

MODELO DE ANÁLISE DAS RELAÇÕES DE LONGO PRAZO DO CRESCIMENTO DO PIB PER CAPITA E DAS EMISSÕES DE CO₂ PROVENIENTES DE COMBUSTÍVEIS FOSSÉIS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE DE GRANGER

Paulo Roberto Vieira de Almeida

Pesquisador do Departamento de Engenharia de Transportes da Universidade de Brasília

Reginaldo Santana Figueiredo

Pesquisador do Departamento de Engenharia de Alimentos da Universidade Federal de Goiás

Yanna Luisa Eterna Duarte

Acadêmica – UniEVANGÉLICA

Angela Tognon

Acadêmica - UniEVANGÉLICA

RESUMO

O objetivo desse artigo é analisar se há relacionamento de curto e longo prazos entre PIB *per capita* e emissões de CO₂ provenientes do consumo de petróleo no Brasil no período de 1960 a 2011. O petróleo é uma fonte de energia esgotável, que agride de maneira severa o meio ambiente, mas que por outro lado é extremamente viável economicamente, sendo a principal fonte da matriz energética mundial. O escopo dessa pesquisa focou no petróleo pela sua importância associada ao crescimento econômico e, ao mesmo tempo, a degradação ambiental. Em termos de métodos fez-se uso dos testes de co-integração e causalidade de Granger. Neste sentido, buscou-se uma aplicação dos testes para analisar se no longo prazo PIB *per capita* e emissões de CO₂ apresentam equilíbrio, e identificar qual variável causa a outra. Foi identificado que as séries estudadas são co-integradas de ordem (1.1), indicando que as duas séries caminham juntas ao longo do tempo, e que o aumento do PIB *per capita* causa aumento em escala nas emissões de CO₂, já no curto prazo foi identificado que o PIB *per capita* é um bom previsor para emissões de CO₂.

Palavras-chave: Co-integração; Emissões de CO₂; PIB; Modelagem dinâmica; Uso da Terra.

Abstract

The aim of this paper is to analyze if there are short and long-term relationship between PIB per capita and CO₂ emissions from oil consumption in Brazil from 1960 to 2011. Oil is an exhaustible source of energy that attacks harshly the environment, but on the other hand is extremely economically viable, the main source of global energy. The scope of this research has focused on oil for its importance attached to economic growth and at the same time, environmental degradation. In terms of methods was made use of co-integration and Granger causality tests. In this sense, we sought an application test to examine whether long-term PIB per capita and CO₂ emissions have balance, and identify which variable causes the other. It was identified that the studied series are cointegrated of order (1.1), indicating that the two series go together over time, and that the increase in PIB per capita causes increased scale CO₂ emissions, already in the short term was identified that PIB per capita is a good predictor for CO₂ emissions.

Key-words: Co-integration; CO₂; Use of land.

1. INTRODUÇÃO

A atividade econômica tem influência direta no setor de transportes e torna-se importante para estudos de impactos em mudanças climáticas, o uso de combustíveis fósseis é a base energética do setor de transportes, e apresenta relação direta com o aumento das emissões de gases do efeito estufa.

Nas últimas décadas o desenvolvimento econômico e o avanço da taxa de crescimento populacional brasileira proporcionaram aumento das quantidades bens e serviços, e intensificou o consumo de energia em diversas formas da matriz energética nacional. Segundo o MCT (2010) a mudança no uso da terra e de florestas corresponde a 75% do total das emissões de CO₂ do Brasil, a matriz energética nacional corresponde a 22%.

O aumento no uso de combustíveis fósseis ocorreu juntamente com a intensificação das atividades industriais, aumento do uso de veículos e como supracitado pelo uso do solo. No ano de 1970 37% do consumo de energia era diretamente associado aos derivados do petróleo, a partir desse ano o consumo triplicou o que elevou essa participação para aproximadamente 44% (MME, 2010). A elevação de queima de combustíveis fósseis, traz à tona a discussão ecológica de limitação e regulamentação das emissões gases nocivos ao meio ambiente, por outro lado essa preocupação ambiental tem relação e importância direta com o crescimento econômico da sociedade.

A demanda por energia continua a crescer por todo o mundo. Sabe-se que o petróleo é uma fonte de energia esgotável, que agride de maneira severa o meio ambiente, mas que por outro lado é extremamente viável economicamente, sendo a principal fonte da matriz energética mundial. Atualmente, existe uma corrida internacional na busca de energias renováveis, sustentáveis e que venham suprir o crescimento da demanda, diminuindo gradativamente a dependência do petróleo.

