

Economia Aplicada, v. 23, n. 2, 2019, pp. 183-208

CRESCIMENTO ECONÔMICO E EMISSÕES DE CO₂ NO BRICS: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL

ALISSON SILVA DE CASTRO *

JANAINA DA SILVA ALVES †

DANIEL CAIXETA ANDRADE ‡

Resumo

Este trabalho pretende investigar a relação entre crescimento econômico e emissões de poluentes no grupo de países do BRICS a partir da base teórica da Curva de Kuznets Ambiental (CKA). Utilizou-se a metodologia econométrica de cointegração para dados em painel e os resultados do modelo empírico apontaram para evidências de uma curva no formato de “U” invertido, com pontos de inflexão de US\$ 2.033,89 e US\$ 2.057,61, respectivamente, nos estimadores DOLS e FMOLS. Além disso, os resultados indicaram que o consumo *per capita* de energia e o comércio internacional têm impacto, respectivamente, positivo e negativo sobre as emissões de CO₂.

Palavras-chave: emissões de CO₂, curva de Kuznets ambiental, BRICS, cointegração em painel

Abstract

This paper is aimed at investigating the relationship between economic growth and pollutant emissions in the BRICS countries based on the theoretical approach of the Environmental Kuznets Curve (EKC). We have used the econometric method of cointegration for panel data and the results of the empirical model pointed to evidence of an inverted U-shaped curve for this group of countries. We have found inflection points of US\$ 2,033,89 and US\$ 2,057.61, respectively, in the DOLS and FMOLS estimators. Additionally, the results indicated that *per capita* energy consumption and international trade have a positive and negative impact on CO₂ emissions, respectively.

Keywords: CO₂ emissions, environmental Kuznets curve, BRICS, cointegration in panel

JEL classification: Q50, Q53, Q54

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea146203>

* Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: alissonsilvacastro@hotmail.com

† Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: janah.alves@gmail.com

‡ Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: daniel.andrade@ufu.br

1 Introdução

Nos últimos anos, o debate sobre economia e meio ambiente polarizou-se no tema específico das mudanças climáticas. Isso se deve, em grande parte, ao aquecimento global de origem humana, gerado pelas emissões de gases de efeito estufa (GEE), que elevou progressivamente a temperatura média da Terra de 13,4° C para 14° C entre 1980 e 2005, com previsão de elevação de mais 2 a 3 °C até 2050, caso se mantenha o atual padrão de emissões¹ (Parry et al. 2007).

Atualmente, os países que compõem o bloco econômico do BRICS estão no rol dos principais emissores de CO₂ do mundo (EDGAR - Emissions Database for Global Atmospheric Research 2016). O crescimento econômico acelerado e o aumento no volume de emissões, desde o início da última década, têm despertado o interesse em relação ao modo como esses países estão se desenvolvendo, uma vez que o aumento significativo da renda *per capita* e do contingente populacional elevou o nível de poluição advindo dessas economias.

Nesse contexto de preocupação proeminente com as emissões de CO₂ advindas das economias dos países em desenvolvimento, o objetivo geral deste trabalho é investigar empiricamente qual a relação entre crescimento econômico e as emissões de CO₂ no BRICS, no período 1971-2011, tendo em vista o aporte teórico da hipótese da CKA. Para atingir tal objetivo, esta pesquisa fará uso da metodologia econométrica de cointegração para dados em painel e os estimadores utilizados serão o *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e o *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS). As variáveis utilizadas no modelo econométrico serão o PIB *per capita*, que mensura o impacto do crescimento econômico sobre o nível de emissões, o consumo *per capita* de energia, o fluxo de comércio e uma *dummy* que representa o Protocolo de Quioto².

Acredita-se que a investigação da relação entre o nível de atividade econômica e as emissões de CO₂ é relevante em países emergentes, como é caso do grupo BRICS. Isso porque esses países têm vivenciado um intenso processo de *catching-up*³ econômico e social, cujo suporte é, em sua grande parte, uma matriz energética majoritariamente baseada em combustíveis fósseis, que os fez responder por mais de 40% das emissões mundiais de CO₂ em 2013 (Energy International Agency (EIA) 2016). Dessa forma, a elaboração de políticas eficazes e eficientes será bem sucedida se estiver respaldada em sólidos estudos que elucidem as interconexões existentes entre as variáveis que condicionam o progresso socioeconômico humano e as emissões de CO₂.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em quatro seções, sendo a segunda de cunho teórico-revisionista, a terceira metodológica e a quarta empírica. A segunda seção faz uma breve revisão teórico-empírica sobre a hipótese da CKA. A terceira seção aborda a base de dados, o modelo econométrico e a metodologia de cointegração em painel. A quarta seção traz os resultados do modelo, sua discussão e implicações. Por fim, as conclusões

¹O principal gás causador do efeito estufa é o dióxido de carbono (CO₂), cujo peso nas emissões totais é de 75%.

²Há que se ressaltar que essa variável foi inserida no modelo para captar os efeitos das instituições desses países sobre os níveis de emissões.

³*Catching-up* é o processo pelo qual um país tecnologicamente atrasado passa a crescer a taxas maiores que os países que compartilham a fronteira da tecnologia mundial, simplesmente utilizando os conhecimentos já desenvolvidos pelos países que estão na fronteira tecnológica (UNCTAD 2005).

encerram e sistematizam o trabalho.

2 A Curva de Kuznets Ambiental

2.1 Aspectos Teóricos

Até os anos de 1970, a ideia que se tinha era a de que o crescimento econômico era o grande responsável pela degradação do meio ambiente. A publicação do documento “*The limits to growth*”, elaborado em 1972 por diversos pesquisadores do *Massachusetts Institute of Technology* (MIT) a pedido dos membros do Clube de Roma, chamou a atenção ao apontar uma barreira biofísica para o crescimento contínuo da renda mundial. Tal barreira seria imposta pela base finita de recursos naturais do planeta e pela capacidade limitada do meio ambiente assimilar resíduos provenientes do sistema econômico (Meadows et al. 1972).

No fim da década de 1980, o debate entre o nível de renda da economia e a degradação ambiental toma outra vertente. O relatório da Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento (*World Commission on Environment and Development - WCED*), conhecido como Relatório Brundtland (WCED 1987), foi um marco teórico por apresentar a possibilidade de se alcançar a sustentabilidade sem que houvesse mudanças significativas no sistema econômico, lançando a ideia de desenvolvimento sustentável (definido como aquele que atende às necessidades presentes sem comprometer as necessidades das gerações futuras).

Nesse contexto, alguns autores começaram a investigar a relação entre crescimento da renda e degradação ambiental a partir do formato de uma curva de “U” invertido. A hipótese básica acerca dessa curva é que nos estágios iniciais do processo de crescimento econômico há um aumento da degradação ambiental, mas que este, por si só, engendra posteriormente uma redução na deterioração ambiental. Essa relação ficou conhecida na literatura como CKA, em referência ao estudo clássico de Kuznets (1955) para explicar o nível de atividade econômica e distribuição de renda nas economias dos países.

A busca por evidências da CKA se iniciou com o trabalho de Grossman & Krueger (1995), no qual os autores estimaram os possíveis impactos ambientais de um acordo de livre comércio entre os países da América do Norte, o NAFTA (*North American Free Trade Agreement*). No entanto, o conceito popularizou-se com a publicação do Relatório de Desenvolvimento Mundial (Banco Mundial 1992). Posteriormente, mais três trabalhos publicados na primeira metade da década de 1990 tornaram-se relevantes para o tema, quais sejam, Shafik & Bandyopadhyay (1992), Selden & Song (1994) e Grossman & Krueger (1995).

De acordo com Lucena (2015), a CKA é uma hipótese acerca da relação entre indicadores de degradação ambiental e a renda *per capita*. Segundo o autor, nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico a degradação ambiental e a poluição aumentariam juntos com a renda *per capita*. Contudo, após um certo nível de renda (denominado de “ponto de inflexão”; em inglês, *turning point*), que varia de acordo com os indicadores estudados, essa tendência se reverteria de tal forma que a qualidade ambiental melhoraria com o crescimento econômico. Tal efeito foi denominado por alguns autores como “descolamento” (*decoupling*) entre a atividade econômica e pressão ambiental

(Banco Mundial 1992). Isso implica que o impacto ambiental é uma função na forma de “U” invertido da renda *per capita*.

