ponto mínimo de mais de 200 habitantes por  $\text{km}^2$ . Segue-se que, diferentemente dos países desenvolvidos, as emissões de GEE dos países emergentes e subdesenvolvidos não se concentra nos setores de energia e processos industriais, mas no setor de mudanças de uso da terra em decorrência de queimadas, desmatamento e degeneração das florestas. No Brasil, apesar de intensa redução entre os anos de 2002 e 2014, este setor foi responsável por quase 60% das emissões nacionais em 2017 (OC, 2018).

**Tabela 3 – Vetores de cointegração de longo prazo**

	1		2		3		4	
	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>
Y	0,3127*** (0,0034)	0,3191*** (0,0194)	0,3621*** (0,0021)	0,3262*** (0,0117)	0,2510*** (0,0046)	0,2531*** (0,0144)	0,1086*** (0,0077)	0,1549*** (0,0274)
Y <sup>2</sup>	-0,0093*** (0,0002)	-0,0097*** (0,0009)	-0,0091*** (0,0001)	-0,0081*** (0,0004)	-0,0057*** (0,0002)	-0,0059*** (0,0005)	-0,0017*** (0,0002)	-0,0033*** (0,0008)
dens			-0,0282*** (0,0004)	-0,0239*** (0,0016)	-0,0280*** (0,0004)	-0,0242*** (0,0018)	-0,0324*** (0,0005)	-0,0259*** (0,0019)
dens <sup>2</sup>			0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)
in4					1,0023*** (0,0440)	0,7520*** (0,1641)	0,7074*** (0,0433)	0,4939*** (0,1870)
in9					1,1405*** (0,0474)	0,9322*** (0,1838)	0,6759*** (0,0491)	0,5494** (0,2138)
Yw							0,1580*** (0,0071)	0,1148*** (0,0265)
Ponto de inflexão	16.888	16.466	19.959	20.229	21.990	21.529	31.551	23.687
R <sup>2</sup>	0,1400	0,1300	0,5192	0,4728	0,5688	0,5364	0,5984	0,5578
R <sup>2</sup> ajustado	0,1376	0,1278	0,5152	0,4687	0,5628	0,5304	0,5916	0,5509
Erro-Padrão	1,0527	1,0757	0,7893	0,8396	0,7496	0,7894	0,7244	0,7719

Fonte: Elaboração própria. Notas: <sup>1</sup>Pooled FMOLS. <sup>2</sup>Weighted DOLS com defasagens definidas pelo Critério de Seleção de Akaike (AIC). \*, \*\* e \*\*\* representam significância estatística a 10%, 5% e 1%. Erros padrão entre parêntesis

Isto posto, é preciso considerar o fato de que estados com maior área territorial tem maior potencial para a expansão da atividade agropecuária. Tendo em vista que tal expansão se dá por meio da ampliação da área utilizada que implica em crescimento no desmatamento e queimadas, no caso dos estados brasileiros uma maior área territorial ao mesmo tempo significa uma menor densidade populacional e um maior potencial de degradação.

No que diz respeito às variáveis de intensidade tecnológica nas exportações, o sinal positivo dos estimadores está de acordo com o esperado e corrobora o fator de mudança tecnológica da CKA. É possível inquirir que uma menor proporção de produtos de setores como agricultura, pecuária, alimentação e da indústria extrativa se relacionam a menores índices de emissão. Ainda que não seja possível inferir sobre uma correlação negativa entre a utilização de energia de fontes renováveis e emissões, esse resultado traz considerações relevantes em relação à formulação de políticas públicas para redução das emissões de GEE. Ações que incentivem o crescimento via exportações de commodities, por exemplo, guardam uma relação indireta com o aumento das emissões de GEE. Por outro lado, estímulos para a pesquisa e o progresso tecnológico impactam indiretamente a redução nas emissões.

Por fim, a significância estatística dos coeficientes da variável de renda externa não permite rejeitar, inicialmente, a suposição da relevância da demanda do resto do mundo para as emissões domésticas de GEE. Ao mesmo tempo, o sinal positivo reforça os indícios da importância da composição da pauta exportadora para esse resultado. Ou seja, na posição de exportadores de produtos primários - em geral - os estados brasileiros veem suas emissões de GEE se ampliarem em função de aumentos da demanda externa derivados de crescimentos na renda mundial.

#### Adicionando aos modelos anteriores a variável cúbica de renda (

Tabela 4), os resultados levam a uma curva em formato de “N” para a relação entre degradação ambiental e crescimento econômico. Ressalta-se, contudo, que o termo cúbico da renda per capita não se apresentou significativo a pelo menos 10% no modelo 5 por FMOLS. Como resultado, o ponto de inflexão estimado foi muito superior aos demais. Contudo, os modelos com adição das variáveis de controle (6, 7 e 8) se apresentam sensivelmente mais bem ajustados e com menores erros-padrão tanto em relação ao modelo 5 como aos modelos 1, 2, 3 e 4. Observa-se, ainda, que os coeficientes estimados para as variáveis de densidade populacional e intensidade tecnológica das exportações se mantiveram estatisticamente significantes e apresentaram os mesmos sinais dos modelos anteriores.