Entretanto, o aumento do uso de combustíveis fósseis ocorreu historicamente junto com o aumento das atividades industriais, mudanças de consumo de bens e serviços e uso do solo. Essas mudanças aceleradas intensificaram os efeitos negativos das ações do homem no sistema climático do planeta.

Diante desse cenário, surge a necessidade latente de se estudar as interações entre variáveis econômicas, comportamento dos indivíduos e variáveis ambientais. Sendo assim, a econometria avançada de séries temporais é pautada na previsão de valores futuros de variáveis econômicas, e os modelos de séries de tempo são importantes para antecipar se o processo estocástico implícito que gerou a série não varia por conta do tempo, pois quando a série varia em relação ao tempo, torna-se difícil estudá-lo com modelos de previsão simples.

Considerando somente os combustíveis derivados do petróleo para calcular as emissões de CO₂ no Brasil essa pesquisa tratou de estudar se há relacionamento de curto e longo prazos entre PIB *per capita* e emissões de CO₂, no período de 1960 a 2011, fazendo uso de métodos de co-integração.

Para tanto, o artigo está organizado em cinco sessões, considerando essa introdução. Na próxima foi desenvolvido uma breve revisão da literatura sobre o panorama do consumo energético brasileiro e crescimento econômico, e técnicas de co-integração. Posteriormente trata-se da metodologia utilizada nessa pesquisa. Na quarta seção são apresentados e discutidos os resultados, e por último, na quinta seção, são feitas as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Panorama do consumo energético no Brasil e meio ambiente

O setor de transportes rodoviário tem forte importância na estrutura da matriz energética brasileira, nos últimos 20 anos tem representado em média 90% da demanda de energia de transportes nacional (EPE, 2015). Os combustíveis fósseis representam a maior parcela da matriz energética do setor de transportes, é importante ressaltar que toda infraestrutura logística nacional foi desenvolvida pelo governo em um padrão estatal, segundo Freitas (2003) esse modelo de desenvolvimento visava contemplar a integração do mercado interno, sem se preocupar com pontos críticos de sucesso como qualidade, produtividade e custos.

De acordo com o Balanço Energético Nacional, do Ministério de Minas e Energia (MME, 2015), a oferta interna de energia (OIE) total no Brasil atingiu, em 2014, 238,8 milhões de tep, sendo que, deste total, 130,9 milhões de tep (45,9%), composta de biomassa e hidráulica, enquanto que petróleo e gás natural representou aproximadamente 50%. A Figura 1, apresentada a seguir, fornece o histórico e a projeção de consumo do petróleo e gás natural, no intervalo de 1980 a 2030. Nessa projeção desenvolvida percebe-se que existe uma alta dependência de uso de combustíveis fósseis, e que a tendência é que o consumo irá aumentar ao ponto de chegar aos 75 quatrilhões por Btu na próxima década.

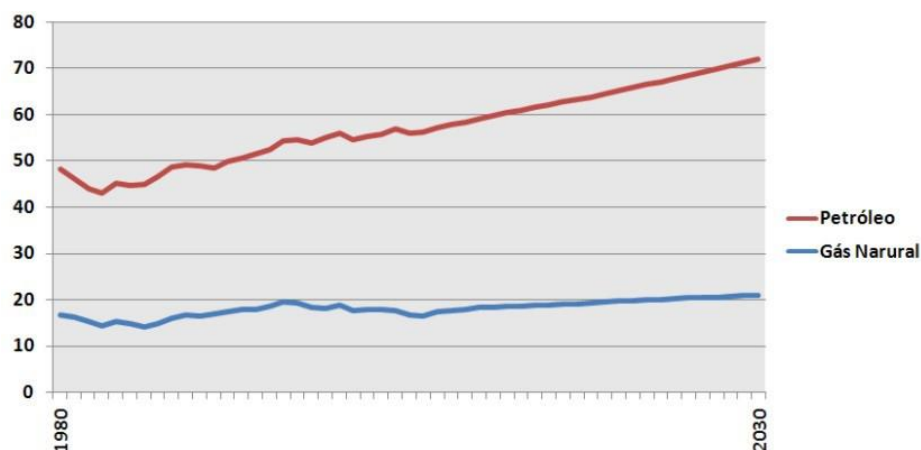


Figura 1: Evolução e projeção do consumo de energia no mundo, 1980-2030 em quatrilhões de Btu.

Fonte: Adaptado de U. S. DEPARTMENT OF ENERGY (2016), elaboração própria.

