

Crescimento Econômico e Emissão de CO₂ por Combustíveis Fósseis: Uma Análise da Hipótese da Curva de Kuznets Ambiental

Economic Increasing and CO₂ Emissions from Fossil Fuels: An Analyze of the Hypotheses of the Kuznets's Environmental Curve

*Jamilsen de Freitas Santos**
*Elaine Aparecida Fernandes***
*Alexandre Bragança Coelho****

Resumo: A preocupação contemporânea com meio-ambiente instiga questionamentos quanto aos efeitos do crescimento econômico na degradação do ambiente natural e quanto a sustentabilidade do modelo de desenvolvimento. Utilizando uma amostra de 42 anos para 13 países, o presente trabalho verifica que a relação entre crescimento econômico e emissões de gás carbônico tem a forma logarítmica, crescendo a taxas decrescentes. A função obtida é utilizada para prever as emissões brasileiras para as próximas décadas até 2050. Por meio das projeções, é possível inferir que as emissões de combustíveis fósseis no Brasil atingirão um nível insustentável durante a década de 2020, sendo necessário um esforço por parte dos agentes econômicos e públicos no sentido de se adotar medidas para garantir a sustentabilidade ambiental do crescimento econômico nacional.

Palavras-chave: Curva Ambiental de Kuznets. Combustíveis fósseis. Gás carbônico.

Abstract: The contemporary concerns with the environment instigate questions about the effects of the economic increasing on the natural environment and about the developing sustainability model. By using a sample of 42 years old of 13 countries, this study verifies that the relation between the economic increasing and carbon dioxide emissions have a logarithmic form, growing in decreasing rates. The discovered function is used to foresee the Brazilian emissions for the next decades until 2050. Through these projections, it's possible to infer that fossil fuels emissions in Brazil will reach an unbearable level during the 2020's, being necessary an effort

* Analista em Gestão da Inovação da Embrapa Café. E-mail: jamilsen.santos@embrapa.br

** Professora adjunta da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: eafernandes@ufv.br

*** Professor adjunto da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: acoelho@ufv.br

of the economic and public agents in the sense of adopting measurements for assuring the environmental sustainability of the national economic increasing.

Keywords: Kuznets's Environmental Curve. Fossil fuels. Carbon dioxide.

JEL Classification: Q53; Q56.

1 Introdução

São perceptíveis os desequilíbrios causados pela intervenção do homem no meio ambiente, sobretudo quanto às mudanças climáticas provocadas pela excessiva emissão e concentração de gases do efeito estufa. Esses gases são gerados principalmente pelas indústrias, veículos automotores, queimadas, dentre outras fontes, que levam ao aquecimento do planeta. Diversos estudos têm mostrado os resultados da degradação ambiental causada pela ação antrópica sobre o planeta (FRITZ et al., 1998; MCT, 1999; RUTHERFORD et al., 1997; SEROA DA MOTTA, 2006).

A geração de energia, agricultura e processos industriais são responsáveis por 77% das emissões de gases do efeito estufa no mundo (ONU, 2007). Estas fontes são fortemente ligadas ao nível de atividade econômica, o que sugere uma interdependência entre as emissões e o crescimento econômico. No que se refere à composição do efeito estufa, o CO₂ é o gás que mais contribui para a sua formação e o recente aumento de sua concentração é consequência direta da atividade humana. Nesse sentido, é extremamente importante analisar a relação existente entre o CO₂ e o crescimento econômico, observando como essas variáveis se comportam ao longo do tempo.

De forma geral, o presente estudo busca verificar a relação existente entre crescimento econômico e emissão de dióxido de carbono por combustíveis fósseis para os países selecionados, analisando-se as perspectivas para o caso brasileiro nas próximas décadas. Especificamente, pretende-se: a) estimar a melhor forma funcional que represente a relação entre emissão de CO₂ por combustíveis fósseis e a atividade econômica; b) identificar em que ponto se encontra a economia brasileira e confrontar com o seu nível recentes de emissões; e c) prever os níveis de emissões brasileiras para as próximas quatro décadas.

A literatura econômica internacional trata de forma intensiva o tema crescimento econômico e emissões de CO₂ (NORDHAUS, 1977; SELDEN; SONG, 1994; GROSSMAN; KRUEGER, 1995; HOLTZ-EAKIN; SELDEN, 1995; DE BRUYN, 1998; DIJKGRAAF et al., 2001; HARBAUGH, 2001; MADDISON, 2005; BARROS et al., 2007; ROMERO-ÁVILA, 2008). Apesar dos inúmeros trabalhos na área, ainda não existe um consenso de como se processa essa relação. Inicialmente, acreditava-se que o crescimento econômico era diretamente proporcional às emissões de dióxido de carbono (NORDHAUS, 1977). Posteriormente, foram apresentadas

evidências para a formulação da hipótese da existência de uma Curva de Kuznets Ambiental (CKA)¹ (GROSSMAN; KRUEGER, 1995; SELDEN; SONG, 1994; HOLTZ-EAKIN; SELDEN, 1995). Por fim, trabalhos como o de Shafik e Bandyopadhyay (1992), Shafik (1994) e Ansuategi e Escapa (2002) mostram que esse comportamento de U-invertido não ocorre para as emissões de CO₂. O formato desta curva depende do ambiente institucional, do progresso tecnológico e da composição setorial, sendo assim, poderia ser monotonicamente crescente, senoidal, U-invertido, ou qualquer outra forma que contemplasse as características institucionais vigentes.

Apesar de ser um assunto com forte repercussão internacional, não se tem conhecimento de numerosos trabalhos como este em países subdesenvolvidos. Dos trabalhos nacionais, merecem destaque os trabalhos de Arraes et al. (2006), que testaram a hipótese da CKA para diversos países; dentre os gases analisados, a hipótese se confirmou para a emissão de dióxido de carbono; Sampaio e Maximo (2007) que verificaram a existência de uma relação em formato N² entre CO₂ e crescimento econômico para o Brasil; e Carvalho e Almeida (2008) que encontraram a trajetória N para as emissões de CO₂.

Portanto, ainda não está claro se a economia brasileira tenderia para um processo sustentável de crescimento com relação às emissões de CO₂. Diante do número incipiente de estudos e procurando contribuir para a literatura nacional existente, o presente trabalho propõe, primeiramente, verificar a curva que melhor represente a relação entre emissão de CO₂ por combustíveis fósseis e atividade econômica para um grupo de países selecionados³. Em seguida, a relação encontrada entre as variáveis é utilizada para prever o comportamento das emissões brasileiras nas próximas décadas.

- 1 A hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) defende que o crescimento econômico, a princípio, aumentaria a degradação ambiental, mas após atingir um ponto máximo, esta tenderia a diminuir com o aumento da renda (GROSSMAN; KRUEGER, 1995). Isso significa que o formato da curva é explicado por meio de dois argumentos principais. O primeiro deles diz respeito à fase ascendente. Essa fase mostra o progresso natural do desenvolvimento econômico, passando-se de uma economia agrária “limpa” para uma economia industrial intensiva em poluição e, posteriormente, para uma economia de serviços “limpos” (ARROW et al., 1995). O segundo argumento explicaria a fase descendente da curva. Nesta fase, as economias desenvolvidas exportariam processos de produção intensivos em poluição para economias menos desenvolvidas (SURI; CHAPMAN, 1998).
- 2 O formato N é observado quando se testa a CKA com um polinômio de 3º grau, sendo que a condição para que isso ocorra é que os termos do polinômio apresentem sinais positivo, negativo e positivo novamente. Detalhes são apresentados mais a frente.
- 3 África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, China, Estados Unidos da América, Índia, Itália, Japão, México, República da Coreia (Coreia do Sul), Reino Unido e Taiwan. Os países foram selecionados buscando diferentes níveis de crescimento econômico. Isso é importante para trazer maior representatividade para a função encontrada. A dificuldade em prever as emissões brasileiras somente com seus registros passados deve-se ao fato de que níveis de crescimento econômico ainda não alcançados pelo Brasil podem trazer mudanças no comportamento das variáveis, o que comprometeria as previsões. Detalhes do critério de seleção dos países encontram-se na seção Fonte de Dados.