**Tabela 4 – Vetores de cointegração de longo prazo com variável de renda cúbica**

	5		6		7		8	
	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>	FMOLS <sup>1</sup>	DOLS <sup>2</sup>
Y	0,3124*** (0,0079)	0,3267*** (0,0258)	0,5829*** (0,0356)	0,5283*** (0,0241)	0,4984*** (0,0071)	0,4751*** (0,0312)	0,7117*** (0,0104)	0,6022*** (0,0684)
Y <sup>2</sup>	-0,0093*** (0,0008)	-0,0129*** (0,0026)	-0,0331*** (0,0036)	-0,0288*** (0,0021)	-0,0280*** (0,0006)	-0,0263*** (0,0024)	-0,0402*** (0,0006)	-0,0333*** (0,0042)
Y <sup>3</sup>	0,0000 (0,0000)	0,0001* (0,0001)	0,0006*** (0,0001)	0,0005*** (0,0001)	0,0005*** (0,0000)	0,0005*** (0,0001)	0,0007*** (0,0000)	0,0006*** (0,0001)
dens			-0,0358*** (0,0026)	-0,0309*** (0,0016)	-0,0349*** (0,0004)	-0,0297*** (0,0018)	-0,0337*** (0,0002)	-0,0292*** (0,0018)
dens <sup>2</sup>			0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)
in4					0,5476*** (0,0377)	0,3864** (0,1684)	0,6157*** (0,0190)	0,4310*** (0,1612)
in9					0,5398*** (0,0414)	0,4480** (0,2035)	0,6925*** (0,0247)	0,6355*** (0,2059)
Yw							-0,1299*** (0,0060)	-0,0824** (0,0404)
Ponto de Inflexão	1.595.890	56.689	26.752	27.739	26.485	27.151	27.101	27.488
R <sup>2</sup>	0,1399	0,1062	0,6321	0,6018	0,6443	0,6124	0,6506	0,6203
R <sup>2</sup> ajustado	0,1352	0,1015	0,6280	0,5976	0,6383	0,6063	0,6437	0,6133
Erro-Padrão	1,0542	1,0918	0,6914	0,7306	0,6817	0,7227	0,6766	0,7163

Fonte: Elaboração própria. Notas: <sup>1</sup>Pooled FMOLS. <sup>2</sup>Weighted DOLS com defasagens definidas pelo Critério de Seleção de Akaike (AIC). \*, \*\* e \*\*\* representam significância estatística a 10%, 5% e 1%. Erros padrão entre parêntesis

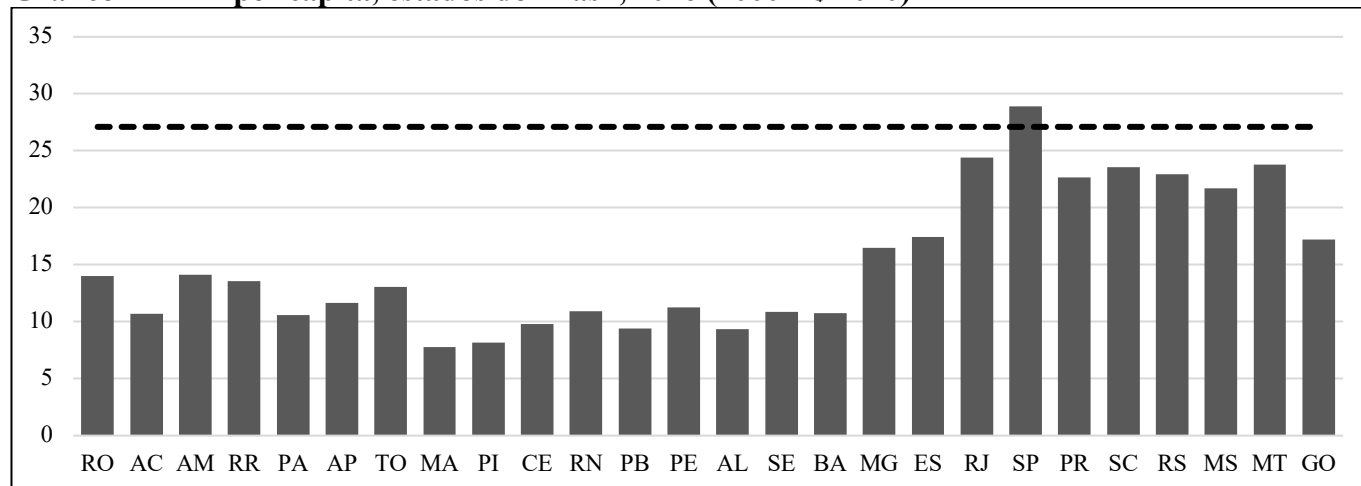
O formato de “N”, também encontrado em trabalhos precedentes (ÁVILA; DINIZ, 2015; BIAGE; ALMEIDA, 2015; CARVALHO; ALMEIDA, 2010; CATALÁN, 2014; PIRES, 2017; SOUSA; SOUSA; SANTOS, 2016), sugere que a hipótese da CKA em formato de “U” invertido não seja válida para o longo prazo. As divergências nos sinais dos coeficientes e a verificação do formato em “N”, como argumentam Arraes, Diniz e Diniz (2006), apontam que a relação de “U” invertido se dá apenas para determinadas regiões em pontos específicos do tempo e, no longo prazo, é mais razoável supor que a relação seja cíclica.

