

Convergência multissetorial na emissão de gases do efeito estufa

Guilherme de Oliveira

Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, Brasil.

E-mail: guilherme.decon@usp.br

&

Deise Bourscheidt

Colegiado de Ciências Econômicas, Universidade Federal da Fronteira Sul, Brasil.

E-mail: deise.bourscheidt@uffs.edu.br

Resumo: O artigo estima um painel dinâmico multissetorial para testar a hipótese de convergência na emissão *per capita* de gases do efeito estufa, que tornou-se possível com a publicação recente da *World Input Output Database*. A estratégia empírica emprega estimadores convencionais de efeitos aleatórios e fixos, e também um GMM de Arellano e Bond (1991) para os principais poluentes relacionados ao efeito estufa. Encontramos fortes evidências de convergência na emissão de CH₄ em setores ligados a agropecuária, indústria de alimentos e serviços. Em relação a emissão de CO₂, encontramos evidências moderadas na agropecuária e indústria de alimentos, na transformação de bens não duráveis e serviços. Em todos os casos, o tempo de convergência foi inferior a dez anos. Para a emissão de CO₂ por uso de energia, a maior fonte do efeito estufa, encontramos evidência moderada apenas no setor da indústria extrativa. Todos os demais poluentes apresentaram evidências fracas ou ausência de evidências.

Palavras-chave: Gases do efeito estufa; convergência multissetorial; painel dinâmico.

Abstract: This paper estimates a multisectorial dynamic panel to test the hypothesis of *per capita* convergence on the greenhouses-gases emissions, which is possible through the recent publication of the World Input Output Database. The empirical strategy uses conventional estimators of random and fixed effects, and an Arellano e Bond's (1991) GMM to the main pollutants related to the greenhouse effect. We found strong evidence of convergence in CH₄ emissions in sectors linked to agriculture, food industry and services. Regarding CO₂ emissions, we found moderate evidence in agriculture and food industry, processing of non-durable goods and services. In all cases, the time of convergence was less than ten years. For CO₂ emissions by energy use, the largest source of global warming, we found moderate evidence only in the extractive industry sector. All other pollutants presented weak or lack of evidence.

Keywords: greenhouse-gases; multisectorial convergence; dynamic panel data.

JEL: Q5; Q52; C33.

Área da Anpec: Economia Agrícola e do Meio Ambiente.

1. Introdução

A relação empírica entre crescimento econômico e meio ambiente tem sido foco de atenção na literatura de economia do meio ambiente. Recentemente, as fontes de maior controvérsia tem se concentrado no teste da chamada Curva Ambiental de Kuznets (CAK) - que supõe uma relação em formato de “U invertido” entre os níveis de emissões de poluentes e renda *per capita* -, e na hipótese de convergência na emissão de gases do efeito estufa (GEE) - que busca verificar se os países estão

convergindo para um *steady-state* de emissões *per capita*. O presente artigo busca subsidiar o debate acadêmico em torno dessa última controvérsia.

Nesse contexto, o trabalho pioneiro é o de Strazicich e List (2003), que por meio da utilização de mínimos quadrados ordinários (*MQO*) e testes de raiz unitária em painel para uma amostra de países membros da OCDE, encontraram evidências em favor da hipótese convergência, tanto em termos absolutos quanto condicionais. A partir deste trabalho, a mesma controvérsia visualizada na literatura empírica de crescimento econômico pode ser observada atualmente na literatura ambiental. De um lado, artigos como os de Romero-Ávila (2008), Westerlund e Basher (2007), e outros, encontram evidências relevantes de convergência na emissão de poluentes *per capita*¹. Por outro, Aldy (2006), Criado e Grether (2011), entre outros, não suportam convergência.

Uma das fontes de divergência nos resultados refere-se ao tamanho da amostra: à medida que ela aumenta, a constatação de convergência diminuiu. Outra se refere à técnica utilizada: *MQO* e testes de raiz unitária em painel tendem a confirmá-la, já técnicas mais elaboradas como cadeias de Markov e análises dinâmicas, por exemplo, tendem a não confirmar. Outro ponto relevante da literatura é a concentração de estudos analisando apenas a dimensão *cross-country* das emissões, enquanto outras perspectivas pertinentes são deixadas de lado, como a análise de convergência setorial. Uma parcela desta preferência pode ser explicada pela escassez de bases de dados multissetoriais que permitam uma estimação global e consistente da hipótese entre países.