Diferentemente dos demais estudos, além de estabelecer uma relação entre renda e poluição que permite a ocorrência de diversas trajetórias, esta relação é aplicada para prever o comportamento do nível de emissões nacional para as próximas décadas, analisando a sustentabilidade ambiental do desenvolvimento brasileiro. Caso se refute a hipótese da CKA, é provável que haja um aumento das emissões mesmo no longo prazo, sendo necessário que se intensifique a política ambiental. Esta informação é muito importante para os tomadores de decisões tanto em nível público como privado, pois pode auxiliá-los a repensar o modelo de desenvolvimento seguido pelo país.

Este artigo está dividido em quatro partes além desta introdução. A próxima apresenta uma fundamentação teórica da relação renda e poluição; na terceira parte é exposta a metodologia utilizada; na quarta, foram discutidos os principais resultados; e, na última parte, são feitas algumas considerações finais.

2 Fundamentações Teóricas da Relação entre Renda e Poluição

A relação entre poluição e meio ambiente, e conseqüentemente a CKA, pode ser fundamentada teoricamente por modelos estáticos e dinâmicos de otimização que consideram a degradação ambiental de forma endógena. O modelo desenvolvido por Xepapadeas (2005) integra o lado econômico baseado na tecnologia e preferências, que caracteriza o problema econômico, com o lado ambiental que caracteriza a acumulação da poluição. Para o autor, os principais argumentos que relacionam o módulo ambiental ao módulo econômico são:

- a) poluição é um subproduto dos processos de produção ou consumo;
- b) emissões geradas no módulo econômico afetam o fluxo ou a acumulação de poluentes no meio ambiente;
- c) poluição tem efeitos prejudiciais na utilidade dos indivíduos; e
- d) poluição pode ter efeitos prejudiciais na produtividade.

O ponto de partida para o desenvolvimento do modelo é a função de produção agregada neoclássica para a economia, expressa por:

$$Y = F(K,AL) \quad (2.1)$$

em que Y é o nível de produto, K é o capital produtivo e AL é o trabalho efetivo que agrega os choques da mudança tecnológica na produtividade do trabalho. A inclusão da poluição no modelo acrescenta os esforços para o abatimento da poluição na função de produção através da variável capital de abatimento, Ka , resultando na expressão:

$$Y = F(K,AL, Ka) \quad (2.2)$$

Pode-se dizer que o capital produtivo gera a poluição, enquanto o capital de abatimento reduz a poluição. O capital produtivo pode ser medido em unidades

de eficiência, tomando notação: $k=K/(AL)$. Desta forma, a evolução do estoque de capital é expressa por:

$$\dot{k} = f(k) - c - a - \delta k \quad (2.3)$$

em que $f(k)$ deriva da função de produção neoclássica padrão, c é o consumo, a é redução da poluição e δ é a taxa de depreciação do capital. O abatimento é agregado à Expressão 2.3, influenciando negativamente a evolução do estoque de capital.

O fluxo de poluição gerado ao longo tempo está relacionado principalmente ao nível de produção, sua representação é dada pela função de emissão: $Z = v(Y)$, ou $Z = v(k, a)$.

A dimensão ambiental é introduzida na função de utilidade ao se considerar que tanto o consumo quanto a poluição irão determinar a satisfação dos indivíduos. Em uma economia descentralizada, os indivíduos tratam a qualidade ambiental como fixa ao maximizarem suas utilidades. É importante ressaltar que o impacto da poluição se dá sob a forma de uma desutilidade. Portanto, para o i -ésimo indivíduo, tem-se: $U(c, Z)$.

Existem três situações básicas para o desenvolvimento do seu modelo. A primeira delas diz respeito à economia estar em uma trajetória socialmente ótima. Uma segunda situação contempla uma economia que possui uma trajetória que foge ao caminho ótimo. Por fim, uma terceira situação exemplifica um modelo com regulação ambiental.

O modelo parte do problema de maximização da diferença entre a utilidade do consumo e a desutilidade da poluição, como se segue:

$$\max_{\{a(t), \{c(t)\}} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} [U(c) - D(Z)] dt, \quad D' > 0, D'' > 0 \quad (2.4)$$

$$\text{s.a. } \dot{k} = f(k) - c - a - \delta k$$

em que t é o período de tempo, ρ é a taxa de desconto da utilidade, $U(c)$ é a utilidade em função do consumo e $D(Z)$ é a desutilidade em função da poluição. A partir daí, tem-se o Hamiltoniano expresso por:

$$H = U(c) - D(v(k, a)) + q(f(k) - c - a - \delta k)$$

Sua diferenciação fornece as seguintes condições de primeira ordem:

$$U(c) = q$$

$$D'v(k, a) = q$$

No caso da economia no caminho socialmente ótimo, tem-se que o nível de diminuição ótima da poluição de curto prazo é $a = \bar{a}(c, k)$. Diferenciando-se a

função de utilidade com respeito ao tempo, encontra-se o sistema dinâmico que caracteriza a evolução da economia como se segue:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\eta} \left[f'(k) - \frac{D'v_k(k, \tilde{a}(c, k))}{U_c(c)} - \rho - \delta \right] \quad (2.5)$$

$$\dot{k} = f(k) - c - \tilde{a}(c, k) - \delta k$$

que implicam a relação renda-poluição para a primeira situação:

$$RRP = \{(Z, y): Z = v(k, \tilde{a}(c, k)), y = f(k)\} \quad (2.6)$$

No caso de uma economia em que se ignora a poluição e não há regulação ambiental, nota-se que o termo referente à desutilidade é extraído da função consumo, representada pela Expressão (2.5), resultando na Expressão (2.7). As taxas de crescimento desta economia obedecem ao sistema dinâmico:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\eta} [f'(k) - \rho - \delta] \quad (2.7)$$

$$\dot{k} = f(k) - c - \delta k$$

e sua relação renda-poluição é dada por:

$$RRP = \{(Z, y): Z = v(k, 0), y = f(k)\} \quad (2.8)$$

Na situação em que há imposto sobre as emissões, a firma competitiva se depara com a seguinte função maximizadora de lucros:

$$\max_{k, a} f(k) - (r + \delta)k - a - \tau v(k, a)$$

em que τ representa o imposto sobre as emissões; este é cobrado pelo governo e passa a ser agregado aos critérios de decisões da firma maximizadora de lucros. Diferenciando-se com relação ao capital e a "a", encontram-se as condições de primeira ordem:

$$f'(k) = r + \delta + \tau v_k(k, a)$$

$$1 = \tau v_a(k, a)$$

Atualizando a função do capital no modelo ótimo e definindo a diminuição de curto prazo com regulação $a = \tilde{a}(k, \tau)$, o sistema dinâmico fica:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\eta} [f'(k) - \tau v_k(k, \tilde{a}(k, \tau)) - \rho - \delta]$$

$$\dot{k} = f(k) - c - \tilde{a}(k, \tau) - \delta k$$

chegando-se à seguinte relação renda-poluição:

$$RRP = \{(Z, y): Z = v(k, \tilde{a}(k, \tau)), y = f(k)\}. \quad (2.9)$$

Portanto, a abordagem de modelos de otimização justifica a existência de diferentes formas funcionais para descrever a relação renda-poluição, inclusive o formato de U-invertido. A definição desta trajetória depende de fatores como o estoque de capital, preferências dos consumidores, parâmetros tecnológicos e regulação, como se verificou nas diversas situações representadas pelas Expressões (2.6), (2.8) e (2.9) (XEPAPADEAS, 2005).

3 Metodologia

No presente trabalho, estimaram-se as funções que relacionam emissões de gás carbônico (CO₂) e Produto Interno Bruto *per capita* para um conjunto de países. Os países foram selecionados buscando diferentes níveis de crescimento econômico. Utilizando-se as funções obtidas e considerando o atual estágio de desenvolvimento brasileiro, foram feitas inferências quanto aos efeitos do crescimento econômico sobre a poluição por gás carbônico no país.