Segundo Schipper et al (2000) o consumo energético e emissões de CO₂ do setor de transportes teve uma redução das taxas de crescimento a partir da década de 1990 para a maioria dos países membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), principalmente nos que tem maior nível de industrialização. Já os países em desenvolvimento estão apresentando taxas de crescimento cada vez maiores para as mesmas variáveis a partir daquela década, este comportamento se explica, do ponto de vista dos autores, pela crescente demanda por meios de transporte, principalmente veículos de passeio, e a baixa importância que este grupo de países dispensa na discussão de sustentabilidade, quando comparadas a outras discussões como o debate sobre o desmatamento e uso da terra.

Outro ponto importante que impacta no consumo energético é o aumento da demanda por alimentos, causado pelo expressivo crescimento da população mundial que se contrapõe a

emergência de preservar os recursos naturais, e são considerados grandes desafios do planeta. O aumento populacional frente à quantidade fixa de terras agricultáveis é um paradoxo que exige pesquisas e mecanismos que aumentem a eficiência no uso da terra e garantam a sustentabilidade ambiental. Segundo dados da Organisation for Economic Cooperation and Development - OECD (2011), em 2050 haverá um aumento entorno de 30% em relação a população atual. Em consequência a produção de alimentos deverá crescer em torno de 20%, este crescimento gerará aumento de uso de transporte, e por consequência aumentará a taxa de emissões de CO₂ no planeta.

Segundo a OECD (2011), neste período, a União Europeia deverá contribuir com 4% de aumento em sua produção atual de alimentos, a Austrália com 7%, os Estados Unidos e Canadá com 15%, a Rússia e a China com 26% e o Brasil deverá atender 40% dessa demanda. Meadows et al. (1972) chegaram à conclusão que se o crescimento da população continuasse a crescer de maneira exponencial haveria um momento em que o solo seria escasso e o preço dos alimentos aumentaria progressivamente de modo que muitas pessoas poderiam morrer de fome. Em um período de 40 anos, 1970 a 2010, a população mundial dobrou e a área de terras cultivadas praticamente não se alterou. O acesso aos alimentos tem sido possível graças ao aumento da produtividade na agricultura (BASF, 2012).

No final dos anos 90, o Brasil tornou-se um dos líderes mundiais na produção e exportação de alimentos e bicomustível. Dado o previsto crescimento da demanda mundial por alimento e energia previsto pela (FAO, 2014); as mudanças climáticas e impactos ambiental, questiona-se quais os possíveis cenários que se poderiam prospectar acerca da segurança alimentar e poluição ambiental oriundas das emissões do setor de transportes no curto, médio e longo prazos.

Muitos recursos têm sido dedicados à busca de fontes energéticas menos poluidoras, que diminuam a emissão dos gases do efeito estufa (GEE). Segundo Zuurbier e Van de Vooren (2008) os veículos automotores são a fonte de GEE que mais rapidamente cresce no mundo, respondendo por 25% da emissão de CO₂ no planeta.

De 1994 a 1998 a taxa de crescimento do PIB nacional foi de 2,6% o que resultou em aumento na compra de veículos e crescimento da taxa de consumo de energia do setor de transportes em 6,7%. Entre 1998 a 2003 o Brasil foi afetado por crises internacionais e o PIB cresceu 2% ao ano e a demanda por energia do setor de transportes caiu 0,2% por ano (IPEA, 2016), após 2003 o Brasil não foi afetado por nenhuma crise até o ano de 2008, que segundo Carvalho e Souza (2011) teve impactos de curto prazo na economia brasileira, e o crescimento médio da economia no período de 2003 a 2008 foi de 4,8%, e a partir de 2009 esse crescimento se acentuou até o final de 2014 em média de 7,1% ao ano.

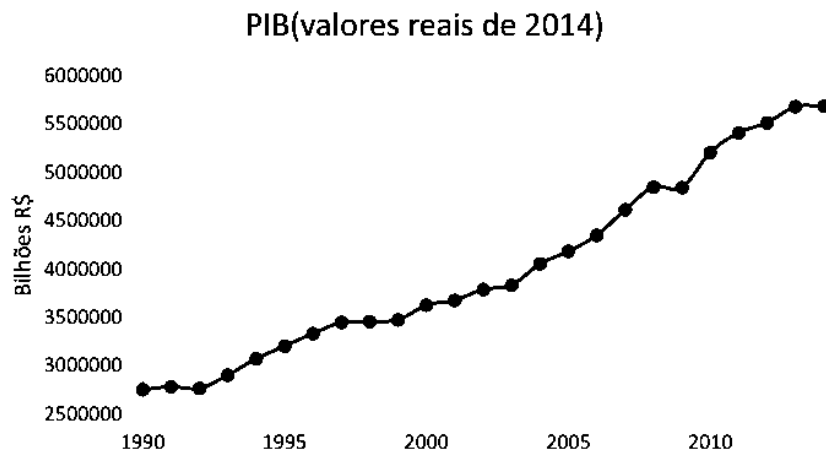


Figura 2: Evolução do PIB: 1990-2014
Fonte: IPEA (2015)

