

## DETERMINANTES DE EMISSÕES DE CO<sub>2</sub> NO BRASIL E INVESTIGAÇÃO DA HIPÓTESE ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE (EKC)

### DETERMINANTS OF CO<sub>2</sub> EMISSIONS IN BRAZIL AND INVESTIGATION OF ENVIRONMENTAL HYPOTHESIS KUZNETS CURVE (EKC)

*Emerson Santana de Souza*<sup>1</sup>

*Fátima de Souza Freire*<sup>2</sup>

*Edmilson Soares Campos*<sup>3</sup>

*Josimar Pires*<sup>4</sup>

---

#### RESUMO

O objetivo desta pesquisa é evidenciar o impacto dos fatores determinantes das emissões de CO<sub>2</sub> no Brasil. Para tanto, foi estudada a relação entre emissão de dióxido de carbono, abertura comercial, consumo de energia, produto interno bruto, desenvolvimento financeiro e urbanização para o período de 1960 a 2015. Para análise da relação entre as variáveis foi aplicado o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) para se descobrir as propriedades de estacionariedade das variáveis. Em seguida, foi conduzido o teste de cointegração e, por meio do modelo *autorregressive distributed lag* (ARDL), estima-se os coeficientes de curto e longo prazos. Por fim, aplica-se o teste de causalidade de Granger com o se verificar o sentido das causalidades entre as variáveis. De acordo com os resultados obtidos por meio do teste ADF, as variáveis urbanização (URB) e desenvolvimento financeiro (DF) apresentaram-se como estacionárias ao nível, enquanto as variáveis emissões de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), consumo de energia (CE), abertura comercial (AC) e produto interno bruto (PIB) são estacionárias em primeira diferença. O teste de cointegração indicou que as variáveis são cointegradas com nível de significância estatística de 5%. Os coeficientes estimados de curto e longo prazos indicaram que o consumo de energia representa a maior causa das emissões de poluentes no Brasil. Além disso, abertura comercial e urbanização apresentam impactos negativos nas emissões de poluentes no país. Em relação à curva EKC, não é possível evidenciar sua validade para o Brasil, uma vez que os coeficientes PIB

---

*Manuscript first received/Recebido em 07/07/2017 Manuscript accepted/Aprovado em: 05/11/2017*

*Address for correspondence / Endereço para correspondência*

<sup>1</sup> Mestre em Ciências Contábeis. Universidade Federal de Goiás – UFG. E-mail: [emerson@ufg.br](mailto:emerson@ufg.br)

<sup>2</sup> Pós-doutorado em Contabilidade Socioambiental. Doutora em Ciências Contábeis. Universidade de Brasília – UnB. E-mail: [ffreire51@gmail.com](mailto:ffreire51@gmail.com)

<sup>3</sup> Mestre em Ciências Contábeis. Universidade de Brasília – UnB. E-mail: [edmscampos@yahoo.com.br](mailto:edmscampos@yahoo.com.br)

<sup>4</sup> Mestre em Ciências Contábeis. Universidade Federal Grande Dourados. E-mail: [josimarnx@yahoo.com.br](mailto:josimarnx@yahoo.com.br)

e PIB<sup>2</sup> não se mostraram significativos no modelo. Por fim, a análise do teste de causalidade de Granger evidencia que há forte relação no sentido de urbanização para desenvolvimento financeiro, de consumo de energia para PIB e de abertura comercial para consumo de energia.

**Palavras-chave:** Emissão de CO<sub>2</sub>. Desenvolvimento Financeiro. Urbanização. Energia.

## **ABSTRACT**

*The objective of this research is to highlight the impact of the determinants of CO<sub>2</sub> emissions in Brazil. The relationship between carbon dioxide emission, commercial opening, energy consumption, gross domestic product, financial development, and urbanization was studied for the period from 1960 to 2015. For the analysis of the relationship between the variables, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test was first applied to discover the stationarity properties of the variables. Then, the cointegration test was conducted and, through the autoregressive distributed lag (ARDL) model, we estimated the short and long-term coefficients. Finally, the Granger causality test is applied to verify the meaning of the causalities between the variables. According to the results obtained through the ADF test, the variables urbanization (URB) and financial development (DF) were presented as stationary at the level, while the variables carbon dioxide (CO<sub>2</sub>), energy consumption (EC), trade liberalization (CA) and gross domestic product (GDP) are stationary in the first difference. The cointegration test indicated that the variables are cointegrated with a level of statistical significance of 5%. The estimated short-term coefficients indicated that energy consumption represents the major cause of pollutant emissions in Brazil. In addition, trade liberalization and urbanization have negative impacts on emissions of pollutants in the country. In relation to the EKC curve, it is not possible to prove its validity for Brazil, since the coefficients GDP and GDP<sup>2</sup> were not significant in the model. Finally, the analysis of Granger's causality test shows that there is a strong relationship in the sense of urbanization for financial development, from energy consumption to GDP, and from commercial openness to energy consumption.*

**Keywords:** CO<sub>2</sub> emissio. Financial Development. Urbanization. Energy.

## **1 INTRODUÇÃO**

A relação entre qualidade ambiental e produto interno bruto (PIB), quando representada graficamente, apresenta a forma da letra “U” invertida, denotando que a degradação ambiental cresce até certo nível do PIB e depois vai decrescendo à medida que a renda do país continua evoluindo. É esta a hipótese da *Environmental Kuznets Curve (EKC)*, a qual tem sido usada pelos que defendem o desenvolvimento econômico como uma prioridade em relação ao meio ambiente. A ideia básica é a de que o desenvolvimento só causa grandes problemas ambientais em suas etapas iniciais (ALVES, 2012).

Vários estudos têm investigado a presença da *EKC* em diversas economias. Akbostanci *et al.* (2009), utilizando-se de séries temporais e dados em painéis estudaram a relação entre renda e qualidade ambiental na Turquia. Lee & Lee (2009) da mesma forma investigaram a relação entre renda e emissão de CO<sub>2</sub> em 109 países, divididos em sete conjuntos regionais. Fodha & Zaghdoud (2010) estudaram a relação entre o crescimento econômico e as emissões de poluentes na Tunísia.

Mais recentemente Dogan & Turkekul (2016) investigaram a relação entre a emissão de poluentes e variáveis econômicas nos Estados Unidos.

Outra linha de estudos foca na investigação da relação entre PIB per capita (ou crescimento econômico) e o consumo de energia em diversos países. Estudos como os de Dogan & Seker (2016), Cowan *et al.* (2014), Bölük & Mert (2014), Apergis & Payne (2009), Narayan & Narayan (2010) e Jebli, Youssef & Ozturk (2016) exploram, de forma geral, o nexos entre consumo de energia-PIB e degradação ambiental-PIB sob a hipótese da *EKC*, utilizando-se a emissão de CO<sub>2</sub> como proxy para degradação ambiental, regressando-a contra o PIB. O estudo de Ang (2007) evidencia a validade de uma relação em forma de “U” invertido entre as emissões de dióxido de carbono e renda (PIB) na França, uma vez que o CO<sub>2</sub> é positivamente impactado pelo PIB e impactado negativamente pelo quadrado do PIB.

Ao mesmo tempo em que o consumo de energia foi se tornando cada vez mais utilizado como variável explanatória para a degradação ambiental, a hipótese *EKC* passou a ser amplamente analisada na literatura (DOGAN; TURKEKUL, 2016). A literatura sobre o nexos consumo energético, meio ambiente e renda é abundante (AL-MULALI; SABOORI; OZTURK, 2015). Assim, a relação entre consumo de energia, PIB e degradação ambiental deve ser testada levando-se em conta segmentos particulares da economia ao invés de testar a validade da hipótese *EKC* utilizado modelo econométrico com CO<sub>2</sub> regressando contra PIB, e consumo de energia (DOGAN; TURKEKUL, 2016). Dessa forma, na tentativa de eliminar o viés advindo de possíveis variáveis omitidas, recorre-se ao estado da arte na busca de adicionar variáveis significativas ao modelo básico.

