

A relação entre emissão de CO₂ e PIB per capita: análise para os países Sul-americanos no período de 1980 a 2009*

The relation between CO₂ emission and GDP per capita: analysis for the South American countries in the period from 1980 to 2009

Isaac Ricarte Evangelista, Luiz Ivan de Melo Castelar, Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa e Guilherme Diniz Irffi**

Resumo: O objetivo deste trabalho é identificar a relação existente entre a atividade produtiva e a qualidade ambiental, representados pelo PIB *per capita* e pela emissão de CO₂, respectivamente. Essa questão, embora bastante discutida pela literatura, principalmente a partir da estimação da Curva de Kuznets Ambiental (CKA), ainda apresenta lacunas quanto à relação dinâmica entre as séries. Neste sentido, a relação foi estimada a partir do modelo de Vetores Auto Regressivos para dados em painel (PVAR), recorrendo aos dados dos países sul-americanos referentes ao período 1980 a 2009. Os resultados sugerem que existe uma relação de escala e que o conjunto de economias analisado, por se tratarem de nações subdesenvolvidas, carecem de tecnologias que inibam a emissão de poluentes. Daí, conclui-se que a atividade econômica poderia ser vista como danosa para a qualidade de vida das gerações futuras.

Palavras-Chave: Emissão de CO₂; PIB per capita; Países Sul-Americanos; PVAR

Abstract: The objective of this work is to identify the relationship between productive activity and environmental quality, represented here by GDP per capita and CO₂ emission, respectively. This issue, although much discussed in the literature, mainly through the construction of the Environmental Kuznets Curve (CKA), still presents gaps regarding the dynamic relationship between the two series. In this sense, said relation was estimated through a Panel Data Vector Auto Regressive Models (PVAR) using data from South American countries between 1980 and 2009. The results suggest that there is a scale relation between the two variables and that the set of economies analyzed, because they are underdeveloped nations, lack technologies that inhibit the environmental degradation. Thus, economic activity could be seen as harmful to the life quality of future generations.

Keywords: Growth CO₂; PVAR. South American Countries; Environmental Quality

JEL: O44; Q52; C32

* Os autores agradecem os comentários de Francisco Gomes Martins, Kilvia Mesquita, Pablo Castelar e Virna Menezes, bem como dos pareceristas. Ressaltando que erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

** Respectivamente, professor do Departamento de Matemática do Instituto Federal do Ceará (IFCE) - Campus Fortaleza. E-mail: isaac.evangelista@gmail.com; professor do Departamento de Finanças e do CAEN/UFC. E-mail: lume1250@yahoo.com.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-7170-1870>; professor do DEC/UERN e do PPE/UERN. E-mail: rodolfofrc@yahoo.com.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-9761-5858>; professor do DEA/UFC e do CAEN/UFC. E-mail: guidirffi@gmail.com. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-3558-7628>.

1. Introdução

A análise dos impactos do crescimento econômico no meio ambiente é uma agenda de pesquisa que ganha destaque pelas consequências advindas das mudanças climáticas. Trabalhos como os de Stern (2006), Nakicenovic *et al.* (2003), Schmalensee, Stiker e Judson (1998), Webster *et al.* (2002) e Leggett, Pepper e Swart (1992) destacam o momento particularmente delicado que caracteriza a economia mundial, no qual o *trade-off* entre crescimento econômico e preservação ambiental tem recebido um acentuado apelo nas discussões públicas.

São variados os riscos decorrentes do crescimento econômico na degradação ambiental como, por exemplo, as alterações climáticas ocasionadas pelas emissões de gases na atmosfera. Tais riscos não estão associados apenas ao acúmulo de gases, como o CO₂, na atmosfera (CARVALHO; ALMEIDA, 2010), mas também e principalmente aos custos que as agressões ao meio ambiente acarretam diretamente à saúde humana e às reduções na produtividade econômica, ressaltando-se que esses podem trazer prejuízos econômicos e sociais e, ainda, comprometerem o desenvolvimento das próximas gerações (LUCENA, 2005).

Com efeito, essa problemática chama a atenção para a dimensão temporal da relação crescimento econômico versus meio ambiente. Há um claro indicativo que os efeitos danosos da atividade produtiva podem ser evidenciados em períodos imediatos e posteriores à sua efetivação. Consequentemente, quantificar esse lapso temporal expandiria a discussão sobre quais seriam as formas mais apropriadas de regular as atividades econômicas de uma maneira pela qual convirjam crescimento econômico e equilíbrio ambiental; ou seja, seria possível conciliar crescimento econômico e desenvolvimento sustentável, visando a preservação e a recuperação ambiental.

Diante do exposto, este trabalho consiste em testar a relação entre PIB *per capita* e a emissão de CO₂ *per capita* dos países sul-americanos tendo como referência o período de 1980 a 2009. A escolha pela emissão de CO₂*pc* como indicador de poluição decorre da relação entre essa e o nível de atividade econômica. Além do mais, a emissão de CO₂ é apontada como a principal fonte poluente causadora do efeito estufa e, por consequência, do aquecimento global. A análise visa ainda identificar se a atividade econômica pode transmitir uma penalidade para as gerações futuras, em termos de poluição, a partir da emissão de CO₂*pc*. Para testar a referida relação, utiliza-se o modelo de Vetores Auto Regressivos para dados em painel (PVAR).

A relação positiva entre renda e poluição é intuitiva, porém não apresenta homogeneidade entre setores e países. Indivíduos com maior renda consomem mais e, portanto, geram mais poluição a partir da geração de resíduos sólidos *per capita*, bem como geram mais poluentes atmosféricos devido à maior utilização de eletrodomésticos, veículos, entre outros emissores de poluição. Por outro lado, entender a fase declinante da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) é, todavia, menos intuitiva, a não ser que se aceite *a priori* que cada nova tecnologia embute a característica de ser menos poluente. No entanto, isso não acontece de forma homogênea em todos os setores de uma economia e nem entre diferentes economias, uma vez que, como sugerem Suri e Chapman (1998), as economias avançadas exportam seus processos de produção intensivos em poluição para os países menos desenvolvidos. Em contraste, esta pesquisa contribui com a literatura por considerar um grupo de países em desenvolvimento e outros menos desenvolvidos, localizados no continente sul-americano.

Para alcançar os objetivos, optou-se por considerar, além dessa introdução, mais quatro seções. A seção seguinte apresenta uma revisão da literatura sobre a relação entre atividade econômica e emissão de poluentes. A fonte e tratamento dos dados é o tema da terceira seção. Na sequência, apresenta-se a metodologia econométrica utilizada para estimar a relação. A análise e discussão dos resultados é o tema da quinta seção. E, por fim, são apresentadas as considerações finais.