A relação entre crescimento econômico, consumo de energia e qualidade ambiental é regularmente apresentada na literatura como forte (EVERETT *et al.*, 2001 e GROSSMAN e KRUEGER, 1993 e 1995), destacando que a medida em que o PIB *per capita* cresce ocorre destruição ambiental. Os mesmos autores destacam que nos níveis mais baixos de renda, não seria interessante ter o combate à poluição, pelo fato de que os indivíduos estariam utilizando todo o orçamento para consumo básico. Por outro lado, quando o nível de renda se eleva, certos indivíduos iniciariam um processo de relevar o trade-off entre consumo e meio ambiente de qualidade.

Essas relações são discutidas na literatura com frequência utilizando a curva de Kuznets Ambiental que com formato de *U* invertido estuda a relação entre o PIB per capita e alguma variável ambiental. A hipótese dessa relação normalmente identifica que a degradação ambiental aumentaria a uma taxa maior no início, mas que com a evolução da renda essa taxa seria menor com o passar do tempo, e partir de determinado ponto a degradação ambiental diminuiria e o crescimento econômico aumentaria. Outras discussões interessantes dizem respeito ao comportamento dos indivíduos, o desenvolvimento tecnológico e outras variáveis do modelo de crescimento econômico e devem ser estudadas considerando horizontes temporais de curto e longo prazos (EVERETT *et al.*, 2010).

2.2. Teste de co-integração e causalidade de Granger

Os testes de co-integração vêm recebendo grande relevância no campo da econometria e da ciência econômica. Esses testes permitem verificar a existência de equilíbrio, ou relacionamento de longo prazo entre as variáveis econômicas. Os dados de longo prazo são ditos de series temporais não estacionárias e conhecidas como tendências, já quanto as flutuações de curto prazo são series de tempo estacionárias chamadas de ciclos.

Os testes de co-integração exigem que se verifique a ordem de integração de cada variável individualmente, para isso, faz-se uso do teste de raiz unitária, na literatura são apresentados

entre os principais testes o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste não paramétrico Phillips-Perron (PP) (DICKEY E FULLER, 1981; PHILLIPS E PERRON, 1988).

Para averiguar a existência de relação de longo prazo um dos métodos propostos na literatura é o de Engle e Granger (1987), que trata de testar a existência de uma combinação linear das variáveis que seja estacionária. Primeiramente faz-se o teste ADF para identificar presença de uma raiz unitária em cada uma das séries estudadas. Caso as séries sejam integradas de ordem um, procede-se para a estimação da regressão de co-integração.

Quando duas séries não são integradas de primeira ordem, sendo para o método necessário que sejam estacionárias, faz-se necessário aplicar uma diferença de ordem um. Por outro lado, quando duas variáveis são integradas de ordem um, com combinação linear estacionária, elas serão co-integradas quando seus resíduos da regressão forem estacionários.

Se constatado que as duas variáveis são co-integradas significa que há entre elas uma relação de equilíbrio no longo prazo, mas no curto prazo pode haver desequilíbrio no curto prazo. Para isso, trata-se o termo de erro da relação das duas variáveis como erro de equilíbrio, em que o usa para ligar o comportamento da regressão estimado no curto prazo a de longo prazo.

A proposta básica do conceito de causalidade de Granger é que X_t causa Y_t se a informação passada da variável X_t permitir aprimorar as previsões da variável Y_t , em outras palavras se Y_t for melhor previsto com base nos valores regredidos de X_t e Y_t do que somente com valores passados de Y_t .

3. METODOLOGIA

3.1. Tratamento algébrico e modelo econométrico

Os testes realizados foram pautados no método proposto por Engle e Granger, foram utilizadas as variáveis de PIB *per capita* (PIB_t), e emissão de CO2 ($ECO2_t$). O período estudado foi de 1960 a 2011.