Estudos empíricos recentes propõem o modelo *EKC* modificado através da inclusão de Abertura Comercial como variável para explicar as mudanças nas emissões de dióxido de carbono, bem como para lidar com variáveis omitidas (HALICIOGLU, 2009; JEBLI; YOUSSEF; OZTURK, 2016). Aumentos no nível de abertura comercial pode ter impacto nas emissões de CO<sub>2</sub> através da composição, efeitos de escala e tecnologia. (FARHANI; CHAIBI; RAULT, 2014). O efeito da composição pode ser entendido como a realocação da cesta de bens e serviços negociados por determinado país. Dessa forma, o livre comércio permite que determinado país se especialize na produção de bens e serviços para os quais possuem vantagens competitivas. Assim, esta composição impacta os níveis de emissões de CO<sub>2</sub> na medida em que pode demandar maior ou menor consumo energético em sua estratégia produtiva. Efeito de escala significa que aumento nas vendas leva ao aumento do PIB, que leva ao maior consumo de energia, implicando no aumento das emissões de CO<sub>2</sub>. Por fim, o efeito tecnologia pode representar menor consumo energético em função da eficiência na produção de bens e serviços (FARHANI; CHAIBI; RAULT, 2014).

Segundo Dogan & Turkekul (2016), outra variável que recentemente começou a ser introduzida no modelo é a urbanização. Possível impacto da urbanização na degradação ambiental pode ser inferido da ideia de que aumento na população urbana resulta em maior produção industrial, maior necessidade de transporte, maior consumo de energia e emissão de gases. Dentre os principais estudos que introduziram as variáveis Abertura Comercial (*AC*) e Urbanização (*URB*) ao modelo inicial para teste da hipótese *EKC* destacam-se (MARTÍNEZ-ZARZOSO; MARUOTTI, 2011), (HOSSAIN, 2011), (SHARMA, 2011) e (DOGAN; TURKEKUL, 2016).

O Desenvolvimento Financeiro (*DF*) é outra variável adicionada ao modelo. Trata-se do crédito interno fornecido pelo setor financeiro (% do PIB). A explicação para a utilização desta variável passa pelo entendimento de que o *DF* de um país pode levar a baixos custos de capital, baixa taxa de juros e a uma melhor rede de agentes superavitários dispostos a emprestar recursos em

condições melhores do que as verificadas em países pouco desenvolvidos nesta área. Neste cenário, os empreendedores têm melhores condições de investir em máquinas e equipamentos, resultando em mais consumo de energia e emissão de CO<sub>2</sub>. Em países com alto *DF*, pessoas que possuem baixa renda têm acesso a linhas de créditos com taxas de juros mais baixas. Isso possibilita a compra de casas, automóveis e bens duráveis (TV, máquina de lavar, refrigeradores), o que aumenta a renda do país (PIB), o consumo de energia e a emissão de poluentes. Em contrapartida, o *DF* pode reduzir o consumo de energia e a emissão de poluentes, uma vez que a disponibilidade de capital a custos mais baixos pode financiar novas tecnologias estimulando a eficiência energética (DOGAN; TURKEKUL, 2016). Em estudo para estimar o impacto do *DF* sobre o consumo de energia dos países pertencentes ao *Gulf Cooperation Concil (GCC)* Al-Mulali e Lee (2013) evidenciaram impacto positivo do *PIB*, *DF*, *URB* e *AC* sobre o consumo de energia. Além deles, Tamazian; Chousa & Vadlamannati (2009), Ozturk & Acaravci (2013), Dogan & Turkekul (2016) incluíram *AB* e *DF* no modelo básico *EKC*.

Poucos são os estudos que consideram os impactos de uma ou duas variáveis dentre desenvolvimento financeiro, abertura comercial e urbanização quando do estudo da influência do consumo de energia e PIB sobre a qualidade ambiental (DOGAN; TURKEKUL, 2016). Além disso, esses estudos chegam a diferentes conclusões acerca do impacto positivo ou negativo daquelas variáveis sobre o meio ambiente (nível de emissão de CO<sub>2</sub>) bem como sobre a verificação da hipótese *EKC*.

O objetivo desta pesquisa é evidenciar o impacto dos fatores determinantes das emissões de Gás do Efeito Estufa (GEE) no Brasil através do estudo da relação entre CO<sub>2</sub>, CE, PIB, AC, URB e DF no período de 1960 a 2015. Assim, a contribuição fundamental desta pesquisa é a de oferecer, de forma pioneira, um estudo que analisa a relação entre emissão de dióxido de carbono, consumo de energia, renda, abertura comercial, urbanização e desenvolvimento financeiro para o Brasil em um modelo econométrico baseado na hipótese *EKC*. O foco do estudo em um único país ao invés de utilizar dados em painel justifica-se pela relevância do Brasil em sua região e conseqüentemente pela implicação política que os resultados podem apresentar. De acordo com dados do Banco Mundial, a economia brasileira está entre as dez maiores do mundo, o país está entre os onze que mais emitem CO<sub>2</sub> e é o sétimo maior consumidor de energia do planeta. Sua população é predominantemente urbana, com 86% das pessoas vivendo em cidades. O desenvolvimento financeiro, representado pelo crédito doméstico provido pelo setor financeiro passou de 30,8% do PIB em 1960 para 108,72% do PIB em 2015. Além disso, o país é membro do Mercosul e do G-20.

A próxima seção deste estudo trata da revisão da literatura; a seguinte ocupa-se da metodologia e análise dos dados; na seqüência apresentam-se os resultados empíricos e por fim as conclusões.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Diversos são os estudos que investigaram a relação entre emissões de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>) e renda (PIB), buscando confirmar a hipótese *EKC* em vários países e regiões. Como resultado, vários estudos utilizando dados em painéis confirmaram citada hipótese, por exemplo: Skaza & Blais (2014), que utilizaram uma amostra de 190 países, no período de 1950 a 2010; Al-Mulali & Sheau-Ting (2014) que estudaram 189 países, divididos em seis regiões, no período de 1990 a 2011; Rault; Omri & Rault (2015) que investigaram os países do oriente médio e norte da África, para o período de 1990 a 2011. Por outro lado, têm-se também estudos que não encontraram evidências que suportassem a validade da hipótese *EKC*. É o caso de Farhani & Ozturk (2015), que

analisaram a relação entre CO<sub>2</sub> e PIB para a Tunísia, para o período de 1971 a 2012, e Al-Mulali; Saboori & Ozturk (2015), que estudaram a relação entre emissões de poluentes e renda para o Vietnã, para o período de 1981 a 2011.

