

IMPACTOS DA ESTRUTURA DEMOGRÁFICA NAS EMISSÕES DE CO₂, ASSOCIADAS AO CONSUMO DE ENERGIA NO BRASIL (2002-2016)

Jamaika Prado (PPGE/UFJF)¹

Alain Hernández Santoyo (PPGEconomia/UNIFAL)

Thiago Costa Soares (UFJF/GV)

Resumo: Este estudo analisa os impactos da estrutura demográfica nas emissões de Dióxido de Carbono (CO₂), associados ao consumo de energia no Brasil, através de um painel de dados com as 27 unidades federativas, entre 2002-2016. Os resultados sugerem um efeito direto negativo entre a proporção da População em Idade Ativa (PIA) e as emissões de CO₂, enquanto o efeito indireto depende do nível de renda *per capita*, uma vez que há evidências da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) para emissões na amostra analisada. Para o atual estágio de crescimento econômico, o efeito total está associado positivamente com a PIA.

Palavras-chave: Estrutura demográfica, consumo de energia, emissões de CO₂, GMM.

Classificação JEL: C33, J10, Q50.

Área 9: Meio ambiente, recursos naturais e sustentabilidade.

1. Introdução

As mudanças na estrutura demográfica vêm ocorrendo e sendo estudadas em diversas partes do mundo. E, de modo especial, foram observadas mudanças no conjunto populacional com o aumento do processo de envelhecimento, considerado um fenômeno que ocorre em diferentes partes do mundo, devido a uma maior taxa de crescimento do grupo etário de idosos em relação aos grupos mais jovens (ZHANG *et al.*, 2018).

Essas transformações na estrutura da população tendem a modificar quase todos os aspectos da sociedade. O avanço do envelhecimento populacional não leva somente ao aumento do número de idosos, também altera a vida dos demais indivíduos, os arranjos familiares, a força de trabalho, consumo, poupança, renda, crescimento econômico, a demanda por serviços públicos e a distribuição de recursos (CARVALHO *et al.*, 2017; SIMÕES, 2016; YORK, 2007).

Dentre esses aspectos, os efeitos das mudanças na estrutura da população sobre o consumo têm ganhado pouca atenção na literatura. As abordagens sobre as mudanças da estrutura etária têm-se concentrado nas questões relacionadas ao mercado de trabalho, previdência, saúde e ao aumento da população idosa (CAMARANO, 2014; LIMA; OSAKI, 2019). Sendo assim, o debate tem-se limitado aos efeitos diretos no tamanho da população, e poucos se atentam as influências da estrutura etária sobre o crescimento econômico e o consumo (O'NEIL *et al.*, 2010; PARK; HEWINGS, 2007).

Durante o ciclo de vida, o comportamento econômico e os hábitos de consumo dos indivíduos apresentam ser heterogêneos, sobretudo, do consumo de energia (BANCO MUNDIAL, 2011; CARVALHO *et al.*, 2017; YORK, 2007; ZHANG *et al.*, 2018). As mudanças na composição da população podem afetar a demanda de energia de forma direta, pelas mudanças nos hábitos de consumo e de forma indireta pelos setores da economia, segundo as atividades produtivas (BIN; DOUWLATABADI, 2005; YAMASAKI; TOMINAGA, 1997).

As análises sobre as mudanças na composição da estrutura etária nas emissões apontam que as emissões de CO₂ são influenciadas pelo consumo de energia e que outros fatores como a urbanização, composição familiar, envelhecimento e crescimento econômico podem afetar o consumo de energia e, conseqüentemente, as emissões de dióxido de carbono (BIRDSALL *et al.*,

¹ Agradece ao financiamento da FAPEMIG, para realização dessa pesquisa.

2001; COLE; NEUMAYER, 2004; DIETZ; ROSA, 1997; FAN et al., 2006). Não obstante, O'Neill et al. (2010) e Zhang et al. (2018) mostram que os estudos que investigam a relação entre estrutura demográfica e emissões consideraram que os efeitos da estrutura etária nas emissões são mistos e seus resultados não foram conclusivos. Todavia, a estrutura etária possui efeito direto e indireto nas emissões, através do consumo de energia.

No Brasil, essas transformações na estrutura etária passam a ser evidenciadas a partir da década de 1960. Em 1960, a população com idade superior a 60 anos representava 4,7% da população total e, em 1996, passou a responder por 8%. A tendência de envelhecimento da população brasileira se manteve ao longo dos anos e, em 2012, os idosos correspondiam a 10,6% da população. Já em 2017, o percentual de idosos alcançou 12,5%. Entre os anos de 2012 e 2017 a população idosa apresentou crescimento de 18%. Posto isto, o envelhecimento populacional está ocorrendo de forma mais intensa nos últimos anos (IBGE, 2019).

O aumento gradativo do consumo de energia tem-se manifestado como um dos principais fatores dentro do setor de energia que impulsionam as emissões de Gases de Efeito Estufa (GEE), em especial, as emissões de dióxido de carbono nas últimas décadas, promovidas pelo uso de fontes de energia fósseis. Entre os anos de 1990 e 2016, o incremento das emissões de GEE foi de 32% no Brasil. Nesse mesmo período, observa-se que as emissões de CO₂ do setor de energia incluindo a produção, o consumo de combustíveis e de energia elétrica, apresentaram crescimento de 120% (SEEG, 2018).

Nesse sentido, o presente estudo tem como objetivo analisar os impactos das mudanças da estrutura demográfica nas emissões de CO₂ associadas ao consumo de energia no Brasil. Considera-se um conjunto de variáveis socioeconômicas, demográficas e de degradação ambiental das unidades federativas, separando o efeito total da estrutura etária nas emissões, em efeito direto e indireto, em um modelo de regressão de dois estágios, estimados pelo método *Generalized Method of Moments (GMM)*, para controlar a endogeneidade das variáveis e introduzir dinâmica.

A análise desagregada das emissões no Brasil é importante por pelo menos três motivos: Em primeiro lugar, as características demográficas, socioeconômicas e ambientais são heterogêneas entre as unidades federativas. Em segundo lugar, a análise desagregada das emissões pode apresentar uma relação não linear com o crescimento econômico e trazer novas evidências para a literatura. Por fim, a literatura nacional carece de estudos empíricos que envolvem a relação entre estrutura demográfica e emissões de poluentes.

2. Impactos da estrutura etária nas emissões de CO₂

Diante das mudanças na estrutura demográfica, os estudos têm se concentrado nas duas últimas décadas na forma em que os fatores subjacentes a essas mudanças podem afetar o consumo de energia e a qualidade do meio ambiente. Nestes estudos, observa-se uma heterogeneidade no padrão de consumo de energia entre grupos etários de jovens e idosos de uma mesma população. Para Yamasaki e Tominaga (1997) o envelhecimento possui influência direta no consumo de energia, uma vez que a demanda por energia varia de acordo com a idade dos indivíduos.

Ademais, estudos realizados sobre diferentes países acerca das mudanças na estrutura demográfica indicam que o envelhecimento da população pode reduzir o consumo de energia e as pressões sobre o meio ambiente (DALTON et al., 2007; GARAU et al., 2013; KRONENBERG, 2011; O'NEILL et al., 2012). Por outro lado, existem evidências de que o crescimento da população idosa pode aumentar o consumo de bens intensivos em energia e contribuir para uma piora da qualidade ambiental (CARVALHO et al., 2017; HAMZA; GILROY, 2011; KRONENBERG, 2009).

Diante do exposto parece não haver consenso na literatura sobre os efeitos das mudanças na estrutura etária sobre o consumo de energia e as emissões de dióxido de carbono. Para Zhang et al. (2018), os diferentes resultados encontrados sobre os impactos da estrutura etária ocorreram porque os trabalhos anteriores não levaram em consideração o efeito direto e indireto dessa variável sobre o consumo de energia e a qualidade ambiental.

2.1 O efeito direto da estrutura etária nas emissões de CO₂

O efeito direto representa o impacto direto da estrutura etária no meio ambiente. Esse impacto ocorre quando a composição demográfica sofre alterações e há mudanças nos hábitos e preferências dos indivíduos (ZHANG et al., 2018).