Para o teste de presença de raiz unitária utilizou-se o ADF em cada uma das séries X_t e Y_t , através da estimação dos mínimos quadrados das regressões,

$$\Delta Y_t = c_1 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

e

$$\Delta X_t = c_2 + \varphi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta X_{t-j} + d_t. \quad (2)$$

As amplitudes de desfasamento p devem ser grandes para garantir que os resíduos e_t e d_t apresentem comportamento análogo a ruído branco. O teste estatístico sobre a hipótese nula de que $\gamma = 0$ é feito quando comparado com a estimativa do parâmetro de interesse, $\hat{\gamma}$, seu desvio padrão diretamente com o valor crítico da tabela sugerida por Mackinnon (1991). De igual forma é testado a existência de uma raiz unitária na série X_t .

Caso o teste acima apresente indícios de que as séries são integradas de ordem um, procede-se para a estimação da regressão de co-integração. Engle e Granger (1987) sugerem o método de dois estágios para lidar com o mecanismo de correção de erros, o primeiro, o modelo de co-integração, contendo os coeficientes de longo prazo que são estimados por uma equação de regressão nos níveis das variáveis. O segundo estágio, o termo de correção que obtido pelos resíduos da equação estática é utilizado na equação por diferenças com o objetivo de se obter coeficientes de impacto. Os mesmos autores propõem utilizar a regressão de uma variável sobre a outra fazendo uso do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), em que a regressão de co-integração de duas séries pode ser expressa por,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Caso os resíduos obtidos nessa relação de equilíbrio, ε_t , forem estacionários, então X_t e Y_t são co-integradas de ordem (1,1). A ordem de integração dos resíduos pode ser determinada pelo teste de Engle-Granger tendo como base a regressão de Dickey-Fuller aumentada,

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \pi_j \Delta \hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t. \quad (4)$$

A rejeição da hipótese nula, de que $\delta = 0$, indica a concluir que a série dos resíduos não contém uma raiz unitária, e desta forma é estacionária, e as variáveis analisadas X_t e Y_t são co-integradas.

Assim, a próxima seção irá apresentar os resultados dos testes, permitindo identificar se existe relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis estudadas através do teste de co-integração proposto nas equações (3) e (4).

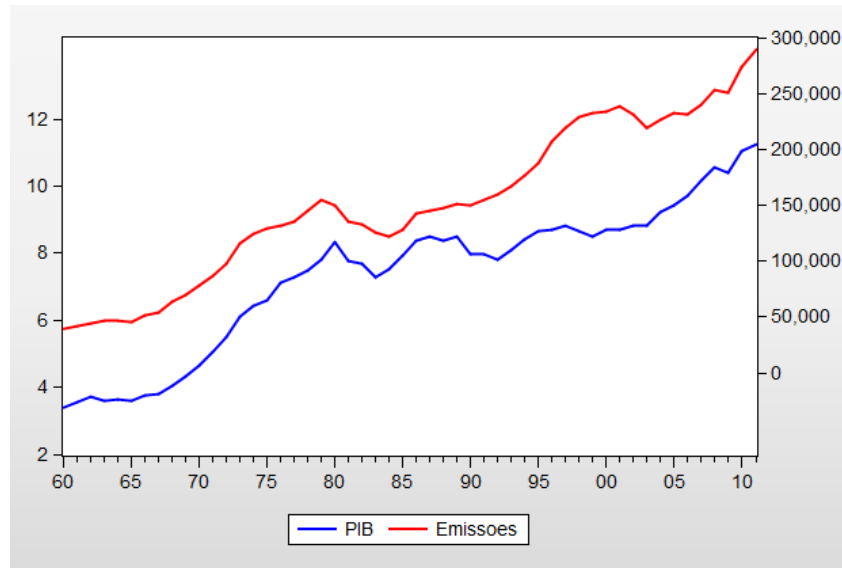
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os dados coletados fazem referência ao período que estende do ano de 1960 a 2011, num total de 52 observações. O PIB per capita foi obtido na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e corresponde a preços reais de 2013. As emissões de dióxido de carbono (CO2) provenientes do consumo de petróleo, estão expressas em milhões de toneladas métricas e foram coletadas junto a Energy Information Administration.

5.1. Gráficos das séries

Apresenta-se as séries de PIB *per capita* e das emissões de CO2 no Brasil, afim de verificar se o processo estocástico gerador de cada série é não-estacionário ou estacionário. De forma geral séries econômicas estacionárias não são afetadas pelo variável tempo.

Segundo Gujarati (2000) a primeira tentativa para identificar o comportamento das séries estudadas pode ser feita por meio da plotagem gráfica dos dados, conforme a Figura 3.