Assim, diante das diferentes conclusões dos citados estudos sobre os efeitos da renda sobre a emissão de dióxido de carbono, é possível inferir que essas diferenças se devem ao viés surgido em função de: i) omissão de variáveis significativas; ii) escolha de modelo econométrico incompatível; ou iii) erro na seleção e/ou tratamento do dados (DOGAN; SEKER, 2016). Como já citado, na tentativa de resolver o problema do viés surgido em função de variáveis omitidas, muitos estudos incluíram no modelo econométrico diferentes variáveis como abertura comercial, desenvolvimento financeiro, consumo de energia, investimento estrangeiro direto e urbanização (FARHANI; OZTURK, 2015), (AL-MULALI; SABOORI; OZTURK, 2015), (COWAN *et al.*, 2014), (JEBLI; YOUSSEF; OZTURK, 2016), (XU; LIN, 2016). Por exemplo, Omri *et al.* (2015) examinam a relação entre desenvolvimento financeiro, emissão de CO<sub>2</sub>, abertura comercial e crescimento econômico usando um modelo de painel de equações simultâneas para os países do Oriente Médio e África do Sul, para o período de 1990 a 2011. Os resultados indicaram causas bidirecionais entre emissão de CO<sub>2</sub> e crescimento econômico, bem como entre crescimento econômico e abertura comercial. Da mesma forma, Halicioglu (2009) encontrou causalidade dinâmica entre emissão de CO<sub>2</sub>, renda, consumo de energia e comércio exterior na Turquia para o período de 1960 a 2005. Dogan & Turkekul (2016), utilizando o *autorregressive distributed lag (ARDL)*, investigaram a relação entre emissão de CO<sub>2</sub>, consumo de energia, renda, abertura comercial, urbanização e desenvolvimento financeiro para os Estados Unidos para o período de 1960 a 2010. Esses autores evidenciaram que no longo prazo o consumo de energia e a urbanização aumentaram a degradação ambiental. Enquanto que desenvolvimento financeiro não apresentou influência, a abertura comercial levou à redução da degradação ambiental.

Segundo Dogan & Turkekul (2016), a variável desenvolvimento financeiro foi introduzida na função ambiental por meio dos estudos de Jalil & Feridun (2011), Ozturk & Acaravci (2013) & Shahbaz (2013). O primeiro estudo discute o impacto do crescimento econômico, consumo de energia, abertura comercial e desenvolvimento financeiro sobre as emissões de CO<sub>2</sub> na China para o período de 1953 a 2006. Os resultados evidenciaram que o desenvolvimento financeiro não impacta as emissões de CO<sub>2</sub> no longo prazo, enquanto que o crescimento econômico, consumo de energia e abertura comercial apresentam impactos significativos sobre essas emissões. Da mesma forma, Ozturk & Acaravci (2013) também investigaram a relação de causalidade entre CO<sub>2</sub>, PIB, consumo de energia, abertura comercial e desenvolvimento financeiro para a Turquia, para o períodos de 1960 a 2007. Os resultados evidenciaram que o crescimento na abertura comercial daquele país levou ao crescimento no volume das emissões, enquanto que desenvolvimento financeiro não apresenta efeito significativo no longo prazo. Por fim, Shahbaz (2013) estuda a relação entre instabilidade financeira e degradação ambiental, considerando o PIB, consumo de energia e abertura comercial no Paquistão para o período de 1971 a 2009. Os resultados empíricos evidenciaram que no longo prazo a variável instabilidade financeira pode causar aumento na degradação ambiental.

Ainda na tentativa de minimizar o problema da omissão de variável no modelo, diversas pesquisas introduziram a variável urbanização como variável explicativa (MARTÍNEZ-ZARZOSO; MARUOTTI, 2011), (FARHANI; OZTURK, 2015), (DOGAN; TURKEKUL, 2016) e (XU; LIN, 2016). Martínez-Zarzoso & Maruotti (2011) analisam o impacto da urbanização sobre as emissões de CO<sub>2</sub> para os países em desenvolvimento para o período de 1975 a 2003. Os resultados confirmaram a

hipótese EKC entre urbanização e emissão de CO<sub>2</sub>, inferindo que o aumento da população urbana leva ao aumento das emissões de CO<sub>2</sub> até certo nível, depois as emissões tendem a diminuir ante o contínuo aumento da população urbana. Farhani & Ozturk (2015) investigaram a relação entre emissão de CO<sub>2</sub>, PIB, consumo de energia, desenvolvimento financeiro, abertura comercial e urbanização na Tunísia, para o período de 1971 a 2012 e encontraram relação positiva entre urbanização e emissões de poluentes, evidenciado que o aumento em 1% na urbanização leva a um acréscimo de aproximadamente 0,67 nos níveis de emissão de CO<sub>2</sub>. Dogan & Turkekul (2016) ao fazerem estudo semelhante sobre os Estados Unidos, abrangendo o período de 1960 a 2010 não encontraram relação significativa entre urbanização e emissão de CO<sub>2</sub> para aquele país. Xu & Lin (2016), utilizando dados em painéis, investigaram os fatores determinantes das emissões de CO<sub>2</sub> na China, segregando o estudo por regiões, para o período de 2000 a 2014. A variável urbanização mostrou-se positiva e significativamente relacionada ao nível de emissão de CO<sub>2</sub>. Kasman & Duman (2015) investigaram a relação entre emissão de CO<sub>2</sub>, renda, consumo de energia, abertura comercial e urbanização para os países da união europeia para o período de 1992 a 2010. O estudo confirmou a hipótese EKC para os países analisados e evidenciou relação positiva entre abertura comercial e urbanização sobre as emissões de gases poluentes. Além disso, identificou causalidade unidirecional indo de consumo de energia, abertura comercial e urbanização para emissão de CO<sub>2</sub>; de PIB para consumo de energia; de PIB, consumo de energia e urbanização para abertura comercial; de urbanização para PIB; e de urbanização para abertura comercial.

Segundo Dogan & Turkekul (2016), os dois únicos estudos até então publicados que consideram os efeitos das variáveis urbanização, abertura comercial, desenvolvimento financeiro em conjunto com consumo de energia e renda (PIB) sobre a qualidade ambiental (emissão de CO<sub>2</sub>) foram desenvolvidos por (AL-MULALI; TANG; OZTURK, 2015) e (FARHANI; OZTURK, 2015). O primeiro deles analisa a relação de longo prazo entre CO<sub>2</sub>, consumo de energia, PIB, urbanização, abertura comercial e desenvolvimento financeiro para um painel de 129 países, divididos em quatro grupos, classificados de acordo com a magnitude do PIB. Os resultados mostraram que o consumo de energia está relacionado à degradação ambiental, enquanto que desenvolvimento financeiro se relaciona à melhora da qualidade ambiental em todos os grupos. Além disso, em três grupos, urbanização e PIB apresentaram relação negativa e positiva sobre as emissões de CO<sub>2</sub>, respectivamente. O outro estudo, desenvolvido por Farhani & Ozturk (2015), investigou a relação entre emissões de CO<sub>2</sub>, PIB, consumo de energia, urbanização, abertura comercial e desenvolvimento financeira para a Tunísia, considerando o período de 1971 a 2012. Utilizando-se do modelo *ARDL* demonstraram que todas as variáveis consideradas levaram à degradação ambiental. Evidenciaram ainda que a hipótese *EKC* não é válida para aquele país. Os resultados empíricos no que diz respeito ao teste de causalidade de Granger indicaram causalidade de logo prazo indo de PIB, consumo de energia, desenvolvimento financeiro, abertura comercial e urbanização para emissão de CO<sub>2</sub>, bem como de CO<sub>2</sub>, PIB, consumo de energia, abertura comercial e urbanização para desenvolvimento financeiro.

O que se pode observar acerca da revisão da literatura é que os estudos empíricos falharam na obtenção de conclusões congruentes no que diz respeito aos efeitos das variáveis renda, desenvolvimento financeiro, urbanização e abertura comercial sobre a qualidade ambiental. Também se observa resultados conflitantes na validação da hipótese *EKC*. Segundo Dogan & Turkekul (2016), a principal razão para as discrepâncias nos resultados apresentados por essas pesquisas reside nas características dos dados, nas técnicas de estimação e no nível de desenvolvimento do país no qual o estudo foi desenvolvido.