Grande parte da literatura existente diz que a relação entre CO₂ e PIB *per capita* se dá via uma curva no formato de U-invertido, denominada Curva de Kuznets Ambiental. Com o objetivo de testar essa curva, as metodologias já consolidadas tratam as variáveis independentes como polinômios de PIB *per capita* de no mínimo dois graus e incluem variáveis explicativas adicionais com o intuito de isolar o efeito do crescimento econômico sobre a degradação ambiental⁴. Cabe ressaltar que conforme os sinais dos polinômios, a curva pode assumir um formato de U, U-invertido, N ou N-invertido. Além da hipótese da CKA, foram testadas diversas formas funcionais para descrever a relação entre emissões de CO₂ por combustíveis fósseis e crescimento econômico. Os critérios adicionais de escolha dos modelos são expostos nas próximas subseções, assim como os métodos de estimação e as técnicas de análise da função.

3.1 Modelo Utilizado para Testar a Curva de Kuznets Ambiental

A escolha dos modelos a serem usados para testar a CKA teve os trabalhos de Selden e Song (1994) e Grossman e Krueger (1995) como ponto de partida. A semelhança desses está em deixar a degradação ambiental como variável dependente e um polinômio do PIB como parte das variáveis explicativas. Como resultado, tem-se que o modelo utilizado neste trabalho é descrito pela expressão (3.1):

4 Conforme Selden e Song (1994) e Grossman (1995).

$$CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + \beta_3 PIB_{it}^3 + \beta_4 POP_{it} + E_{it} \quad (3.1)$$

em que i é o indexador de país, t indexador de tempo, CO_2 é a quantidade de emissão de gás carbônico, PIB é o Produto Interno Bruto *per capita*, POP é a população, E é o termo de erros e os β_s são os coeficientes.

Selden e Song (1994) utilizaram um modelo com polinômio de 2° grau; já o modelo utilizado por Grossman (1995) adiciona um grau ao polinômio PIB. Este modelo é mais completo por ter possibilidades de captar mais formas funcionais, como por exemplo, o formato N, sem que isso aconteça em detrimento do formato de U ou U-invertido. Dada a versatilidade do polinômio de 3° grau, optou-se por este.

3.2 Demais Formas Funcionais a serem Testadas e a Definição dos Modelos

As principais fontes emissoras de CO_2 são os setores de energia, indústria, transportes e as atividades que causam o desmatamento, segundo Baumert e Herzog (2005). Essa informação sugere que um modelo básico que explique a poluição tenha como variáveis independentes a intensidade de produção de energia, de produção industrial, do transporte, assim como a intensidade do desmatamento. O presente trabalho verifica inicialmente a relação entre a emissão de CO_2 por combustíveis fósseis e o PIB. O uso de combustíveis fósseis não é influenciado diretamente pelo desmatamento, portanto, o PIB é uma variável representativa da oferta de energia, indústria e transporte.

A importância da variável população persiste para além do modelo da Curva de Kuznets Ambiental, pois ela é uma *proxy* para o nível de pressão sobre a base de recursos ambientais, já que populações maiores, confinadas em um mesmo espaço geográfico, tendem a pressionar por mudanças no uso da terra e por aumento do fluxo de recursos (e também resíduos). Assim, o modelo inicial proposto tem a emissão de CO_2 como variável dependente e PIB *per capita* e população como variáveis independentes.

As formas funcionais linear, exponencial e logarítmica foram testadas utilizando-se as expressões (3.2) e (3.3).

$$CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 PIBpc_{it} + \beta_2 POP_{it} + E_{it} \quad (3.2)$$

$$\ln(CO_{2it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(PIBpc_{it}) + \beta_2 \ln(POP_{it}) + E_{it} \quad (3.3)$$

A função log-log representada na expressão (3.3) pode assumir forma exponencial ou logarítmica, dependendo dos valores dos parâmetros regredidos.

3.3 Procedimentos Econométricos

As técnicas de regressão para dados em painel se dão normalmente por meio das abordagens por efeitos fixos ou por efeitos aleatórios. A abordagem de efeitos

fixos exige que se façam pressuposições a respeito do intercepto, dos coeficientes angulares e do termo de erros. A variação é incluída no modelo através de *dummies* para os diferentes dados de corte e ou para o tempo, as quais multiplicam os regressores que foram eleitos para variar.

A abordagem de efeitos fixos é uma forma de levar em conta a individualidade de cada unidade de corte transversal, no caso do presente trabalho, de cada país. A expressão (3.4) contém um modelo simples de regressão de efeitos fixos.

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 x_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.4)$$

em que i é o indexador de país, t o período de tempo, x a variável independente e y a variável dependente. A peculiaridade deste caso encontra-se no parâmetro β_{0i} , pois o subscrito i indica que haverá um intercepto para cada unidade de seção cruzada.

A abordagem de efeitos aleatórios é também conhecida como modelo de componente de erros. Neste caso, a heterogeneidade das seções cruzadas é introduzida no termo de erro, ou seja, a constante não é considerada como um parâmetro fixo, mas sim como um parâmetro aleatório não observável. Ao considerar $\beta_{0i} = \beta_0 + e_i$, tem-se que cada intercepto é igual a um intercepto comum mais um desvio. Ao se aplicar esta igualdade na Expressão (3.4), tem-se:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_{it} + e_i \quad (3.5)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + w_{it} \quad (3.6)$$

em que $w_{it} = e_i + u_{it}$.

A expressão (3.6) é um modelo simples com abordagem de efeitos aleatórios, onde há um único intercepto, β_0 , para todas seções cruzadas. Este modelo pressupõe que os componentes de erro individuais não estão correlacionados entre si nem estão correlacionados entre as unidades de corte transversal e as de séries temporais. Segundo Gujarati (2006), resumidamente, pode-se dizer que no modelo de efeitos fixos, cada seção cruzada tem o valor próprio de intercepto, enquanto no modelo de efeitos aleatórios, o intercepto β_0 é o valor médio de todos os interceptos de forma que e_i representa o desvio do intercepto da unidade de corte transversal do intercepto β_0 .

No presente estudo, a abordagem de efeitos fixos tem a vantagem de oferecer informações que reflitam a heterogeneidade dos países. No entanto, o principal critério utilizado para escolha entre a abordagem dos efeitos fixos e a abordagem dos efeitos aleatórios será o Teste de Hausman.⁵

5 Ver Greene (2003).

É importante salientar que foram feitos todos os testes necessários para a detecção de heterocedasticidade⁶ e autocorrelação⁷; raiz unitária e co-integração⁸; e quebra-estrutural⁹ nas variáveis selecionadas. Os critérios de seleção dos modelos de melhor ajuste foi feito por meio do Teste Davidson-MacKinnon¹⁰ e aplicados os critérios de Akaike e Schwarz.

Para estimar as regressões foi utilizado o método dos Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF). O método foi escolhido por sua eficácia na correção de heterocedasticidade, autocorrelação e correlação nas seções cruzadas quando os dados são compostos por uma amostra grande (STATA, 2008). O MQGF é também aconselhável quando a estrutura da variância e o ρ que determina a autocorrelação são desconhecidos (GOMES, 2007). Para correção da heterocedasticidade e da correlação seccional, o MQGF usa ponderações de peso inversamente proporcional às variâncias observadas e também ponderações entre as diferentes seções, (WOOLDRIDGE, 2002).

As previsões de emissões de CO₂ por combustíveis fósseis no Brasil foram feitas utilizando o modelo selecionado no presente trabalho com projeções obtidas em fontes secundárias¹¹ de PIB *per capita* e população brasileira para os anos analisados. Foi necessário adequar os dados que são substituídos nas funções, transformando-os em base logarítmica e em primeira diferença. Da mesma forma, foi preciso converter os resultados, tirando da primeira diferença e da base logarítmica para que sejam comparados aos dados recentes com unidades de medida homogêneas.

Para verificar a qualidade das previsões foram calculados os intervalos de confiança dos valores projetados. Estes são obtidos por meio da técnica de previsão individual descrita em Gujarati (2006). Para projetar as emissões totais de CO₂, foi mantida a proporção de emissões por desmatamento e queimadas no ano de 1994. Segundo MCT (2006), as emissões por mudança no uso da terra e florestas representavam 75% das emissões totais. Exemplificando, ao considerar x um valor projetado para emissões de CO₂ por combustíveis fósseis, as emissões totais representam quatro vezes o valor de x .

6 Para testar a presença de heterocedasticidade, é usada a estatística de Wald modificada em que a hipótese nula indica homocedasticidade.