Figura 3: PIB per capita e emissões de CO2 1960 a 2011

Fonte: Resultados da pesquisa

As duas séries se comportarem de maneira parecida, é notável que existe constância nessas oscilações. Individualmente as séries apresentam movimentos ascendentes, mesmo não uniformes, o que pode sugerir exemplo de série não-estacionária. Por se comportarem claramente de maneira similar ao longo do tempo, torna-se interessantes estudar se as séries de PIB per capita e emissões de CO2 são co-integradas ou não. O número de observações são 52 para as duas séries e os correlogramas das duas series apresentam forte auto correlação no início e não tem presença de sazonalidade aparente, conforme Figuras 4 e 5.

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob		
				1	0.929	0.929	47.542	0.000					1	0.933	0.933	47.910	0.000
				2	0.857	-0.050	88.749	0.000					2	0.864	-0.045	89.866	0.000
				3	0.786	-0.022	124.17	0.000					3	0.796	-0.032	126.22	0.000
				4	0.713	-0.062	153.89	0.000					4	0.719	-0.109	156.49	0.000
				5	0.637	-0.062	178.11	0.000					5	0.641	-0.056	181.03	0.000
				6	0.556	-0.083	196.96	0.000					6	0.562	-0.053	200.29	0.000
				7	0.479	-0.018	211.29	0.000					7	0.484	-0.034	214.92	0.000
				8	0.402	-0.056	221.61	0.000					8	0.405	-0.068	225.37	0.000
				9	0.338	0.040	229.06	0.000					9	0.332	0.000	232.57	0.000
				10	0.274	-0.041	234.10	0.000					10	0.263	-0.031	237.19	0.000
				11	0.216	-0.007	237.31	0.000					11	0.201	0.005	239.94	0.000
				12	0.165	-0.003	239.23	0.000					12	0.145	-0.006	241.43	0.000
				13	0.121	0.004	240.29	0.000					13	0.101	0.032	242.15	0.000
				14	0.089	0.039	240.88	0.000					14	0.065	0.020	242.47	0.000
				15	0.065	0.018	241.20	0.000					15	0.033	-0.019	242.55	0.000
				16	0.045	-0.003	241.36	0.000					16	0.003	-0.037	242.55	0.000
				17	0.029	-0.002	241.42	0.000					17	-0.020	0.008	242.59	0.000
				18	0.015	-0.015	241.44	0.000					18	-0.039	-0.012	242.71	0.000
				19	0.007	0.008	241.44	0.000					19	-0.055	-0.000	242.97	0.000
				20	0.002	0.009	241.44	0.000					20	-0.063	0.018	243.32	0.000
				21	-0.005	-0.040	241.45	0.000					21	-0.066	0.023	243.71	0.000
				22	-0.021	-0.075	241.49	0.000					22	-0.077	-0.087	244.26	0.000
				23	-0.042	-0.057	241.66	0.000					23	-0.094	-0.078	245.12	0.000
				24	-0.069	-0.076	242.13	0.000					24	-0.118	-0.084	246.52	0.000

Figura 4: Correlograma da variável emissões de CO2

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 5: Correlograma da variável PIB *per capita*
Fonte: Resultados da pesquisa

5.2. Resultados econométricos

Os testes de raiz unitária com finalidade de verificar se as séries, na forma de logaritmo natural, são estacionárias em nível ou em diferença. A aplicação dos testes conforme a Tabela 1, permite concluir que as séries apresentam raiz unitária em nível, sendo assim são não estacionárias.

Tabela 01 – Teste de raiz unitária em nível

		Teste ADF	
		Em nível	
Série	Modelo	Estatística do teste	Valores críticos a 1%
Pib per capita	Int. e tend.	-1.304224*	-4.148465
Emissões CO2	Int. e tend.	-2.072643*	-4.152511

Fonte: Resultados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Em seguida, são realizados testes em primeira diferença e os resultados são apresentados na Tabela 2, que indicam que as duas séries estudadas uma única diferenciação é suficiente para torna-las estacionárias, e assim integradas de ordem (1).

Tabela 02 – Teste de raiz unitária em primeira diferença

		Teste ADF	
		Em primeira diferença	
Série	Modelo	Estatística do teste	Valores críticos a 1%
Pib per capita	Int. e tend.	-4.659099*	-4.152511
Emissões CO2	Int. e tend.	-4.244578*	-4.152511

Fonte: Resultados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Posteriormente fez-se a estimação de regressão de co-integração com o modelo (3), a ordem de integração dos resíduos foi determinada com base na regressão de Dickey-Fuller aumentada (4) apresentada a seção anterior. Os resíduos obtidos nessa relação de equilíbrio, foram estacionários, então PIB_t e $ECO2_t$ são co-integradas de ordem (1.1), conforme Tabela 3.