Em resumo, nota-se que dentre os modelos estimados os que se mostram mais adequados para explicar as emissões de GEE dos estados brasileiros são os que consideram a variável cúbica para a renda, bem como as variáveis controle de densidade populacional, intensidade tecnológica nas exportações e renda externa per capita. Nestes modelos, os pontos de inflexão estimados foram muito próximos em torno de R\$ 27 mil. O Gráfico 1 apresenta os PIB per capita dos estados brasileiros em 2016 em relação ao ponto crítico estimado no modelo 8 por FMOLS que se mostrou o mais ajustado. Nota-se que apenas o estado de São Paulo ultrapassa o ponto de inflexão, ao passo que estados das regiões Norte e Nordeste se mostram muito distantes, com valores que não chegam à metade do ponto de inflexão estimado.

Isto representa que, sobretudo para os estados do Norte e Nordeste, o estágio de redução nas emissões de GEE, tudo o mais constante, requer uma renda per capita 153% superior aos níveis de 2016, em média. Considerando todos os estados do Brasil, o aumento na renda per capita necessário para atingir a fase decendente da curva é de 105%. Ou seja, mesmo que se considere que o crescimento econômico por si só seja capaz de reduzir as emissões de GEE dos estados brasileiros, é necessário um crescimento da renda per capita quase quatro vezes superior ao ocorrido nos quinze anos da amostra (28%). Dessa forma – e sem considerar ainda o formato em “N” da curva – espera-se um grande crescimento dos níveis atuais das emissões GEE até que isto seja possível.

Recupera-se também a relevância das variáveis de intensidade tecnológica nas exportações nos modelos com termo cúbico da renda per capita, Assim como em um estudo apenas para a região sudeste (SERENO; SIMÕES; ANDRADE, 2018) a intensidade tecnológica da pauta importadora aparece associada à emissões de GEE. Tendo em vista que não é possível atribuir ao processo de crescimento econômico o papel de agente único para a redução nas emissões, a correlação positiva entre as exportações de baixa ou nenhuma intensidade de transformação tecnológica e as emissões de GEE indicam que o caminho a ser trilhado para a redução nas emissões passa pela necessidade de intensificação tecnológica da produção nacional. Ressalta-se que, de acordo com Moreira e Borba (2016), esta não tem sido a direção das políticas de crescimento recentes do país. Como consequência, os autores apontam que a indústria nacional perdeu espaço para setores não industriais no comércio exterior.

**Gráfico 1 – PIB per capita, estados do Brasil, 2016 (1000 R\$ 2010)**



Fonte: Elaboração própria.

A disparidade da relação entre densidade populacional e emissões de GEE para os estados brasileiros em relação aos resultados de Apergis e Ozturk (2015) se manteve presente nos modelos com o

termo cúbico da renda per capita. Tal consideração marca a relevância do desmatamento para as emissões dos estados brasileiros. Nesse sentido, é importante ressaltar a importância da legislação ambiental para o controle do desmatamento e degeneração das florestas, bem como aumento das áreas de preservação ambiental. Tal argumento é reforçado pela relevância do Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento da Amazônia Legal (PPCDAM) para a redução no desmatamento no país (PEREIRA, 2017). Ressalta-se que o Brasil atingiu o patamar de um dos líderes globais para a redução de GEE na primeira década do século (EULER, 2016) guiado pela redução nas emissões oriundas de queimadas e desmatamento na área da Amazônia Legal, sobretudo os estados de Pará e Mato Grosso (OC, 2018; SERENO, 2019). Faz-se necessário o incentivo ao aumento da produtividade da terra em contraposição ao crescimento da produção pela apropriação de novas terras, sobretudo em regiões de expansão mais recente da fronteira agrícola.

Nos modelos com termo cúbico da renda per capita os coeficientes estimados para a renda do resto do mundo apresentaram sinais contrários aos dos modelos iniciais. Nota-se, ainda, uma alteração nos coeficientes de intensidade tecnológica das exportações ao adicionar a variável de renda do resto mundo. Nos modelos iniciais se observa uma diminuição nos estimadores das variáveis  $in_4$  e  $in_9$  enquanto nos modelos com termo cúbico da renda per capita a variação foi positiva. Acredita-se que isso se deve a uma correlação entre a intensidade tecnológica das exportações e a renda do resto do mundo.

Assim, se no primeiro caso foi possível inquerir que uma demanda externa mais aquecida implicaria tanto em uma composição mais básica da pauta exportadora quanto em maiores emissões de GEE per capita. Aqui, por outro lado, percebe-se que caso a composição da pauta permaneça, constante um aquecimento da demanda externa se relaciona a variações negativas nas emissões dos estados. Assim, é possível inquerir que, tudo o mais constante, políticas de crescimento que apenas não estimulem a primarização da pauta exportadora já se apresentam como mais razoáveis em termos ambientais.