A heterogeneidade no padrão de consumo de energia entre jovens e idosos tem ganhado destaque na literatura. Hagemann e Nicoletti (1989) argumentam que alterações na estrutura etária provocam mudanças na estrutura de consumo e que a idade é um dos fatores determinantes das preferências.

Os estudos que relacionam consumo de energia a fatores demográficos têm encontrado evidências de que uma população envelhecida altera os níveis de consumo de energia, com isso os níveis de emissões de dióxido de carbono também se alteram. Para O'Neill e Chen (2002) o consumo de energia é influenciado diretamente por uma série de fatores demográficos como o tamanho da população, estrutura etária, grau de urbanização e envelhecimento populacional (YAMASAKI; TOMINAGA, 1997). Nesse sentido, Shi (2003) argumenta que os impactos de variáveis demográficas sobre o consumo de energia na qualidade ambiental são óbvios, pois os indivíduos possuem demandas de energia para os elementos essenciais à vida. Além disso, quanto maior a população, maior deve ser o consumo de energia.

Ao longo dos anos, os trabalhos passaram a analisar como o envelhecimento altera o consumo de energia e emissões de poluentes. Através da análise das mudanças no padrão de consumo de uma população com uma maior proporção de idosos, Kronenberg (2009) encontrou evidências de que mudanças no padrão de consumo das famílias mais velhas aumentam a participação total das emissões de GEE, sendo assim, tais mudanças não vão contribuir para a redução do consumo de energia.

O trabalho de Okada (2012) analisa os efeitos de um aumento da população idosa no meio ambiente relacionado ao transporte rodoviário para 25 países da OCDE. Observaram a existência de uma relação quadrática entre emissões de CO₂ *per capita* e a parcela da população idosa, isso significa que um aumento relativo da população idosa nos países membros da OCDE está associado à redução nas emissões de dióxido de carbono. Também, Menz e Welsch (2012) investigaram a relação do envelhecimento populacional com as emissões de dióxido de carbono para 26 países da OCDE. Concluíram que o envelhecimento da população, mudanças na composição da estrutura etária e das coortes contribuíram para o aumento das emissões de CO₂.

Para o caso brasileiro, Pessanha e Leon (2013) observaram que o envelhecimento da população contribuiu para o aumento da demanda de energia elétrica *per capita* na classe residencial. Ainda sobre o Brasil, Carvalho et al. (2017) encontraram evidências de que mudanças no padrão de consumo levarão ao consumo mais intensivo em poluentes, em especial dos grupos de idosos.

2.2 O efeito indireto da estrutura etária nas emissões de CO₂

O efeito indireto da estrutura etária sobre as emissões de CO₂, ocorre por meio de diferentes níveis de renda e da relação entre crescimento econômico e emissões de poluentes. Porquanto, transformações na estrutura etária de uma população afetam o crescimento econômico, por conseguinte, modifica o consumo de energia e a poluição (ZHANG et al., 2018)

2.2.1 O impacto da estrutura etária no crescimento econômico

O comportamento de consumo das pessoas varia dentro do ciclo de vida e as mudanças na composição etária de uma população são capazes de influenciar de modo significativo o crescimento econômico. Segundo Bongaarts (2009) para avaliar estes impactos é importante

considerar a razão de dependência na estrutura etária, pois um aumento no número de jovens e idosos pode desacelerar o ritmo do crescimento econômico, enquanto um aumento das coortes em idade ativa pode acelerá-lo.

Um importante estudo a relacionar os efeitos da estrutura etária com variáveis econômicas foi desenvolvido por Fair e Dominguez (1987). Neste trabalho verificaram que a hipótese de que a idade é importante para explicar mudanças no padrão de consumo é consistente com a teoria do ciclo de vida. Assim, as pessoas consomem menos renda durante a idade ativa, por outro lado, os mais jovens e os idosos consomem mais do que são capazes de produzir.

Bloom e Williamson (1998) observaram que a transição demográfica da Ásia Oriental contribuiu para as transformações econômicas, ampliando a capacidade produtiva *per capita* do Leste Asiático, uma vez que o aumento da PIA foi maior que o da população dependente. Ainda argumentam que um aumento crescente da população em idade ativa reduz a renda *per capita* nessa faixa etária. Por outro lado, a maior proporção de ativos na população total reduz a razão de dependência, enquanto uma redução da taxa de dependência aumenta a poupança agregada (BLOOM et al., 2003). Nessa mesma perspectiva Bloom e Canning (1999) sugerem que o boom econômico no Leste Asiático foi possível devido ao crescimento da população em idade ativa da Ásia Ocidental superar em cerca de dez vezes a população dependente.

Contudo, Bloom e Finlay (2009) verificaram que as transformações econômicas do Leste Asiático, não são explicadas apenas pela dinâmica demográfica, outros fatores como a abertura comercial, as taxas de poupança, a acumulação de capital e política macroeconômica contribuíram para o desempenho econômico de Leste Asiático. O estudo de Mason et al. (2009) sugere que em certas condições o aumento da demanda por renda pode levar ao aumento do capital por trabalhador e ao maior consumo *per capita*.

Bloom et al. (2010) investigaram a contribuição das mudanças demográficas no crescimento econômico da China e da Índia. Verificaram que o aumento da população idosa irá reduzir a participação da força de trabalho e as taxas de poupança, o que pode levar a uma desaceleração do crescimento econômico. Golley e Tyers (2013) também examinaram o comportamento demográfico no desempenho econômico para estes países. Observaram que uma redução da dependência na renda real dos jovens na China não será compensada, pois haverá um aumento da dependência dos idosos. Na Índia, o índice de dependência será ainda menor, apesar do aumento inicial da fecundidade ter efeito positivo sobre o PIB, ela também reduz a renda *per capita*.

Wei e Hao (2010) analisam o efeito das mudanças demográficas sobre o crescimento na China incorporando a estrutura etária para cada província. Assim, encontraram evidências de que a redução do número de dependentes mais jovens ocasionados pelo declínio da fecundidade impulsionou o crescimento econômico. Observaram também que o efeito da mudança demográfica no crescimento econômico é ainda maior em províncias mais abertas às forças de trabalho. Liu e Hu (2013) também examinam essa relação, observaram que a participação da PIA e o crescimento econômico são positivamente correlacionados. Nesse sentido, Zhang et al. (2015 a) descobriram que tanto o tamanho quanto a composição demográfica da população em idade ativa se correlacionam de forma positiva com as taxas de crescimento econômico. Zhang et al. (2015b) alertam para a necessidade de planejamento que leve em consideração o ciclo de vida, porquanto este pode afetar o consumo de energia e a qualidade ambiental.

O estudo de Zhang et al. (2018) utiliza a proporção da PIA para verificar o efeito da estrutura etária nas emissões de CO₂ da China, o efeito total foi dividido em efeito direto e indireto. Os resultados mostram que o efeito direto da participação da população em idade ativa se relaciona positivamente com as emissões de dióxido de carbono, enquanto o efeito indireto depende do nível de renda, uma vez que parece haver uma relação na forma de U invertido entre emissões e renda. O efeito total do crescimento econômico está positivamente correlacionado com as emissões de CO₂ de proporção da população em idade ativa. Dessa forma, o envelhecimento populacional é prejudicial ao crescimento econômico no longo prazo, mas pode aliviar em certa medida as pressões ambientais da China.

Como observado nos estudos supracitados, a PIA tem um papel importante no crescimento econômico. Em direção oposta, o envelhecimento parece ter uma correlação negativa com o crescimento econômico, como sugere a teoria do ciclo de vida, os idosos consomem mais do que sua capacidade de produção. Do ponto de vista da qualidade do meio ambiente, ainda não há um consenso dos efeitos do envelhecimento nas emissões de dióxido de carbono. Para Zhang et al. (2015 a) e Golley e Zheng (2015), ao verificar a relação entre estrutura etária e crescimento econômico, a população em idade ativa deve ser utilizada para representar a estrutura da população, pois reflete com precisão a população dependente. Além disso, estudar impactos de uma população em envelhecimento sem levar em consideração a PIA, pode gerar resultados tendenciosos (PENG, 2011). Diante disso, esta pesquisa irá utilizar a proporção da população em idade ativa como uma medida de dependência para verificar o efeito das mudanças demográficas sobre o crescimento econômico e sobre emissões de CO₂ para o caso do Brasil.