Tabela 03 – Teste Dickey-Fuller Aumentado dos Resíduos

		Teste ADF	
Série	Modelo	Estatística do teste	Valores críticos a 1%
Resíduo	Int. e tend.	-7.038539	-3.571310

Fonte: Resultados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Harris (1995) confirmou que os valores correntes da variável dependente Y podem ser determinados também pelos seus valores passados, por conta dos custos de ajustamento, e não somente por valores correntes da variável explicativa X . Sendo assim, a variável X defasada que é apontada por X_{t-i} ($i = 0, \dots, q$), podem ter incluídos os valores defasados de Y por $[Y_{t-i}(i = 0, \dots, p)]$ no modelo, transformando-o em um modelo dinâmico de curto prazo. A formulação de um modelo dinâmico de curto prazo pode se tornar mais realista quando se incorporado mais *lags* de p e q .

Neste sentido, fez-se a formulação do modelo de correção de erro (MCE) dado pela equação (5) considerando que as variáveis PIB per capita e emissão de CO2 são co-integradas, neste modelo estão incorporados efeitos de curto prazo e de longo prazo. O equilíbrio de longo prazo é apresentado pela equação (3) já incorporada no modelo. Sendo assim, existe equilíbrio para qualquer período de tempo e $[Y_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{t-1}] = 0$.

Para os períodos de desequilíbrio o termo diferente de zero mensura a distância que o sistema está de seu equilíbrio no período t , sendo a estimativa $(1 - \alpha_1)$ a que fornece informações de do processo de ajustamento da variável y ou da situação de desequilíbrio. A Tabela 4 apresenta o resultado da equação do MCE.

Tabela 04 – Regressão do Modelo de correção de erro

Variável	MCE	
	2 Lags	
	Coefficiente	Probabilidade
Termo de correção de erro	-0.0727	0.019

Fonte: Resultados da pesquisa.

O coeficiente do termo de correção se mostrou significativo para um nível de significância a 1%, o que indica que os desequilíbrios de curto prazo entre PIB *per capita* e emissão de CO2 possivelmente devem desaparecer quando o equilíbrio de longo prazo ocorrer. O coeficiente do termo de erro apresentou valor de (-0.0727) que significa que o desvio é ajustado em parcelas de 0.0727 a cada ano. Esse desvio é ajustado 7.2% ao ano, sendo um ajuste lento, e um indicativo de efeito de escala de uma série com a outra.

Engle e Granger demonstraram em 1987 que mesmo existindo uma relação de equilíbrio no longo prazo entre variáveis não estacionárias, é possível que ocorra algum desequilíbrio no curto prazo. Após identificado que as duas séries são co-integradas séries, fez-se o teste causalidade sugerido por Engle e Granger (1987) para se descobrir qual a direção dessa causalidade, conforme a Tabela 5.

Tabela 05 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula	Granger Causality Tests	
	2 Lags	
	Chi-sq	Probabilidade
Emissões de CO2 não causa PIB per capita	10.02818	0.4380
PIB per capita não causa Emissões de CO2	17.50800	0.0439

Fonte: Resultados da pesquisa.

O resultado indica que deve-se rejeitar a hipótese nula de que PIB *per capita* causa emissões de CO2, sendo assim pode-se concluir que existe causalidade de Granger de curto prazo entre as variáveis, e que PIB *per capita* pode ser um bom previsor para emissões de CO2. Por outro

lado, as emissões de CO₂, no sentido de Granger, não causam PIB *per capita* no curto prazo, sendo que existe causalidade unidirecional de PIB *per capita* para CO₂, e esse resultado contradiz a hipótese apresentada na seção 2 de que o PIB *per capita* quando relacionado a outra variável ambiental tem em seu crescimento uma situação de simultaneidade.

Esses resultados permitem estudar os fatores importantes do ponto de vista empírico, e que estão diretamente relacionados a discussão crescimento econômico e meio ambiente. Os resultados indicam existência de forte causalidade de curto e longos prazos, e que apesar da dependência do setor de transportes brasileiro aos combustíveis derivados do petróleo, as emissões CO₂ são relacionadas de forma direta, e considerando as projeções de crescimento de consumo previstas no Plano Nacional de Energia 2030 do MME (MME, 2010) que prevê um crescimento de consumo de 90% a 190% tem-se um cenário preocupante projetado para o futuro.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo buscou-se detectar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis PIB *per capita* e emissões de CO₂ no Brasil no período de 1960 a 2011. A investigação fundamentalmente visa avaliar relações de equilíbrio e eficiência do comportamento dessas variáveis.