## **Conclusão**

O presente trabalho buscou evidências da existência de uma CKA para as emissões de GEE dos estados brasileiros entre 2002 e 2016. Ao utilizar a variável independente de emissões de GEE medida pelo carbono equivalente, foi possível levar em conta relação entre crescimento econômico e a emissão de todos os GEE do inventário nacional e não apenas o  $CO_2$  como em exercícios anteriores. Além da contribuição inédita ao adicionar o impacto da complexidade tecnológica nas exportações e da renda do restante do mundo como determinantes para as emissões de regiões em desenvolvimento.

Ressalta-se que a principal limitação deste esforço em investigar a relação de longo prazo entre as emissões de GEE e o crescimento econômico para os estados brasileiros é dada pelo curto período de tempo para o qual os dados de PIB estaduais estão disponíveis. Certamente, os resultados seriam mais robustos para um painel de dimensão temporal maior que permitisse a adição de mais defasagens e valores futuros na estimação via DOLS. Ainda assim, não é possível rejeitar os resultados dos modelos, sobretudo pela proximidade dos estimadores FMOLS e DOLS.

Os resultados indicam a existência de uma curva de formato de “U” invertido para o modelo estrutural e em formato de “N” para o modelo mais bem ajustado. A curva em formato de “N” assinala que, mesmo que ocorra uma redução temporária, no longo prazo a tendência é de que as emissões de GEE aumentem com o crescimento econômico. Destacam-se os indícios de uma relação positiva entre as exportações de baixa ou nenhuma intensidade tecnológica e as emissões de GEE que corroboram a hipótese de que uma maior transformação tecnológica se relaciona à diminuição das emissões. Como importante exportador de commodities, tal resultado indica para o Brasil a necessidade de uma maior complexidade nas exportações para a redução nas emissões de GEE.

A disparidade entre os estimadores das variáveis de densidade populacional e densidade populacional ao quadrado em relação a outros resultados da literatura reforçam as peculiaridades das emissões dos estados brasileiros. Neste caso, acredita-se que valores reduzidos de densidade populacional se relacionam a dimensões territoriais alargadas, o que implica em maior potencial de queimadas e desmatamento para o avanço das atividades agropecuárias. Tal concepção é reforçada por evidências dos efeitos de uma legislação ambiental mais rígida em relação à ocupação do solo. A variável renda do resto do mundo, ainda que estatisticamente significativa, apresentou sinais contrários nos modelos estruturais e

com adição da renda per capita ao cubo. Se, no primeiro caso, isso indicaria que uma demanda externa mais aquecida estaria positivamente correlacionada a uma maior proporção de produtos primários na pauta exportadora, nos modelos mais bem ajustados a correlação negativa entre a renda mundial e as emissões dos estados indicam a possibilidade de que isso se reflita em uma maior demanda por produtos de maior intensidade tecnológica.

Por fim, somando o formato em “N” aos pontos de inflexão estimados (cerca de R\$ 27 mil a preços de 2010) rejeita-se que o crescimento econômico assuma a posição de recurso suficiente para a redução na degradação ambiental no Brasil. Antes, faz-se necessária a elaboração de políticas que integrem proteção ambiental e incentivos à evolução tecnológica da produção, sobretudo atentas à composição da pauta exportadora. A construção de tais políticas carece, ainda, de assumir a caracterização regional das emissões e de uma articulação com ferramentas econômicas que provoquem um crescimento sustentado e limpo.

### Referências bibliográficas

ALMEIDA, H. A. de. Capítulo 1: A Atmosfera Terrestre. **Climatologia Aplicada a Geografia**. Campina Grande: EDUPB, 2016. p. 19–60.

ANDRADE, D. C. Economia e meio ambiente : aspectos teóricos e metodológicos nas visões neoclássica e da economia ecológica. **Leituras de Econ. Pol.**, n. 14, p. 1–31, 2008. Disponível em: <http://revistalep.com.br/index.php/lep/article/view/50>.

APERGIS, N.; OZTURK, I. Testing environmental Kuznets curve hypothesis in Asian countries. **Ecol. Indicators**, v. 52, p. 16–22, 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolind.2014.11.026>.

ARRAES, R. A.; DINIZ, M. B.; DINIZ, M. J. T. Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável. **Rev. de Econ. Rural**, v. 44, n. 03, p. 525–547, 2006. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032006000300008>.

ÁVILA, E. S. de; DINIZ, E. M. Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 45, n. 1, p. 97–126, 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/0101-4161201545197ese>.

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

BANCO MUNDIAL. World Development Indicators (WDI). **GDP (constant 2010 US\$)**. 2018a. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD>.

BANCO MUNDIAL. World Development Indicators (WDI). **Population, total**. 2018b. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.TOTL>.

BECKERMAN, W. Economic growth and the environment: Whose growth? whose environment? **World Develop.**, v.20, n.4, p. 481-496, 1992. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(92\)90038-W](https://doi.org/10.1016/0305-750X(92)90038-W).

BIAGE, M.; ALMEIDA, H. J. F. Desenvolvimento e impacto ambiental: uma análise da Curva Ambiental De Kuznets. **Pesquisa e Planejamento econômico**, v. 45, n. 3, p. 506–556, 2015. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/issue/view/140>.