2. Revisão da literatura

Na década de 1940, o economista Simon Kuznets identificou uma relação entre distribuição de renda e crescimento econômico, posteriormente conhecida como Curva de Kuznets. Essa curva teria o formato de “U-invertido”, uma vez que, inicialmente, o crescimento econômico provocaria um aumento da desigualdade de renda (parte da curva positivamente inclinada) e, seguidamente, uma melhoria da distribuição da mesma (parte da curva negativamente inclinada). Isso significava que, a princípio, haveria aumento da renda com concentração até a desigualdade atingir seu nível máximo; em seguida, haveria um aumento da renda com menores níveis de concentração.

A relação entre emissão de poluentes e o crescimento econômico tem seu aporte teórico baseado na CKA, que estabelece a relação entre renda *per capita* e poluição no formato de “U-invertido”. Deve-se a muitos autores os primeiros

trabalhos dessa tentativa de promover a conexão teórica entre degradação ambiental e desenvolvimento econômico, entre eles Grossman e Krueger (1991), Shafik e Bandyopadhyay (1992) e Selden e Song (1994).

No entendimento dos referidos autores, essa relação decorre de um baixo nível de renda *per capita*, implicando em um baixo nível de poluição *per capita* e, à medida que há uma tendência de aumento da renda, a poluição aumenta até um determinado nível e, posteriormente, observa-se uma diminuição concomitantemente ao aumento da renda *per capita*. Essa redução nos níveis de poluição é marcadamente oriunda de demandas sociais por bem-estar de uma população mais rica.

Panayotou (1997) advoga que a forma de “U-invertido” da CKA deve-se à diferença temporal que existe entre as mudanças sociais e econômicas, sendo os avanços econômicos responsáveis pelas mudanças climáticas. Bimonte (2001) enfatiza que, durante o processo de crescimento econômico, a participação social exerce um papel fundamental para definir a trajetória a ser seguida em termos de preservação ambiental.

De uma maneira geral, espera-se que, primeiramente, países ou regiões com baixo nível de renda apresentem como positiva a relação entre renda nacional e a poluição, e negativa para os países cuja renda seja incontestavelmente elevada. Noutras palavras, há uma forte evidência segundo a qual o crescimento econômico estimula, em seu estágio inicial, a degradação ambiental, enquanto que, em sua fase final, o caminho natural para a preservação do meio ambiente seria o país se tornar rico (BECKERMAN, 1992).

Para Bousquet e Favard (2000), o suporte teórico da CKA é apoiado tanto pelas escolhas tecnológicas quanto pelas preferências em relação à qualidade ambiental, sendo seu formato baseado nos efeitos de escala, composição e técnicos sobre o meio ambiente¹. Os efeitos de escalas são decorrentes da pressão do meio ambiente em função do aumento na produção; todavia, a pressão ambiental pode ser anulada pelos outros dois efeitos, caso o crescimento econômico derive de setores com baixos níveis de poluição (efeito composição) ou em decorrência dos avanços tecnológicos com vistas a compensar o aumento na produção (efeito técnico).

¹ Os efeitos de escala, composição e técnico foram levantados por Grossman e Krueger (1991).

Por outro lado, a presença de retornos crescentes de escala na função de produção é apontada por Andreoni e Levinson (2001) como uma condição suficiente para sustentar o argumento em favor da forma de “U-invertido” da CKA.

A decomposição da relação entre poluição e renda em fatores, escala e qualidade ambiental, é apontada por Echevarria e Ho (2000) como a sustentação teórica da CKA. Para eles, o fator escala é apontado como o responsável pela relação positiva entre renda e degradação ambiental, haja vista que aumentos na produção tendem a elevar os níveis de poluição.

Para Bimonte (2001), Fonseca e Ribeiro (2005), a forma da CKA deriva do efeito renda, pois a qualidade ambiental é descrita como um bem de luxo. Ainda segundo os autores, no início do processo de industrialização, a sociedade anseia por emprego e renda, e não está disposta a trocar o consumo por investimento em proteção ambiental, o que tende a degradar o meio ambiente. No entanto, ao atingir um determinado nível de renda e consumo, a sociedade tende a se preocupar com as questões ambientais, de forma a melhorar a qualidade de vida.

Lanne e Liski (2004) levantaram a hipótese segundo a qual os primeiros países industrializados tiveram três fases no desenvolvimento da emissão: a primeira fase decorreu do rápido crescimento das emissões *per capita*, fortemente influenciadas pela utilização do carvão; a segunda caracterizou-se por um crescimento menor, em função da mudança de combustíveis sólidos para os não sólidos como o petróleo e o gás; e a terceira aconteceu como consequência dos choques do preço do petróleo durante a década de 1970, que mudou permanentemente a estrutura das emissões de combustíveis fósseis.

A redução da poluição é explicada por Panayotou (1997) a partir dos efeitos da renda, por meio da relação entre oferta e demanda. Pelo lado da oferta, o baixo nível de renda pode ser entendido como uma restrição orçamentária, o que tende a inviabilizar os investimentos em preservação ambiental mesmo na presença da demanda. Essa, por sua vez, está relacionada ao baixo nível de renda, pois uma sociedade com esta característica tende a se preocupar mais com suas necessidades básicas do que com proteção ambiental, enquanto que para níveis altos de renda, a demanda por qualidade ambiental integra a cesta de consumo.

A partir de fases de transição da economia, mais precisamente por estágios de desenvolvimento, Almeida e Carvalho (2010) mostram que esses estágios são regidos pelas forças de mercado e por mudanças na regulação governamental. O

primeiro estágio é caracterizado pela transição de uma economia agrícola para uma industrializada, gerando pressões ambientais em prol do crescimento econômico em função da industrialização e, ainda, em função de baixa regulamentação ambiental. Quando esta economia atingir certo ponto de desenvolvimento em função do crescimento da renda, a sociedade tende a se conscientizar mais sobre a importância da qualidade ambiental. E, por fim, a transição de uma economia industrial para uma economia pós-industrial (voltada para prestação de serviços) apresenta um movimento em prol da consolidação da qualidade ambiental, concomitante ao aumento do nível da renda.

Porém, Harbaugh *et al.* (2000), usando a base de Grossman e Krugger (1991) com algumas modificações, chegaram a resultados contraditórios aos destes, evidenciando que existe pouco suporte empírico para a sustentação da alegada curva ambiental de Kuznets. Analogamente, Ros (2000) observa que a curva de Kuznets é baseada em um controverso fenômeno empírico, sem uma explicação teórica plausível. De fato, essa observação pode ser estendida à relação entre crescimento e poluição, embora não exista consenso quanto às experiências dos países em desenvolvimento replicarem a relação côncava da curva de Kuznets. Muito embora as explicações teóricas consigam uma boa aceitação quanto à fase ascendente dessa curva, não há convencimento suficiente para sua porção descendente, em que pesem os fatores causais que a determinam.