O que se torna preponderante para a hipótese da CKA são os mecanismos subjacentes que explicam a inversão da trajetória positivamente inclinada para uma negativamente inclinada. Segundo Everett et al. (2015), em termos gerais, a reversão de trajetória da CKA seria explicada por três motivos:

1. A níveis baixos de renda *per capita*, a redução da poluição é indesejável, uma vez que os indivíduos estão preocupados em satisfazer suas necessidades básicas de consumo;
2. Quando certo nível de renda é atingido, os indivíduos começam a considerar o *trade-off* entre crescimento econômico e qualidade ambiental, e a degradação ambiental começa a decrescer a taxas inferiores;
3. Depois de certo ponto, os gastos com melhorias na qualidade ambiental dominam as preferências dos indivíduos, de tal forma que aquela começa a melhorar.

Outros autores oferecem uma explicação alternativa para a fase descendente da curva. Selden & Song (1994) indicam alguns fatores que atuariam como amortecedores ou compensadores do processo. São eles: i) elasticidade-renda positiva para a qualidade ambiental, ou seja, à medida que a renda aumenta as pessoas tendem a querer mais qualidade ambiental; ii) mudanças na composição da produção e consumo; iii) aumento do nível educacional e consciência ambiental; e iv) sistemas políticos mais abertos.

Existe, ainda, a interpretação de que o movimento de queda na curva de degradação ambiental se deve às instituições presentes na sociedade. Nos países desenvolvidos, as instituições tomadoras de decisão seriam as responsáveis pela internalização das externalidades ambientais e, portanto, responsáveis pela diminuição da poluição gerada nessas nações. A qualidade dessas instituições poderia, inclusive, levar a relação entre renda *per capita* e degradação ambiental a um formato contrário daquele proposto pela CKA (Jones & Manuelli 1995).

Em síntese, a questão básica por trás da CKA é se o crescimento econômico é ou não conciliável com a sustentabilidade ambiental, ou, dito de outra forma, se é possível uma estratégia de desenvolvimento sustentável sem a necessidade de promover drásticas mudanças na economia. Sua validade indicaria que não há necessidade de sacrificar o crescimento econômico por conta de preocupações ambientais (Carvalho 2013).

2.2 A Literatura Empírica

O grande volume de trabalhos difundidos sobre CKA apresenta um aporte empírico bastante diversificado. Variam os indicadores de degradação ambiental, as especificações dos modelos e suas formas funcionais, as técnicas econométricas, os países envolvidos e o período de tempo analisado. Alguns trabalhos encontram evidências da CKA, enquanto outros criticam a alta sensibilidade dos resultados às formas funcionais. Já o arcabouço teórico apresenta desde modelos estáticos simples até complexos modelos dinâmicos de gerações superpostas (Fonseca et al. 2005).

Os trabalhos pioneiros sobre CKA, publicados na primeira metade da década de 1990, analisam a relação entre renda e meio ambiente utilizando diversos indicadores de poluição. Todos esses estudos seminais empregam modelos de dados em painel e as diferenças ficam por conta dos resultados encontrados. Grossman & Krueger (1995), por exemplo, constataram uma CKA para o dióxido de enxofre (SO₂), a fumaça negra e partículas suspensas no ar quando a renda atinge algo em torno de US\$ 5.000. No entanto, a partir de níveis de renda entre US\$ 10.000 e US\$ 15.000 os níveis de poluentes voltavam a subir, fazendo, assim, com que a curva apresentasse um formato de “N”.

Shafik & Bandyopadhyay (1992) testaram dez variáveis de qualidade ambiental e as únicas que demonstraram a relação proposta pela CKA foram as de poluição do ar. No trabalho de Selden & Song (1994), os resultados apontaram que a degradação ambiental se reduziria quase a zero após ser alcançado os pontos de inflexão da curva que foram de \$8.709 para SO₂, \$11.217 para NO_x, \$10.289 para SPM e \$5.963 para CO. Já Grossman & Krueger (1995) encontraram evidências empíricas da curva no formato de “U” invertido para 11 indicadores, com pontos de inflexão para os diferentes poluentes que variaram bastante, mas que na maioria dos casos vêm antes de um país atingir uma renda *per capita* de US\$ 8.000.

Na literatura também é comum encontrar trabalhos sobre CKA que utilizam modelos de dados em série temporal. Tais trabalhos empregam um polinômio de segundo ou terceiro grau da renda *per capita* e uma variável adicional para explicar as emissões de CO₂ nos países, como consumo de energia *per capita*, densidade populacional e uma variável que representa o fluxo de comércio. Já os resultados são bastante heterogêneos nesses estudos, variando de evidências da CKA até a insignificância, do ponto de vista estatístico, dos parâmetros que mensuram o impacto do crescimento econômico sobre o meio ambiente [Jalil & Mahmud (2009), Pao et al. (2011), Ahmed & Long (2012), Saboori et al. (2012) e Rabbi et al. (2015)].

Outra aplicação bastante comum da hipótese da CKA tem sido para testar a relação entre crescimento econômico e outras variáveis que não seja necessariamente a emissão de poluentes. Fonseca et al. (2005), por exemplo, verificaram a influência da renda *per capita*, do nível de escolaridade, do capital social e do índice de Gini sobre o percentual de áreas preservadas nos estados brasileiros e constataram que os determinantes na extensão da proteção ambiental foram o crescimento econômico e o grau de escolaridade da população. Arraes et al. (2006), por sua vez, verificaram que as variáveis que denotam o desenvolvimento sustentável apresentam uma relação com a renda *per capita* dos países que pouco se aproxima do que é descrito na literatura como CKA, dado que o resultado do modelo *cross-section* mostrou evidências de uma curva desse tipo somente para o indicador de taxa de mortalidade.

O trabalho de CKA para as economias do BRIC encontra-se em Pao & Tsai (2010), que estimaram a relação entre emissões de CO₂, crescimento econômico e consumo de energia por meio de um painel dinâmico compreendendo os anos de 1971-2005. Os resultados mostraram uma relação positiva das variáveis com as emissões de CO₂ e um declínio na poluição a partir de níveis de renda de US\$ 5.300.

Para o caso brasileiro, a estimação da CKA é encontrada nos trabalhos de Lucena (2015), Pao & Tsai (2011) e Cunha & Scalco (2013). Lucena (2015) testou a relação entre o consumo final de energia e o crescimento econômico e constatou que o Brasil se situaria no estágio intermediário da curva. Já para

as emissões de CO₂, verificou-se uma relação linear com a renda *per capita*. Ainda para o Brasil, Pao & Tsai (2011) e Cunha & Scalco (2013) chegam à conclusão de que não há evidências de uma CKA e que o consumo de energia é mais importante para explicar as emissões de CO₂ no Brasil.

Em geral, por ser um fenômeno essencialmente empírico, a variedade de estudos da literatura que trata sobre CKA demonstra a grande sensibilidade dos resultados às técnicas econométricas empregadas, ao período de tempo abordado e as variáveis utilizadas nos modelos. A Tabela 1, resume os trabalhos econométricos da literatura sobre CKA, percorrendo os estudos seminais que idealizaram o conceito até os desdobramentos mais atuais dessa análise.

De acordo com a Tabela 1, percebe-se a pouca quantidade de estudos que envolvam as economias emergentes, mais especificamente, o grupo BRICS. Até o presente momento de elaboração deste artigo, o trabalho encontrado na literatura econométrica tradicional que testa a relação entre crescimento econômico e emissões de CO₂ nesses países em conjunto é o de Pao & Tsai (2010). Contudo, tal trabalho faz uma análise somente até o ano de 2005, não inclui a África do Sul no grupo e não analisa o impacto do comércio internacional e das instituições dessas economias sobre seus níveis de emissões.