BILGILI, F.; KOÇAK, E.; BULUT, Ü. The dynamic impact of renewable energy consumption on CO2emissions: A revisited Environmental Kuznets Curve approach. **Ren.and Sust. Energy Reviews**, v. 54, p. 838–845, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2015.10.080>.

BÖLÜK, G.; MERT, M. The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: An ARDL approach. **Ren.and Sust. Energy Reviews**, v. 52, p. 587–595, 2015. Disponível em:

<https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.07.138>.

BRASIL. Ministério Da Indústria Comércio Exterior E Serviços. **Base de Dados do Comex Stat**. 2018. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior>.

BRASIL. Ministério da indústria comércio exterior e serviços. **Classificação da Secretaria de Comércio Exterior: Classificação por Intensidade Tecnológica**. 2017. Disponível em: [http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota\\_ISIC.pdf](http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota_ISIC.pdf).

BRASIL. **Pretendida Contribuição Nacionalmente Determinada (Indc) Para Consecução do Objetivo da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima**. 2015. Disponível em: [http://www.mma.gov.br/images/arquivo/80108/BRASIL\\_iNDC\\_portugues\\_FINAL.pdf](http://www.mma.gov.br/images/arquivo/80108/BRASIL_iNDC_portugues_FINAL.pdf).

CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. A Hipótese da Curva de Kuznets Ambiental Global: Uma perspectiva Econométrico-Espacial. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 3, p. 587–615, 2010. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612010000300004>.

CATALÁN, H. Curva ambiental de Kuznets: implicaciones para un crecimiento sustentable. **Economía Informa**, v. 389, p. 19–37, 2014. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0185-0849\(14\)72172-3](https://doi.org/10.1016/S0185-0849(14)72172-3).

CAVALCANTI, C. Concepções da economia ecológica: suas relações com a economia dominante e a economia ambiental. **Estudos Avançados**, v. 24, n. 68, p. 53–67, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-40142010000100007>.

CECHIN, A. D.; VEIGA, J. E. da. A economia ecológica e evolucionária de Georgescu-Roegen. **Rev. de Econ. Pol.**, v. 30, n. 3, p. 438–454, set. 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0101-31572010000300005>.

CHOI, I. Panel Cointegration. In: BALTAGI, B. H. (Org.). **Oxford Handb. Panel Data**. 1ª ed. Oxford, New York: Oxford University Press, 2015. p. 46–75.

COLE, M. A.; RAYNER, A. J.; BATES, J. M. The environmental Kuznets curve: An empirical analysis. **Environ. and Devel. Econ.**, v. 2, n. 4, p. 401–416, 1997. Disponível em: <https://doi.org/10.1126/science.356.6342.1000>.

CUNHA, C. A.; SCALCO, P. R. Crescimento Econômico e Emissão de CO2. **Revista Desenvolvimento Regional**, v. 18, n. 2, p. 214–230, 2013. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.17058/redes.v18i2.2584>.

DINDA, S. A theoretical basis for the environmental Kuznets curve. **Ecol. Econ.**, v. 53, n. 3, p. 403–413, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.10.007>.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1913236>.

EULER, A. M. C. O acordo de Paris e o futuro do REDD+ no Brasil. **Cadernos Adenauer**, v. 2, n. 17, p. 85–104, 2016.

GEORGESCU-ROEGEN, N. **The Entropy Law and the Economic Process**. Cambridge: Harvard University Press, 1971. Disponível em: <https://doi.org/10.4159/harvard.9780674281653>.

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Economic Growth and the Environment. **The Quarterly**

**Journal of Econ.**, v. 110, n. 2, p. 353–377, 1995. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2118443>

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. **Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement**. , nº 3914. Cambridge: 1991.

HE, J.; RICHARD, P. Environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub> in Canada. **Ecol.Econ.**, v. 69, n. 5, p. 1083–1093, 2010. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolecon.2009.11.030>.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estimativas da População residente**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?=&t=downloads>. , 2018a

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Organização do Território: Área dos Municípios**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias-novoportal/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/15761-areas-dos-municipios>. , 2016

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Contas Regionais**. IBGE , 2018b

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53–74, 2003. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).

IPCC - INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Climate Change 2014: Synthesis Report, Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. Geneva: IPCC. , 2014

IPEADATA. **Produto interno bruto (PIB) a preços de mercado - deflator implícito: variação anual - referência 2010**. . Brasília: IPEADATA. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. , 2018

IWATA, H.; OKADA, K.; SAMRETH, S. Empirical study on the determinants of CO<sub>2</sub> emissions: evidence from OECD countries. **Applied Econ.**, v. 44, n. 27, p. 3513–3519, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.577023>

JEBLI, M. Ben; YOUSSEF, S. Ben; OZTURK, I. Testing environmental Kuznets curve hypothesis in G7 countries: the role of renewable energy consumption and trade. **Ecol. Indicators**, v. 60, p. 824–831, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolind.2015.08.031>.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of Econometrics**, v. 90, n. 1, p. 1–44, 1999b. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2).

KAO, C.; CHIANG, M.-H. On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. In: BALTAGI, B. H. (Org.). . **Nonstationary Panels, Panel Cointegration Dyn. Panels**. 1ª ed. New York: JAI Press, 2000. p. 179–222.