Arraes *et al.* (2006), a partir de dados em painel para países, verificam que as variáveis que denotam desenvolvimento sustentável apresentam uma relação fraca com o PIB_{pc}. Há evidências para curvas ambientais com formato cúbico, indicando que o fenômeno pode ser cíclico, rejeitando-se assim as CKA originais. Além disso, todos os indicadores de desenvolvimento selecionados apontam para divergências entre países, exceção apenas para o indicador relacionado à educação.

Biage (2013) formulou um modelo de painel para simular a CKA, ocasião em que observou as diferenças entre os países na emissão de CO₂ em função do desenvolvimento social e econômico. A relação entre o PIB_{pc} e a emissão de CO_{2pc} se comporta, segundo a previsão da CKA, na forma de N. Os resultados demonstraram que o PIB_{pc} constitui a variável explanatória com menor impacto sobre a emissão de CO_{2pc} e que o impacto ambiental cresce, essencialmente, em função do desenvolvimento das economias (desenvolvimento econômico, desenvolvimento social e qualidade de vida).

Irffi e Linhares (2012) fizeram um estudo num contexto global, considerando 151 países, e captaram a heterogeneidade da CKA por meio de um aspecto dinâmico implícito na relação ao permitir que cada país siga sua trajetória própria de crescimento econômico e emissão de CO_2pc . As evidências empíricas sugerem que a hipótese do “U-invertido” é, de fato, válida para os países desenvolvidos, com renda *per capita* acima de US\$ 14.472,42, enquanto que para os países mais pobres, os resultados apontam que aumentos na renda podem, de fato, diminuir a emissão de CO_2pc ; no entanto, a CKA para estes apresenta forma de S, ou seja, a forma de “U-invertido” se verifica apenas para altos níveis de renda.

A literatura sobre CKA apresenta heterogeneidade em termos de evidências que corroborem (ou não) a hipótese de “U-invertido”, o que tende a favorecer a agenda de pesquisa em busca do consenso entre os níveis de desenvolvimento e crescimento econômico com relação a degradação ambiental. Sendo assim, explicar as diferenças entre os países, testando diretamente alternativas teóricas a partir de modelos estruturais tende a contribuir de forma significativa para a literatura.

De uma forma geral, embora se descarte em alguns casos o formato de “U-invertido”, a literatura aponta diversos fatores que favorecem uma relação direta entre a atividade produtiva e a emissão de poluentes, seja por questões ligadas à escala, composição, estágio de desenvolvimento, nível de renda, ou, ainda, por elementos relacionados à estrutura assumida para a relação, bem como sua forma de tratamento. Contudo, um ponto parece ser negligenciado em todos esses argumentos: a dinâmica.

Parece ser razoável supor que as discussões simplesmente ignoram que os efeitos da produção sobre o meio ambiente sejam principalmente evidentes quando um dano ambiental é verificado. Os processos de produção são realizados de forma contínua e o que se avalia são as mudanças de cenários, como por exemplo, aquelas no clima, na vegetação, no relevo, entre outras. Portanto, o que se há de questionar é como estes elementos, produção e meio ambiente, interagem de forma dinâmica e propiciam alterações entre si, não necessariamente contemporâneas.

3. Fonte e descrição dos dados

Para analisar a relação entre o PIB *per capita* e emissão de poluentes na América do Sul, utiliza-se a emissão de CO_2 *per capita* (CO_2pc) disponibilizada

pela *U.S. Energy Information Administration* (EIA) a qual refere-se à emissão *per capita* de dióxido de carbono a partir do consumo de energia, mensurada em toneladas métricas de dióxido de carbono por pessoa.²

Como o principal determinante da emissão de CO₂, conforme a CKA, é o nível de renda, utiliza-se como *proxy* o PIB real *per capita* a valores de 2005³, PIB_{pc}, disponibilizado pela *Penn World Table*, PWT 7.0. Além disso, como a CKA deve seguir uma forma de “U-invertido”, se faz necessário incluir no modelo o PIB_{pc} ao quadrado, visando captar a curvatura e o nível máximo de emissão em relação ao nível de renda.

Em termos da estrutura de dados, emprega-se um painel considerando como unidades *cross section* os seguintes países: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Guiana, Paraguai, Peru, Suriname, Uruguai e Venezuela. O período de análise compreende o interstício de 1980 a 2009. Sendo assim, o painel de dados apresenta a dimensão de 360 observações, sendo N= 12 e T= 30.

Conforme Binder, Hsiao e Pesaran (2004), é possível obter estimativas robustas para um painel curto. A única ênfase dada a estrutura é que a mesma tenha um número de períodos superior a 10 no caso do estimador padrão de GMM proposto por Holtz-Eakin et al (1988).

O nível de desenvolvimento dos países também pode ser apontado como um determinante do nível de emissão de poluentes e, por isso, levar em consideração as características dos países na estimação do modelo mostra-se relevante, uma vez que existem outros fatores além da renda que explicam os níveis de emissão de CO₂pc. Contudo, embora haja trabalhos que consideram variáveis como o grau de abertura econômica, a densidade populacional, o efeito escala, entre outros, alguns estudos⁴ indicam que os resultados sobre a avaliação da hipótese de “U-invertido”, a rigor, são indiferentes quanto à presença de tais controles no modelo. Além disso, optou-se por restringir a análise apenas ao PIB_{pc}, descrita anteriormente. O Quadro 1 apresenta uma síntese das variáveis utilizadas para estimar a relação entre PIB_{pc} e emissão de CO₂pc.

² O conjunto de dados da EIA é baseado em balanços de energia e não inclui produção de cimento e queima de gás. Todavia, os impactos dessas emissões são pequenos e de acordo com Galeotti, Lanza e Pauli (2006) estes contribuíram com menos de 5% para emissões totais em 1997.

³ Os valores de 2005 são expressos com base na Paridade do Poder de Compra (PPC).

⁴ Ahluwalia (1976), Grossman e Kruger (1995), Moomaw e Unruh (1997) e Selden e Song (1994).

Quadro 1 – Descrição das variáveis que explicam emissão de CO₂pc

Variável	Descrição	Fonte
CO ₂ pc	Emissão <i>per capita</i> de dióxido de carbono a partir do consumo de energia, mensurado em toneladas de dióxido de carbono.	EIA
PIBpc	PIB real <i>per capita</i> a valores de 2005	PWT 7.0
(PIBpc) ²	O quadrado da variável PIBpc	PWT 7.0

Fonte: elaborado pelos autores.