### 3 METODOLOGIA

Esta pesquisa seguirá o modelo proposto por (AL-MULALI; SABOORI; OZTURK, 2015), (FARHANI; OZTURK, 2015) e (DOGAN; TURKEKUL, 2016). Assim o modelo básico deste estudo será

$$(CO_2)_t = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 PIB_t^2 + \beta_3 CE_t + \beta_4 URB_t + \beta_5 AC_t + \beta_6 DF_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que  $CO_2$  é a emissão de dióxido de carbono per capita,  $PIB$  é o produto interno bruto per capita,  $PIB^2$  é o quadrado do produto interno bruto per capita,  $CE$  é o consumo de energia mensurado em quilogramas equivalente de petróleo per capita,  $URB$  é a taxa de urbanização, mensurada dividindo-se a população urbana pela população total,  $AC$  é abertura comercial, mensurada por meio da soma da exportação com a importação, dividindo-se o total pelo  $PIB$ , e por fim  $DF$  que é o nível de desenvolvimento financeiro, mensurado pelo crédito doméstico disponibilizado pelo setor financeiro. A série temporal cobrirá os dados de 1960 a 2015 (todos os períodos disponíveis) e foi obtida junto ao site do Banco Mundial. Todas as séries foram transformadas em seus logaritmos naturais.

O estudo da relação entre emissão de CO<sub>2</sub>, produto interno bruto, produto interno bruto ao quadrado, consumo de energia, população urbana, abertura comercial e desenvolvimento financeiro no Brasil foi feito em quatro etapas. Na primeira etapa foi feito o teste da propriedade de integração (raiz unitária) para as variáveis CO<sub>2</sub>, PIB, PIB<sup>2</sup>, CE, URB, AC e DF. Em seguida, identificando que as variáveis são não-estacionárias, foi analisada a relação de longo prazo entre elas utilizando *ARDL bonds testing* para testar se as variáveis são cointegradas. Na terceira etapa, considerando que as variáveis são cointegradas, foram estimados os coeficientes de curto e longo prazos para todas as variáveis. Caso as variáveis não fossem cointegradas, na terceira etapa seria estimado o modelo de vetor autorregressivo (VAR) ao invés de ARDL com VECM. Por fim, foi testada a relação de causalidade entre as variáveis, utilizando o teste de causalidade de Granger. A Figura 1 mostra o roteiro para análise de séries temporais, ilustrando melhor as etapas a serem seguidas em cada caso.

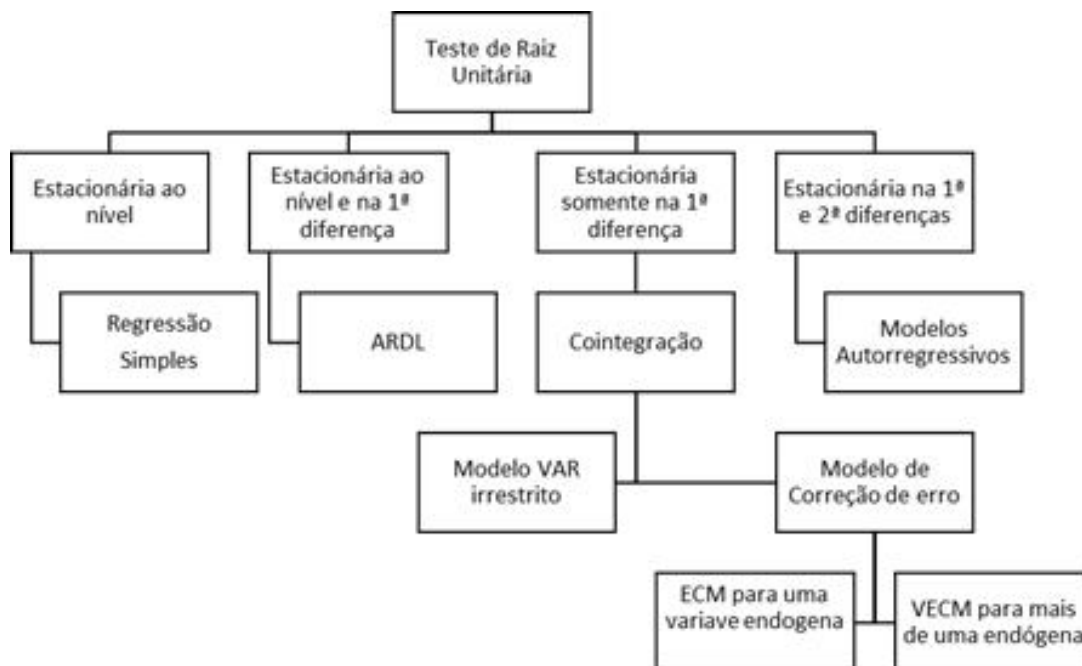


Figura 1 – Seleção de modelo estatístico de séries temporais

Fonte: adaptado de Saeed (2015)

Neste estudo utiliza-se o teste de raiz unitária desenvolvido por Dickey & Fuller (1979). Assim, para testar o nível de integração das variáveis aplica-se o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) - teste ADF. Em seguida, constatando-se que as variáveis são integradas tanto de primeira ordem quanto ao nível, aplica-se o *ARDL bounds test* desenvolvido por Pesaran, Shin & Smith (2001) para testar se as variáveis CO<sub>2</sub>, PIB, PIB<sup>2</sup>, CE, URB e DF são ou não cointegradas. O método ARDL pode ser aplicado mesmo no caso de pequenas amostras, independentemente de as variáveis serem I(0), I(1) ou mutuamente cointegradas, e mesmo assim mostra-se eficiente e sem vies. Dessa forma, aplicando-se o método ARDL sobre as variáveis elencadas na Equação 1, chega-se a Equação 2.

$$\begin{aligned} \Delta CO_2 = & \delta_0 + \sum_{k=1}^{n1} \delta_{1k} \Delta CO_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{3k} \Delta PIB^2_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \delta_{4k} \Delta CE_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \delta_{5k} \Delta URB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n6} \delta_{6k} \Delta AC_{t-k} + \sum_{k=0}^{n7} \delta_{7k} \Delta DF_{t-k} \\ & + \gamma_1 CO_{2,t-1} + \gamma_2 PIB_{t-1} + \gamma_3 PIB^2_{t-1} + \gamma_4 CE_{t-1} + \gamma_5 URB_{t-1} \\ & + \gamma_6 AC_{t-1} + \gamma_7 DF_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (2)$$

Na equação (2)  $\Delta$  denota o termo da primeira diferença e  $\mu_t$  representa o termo de erro, o qual assume-se que o valor médio seja igual a zero e que não esteja correlacionado com as variáveis independentes. Para examinar se há cointegração entre as variáveis analisadas utiliza-se o modelo ARDL com base na estatística *F*. A hipótese nula de não cointegração na Equação 2 ( $H_0: g_i = 0; i = 1, \dots, 7$ ).

Verificada a existência da relação de longo prazo entre as variáveis com base no teste *F*, o segundo passo da análise ARDL é estimar os coeficientes de longo prazos e os associados coeficientes de curto prazos. Os efeitos de longo prazos das variáveis CO<sub>2</sub>, PIB, PIB<sup>2</sup>, CE, URB, AC e DF são estimados pela Equação 2. Além disso, os efeitos de curto prazo de cada variável explicativa na variável de resposta são apresentados pelas estimativas dos coeficientes das séries nas Equações 3-8. Por exemplo, os efeitos a curto prazo de CE e AC sobre as emissões de gás são apresentados pelas estimativas de  $\delta_{4k}$  e  $\delta_{6k}$  na Eq. 3. A ordem dos *lags* no modelo ARDL foi selecionada usando o critério de informação Akaike (AIC), garantindo que não haja evidência de correlação serial residual, falta de especificação da forma funcional, não-normalidade ou heterocedasticidade, conforme Dogan & Turkekul (2016).