No entanto, esse panorama muda com a divulgação de certas bases de dados como a *World International Input-Output Database (WIOD)* de Timmer et al. (2015), que estima dados intersetoriais de consumo intermediário, valor adicionado, emprego, investimento, depreciação e estoque de capital relevantes para a estimação de impactos econômicos via matriz insumo produto. A *WIOD* também disponibiliza dois anexos: um social e outro ambiental, esse último reunindo dados da relação dos setores da matriz com o meio ambiente, inclusive a emissão dos principais gases do efeito estufa. Nesse conjunto, existe variação suficiente para estimar convergência entre os setores das principais economias mundiais.

Testar tal hipótese é particularmente pertinente para avaliar se existe heterogeneidade entre as amostras setoriais, por exemplo: setores pertencentes à indústria de bens duráveis estão convergindo? E se estão, são mais rápidos que os setores agropecuários e alimentícios? Além desse interesse teórico, respostas como essa podem ter implicações políticas, como diferentes desenhos de mecanismo para o abatimento e controle das emissões multissetoriais.

Nesse contexto, o presente trabalho contribui para a literatura de economia do meio ambiente por elaborar um painel dinâmico multissetorial que subsidia o debate em torno da hipótese de convergência

¹ Em geral, emissões de dióxido de carbono, CO₂.

na emissão *per capita* de gases do efeito estufa. Para isso, derivou-se teoricamente a função de convergência com base num mecanismo de produção conjunta de emissões e PIB, e então, se estimou um painel utilizando 33 setores da *WIOD* disponíveis para um conjunto de 39 países entre 1996 e 2007. Tal período justifica-se principalmente para evitar a inclusão de estatísticas de emissões após a crise econômica mundial, a partir de 2008, que podem ter alterado a tendência de longo prazo².

Diante do exposto, além dessa introdução, o artigo está dividido nas seguintes seções: a Seção 2 descreve em linhas gerais a literatura relacionada. A Seção 3 apresenta a estratégia de identificação. Na seção 4, apresenta-se a amostra e a fonte dos dados. Na quinta seção, discutem-se as evidências empíricas encontradas; que é seguida pelas principais conclusões do estudo.

2. Literatura relacionada

A literatura empírica de economia do meio ambiente preocupada com a hipótese de convergência na emissão de GEE é recente, datando o início dos anos 2000, e focando principalmente na emissão de CO₂. Como mencionado, é uma literatura pouco autônoma, sendo influenciada pelos desenvolvimentos empíricos da teoria do crescimento econômico. O que não é gratuito, já que emissão e renda são fortemente correlacionadas no tempo, via efeitos de escala.

Para estudar a convergência nos níveis de emissão de CO₂ em países industrializados, Strazicich e List (2003) realizaram o primeiro teste empírico da literatura, onde combinaram análises *cross-section* e séries de tempo, usando dados de emissão de CO₂ de 21 países industrializados no período de 1960-1997. Os autores encontraram evidências significativas de que as emissões de CO₂ convergiram, embora não tenham definido sua velocidade e tempo.

Aldy (2006) concentrou-se em ampliar a amostra dos pioneiros para um conjunto de 88 países no período de 1960 a 2000. O autor não encontra evidência de convergência para essa amostra. Quando utiliza a amostra dos 23 países da OECD, encontra convergência ao longo do tempo, embora a convergência estocástica seja caracterizada como “mista”. Entretanto, previsões com base em uma Matriz de transição markoviana forneceram pouca evidência de convergência futura das emissões para a amostra mundial, e indicaram que as emissões poderiam estar divergindo ainda no curto prazo.

Westerlund e Basher (2007) também resgataram o trabalho dos precursores, aumentando o intervalo de tempo, de 1870 a 2002, usando as mesmas técnicas estatísticas e o mesmo conjunto de 21 países. Os autores suportam a hipótese de convergência empírica, tanto condicional quanto absoluta. O

² Ademais, a *WIOD* reúne estatísticas de emissões para o período de 1995 a 2009, entretanto, as estimativas do estoque de capital setorial só estão disponíveis até 2007, o que inviabiliza a ampliação do período amostral. 1995 foi perdido pela necessidade de se estimar a taxa de crescimento do emprego, como será detalhado na seção correspondente.

fato novo do artigo está em calcular a taxa de convergência que, segundo eles, aumentou consideravelmente após a década de 1970.