4. Modelo PVAR – Modelo de Vetores Auto-Regressivos para Dados em Painel

Seguindo Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Binder, Hsiao e Pesaran (2004), seja w_{it} um vetor ($m \times 1$) de variáveis aleatórias para a i -ésima unidade de corte transversal no tempo t e suponha que os w_{it} 's são gerados pelo seguinte modelo painel VAR de ordem um:

$$w_{it} = (I_m - \Phi)\mu_i + \Phi w_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

para $i = 1, 2, \dots, n$ e $t = 1, 2, \dots, T$, onde: Φ é uma matriz $m \times m$ de parâmetros, μ_i é um vetor $m \times 1$ de efeitos individuais, ε_{it} é o termo de erro e I_m é uma matriz identidade de dimensão $m \times m$.

O PVAR pode ser especificado com efeitos fixos ou aleatórios. Contudo, independentemente da formulação assumida, a utilização desta metodologia requer o atendimento de algumas hipóteses:

As observações de w_{it} são $w_{i0}, w_{i1}, \dots, w_{iT}$, $T \geq 2$, mas assumem valores fixos quando $n \rightarrow \infty$.

O termo de erro ε_{it} , para $t \leq T$, é *i.i.d.* $\forall i, t$, com $E[\varepsilon_{it}] = 0$ e $\text{Var}[\varepsilon_{it}] = \Omega_\varepsilon$, sendo Ω_ε uma matriz positiva definida.

Os desvios iniciais, ε_{i0} , são *iid* entres os i , com média zero e variância constante dada por: $E(\varepsilon_{i0}\varepsilon'_{i0}) = \psi_{\varepsilon_0}$.

4.1 Estimador de Efeito Aleatório

Considerando a especificação com efeitos aleatórios, deve-se levar em consideração que a variância do efeito individual é a mesma para todo i e que não existe correlação entre tal efeito e o termo de erro. Portanto, além das suposições iniciais, admite-se que:

$$\text{Var}(\mu_i) = \Omega_\mu$$

$$\text{cov}(\mu_i \varepsilon_{it}) = 0$$

Tais argumentos proporcionam o seguinte formato para a matriz de variância do termo de erro:

$$r_{it} = \begin{pmatrix} w_{i0} \\ a_i \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix} \stackrel{iid}{\sim} (0, \Omega_r), \text{ para } \text{to } i \text{ e } t = 1, 2, \dots, T,$$

em que $a_i = (I_m - \Phi)\mu_i$,

$$\Omega_r = \begin{pmatrix} \Omega_0 & \Omega_{0a} & 0 \\ \Omega'_{0a} & \Omega_a & 0 \\ 0 & 0 & \Omega_\varepsilon \end{pmatrix},$$

com $\Omega_a = (I_m - \Phi)\Omega_\mu(I_m - \Phi)'$, $\Omega_{0a} = \text{cov}(w_{i0}a_i)$, Ω_0 é uma matriz positiva definida e Ω_a é uma matriz positiva semidefinida.

Por fim, supõe-se que todos os elementos do produto $r_{it}r'_{it}$, $t = 1, 2, \dots, T$, possuem um segundo momento finito e que um vetor de coeficientes desconhecidos $\theta \in \Theta$, onde Θ é um conjunto compacto, seja o verdadeiro vetor de parâmetros, θ_0 , pertencente ao interior de Θ .

Apresentadas as condições iniciais, passa-se à apresentação do processo de estimação do modelo com efeitos aleatórios. O estimador de θ pode ser derivado pela maximização da seguinte função de log-verossimilhança:

$$\mathcal{L}(\theta) = -\frac{mN(T+1)}{2} \log(2\pi) - \frac{N}{2} \log |\Sigma_\eta| - \frac{N}{2} \text{tr}(\Sigma_w^{-1} S_{N,w}) \quad (2)$$

em que

$$\Sigma_\eta = \begin{pmatrix} \Omega_0 & & \\ \iota_T \otimes \Omega_{0a} & \iota_T' \otimes \Omega'_{0a} & \\ & I_t \otimes \Omega_\varepsilon + \iota_T \iota_T' \otimes \Omega_a & \end{pmatrix},$$

com ι_T sendo um vetor $T \times 1$ de uns, e

$$S_{N,w} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i w_i'.$$

Na presença do efeito tempo e com w_{it} sendo gerado por

$$(I_m - \Phi L)(w_{it} - \mu_i - \delta_t) = \varepsilon_{it}, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T. \quad (3)$$

em que δ_t é um vetor $m \times 1$ do efeito tempo, e os vetores w_i e η_i são redefinidos como segue

$$w_i = \begin{pmatrix} w_{i0} - \delta_0 \\ w_{i1} - \delta_1 \\ \vdots \\ w_{iT} - \delta_T \end{pmatrix} \quad e \quad \eta_i = \begin{pmatrix} w_{i0} - \delta_0 \\ a_i + \varepsilon_{i1} \\ a_i + \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ a_i + \varepsilon_{iT} \end{pmatrix},$$

pode-se obter δ_t por

$$\hat{\delta}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_{it}, t = 1, 2, \dots, T.$$

Quando $\delta_t = \delta t, t = 1, 2, \dots, T$, o estimador de δ_t pode ser obtido pela média ponderada dos estimadores irrestritos, $\hat{\delta}_t$:

$$\hat{\delta} = \left(\sum_{t=0}^T \sum_{s=0}^T t \Sigma_w^{ts} \right)^{-1} \left(\sum_{s=0}^T \sum_{t=0}^T t \Sigma_w^{ts} \hat{\delta}_s \right)$$

em que Σ_w^{-1} foi particionada em $(T+1)^2$ blocos de dimensão $m \times m$,

$$\Sigma_w^{-1} = \begin{pmatrix} \Sigma_w^{00} & \Sigma_w^{01} & \dots & \Sigma_w^{0T} \\ \Sigma_w^{10} & \Sigma_w^{11} & \dots & \Sigma_w^{1T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_w^{T0} & \Sigma_w^{T1} & \dots & \Sigma_w^{TT} \end{pmatrix}$$

O restante dos parâmetros do estimador de Máxima Verossimilhança com efeitos aleatórios, θ , pode ser construído através da função de log-verossimilhança concentrada.

4.2 Estimador de efeito fixo

Diferentemente do modelo com efeitos aleatórios, a especificação com efeitos fixos não necessita de suposições sobre o termo μ_i . Portanto, trabalha-se com um termo de efeito individual que é heterocedástico e distribuído de forma dependente, cuja caracterização é determinada pela distribuição de probabilidade conjunta com um número de parâmetros crescendo à mesma taxa da quantidade de *cross-section* presentes no painel e que, por fim, além de não possuírem momentos, são correlacionados com o termo de erro.