7 A autocorrelação é verificada pelo Teste de Wooldridge.

8 São efetuados dois testes para verificação de raiz unitária nas séries. O teste formulado por Levin, Lin e Chu (2002), conhecido como LLC, utiliza a estatística t sob a hipótese nula de que cada série temporal possui uma raiz unitária, ou seja, $\rho_i = \rho = 0$, contra a hipótese alternativa de que todas as seções são estacionárias. E o teste de ADF-Fisher (sua estatística segue a distribuição χ^2), em que na hipótese nula, todas as séries possuem raiz unitária e, na hipótese alternativa, parte das séries são estacionária. A presença de raiz unitária nas séries requer a aplicação do teste de cointegração. Caso sejam cointegradas, as séries possuem tendências comuns e produzem erros estacionários. Nestes casos, deve-se ser aplicado um modelo de correção. O teste proposto por Pedroni (1995, 1997) tem a hipótese nula de não cointegração das séries e foi utilizado na presente análise.

9 O teste de estabilidade estrutural pode ser efetuado com a utilização de variáveis binárias (*dummies*).

10 Conhecido também como Teste J para seleção de modelos.

11 Goldman Sachs e US Census Bureau, detalhes na seção 4.

3.4 Fonte de Dados

Os dados são compostos por 559 observações distribuídas entre os anos de 1956 a 1998 para os seguintes países: África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, China, Estados Unidos da América, Índia, Itália, Japão, México, República da Coreia (Coreia do Sul), Reino Unido e Taiwan. Em geral, os critérios utilizados para a escolha da amostra de países são: primeiro, a diversidade em termos de crescimento econômico, priorizando parte da composição por países desenvolvidos na amostra; e segundo, a disponibilidade das informações existentes. Especificamente, Austrália, Canadá, Estados Unidos, Itália, Japão e Reino Unido foram selecionados pelo alto grau de desenvolvimento e participação elevada nas emissões mundiais. República da Coreia, Índia e China foram selecionadas também pela elevada contribuição às emissões totais, isso inclui Taiwan por ser considerada província da China. África do Sul representa o continente africano, México e Brasil assumem a representação de países latino-americanos em desenvolvimento, sendo que o Brasil foi também considerado principal foco de análise.

Os níveis de emissão de gás carbônico foram obtidos do *Carbon Dioxide Information Analysis Center* (MARLAND, 2007). As emissões estão expressas em mil toneladas métricas de carbono (Qt C)¹², sendo que esta unidade de medida foi mantida durante as regressões e para análise dos resultados foram convertidos em mil toneladas métricas de dióxido de carbono (Qt CO₂) através do fator de conversão de 3,664¹³. A variável PIB *per capita* foi calculada com base nos dados de consumo, gastos do governo, investimento, importação, exportação, taxa de câmbio (moeda local/US\$) e população disponibilizados pelo *Center of International Comparisons at the University of Pennsylvania* no relatório *Penn World Table* (HESTON et al., 2002). As medidas resultantes para o PIB *per capita* são dólares americanos a preços correntes.

As projeções de PIB *per capita* brasileiro foram obtidas no relatório Goldman Sachs (2007) e são medidas em dólares americanos a preços de 2006. A Goldman Sachs é um grupo econômico especializado em análises dos BRICs¹⁴, o que reforça a confiabilidade das previsões. As projeções de população brasileira e mundial tiveram como fonte o U.S. Census Bureau (2009).

4 Resultados e Discussão

Esta seção está dividida em três partes principais. Na primeira foram apresentados testes econométricos e regressões que subsidiaram a escolha da função

12 Quilotonelada (Qt) = 1.000 toneladas. Megatonelada (Mt) = 1.000.000. Gigatonelada (Gt) = 1.000.000.000.

13 Seu peso molecular relativo é de 44/12 (ONU, 2007).

14 Sigla que denomina um grupo de países composto por Brasil, Rússia, Índia e China.

que melhor representou a relação entre PIB e emissões de CO₂ por combustíveis fósseis. Na segunda foi feita uma comparação entre o recente nível de emissões no Brasil e o nível estimado pela função selecionada. Por último, previsões de PIB e população são usadas para projetar o nível de emissões brasileiras, que foram analisadas sob o aspecto ambiental do desenvolvimento sustentável.

4.1 Determinação da relação entre crescimento e emissão de CO₂ por combustíveis fósseis

Considerando que os dados estão agrupados em painéis, o primeiro passo é fazer a escolha entre a abordagem de efeitos fixos e efeitos aleatórios. O teste de Hausman indicou a rejeição da hipótese nula para os três modelos, ou seja, as diferenças entre os coeficientes são sistemáticas. Portanto, as especificidades entre os países se revelam em diferentes parâmetros de interceptos, sendo mais apropriado utilizar a abordagem de efeitos fixos.

O próximo passo foi testar se há violação dos pressupostos de homocedasticidade, ausência de autocorrelação e independência das seções cruzadas. O atendimento ou não desses pressupostos requer a aplicação de diferentes métodos regressivos. Tem-se que os testes apontaram violação dos três pressupostos, ou seja, os modelos preliminares são heterocedásticos, com autocorrelação e correlação entre as seções cruzadas. As devidas correções são feitas aplicando-se o método de regressão MQGF (Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis), como verificado em Gomes (2007).

Com o objetivo de verificar se as séries possuem raiz unitária foi aplicado o Teste ADF-Fisher, cujos resultados estão na Tabela 1.

Tabela 1 – Aplicação dos testes de raiz unitária

Variáveis	Levin, Lin e Chu		ADF-Fisher	
	Estatística <i>t</i>	Prob. > <i>N</i>	Estatística χ^2	Prob. > χ^2
CO ₂	1,3544	0,9122	22,2735	0,6736
PIB	-3,0787	0,0010*	48,8866	0,0043*
PIB ²	9,8361	1,0000	34,9255	0,1133
PIB ³	16,8766	1,0000	58,5334	0,0003*
POP	-2,4867	0,0064*	45,9802	0,0092*
LNCO2	-0,7270	0,2336	24,9770	0,5203
LNPIB	1,7334	0,9585	22,2593	0,6744
LNPIB ²	1,7334	0,9585	22,2593	0,6744
LN PIB ³	1,7334	0,9585	22,2593	0,6744
LNPOP	-0,2838	0,3883	31,9085	0,1962

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: * Significativo a 5%, indica que a série é estacionária.

Considerando que a hipótese nula é a presença de raiz unitária nas séries, os testes apontam que quase todas as séries não são estacionárias. Como exemplo, tem-se que a série CO₂ apresenta estatística χ^2 igual à 22,2735, portanto, esta é uma série não estacionária. Este fato faz com que os resultados fornecidos pelas regressões sejam espúrios. Para formular a solução adequada foi aplicado o Teste de Cointegração de Pedroni, cujo resultado indicou que as variáveis não são cointegradas. Com isso, torna-se apropriado proceder com a estimação dos modelos com as variáveis em primeira diferença pelo método MQGF e, então, verificar se os erros gerados são aleatórios.

A relação entre as variáveis pode se alterar em determinado momento devido a influências exógenas. O choque do petróleo ocorrido em meados da década de 1970 é o fato de maior relevância que justifica a existência de quebras-estruturais na relação entre PIB *per capita* e emissões de CO₂. Outro fator que fortalece esta hipótese são as mudanças nas intensidades de carbono¹⁵ por volta do ano de 1974. Na Tabela 2 estão os resultados dos testes que verificam a presença de quebra estrutural, nesse ano, para intercepto e inclinação.

Tabela 2 – Significância dos coeficientes das *dummies* indicadoras de quebra-estrutural

Modelo	Tipo da quebra	Variável testada	Prob > z	
			Intercepto	Inclinação
CKA *	Intercepto	Constante	0,003	-
CKA	Inclinação	PIB	-	0,324
CKA	Inclinação	PIB ²	-	0,887
CKA	Inclinação	PIB ³	-	0,804
CKA	Intercepto e inclinação	Constante e PIB	0,078	0,527
CKA	Intercepto e inclinação	Constante e PIB ²	0,078	0,960
CKA	Intercepto e inclinação	Constante e PIB ³	0,078	0,947
Linear	Intercepto	Constante	0,001	-
Linear *	Inclinação	PIB	-	0,000
Linear	Intercepto e inclinação	Constante e PIB	0,138	0,000
Log-log	Intercepto	Constante	0,567	-
Log-log *	Inclinação	PIB	-	0,000
Log-log	Intercepto e inclinação	Constante e PIB	0,932	0,001

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: No modelo CKA, as variáveis PIB, PIB² e PIB³ foram testadas na mesma regressão: a quebra é comum para as três variáveis.