Em outro estudo, Romero-Ávila (2007), para 1960 e 2002, examinou a existência de convergência estocástica e determinística na emissão de CO₂ em 23 países, por meio da utilização de testes de raiz unitária em painel. De modo geral, a análise evidenciou forte convergência estocástica e determinística nas emissões de CO₂. Por sua vez, Pen e Sévi (2010) analisaram a convergência de intensidade energética para um grupo de 97 países, entre os anos 1971 até 2003, cujo método utilizado foi baseado no critério da convergência estocástica, proposto por Pesaran (2007). Aplicando testes de raiz unitária a hipótese da convergência global foi rejeitada. Para a região do centro oeste dos membros da OECD e sub grupos da Europa, a não convergência “é menos fortemente rejeitada”. O controle de possíveis quebras estruturais oferece ganhos marginais em favor da convergência.

O método Bayesiano de estimação também foi usado para investigar a convergência nas emissões de CO₂ *per capita*, em uma amostra composta por 22 países europeus no período de 1971 a 2006. Jobert, Karanfil e Tykhonenko (2010) concluíram que, primeiramente, a hipótese da convergência absoluta das emissões de CO₂ *per capita* se sustenta e uma ligeira convergência ascendente é observada. Em segundo lugar, o fato de os países diferirem consideravelmente em sua velocidade de convergência e na volatilidade faz com que seja possível identificar *grupos* de países. Além disso, os resultados, não variam muito uma vez que a participação da indústria no PIB é contabilizada em uma análise de convergência condicional. No entanto, uma decrescente participação da indústria no PIB parece contribuir para um declínio das emissões *per capita*.

Outro trabalho que buscou analisar a hipótese foi realizado por Herrerias (2012), utilizando a uma abordagem dinâmica distributiva. A região de abrangência foi delimitada para 25 países da União Europeia e o período de análise foram os anos entre 1920-2007. A inovação deste trabalho consiste no fato dele examinar se os padrões podem diferir se ponderados tanto pela população de cada país ou pela dimensão econômica (efeitos não observáveis não são controlados). A análise não ponderada indicou que os padrões de convergência diferem fortemente antes e depois da Segunda Guerra Mundial, mostrando maior convergência após os anos 1970. Resultados de ponderação, tanto pela população quanto pela dimensão econômica, mostram que a convergência é muito mais rápida, quando estas características são introduzidas no modelo. Ou seja, esse último resultado advoga em favor da convergência condicional.

Li e Lin (2013) avaliaram a convergência global de CO₂ *per capita* no período de 1971-2008. Entre os resultados encontrados, os autores observaram convergências absolutas dentro de subamostras por nível de renda, enquanto que uma amostra contendo 110 países forneceu poucas evidências de convergência absoluta. Além disso, o trabalho considerou a renda *per capita* no âmbito da convergência condicional. Os resultados mostraram que, entre diferentes grupos, a relação entre a renda e o aumento da

emissão de CO₂ é diferente. Em especial, observaram que as emissões de CO₂ *per capita* de países desenvolvidos se mantêm no estado estacionário, conforme aumenta a renda. O resultado contradiz a Curva de Ambiental Kuznets, que indica que ocorre determinado limiar as emissões reduziriam.

Camarero, Picazo-Tadeo e Tamarit (2013) estudaram a convergência na intensidade da emissão de CO₂ (emissões de CO₂ em relação ao PIB) entre os países da OCDE, entre 1960 e 2008, baseados nos determinantes intensidade energética (consumo de energia/PIB), e num índice de carbonização (emissões de CO₂/consumo de energia). A estimação de clubes de convergência mostrou que as diferenças de convergência na intensidade de emissão de CO₂ são determinadas, em sua maioria, por diferenças na convergência do índice de carbonização e não pelas diferenças na convergência da intensidade energética.

Por meio desta revisão de literatura apresentada percebe-se uma controvérsia: geralmente, modelos simples de *cross-section* e outros com testes de raiz unitária em painel constataam a existência de convergência, enquanto que outros que empregam diferentes técnicas estatísticas, cadeias de Markov, por exemplo, chegam a resultados distintos. Outro fator que contribui para a constatação de convergência parece ser o tamanho da amostra: em geral, grandes amostras não reportam evidências convergência, que é constatada em grupos pequenos de países, como a OCDE.

Outro ponto que chama atenção é que alguns estudos encontram convergência absoluta e condicional para o mesmo grupo de países. Ora, isso só é possível se os países têm as mesmas características estruturais, o que é verificado em amostras pequenas, como a OCDE. Quando características heterogêneas entre países são consideradas, a taxa de convergência perde força. Logo, neste trabalho, são enfatizados três dos aspectos revisados: amplia-se o tamanho da amostra, ao se considerarem 39 países e 33 setores ao longo de 11 anos de observações; e, eventuais problemas de inconsistência na estimação pelos métodos tradicionais são contornados por meio de um painel dinâmico.