A literatura destaca a eliminação de μ_i 's, aplicando a primeira diferença na equação (1):

$$\Delta w_{it} = \Phi \Delta w_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{it}, t = 2, 3, \dots, T. \quad (4)$$

O estimador consistente de Quase Máxima Verossimilhança pode ser obtido a partir da função de probabilidade conjunta incondicional de Δw_{it} ou pela distribuição condicional de Δw_{it} , para $t > 2$, em Δw_{i1} . O estimador de efeito fixo deve atender ainda algumas suposições, as quais são:

(i) As seguintes restrições de momentos são satisfeitas:

$$E(k_{i0}\varepsilon'_{i1}) = 0$$

e

$$E(k_{i0}\Delta\varepsilon'_{it}) = 0, \text{ para } t = 2, 3, \dots, T,$$

em que $k_{i0} = (I_m - \Phi)\xi_{i0}$.

Através das suposições (i) – (iii) da seção 3.2, tem-se

$$\Delta w_{it} \stackrel{iid}{\sim} (0, \Psi),$$

$$\text{Cov}(\Delta w_{i1}, \Delta\varepsilon_{i2}) = -\Omega_\varepsilon \quad \text{e} \quad \text{Cov}(\Delta w_{i1}, \Delta\varepsilon_{it}) = 0, \text{ para todo } t = 3, 4, \dots, T,$$

onde $\Psi = (I_m - \Phi)\Psi_{\xi_0}(I_m - \Phi)' + \Omega_\varepsilon$.

(i) O segundo momento da matriz de produtos $\Delta r_{it}\Delta r'_{it}$, $t = 2, 3, \dots, T$,

com $\Delta r_{it} = \begin{pmatrix} \Delta w_{it} \\ \Delta\varepsilon_{it} \end{pmatrix}$, existe.

(ii) Seja ρ um vetor $[m^2 + m(m+1)] \times 1$ de parâmetros desconhecidos

$$\rho = (\phi', \sigma'_\varepsilon, \psi')'$$

em que $\phi = \text{vec}(\Phi)$, $\sigma_\varepsilon = \text{vech}(\Omega)$ e $\psi = \text{vec}(\Psi)$. Então, $\rho \in \Xi$, onde Ξ é um conjunto fechado, e o verdadeiro vetor de parâmetros, ρ_0 , encontra-se no interior de Ξ .

O estimador de Quase Máxima Verossimilhança para ρ pode ser obtido pela maximização da função log-verossimilhança baseada na distribuição de probabilidade conjunta de Δw_{it} . Admitindo a condição de normalidade:

$$\mathcal{L}(\rho) = -\frac{mNT}{2} \log(2\pi) - \frac{N}{2} \log|\Sigma_{\Delta\eta}| - \frac{N}{2} \text{tr}(\Sigma_{\Delta w}^{-1} S_{N, \Delta w}) \quad (5)$$

em que $\Sigma_{\Delta w} = R^{-1}\Sigma_{\Delta\eta}R'^{-1}$ e $S_{N, \Delta w} = \frac{1}{N} \Delta w_i \Delta w'_i$.

Admitindo efeito tempo e com w_{it} sendo gerado por

$$(I_m - \Phi L)(\Delta w_{it} - \gamma_t) = \Delta\varepsilon_{it}, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N; t = 2, \dots, T \quad (6)$$

com $\gamma_t = \Delta\delta_t$. Redefinindo Δw_i e $\Delta\eta_i$,

$$\Delta w_i = \begin{pmatrix} \Delta w_{i1} - \gamma_1 \\ \Delta w_{i2} - \gamma_2 \\ \vdots \\ \Delta w_{iT} - \gamma_T \end{pmatrix} \quad \text{e} \quad \eta_i = \begin{pmatrix} \Delta w_{i1} - \gamma_1 \\ \Delta \varepsilon_{i2} \\ \Delta \varepsilon_{i3} \\ \vdots \\ \Delta \varepsilon_{iT} \end{pmatrix},$$

a função de log-verossimilhança é dada por (5) e o estimador de γ_t pode ser apresentado como segue:

$$\hat{\gamma}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta w_{it}, t = 1, 2, \dots, T.$$

Quando $\gamma_t = \gamma$, $t = 1, 2, \dots, T$, observa-se que o estimador de γ_t assumirá a forma

$$\hat{\gamma} = \left(\sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T \Sigma_{\Delta w}^{ts} \right)^{-1} \left(\sum_{s=1}^T \sum_{t=1}^T \Sigma_{\Delta w}^{ts} \hat{\gamma}_s \right)$$

na qual $\Sigma_{\Delta w}^{-1}$ é uma matriz particionada em $(T+1)^2$ blocos de dimensão $m \times m$.

A especificação de efeitos fixos não possui restrições sobre a distribuição dos efeitos individuais, μ_i , e seu estimador admite a possibilidade de *cross-sections* heterocedásticos no componente de erro, $(I_m - \Phi) \mu_i + \varepsilon_{it}$. Além disso, a análise acima pode facilmente acomodar um erro intertemporal com variância não homocedástica. Isto pode ser feito admitindo-se que os distúrbios ε_{it} são distribuídos de forma independente e idêntica para todo i e independentemente de todos os t com $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \Omega_{et}$; com Ω_{et} sendo uma matriz positiva definida para todo t .

4.3 Estimador de GMM

Para o modelo apresentado pela equação (1), tal que os instrumentos utilizados são as defasagens da variável w_{it} , pode-se apresentar a condição de ortogonalidade como segue:

$$E[(\Delta w_{it} - \Phi \Delta w_{it-1}) q'_{it}] = 0, t = 2, 3, \dots, T, \quad (7)$$

na qual q_{it} é um vetor $m(t-1) \times 1$ definido por $q_{it} = (w'_{i0}, w'_{i1}, \dots, w'_{i,t-2})'$.