2.2.2 O impacto do crescimento econômico no consumo de energia e nas emissões de CO₂

Os efeitos adversos do crescimento econômico sobre o consumo de energia e nas emissões têm sido baseados em uma importante linha de pesquisa que se desenvolveu nas últimas décadas, que é a da “Curva Ambiental de Kuznets - CAK”. A hipótese apresentada nesta teoria sugere que nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico as emissões são crescentes, contudo, após atingir determinado nível de renda elas passam a ser decrescentes em termos *per capita*.

A origem da CAK parte do estudo de Kuznets (1955) em que analisa a relação entre crescimento econômico e a desigualdade de renda entre países. Conforme a teoria desenvolvida, a desigualdade aumenta no período de transição de economias agrícolas para industriais, com o aumento da renda nas economias industriais essa tendência seria invertida.

O primeiro estudo a partir da CAK, proposto por Grossman e Krueger (1991), utilizaram um painel de dados para vários países e três poluentes e concluiu que as emissões podem não apresentar uma relação linear com a renda. Assim, os poluentes utilizados no estudo responderam positivamente ao crescimento da renda até US\$ 10,800, após atingir esse valor observou-se que as emissões declinaram. Em suma, a hipótese da CAK sugere que a relação entre poluição ambiental e crescimento econômico se assemelha ao formato de U invertido. A explicação para essa relação se baseia na transição dos padrões produtivos agrícolas considerados limpos nos estágios iniciais do crescimento, para padrões intensivos em poluentes no modelo industrial, quando as emissões aumentam. As emissões passam a decrescer após atingir um novo estágio de desenvolvimento, quando a conscientização da população relacionada à qualidade do meio ambiente aumenta. De acordo com Selden e Song (1994), outros fatores que contribuem para explicar esta relação são as alterações nas estruturas produtivas e de consumo, abertura comercial, tecnologia e o surgimento de leis ambientais.

A partir dos achados de Grossman e Krueger (1991), outros pesquisadores examinaram a relação empírica entre poluentes e renda e encontraram resultados similares. Shafik e Bandyopadhyay (1992) utilizaram dez indicadores para medir a qualidade da água e do ar e concluíram que um aumento da renda poderia reduzir as emissões de dióxido de carbono, quando fossem alcançados US\$ 8.600 *per capita*. Panayotou (1993) examinou a relação entre a renda, desmatamento e emissões de poluentes e encontrou evidências de pontos de inflexão para as variáveis ambientais. Selden e Song (1994), ao analisar quatro poluentes para países com diferentes níveis de renda, descobriram que as emissões de dióxido de carbono poderiam ser reduzidas com o crescimento da renda.

Embora diversos estudos tenham encontrado evidências da CAK na relação entre poluentes e renda, Stern et al. (1996) apresenta críticas aos estudos por não considerar o efeito *feedback* da poluição para a renda. Além disso, consideraram que as estimativas poderiam estar enviesadas pela limitação dos dados utilizados e pela ausência de variáveis como comércio internacional e o consumo de energia no modelo. A partir de então, as pesquisas passaram a incorporar novas variáveis como o consumo de energia, abertura comercial e outras, para testar a validade da CAK.

Lau, Chong e Eng (2014) encontraram evidências da CAK para o efeito da renda e do comércio sobre as emissões da Malásia. Descobriram ainda que a qualidade ambiental do país piorou devida à intensidade do comércio. Outros trabalhos (APERGIS, 2016; ZHANG et al., 2015a) buscaram relacionar essas variáveis de poluentes, crescimento econômico, abertura comercial e consumo de energia para diversos países. Contudo, mesmo existindo uma gama de estudos que buscam verificar a existência da CAK, as estimativas dos resultados muitas das vezes são enviesadas e inconsistentes, seja pela utilização de técnicas inapropriadas e ou pela limitação dos dados disponíveis (DINDA, 2004; STERN, 2004).

Para Stefanski (2013) atribuir todas as causas da poluição ao crescimento econômico pode ser errôneo, devem ser incorporadas outras variáveis capazes de afetar a estrutura econômica de um país. Nesse sentido, Zhang et al. (2018) salientam que quando se trata da CAK, outros fatores devem ser incorporados na análise como as mudanças demográficas, reestruturação econômica e a qualidade ambiental. Nesta pesquisa, busca-se explorar os impactos das mudanças demográficas no meio ambiente utilizando a proporção da população em idade ativa.

Sabe-se que embora a literatura internacional tenha avançado nos estudos que exploram a relação da população com o meio ambiente, a literatura nacional apresenta escassez de trabalho. Não foram encontrados estudos empíricos para o Brasil com níveis de desagregação que relacionem a proporção da população em idade ativa com as emissões de dióxido de carbono pelo consumo de energia. Os poucos estudos encontrados apresentam lacunas, pois consideram apenas algum aspecto da estrutura demográfica no crescimento econômico ou na qualidade ambiental (CARVALHO et al., 2017; SATHLER, 2016). Em específico, a hipótese da CAK foi verificada apenas a nível nacional ou para determinado local no Brasil (ALAM et al., 2016; PAO; TSIA, 2011; ZAMBRANO-MONSERRATE et al., 2016). De acordo com Zhang et al. (2018), ainda são escassos estudos que abordam os efeitos diretos e indiretos da população no meio ambiente. Além disso, as metodologias empregadas nestes estudos nem sempre são capazes de capturar tais efeitos.

3. Metodologia

A escolha do modelo de regressão utilizado tem como base os estudos (COLE, cole2007; HALKOS; PAIZANOS, 2013; WELSCH, 2004; ZHANG et al., 2018). Dessa forma, o modelo pode ser descrito através da função de produção estendida (SOLOW, 1956), comumente utilizada em análises de crescimento econômico, que pode ser escrita da seguinte maneira:

$$\ln PIBpc_{i,t} = \alpha + \beta_0 \ln PIBpc_{i,t-1} + \beta_1 \ln PIA_{i,t} + \beta_2 \ln CAPpc + \beta_3 \ln HUM_{i,t} + \eta_i \quad (1)$$

Onde, α é o intercepto comum; $\ln PIBpc_{i,t-1}$ corresponde ao logaritmo da renda *per capita* defasada; $\ln PIA_{i,t}$ é o logaritmo da parcela da população em idade ativa; $\ln CAPpc$ representa o logaritmo do estoque de capital *per capita* (consumo de energia elétrica *per capita*); $\ln HUM_{i,t}$ é o logaritmo do estoque de capital humano; $\ln ABER_{i,t}$ é o logaritmo do grau de abertura comercial medido pela razão das importações e exportações pelo PIB; η_i corresponde aos efeitos específicos não observáveis de cada estado; i : representa as unidades federativas ($i = 1, 2, \dots, 27$); t é o número de anos ($t = 2002, 2003, \dots, 2016$). As variáveis de estoque de capital foram introduzidas para controlar o efeito da renda. Dado que o Brasil possui 27 unidades federativas, ao longo de 15 anos, tem-se um total de 405 observações.

No modelo de crescimento econômico, espera-se que a PIA, os estoques de capital físico e humano, e abertura comercial apresentam relação positiva com o crescimento econômico.

O modelo empírico de emissões de dióxido de carbono busca verificar quais fatores influenciam estas emissões, assumindo a seguinte forma:

$$\ln CO_2 pc_{i,t} = \alpha + \beta_5 \ln \ln CO_2 pc_{i,t-1} + \beta_6 \ln PIA_{i,t} + \beta_7 E \ln PIB pc_{i,t} + \quad (2)$$

Onde, α é o intercepto comum; $\ln CO_2 pc_{i,t}$ representa ao logaritmo das emissões totais de dióxido de carbono *per capita*; $\ln CO_2 pc_{i,t-1}$ equivale ao logaritmo das emissões totais de dióxido de carbono *per capita* defasada; $\ln PIA_{i,t}$ é o logaritmo da parcela da população em idade ativa; $E \ln PIB pc_{i,t}$ é o valor ajustado do PIB *per capita* da equação 1; $E \ln PIB pc_{i,t}^2$ é o quadrado do PIB ajustado; $\ln DESM_{i,t}$ é o logaritmo da proxy de desmatamento; $\ln ENER pc_{i,t}$ é o logaritmo do consumo de energia elétrica. λ_i corresponde aos efeitos específicos não observáveis de cada UF; as variáveis de controle (desmatamento e consumo de energia) foram introduzidas para distinguir os efeitos diretos da estrutura etária na qualidade ambiental, diante de outros elementos que podem influenciar as emissões (WOOLDRIDGE, 2016).