Dessa forma, o presente artigo busca se diferenciar e, assim, contribuir com a literatura sobre CKA em alguns pontos, tais como: i) testar a relação entre emissões de CO₂ e crescimento econômico incluindo a África do Sul no grupo BRICS; ii) abordar um período temporal maior e, dessa maneira, fazer uma análise mais recente e, por fim, iii) inserir duas variáveis no modelo que permitam captar os efeitos das transações comerciais e das instituições desse grupo de países em relação às suas emissões de CO₂.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de Dados, Análise Descritiva e o Modelo Econométrico

Com o intuito de averiguar a relação entre crescimento econômico e emissões de CO₂ no BRICS, este trabalho estimará o vetor de cointegração em um painel de dados desbalanceado. O motivo pelo qual se usará um painel desse tipo é a ausência de dados para a Rússia antes do ano de 1992. Dessa forma, os dados para o Brasil, China, Índia e África do Sul compreendem os anos de 1971-2011, enquanto os dados da Rússia abordam o período de 1992-2011. Logo, o modelo econométrico proposto neste trabalho para captar as relações entre crescimento econômico e emissões de CO₂ no BRICS é:

$$CO_2pc = \beta_0 + \beta_1y + \beta_2y^2 + \beta_3CE_{pc} + \beta_4VC + \beta_5PK + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que: CO_2pc são as emissões *per capita* de dióxido de carbono; y é o produto interno bruto *per capita*; y^2 é o produto interno bruto *per capita* ao quadrado; CE_{pc} é consumo de energia *per capita*; VC é uma variável de comércio e; PK é uma *dummy* para o Protocolo de Quioto. ε_t é o termo de erro aleatório do modelo com média zero e variância constante.

As informações sobre as variáveis utilizadas no modelo estão resumidas na Tabela 2:

A variável dependente que representará a poluição será uma *proxy* dada pelas emissões *per capita* de CO₂. Essa variável é calculada por meio das emissões totais de dióxido de carbono decorrentes da queima de combustíveis fósseis e da produção de cimento dividido pela população de cada país. Optou-se

Tabela 1: Resumo dos estudos empíricos sobre CKA

Autores	Região	Período	Indicador de Poluição	Tipo de Dados	Variáveis Adicionais	Ponto de Inflexão	Conclusões e Observações Gerais
Grossman & Krueger (1995)	52 cidades em 32 países diferentes	1987, 1982 e 1988	SO ₂ e partículas suspensas no ar	Dados em painel	Variáveis <i>dummys</i> de localidade, tendência temporal e uma variável de comércio	Aproximadamente US\$ 5.000	Apesar de os autores encontrarem evidências de uma CKA, a degradação ambiental voltava a subir quando a renda <i>per capita</i> atingisse US\$ 10.000
Shafik & Bandyopadhyay (1992)	149 países	1960-1990	Déficit na provisão de água potável, déficit na provisão de saneamento, partículas suspensas no ar, SO ₂ , alterações na cobertura florestal, oxigênio dissolvidos em rios, coliformes fecais em rios, geração de lixo <i>per capita</i> por município e emissão de carbono <i>per capita</i>	Dados em painel	Tendência temporal, densidade populacional, variável de comércio e <i>dummys</i> de localidade	Entre US\$ 3.000 e US\$ 4.000	Os dois indicadores de poluição do ar apresentaram o formato de "U" invertido; A geração de lixo <i>per capita</i> por município e emissão de carbono <i>per capita</i> mostraram-se altamente correlacionados com a renda
Selden & Song (1994)	30 países	1973-1984	SO ₂ , óxido de nitrogênio (NOx), SPM e monóxido de carbono (CO)	Dados em painel	Densidade populacional	\$8.709 para SO ₂ , \$11.217 para NOx, \$10.289 para SPM e \$5.963 para CO	A principal conclusão foi que a poluição se reduz quase a zero após ser alcançado determinado nível de renda <i>per capita</i>
Grossman & Krueger (1995)			14 indicadores de poluição do ar e da água	Dados em painel	Médias das variáveis PIB ao quadrado e ao cubo	Antes de US\$ 8.000	Encontraram-se evidências da CKA para 11 indicadores de poluição
Fonseca et al. (2005)	26 estados do Brasil	1985, 1990, 1995, 2000	Percentual de áreas preservadas em cada estado	Dados em painel	Logaritmo da escolaridade média, percentual de votos brancos e nulos e o índice de Gini		Os resultados indicaram a importância da renda <i>per capita</i> em polinômio e da escolaridade como determinantes na extensão da proteção ambiental; A medida de capital social (votos brancos e nulos) e a desigualdade não afetaram significativamente a variável dependente

Tabela 1: Resumo dos estudos empíricos sobre CKA (continuação)

Autores	Região	Período	Indicador de Poluição	Tipo de Dados	Variáveis Adicionais	Ponto de Inflexão	Conclusões e Observações Gerais
Lucena (2015)	Brasil	1970-2003	Emissões de CO ₂	Série temporal	Variável de comércio		Não encontrou-se evidências da CKA para o Brasil no caso das emissões de CO ₂ e do consumo final <i>per capita</i> de energia
Arraes et al. (2006)	Diversos países do mundo	1980, 1985, 1990, 1995, 2000	Saneamento, abastecimento de água, taxa de mortalidade, expectativa de vida, alfabetização de adultos e as emissões de CO ₂	Dados em painel	<i>Dummy</i> para países da África Subsaariana		A maioria das variáveis dependentes apresentou o formato de "U", ao contrário do postulado pela hipótese da CKA
Jalil & Mahmud (2009)	China	1975-2005	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia e uma variável de comércio exterior		As variáveis utilizadas estavam em suas formas logarítmicas, de forma que um aumento de 1% no consumo <i>per capita</i> de energia aumenta as emissões em 0,57% e um aumento de 1% no PIB <i>per capita</i> aumenta as emissões de CO ₂ em 4,10%; Encontraram-se evidências da CKA para a China
Pao & Tsai (2010)	BRIC	1971-2005	Emissões de CO ₂	Painel dinâmico	Consumo <i>per capita</i> de energia	US\$ 5.300	Encontraram-se evidências da CKA para o BRIC; Contudo, nem todos os países apresentaram a CKA individualmente
Pao & Tsai (2011)	Brasil	1980-2007	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo <i>per capita</i> de energia		O consumo <i>per capita</i> de energia se mostrou mais importante do que o crescimento econômico para explicar as emissões de CO ₂ no Brasil, tendo em vista que ele não foi estatisticamente significante; Dessa forma, não foram encontradas evidências da CKA para o Brasil

Tabela 1: Resumo dos estudos empíricos sobre CKA (continuação)

Autores	Região	Período	Indicador de Poluição	Tipo de Dados	Variáveis Adicionais	Ponto de Inflexão	Conclusões e Observações Gerais
Pao et al. (2011)	Rússia	1970-2007	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia		No longo prazo, um aumento de 1% no consumo de energia levará a um aumento nas emissões de 1,535%; Um aumento de 1% no PIB diminuirá as emissões em 0,231%
Ahmed & Long (2012)	Paquistão	1971-2008	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia, grau de abertura comercial e crescimento populacional		Entre as variáveis analisadas, o crescimento econômico foi o que teve o maior impacto sobre as emissões de CO ₂ ; Além disso, os autores encontraram evidências de uma CKA no longo prazo
Saboori et al. (2012)	Indonésia	1971-2007	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo <i>per capita</i> de energia e uma variável de abertura comercial		Os resultados não suportaram a existência de uma relação no formato de “U” invertido entre renda <i>per capita</i> e poluição. Os autores concluíram que o comércio internacional e o consumo <i>per capita</i> de energia são mais importantes para explicar as emissões de CO ₂ na Indonésia
Saboori et al. (2012)	Malásia	1980-2009	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia <i>per capita</i> e grau de abertura comercial	RMB 12.992	Os resultados indicaram a existência da CKA no curto e no longo prazo
Cunha & Scalco (2013)	Brasil	1980-2006	Emissões de CO ₂	Série temporal			Apesar de não ser possível estimar a CKA, os resultados mostraram uma causalidade simultânea entre PIB <i>per capita</i> e emissões de CO ₂
Rabbi et al. (2015)	Blangadesh	1972-2012	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia e uma variável de comércio internacional		Os resultados do modelo VEC indicaram que um aumento de 1% no PIB <i>per capita</i> aumenta as emissões <i>per capita</i> de CO ₂ em 1,25%. A variável de abertura comercial não apresentou significância estatística

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: Descrição das variáveis do modelo econométrico

Variável	Descrição	Unidade de Medida	Fonte	Sinal Esperado
CO ₂ pc	Emissões <i>per capita</i> de CO ₂	Toneladas métrica de carbono	World Development Indicators	
Y	PIB <i>per capita</i>	US\$ 2005	World Development Indicators	+
y ²	PIB <i>per capita</i> ao quadrado	US\$ 2005	World Development Indicators	-
CE _{pc}	Consumo <i>per capita</i> de energia	Quilogramas de óleo equivalente <i>per capita</i>	International Energy Agency	+
VC	Variável de comércio	Percentual do PIB	United Nations Statistics Division	*
PK	Protocolo de Quioto	0 até 2004 1 a partir de 2005		-

Fonte: Elaboração própria.