O estimador de GMM para Φ é baseado na condição de momento (7), que pode ser reescrita no formato matricial como:

$$E[(\Delta W_{it} - \Delta W_{i,-1} \Phi') Q'_i] = 0$$

em que Q'_i é uma matriz de dimensão $mT(T-1)/2 \times (T-1)$ dada por

$$Q'_i = \begin{pmatrix} q_{i2} & 0 & 0 & & 0 \\ 0 & q_{i3} & 0 & & \\ & \vdots & & \ddots & \\ & 0 & & & q_{iT} \end{pmatrix}$$

enquanto ΔW_{it} e $\Delta W_{i,-1}$ são matrizes $(T-1) \times m$ expressa por

$$\Delta W_i = (\Delta w_{i2}, \Delta w_{i3}, \dots, \Delta w_{iT})'$$

e

$$\Delta W_{i,-1} = (\Delta w_{i1}, \Delta w_{i2}, \dots, \Delta w_{i,T-1})' \quad (8)$$

Portanto, o estimador de GMM para $\phi = \text{vec}(\Phi)$ é dado por

$$\hat{\phi}_{GMM} = (S'_{ZX} D_{\hat{e}}^{-1} S_{ZX})^{-1} S'_{ZX} D_{\hat{e}}^{-1} S_{ZY} \quad (9)$$

em que $S_{ZX} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i X_i$, $S_{ZY} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i y_i$, $D_{\hat{e}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i \Upsilon_{\hat{e}} Z_i$, $\Upsilon_{\hat{e}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{e}_i \hat{e}'_i$, $Z'_i = Q'_i \otimes I_m$, $X'_i = \Delta W_{i,-1} \otimes I_m$, $y_i = \text{vec}(\Delta W'_i)$, $e_i = \text{vec}(\Delta E'_i)$ e $\widehat{\Delta E}_i = \Delta W_i - \Delta W_{i,-1} \hat{\phi}'_{IE}$.

4.4 Modelo empírico

A estrutura do modelo VAR para dados em Painel pode ser expressa da seguinte forma

$$w_{it} = (I_m - \Phi) \mu_i + \Phi w_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

para $i = 1, 2, \dots, n$ e $t = 1, 2, \dots, T$, enquanto: w_{it} é um vetor $nt \times 1$ de variáveis, formadas por informações sobre a emissão de CO_2pc , $PIBpc$ e $(PIBpc)^2$; Φ é uma matriz $m \times m$ de parâmetros, μ_i é um vetor $m \times 1$ de efeitos individuais; ε_{it} é o termo de erro e I_m é uma matriz identidade de dimensão $m \times m$.

O uso do PVAR propiciará uma análise dinâmica para relação entre $PIBpc$ e a emissão de CO_2pc , permitindo que se identifique como os choques na atividade produtiva são responsáveis por flutuações na emissão de poluentes e, conseqüentemente, a verificação de suas conseqüências para as gerações futuras.

Partindo de uma estrutura de dados em painel, é possível acompanhar um número expressivo de unidades, ampliando, portanto, o número de graus de liberdade, bem como captar a existência de heterogeneidade entre as mesmas. Tais

requisitos reduzem significativamente problemas de colinearidade e propiciam maior robustez às estimativas (WOOLDRIDGE, 2006).

Finalmente, para que seja viável a utilização dessa técnica, é essencial que as séries que compõem o sistema sejam caracterizadas como estacionárias. De fato, a condição de estacionariedade, mesmo em sua forma mais modesta (estacionariedade fraca), é indispensável para modelagem das relações entre as séries, visto que o uso inadequado de séries não estacionárias poderia simplesmente expressar de forma enviesada as relações vigentes.

5. Análise e discussão dos resultados

A Tabela 1 apresenta os testes de Raiz Unitária das variáveis do ensaio de emissão de CO₂, verificando que não se rejeita a hipótese nula de presença de raízes unitárias para as variáveis PIB_{pc} e (PIB_{pc})². Para a variável CO₂pc rejeita-se a hipótese nula, concluindo-se pela estacionariedade da série. Quanto à primeira diferença das variáveis, como é possível verificar, todas rejeitam a hipótese nula e aceitam a hipótese de estacionariedade.

Dada a caracterização das séries do PIB_{pc} e (PIB_{pc})² como I(1), a indicação é identificar se existe uma relação de longo prazo através do teste de cointegração. Neste sentido, caso as séries citadas sejam cointegradas com a variável CO₂, é recomendável o uso do PVEC; caso contrário, o indicativo é o uso do PVAR com as séries PIB_{pc} e PIB_{pc}² em primeira diferença e a série CO₂ em nível (ENDERS, 2000).

Tabela 1 – Testes de Estacionariedade das séries de CO₂, PIB_{pc} e (PIB_{pc})²

Variável	LLC	Breitung	IPS	ADF	PP
CO ₂	-3.61 (0.00)	-3.07 (0.00)	-5.35 (0.00)	72.20 (0.00)	241.99 (0.00)
PIB _{pc}	-2.25 (0.01)	2.06 (0.98)	-0.66 (0.25)	28.48 (0.24)	25.95 (0.35)
PIB _{pc} (-1)	-10.79 (0.00)	-6.79 (0.00)	-10.92 (0.00)	143.50 (0.00)	188.59 (0.00)
(PIB _{pc}) ²	-2.33 (0.00)	1.91 (0.97)	-0.70 (0.24)	25.63 (0.37)	39.25 (0.02)
(PIB _{pc}) ² (-1)	-8.70 (0.00)	-1.66 (0.04)	-9.77 (0.00)	127.04 (0.00)	164.58 (0.00)

Fonte: elaboração própria.

Obs.: p-valor entre parênteses.

Nesse sentido, a relação de cointegração para o painel de dados com as informações das emissões de CO₂ e da produção *per capita* é testada através da abordagem sugerida por Westerlund (2007). A ideia é testar a ausência de cointegração, determinando se existe correção de erro para membros individuais do painel ou para o painel como um todo. As estatísticas de teste avaliam a ausência de um vetor de cointegração. A rejeição de H₀ deve, portanto, ser tomada como evidência de cointegração de pelo menos uma das unidades transversais ou como evidência de cointegração para o painel como um todo.

Assim, de acordo com os resultados da Tabela 2, admitindo um nível de significância de 1%, não se pode aceitar a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis de produção e de emissão de poluentes. Portanto, dado que PIB_{pc} e (PIB_{pc})² são I(1), CO₂ é I(0) e que as séries não são cointegradas, Enders (2000) sugere que seja implementado um PVAR(p) com a série CO₂ em nível e as séries do PIB_{pc} e (PIB_{pc})² em primeira diferença.

Tabela 2 – Teste de Cointegração de Westerlund para dados em painel

Estatística	Z	p-valor
Gt	-3.049	0.016
Ga	-10.753	0.913
Pt	-6.875	0.878
Pa	-6.879	0.968

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 3 apresenta as estimativas do estimador de efeito fixo para o modelo PVAR(1). No que tange à discussão sobre a CKA, fundado na ideia de que para níveis de PIB_{pc} moderado ou elevado visualizar-se-á uma maior preocupação dos agentes com a condição ambiental quando comparado a níveis medianos de PIB_{pc}. No entanto, em função do resultado da equação 1, não se pode inferir que a relação entre a emissão de CO_{2pc} e o PIB_{pc} para os países sul-americanos durante o período de 1980 a 2009 corrobora a hipótese de CKA; haja vista que os efeitos do PIB_{pc} e (PIB_{pc})² são estatisticamente insignificantes.