3. A hipótese de convergência multissetorial modelada como um painel dinâmico

Nesta seção descreve-se a estratégia de identificação do artigo, baseada em Islam (1995), porém num contexto multissetorial e ambiental. Supõe-se uma lógica de produção conjunta, em que a utilização dos insumos capital e trabalho, em uma função de produção Cobb-Douglas, gera um produto *bom* - o crescimento econômico - e um *ruim* - a emissão GEE:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \rightarrow E, \quad (1)$$

em que Y é o produto, K é o estoque de capital, A é o nível tecnológico³, L é o número de trabalhadores, e E é o fluxo de emissões de GEE, ambos setorialmente distribuídos. Essa é uma lógica semelhante ao modelo de “Solow verde” de Brock e Taylor (2010), que é consistente com a hipótese empírica da CAK.

³ “A” é muito mais que isso, pode ser instituições, democracia, cultura, geografia, etc.

Contudo, dado a dificuldade de obtenção de dados de investimento em abatimento de emissões entre países, não se considera o modelo de Solow verde para a derivação da equação de convergência, mas a equação empírica será equivalente. Logo, dada a forte correlação empírica que existe entre renda e emissões, pode-se assumir que o processo gerador de emissões é o mesmo daquele que gera renda para a economia. Portanto, modelam-se as emissões como $E = K^\alpha (AL)^{1-\alpha}$.

Tal como no modelo canônico, assume-se que a taxa de crescimento da população e da tecnologia dos setores são exogenamente determinadas por $L_t = L(0)e^{nt}$ e $A_t = A(0)e^{gt}$, respectivamente. Assumindo que uma fração s da renda setorial é poupada e automaticamente revertida em investimento, e definindo as emissões e o capital por trabalhador efetivo como $e = E/AL$ e $k = K/AL$, nessa ordem, o estoque de capital por trabalhador cresce no tempo de acordo com a equação diferencial:

$$\frac{dk}{dt} = sk^\alpha - (n + g + \delta)k. \quad (2)$$

Dividindo por k , igualando a zero e resolvendo para o estoque de capital por trabalhador efetivo, obtêm-se os valores do estoque de capital por trabalhador no *steady-state*:

$$k^* = \left[\frac{s}{(n+g+\delta)} \right]^{1/(1-\alpha)}. \quad (3)$$

No *steady-state*, o crescimento do estoque de capital setorial é determinado pela taxa de crescimento populacional, taxa de poupança, progresso técnico e um parâmetro exógeno de depreciação, δ . Substituindo o estoque de capital em equilíbrio no nível de emissões por trabalhador efetivo, obtêm-se o nível de emissão *per capita* no *steady state* (que é determinada pelos mesmos parâmetros da Equação (3)). Aplicando o logaritmo na expressão das emissões *per capita*, após algumas substituições, alcança-se a expressão linear do fluxo de emissões no equilíbrio:

$$\ln \left[\frac{E}{L} \right] = \ln A_0 + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta). \quad (4)$$

É importante notar que agora as emissões estão normalizadas pelo número de trabalhadores em cada setor, e não pelo número de trabalhadores efetivos, portanto, a variável nível tecnológico, A , está do lado direito da equação. Se a intenção fosse estimar a Equação (4) para analisar a sensibilidade das emissões *per capita* para um grupo de países, em determinado momento do tempo, por *MQO*, ter-se-ia que assumir (como se faz em grande parte da literatura revisada), por exemplo, que: $\ln A_0 = a + \mu$, ou seja, uma constante mais um termo de perturbação estocástico. Ajustar-se-ia a reta para a equação:

$$\ln \left[\frac{E}{L} \right] = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \mu. \quad (5)$$

É fácil perceber que por *MQO* o ajuste linear de (5) é inconsistente, pois termos contidos no erro que explicam emissões e correlacionados com a taxa de poupança e o crescimento populacional afetam o

sinal dos parâmetros $\frac{\alpha}{1-\alpha}$. A conjectura básica neste artigo está em modelar as emissões multissetoriais *per capita*, considerando que "a" possa ser estimado para cada setor em cada país, o efeito fixo, e que gt seja explicitamente modelado, a *dummy* de tempo, ambos via painel.