Na equação 2, espera-se que a relação entre emissões e crescimento econômico seja quadrática, o que caracteriza a CAK. Com relação ao desmatamento e consumo de energia é esperado que estes contribuam para o aumento das emissões. Quando os demais fatores são bem controlados, o coeficiente β_6 estimado na equação 2 irá refletir o efeito puro direto da estrutura demográfica nas emissões de CO₂ (ZHANG et al., 2018). Considerando que o envelhecimento populacional altera o comportamento relacionado ao uso de energia, o efeito indireto da estrutura etária nas emissões de CO₂ pode ocorrer por meio do crescimento econômico, uma vez que modificações na estrutura demográfica podem impactar a renda. Porém, o efeito indireto não parece ser fácil de encontrar como o efeito direto, o que exige maior rigor nos procedimentos empíricos. Por isso, o crescimento econômico será utilizado como uma variável intermediária para encontrar o efeito indireto da estrutura demográfica nas emissões de dióxido de carbono, seguindo os estudos de Cole (2007), Halkos e Paizanos (2013) e Zhang et al. (2018).

Para capturar os efeitos diretos e indiretos da estrutura etária nas emissões de CO₂ utilizou-se o método *Generalized Method of Moments (GMM)* em diferenças. Proposto por Arellano e Bond (1991) trata-se de um método mais robusto, que utiliza séries de tempo defasada como instrumento das variáveis em primeira diferença e exige apenas que os regressores sejam exógenos, flexibilizando o pressuposto de exogenidade estrita. O GMM em diferenças se apoia na transformação do modelo através da defasagem da variável dependente e das defasagens das variáveis endógenas e nas diferenças das variáveis que são estritamente exógenas. A estimação por GMM em diferenças para os determinantes do crescimento econômico e emissões de CO₂ permite controlar a persistência da variável dependente no tempo.

O estimador GMM em diferenças é obtido em dois estágios. No primeiro estágio assume-se o pressuposto de independência dos erros e homocedasticidade entre as unidades transversais e no tempo. No segundo estágio utiliza-se os resíduos obtidos no primeiro estágio para calcular de forma consistente a matriz de variância e covariância, assim a hipótese de que os erros são independentes e homocedásticos é relaxada.

Para verificar a validade das hipóteses do modelo estimado são aplicados dois testes: Autocorrelação de Primeira e de Segunda ordem e Teste de Restrição sobre identificadoras de Hansen/ Sargan. O primeiro teste, proposto por Arellano e Bond (1991), testa a autocorrelação de Primeira e Segunda ordem nos resíduos em diferenças. Assim, espera-se rejeitar a hipótese nula de que os erros transformados não são correlacionados de primeira ordem. Já no teste de autocorrelação de segunda ordem, espera-se que os erros sejam não correlacionados, ou seja, que a estatística seja não significativa.

O segundo teste serve para verificar a validade dos instrumentos utilizados. Para que os instrumentos sejam válidos, é necessário que duas condições sejam satisfeitas: 1) que os instrumentos sejam correlacionados com os regressores endógenos; 2) de ortogonalidade, ou seja, que os instrumentos obtidos não sejam correlacionados com o erro. Esta condição pode ser verificada pela estatística J de Sargan (1982) que testa a hipótese de validade dos instrumentos para

obter os estimadores com mínima variância assintótica, contra a de não adequação dos instrumentos, quando a variância assintótica não é mínima. A principal vantagem de utilizar esta metodologia, segundo Zhang et al. (2018), consiste na decomposição dos efeitos direto e indireto da estrutura demográfica nas emissões de dióxido de carbono e ainda conseguir obter o efeito direto puro, por meio de instrumentos adequados de estimação.

4. Base de dados

Os dados utilizados neste estudo são quantitativos e secundários. A periodicidade dos dados é anual, compreendendo o período entre 2002 e 2016 para as 27 unidades federativas brasileiras. Os dados referentes ao PIB *per capita* foram construídos a partir do PIB, a preços correntes, obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB, nivelados aos preços de 2010 (em R\$) e divididos pelo número total de habitantes. A variável PIA foi retirada do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) em números de pessoas com idade entre 15 e 64 anos e dividida pelo total da população, para obter a proporção (em %); A variável de abertura comercial foi criada a partir da soma dos dados de importações e exportações a preços correntes (medidos em mil U\$), que foram convertidos (em mil R\$ a preços de 2010) e divididos pelo PIB (a preços de 2010); Os dados de consumo de energia elétrica em Megawatt-hora (MWH) *per capita* foram construídos a partir do consumo de energia em MWH retirados do IBGE e divididos pelo total de habitantes; A proxy para o estoque de capital físico *per capita* é o consumo de energia elétrica *per capita* em MWH; a proxy para o estoque de capital humano é a média de anos de estudos das pessoas com 25 anos ou mais, obtidas no IBGE; a variável de emissões totais de CO₂ *per capita* foi construída a partir dos dados de emissões totais de CO₂, medidas em toneladas e são provenientes do Sistema de Estimativas de Emissões de Gases (SEEG), as emissões foram convertidas em Kg e divididas pelo total de habitantes; a proxy para desmatamento foi criada a partir do número de focos de incêndio, esses dados foram coletados no Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) e divididos pela área em km².

5. Resultados e discussões

5.1 Estatísticas descritivas

Essa subseção apresenta as estatísticas descritivas utilizadas no estudo, bem como descreve alguns procedimentos necessários para realizar as análises dos modelos estimados. A Tabela 1 exibe as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo no período de 2002-2016.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo no período de 2002-2016

Variáveis	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mín.	Máx.
Abertura comercial	405	0.15578	0.12592	0.00316	0.58626
Proporção da População em Idade ativa	405	0.65797	0.0335	0.57655	0.72658
Proxy de Desmatamento	405	0.02848	0.0261	0.00323	0.17517
Emissões de dióxido de carbono <i>per capita</i>	405	23448.4	40878.5	2004.02	389461
PIB <i>per capita</i>	405	15751.4	9128.33	4593.62	55340.5
Consumo de energia elétrica <i>per capita</i>	405	1.63925	0.65512	0.44632	3.537
Proxy de estoque de capital físico	405	1.63925	0.65512	0.44632	3.537
Proxy de estoque de capital humano	351	6.60788	1.18651	3.98239	10.082

Fonte: Elaborada a partir dos resultados do estudo.

A pesquisa utiliza sete variáveis durante o período de 2002 a 2016, para as 27 unidades federativas do Brasil. Nota-se um total de 405 observações para variáveis de grau de abertura entre

os estados, proporção da população em idade ativa, *proxy* desmatamento, emissões de CO₂ renda e consumo de energia. Já a *proxy* da variável de estoque de capital humano possui um total de 351 observações, devido ao encerramento desta série no ano de 2014.

Para facilitar as análises dos resultados, optou-se por classificar as unidades federativas por grupos de quartis de renda. No primeiro quartil estão as UFs (Acre, Amapá, Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pará, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe) com renda *per capita* média entre R\$ 0,00 e R\$12.500,00, denominado de Grupo 1. No segundo quartil estão as UFs (Amazonas, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Rondônia, Roraima, Santa Catarina e Tocantins) com renda média *per capita* entre R\$ 12.501,00 e R\$ 25.000,00, denominado de Grupo 2. No terceiro quartil tem-se a UF (São Paulo) com renda média *per capita* entre R\$ 25.001,00 e R\$ 37.500,00, denominado de Grupo 3 e no quarto quartil a UF (Distrito Federal) com renda média entre R\$ 37.501,00 e R\$ 50.000,00 denominado de Grupo 4.