* O coeficiente desta variável pode assumir valor positivo ou negativo.

pela sua escolha pelo fato de o CO₂ ser um dos gases mais importantes na geração do “efeito estufa” e seus impactos serem de escala global. Além disso, as emissões estão diretamente relacionadas com o nível de atividade econômica, de modo que a variável CO₂pc é tida como uma variável de fluxo. As emissões *per capita* de CO₂ estão medidas em toneladas métricas de carbono e foram coletadas na base de dados *World Development Indicators* (WDI), do Banco Mundial.

O Produto Interno Bruto *per capita* será usado para mensurar os impactos do crescimento econômico sobre o nível de emissões. Além disso, o seu termo ao quadrado será incluído para testar a hipótese da CKA. Considerando-se a Equação 1, para que haja evidências da curva no formato de “U” invertido é necessário que $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$, implicando, assim, em aumento das emissões de CO₂ nos estágios iniciais do crescimento econômico, as quais começam a declinar a partir de certo ponto. O ponto de inflexão da curva é dado por $y^* = \frac{-\beta_1}{2\beta_2}$ (Greene 2003). Grossman & Krueger (1995) argumentam que a degradação ambiental diminui em níveis médios de renda, porém, volta a se elevar em níveis superiores de crescimento econômico. A variável PIB *per capita* foi obtida junto ao WDI e está expressa em dólares de 2005 (US\$ 2005).

O consumo *per capita* de energia expressa o consumo total de energia primária dividido pela população do país. Essa variável está medida em quilogramas (kg) de óleo equivalente *per capita* e foi obtida junto ao site da *International Energy Agency* (IEA). Optou-se pela sua inclusão para captar o impacto da matriz energética utilizada no BRICS sobre as emissões de CO₂. Dessa forma, considera-se que o crescimento econômico desses países possui relação direta com a demanda de energia.

A variável de comércio mede o grau de abertura comercial da economia e

foi calculada pela soma das exportações e importações dividida pelo PIB de cada país. De acordo com Grossman & Krueger (1995) e Agras & Chapman (1999), o nível de comércio pode ser prejudicial ao meio ambiente, já que a economia tende a produzir mais para atender a demanda interna e externa. Contudo, Antweiler et al. (2001) argumentam que é difícil definir um sinal claro para a relação entre comércio internacional e emissões de CO₂, uma vez que essa relação passa por diversos canais. Os dados utilizados para o cálculo dessa variável foram obtidos do *United Nations Statistics Division* (UNSD).

Por fim, uma variável que representa o Protocolo de Quioto (PK) será incluída no modelo para representar o acordo de redução de GEE que emergiu no final da década de 1990. Há que se lembrar, porém, que os países em desenvolvimento não eram obrigados a assinar e a cumprir o Protocolo de Quioto, uma vez que as políticas de redução das emissões de GEE poderia atrapalhar o processo de desenvolvimento econômico. No entanto, a inclusão dessa variável se justifica na medida em que o Protocolo de Quioto foi uma das primeiras concertações em nível global para enfrentamento do problema das mudanças climáticas. Logo, sua inclusão no modelo é uma tentativa de captar efeitos institucionais dos países do BRICS. Dessa forma, a variável PK é uma *dummy* que assume valor 0 até 2004 e valor 1 de 2005 em diante - ano em que o Protocolo de Quioto entrou em vigor. A Tabela 3, traz as estatísticas descritivas das demais variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 3: Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
CO ₂ pc	4,33	3,96	0,36	14,00
<i>y</i>	2.907,43	2.144,49	150,42	6.631,46
CEpc	970,70	1.319,01	268,48	5.351,21
VC	0,32	0,16	0,09	0,71

Fonte: Elaboração própria.

3.2 Estimação Via Dados em Painel

Testes de Raiz Unitária no Painel

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

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + x'_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Em que $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$, y_{it} é a variável a ser testada e ε_{it} é o termo de erro estacionário. O termo x'_{it} representa os componentes estocásticos e não estocásticos.

O modelo acima pode ser expresso como uma regressão do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF):

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{i,t-1} + \sum_{Z=1}^{p1} \beta_{1,z} \Delta y_{i,t-z} x'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$; $\varphi_i = \rho_i - 1$ e as p defasagens variam para cada setor. A hipótese nula a ser testada é:

$$H_0 : \varphi_i = 0, i = 1, \dots, N \quad (4)$$

Ou seja, sob a hipótese nula todas as unidades do painel possuem raiz unitária, pois implica em $\rho_i = 1$. A especificidade dos testes de raiz unitária para painel fica por conta de duas hipóteses alternativas distintas:

$$H_{1a} : \varphi_1 = \dots = \varphi_N = \varphi, \varphi < 0 \quad (5)$$

$$H_{1b} : \varphi_1 < 0, \dots, \varphi_{N_1} < 0, N_1 \leq N \quad (6)$$

Sob a hipótese alternativa H_{1a} assume-se que o coeficiente do termo autorregressivo é comum entre todas as unidades do painel, logo é chamada de hipótese alternativa homogênea. Sob a hipótese alternativa H_{1b} assume-se que apenas uma fração N_1 do total de N séries individuais do painel é estacionária, com coeficientes autorregressivos específicos para cada unidade de corte transversal, portanto é chamada de hipótese alternativa heterogênea.

Os testes de raiz unitária desenvolvidos no painel podem ser divididos em duas gerações. A primeira delas assume a hipótese de independência nas *cross-section*, enquanto a segunda permite que ocorra correlação entre as unidades de corte transversal (Ávila & Diniz 2015).

Dentro da primeira geração, Maddala & Wu (1999) desenvolveram um teste embasado na metodologia proposta por Fisher (1932). Esse teste se baseia na combinação de p -valores da estatística de teste para cada unidade de corte transversal e permite utilizar as especificações ADF ou Phillips-Perron (PP). Definindo π_i como o p -valor de um teste de raiz unitária ADF ou PP realizado para o indivíduo i , então, sob a hipótese nula de não estacionariedade em todas as unidades de corte transversal, o valor assintótico apresentado para combinação dos N p -valores é:

$$\bar{\pi} = -2 \sum_{i=1}^N \log \pi_i \mapsto \chi_{2N}^2 \quad (7)$$

O teste representativo da segunda geração utilizado neste trabalho é o de Pesaran (2003). De acordo com Scarpelli (2010), esse teste é construído com base em estatísticas padrão de testes de raiz unitária em séries de tempo do tipo *Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller* (CADF), ou seja, um teste sobre uma regressão aumentada com valores médios das *cross-sections* de defasagens das séries individuais e de suas primeiras diferenças. Essas defasagens médias são incluídas como *proxies* do fator comum não observado, e sua presença eliminaria a correlação entre as *cross-sections*. As estatísticas individuais, CADF_{*i*}, são utilizadas para construir a estatística de teste em painel chamada de *Cross-sectionally Augmented IPS*, CIPS:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (8)$$

Cointegração no Painel

Após ser verificado que as séries do painel são integradas de ordem 1 - $I(1)$ - o próximo passo é fazer o teste de cointegração. Entende-se como cointegração de variáveis quando duas ou mais variáveis são integradas de mesma ordem, mas sua combinação linear é integrada de ordem zero. Isto é, o resíduo dessa combinação linear é estacionário, mesmo que em nível as variáveis não sejam estacionárias. Se isso ocorre, entende-se que as variáveis cointegram, ou seja, significa que as variáveis possuem uma relação estável de longo prazo (Hayashi 2000).

A abordagem mais usada nos testes de cointegração para painel é a de Engle & Granger (1987). Os autores examinam os resíduos de uma regressão estimada usando variáveis $I(1)$ e caso exista cointegração os resíduos devem ser $I(0)$, ou seja, estacionários. Os principais testes que utilizam dessa abordagem são o de (Pedroni 1996, 1999, 2000), Kao & Chiang (2001) e Westerlund & Edgerton (2007).