No modelo CKA foi constatada a presença de quebra-estrutural no intercepto, enquanto que no modelo log-log, a mudança ocorre na inclinação da curva.

15 A intensidade de carbono é calculada pela proporção das emissões de carbono sobre o PIB *per capita*.

No caso do modelo linear, tanto a constante quanto o *PIB* individualmente apresentam quebra estrutural, mas quando estes são testados em conjunto, a constante deixa de ser significativa. Isto significa que as duas quebras empregadas separadamente podem resolver o problema, neste caso, a preferência foi dada por empregar a variável de quebra de inclinação por ser mais significativa nos testes efetuados.

Após todos os testes realizados, foram estimadas as regressões. A Tabela 3 exibe os resultados obtidos para as regressão com os três modelos.

Tabela 3 – Resultado da regressão para o modelo CKA, linear e log-log

Modelo CKA		Variável dependente: $d.CO_2$	
Variáveis independentes	Coefficientes	Erro padrão	Prob> z
d.PIB	2,0256	0,5347	0,000
d.PIB ²	-4,14e-05	3,09e-05	0,179
d.PIB ³	2,98e-10	5,53e-10	0,590
d.POP	0,0016	0,0002	0,000
C	-1626,0900	495,6610	0,001
Cq	-1139,7110	389,8252	0,003
D2	-3196,1700	809,4141	0,000
D3	292,5962	733,0176	0,690
D4	-7986,1200	8114,377	0,325
D5	-1947,0280	894,8720	0,030
D6	-16521,4600	3286,4770	0,000
D7	265,0164	547,702	0,628
D8	3124,2090	1898,088	0,100
D9	-303,5955	1157,8140	0,793
D10	-1094,4520	796,5171	0,169
D11	-617,0974	535,0053	0,249
D12	12367,8400	7123,4260	0,083
D13	-96,25687	645,4385	0,881
Medida de ajustamento global do modelo:		Wald χ^2	178,51
		Prob> χ^2	0,000
Modelo Linear		Variável dependente: $d.CO_2$	
Variáveis independentes	Coefficientes	Erro padrão	Prob> z
d.PIB	2,5819	0,4946	0,000
d.POP	0,0016	0,0002	0,000
<i>d.PIBq</i> *	-1,6247	0,4643	0,000
C	1115,8740	497,8539	0,025
D2	-3277,5160	821,1925	0,000
D3	388,8970	661,1988	0,608
D4	-8012,5590	8011,2220	0,317

(continua)

(continuação)

D5	-1938,1950	901,3935	0,032
D6	-16676,2000	3350,7780	0,000
D7	278,8828	559,1407	0,618
D8	3027,0830	1967,5710	0,124
D9	-285,5514	1175,3410	0,808
D10	-1159,4230	809,4799	0,152
D11	-624,2482	512,7606	0,223
D12	12231,3100	6992,214	0,080
D13	-173,0299	597,5951	0,772
Medida de ajustamento global do modelo:		Wald χ^2	176,97
		Prob > χ^2	0,0000

Modelo Log-log		Variável dependente: $d.\ln\text{CO}_2$	
Variáveis independentes	Coefficientes	Erro padrão	Prob > z
d.lnPIB	0,1059	0,0154	0,000
d.lnPOP	2,9808	0,3597	0,000
d.lnPIBq	-0,0050	0,0015	0,000
C	-0,0143	0,0071276	0,045
D2	-0,0084	0,0102	0,408
D3	-0,0098	0,0079	0,217
D4	0,0223	0,0338	0,511
D5	-0,0027	0,0080	0,736
D6	0,0076	0,0069	0,271
D7	0,0332	0,0110	0,003
D8	0,0271	0,0133	0,043
D9	0,0463	0,0092	0,000
D10	-0,0161	0,0095	0,089
D11	0,0244	0,0104	0,019
D12	-0,0077	0,0077	0,319
D13	-0,0234	0,0079	0,003
Medida de ajustamento global do modelo:		Wald χ^2	572,68
		Prob > χ^2	0,0000

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: As variáveis estão em primeira diferença conforme indicado na metodologia. As variáveis acompanhadas da letra "q" foram empregadas para captar os efeitos da quebra-estrutural. A constante C se refere ao intercepto da Austrália, as *dummies* D2 até D13 representam respectivamente Brasil, Canadá, China, Reino Unido, Índia, Itália, Japão, República da Coreia, México, Taiwan, USA e África do Sul. Para se obter o intercepto de um país representado pela variável binária, seu coeficiente deve ser somado à constante C.

Com base na estatística Wald, as três regressões apresentam um ajustamento adequado, sendo globalmente significativas a 1%. Os coeficientes $d.PIB^2$ e $d.PIB^3$ do modelo CKA são não significativos mesmo ao nível de 10%. O modelo CKA

assume a forma linear monotonicamente crescente entre emissões de CO₂ e PIB. Isto significa que não há um ponto de reversão da curva, ou seja, as emissões não diminuirão após certo patamar de crescimento econômico. Desta forma, é mais apropriado descartar o modelo CKA e utilizar o linear. Esse modelo foi empregado com a quebra estrutural apropriada e apresenta todos os coeficientes individualmente significativos ao nível de 1% de significância.

O modelo log-log também apresenta todos os coeficientes angulares estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1% de significância. Uma característica comum é que os três modelos apresentam relação positiva entre as emissões e o PIB *per capita*, assim como entre as emissões e a população. Estes resultados eram esperados, pois tanto o aumento da produção quanto o aumento da população pressionam positivamente as emissões.

Observando a diferença entre os interceptos é possível notar algumas particularidades dos países. Nos modelos CKA e linear, os Estados Unidos apresentaram o intercepto bem superior aos dos demais países, sendo seguido pelo Japão. No modelo log-log, os maiores interceptos foram da República da Coreia, Itália e Japão, o coeficiente dos Estados Unidos foi não significativo. É importante destacar que o intercepto brasileiro é bem inferior à média dos interceptos nos três casos, mesmo que no último modelo sua *dummy* tenha sido não significativa.

Os resíduos das regressões são estacionários. Pode se verificar, na Tabela 4, que se rejeita a hipótese nula da presença de raiz unitária para todos os três modelos testados.

Tabela 4 – Aplicação dos testes de raiz unitária aos resíduos das regressões

Modelo	Levin, Lin e Chu		ADF-Fisher	
	Estatística t	Prob. > N	Estatística χ^2	Prob. > χ^2
CKA	-12,9475	0,0000	243,0040	0,0000
Linear	-15,0092	0,0000	256,6410	0,0000
Log log	-19,0201	0,0000	286,3750	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Isto indica que a aplicação do método regressivo em primeira diferença pelo MQGF com quebra estrutural foi suficiente para solucionar o problema de não estacionariedade das séries. Logo, é possível fazer as inferências cabíveis. Antes de proceder com uma análise mais minuciosa da magnitude dos efeitos de uma variável sobre outra, é conveniente selecionar o modelo com melhor ajuste.

O primeiro critério utilizado é a aplicação do Teste Davidson-MacKinnon para escolha entre o modelo linear e o log-log, conforme Tabela 5.

Tabela 5 – Significância dos coeficientes que compõem o Teste Davidson-MacKinnon

Modelo representado pelo coeficiente	Estatística z	Prob> z
Linear	2,79	0,005
Log-log	8,75	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com as estatísticas obtidas, pode-se aceitar qualquer um dos dois modelos analíticos, porém, o modelo log-log é preferencial sobre o linear, uma vez que apresenta maior estatística z. Na Tabela 6, encontram-se as saídas das estatísticas de Akaike e Schwarz, também utilizadas como critério de seleção dos modelos.