Para avaliar possíveis impactos da estrutura etária nas emissões de dióxido de carbono, as variáveis foram logaritimizadas para que suas elasticidades possam ser obtidas. Devido à heterogeneidade observada entre as UFs brasileiras e os possíveis problemas de endogeneidade das variáveis dos modelos, as estimativas foram obtidas em dois estágios, através do método GMM, em diferenças. As estimativas dos modelos observados serão apresentadas nas duas próximas subseções.

5.2 Modelo de crescimento econômico

A função de crescimento, nesta etapa, foi estimada para captar o efeito parcial da estrutura etária no crescimento econômico. Para encontrar a estimativa que mais se aproxima aos objetivos da pesquisa, foram testados três modelos. A Tabela 2 apresenta as estimativas dos resultados dos modelos de crescimento econômico.

Tabela 2 - Estimativas do crescimento econômico

Variáveis	Modelo I	Modelo II	Modelo III
$\ln PIBpc_{t-1}$	0.287***	0.297***	0.796***
$\ln PIA$	-0.613**	-0.471NS	-1.320***
$\ln CAPpc$	0.223***	0.233***	0.278***
$\ln HUM$	0.745***	0.680***	
$\ln ABER$	0.008 ^{NS}		
R^2	0,989	0,986	0,985
Teste AR (1)	0,001	0,001	0,0004
Teste AR (2)	0,164	0,189	0,544
J Sargan	23,19 (0,508)	31,73 (0,134)	26,00 (0,353)

Fonte: Elaborada a partir dos resultados da pesquisa obtidos a partir do Eviews 9.

Nota: *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10% e NS não significativo. Os instrumentos utilizados foram: Modelo 1: ($\ln PIBpc$, -2, $\ln PIA$, -1, $\ln CAPpc$, -1 e $\ln ABER$); Modelo 2 e Modelo 3: ($\ln PIBpc$, -2, $\ln PIA$, -1, $\ln CAPpc$, -1).

Ao estimar os modelos² I, II e III verificou-se que os coeficientes estimados apresentaram os mesmos sinais. Entretanto, nem todas as variáveis foram estatisticamente significativas para explicar o crescimento econômico.

Já em relação ao ajustamento dos modelos, aproximadamente 98% do crescimento econômico pode ser atribuído às variáveis explicativas. No que diz respeito à validade dos instrumentos utilizados, em todos os modelos, os instrumentos são válidos, visto que a estatística J de Sargan (1982) não foi significativa, ou seja, não é possível rejeitar a hipótese nula de que os

² Foi verificada a estacionariedade das séries.

instrumentos são não correlacionados com o termo de erro. Além disso, os testes de autocorrelação de Arellano e Bond (1991) não permitem rejeitar a hipótese nula de que os erros transformados não são correlacionados de primeira ordem, já o teste de autocorrelação de segunda ordem, foi não significativo. Esse resultado é essencial para verificar a consistência do estimador de GMM em diferenças.

Como existe concordância entre os modelos tanto para os sinais dos coeficientes, como para os testes de consistência do estimador, foi escolhido o modelo que se mostrou mais completo, que é o Modelo I. Dessa forma, a seguir, todas as análises são referentes ao Modelo I.

A partir da estimação do modelo I, as estimativas indicam que a proporção da população em idade ativa impacta negativamente no crescimento econômico. Em uma análise semelhante para as províncias da China, Golley e Zheng (2015), também encontraram uma relação negativa entre população produtiva e crescimento econômico. Conforme destacado por Bloom e Williamson (1998), ao mesmo tempo em que um crescimento da população em idade ativa promove o crescimento econômico, o aumento da PIA pode levar a uma redução na renda *per capita* dessa faixa etária, como a que ocorreu na Ásia Ocidental, entre 1965 e 1990.

Para Kelley e Schmidt (2005), esses resultados são esperados para países que apresentam um crescimento mais rápido da força de trabalho em relação à taxa de crescimento dos investimentos, gerando impacto negativo no capital por trabalhador. Outro fator que contribui para que esse efeito seja negativo está relacionado à capacidade da economia de absorver novos trabalhadores (BLOMM et al., 2010).

Como esperado, o estoque de capital *per capita* apresenta relação positiva e significativa com o crescimento. Conforme Golley e Zheng (2015), o aumento do investimento em equipamentos e estruturas eleva a produtividade da economia. Em relação ao estoque de capital humano, os resultados obtidos mostram que o aumento da média dos anos de estudos contribui para o crescimento econômico. Esses resultados em conjunto contribuíram para o aumento da produtividade agregada no país.

Para Golley e Zheng (2015), o efeito negativo da população em idade ativa no crescimento econômico, associado aos efeitos positivos do estoque de capital físico e humano no crescimento, pode levar a duas possibilidades: a primeira delas é que os investimentos no período foram baixos e as taxas de crescimento da força de trabalho cresceram de forma rápida, mas não no mesmo ritmo que as taxas de estoque de capital. Durante o período analisado, a população em idade ativa passou de 116 milhões de pessoas, em 2002, para 142 milhões de pessoas, em 2016, um fator multiplicador de 1,23. Já o estoque de capital passou de 266 milhões de reais para 973 milhões de reais, um fator multiplicador de 3,7. A segunda trata da deterioração da qualidade da força de trabalho. Em relação aos anos médios de estudos da população brasileira, observou-se um aumento de 5,8 em 2002, para 7,4 anos, em 2016. Entretanto, um aumento expressivo da população não qualificada e inexperiente em relação à população qualificada gera um custo e não um benefício para a produtividade agregada. Esses argumentos aliados aos de Kelley e Schmidt (2005) e Bloom et al. (2010) parecem fazer sentido para o Brasil, no período estudado.

Quanto à abertura comercial, apesar de apresentar um sinal positivo, não foram encontradas evidências de que o grau de abertura comercial influencia o crescimento econômico. Resultados semelhantes para a significância do grau de abertura foram encontrados por Jayanthakumaran e Liu (2012), Shahbaz et al. (2012) e Golley e Zheng (2015).

5.3 Modelo de emissões de dióxido de carbono

Neste modelo busca-se verificar o efeito direto e o efeito indireto da estrutura etária nas emissões de dióxido de carbono, pelo consumo de energia. Nesta etapa, o valor do PIB *per capita*, obtido no Modelo I, foi introduzido para verificar a existência de um efeito indireto da estrutura etária nas emissões por meio do crescimento econômico, através da CAK. A Tabela 3 apresenta as estimativas dos resultados dos modelos de emissões de dióxido de carbono e dos *turning points* calculados.

Tabela 3 - Estimativas das emissões de dióxido de carbono

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$\ln CO_2 pc_{t-1}$	0.216***	0.236***	0.222***
$\ln PIA$	-7.523***	-4.426***	-4.676***
$\ln PIBpc$	5.658***	3.970***	4.068***
$\ln PIBpc^2$	-0.315***	-0.217***	-0.228***
$\ln DES$	0.055***	0.056***	
$\ln ENERpc$	0.557***		
Turning point	R\$ 8.047	R\$ 9.200	R\$ 7.623
R^2	0,963	0,962	0,962
Teste AR (1)	0,100	0,092	0,098
Teste AR (2)	0,578	0,481	0,598
J Sargan	29,94 (0,120)	26,68 (0,223)	26,94 (0,258)

Fonte: Elaborada a partir dos resultados da pesquisa obtidos a partir do Eviews 9.

Nota: *** significante a 1%. Os instrumentos utilizados foram: Modelo 1: ($\ln CO_2 pc$, -2, $\ln PIBpc$, $\ln PIA$, $\ln DES$ e $\ln ENERpc$, -1); Modelo 2: ($\ln CO_2 pc$, -2, $\ln PIBpc$, $\ln PIA$ e $\ln DES$); Modelo 3: ($\ln CO_2 pc$, -2, $\ln PIBpc$ e $\ln PIA$).