Assim, deriva-se a equação de convergência de emissões *per capita*, adaptada de Mankiw, Romer e Weil (1992) e Islam (1995) assumindo que ϵ^* é o fluxo de emissões *per capita* no *steady-state* e ϵ o fluxo atual de emissão em t . Na vizinhança do *steady-state*, a equação de convergência é dada por:

$$\frac{d\ln\epsilon_t}{dt} = \varphi[\ln\epsilon^* - \ln\epsilon], \quad (6)$$

em que $\varphi = (n + g + \delta)(1 - \alpha)$. Integrando (6), segue-se que:

$$\ln\epsilon_{t2} = (1 - e^{-\varphi\tau})\ln\epsilon^* + e^{-\varphi\tau}\ln\epsilon_{t1}, \quad (7)$$

em que ϵ_{t1} é o nível de emissão no momento inicial do tempo e $\tau = (t2 - t1)$. Subtraindo o nível de emissão inicial *per capita* dos dois lados da equação (7) e rearranjando, obtém-se:

$$\ln\epsilon_{t2} - \ln\epsilon_{t1} = (1 - e^{-\varphi\tau})(\ln\epsilon^* - \ln\epsilon_{t1}). \quad (8)$$

Substituindo os valores de ϵ^* , inserindo o parâmetro tecnológico do lado direito e recolhendo ϵ_{t1} , obtém-se:

$$\ln\epsilon_{t2} = (1 - e^{-\varphi\tau})\frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(s) - (1 - e^{-\varphi\tau})\frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n + g + \delta) + e^{-\varphi\tau}\ln\epsilon_{t1} + (1 - e^{-\varphi\tau})\ln A_0 + g(t2 - e^{-\varphi\tau}t1). \quad (9)$$

A Equação (9) é a principal deste artigo, pois trata da equação de convergência condicional que será modelada via painel dinâmico, tal como em Islam (1995). Ao modelar em (9) $(1 - e^{-\varphi\tau})\ln A_0$, a "tecnologia", como um efeito invariante no tempo e específico de país, e $g(t2 - e^{-\varphi\tau}t1)$, o "progresso tecnológico", como um conjunto de *dummies* de tempo tem-se um painel:

$$y_{ijt} = \gamma y_{ij,t-1} + \sum_{l=1}^2 \beta_l x_{ijt}^l + \pi_t + \theta_i + \vartheta_{it}, \quad (10)$$

em que:

$y_{ijt} = \ln\epsilon_{ijt2}$ - logaritmo do fluxo de *emissões* por trabalhador em t_2 no setor i do país j ;

$y_{ji,t-1} = \ln\epsilon_{t1}$ - logaritmo do fluxo de *emissões* por trabalhador em t_1 no setor i do país j ;

$\gamma = e^{-\varphi\tau}$ - parâmetro utilizado para estimar a taxa de convergência, mede o impacto que o fluxo de emissão inicial tem sobre o nível multissetorial atual;

$\beta_1 = (1 - e^{-\varphi\tau})\frac{\alpha}{1-\alpha}$ - elasticidade da taxa de poupança no fluxo de emissões;

$\beta_2 = (1 - e^{-\varphi\tau})\frac{\alpha}{1-\alpha}$ - elasticidade do crescimento populacional (progresso técnico e depreciação) no fluxo de *emissões* por trabalhador;

$x_{ijt}^1 = \ln(s)$ - logaritmo da taxa de poupança do setor i no país j ;

$x_{ijt}^2 = \ln(n + g + \delta)$ - logaritmo da taxa de crescimento populacional, progresso técnico e depreciação de cada setor i distribuído entre os países j ;

$\pi_t = g(t2 - e^{-\varphi\tau}t1)$ - efeito do progresso técnico no tempo, modelado por um conjunto de *dummies* temporais;

$\theta_i = (1 - e^{-\varphi\tau})\ln A_0$ - efeito fixo de setor;

ϑ_{ijt} - termo de perturbação idiossincrático que varia entre os setores de cada país e no tempo.

A estimação de painel dinâmico permite que se controlem os resultados da convergência condicional na emissão de gases efeito estufa por efeitos observáveis e não observáveis específicos de cada setor em cada país da amostra, sendo essa composta por 39 países no período de 1995 a 2007. Nesse sentido, a próxima seção descreve brevemente a técnica e detalha a fonte dos dados.