Partindo da regressão abaixo:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 X_{1i,t} + \beta_2 X_{2i,t} + \dots + \beta_M X_{Mi,t} + e_{it} \quad (9)$$

para $t = 1, \dots, T$; $i = 1, \dots, N$; $m = 1, \dots, M$. Nesse caso, T se refere ao número de observações no tempo, N se refere ao número de indivíduos no tempo e M se refere ao número de regressores incluídos na regressão. Os parâmetros α_i e $\delta_i t$ são, respectivamente, um termo de características individuais e um termo de tendência. Por hipótese, y_{it} e x são variáveis $I(1)$. Para que haja evidências de cointegração na Equação (9) acima, o resíduo $\varepsilon_{i,t}$ deve ser estacionário. A ausência de raiz unitária em $\varepsilon_{i,t}$ pode ser verificado por meio do valor do coeficiente da equação:

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \widehat{\varepsilon}_{it-1} + v_{it} \quad (10)$$

Assim como fizeram nos testes de raiz unitária, Maddala & Wu (1999) utilizaram o método de testes individuais derivados por Fisher (1932) e propuseram uma abordagem alternativa para os testes de cointegração fundamentada na abordagem de Johansen (1988). Considerando como o p -valor de um teste de cointegração de Johansen realizado para um país i , então, sob a hipótese nula de que não há cointegração em todas as N *cross-section*, a estatística de teste para o painel completo é dada por:

$$\bar{\pi} = -2 \sum_{i=1}^N \log(\pi) \mapsto \chi_{2N}^2 \quad (11)$$

Westerlund & Edgerton (2007), por sua vez, desenvolveu um teste de cointegração em que a presença de dependência entre as *cross-section* não afeta o tamanho e o poder do teste. A diferença em relação ao teste de Pedroni se dá pelo fato de o teste de Westerlund ser baseado no método da correção de erros. Considerando o seguinte processo:

$$y_{it} = \Phi_{1i} + \Phi_{2i} t + Z_{it} \quad (12)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it} \quad (13)$$

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

A estatística do teste é construída sobre a seguinte equação:

$$\Delta y_{it} = \delta' + \alpha(y_{it-1} + \lambda_i') + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (14)$$

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

Estimação do Vetor de Cointegração

Uma vez comprovado que as séries do painel se cointegram, isto é, que elas convergem para um equilíbrio de longo prazo, deve-se estimar o vetor de cointegração entre elas. O estimador padrão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), via efeitos fixos, é consistente para estimar o vetor de cointegração apenas se os regressores forem estritamente exógenos e a dinâmica dos indivíduos do painel for homogênea (Mark & Sul 2003). Caso isso não ocorra, o estimador é assintoticamente viesado, uma vez que sua distribuição assintótica depende da covariância de longo prazo entre u_{it} e ε_{it} (Pedroni 2000).

Cheng et al. (2008) investigaram o estimador $\beta_{i,MQO}$ e concluíram que, mesmo com a correção do viés, o estimador não é aperfeiçoado. Entretanto, os autores propõem outros dois estimadores que apresentam maior poder ao corrigirem a endogeneidade e a correlação serial dos regressores, quais sejam, o *Fully-Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e o *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS).

Pedroni (1996) desenvolveu um estimador que ajusta os efeitos da endogeneidade dos regressores e da dinâmica de curto prazo dos resíduos. Para corrigir o efeito da endogeneidade de longo prazo das variáveis explicativas, o regressando é ajustado pela parte do erro que é correlacionado com o regressor, como segue abaixo:

$$\tilde{y}_{it}^* = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\widehat{\Omega}_{21i}}{\widehat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it} \quad (15)$$

Considerando $\bar{y} = N^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$ e $\bar{X} = N^{-1} \sum_{t=1}^T X_{it}$ como a média de cada unidade de corte transversal e $\tilde{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i)$ e $\tilde{X}_{it} = (X_{it} - \bar{X}_i)$ como a diferença de cada variável em relação às suas médias, a versão *group-means* do estimador FMOLS é dada por:

$$\beta_{i,FMOLS}^G = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{i=1}^N \tilde{X}_{it} \tilde{X}_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \tilde{X}_{it} \tilde{y}_{it}^* - T \widehat{\gamma}_i \right) \quad (16)$$

$$\widehat{\gamma}_i = \widehat{\Gamma}_{21} + \widehat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\widehat{\Omega}_{21i}}{\widehat{\Omega}_{22i}} (\widehat{\Gamma}_{21} + \widehat{\Omega}_{22i}^0) \quad (17)$$

Em que $\widehat{\Omega}$ é a matriz de covariância, $\widehat{\Omega}^0$ é a matriz de covariância contemporânea e $\widehat{\Gamma}$ é a soma das autocovariâncias.

O método DOLS, desenvolvido por (Pedroni 2000), também corrige os efeitos da endogeneidade e correlação serial dos resíduos. No entanto, a correção

é feita de forma paramétrica com a inclusão de p -valores defasados e p -valores precedentes de como regressores adicionais. A versão aumentada do estimador pode ser obtido por meio da seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \sum_{j=-p}^p \gamma_{ij}\Delta x_{it+j} + u_{it} \quad (18)$$

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

$$\beta_{i,DOLS}^G = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^T z_{it} \widehat{y}_{it} \right) \right]_1 \quad (19)$$

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

4 Resultados

4.1 Testes de Raiz Unitária

Os testes utilizados neste trabalho para averiguar a estacionariedade das séries temporais no painel foram o Fisher-ADF, o Fisher-PP e o CIPS, este último da segunda geração. Todos os três testes adotam a hipótese alternativa heterogênea, sendo que a rejeição de H_0 implica que parte das séries temporais do painel é estacionária. É importante salientar, ainda, que todos os testes aqui implementados foram feitos utilizando a especificação que inclui uma constante e uma tendência determinística⁴. A Tabela 4, reporta os três testes para cada variável em nível. Conforme os resultados apresentados, conclui-se que o painel é não estacionário.

Tabela 4: Testes de raiz unitária das variáveis em nível

Variáveis	Fisher-ADF	Fisher-PP	CIPS	Conclusão
CO ₂ pc	11,046 (0,353)	11,276 (0,336)	3,457 (1,000)	Não estacionária
PIBpc	5,307 (0,869)	6,494 (0,772)	2,250 (0,988)	Não estacionária
PIB ² pc	3,020 (0,980)	3,965 (0,948)	4,382 (1,000)	Não estacionária
CEpc	13,014 (0,222)	11,105 (0,349)	4,728 (1,000)	Não estacionária
VC	6,947 (0,730)	4,650 (0,913)	1,705 (0,956)	Não estacionária

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

* Observações: p -valores em negrito e entre parênteses.

⁴A escolha do modelo com constante e tendência determinística para os testes de raiz unitária se deve à análise gráfica das variáveis e a significância estatística da constante e tendência nas estimações de regressões auxiliares por MQO.

Por sua vez, a Tabela 5 mostra os três testes de raiz unitária para todas as variáveis na primeira diferença. Considerando-se um nível de significância $\alpha = 5\%$, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que parte das séries temporais do painel é estacionária.

Tabela 5: Testes de raiz unitária das variáveis na primeira diferença

Variáveis	Fisher-ADF	Fisher-PP	CIPS	Conclusão
CO ₂ pc	29,214*** (0,001)	64,003*** (0,000)	-5,404*** (0,000)	Estacionária
PIBpc	20,990** (0,021)	38,148*** (0,000)	-2,764*** (0,003)	Estacionária
PIB ² pc	16,446* (0,087)	30,967*** (0,000)	-0,334 (0,369)	Estacionária
CEpc	29,032*** (0,001)	64,042*** (0,000)	-3,995*** (0,000)	Estacionária
VC	50,815*** (0,000)	86,859*** (0,000)	-6,965*** (0,000)	Estacionária

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

* Observações: *p*-valores em negrito e entre parênteses.

No geral, os testes de Fisher-ADF, Fisher PP e CIPS, indicaram que as variáveis apresentam raiz unitária em nível, mas quando faz-se a primeira diferença elas se tornam estacionárias. Dessa forma, conclui-se que as séries utilizadas neste trabalho são integradas de ordem $1 - I(1)$. Logo, o próximo passo é investigar se as variáveis possuem relações de longo prazo, ou seja, se elas são cointegradas.