KAUFMANN, R. K. et al. The determinants of atmospheric SO<sub>2</sub> concentrations: Reconsidering the environmental Kuznets curve. **Ecol.Econ.**, v. 25, n. 2, p. 209–220, 1998. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00181-X](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00181-X).

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1–28, 1955. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1811581>.



- LAU, L.-S.; CHOONG, C.-K.; NG, C.-F. Role of Institutional Quality on Environmental Kuznets Curve: A Comparative Study in Developed and Developing Countries. **Advances in Pacific Basin Business, Econ. and Finance**, v. 6, p. 223–247, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/S2514-465020180000006007>.
- LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1–24, 2002. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7).
- LUCENA, A. F. P. **Estimativa de uma Curva de Kuznets Ambiental Aplicada ao Uso de Energia e suas Implicações para as Emissões de Carbono no Brasil**. 2005. 124 f. Tese (Doutorado em Economia) - PPE, UFRJ, Rio de Janeiro, 2005. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7).
- MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. **Oxford Bull. of Econ. and Stat.**, v. 61, n. s1, p. 631–652, 1999. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>.
- MOREIRA, C. A. L.; BORBA, R. V. P. Modelo liberal periférico , acumulação rentista e especialização exportadora : considerações para o caso brasileiro. **Rev. Econ. NE**, v. 47, n. 3, p. 167–180, 2016. Disponível em: <https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/415>.
- MUELLER, C. C. **Os Economistas e as Inter-relações entre o Sistema Econômico e o Meio-Ambiente**. Brasília: NEPAMA, 2004.
- OC - Observatório do Clima. **Sistema de Estimativas de Gases de Efeito Estufa V6.0**. 2018.
- PANAYOTOU, T. **Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development**. , [Working Paper 238]., n° s. Genebra: International Labor Office, 1993. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/ilo/ilowps/292778.html>.
- PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. **Oxford Bulletin of Econ. and Stat.**, v. 61, n. Special Issue Nov., p. 653–670, 1999. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14>.
- 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, p. 597–625, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>.
- PEREIRA, R. M. Commodity boom and environmental policy: what lies behind the Amazon deforestation. 2017, Natal: [s.n.], 2017. p. 1–18. Disponível em: [https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files\\_I/i11-d462aac365d31efb2d347a1249c7b8d9.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_I/i11-d462aac365d31efb2d347a1249c7b8d9.pdf).
- PIRES, G. N. Crescimento econômico e emissões de dióxido de carbono: a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental para o Brasil (1970 – 2011). **Observatório de la Economía Latinoamericana**, p. 1–11, 2017. Disponível em: <http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/br/17/kuznets.html>.
- PORTUGAL JÚNIOR, P. dos S.; REYDON, B. P.; PORTUGAL, N. dos S. A questão ambiental e regional sob o enfoque espacial- sistêmico-integrado [...]. **Leit. de Econ. Pol.**, v. 23, p. 1–28, 2015. Disponível em: <http://www.revistalep.com.br/index.php/lep/article/view/123>.
- ROCHEDO, P. R. R. et al. The threat of political bargaining to climate mitigation in Brazil. **Nature**

**Climate Change**, v. 8, n. 8, p. 695–698, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/s41558-018-0213-y>.

ROMEIRO, A. R. Desenvolvimento sustentável: uma perspectiva econômico-ecológica. **Est. Avan.**, v. 26, n. 74, p. 65–92, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-40142012000100006>.

SABOORI, B.; SULAIMAN, J.; MOHD, S. Economic growth and CO<sub>2</sub> emissions in Malaysia: A cointegration analysis of the Environmental Kuznets Curve. **Energy Policy**, v. 51, p. 184–191, 2012. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2012.08.065>.

SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality and development: Is there a kuznets curve for air pollution emissions? **Journal of Environmental Econ. and Management**, v. 27, n. 2, p. 147–162, 1994. Disponível em: <https://doi.org/10.1006/jeeem.1994.1031>.

SERENO, L. G. F. **Crescimento Econômico e Emissões de Gases de Efeito Estufa [...]**. 2019. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2019. Disponível em: <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/24754>.

SERENO, L. G. F.; SIMÕES, M. S.; ANDRADE, D. C. Crescimento Econômico, Exportações e Emissões de GEE na Região Sudeste [...]. In: 45º Encontro Nacional de Economia, 12, 2018, Rio de Janeiro. **Anais[...]**. Rio de Janeiro: ANPEC, 2018. Disponível em: <https://en.anpec.org.br/>.

SERRANO, A. L. M.; LOUREIRO, P. R. A.; NOGUEIRA, J. M. Evidência da curva de kuznets ambiental no brasil: Uma análise do crescimento econômico e poluição. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 13, n. 2, p. 304–314, 2014.

SHAFIK, N.; BANDYOPADHYAY, S. Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence. **Policy Research Working Paper Series**, v. 18, n. 5, p. 55, 1992.

SHAHBAZ, M.; LEAN, H. H.; SHABBIR, M. S. Environmental Kuznets Curve hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger causality. **Ren.and Sust. Energy Reviews**, v. 16, n. 5, p. 2947–2953, 2012. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2012.02.015>.