Ao estimar os modelos³ I, II e III para emissões de dióxido de carbono, observou-se que a concordância entre os modelos e a consistência do estimador de GMM permanecem válidas. De forma análoga, o Modelo I será analisado nesta etapa.

Partindo para análise das estimativas, o coeficiente da população em idade ativa sugere que a relação entre PIA e emissões CO_2 é negativa. Esse resultado nos leva a rejeitar a hipótese da existência de um efeito direto positivo da população em idade ativa nas emissões de dióxido de carbono. Conforme Liddle e Lung (2010) argumentam, os resultados encontrados não devem surpreender, pois quando se utilizam emissões totais nas análises, estas podem sofrer mais influências de outros setores da economia, do que pela soma do comportamento individual.

As emissões foram elásticas ao crescimento da renda. Já o sinal negativo do termo quadrático do PIB, *per capita*, sugere que as emissões crescem a taxas decrescentes. Esse resultado indica que a relação entre o PIB *per capita* e as emissões de CO_2 é não linear na forma logarítmica, ou seja, apresenta evidências da CAK na forma de U invertido, com isso a hipótese da existência de um efeito indireto positivo do nível de renda com as emissões de CO_2 , se verifica. Em particular, esse achado representa um avanço literário para o país, uma vez que não há evidências da existência da CAK a nível desagregado por unidade federativa para o caso do Brasil (MORAIS, 2019). Por meio da expressão $\exp(-\beta_7/2\beta_8)$ é possível demonstrar que o *turning point* para emissões nesta pesquisa foi de R\$ 8.047,00, a preços de 2010. No caso das unidades federativas brasileiras, apenas Maranhão e Piauí apresentam uma renda média *per capita* abaixo do ponto de inflexão encontrado.

O desmatamento se mostrou importante para explicar as emissões de dióxido de carbono. Em uma análise para diferentes países, incluindo o Brasil, o estudo de Baccini et al. (2012) mostra que o desmatamento foi responsável por um percentual entre 6% e 17% das emissões globais de dióxido de carbono, entre o período de 2000 e 2010. Em geral, os grupos que apresentam as menores rendas estão associados a maiores níveis de desmatamento, esses grupos estão localizados principalmente em regiões com alta concentração de florestas. A conversão de florestas em pastos ou campos para plantação tem sido os principais responsáveis pelo aumento das emissões de CO_2 , no setor agropecuário (SEEG, 2018).

Como esperado, o consumo de energia elétrica *per capita* se mostrou relevante para o aumento das emissões de dióxido de carbono no período analisado. O aumento do consumo energético ocorreu principalmente nos grupos que concentram as maiores rendas, isso mostra que

³ Foi verificada a estacionariedade das séries.

parece haver um efeito *feedback* entre consumo de energia e emissões, uma vez que o crescimento das emissões está diretamente relacionado ao consumo de energia. O efeito positivo na relação entre consumo de energia elétrica e emissões de CO₂, também foi verificado por Sanquetta et al. (2017), em uma análise para o estado do Paraná. Os resultados encontrados por Souza et al. (2018) revelam que o consumo de energia contribuiu para o aumento das emissões no Brasil, entre 1960 e 2015.

A partir das estimações apresentadas na Tabela 2 e na Tabela 3, tornou-se possível o cálculo dos efeitos da estrutura etária sobre as emissões de CO₂. O método utilizado para os cálculos tem como base os estudos de Cole (2007), Halkos e Paizanos (2013) e Zhang et al. (2018). Inicia-se pelo efeito direto da estrutura etária nas emissões de dióxido de carbono, este efeito foi obtido através do coeficiente β_6 estimado a longo prazo da Equação 2.

Com relação ao efeito indireto da estrutura etária nas emissões de dióxido de carbono, o cálculo foi feito pelo produto do impacto parcial do PIB *per capita* nas emissões de CO₂ *per capita*, estimadas na Equação 3 e o impacto parcial da estrutura demográfica no PIB *per capita*, estimados na Equação 2. Dessa forma o efeito indireto de longo prazo é calculado como:

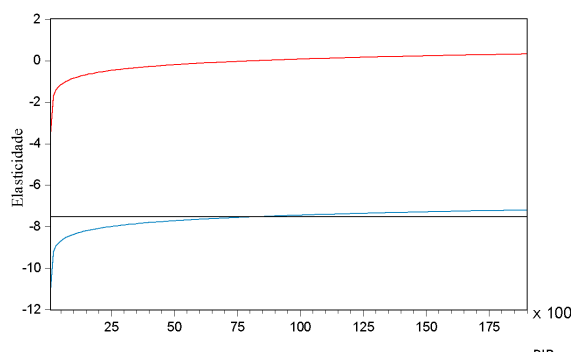
$$\text{Efeito Indireto: } \frac{\partial \ln CO_2 pc}{\partial \ln PIB pc} * \frac{\partial \ln PIB pc}{\partial \ln PIA} \quad (3)$$

Por último, o efeito total é a soma do efeito direto e do efeito indireto, escrito da seguinte forma:

$$\text{Efeito Total: } \beta_6 + \frac{\partial \ln CO_2 pc}{\partial \ln PIB pc} * \frac{\partial \ln PIB pc}{\partial \ln PIA} \quad (4)$$

Com base nos coeficientes estimados na Tabela 2 e na Tabela 3, em números, o efeito total a longo prazo é calculado como: $9,6 - 0,86 * [7,21 + 2 * (-0,40 \ln PIB pc)] = 0,69 \ln PIB pc - 15,81$. Esse resultado mostra que o efeito total da estrutura etária nas emissões de dióxido de carbono apresenta um crescimento monotônico, à medida que a renda aumenta. Isso indica que quando o país alcançar um $\ln PIB pc = 22,91$, o PIB *pc* \cong 9 milhões de reais (a preços de 2010), o efeito deixa de ser negativo e torna-se positivo. Ainda que a renda encontrada seja algo inalcançável, é possível verificar a hipótese de que o efeito total se associa positivamente com a população em idade ativa. O gráfico 1 ilustra o comportamento desses efeitos.

Gráfico 1 - Efeito total, efeito direto e efeito indireto da estrutura etária nas emissões de CO₂



Fonte: Elaborado a partir dos cálculos dos resultados.

Conforme o Gráfico 1, a elasticidade das emissões de dióxido de carbono atribuídas à estrutura etária é uma função crescente que depende do crescimento do PIB *per capita*. Como resultado, o crescimento econômico das unidades federativas brasileiras é inferior ao limite, no qual a elasticidade se torna positiva.

Como demonstrado, o efeito direto da população em idade ativa sobre as emissões de dióxido de carbono é negativo, ou seja, o crescimento da PIA não gera pressões sobre as emissões. Os estudos que verificaram essa relação utilizando a população em idade ativa para representar a estrutura etária encontraram diferentes resultados. Como exemplo disso, Shi (2003) e Zang et al. (2018) analisaram os impactos da população nas emissões totais de dióxido de carbono e descobriu que a população em idade produtiva impacta positivamente as emissões globais de CO₂. Já no

estudo de Cole e Neumayer (2004) a PIA não foi relevante para explicar as emissões de poluentes. Por outro lado, os estudos de Fan et al. (2006) e Liddle e Lung (2010) encontraram um efeito negativo assim como o encontrado neste estudo.

Para Liddle e Lung (2010) os diferentes resultados podem estar associados às políticas ambientais adotadas em cada região estudada, pelo uso das emissões globais e pela mudança no padrão de consumo entre diferentes grupos etários. Esses argumentos parecem fazer sentido para o caso brasileiro. No período analisado, os maiores níveis de emissões de CO₂ foram observados nos setores de mudanças do uso da terra e agropecuário, mesmo que o setor de energia tenha apresentado maior crescimento. Entretanto, foram utilizadas variáveis de controle para verificar os efeitos de outros setores neste estudo.