4.2 Testes de Cointegração

Os testes utilizados para averiguar a existência de cointegração entre as variáveis foram o de Westerlund e o de Fisher-Johansen. No geral, a hipótese nula dos dois testes é que não existe cointegração entre as *N cross-section* e a diferença básica entre eles é que o teste de Fisher-Johansen indica o número de vetores de cointegração, enquanto o de Westerlund somente aponta se existe cointegração ou não entre as variáveis.

O teste de Westerlund & Edgerton (2007) exhibe 4 estatísticas (*Ga, Gt, Pa, Pt*) que se referem às estatísticas de cointegração no grupo e no painel. As estatísticas *Ga* e *Gt* se baseiam na cointegração do grupo, consideram que o painel como um todo é cointegrado e que o fator de cointegração é o mesmo para todo o painel. Por outro lado, as estatísticas *Pa* e *Pt* estão relacionadas a cointegração do painel, considerando a existência de pelo menos uma seção cointegrada que, no caso dessa pesquisa, existe pelo menos uma variável cointegrada (Oliveira 2016).

Os resultados do teste de cointegração de Westerlund & Edgerton (2007) são exibidos na Tabela 6. Para esse teste, todas as variáveis do modelo foram utilizadas, exceto a *dummy*. De forma semelhante aos outros testes de cointegração, a hipótese nula é que não existe evidências de cointegração no sistema. Sendo assim, considerando-se um nível de significância $\alpha = 5\%$, rejeita-se H_0 nas estatísticas *Gt, Pt* e *Pa* e conclui-se que há evidências de cointegração entre as variáveis.

Tabela 6: Teste de cointegração de Westerlund

Estatística	Valor	Z-valor	p-valor
<i>Gt</i>	-4,112	-3,076***	0,001
<i>Ga</i>	-13,994	0,872	0,808
<i>Pt</i>	-10,137	-4,265***	0,000
<i>Pa</i>	-23,955	-2,614***	0,005

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

* Observações: (***) indica que os valores são estatisticamente significantes a 1%.

Após o teste de Westerlund, realizou-se o teste de cointegração de Fisher-Johansen. Tendo em vista que este último indica a quantidade de vetores de cointegração no sistema, optou-se por utilizar o modelo tradicional da CKA que inclui somente a variável *proxy* da poluição e o polinômio de segundo grau da renda *per capita*. O intuito é avaliar com mais clareza se as variáveis CO₂pc, PIBpc e PIB²pc apresentam um único vetor de cointegração que determinará a relação descrita na literatura como CKA, objetivo principal deste trabalho⁵. Sendo assim, o número máximo de vetores de cointegração do teste é dado por $(n-1)$, implicando que o sistema de variáveis utilizado nesse teste pode apresentar no máximo 2 vetores de cointegração.

O teste de cointegração de Fisher-Johansen é exibido na Tabela 7. A hipótese nula desse teste é que existe r vetores de cointegração entre as variáveis. Dessa forma, considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, rejeita-se a hipótese nula nas duas estatísticas do teste - traço e máximo autovalor - de que o sistema de variáveis não tem nenhum vetor de cointegração ($r = 0$). Isso indica que o conjunto de variáveis do modelo proposto possui ao menos um vetor de cointegração que estabelece um equilíbrio de longo prazo entre elas.

Tabela 7: Teste de cointegração de Fisher-Johansen

Número de Vetores de Cointegração	Estatística do Traço	p-valor	Estatística do Máximo Autovalor	p-valor
$r = 0$	45,89	0,0000	40,85	0,0000
$r \leq 1$	15,35	0,1199	13,30	0,2074
$r \leq 2$	15,74	0,1074	15,74	0,1074

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

No geral, os testes de cointegração de Westerlund e Fisher-Johansen apresentaram indícios de cointegração entre as variáveis do sistema. Logo, a relação de longo prazo entre elas tem pouca probabilidade de ser espúria. Ademais, tendo-se em vista o objetivo da pesquisa e o fato das variáveis serem cointegradas, a técnica econométrica mais apropriada para a estimação do modelo econométrico do trabalho em questão é o painel cointegrado.

⁵O emprego do modelo tradicional da CKA no teste de Fisher-Johansen não afeta a robustez dos resultados encontrados, uma vez que a presença de um único vetor de cointegração já estabelece uma relação de longo prazo entre o sistema de variáveis. Ademais, o teste de Westerlund valida a existência de cointegração entre o grupo de variáveis como um todo.

4.3 Estimação do Vetor de Cointegração

Uma vez comprovado que as variáveis são cointegradas, isto é, que elas convergem para um equilíbrio de longo prazo, deve-se estimar o vetor de cointegração entre elas, a fim de ter evidências acerca do padrão da CKA para o BRICS no período de 1971-2011. Há que se ressaltar que as estimações serão feitas com base no teste de cointegração de Westerlund, de forma que todas as variáveis do modelo serão incluídas para estimação do vetor de cointegração de longo prazo. Os estimadores utilizados serão o *Fully-Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e o *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), cujos resultados são apresentados na Tabela 8.

Grossman & Krueger (1995) salientam que a análise sobre a CKA deve ser feita a partir dos sinais dos coeficientes estimados e nenhuma inferência pode ser feita a respeito da relação entre os valores dos coeficientes das variáveis explicativas com a variável dependente.

Dessa forma, os parâmetros que mensuram o efeito do crescimento econômico sobre as emissões de CO₂ tiveram os sinais conforme o esperado pela teoria em ambos os métodos de estimação, indicando que existe evidências de uma curva no formato de um “U” invertido, conforme postulado pela hipótese da CKA. Isso significa que a degradação ambiental tende a aumentar *a priori* com o crescimento econômico, mas a partir de determinado patamar de renda *per capita* ela se diminui.

A principal diferença entre os resultados dos métodos FMOLS e DOLS ficou por conta dos pontos de inflexão da curva que foram, respectivamente, de US\$ 2.033,89 e US\$ 2.057,61. Além disso, o nível médio de renda *per capita* do BRICS de US\$ 2.907,43 sugere que esse grupo de países se encontra na parte descendente da CKA implicando, assim, que aumentos posteriores na renda *per capita* desse bloco leva a uma melhoria em sua qualidade ambiental.

O coeficiente que mede o impacto do uso de energia sobre as emissões do BRICS tem sinal positivo e conforme o esperado pela teoria, mostrando que quanto maior o consumo *per capita* de energia maiores são as emissões de dióxido de carbono desse grupo de países. Esse resultado já era esperado, uma vez que apenas 14,2% da matriz energética do BRICS é constituída de fontes renováveis⁶. Por outro lado, os combustíveis fósseis - grandes emissores de CO₂ - representam 83,4% na oferta interna de energia desse bloco, com destaque para o carvão mineral (51,1%), óleo (20%) e gás natural (12,3%) (MME, 2014).

O grau de abertura da economia, mensurado pela variável de comércio, teve coeficiente estatisticamente significativo e sinal negativo. Isso indica que quanto maior o grau de abertura dos países do BRICS ou o seu volume de comércio, menor são as emissões de CO₂. Esse resultado corrobora com outros estudos que também encontraram um coeficiente negativo e estatisticamente significativo para a variável de comércio, tais como Grossman & Krueger (1995) e Poon et al. (2006), sendo este último para a China. A explicação para isso pode estar na aquisição de tecnologia menos poluente incorporada nos bens e serviços advindos do exterior para esses países, o que faria com que o nível de emissões se reduzisse, em vez de aumentar. Outro fator importante é a exposição das empresas à concorrência internacional, que faz com que elas possam incorporar uma atitude ecologicamente mais correta e anteciparem

⁶Em 2011, o percentual de participação das energias renováveis na matriz energética destes países como um todo era ainda menor, com apenas 12,8%.