SOLOW, R. M. Reply - Georgescu-Roegen versus Solow/Stiglitz. **Ecol. Econ.**, v. 22, n. 3, p. 267–268, 1997. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00081-5](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00081-5).

SOLOW, R. M. The Economics of Resources or the Resources of Economics Robert M. **The American Economic Review**, v. 64, n. 2, p. 1–14, 1974. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1816009>.

SOUSA, L. C. R.; SOUSA, D. S. P.; SANTOS, R. B. N. Curva Ambiental De Kuznets: uma análise macroeconômica entre crescimento econômico e impacto ambiental de 2005 a 2010. **R. Gest. Sust. ambient.**, v. 5, n. 2, p. 227–246, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.19177/rgsa.v5e22016227-246>

STERN, D. I.; COMMON, M. S. Is There and Environmental Kuznets Curve for Sulfur? **Journal of Environme**, v. 41, n. 2, p. 162–178, 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1006/jeeem.2000.1132>.

ZOUNDI, Z. CO<sub>2</sub> emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. **Ren.and Sust. Energy Reviews**, v. 72, n. February 2016, p. 1067–1075, 2017. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2016.10.018>.

## Apêndice A - Resumo de revisão bibliográfica (empírica) sobre a CKA

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variáveis dependentes</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Conclusões</b>
Grossman e Krueger (1991)	Até 52 cidades em até 32 países	1977, 1982, 1988	Concentração de SO <sub>2</sub> e SPM*	Dados em painel (RE <sup>2</sup> )	Para níveis médios de renda aumentos de renda prova melhorias na qualidade ambiental. Já para níveis superiores o crescimento é prejudicial.
Shafik e Bandyopadhyay (1992)	149 países	1960-1990	SPM*, concentração de SO <sub>2</sub> , mudanças em áreas florestais e emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Dados em painel (elasticidade)	Evidências da CKA para SPM e SO <sub>2</sub> . Emissões per capita de CO <sub>2</sub> crescem mais que proporcionalmente ao aumento de renda de forma linear.
Panayotou (1993)	68 países (desmatamento) e 54 (poluição do ar)	1987-1988	Desmatamento, emissões de SO <sub>2</sub> , NO <sub>x</sub> e SPM*	<i>Cross-section</i>	Foram encontradas evidências da CKA em forma de “U” invertido em todos os modelos
Selden e Song (1994)	30 países (2 de baixa renda, 6 de renda média e 22 da OECD)	1973-75, 1979-81 e 1982-84	SO <sub>2</sub> , SPM*, NO <sub>x</sub> e CO	Dados em Painel (FE <sup>3</sup> e RE <sup>2</sup> )	Evidências da CKA para todos os modelos, porém com níveis críticos de renda muito elevados. Os autores ressaltam a previsão de que a tendência da poluição é não atingir os níveis iniciais dado o aumento populacional.
Cole; Rayner e Bates (1997)	11 países da OECD	1970-1992	SO <sub>2</sub> , SPM*, NO <sub>x</sub> HNO <sub>3</sub> e CO <sub>2</sub>	Dados em painel (FE <sup>3</sup> e RE <sup>2</sup> )	Os autores concluem que as evidências da CKA em formato de “U” invertido existem, em geral, apenas para poluição do ar local. Para a poluição global, ou com efeitos indiretos, ou existe uma reação de crescimento monotônica com a renda ou pontos críticos muito altos com erros-padrão elevados.
Kaufmann et al. (1998)	23 países (13 desenvolvidos, 7 em desenvolvimento e 3 economias planificadas)	1974-1989	Concentrações de SO <sub>2</sub>	Dados em painel (FE <sup>3</sup> e RE <sup>2</sup> )	Foram encontradas evidências de uma CKA em formato de “U” invertido entre concentrações de SO <sub>2</sub> e intensidade espacial da economia. Para a relação entre SO <sub>2</sub> e PIB per capita, as evidências apontam uma curva em formato de “U”.
Stern e Common (2001)	74 países (divididos em todos, pertencentes à OECD e não- OECD).	1960-1990	Emissões de SO <sub>2</sub>	Dados em painel (FE <sup>3</sup> e RE <sup>2</sup> )	Evidências de uma CKA em forma de “U” invertido. Ressalta-se que o ponto crítico para todos os países da amostra é muito superior ao do modelo que conta apenas com países da OECD.
Lucena (2005)	Brasil	1970-2003	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Série de tempo	Não foram encontradas evidências para a curva em formato de “U” invertido.
Carvalho e Almeida (2010)	187 países	2004	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	<i>Cross-section</i> com análise espacial	A introdução do termo cúbico do PIB per capita torna a curva em formato de “N”.
He e Richard (2010)	Canadá	1948-2004	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Série de tempo (GARCH <sup>4</sup> )	Não foram encontradas evidências de uma CKA em formato de “U” invertido para o Canada. Antes a relação entre emissões per capita e renda per capita apresenta crescimento monotônico.
Saboori; Sulaiman e Mohd (2012)	Malásia	1980-2009	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em série de tempo (ARDL <sup>5</sup> )	Evidências de uma CKA em formato de “U” invertido para a Malásia no curto e longo prazo. Entretanto, os autores sugerem estudos com adição de demais variáveis independentes.
Iwata, Okada e Samreth (2012)	11 países da OECD	1960-2003	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em Painel: (ARDL <sup>5</sup> )	Evidências limitadas para a CKA forma encontradas para 4 países. Desses, apenas a Finlândia apresentou ponto crítico de renda dentro do período.