O modelo ARDL testa se há ou não relação de cointegração entre as variáveis, porém não informa a direção dessa causalidade. Se não houver evidências de cointegração entre as variáveis a especificação do teste de causalidade de Granger será um vetor autorregressivo (VAR) em primeira diferença. No entanto, se o modelo ARDL indicar evidência de cointegração, então aplica-se o teste de causalidade de Granger acrescido de um termo de correção de erro com *lag* (ECT<sub>t-1</sub>). Evidenciando-se relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, o passo seguinte é estimar o modelo de correção de erros por meio do *Vector Error Correction Model* (VECM), apresentado nas Equações 3-8, seguindo Engle & Granger (1987) e c. A Figura 1 sintetiza a sequência dos testes em cada caso.



$$\begin{aligned} \Delta CO_2 = & \delta_0 + \sum_{k=1}^{n1} \delta_{1k} \Delta co_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{3k} \Delta PIB^2_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \delta_{4k} \Delta CE_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \delta_{5k} \Delta URB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n6} \delta_{6k} \Delta AC_{t-k} + \sum_{k=0}^{n7} \delta_{7k} \Delta DF_{t-k} + \tau ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta PIB = & \delta_0 + \sum_{k=0}^{n1} \delta_{1k} \Delta co_{2,t-k} + \sum_{k=1}^{n2} \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{3k} \Delta PIB^2_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \delta_{4k} \Delta CE_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \delta_{5k} \Delta URB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n6} \delta_{6k} \Delta AC_{t-k} + \sum_{k=0}^{n7} \delta_{7k} \Delta DF_{t-k} + \tau ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta CE = & \delta_0 + \sum_{k=0}^{n1} \delta_{1k} \Delta co_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{3k} \Delta PIB^2_{t-k} + \sum_{k=1}^{n4} \delta_{4k} \Delta CE_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \delta_{5k} \Delta URB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n6} \delta_{6k} \Delta AC_{t-k} + \sum_{k=0}^{n7} \delta_{7k} \Delta DF_{t-k} + \tau ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta URB = & \delta_0 + \sum_{k=0}^{n1} \delta_{1k} \Delta co_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{3k} \Delta PIB^2_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \delta_{4k} \Delta CE_{t-k} + \sum_{k=1}^{n5} \delta_{5k} \Delta URB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n6} \delta_{6k} \Delta AC_{t-k} + \sum_{k=0}^{n7} \delta_{7k} \Delta DF_{t-k} + \tau ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \Delta AC = & \delta_0 + \sum_{k=0}^{n1} \delta_{1k} \Delta co_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{3k} \Delta PIB^2_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \delta_{4k} \Delta CE_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \delta_{5k} \Delta URB_{t-k} \\ & + \sum_{k=1}^{n6} \delta_{6k} \Delta AC_{t-k} + \sum_{k=0}^{n7} \delta_{7k} \Delta DF_{t-k} + \tau ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta DF = & \delta_0 + \sum_{k=0}^{n1} \delta_{1k} \Delta co_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{3k} \Delta PIB^2_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \delta_{4k} \Delta CE_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \delta_{5k} \Delta URB_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n6} \delta_{6k} \Delta AC_{t-k} + \sum_{k=1}^{n7} \delta_{7k} \Delta DF_{t-k} + \tau ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (8)$$

Nessas equações mede a velocidade do ajuste para se obter um equilíbrio no caso de choque(s) para o sistema e  $ECT_{t-1}$  é o mecanismo de correção de erro obtido a partir da relação de equilíbrio de longo prazo. Para capturar a causalidade de Granger tanto em curto prazo quanto em longo prazo, utiliza-se o *Vector Error Correction Model* (VECM). A causalidade de curto prazo pode ser aferida por meio do teste estatístico de o *lag* das variáveis explanatórias, enquanto que a causalidade de longo prazo é obtida pelo mesmo teste, mas aplicado sobre o *lag* do termo de correção de erro ( $ECT_{t-1}$ ).

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Teste de Integração

Para explorar as propriedades de integração das variáveis dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), produto interno bruto (PIB), consumo de energia (CE), urbanização (URB), abertura comercial (AC) e

desenvolvimento financeiro (DF), aplicou-se para todas as séries temporais o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), teste de raiz. Os resultados estão na Tabela 1, evidenciando que as variáveis são todas I(0) ou I(1). Portanto, o modelo econométrico a ser utilizado nesses casos é o ARDL.

**Tabela 1** – Teste de Raiz Unitária

	CO <sub>2</sub>	PIB (PIB <sup>2</sup> )	CE	URB	AC	DF
Teste ao Nível	-2.40	-1.45	-1.82	-0.79	-3.15	-3.40 <sup>c</sup>
Δ	-5.40 <sup>a</sup>	-4.55 <sup>a</sup>	-5.47 <sup>a</sup>	-2.49	-10.96 <sup>a</sup>	
Teste Considerando Quebra Estrutural						
Teste ao Nível	-3.02	-4.27	-3.61	-11.94	-4.33	-5.07 <sup>a</sup>
Δ	-6.37 <sup>a</sup>	-5.16 <sup>a</sup>	-6.56 <sup>a</sup>		-11.28	
Decisão	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)

Δ - Indica termo de primeira diferença. Lag conforme critério de informação Akaike (AIC)

<sup>a</sup> Estatisticamente significativa a 1%

<sup>b</sup> Estatisticamente significativa a 5%

<sup>c</sup> Estatisticamente significativa a 10%

O teste ADF indicou que as variáveis urbanização (URB) e desenvolvimento financeiro (DF) são estacionárias ao nível, enquanto que as variáveis CO<sub>2</sub>, PIB, CE e AC possuem raízes unitárias ao nível, mas tornaram-se estacionárias quando tomadas em primeira diferença I(1). Assim, procede-se o teste para cointegração – *Bonds Testing*.

#### 4.2. Teste de Cointegração

Dado que após os testes de integração verificou-se que as variáveis são I(0) ou I(1), estima-se a Equação 2 com base no modelo ARDL para cointegração. A estatística *F* e os valores críticos máximo e mínimos ao nível de 5% são apresentados na Tabela 2. De acordo com Dogan & Seker (2016) os valores críticos reais para pequenas amostras podem ser diferentes dos valores críticos calculador por Pesaran *et. al* (2001). Assim, os valores críticos apresentados na Tabela 2 foram calculados por simulações computacionais feitas por Dogan & Seker (2016), usando 20.000 replicações. Dessa forma, com base no modelo estimado,  $f(\text{CO}_2/\text{PIB}, \text{PIB}^2, \text{CE}, \text{URB}, \text{AC}, \text{DF})$ , em que a variável explicada é a emissão de gases e as variáveis explicativas são produto interno bruto, produto interno bruto ao quadrado, consumo de energia, taxa de população urbana, abertura comercial e desenvolvimento financeiro, a hipótese nula de não cointegração foi rejeitada em favor da hipótese alternativa de que o modelo é cointegrado, ao nível de 5% de significância, uma vez que a estatística *F* (9.67) é maior que o valor crítico máximo I(1), que é 4.09.

**Tabela 2** – Resultados do Teste de Cointegração

Modelo Estimado	Estatística <i>F</i>	Valores críticos a 5%	
		I(0)	I(1)
$f(\text{CO}_2/\text{PIB}, \text{PIB}^2, \text{CE}, \text{URB}, \text{AC}, \text{DF})$	9.67*	2.73	4.09

\*Significativo ao nível de 5%

Outra maneira de se verificar a cointegração é por meio do termo de correção de erro ( $\text{ECT}_{t-1}$ ), que será negativo e significativo quando as séries forem cointegradas BEAK (2015), citado por (DOGAN; TURKEKUL, 2016). Como pode ser observado na Tabela 3, o  $\text{ECT}_{t-1}$  é de -0.33, portanto negativo e significativo ao nível de 1% de significância. Assim, diante de ambos os testes se admite que as séries são cointegradas, inferindo-se que há relação de longo prazo entre CO<sub>2</sub>, PIB, PIB<sup>2</sup>, CE, URB, AC e DF. Isso permite assumir que os resultados a serem estimados serão consistentes, sem viés e economicamente significativos.