Tabela 8: Estimação do vetor de cointegração

Variáveis	FMOLS	DOLS
PIBpc	0,0012*** (4,5932)	0,0010*** (3,0358)
(PIBpc) ²	-2,95 x 10 ⁻⁷ *** (-2,9741)	-2,43 x 10 ⁻⁷ ** (-1,9358)
CEpc	0,0013*** 6,0821	0,0016*** (5,6006)
VC	-0,6837** (-2,1722)	-0,6937* (-1,7402)
PK	-0,0967 (-1,3696)	-0,0807 (-0,8899)
Pontos de Inflexão	US\$ 2.033,89	US\$ 2.057,61

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Observações: (*), (**) e (***) indicam que os valores são estatisticamente significantes a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

suas ações em vista das regulamentações (Carvalho & Almeida 2010). Além disso, o perfil da pauta comercial do BRICS se alterou significativamente nos últimos anos. O crescimento das exportações e importações de serviços apresentou taxas de crescimento bastante superiores ao resto do mundo, o que pode ter contribuído diretamente para reduzir as emissões do grupo provenientes do comércio internacional (Oliveira 2013). De acordo com Everett et al. (2015), esse seria o terceiro estágio do efeito composição, ou seja, quando a economia se move em direção ao terceiro setor, no qual a poluição ambiental é bem menor.

A variável *dummy* que representa o Protocolo de Quioto não foi estatisticamente significativa em nenhum dos dois métodos de estimação. Isso implica que mesmo esses países tendo assinado o Protocolo de Quioto não houve redução nas emissões de CO₂ provenientes desse acordo.

Há que se lembrar, contudo, que o Protocolo de Quioto recaía somente sobre os países desenvolvidos. Os países em desenvolvimento, que é o caso do bloco estudado (à exceção da Rússia), não eram obrigados a diminuir os seus níveis de emissões mesmo tendo assinado o documento. O argumento era o de que as políticas de redução das emissões de GEE prejudicaria o desenvolvimento desses países acabando, assim, com a possibilidade deles se tornarem países desenvolvidos no futuro.

Apesar de a relação entre crescimento econômico e emissão de CO₂ estimada neste trabalho sugerir que, a partir de níveis de renda *per capita* de US\$ 2.033,89 (método DOLS) e US\$ 2.057,61 (método FMOLS), ocorra uma inversão na trajetória das emissões nada garante que esse processo ocorra automaticamente. Conforme ressalta Grossman & Krueger (1995), as políticas ambientais apropriadas têm papel fundamental na inversão da trajetória das emissões de CO₂.

Beckerman (1992) argumenta ainda que a hipótese da CKA não condiz com o fato de o crescimento econômico ser a solução para todos os problemas ligados ao meio ambiente e, dessa maneira, não ter necessidade de implementação de políticas ambientais. O principal argumento por trás da hipótese da CKA é que a adoção generalizada de políticas que retardam o crescimento

econômico em países em desenvolvimento pode reduzir ainda mais o bem-estar da população desses países.

Nesse sentido, os resultados encontrados apontaram que os países do BRICS devem contemplar medidas deliberadas que visem à redução das emissões de CO₂ passando pelos seguintes canais:

1. Consumo de energia: deve-se ampliar a participação de energias renováveis, em detrimento dos combustíveis fósseis, na matriz energética dos países do BRICS, especialmente, na Rússia, China e Índia que são grandes consumidores do insumo energético mais nocivo em termos de emissão CO₂, qual seja, o carvão mineral. Além disso, a eficiência energética do BRICS também deve ser aumentada, de forma que ocorra uma redução no consumo de energia por unidade do PIB de cada país.
2. Comércio internacional: deve haver incentivos às transações comerciais entre os países do bloco e o resto do mundo, de modo que haja uma transferência de tecnologia menos poluente dos países desenvolvidos para os que estão em vias de desenvolvimento. Isso tornaria a estrutura produtiva desses países mais moderna e eficiente do ponto de vista ambiental. O BRICS também deve se inserir nas cadeias globais de valor e se esforçar para estar nas pontas dessas cadeias, especialmente, nas atividades ligadas ao terceiro setor (logística, setor financeiro, marketing, design, etc.), no qual o nível de poluição é bem menor do que o setor primário e secundário da economia. Ademais, acredita-se que legislações e fiscalizações ambientais mais rígidas, vigentes nos países desenvolvidos, poderiam contribuir com os produtos provenientes do BRICS, já que colocaria a necessidade de adequação dos mesmos nos moldes de produtos ecológicos.
3. Acordo internacional de redução das emissões: apesar de o resultado da variável *dummy* que mensura o impacto do Protocolo de Quioto ter se mostrado insignificante para explicar as emissões de CO₂ provenientes do BRICS, julga-se necessário o surgimento de outro acordo internacional de redução de emissões de gases estufa que recaia também sobre os países em desenvolvimento, como, por exemplo, o Acordo do Clima de Paris. Nesse acordo, ao contrário do Protocolo de Quioto, todos os países signatários, especialmente os emergentes, deverão contribuir com as reduções de emissões de gases estufa visando manter a elevação média da temperatura do planeta abaixo dos 2° C.

Por último, é importante salientar que este trabalho considerou em suas estimações apenas as emissões de CO₂ provenientes da queima de combustíveis fósseis e da produção de cimento. Portanto, as emissões de CO₂ decorrentes de outras fontes, como o desmatamento, por exemplo, não foram contempladas na análise aqui feita. Mesmo assim, entende-se que a manutenção da cobertura vegetal e a redução do desmatamento nos países estudados são de extrema relevância para diminuir os níveis de emissões de CO₂, uma vez que as florestas são grandes reservatórios desse poluente.

Finalmente, mas não menos importante, vale ressaltar que o nível correspondente de emissões de CO₂ ao nível de renda *per capita* de inflexão da curva (US\$ 2.033,89 pelo método DOLS e US\$ 2.057,61 pelo método FMOLS) não necessariamente corresponde a níveis de emissões que garantam a redução

de estoques de CO₂ já acumulados na atmosfera. Isso significa que não há garantia que os níveis de emissões correspondentes aos níveis de renda *per capita* definidos acima sejam níveis seguros do ponto de vista da problemática das mudanças climáticas. Essa observação reforça ainda mais a necessidade de políticas ambientais apropriadas, como as definidas acima, além de um constante monitoramento dos países com relação a suas emissões, garantindo, assim, a capacidade de atendimento aos compromissos firmados em acordos internacionais.

5 Conclusões

Este trabalho investigou a relação entre crescimento econômico e emissões de poluente no BRICS no período de 1971-2011 por meio da abordagem teórica da Curva de Kuznets Ambiental. Para atingir tal objetivo, utilizou-se a metodologia econométrica de cointegração para dados em painel e procedeu-se de forma semelhante à análise convencional de séries temporais, isto é, primeiramente fez-se os testes de estacionaridade para determinar a ordem de integração das variáveis, seguido pelos testes de cointegração para verificar equilíbrios de longo prazo e, por último, estimou-se o vetor de cointegração de longo prazo para averiguar as relações entre as variáveis do modelo.

Os resultados dos estimadores FMOLS e DOLS foram muito semelhantes e de acordo com a teoria. Em ambos os métodos, encontraram-se evidências de uma curva no formato de “U” invertido, conforme postulado pela hipótese da CKA. Isso significa que as emissões de CO₂ aumentam *a priori* com a renda *per capita*, mas que, a partir dos pontos de inflexão de US\$ 2.033,89 e US\$ 2.057,61, aumentos posteriores da renda *per capita* fazem com que ocorra um movimento contrário nos níveis de emissões.

As outras variáveis explicativas do modelo, com exceção da *dummy*, também foram estatisticamente significantes e com sinais de acordo com o esperado pela teoria. O consumo *per capita* de energia, com sinal positivo, indicou que quanto maior o uso de energia por pessoa, maiores são as emissões de CO₂. O sinal negativo da variável de comércio mostrou que uma maior abertura das economias do BRICS beneficia o meio ambiente desses países, dado que reduz as emissões de CO₂. Por fim, a variável *dummy* que avalia o Protocolo de Quioto não foi estatisticamente significativa, o que mostra a irrelevância deste Acordo para explicar a redução das emissões de CO₂ provenientes do BRICS.

Embora os resultados deste artigo indiquem a existência de uma CKA para os países do BRICS, considera-se importante a formulação e implementação de políticas ambientais apropriadas para reduzir ainda mais o nível de emissões provenientes desse bloco. Contudo, tais políticas não podem ser um entrave para o crescimento econômico desses países, tendo em vista que, após ser ultrapassado o ponto de inflexão da CKA, a elevação da renda *per capita* implica em uma diminuição das emissões de CO₂. As medidas deliberadas devem focar, principalmente, o consumo energético, visando à ampliação da participação de fontes renováveis e no aumento da eficiência da matriz, e no perfil de comércio internacional, com estímulo das transações que envolvam a transferência de tecnologia menos poluente para o BRICS.