Tabela 6 – Critérios de Akaike e Schwarz para escolha do modelo com melhor ajuste

Modelo	AIC	BIC
Linear	10676	10745
Log-log	-1891	-1823

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978) confirmam o indício fornecido pelo Teste Davidson-MacKinnon. O modelo de melhor ajuste é o log-log, pois apresenta os menores valores para esses critérios. Utilizando os dados da regressão do modelo selecionado, expostos na Tabela 4, compõem-se as seguintes equações:

$$\ln(CO_{2it}) = 0,1059 \ln(PIB_{it}) + 2,9808 \ln(POP_{it}) \quad (4.1)$$

$$\ln(CO_{2it}) = 0,1009 \ln(PIB_{it}) + 2,9808 \ln(POP_{it}) \quad (4.2)$$

A expressão (4.1) descreve a relação entre as variáveis estudadas até o ano de 1973 e a expressão (4.2)¹⁶ representa esta relação a partir de 1974. A função entre emissões de CO₂ e PIB assume a forma logarítmica nas duas equações, uma vez que, o coeficiente angular da variável ln (PIB) está entre 0 e 1.

Segundo Greene (2003), em um modelo log-log, o coeficiente angular representa a elasticidade entre as variáveis dependente e explicativa. Assim, os resultados mostram que o aumento de 1% no acréscimo anual¹⁷ do PIB *per capita* causa um aumento de aproximadamente 0,1% no acréscimo anual das emissões de carbono por combustíveis fósseis.

16 Para se calcular o coeficiente 0,1009, foi necessário subtrair o valor do coeficiente de quebra (0,0050) do coeficiente referente ao $d.\ln PIB$ indicado na Tabela 4.

17 Como as variáveis estão em primeira diferença, os impactos do PIB *per capita* sobre as emissões são medidos em acréscimos anuais, ou seja, são consideradas as mudanças nas diferenças entre um determinado ano e o ano seguinte.

Em geral, a forma funcional encontrada revela que o aumento do PIB gera um aumento nas emissões de carbono, porém, a uma taxa cada vez menor. É importante ressaltar que apesar das taxas decrescentes, os resultados não apontam para uma reversão da tendência ascendente. Como consequência, o presente estudo refuta a CKA, diferentemente de Arraes, Diniz e Diniz (2006), em que se verificou a existência da Curva de Kuznets Ambiental para as emissões de diversos países. Resultados diferentes também foram encontrados em Carvalho e Almeida (2008), que verificou uma relação em formato N para as mesmas variáveis. Segundo Stern (2004), o formato N provavelmente é uma aproximação polinomial a uma função logarítmica, o que corroboraria os resultados do presente estudo. Os resultados encontrados por Sampaio e Máximo (2007) mostram-se também semelhantes ao deste estudo, quando analisados os setores industrial e de transporte no Brasil.

A metodologia é a principal justificativa para a divergência entre os resultados. No presente trabalho, alguns tratamentos metodológicos proporcionaram resultados mais robustos. A primeira principal diferença metodológica é a flexibilidade dada à forma funcional, o teste de diferentes modelos permitiu escolher a função mais adequada à análise. A segunda é a abordagem das séries não estacionárias através das regressões em primeira diferença.

4.2 Análise das Emissões Brasileiras

O modelo log-log foi utilizado para estimar as emissões de carbono para o Brasil no período de 1956 à 1998. As expressões utilizadas foram:

$$\ln(CO_{2it}) = 0,0227 + 0,1059 \ln(PIB_{it}) + 2,9808 \ln(POP_{it}) \quad (4.3)$$

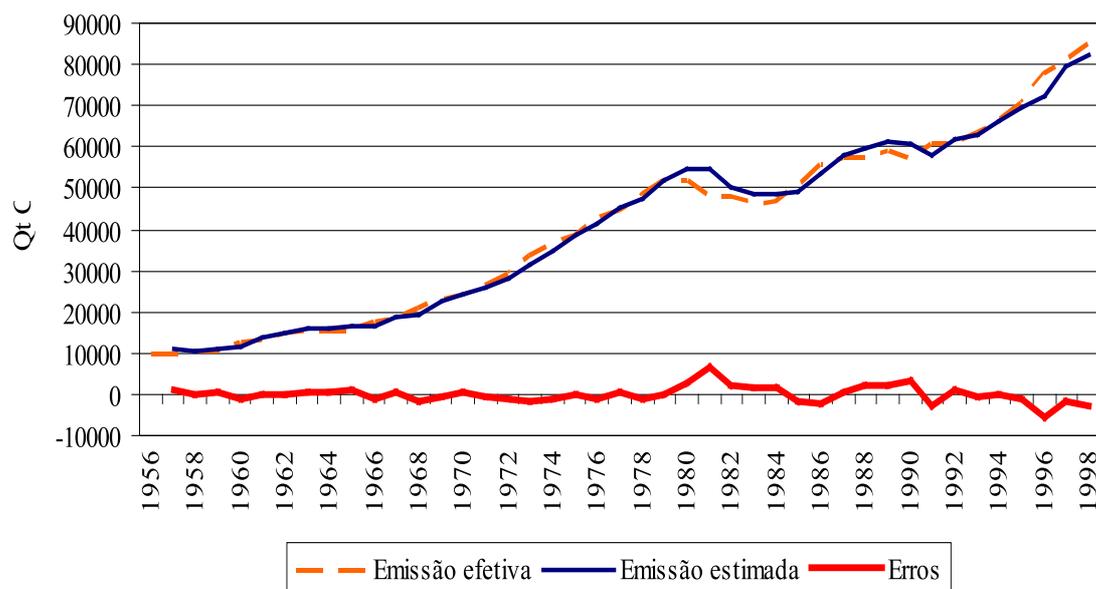
para o período de 1956 a 1973, e

$$\ln(CO_{2it}) = 0,0227 + 0,1009 \ln(PIB_{it}) + 2,9808 \ln(POP_{it}) \quad (4.4)$$

para o período de 1974 até 1998.

Com o objetivo de avaliar o poder de previsão das funções encontradas, confronta-se as emissões observadas com as emissões estimadas na Figura 5. Observa-se que existe coincidência entre a trajetória dos dois tipos de emissões e que esta trajetória é semelhante à forma logarítmica.

Gráfico 1 – Emissões efetivas e estimadas de CO₂ e os erros ao longo do tempo.



Fonte: Resultados da pesquisa.

A proximidade das trajetórias e a minimização dos erros corroboram a boa qualidade do ajustamento das regressões. Este fato torna as projeções que foram feitas a partir das funções estimadas mais confiáveis, possibilitando assim inferências mais seguras acerca do comportamento futuro das emissões brasileiras.

4.3 Sustentabilidade Ambiental das Emissões Brasileiras Projetadas

Para realizar as previsões, foram feitas estimações do nível de emissões para as próximas décadas utilizando projeções¹⁸ do PIB e da população brasileira e aplicando-as na função estimada na expressão (4.4). Em seguida, foram calculados os intervalos de confiança. O bom ajustamento das regressões refletiu em intervalos estreitos, ou seja, com pouca variabilidade, ainda que se tenha utilizado um nível de 99% de confiabilidade. Para enriquecer a análise, adotaram-se os dois extremos dos intervalos de confiança com o objetivo de construir um cenário otimista, com emissões mais baixas, e um cenário pessimista com emissões maiores. As projeções podem ser visualizadas na Tabela 7.