### 4.3 Estimação dos coeficientes de curto e longo prazos

Os coeficientes estimados de curto e longo prazos das variáveis abertura comercial, consumo de energia, desenvolvimento financeiro, produto interno bruto e urbanização são apresentados na Tabela 3. Uma vez que para análise dos dados as séries foram transformadas em seu logaritmo natural, os coeficientes estimados das variáveis econômicas são iguais à elasticidade das emissões de CO<sub>2</sub> em relação às variáveis AC, CE, DF, PIB, PIB<sup>2</sup> e URB. A comprovação da curva *EKC* é feita quando a elasticidade das emissões de dióxido de carbono em relação ao PIB e PIB<sup>2</sup> são positivas e negativas, respectivamente (DOGAN; TURKEKUL, 2016). Os coeficientes do PIB no curto e longo prazos são 2,73 e 8,37, respectivamente, enquanto que os coeficientes do PIB<sup>2</sup> no curto e longo prazos são -0,19 e -0,58, respectivamente. Embora quanto aos sinais, os coeficientes satisfaçam os critérios para verificação da curva *EKC*, esta inferência não é possível para o Brasil, pois esses coeficientes não são significativos. Assim, não é possível afirmar que o crescimento PIB explica oscilações nas emissões de poluentes no Brasil.

Os resultados indicam que abertura comercial (AC) impacta a emissão de poluentes no curto prazo, não se confirmando essa relação no longo prazo. O sinal esperado para o coeficiente de abertura comercial é ambíguo, uma vez que ele depende do estágio de desenvolvimento da economia. Usualmente o efeito da abertura comercial sobre a emissão de poluentes é negativo para países desenvolvidos (HALICIOGLU, 2009). No curto prazo, conforme se observa na Tabela 3, os resultados indicam que o aumento de 1% no nível de abertura comercial leva a uma diminuição de 0,07 no total das emissões de CO<sub>2</sub>, a 10% de significância. O resultado negativo do coeficiente (-0,07) está alinhado com estudos de (HALICIOGLU, 2009).

Conforme se observa na Tabela 3, o consumo de energia (CE) apresentou impacto positivo sobre as emissões de CO<sub>2</sub> no Brasil, tanto no curto quanto no longo prazo. Especificamente, um aumento de 1% no consumo de energia estimula um aumento de 1,3% e 4% nas emissões de poluentes no curto e longo prazos, respectivamente, a 1% de significância. Esses resultados estão alinhados com os estudos de (DOGAN; SEKER, 2016), (DOGAN; TURKEKUL, 2016), (HALICIOGLU, 2009) e (OZTURK; ACARAVCI, 2013).

**Tabela 3** – Coeficientes Estimados do modelo ARDL

Regressores	Coeficientes	Estatística <i>t</i>	Probab.
<b>Coeficientes de Curto Prazo (Variável dependente: CO<sub>2</sub>)</b>			
$\Delta AC$	-0.07	-1.88 <sup>c</sup>	0.0689
$\Delta CE$	1.30	4.60 <sup>a</sup>	0.0001
$\Delta DF$	-0.02	-1.02	0.3136
$\Delta PIB$	2.73	0.91	0.3711
$\Delta PIB^2$	-0.19	-1.08	0.289
$\Delta URB$	-0.21	-1.67 <sup>c</sup>	0.1039
$ECT_{t-1}$	-0.33	-3.43	0.0016
<b>Coeficientes de Longo Prazo (Variável dependente: CO<sub>2</sub>)</b>			
AC	-0.20	-1.54	0.1332
CE	3.99	3.27 <sup>a</sup>	0.0025
DF	-0.06	-1.06	0.2959
PIB	8.37	0.95	0.3492
PIB <sup>2</sup>	-0.58	-1.12	0.2697
URB	-0.66	-1.50	0.1421
<b>Testes de Diagnóstico</b>			
Correlação Serial (Breusch-Godfrey LM Test)			0.18
Forma Funcional (Teste de Ramsey)			0.39
Normalidade (Jarque Bera)			0.77
Heteroscedasticidade (White)			0.69
DW			2.38
R <sup>2</sup>			0.97
Teste <i>F</i>			180.18 <sup>a</sup>

<sup>c</sup> Estatisticamente significante a 10%

Em consonância com os resultados dos estudos de Dogan & Seker (2016), Ozturk & Acaravci (2013), que evidenciaram que variável desenvolvimento financeiro (DF) não apresenta impacto estatístico significativo sobre a qualidade ambiental, a Tabela 3 indica que a elasticidade tanto a curto, quanto a longo prazos da estimação de CO<sub>2</sub> com base em DF não são estatisticamente significativas para o Brasil ao nível de significância de 10%.

De acordo com Farhani & Ozturk (2015), os sinais esperados para os coeficientes de elasticidade da variável urbanização (URB) tanto a curto, quanto a longo prazos são positivos para países desenvolvidos. Talvez devido ao fato de o Brasil ainda não ser um país desenvolvido, os resultados encontrados para a variável em questão não se alinham com a literatura no que se refere aos estudos de (KASMAN; DUMAN, 2015) e (FARHANI; OZTURK, 2015). Conforme se observa na Tabela 3, o coeficiente indica que um aumento de 1% na elasticidade da variável URB causa um impacto negativo de 0,21 sobre as emissões de CO<sub>2</sub>, ao nível de significância de 10%. No longo prazo o coeficiente não foi significativo ao nível de significância de 10%.

Na parte inferior da Tabela 3 estão elencados os diversos testes de diagnósticos sobre o modelo estimado. O primeiro deles é o teste de correlação serial de Lagrange Multiplier sobre os resíduos; o segundo, o de Ramsey, que com base no quadrado dos valores ajustados, testa se uma combinação não linear das variáveis independentes explica a variável dependente; em seguida vem o teste de normalidade de Jarque-Bera, que se baseia na assimetria e curtose dos resíduos; e na sequência o teste de heteroscedasticidade, que se baseia na regressão dos quadrados dos resíduos sobre os valores ajustados. A hipótese nula do teste de Breusch-Godfrey é a de ausência de autocorrelação, a qual, em função do resultado apresentado (0,18) não pode ser rejeitada ao nível de significância de 10%. Considerando o resultado do teste de Ramsey (0,39), não se rejeita a hipótese nula de que a especificação é adequada, ao nível de significância de 10%. A hipótese nula de que os erros não são normalmente distribuídos (Teste de Normalidade – Jarque-Bera) também não foi rejeitada ao nível de 10%, uma vez que seu *p-value* foi de 0,77. Também não se rejeita a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos ao nível de significância de 10%, uma vez que o *p-value* foi de 0,69.

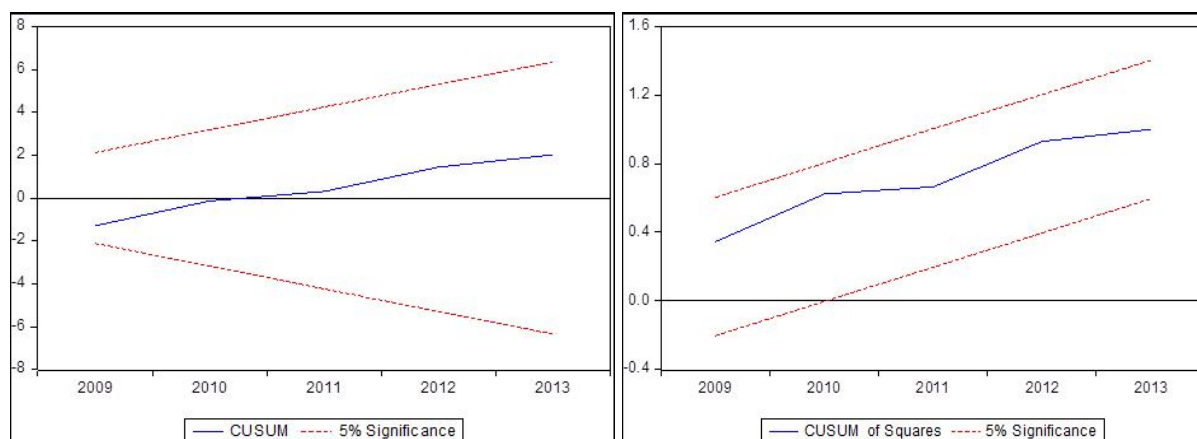


Figura 2 – Testes de Estabilidade CUSUM e CUSUM ao quadrado, respectivamente.