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Variáveis dependentes</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Conclusões</b>
Shahbaz, Lean e Shabbir (2012)	Paquistão	1971-2009	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em série de tempo (ARDL <sup>5</sup> )	Para o Paquistão, evidencia-se a existência de uma CKA no período. Contudo, o trabalho não testa a curva em formato de “N”.
Cunha e Scalco (2013)	Brasil	1980-2006	Emissões de CO <sub>2</sub> provenientes do consumo de petróleo	Série de tempo (VEC <sup>6</sup> )	Os autores concluíram que existe uma relação ode causalidade simultânea entre PIB per capita e emissões de CO <sub>2</sub> e a elasticidade entre PIB e CO <sub>2</sub> foi de 7,32. Os autores argumentam que não há perspectiva de redução nas emissões em função do processo de crescimento econômico.
Catalán (2014)	144 países	1990-2010	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Dados em painel (FE <sup>3</sup> )	Foram encontradas evidências de uma CKA em forma de “N”.
Serrano, Loureiro e Nogueira (2014)	Brasil	1980-2010	Emissões de CO <sub>2</sub>	Série de tempo (OLS <sup>7</sup> )	Os termos quadrático e cúbico da renda per capita não apresentaram significância estatística. A relação entre as emissões e a renda foi linear e positiva.
Biage e Almeida (2015)	37 países de todos os continentes com padrões de desenvolvimento diversos	1991-2006	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Dados em Painel (FE <sup>3</sup> )	Foram encontradas evidências para uma CKA em forma de “N”. Destaca-se que os países de maior significância são os de renda per capita baixa e mais populosos.
Ávila e Diniz (2015)	99 países	1978, 1984, 1990, 1996, 2002 e 2008	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em Painel: (FMOLS <sup>8</sup> e DOLS <sup>9</sup> )	Foram encontradas evidências de uma CKA em formato de “N”
Bölük e Mert (2015)	Turquia	1961-2010	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em série de tempo (ARDL <sup>5</sup> )	Evidências de uma CKA em formato de “U” invertido. O ponto crítico de renda, contudo, foi superior aos observados e se destaca o peso da utilização de energia renovável para a redução nas emissões.
Apergis e Ozturk (2015)	14 países asiáticos	1990-2011	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em Painel (FMOLS <sup>8</sup> e DOLS <sup>9</sup> )	Evidências para uma CKA em formato de “U” invertido.
Sousa, Sousa e Santos (2016)	51 países: desenvolvidos, em desenvolvimento e sub-desenvolvidos	2005-2010	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Dados em Painel (RE <sup>2</sup> )	Evidências para uma curva em formato de “N”.
Jebli, Youssef e Ozturk (2016)	25 países da OECD	1980-2010	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em Painel: (FMOLS <sup>8</sup> e DOLS <sup>9</sup> )	Evidências para uma CKA em formato de “U” invertido. Contudo o termo cúbico não foi testado.
Bilgili, Koçak e Bulut (2016)	17 países da OECD	1977-2010	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em Painel: (FMOLS <sup>8</sup> e DOLS <sup>9</sup> )	Evidências de uma CKA em formato de “U” invertido. Os autores destacam a relação negativa entre as emissões e a utilização de energia de fontes renováveis.
Pires (2017)	Brasil	1970-2011	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Série de tempo	Não foram encontradas evidências para a curva em formato de “U” invertido, mas para a curva em formato de “N”.
Zoundi (2017)	25 países da África	1980-2012	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Cointegração em Painel: (ARDL <sup>5</sup> )	Não foram encontradas evidências da CKA. Contudo, a relação positiva entre renda e emissões em um estágio prévio de desenvolvimento confirmam as suposições da primeira fase da CKA.
Lau, Choong e Ng (2018)	100 países divididos em grupos de renda	2002-2014	Emissões de CO <sub>2</sub> per capita	Painel GMM <sup>10</sup>	Foram encontradas evidências da CKA apenas para o grupo de países de alta renda. Para os demais não foram encontradas evidências que reforcem a CKA.

Fonte: Elaboração própria. Notas: <sup>1</sup> *Material Particulado Suspenso no Ar*. <sup>2</sup>RE: Modelo de Efeitos Aleatório. <sup>3</sup>FE: Modelo de Efeitos. Fixos <sup>4</sup>GARCH: Modelo de Heterocedasticidade condicional Autorregressiva Generalizado. <sup>5</sup>ARDL: Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas. <sup>6</sup>VEC: Vetor de Correção de Erros. <sup>7</sup>OLS: Mínimos Quadrados Ordinários. <sup>8</sup>FMOLS: Mínimos Quadrados Ordinários Totalmente Modificados. <sup>9</sup>DOLS: Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos. <sup>10</sup>GMM: Método dos Momentos Generalizado