De acordo com os resultados dos cálculos realizados, o efeito indireto da PIA sobre as emissões de CO₂ se apresenta como uma curva que cresce monotonicamente com o crescimento da renda. Dessa forma, nas unidades federativas que apresentam uma renda menor que o *turning point* encontrado, de R\$ 8.047,00, a PIA tem um efeito negativo sobre as emissões. Já nas UFs com renda *per capita* superior ao limiar encontrado, a população em idade produtiva possui relação positiva com as emissões de poluentes. Entretanto, as UFs com rendas menores a esse limite possuem mais espaço para o crescimento baseado no uso intensivo de mão de obra, sem se preocupar com a questão ambiental que aquelas que já alcançaram uma elasticidade positiva.

Observou-se que as UFs com rendas mais baixas, possuem uma menor proporção de pessoas em idade ativa, por outro lado, nota-se que as emissões são as mais altas. Uma das causas apontadas para a alta concentração de emissões nessas localidades está relacionada ao desmatamento e às queimadas de florestas destinadas à expansão de áreas para prática de atividades do setor agropecuário. Com relação às UFs de rendas mais elevadas, estas apresentam uma maior proporção da população em idade ativa e exibem um menor nível médio de emissões. Esse resultado indica que nos estágios iniciais do crescimento econômico, as emissões relacionadas à estrutura etária aumentam à medida que o PIB *per capita* aumenta, ou seja, o crescimento nesse estágio depende da mão de obra e do consumo intensivo de energia para produzir. À medida que a renda cresce não é viável manter os níveis de produtividade baseados apenas na força de trabalho. Dessa forma, o capital e a energia se tornam fatores essenciais para manter o nível de crescimento. Em contrapartida, um maior uso de energia e capital eleva as emissões (BIRDSALL; WHEELER, 1993). Para reduzir os níveis de emissões e manter o crescimento econômico, faz-se necessário o uso eficiente dos recursos energéticos, de forma que o mix de energia se torne mais limpo, por meio do progresso tecnológico e de uma maior conscientização por parte da população.

Por fim, o efeito total da população em idade ativa sobre as emissões de dióxido de carbono segue o mesmo padrão de comportamento do efeito indireto. Esse resultado mostra que as emissões de CO₂ relacionadas a PIA crescem monotonicamente com o aumento da renda *per capita*. Mesmo que o efeito total apresente esse comportamento, o crescimento da renda não foi grande o suficiente para que o impacto total se tornasse positivo durante o período. Como o exposto, a análise conjunta dos efeitos não permite observar diretamente as emissões relacionadas às mudanças no comportamento do consumo dos indivíduos, reflete apenas a tendência das emissões relacionadas ao crescimento econômico.

Considerações finais

Essa pesquisa buscou analisar os impactos da estrutura demográfica nas emissões de CO₂, associados ao consumo de energia no Brasil, durante o período de 2002 a 2016. Para isso, os efeitos totais da estrutura etária nas emissões foram divididos em efeito direto e efeito indireto, através de um modelo de regressão em dois estágios que foram estimados pelo método GMM em diferenças, a fim de obter os efeitos ao longo prazo e controlar possíveis problemas de endogeneidade das variáveis.

Analisou-se o impacto parcial da estrutura etária sobre o crescimento econômico. A relação encontrada mostra que a estrutura etária tem um efeito negativo no crescimento da renda. Ao

considerar um efeito positivo direto da estrutura etária sobre as emissões de CO₂. Este resultado indica que o padrão de consumo entre diferentes grupos etários pode ser heterogêneo.

Evidenciou-se também a existência da CAK a nível desagregado por UF. Esse achado representa um avanço para a literatura brasileira, uma vez que não há evidências da hipótese da Curva Ambiental de Kuznets a nível desagregado para o país. Em outras palavras, existe um efeito indireto da estrutura etária nas emissões de CO₂, dado um nível de renda.

Verificou-se ainda que, no estágio atual de crescimento econômico, o efeito total é positivamente relacionado com a população em idade ativa, uma vez que as emissões relacionadas a PIA se apresentam como uma curva crescente e monotônica com o crescimento da renda *per capita*.

Por fim, esta pesquisa não teve a intenção de instituir uma solução única ou definitiva para os problemas relacionados às questões demográficas e à poluição ambiental no Brasil, mas considera-se que os resultados encontrados são importantes para a tomada de decisões referentes ao envelhecimento populacional e ao controle das emissões de GEE. No entanto, novas pesquisas podem ser feitas para preencher as lacunas deste estudo.

Referências

- ALAM, M. M. *et al.* Relationships among carbon emissions, economic growth, energy consumption and population growth: Testing Environmental Kuznets Curve hypothesis for Brazil, China, India and Indonesia. **Ecological Indicators**, v. 70, p. 466-479, 2016.
- APERGIS, N. Environmental Kuznets curves: new evidence on both panel and country- level CO₂ emissions. **Energy Economics**, v. 54, p. 263-271, 2016.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- BACCINI, A. G. S. J. *et al.* Estimated carbon dioxide emissions from tropical deforestation improved by carbon-density maps. **Nature climate change**, v. 2, n. 3, p. 182-185, 2012.
- BANCO MUNDIAL. **Envelhecendo em um Brasil mais velho**. [S. l.]: Banco Mundial/LAC, 2011.
- BIN, S.; DOWLATABADI, H. Abordagem do estilo de vida do consumidor para o uso de energia dos EUA e as emissões de CO₂ relacionadas. **Política Energética**, v. 33, n. 2, p. 197-208, 2005.
- BIRDSALL, N. *et al.* **Population matters: demographic change, economic growth, and poverty in the developing world**. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D. Economic development and the demographic transition: the role of cumulative causality. **CAER discussion papers**, v. 51, 1999.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; FINK, G. Implications of population ageing for economic growth. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 26, n. 4, p. 583-612, 2010.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; GRAHAM, B. Longevity and life-cycle savings. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 105, n. 3, p. 319-338, 2003.
- BLOOM, D. E.; FINLAY, J. E. Demographic change and economic growth in Asia. **Asian Economic Policy Review**, v. 4, n. 1, p. 45-64, 2009.
- BLOOM, D. E.; WILLIAMSON, J. G. Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. **The World Bank Economic Review**, v. 12, n. 3, p. 419-455, 1998.
- BONGAARTS, J. Human population growth and the demographic transition. **Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences**, v. 364, n. 1532, p. 2985-2990, 2009.
- CAMARANO, A. A. (org.). **Novo regime demográfico: uma nova relação entre população e desenvolvimento?**. Rio de Janeiro: Ipea, 2014.
- CARVALHO, T. S.; SANTIAGO, F. S.; PEROBELLI, F. S. **Mudanças demográficas no Brasil e seus impactos sobre as emissões de gases de efeito estufa: uma análise de insumo-produto**, 2017. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_I/i111fc8b5b5ccec736c4b048ab2f193dca.pdf. Acesso em: 1 mar. 2019.

COLE, M. A.; NEUMAYER, E.; Examining the impact of demographic factors on air pollution. **Population and Environment**, v. 26, n. 1, p. 5-21, 2004.

DALTON, M. et al. Demographic change and future carbon emissions in China and India. In: Unpublished update of the 16 March 2007 draft presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, p. 29-31, 2007, New York, 2007. **Anais [...]**. New York, 2007.

DIETZ, T.; ROSA, E. A. Effects of population and affluence on CO₂ emissions. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 94, n. 1, p. 175-179, 1997.

DINDA, S. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. **Ecological economics**, v. 49, n. 4, p. 431-455, 2004.

FAIR, R. C.; DOMINGUEZ, K. M. E. Effects of the changing US age distribution on macroeconomic equations. **The American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1276-1294, Dec. 1987.

FAN, Y. *et al.* Analyzing impact factors of CO₂ emissions using the STIRPAT model. **Environmental Impact Assessment Review**, v. 26, n. 4, p. 377-395, 2006.

GARAU, G.; LECCA, P.; MANDRAS, G. The impact of population ageing on energy use: evidence from Italy. **Economic Modelling**, v. 35, p. 970-980, 2013

VILLELA, André Arruda. **Economia Brasileira Contemporânea: (1945-2015)**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016. p. 239- 272.

GOLLEY, J.; TYERS, R. Contrasting giants: demographic change and economic performance in China and India. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 77, p. 353-383, 2013.

GOLLEY, J.; ZHENG, W. E. I. Population dynamics and economic growth in China. **China Economic Review**, v. 35, p. 15-32, 2015.