Para a mensuração dos níveis de integração, fez-se uso dos mecanismos de estimação e cálculos de co-integração preconizados principalmente na literatura econométrica, os testes utilizados foram de raízes de Dickey-Fuller Aumentado, Causalidade de Granger e outros. Para todos os testes se construiu a base dados no Excel e apoiados pelo software econométrico Eviews 9.

Os resultados obtidos revelam que as duas variáveis se tornam integradas em primeira diferença, entretanto, com existência de co-integração estatisticamente significativa entre elas. A relação de longo prazo identificada indica que em primeiro lugar as duas séries caminham juntas ao longo do tempo, sendo de causalidade simultânea, o que significa que quando aumenta-se o PIB *per capita* tem efeito de escala na emissão de CO₂, e analisando somente na ótica dos resultados desse trabalho as reduções de emissões de poluentes provenientes de combustíveis fósseis estão longe de ocorrer.

O estudo apresentou-se coerências de resultados encontrados em outras pesquisas em outros países, o que indica consistência do mesmo. Recomenda-se para trabalhos futuros a utilização de outras variáveis macroeconômicas nacionais em conjunto com as variáveis estudadas nessa pesquisa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Engle, R. F.; grangeR, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.

- EVERETT, T.; ISHWARAN, M.; ANSALONI, G.P.; RUBIN, A. Economic Growth and the Environment. Defra Evidence and Analysis Series. Disponível em: <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/23585/>> Acesso em 01/02/2015.
- FREITAS, L. A importância da eficiência logística para o posicionamento competitivo das empresas no mercado internacional. Revista de Administração Unime. 2003. Disponível em < <http://www.unime.com.br> >. Acesso em: 08 nov. 2015.
- GROSSMAN G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. In GARBER, P., The Mexico-U.S. Free Trade Agreement, ed. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1993.
- Gujarati, D. N. Econometria básica. São Paulo: Makron Books, 2000.
- GROSSMAN, G. M., KRUEGER, A. B. Economic Growth and The Environment. Quarterly Journal of Economics v. 112, p.p 353-378, 1995.
- Mackinnon, J. G. (1991). “Critical Values for Cointegration Tests, Long-Run Economic Relationships”, Reading in Cointegration, Ed. C. W. J. Granger, R. F. Engle.
- MEADOWS, D. H.; MEADOWS, D. L.; RANDERS, J.; BEHRENS, W. W. The Limits of Growth: a report for the Club of Rome's Project on the Predicament of Mankind. New York: Universe Books, 1972.
- MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA, MME. Balanço energético nacional 2014. Disponível em: < <http://www.mme.gov.br/>>. Acesso em: 17 Nov. 2015.
- OECD - Organisation for Economic Co-operation and Development. Economic, Environmental and Social Statistics. Disponível em: <http://www.oecd.org/> . Acesso em: 12 nov 2011.
- Ortúzar, J. e Willumsen, L. (1994) Modelling Transport. West Sussex: John Wiley.
- Phillips, P. C. B.; ouliaris, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. Econometrica, Chicago, v. 58, n. 1, p. 165-93, Jan. 1990.
- _____; perron, P. Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, Great Britain, v. 75, n. 2, p. 335-46, 1988.
- SCHIPPER, L., MARIE-LILLIU, C.; GORHAM, R. Flexing the link between transport and greenhouse gas emission – *A path for the World Bank*. 2000. Disponível em: <www.iea.org>. Acesso em: 23 maio 2016.
- U. S. DEPARTMENT OF ENERGY. *International energy Outlook 2015*. Disponível em: < <http://www.energy.gov/>>. Acesso em: 15 abr. 2016.
- USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Economic Research Service. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov>>. Acesso em: 01 mai. 2016.
- ANP. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. *Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis 2015*. Disponível em: < <http://www.anp.gov.br>>. Rio de Janeiro: ANP, 2015.
- ZUURBIER, P.; Van de Vooren, J., 2008. Introduction to sugarcane ethanol contributions to climate change mitigation and the environment. In: Sugarcane ethanol. Contributions to climate change mitigation and the environment. The Netherlands: Wageningen Academic Publishers.