Segundo Mills e Waite (2009), Levison (2002), Suri e Chapman (1998), Yandle *et al.* (2004) e Perman e Stern (2003), assim como os fatores relacionados à medida de poluição considerada, bem como o interstício temporal analisado, a

medida de atividade econômica e/ou a modelagem econométrica, por exemplo, podem alterar significativamente o formato da CKA.

Por outro lado, observa-se que a CO_2pc apresenta um efeito dinâmico intertemporal, uma vez que CO_2pc_{t-1} apresenta um efeito positivo e significativo. Sendo assim, infere-se que a emissão de poluentes pode transmitir uma penalidade para as gerações futuras, dado o efeito positivo da emissão no passado no período $t-1$ sobre a emissão em t .

Tabela 4 – Estimativas do modelo PVAR(1) para emissão de CO_2pc

Equação 1: CO_2pc			
	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t
$d(CO_2pc_{t-1})$	0,5514558	0,21851081	2,5237004
$d(PIBpc_{t-1})$	$-1,299 \times 10^{-7}$	$1,156 \times 10^{-7}$	-1,1233696
$d[(PIBpc_{t-1})^2]$	$1,896 \times 10^{-14}$	$1,121 \times 10^{-14}$	1.6914728
Equação 2: $d(PIBpc)$			
	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t
$d(CO_2pc_{t-1})$	-13275,233	501609,11	-0,0264653
$d(PIBpc_{t-1})$	0.85115447	0,369967	2,3006227
$d[(PIBpc_{t-1})^2]$	$8,788 \times 10^{-9}$	$3,081 \times 10^{-8}$	0,28526265
Equação 3: $d[(PIBpc)^2]$			
	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t
$d(CO_2pc_{t-1})$	$-1,877 \times 10^{12}$	$8,147 \times 10^{12}$	-0,23035024
$d(PIBpc_{t-1})$	-1353035,3	4961469,3	-0,2727086
$d[(PIBpc_{t-1})^2]$	1,1158946	0,45298252	2,4634384

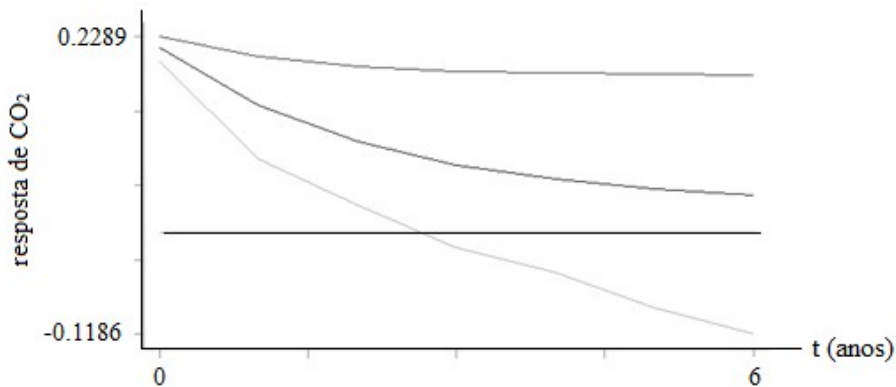
Fonte: elaboração própria.

A partir da visualização das respostas ao impulso na renda, expostas nas Figuras 1, 2 e 3, verifica-se que a emissão do CO_2 apresenta resposta negativa a choques na emissão de CO_2pc e positivas do $PIBpc$ e $(PIBpc)^2$.

Admitindo um nível de significância de 5%, pode-se afirmar que choques na emissão de CO_2 provocam um efeito negativo e significativo, com taxa decrescente gradativa ao longo de seis anos. Ainda, para ambas as medidas de

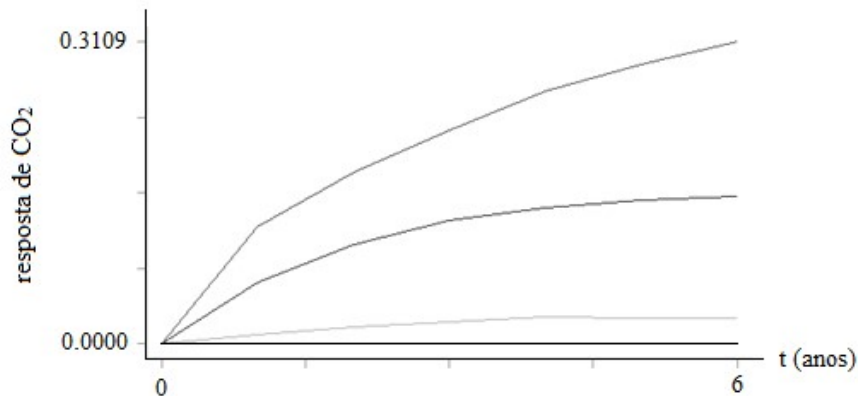
renda, observam-se resultados positivos e mais expressivos em termos acumulados. Para choques no PIB_{pc}, observa-se respostas positivas que perduram por mais de seis períodos, indicando que os efeitos da atividade econômica sobre a emissão de CO_{2pc} se propagariam por períodos prolongados e, portanto, gerariam influência direta sobre gerações futuras.

Figura 1 – Resposta de d(CO_{2pc}) ao choque de d(CO_{2pc})

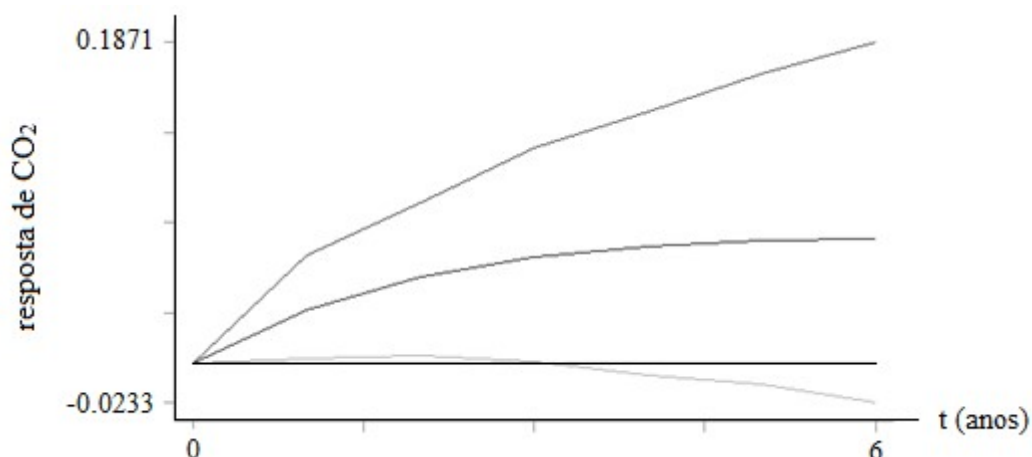


Fonte: elaboração própria.