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. **National Bureau of Economic Research**, 1991.

HAGEMANN, R.; NICOLETTI, G. Population ageing: economic effects and some policy implications for financing public pensions. **OECD journal: economic studies**, Paris, p. 51-96, 1989.

HALKOS, G. E.; PAIZANOS, E. A. The effect of government expenditure on the environment: an empirical investigation. **Ecological Economics**, v. 91, p. 48-56, 2013.

HAMZA, N.; GILROY, R. The challenge to UK energy policy: An ageing population perspective on energy saving measures and consumption. **Energy Policy**, v. 39, n. 2, p. 782-789, 2011.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1029-1054, 1982.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo demográfico**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

KELLEY, A. C.; SCHMIDT, R. M. Evolution of recent economic-demographic modeling: a synthesis. **Journal of Population Economics**, v. 18, n. 2, p. 275-300, 2005.

KRONENBERG, T. Demographically induced changes in the structure of final demand and infrastructure use. In: KRONENBERG, T.; KUCKSHINRICHS, W. **Demography and Infrastructure**. [S. l.]: Springer, Dordrecht, 2011. p. 67-91.

KRONENBERG, T. The impact of demographic change on energy use and greenhouse gas emissions in Germany. **Ecological Economics**, v. 68, n. 10, p. 2637-2645, 2009.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LEE, Y. H.; SCHMIDT, P. A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency. **The measurement of productive efficiency: Techniques and applications**. New York: USA, 1993. v. 1, p. 235-255.

LIDDLE, B.; LUNG, S. Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts. **Population and Environment**, v. 31, n. 5, p. 317-343, 2010.

LIMA, D. V. de; MATIAS-PEREIRA, J. A dinâmica demográfica e a sustentabilidade do regime geral de previdência social brasileiro. **Revista de Administração Pública**, v. 48, n. 4, p. 847-868, 2014.

- LIU, S.; HU, A. Demographic change and economic growth: theory and evidence from China. **Economic modelling**, v. 35, p. 71-77, 2013.
- MASON, A. *et al.* Population aging and intergenerational transfers: introducing age into national accounts. In: WISE, D. A. (ed.). **Developments in the economics of aging**. University of Chicago Press, 2009. p. 89-122.
- MENZ, T.; WELSCH, H. Population aging and carbon emissions in OECD countries: Accounting for life-cycle and cohort effects. **Energy Economics**, v. 34, n. 3, p. 842-849, 2012.
- MORAIS, A. E. A. **A Curva Ambiental de Kuznets para emissão de CO₂ no Brasil: uma análise com cointegração em painel**. 2019. 134 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)-Universidade Federal de Ouro Preto, Mariana, MG, 2019.
- Sistema de Estimativas de Emissões de Gases (SEEG). **Emissões de GEE no Brasil e suas implicações para políticas públicas e a contribuição brasileira para o Acordo de Paris: documento de análise 2018**. Brasil: 2018.
- OKADA, A. Is an increased elderly population related to decreased CO₂ emissions from road transportation?. **Energy Policy**, v. 45, p. 286-292, 2012.
- O'NEILL, B. C.; CHEN, B. S. Demographic determinants of household energy use in the United States: population and Environment: methods of analysis. **Population and Development Review**, v. 28, n. 1, p. 53-88, 2002a.
- O'NEILL, B. C. *et al.* Demographic change and carbon dioxide emissions. **The Lancet**, v. 380, n. 9837, p. 157-164, 2012.
- O'NEILL, B. C. *et al.* Global demographic trends and future carbon emissions. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 107, n. 41, p. 17521-17526, 2010.
- OSAKI, M. M. As ameaças ao setor de saúde brasileiro. **Revista de Administração em Saúde**, v. 19, n. 75, 2019.
- PANAYOTOU, T. *et al.* **Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development**. [S. l.]: International Labour Organization, 1993.
- PAO, H. T.; TSAI, C. M. Modeling and forecasting the CO₂ emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil. **Energy**, v. 36, n. 5, p. 2450-2458, 2011.
- PARK, S.; HEWINGS, Geoffrey J. D. Does a change in retirement age affect a regional economy? evidence from the Chicago economy. 2007. Disponível em: <http://www.real.illinois.edu/d-paper/07/07-T-6.pdf>. Acesso em: 26 jun. 2019.
- PENG, X. China's demographic history and future challenges. **Science**, v. 333, n. 6042, p. 581-587, 2011.
- PESSANHA, J. F. M.; LEON, N. **Uma metodologia para previsão de longo-prazo do consumo de energia elétrica na classe residencial**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.
- SANQUETTA, C. R. *et al.* Emissões de dióxido de carbono associadas ao consumo de energia elétrica no Paraná no período 2010-2014. **BIOFIX Scientific Journal**, v. 2, n. 1, p. 1-6, 2017.
- SATHLER, D. População, consumo e ambiente: contribuições da Demografia para a questão ambiental. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 18., 2016, Águas de Lindóia. **Anais [...]**. Águas de Lindóia: ABEP, 2016. p. 1-17.
- SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions? **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 27, n. 2, 1994. p. 147-162.
- SHAFIK, N.; BANDYOPADHYAY, S. **Economic growth and environmental quality: time-series and cross-country evidence**. [S. l.]: World Bank Publications, 1992.
- SHI, A. The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975-1996: evidence from pooled cross-country data. **Ecological Economics**, v. 44, n. 1, p. 29-42, 2003.
- SIMOES, C. C. S. **Relações entre as alterações históricas na dinâmica demográfica brasileira e os impactos decorrentes do processo de envelhecimento da população**. Brasília, DF: IBGE, 2016.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

- SOUZA, E. S. de *et al.* Determinantes de emissões de CO₂ no Brasil e investigação da hipótese environmental kuznets curve (EKC) = Determinants of CO₂ emissions in Brazil and investigation of environmental hypothesis kuznets curve (EKC). **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 6, n. 2, p. 49-66, 2018.
- STEFANSKI, R. *et al.* On the mechanics of the Green Solow Model. **OxCarre Research Paper**, v. 47, 2013.
- STERN, D. I.; COMMON, M. S.; BARBIER, E. B. Economic growth and environmental degradation: the environmental Kuznets curve and sustainable development. **World Development**, v. 24, n. 7, p. 1151-1160, 1996.
- STERN, D. I.; A ascensão e queda da curva ambiental de Kuznets. **Desenvolvimento Mundial**, v. 32, n. 8, p. 1419-1439, 2004.
- UNITED NATIONS. Department of Economic and Social Affairs. Population Division **World Population Aging**. 2007. New York: United Nations, 2007.
- WEI, Z.; HAO, R. Demographic structure and economic growth: evidence from China. **Journal of Comparative Economics**, v. 38, n. 4, p. 472-491, 2010.
- WELSCH, H. Corruption, growth, and the environment: a cross-country analysis. **Environment and Development Economics**, v. 9, n. 5, p. 663-693, 2004.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: a modern approach**. [S. l.]: Nelson Education, 2016.
- YAMASAKI, E.; TOMINAGA, N. Evolution of an aging society and effect on residential energy demand. **Energy policy**, v. 25, n. 11, p. 903-912, 1997.
- YORK, R. Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960–2025. **Social science research**, v. 36, n. 3, p. 855-872, 2007.
- ZAMBRANO-MONSERRATE, M. A. *et al.* Relationship Between Economic Growth and Environmental Degradation: is there an Environmental Evidence of Kuznets Curve for Brazil?. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 6, n. 2, p. 208-216, 2016.
- ZHANG, H.; ZHANG, H.; ZHANG, J. Demographic age structure and economic development: evidence from Chinese provinces. **Journal of Comparative Economics**, v. 43, n. 1, p. 170-185, 2015a.
- ZHANG, Z. *et al.* Empirical study on the environmental pressure *versus* economic growth in China during 1991–2012. **Resources, Conservation and Recycling**, v. 101, p. 182-193, 2015b.
- ZHANG, Z. Y. *et al.* How does demographic structure affect environmental quality? Empirical evidence from China. **Resources, Conservation and Recycling**, v. 133, p. 242-249, 2018.