18 Dados obtidos na Goldman Sachs (2007) e US Census Bureau (2009).

Tabela 7 – As emissões brasileiras de combustíveis fósseis para as próximas décadas

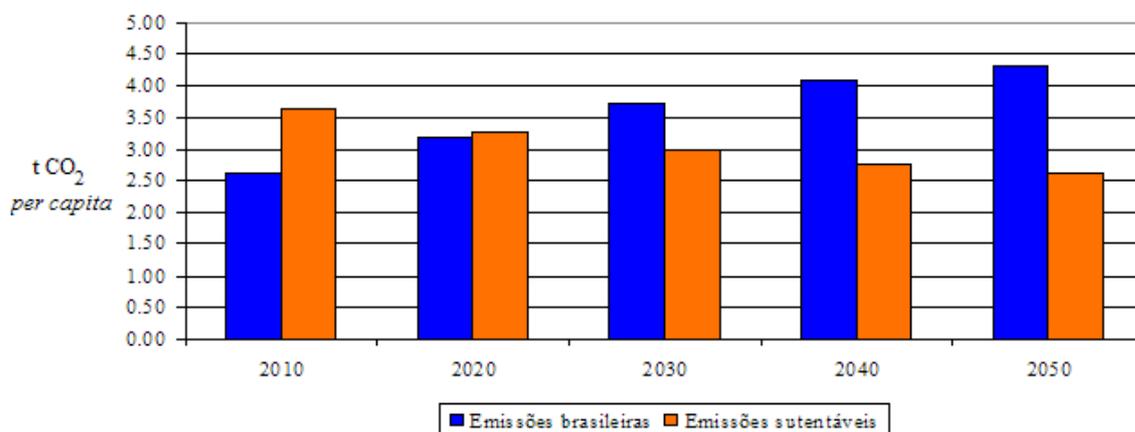
Anos	2020	2030	2040	2050
PIB <i>per capita</i> brasileiro (US\$)	10375	16694	29026	49759
População brasileira (em milhões)	212	223	228	228
Emissões no cenário otimista (Mt CO ₂)	662	805	900	930
Aumento das emissões no cenário otimista (% base 2004)	100	143	171	181
Emissões <i>per capita</i> fósseis no cenário otimista (t CO ₂)	3,12	3,61	3,95	4,08
Emissões no cenário pessimista (Mt CO ₂)	691	845	965	1.039
Aumento das emissões no cenário pessimista (% base 2004)	108	155	191	213
Emissões <i>per capita</i> no cenário pessimista (t CO ₂)	3,26	3,79	4,23	4,56
População mundial (em milhões)	7.662	8.379	9.005	9.536
Nível sustentável mundial em (Gt CO ₂) *	25	25	25	25
Nível sustentável <i>per capita</i> (t CO ₂)	3,26	2,98	2,78	2,62

Fonte: Goldman Sachs (2007), US Census Bureau (2009), Stern (2006) e resultados da pesquisa.

Nota: * O relatório Stern (2006) considera a concentração máxima 550 ppm de CO₂ e na atmosfera. O autor corrobora a hipótese do triângulo de estabilização proposta por Pacala e Socolow (2004) que sugere a estabilização das emissões mundiais de dióxido de carbono em 25 Gt.

As projeções obtidas revelam que as emissões anuais de dióxido de carbono por combustíveis fósseis no Brasil, mesmo no cenário otimista, aumentarão 100% até 2020 e cerca de 181% até 2050. Isto significa que essas emissões serão equivalentes a, aproximadamente, 4,08 toneladas de CO₂ em 2050. Considerando as projeções da população mundial, estimou-se o nível *per capita* sustentável dessas emissões. Essa informação serve como um limite sustentável de crescimento. Os resultados mostram que, em 2030, um planeta Terra já não seria suficiente para suportar a quantidade emitida de carbono, caso o nível de emissão previsto para o Brasil fosse o mesmo do mundo inteiro. As emissões médias estimadas e as emissões sustentáveis podem ser visualizadas no Gráfico 2.

Gráfico 2 – Projeções para as emissões brasileiras por combustível fóssil e as emissões sustentáveis *per capita*



Fonte: Resultados da pesquisa.

Observa-se que, em 2020, as emissões brasileiras estarão na iminência de se igualarem às emissões sustentáveis, ultrapassando-as nas projeções subsequentes. É interessante salientar que, ao longo do tempo, aumenta-se a diferença entre as emissões até quase dobrar em meados do século XXI.

Para que o limite de sustentabilidade não seja ultrapassado, foram estabelecidos percentuais de redução com base nas emissões estimadas dos respectivos anos para os dois cenários esperados (Tabela 8).

Tabela 8 – Necessidade de redução das emissões por combustíveis fósseis

Anos	2020	2030	2040	2050
Necessidade de redução no cenário otimista (Mt CO ₂)	-	140	267	333
% mínimo de redução no cenário otimista	-	17	30	36
Necessidade de redução no cenário pessimista (Mt CO ₂)	-	180	332	441
% mínimo de redução no cenário pessimista	-	21	34	42

Fonte: Resultados da pesquisa.

Se o nível das emissões obedecer o comportamento estimado, as emissões de dióxido de carbono por combustíveis fósseis ainda serão sustentáveis. Para o ano de 2030, seria necessário diminuir em 17% as emissões prováveis no cenário otimista e 21% no cenário pessimista. De forma semelhante, esta redução precisaria ser de 36% em 2050 no cenário otimista e 42% no pessimista. O problema se agrava, caso as emissões por queimadas venham a manter as mesmas proporções (75%) frente às emissões totais nas próximas décadas. A Tabela 9 mostra os resultados encontrados para a necessidade de redução das emissões totais considerando esta hipótese.

Tabela 9 – Necessidade de redução das emissões totais

Anos	2020	2030	2040	2050
Necessidade de redução no cenário otimista (Mt CO ₂)	1956	2556	2967	3123
% mínimo de redução no cenário otimista	74	79	82	84
Necessidade de redução no cenário pessimista (Mt CO ₂)	2073	2716	3226	3557
% mínimo de redução no cenário pessimista	75	80	84	86

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Emissões totais inclui emissões por combustíveis fósseis e por biomas florestais. Para isso, o nível de emissões por combustíveis fósseis foi projetado e então adicionado as emissões por biomas florestais, mantendo as proporções das emissões totais brasileiras de 1994.

Neste caso, a diferença entre os cenários é muito pequena uma vez que esta se aplica ao caso das emissões por combustíveis fósseis, que representam somente 25% das emissões totais. Ao se incluir as emissões de florestas na análise, as previsões indicam que é necessário reduzir no mínimo 74% do volume esperado para 2020. Utilizando o limite sustentável mundial de 25 Gt¹⁹ de CO₂, estima-se que seriam necessários sete planetas Terra para suportar as emissões brasileiras em 2050, caso o volume *per capita* mundial seguisse o comportamento atual.

Diante dos resultados expostos, é necessário que as medidas para conter as emissões por biomas florestais tenham caráter emergencial, pois o atual paradigma já é insustentável quando se tratam das emissões totais. No caso das emissões por combustíveis fósseis, que estão fortemente relacionadas à renda, a situação recente se mostra sustentável. No entanto, se o crescimento das emissões por esses combustíveis seguirem o comportamento esperado, em ambos os cenários, o nível sustentável será ultrapassado na década de 2020. Estas projeções foram feitas observando os efeitos do crescimento econômico e populacional nas emissões, com dados anteriores aos efeitos de políticas públicas²⁰ sobre as emissões de CO₂.

Como se observou, o crescimento econômico por si só não leva a um desenvolvimento sustentável no quesito emissões de dióxido de carbono. É necessária a participação do Estado para a condução deste caminho através de medidas regulatórias e incentivos que propiciem o desenvolvimento tecnológico capaz de aumentar a eficiência ambiental. É importante ressaltar que as projeções foram feitas com base em dados observados do passado, incluindo países já desenvolvidos na

19 Limite proposto no triângulo de estabilização. Pacala e Socolow (2004).

20 O último ano da série histórica utilizada no presente trabalho foi 1998, ano de assinatura do Protocolo de Quioto. Nacionalmente, a primeira medida pública visando mitigação dos problemas relacionados ao efeito estufa é a criação do Fundo Nacional sobre Mudança do Clima em 1997. O maior esforço nesse sentido ocorreu em 2008 com a criação da Política Nacional sobre Mudança do Clima. Estas políticas têm o objetivo de diminuir as emissões dos GEE. Para mais detalhes, ver <www.mct.gov.br>.

amostra. Esta situação reflete o paradigma dos países estudados, seus modelos de desenvolvimento, suas condições tecnológicas e políticas econômicas no período.

5 Considerações Finais

O aquecimento global é um grande desafio para a sociedade contemporânea e suas causas estão relacionadas à grande concentração de gases do efeito estufa na atmosfera. O dióxido de carbono é o gás de maior contribuição para o efeito estufa. Sua concentração aumentou aproximadamente 50% desde o período pré-industrial (ONU, 2007).