Acredita-se ainda que a emergência de um novo acordo internacional que seja pautado em conformidade com a responsabilidade de cada país no total de emissões e inclua os países em desenvolvimento no rol das contribuições

individuais de redução de emissões de gases poluentes é de grande relevância. Isso porque, atualmente, Brasil, Rússia, Índia e China estão entre os dez principais emissores de CO₂ do mundo.

Por fim, há que se ressaltar que, apesar de o presente estudo ter contribuído com o debate ao estimar a relação entre crescimento econômico e emissões de CO₂ para o conjunto de países em desenvolvimento do BRICS, os quais somam mais de 40% das emissões mundiais de CO₂, ainda existem algumas lacunas a serem preenchidas na literatura que trata da relação entre crescimento econômico e emissões de poluentes como um todo.

Portanto, estudos futuros devem focar no desenvolvimento de testes de raiz unitária e cointegração mais poderosos e em estimadores para painel dinâmico mais robustos que levem em consideração a correlação entre as *cross-section* do painel. Outra lacuna a ser preenchida consiste nos impactos do acordo de Paris sobre os níveis de emissões dos países signatários, especialmente, os emergentes. No entanto, esses estudos só poderão ser realizados futuramente, dado que a maioria das metas dos países são para 2025 ou 2030.

Referências Bibliográficas

- Agras, J. & Chapman, D. A. (1999), 'A dynamic approach to the environmental Kuznets curve hypothesis', *Ecological Economics* 28, 267–277.
- Ahmed, K. & Long, W. (2012), 'Environmental Kuznets curve and Pakistan: an empirical analysis', *Procedia Economics and Finance* 1, 4–13.
- Antweiler, W., Copeland, B. R. & Taylor, M. S. (2001), 'Is free trade good for the environment?', *American Economic Review* 91(4), 877–908.
- Arraes, R. A., Diniz, M. B. & Diniz, M. J. T. (2006), 'Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 44(3), 525–547.
- Ávila, E. S. & Diniz, E. M. (2015), 'Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões', *Estudos Econômicos* 45(1), 97–126.
- Banco Mundial (1992), *Development and the environment*, in 'World development report', Oxford University Press.
- Beckerman, W. (1992), 'Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment?', *World Development* 20(4), 481–496.
- Carvalho, S. S. d. (2013), *A relação entre crescimento e o meio ambiente: uma reavaliação da curva de Kuznets ambiental*, Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- Carvalho, T. S. & Almeida, E. (2010), 'A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 40(3), 587–615.
- Cheng, S.-Y., Wei, J.-S. & Hou, H. (2008), 'A cointegration analysis of purchasing power parity and country risk', *International Journal of Business and Economics* 7(3), 199.

Cunha, C. A. & Scalco, P. R. (2013), 'Crescimento econômico brasileiro e emissão de CO₂', *Revista do Desenvolvimento Regional* **18**(2), p. 214–230.

EDGAR - Emissions Database for Global Atmospheric Research (2016), 'Emissions time series'.

URL: <http://edgar.jrc.ec.europa.eu>

Energy International Agency (EIA) (2016), 'Total carbon dioxide emissions from the consumption of energy'.

URL: <http://www.eia.gov/beta/international/data/browser/>

Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 251–276.

Everett, T., Ishwaran, M., Ansaloni, G. & Rubin, A. (2015), 'Economic growth and the environment'.

URL: https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/69195/pb13390-economic-growth-100305.pdf

Fisher, R. (1932), 'Statistical methods for research workers, edinburgh, oliver and boyd, 1925', *Google Scholar*.

Fonseca, L. N., Ribeiro, E. P. et al. (2005), 'Preservação ambiental e crescimento econômico no Brasil', VII Encontro de Economia da Região Sul.

Greene, W. H. (2003), *Econometric analysis*, Pearson Education India.

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1995), 'Economic growth and the environment', *The Quarterly Journal of Economics* **110**(2), 353–377.

Hayashi, F. (2000), 'Econometrics', *Princeton University Press, Section 1*, 60–69.

Jalil, A. & Mahmud, S. F. (2009), 'Environment Kuznets curve for CO₂ emissions: a cointegration analysis for China', *Energy Policy* **37**(12), 5167–5172.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**(2-3), 231–254.

Jones, L. E. & Manuelli, R. E. (1995), A positive model of growth and pollution controls, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Kao, C. & Chiang, M.-H. (2001), On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, in 'Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels', Emerald Group Publishing Limited, pp. 179–222.

Kuznets, S. (1955), 'Economic growth and income inequality', *The American Economic Review* **45**(1), 1–28.

Lucena, A. d. (2015), 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, PhD thesis, Tese de Doutorado em Economia, PPE, UFRJ, Rio de Janeiro.

Maddala, G. S. & Wu, S. A. (1999), 'A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(1), 631–652.

Mark, N. C. & Sul, D. (2003), 'Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand', *Oxford Bulletin of Economics and statistics* **65**(5), 655–680.

Meadows, D. H., Meadows, D. H., Randers, J. & Behrens III, W. W. (1972), 'The limits to growth: a report to the club of Rome', *Google Scholar* **91**.

Oliveira, C. M. S. d. (2016), Criminalidade no Brasil e seus aspectos econômicos no período de 1990-2010: uma análise de vetores autorregressivos para dados em painel - PVAR, Master's thesis, Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

Oliveira, I. T. M. (2013), BRICs: novos competidores no comércio internacional de serviços?, Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Pao, H.-T. & Tsai, C.-M. (2010), 'CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries', *Energy Policy* **38**(12), 7850–7860.

Pao, H.-T. & Tsai, C.-M. (2011), 'Modeling and forecasting the CO₂ emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil', *Energy* **36**(5), 2450–2458.

Pao, H.-T., Yu, H.-C. & Yang, Y.-H. (2011), 'Modeling the CO₂ emissions, energy use, and economic growth in Russia', *Energy* **36**(8), 5094–5100.

Parry, M., Parry, M. L., Canzianfi, O., Palutikof, J., Van der Linden, P. & Hanson, C. (2007), *Climate change 2007-impacts, adaptation and vulnerability: working group II contribution to the fourth assessment report of the IPCC*, Vol. 4, Cambridge University Press.

Pedroni, P. (1996), 'Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity', *Manuscript, Department of Economics, Indiana University* pp. 1–45.

Pedroni, P. (1999), 'Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(S1), 653–670.

Pedroni, P. (2000), Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, in 'Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels', Emerald Group Publishing Limited, pp. 93–130.

Pesaran, M. H. (2003), 'A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence', *Working Papers in Economics n. 0346* **22**(2), 265–312.

Poon, J. P., Casas, I. & He, C. (2006), 'The impact of energy, transport, and trade on air pollution in China', *Eurasian Geography and Economics* **47**(5), 568–584.

Rabbi, F., Akbar, D. & Kabir, S. Z. (2015), 'Environment Kuznets curve for carbon emissions: a cointegration analysis for Bangladesh', *International Journal of Energy Economics and Policy* 5(1), 45–53.

Saboori, B., Sulaiman, J. & Mohd, S. (2012), 'Economic growth and CO₂ emissions in Malaysia: a cointegration analysis of the environmental Kuznets curve', *Energy Policy* 51, 184–191.

Scarpelli, M. C. (2010), 'Hysteresis nas exportações manufaturadas brasileiras: uma análise de cointegração em painel'.

Selden, T. M. & Song, D. (1994), 'Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions?', *Journal of Environmental Economics and Management* 27(2), 147–162.

Shafik, N. & Bandyopadhyay, S. (1992), *Economic growth and environmental quality: time-series and cross-country evidence*, Vol. 904, World Bank Publications.

UNCTAD (2005), 'Issues paper on Bridging the technology gap', http://unctad.org/Sections/dite_dir/docs/dite_pccb_stdev0006_en.pdf.

URL: http://unctad.org/Sections/dite_dir/docs/dite_pccb_stdev0006_en.pdf

WCED (1987), 'Desenvolvimento, nosso futuro comum', Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas .

Westerlund, J. & Edgerton, D. L. (2007), 'A panel bootstrap cointegration test', *Economics Letters* 97(3), 185–190.