O valor do DW próximo a dois, indica evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula de autocorrelação entre os resíduos do modelo estimado. O R<sup>2</sup> de 0,83 indica que o modelo apresentado na Equação 2 se ajusta perfeitamente. O teste *F* confirma a significância conjunta das variáveis explicativas dentro do modelo ARDL. Por fim, para testar a estabilidade sobre o adequado ajuste do modelo foram conduzidos os testes de soma cumulativa (CUSUM) e soma cumulativa dos quadrados (CUSUMQ). Como pode ser observado na Figura 2, os parâmetros estimados são estáveis ao longo do período, uma vez que os valores plotados tanto CUSUM, quanto CUSUMQ estão dentro do limite de 5%. Isso se verifica quando a linha contínua (central) não extrapola os limites das linhas pontilhadas (superiores e inferiores) em ambos os testes.

#### 4.4 Teste de Causalidade de Granger

Tabela 4 – Análise da Causalidade de Granger

Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas					
	$\Delta AC$	$\Delta CE$	$\Delta CO_2$	$\Delta PIB(\Delta PIB^2)$	DF	URB
$\Delta AC$		105,11	153,73	111,05	0,69	0,17
$\Delta CE$	304,97 <sup>b</sup>		130,91	0,84	0,99	0,69
$\Delta CO_2$	104,56	185,00		0,19	0,68	0,95
$\Delta PIB(\Delta PIB^2)$	0,96	215,17 <sup>c</sup>	113,72		178,53	121,61
DF	0,40	0,74	0,29	0,42		526,19 <sup>a</sup>
URB	113,52	0,25	0,39	0,47	201,80 <sup>c</sup>	

<sup>a</sup> Estatisticamente significativa a 1%

<sup>b</sup> Estatisticamente significativa a 5%

<sup>c</sup> Estatisticamente significativa a 10%

Diante da evidência de cointegração entre as variáveis, umas das análises que os pesquisadores costumam proceder é a de Causalidade de Granger com objetivo de compreender as direções de causalidades entre as variáveis  $CO_2$ , AC, CE, PIB( $PIB^2$ ), DF e URB. Os resultados são evidenciados na Tabela 4. É possível identificar causalidade unidirecional de: (1) Abertura Comercial para Consumo de Energia; (2) Consumo de Energia para PIB( $PIB^2$ ). Encontrou-se ainda causalidade bidirecional entre Urbanização e Desenvolvimento Financeiro.

#### 5 CONCLUSÃO

Esta pesquisa analisou a relação entre emissão de dióxido de carbono, abertura comercial, consumo de energia, produto interno bruto, desenvolvimento financeiro e urbanização no Brasil, para o período de 1960 a 2015. Para análise da relação entre as variáveis, aplicou-se o teste ADF para se descobrir as propriedades de estacionariedade das variáveis. Em seguida, conduziu-se o teste de cointegração e, por meio do modelo ARDL, estimou-se os coeficientes de curto e longo prazos. Por fim, aplicou-se o teste de causalidade de Granger com o objetivo de se verificar o sentido das causalidades entre as variáveis.

De acordo com os resultados obtidos por meio do teste ADF, as variáveis urbanização (URB) e desenvolvimento financeiro (DF) apresentaram-se como estacionárias ao nível, enquanto as variáveis emissões de dióxido de carbono ( $CO_2$ ), consumo de energia (CE), abertura comercial (AC) e produto interno bruto (PIB) são estacionárias em primeira diferença. Em seguida, a condução do teste de cointegração (*Bound Test*) indicou que as variáveis são cointegradas com nível de significância estatística de 5%. Os coeficientes estimados de curto e logo prazos indicaram que, dentre as variáveis estudadas, o consumo de energia representa a maior causa das emissões de poluentes no Brasil. Além disso, abertura comercial e urbanização apresentam impactos negativos nas emissões de poluentes no país. Em relação à curva EKC, não é possível evidenciar sua validade para o Brasil, uma vez que os coeficientes PIB e  $PIB^2$  não se mostraram significativos no modelo.

Por fim, a análise do teste de causalidade de Granger evidencia que há forte relação no sentido

de urbanização para desenvolvimento financeiro, de consumo de energia para PIB e de abertura comercial para consumo de energia. O governo brasileiro deve levar em consideração a importância da abertura comercial, do consumo de energia e taxa de urbanização sobre o controle das emissões de poluentes. Como futura pesquisa, fica a sugestão de incluir outras variáveis no modelo ora apresentado, tais como suprimento de energia, nível de desenvolvimento rural além de outras variáveis ambientais.

## **REFERÊNCIAS**

---

BORBA, J. S.; MARTINS, L. M.; SILVA, R. M.; Furtado Junior, E. R. A definição dos conhecimentos, habilidades e atitudes na formação de administradores na percepção de gestores, acadêmicos e legal. In: VIII CONGRESSO VIRTUAL BRASILEIRO - ADMINISTRAÇÃO, 2011. Disponível em: <[http://www.convibra.com.br/upload/paper/adm/adm\\_2917.pdf](http://www.convibra.com.br/upload/paper/adm/adm_2917.pdf)>. Acesso em: 13 nov. 2016.

BORGES, Erivan Ferreira. **Educação fiscal e eficiência pública: um estudo das suas relações a partir da gestão de recursos pela administração municipal**. 2012. 235 f., il. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis)—Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis, UnB/UFPB/UFRN, Natal, 2012. Disponível em: <http://repositorio.unb.br/handle/10482/11144>. Acesso em: 13 nov. 2016.

BRASIL. **Constituição Federal de 1988**. Promulgada em 5 de outubro de 1988. Disponível em <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/constituicao/constituicao.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm)>. Acesso em: 12 nov. 2016.

\_\_\_\_\_. CNE. **Resolução CNE 04, de 13 de julho de 2005**. Institui as Diretrizes Curriculares Nacionais do Curso de Graduação em Administração, bacharelado, e dá outras providências. Disponível em: <[http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/rces004\\_05.pdf](http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/rces004_05.pdf)> Acesso em: 12 nov. 2016.

\_\_\_\_\_. CNE. **Resolução CNE 07, de 29 de março de 2006**. Institui as Diretrizes Curriculares Nacionais do Curso de Graduação em Ciências Econômicas, bacharelado, e dá outras providências. Disponível em: <[http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/2006/rces007\\_06.pdf](http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/2006/rces007_06.pdf)> Acesso em: 12 nov. 2016.

\_\_\_\_\_. CNE. **Resolução CNE 09, de 29 de setembro de 2004**. Institui as Diretrizes Curriculares Nacionais do Curso de Graduação em Direito e dá outras providências. Disponível em: <[http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/rces09\\_04.pdf](http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/rces09_04.pdf)> Acesso em: 12 nov. 2016.

\_\_\_\_\_. CNE. **Resolução CNE 10, de 16 de dezembro de 2004**. Institui as Diretrizes Curriculares Nacionais para o Curso de Graduação em Ciências Contábeis, bacharelado, e dá outras providências. Disponível em: <[http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/rces10\\_04.pdf](http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/rces10_04.pdf)> Acesso em: 12 nov. 2016.