Figura 2 – Resposta de d(CO_{2pc}) ao choque de d(PIB_{pc})



Fonte: elaboração própria.

Figura 3 – Resposta de $d(\text{CO}_2\text{pc})$ ao choque de $d[(\text{PIBpc})^2]$ 

Fonte: elaboração própria.

Embora o que se observa seja um efeito que tende a apresentar uma maior influência nos períodos subsequentes às inovações, já que o mesmo decresce ao longo dos períodos, é razoável que haja uma penalidade ao meio ambiente por períodos prolongados, como mostra a função de impulso-resposta. Mesmo havendo tal decréscimo, as flutuações na série do CO_2pc ainda são positivas após seis anos. Além disso, quando se observa a resposta à escala da atividade econômica por inovações no quadrado da série da renda, o que se verifica é uma potencialização do referido efeito. Portanto, parece plausível admitir que aquelas economias que apresentam um maior crescimento gerem uma herança negativa ao meio ambiente.

6. Considerações finais

Este trabalho contribui para a literatura ao analisar a relação entre o PIBpc e a emissão de CO_2pc a partir de uma estrutura dinâmica para os países sul-americanos, estimada a partir de um modelo PVAR.

Com base nos resultados, pode-se inferir que a poluição (emissão de CO_2pc) apresenta um efeito dinâmico e intertemporal. Sendo assim, a emissão de poluentes implica em ônus diretos sobre a qualidade ambiental; e a continuidade deste processo de emissão de CO_2pc tem como consequência direta uma restrição sobre a renovação de recursos ambientais e, por consequência, uma limitação direta às gerações futuras. Em outros termos, pode-se dizer que o problema causado pela atividade produtiva atual gera externalidade negativa para as futuras gerações, em

decorrência da capacidade de renovação dos recursos ambientais, o que reforça a razão do tratamento dinâmico da emissão de CO_2pc .

Em relação às funções impulso resposta estimadas, pode-se inferir que a emissão de CO_2pc responde positivamente aos choques do $PIBpc$. O que denota um efeito positivo da renda nas emissões de poluentes e, por consequência, as economias que apresentam um aumento no nível da atividade econômica tendem a contribuir de forma negativa para o meio ambiente.

Portanto, os resultados apontam para um *trade off* entre aumento do $PIBpc$ e a preservação ambiental, uma vez que aumentos no nível da atividade econômica elevam a emissão de CO_2pc . E, diante do efeito dinâmico intertemporal, o ônus das emissões são transferidos para as futuras gerações. Depreende-se que é preciso desenvolver mecanismos de compensação para mitigar esses efeitos.

Referências

- ANDREONI, J.; LEVINSON, A. The simple analytics of the environmental Kuznets Curve. *Journal of Public Economics*, v. 80, n. 2, p. 269-286, 2001.
- ARRAES, R. A.; DINIZ, M. B.; DINIZ, M. J. T. Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 44, n. 3, p. 525-547, 2006.
- BECKERMAN, W. Economic growth and the environment: whose growth? whose environment? *World Development*, v. 20, n. 4, p. 481-496, 1992.
- BIAGE, M. Relação entre crescimento econômico e impactos ambientais: uma análise da curva ambiental de Kuznets. *Economia Ensaios*, v. 27, n. 1, p. 7-42, 2013.
- BIMONTE, S. *Model of Growth and Environmental Quality*. A New Evidence of the Environmental Kuznets Curve. April, mimeo, 2001.
- BINDER, M.; HISAO, C.; PESSARAM, M. H. Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. *Econometric Theory*, v. 21, n. 4, p. 795-837, 2004
- BOUSQUET, A.; FAVARD, P. Does S. Kuznets' Belief Question the Environmental Kuznets Curves? September, mimeo, 2000.

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.

ECHEVARRIA, C.; HO, S. *A Decomposition of the Environmental Kuznets Curve*. February, mimeo, 2000.

GALEOTTI, M.; LANZA, A.; PAULI, F. Reassessing the environmental Kuznets curve for CO2 emissions: a robustness exercise. *Ecological Economics*, v. 57, n. 1, p. 152-163, 2006.

HARBAUGH, W.; LEVINSON, A.; WILSON, D. Re-examining the empirical basis for the environmental Kuznets curve. *NBER Working Paper*, Cambridge, MA, 2000.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change. 2000. Special Report on Emissions Scenarios. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change. Climate Change 2001: The Scientific Basis. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2001.

IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change. Draft Report on the 21st Session of the IPCC. Vienna: mimeo, 2003.

IRFFI, G. D.; LINHARES, F. C. Heterogeneidade da Curva de Kuznets Ambiental Global. In: *XVII Encontro Regional de Economia e o Fórum BNB de Desenvolvimento*. Fortaleza, 2012.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Equality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28. 1955.

LANNE; M.; LISKI, M. Trends and breaks in per-capita carbon dioxide emissions, 1870–2028. *Energy Journal*, v. 25, n. 4, p. 41–65, 2004.

LEGGETT, J.; PEPPER, W. J.; SWART, R. J. Emissions Scenarios for IPCC: An Update. In: *Climate Change 1992: The Supplementary Report to the IPCC Scientific Assessment*. Edited by J.T. Houghton, B.A. Callander, and S.K. Varney. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, 1992.

LEVINSON, A. The ups and downs of the Environmental Kuznets Curve. *Working Papers gueconwpa*, Georgetown University, Department of Economics, 2001.

MILLS, J. H.; WAITE, T. A. Economic prosperity, biodiversity conservation, and the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, v. 68, n. 7, p. 2087-2095, 2009.

MOOMAW, W. R.; UNRUH, G. C. Are environmental Kuznets curves misleading us? The case of CO₂ emissions. *Environment and Development*, v. 2, p. 451-463, 1997.

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

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

SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality and development: is there a Kuznets Curve for air pollution emissions? *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 27, n. 2, p. 147-162, 1994.

SHAFIK, N.; Bandyopadhyay, S. Economic growth and environmental quality: a time series and cross-country evidence. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 4, p. 1-24, 1992.

STERN, N. Sir. *Stern Review: The Economics of Climate Change*. 2006.

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

WEBSTER, M. D.; BABIKER, M.; MAYER, M.; REILLY, J. M.; HARNISCH, J.; HYMAM, R.; SAROFIM, M. C.; WANG, C. *Uncertainty in Emissions Projections of Climate Models*. MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, 2002.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

YANDLE, B.; BHATTARAI, M.; VIJAYARAGHAVAN, M. Environmental Kuznets curves: a review of findings, methods, and policy implications. *Research Study*, n. 2, p. 1-16, 2004.