O presente trabalho se propôs a verificar a relação existente entre crescimento econômico e emissão de dióxido de carbono por combustíveis fósseis nos países selecionados, analisando as perspectivas para o caso brasileiro. Inicialmente, refutou-se a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental para o caso das emissões estudadas. Em seguida, estabeleceu-se que a curva que relaciona crescimento econômico e emissões de CO₂ descreve uma trajetória logarítmica, ou seja, uma função crescente com taxas de crescimento decrescentes.

Caso o comportamento mundial seja semelhante ao verificado nos treze países estudados, a trajetória das emissões tornaria a situação insustentável no longo prazo e também no curto prazo, uma vez que o nível de emissões mundial já precisa ser reduzido.

As projeções mostram que as emissões de CO₂ de combustíveis fósseis permanecerão sustentáveis até 2020, mas sem que haja uma mudança na tendência, seriam necessários dois planetas Terra para suportar a pressão ambiental se a quantidade de emissões *per capita* brasileiras fosse reproduzida por todo mundo em 2050. Utilizando o mesmo critério e adicionando as emissões provenientes de florestas nas mesmas proporções do último inventário nacional de emissões, o problema se agrava de forma intensa.

A partir dos resultados encontrados, é possível inferir que o crescimento econômico, por si só, não é capaz de promover um desenvolvimento sustentável em termos de emissões de dióxido de carbono. No caso brasileiro, políticas de redução de CO₂ devem ser implementadas com urgência, para promover a sustentabilidade ambiental. Este é o caminho necessário para crescer de forma sustentável e garantir condições favoráveis para as próximas gerações.

Referências

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Boston, v. 19, n. 6, p. 716-723, Dec. 1974.

ANSUATEGI, A.; ESCAPA, M. Economic growth and greenhouse gas emissions. *Ecological Economics*, Amsterdam, v. 40, n. 1, p. 23-37, Jan. 2002.

ARRAES, R. A.; DINIZ, M. B.; DINIZ, M. J. T. Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável. *Revista de Economia Rural*, Brasília, v. 44, n. 3, p. 525-547, jul./set. 2006.

ARROW, K. *et al.* Economic growth, carrying capacity and the environment. *Science*, Washington, v. 268, n. 5210, p. 520-521, Apr. 1995.

BARROS, F. H. G. E.; MUELLER, B. P. M.; NOGUEIRA, J. M. Crescimento econômico e meio ambiente: o que está faltando para entender o elo entre eles? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA- ANPEC, 37., 2007, Recife. *Anais...* Recife: ANPEC, 2007.

BAUMERT, K.A.; HERZOG, T.; PERSHING, J. *Navigating the numbers: greenhouse gas data and international climate policy*. Washington: World Resources Institutes, 2005.

BRASIL. Ministério de Ciência e Tecnologia. *Efeito estufa e a convenção sobre a mudança no clima*. 1999. Disponível em: <www.mct.gov.br> Acesso em: 10 dez. 2008

_____. Inventário brasileiro de emissões antrópicas de gases de efeito estufa. 2006. Disponível em: <<http://www.mct.gov.br/index.php/content/view/25441.html>> Acesso em: 02 dez. 2008.

CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. S. A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrica espacial. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 36, 2008, Salvador. *Anais...* Salvador: ANPEC, 2008.

FRITZ, O. M.; SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. A Miyazawa analysis of interactions between polluting and non-polluting sectors. *Structural Change and Economic Dynamics*, Amsterdam, v. 9, n. 3, p. 289-305, Sept. 1998.

DE BRUYN, S. M.; BERGH, J.C.J.M; OPSCHOOR, J.B. Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economics*, Amsterdam, v. 25, n. 2, p. 161-175, May 1998.

DIJKGRAAF, Elbert; VOLLEBERGH, Herman R. J. *A Note on Testing for Environmental Kuznets Curves with Panel Data*. OCFEB: Milão, 2001.

GOMES, S.C. *Análise econométrica da produtividade total dos fatores na Amazônia Legal: 1990-2004*. 2007. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

GOLDMAN SACHS. *BRICs and beyond*. 2007. Disponível em: <<http://www2.goldmansachs.com/ideas/brics/BRICs-and-Beyond.html>>. Acesso em: 15 nov. 2008.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5th ed. New Jersey: Pearson Education, 2003.

GROSSMAN, G; KRUEGER, A. Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 110, n. 2, p. 353-377, May 1995.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 4. ed. São Paulo: Makron Books, 2006.

HARBAUGH, W.; LEVINSON, A.; WILSON, D. Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve. *NBER Working Paper*, Cambridge, n. 7711, May 2000.

HESTON, A.; SUMMERS R.; ATEN, B. *Penn world table*. 2002. Disponível em: <<http://pwt.econ.upenn.edu/Downloads/index.htm>> Acesso em: 05 jan. 2008.

HOLTZ-EAKIN, D.; SELDEN, T. M. Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth. *Journal of Public Economics*, Amsterdam, v. 57, n. 1, p. 85-101, May 1995.

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

MADDISON, D. Environmental Kuznets curves: a spatial econometric approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, London, v. 51, n. 2, p. 218-230, Mar. 2005.

MARLAND, G.; BODEN, T.; ANDRES, R. J. *Global, regional, and national fossil fuel CO₂ emissions*. 2004. Disponível em: <http://cdiac.esd.ornl.gov/ftp/ndp030/CSV-FILES/nation.1751_2004.csv> Acesso em: 20 dez. 2007.

NORDHAUS, W. D. Economic growth and climate: the carbon dioxide problem. *The American Economic Review*, Nashville, v. 67, n.1, p. 341-346, Feb. 1977.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. *Relatório de desenvolvimento humano 2007/2008: combater as alterações climáticas: solidariedade humana num mundo dividido*. Coimbra: Almedina, 2007.

PACALA, S.; SOCOLOW, R. Stabilization wedges: solving the climate problem for the next 50 years with current technologies. *Science*, Washington, DC, v. 305, p. 968-972, Aug. 2004.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis. *Indiana University Working Papers in Economics*, n. 95-013, June 1995.

_____. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis: new results. *Indiana University Working Papers in Economics*, 1997.

ROMERO-ÁVILA, D. Questioning the empirical basis of the environmental Kuznets curve for CO₂: New evidence from a panel stationarity test robust to multiple breaks and cross-dependence. *Ecological Economics*, Amsterdam, v. 64, n. 3, p. 559-574, Jan. 2008.

RUTHERFORD, T.; MONTGOMERY, W.; BERNSTEIN, P. *CETM: a dynamic general equilibrium model of global energy markets, carbon dioxide emissions and international trade*. Boulder: University of Colorado, 1997. (Working Paper, 97-3).

SAMPAIO, D. O.; MAXIMO, P. Curva Ambiental de Kuznets para a Emissão de CO₂ no Brasil: 1970-2002. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. *Anais...* Londrina: SOBER, 2007.

SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. *Annals of Statistics*, Hayward, v. 6, n. 2, p. 461-464, Mar. 1978.

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

SEROA DA MOTTA, R. *Economia ambiental*. Rio de Janeiro: FGV, 2006.

SHAFIK, N; BANDYOPADHYAY, S. Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence. *Policy Research Working Paper Series*, Washington, DC, n. 904, June 1992.

SHAFIK, N. Economic development and environmental quality: an econometric analysis. *Oxford Economic Papers*, Washington, DC, v. 46, p. 757-773, Oct. 1994.

STATA. *Data Analysis and Statistical Software*. 2008. Disponível: < <http://www.stata.com/>> Acesso em: 10 fev. 2008.

STERN, D. I. The rise and fall of the environmental Kuznets curve. *World Development*, Oxford, v. 34, n. 8, p. 1419-1439, Aug. 2004.

_____. *The economics of climate change: the stern review*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press, 2006.

SURI, V.; CHAPMAN, D. Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, Amsterdam, v.25, n. 2, p. 195-208, May 1998.

US. Census Bureau. *International Data Base*. 2009. Disponível em: <<http://www.census.gov/prod/www/abs/popula.html#popest>>. Acesso em: 20 jan. 2009.

XEPAPADEAS, A. Economic Growth and the Environment. In: MÄLER, K.G.; VINCENT, J.R. *Handbook of Environmental Economics*. Amsterdam: Elsevier, 2005. Vol.3, p.1220-1271.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT: 2002.

Recebido em: 15/03/2010.

Aceito em: 14/04/2011.