\_\_\_\_\_. **Lei nº 12.527**. Promulgada em 18 de novembro de 2011. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2011-2014/2011/lei/112527.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/112527.htm). Acesso em: 12 nov. 2016.

\_\_\_\_\_. Ministério da Fazenda. Escola de Administração Fazendária. **Programa Nacional de Educação Fiscal – PNEF**. Educação fiscal no contexto social 4. ed. Brasília: ESAF, 2009.

CANÇADO, Airton Cardoso e PINHEIRO, Lauro Santos. Gestão social e controle social: oportunidades e desafios da participação direta. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 5, n.2, jul/dez 2016.

COSTA, A. J. B. et al. Controle Social: oficina temática como metodologia pedagógica para formação de auditor social. **Participação**, v. 26, p. 27-38, 2014. Disponível em: < <http://periodicos.unb.br/index.php/participacao/article/view/12729/8998>> Acesso em: 13 nov. 2016.

COSTA, A. J. B.; PAULO, E.. IFRS para pequenas e médias empresas: conhecimentos e habilidades requeridos ao profissional contábil na percepção de mestrandos e doutorandos dos PPGCCs. **Revista de Gestão e Contabilidade da UFPI**, v. 1, p. 25-39, 2014. Disponível em: <<http://www.atena.org.br/revista/ojs-2.2.3-06/index.php/GECONT/article/view/2277>> Acesso em: 14 nov. 2016.

DECKERT, C. T.; ALLEBRANDT, S. L. A efetividade da cidadania no Programa Territórios da Cidadania: um estudo de caso do Noroeste Colonial do Rio Grande do Sul. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 2, p. 139-152, 2013.

FACILITADORES DE TRANSFORMEMOS HONDURAS (FTH). **Guía Metodológica Auditoria Social Sectorial. Honduras**; 2013. Disponível em: <http://www.transformemoshonduras.com/ES/docs/Guia%20Auditoria%20Social%202013.pdf>. Acesso em: 11 nov.2016.

GRZYBOVSKI, Denize; HAHN, Tatiana. Educação Fiscal: premissa para melhor percepção da questão tributária. **Revista de Administração (RAP)** Rio de Janeiro 40(5): 841-64, Set./Out, 2006. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-76122006000500005](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-76122006000500005)> Acesso em: 13 nov. 2016.

GUERRA, J. F. C.; TEODÓSIO, Armindo dos Santos de Sousa. Conselhos e a Formulação de Políticas Públicas em Educação: a participação de organizações da sociedade civil em São João Del Rei / MG. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 2, p. 33-46, 2013.

LOPES, B.J.; SILVA, E.A.; FERREIRA, M.A.M.; EMMENDOERFER, M.L. Institucionalização da Participação nos Conselhos de Saúde: Análise do Espaço Deliberativo e de Sua Ocupação. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 3, p. 63-82, 2014.

MACEDO, A.S.; ALCÂNTARA, V.C.; PEREIRA, J.R.. A Incorporação das Dimensões Sociais e Ambientais no Novo Marco Regulatório da Mineração sob a Ótica da Gestão Social. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 4, p. 151-171, 2015.



MATTA, I. B.; TAVARES, B. ; FERREIRA, Marco Aurélio Marques ; Duarte, D.V. . Uma Iniciativa de Participação Popular no Planejamento Municipal. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 2, p. 47-60, 2013.

MORAES, R., GALIAZZI, M. C. **Análise textual discursiva**. Ijuí, RS: Unijui, 2007, 224p.

MOTTA, Fernando C. Prestes. Controle Social nas Organizações. **Revista de Administração de Empresas (RAE)** São Paulo, v.33, n.5, p.68-87, Set./Out, 1993. Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/rae/v33n5/a05v33n5.pdf>>. Acesso em: 16 nov. 2016

PROGRAMA NACIONAL DE EDUCAÇÃO FISCAL (PNEF). **Relatório de Atividades da Gerência de Educação Fiscal – Exercício 2014**. Escola Superior de Administração Fazendária. Disponível em: <<http://www.esaf.fazenda.gov.br/assuntos/educacao-fiscal/pnef/pasta-sobre-o-programa/arquivos/relatorio-de-atividades-geref-2014>>. Acesso em: 11 de Out. 2016.

REGO, M. C. B.; ISIDRO-FILHO, A. Mapeamento de Competências de Advogados: Aplicação da Técnica Delphi em um Escritório de Advocacia. In: XXXVII ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO , 2013, Rio de Janeiro. **Anais...** 2013. Disponível em: < [http://www.anpad.org.br/admin/pdf/2013\\_EnANPAD\\_GPR914.pdf](http://www.anpad.org.br/admin/pdf/2013_EnANPAD_GPR914.pdf)>. Acesso em: 13 Nov. 2016.

SANTIAGO, Maria Inês Cochrane. **A Influência do Programa de Educação Fiscal no comportamento dos alunos do ensino médio**: o caso das escolas Liceu de Acaraú e Maria Luiza Barros de Itarema-CE. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal do Ceará, 2010. Disponível em: <<http://repositorio.ufc.br/bitstream/riufc/5967/1/2010-DIS-MICSANTIAGO.pdf>> Acesso em: 16 nov. 16

SANTOS, Daniel Ferreira dos; et al. Perfil do profissional contábil: estudo comparativo entre as exigências do mercado de trabalho e a formação oferecida pelas instituições de ensino superior de Curitiba. **Revista Contemporânea de Contabilidade - UFSC**, Florianópolis, v. 8, n. 16, p. 137-152, jul./dez. 2011. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.5007/2175-8069.2011v8n16p137>. Acesso em: 16 nov. 2016.

SILVA, Francisco C. da C; **Controle Social: Reformando a Administração para a Sociedade**. Prêmio Serzedello Corrêa. In: Tribunal de Contas da União. Prêmio Serzedello Corrêa 2001: Monografias vencedoras: Perspectivas para o Controle Social e a Transparência da Administração Pública/Tribunal de Contas da União. – Brasília: TCU, Instituto Serzedello Corrêa, 2002. Disponível em: <[http://portal3.tcu.gov.br/portal/page/portal/TCU/concursos/premio\\_serzedello/concursos\\_antigos/monografias\\_2001.pdf](http://portal3.tcu.gov.br/portal/page/portal/TCU/concursos/premio_serzedello/concursos_antigos/monografias_2001.pdf)> Acesso em: 22 set. 2016.

SILVA, José Francisco. **A educação para a cidadania fiscal: ações do Programa Nacional de Educação Fiscal – PNEF no ensino fundamental e médio**. 2011. 80p. (Monografia). Programa de Pós-Graduação do Centro de Formação, Treinamento e Aperfeiçoamento da Câmara dos Deputados/CEFOP. Curso de Especialização Legislativo e Políticas Públicas. Costa. Brasília, DF, 2011. Disponível em <<http://bd.camara.gov.br/bd/handle/bdcamara/5866>>. Acesso em 16 nov. 16.

SILVEIRA, T. S.; CANÇADO, Airton Cardoso; PINHEIRO, L. S. A participação no Conselho Municipal ne Saúde ne Imperatriz-Ma na perspectiva da gestão social e da cidadania deliberativa. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 3, p. 45-60, 2014.

SOUSA, Y.M.; FISCHER, T.M.D.; VASCONCELLOS, A.M.A. Os Conselhos Municipais e o Mrosc Enquanto Instrumentos Democratizantes para Transformações Políticas e Desenvolvimento Local. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 4, p. 93-107, 2015.

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB). Decanato de Extensão. Folder do Projeto de Extensão: **Controle Social: aprenda a ser um auditor social**, 2013. Disponível em: <<http://gestao.brasilvoluntario.gov.br/semanauniversitaria/system/attachments/adjuntos/000/000/008/original/folder.pdf>>. Acesso em: 24 out 2016.