3.1. Questões relevantes na análise de dados em painel

No presente artigo, o ponto central é como modelar os efeitos específicos de cada setor em cada país. Três técnicas foram empregadas: a primeira considera os efeitos específicos de setores entre países como *aleatórios* (GLS), outra considerando esses efeitos como *fixos*, e dado a possível endogeneidade de se considerar uma variável dependente defasada para se testar convergência utilizou-se o estimador GMM. No primeiro, assumiu-se, por construção, que o efeito aleatório não é correlacionado com as variáveis explicativas do modelo em (10). Na segunda abordagem, modela-se explicitamente pela técnica de efeitos fixos via *dummies*, tal como em Islam (1995), os efeitos específicos de países e setores, permitindo sua correlação com as variáveis explicativas.

As hipóteses de identificação do modelo econométrico estimado por efeitos fixos são: ausência de correlação entre o erro idiossincrático e as variáveis explicativas mais efeitos fixos, ou seja, exogeneidade estrita, $EF1: E[\vartheta_{it}|x_{ij}, \theta_i] = 0$. Posto completo, ou seja, o vetor de variáveis x precisa possuir inversa, $EF2: posto E[x_{ij}'x_{ij}] = k$. Por fim, assume-se homocedasticidade entre os indivíduos nas *cross-sections*, entretanto, essa hipótese é relacionada entre os erros no tempo, $EF1: E[\vartheta_{it}\vartheta_{it}'|x_{ij}, \theta_i] = \sigma^2 I_t$.

Espera-se que a taxa de convergência estimada, utilizando o modelo de efeitos aleatórios, seja subestimada uma vez que os efeitos intrínsecos de cada país são correlacionados com as variáveis explicativas. Com a consideração do modelo de efeitos fixos o valor deve mudar consideravelmente, pois essas características serão explicitamente modeladas. Detalhes de ambas as estimações são conhecidos e podem ser verificados em Greene (2000) e Wooldridge (2002).

Nesse contexto, é importante compreender que as estimativas não serão baseadas no teste de Hausman, pois a estratégia não passa pela identificação *ad hoc* de qual é o modelo “correto”, mas sim a

partir de uma “história empírica” sobre a hipótese de convergência na emissão de GEE. Ademais, neste trabalho, o teste não é essencial, uma vez que se estimam os modelos para fins comparativos.

Como a equação de convergência (10) tem uma variável dependente defasada a estimação de efeitos fixos e aleatórios pode ser inconsistente dado à violação da hipótese de exogeneidade estrita, oriunda da correlação do resíduo com a dependente defasada. Se o período de tempo fosse grande o suficiente a técnica de estimar efeitos fixos via *dummies* não reportaria estimativas viesadas como em Islam (1995), no entanto, a presente estimação é realizada para um período de 12 anos de 1996 a 2007, podendo ainda estar sobre influenciada de alguma endogeneidade. Para levar em conta essa característica dos dados utiliza-se o estimador GMM de Arellano e Bond (1991).

Como a variável defasada é um ponto chave na estratégia de identificação, nós adotamos dois intervalos de tempo. Primeiro, seguimos parte da literatura ao usar apenas 1 ano como defasagem. Entretanto, é possível que um ano seja pouco tempo para avaliar convergência, então, usamos 4 anos.

3.2. Dados

Os dados utilizados nesta estimação foram coletados junto a WIOD (2015) - Timmer et. al. (2015) -, uma base de dados recente, que além de possibilitar novas análises econômicas via modelos insumo-produto, reúne um conjunto de informações para a análise econométrica multissetorial. Neste trabalho utilizamos dois anexos da base de dados. O primeiro, com informações socioeconômicas do *número de trabalhadores, estoque de capital e depreciação* para os 39 setores dos 40 países listados pela base.

Os países que estão representados na WIOD são as 27 economias da União Europeia mais as 13 maiores economia ao redor do mundo, contemplando todos os continentes do globo. Apesar disso, a base ainda tem alguns dados incompletos, o que gerou a exclusão de algumas unidades *cross-section*: como é o caso do emprego intersetorial na China, excluída da amostra. Ademais, resolvemos não utilizar o “resto do Mundo”, uma unidade amostral que agrega todos os demais países como resíduos.

Para computar a taxa de poupança em (10), assumimos que essa é igual à taxa de investimento dos capitalistas, $S=I$. Nesse caso, estimamos a taxa de poupança isolando o investimento em (11) e normalizando pelo respectivo estoque de capital do período.

$$K_t = (1 - d)K_{t-1} + I_t. \quad (11)$$

As taxas de depreciação são diferentes para cada um dos 39 setores e foram consideradas no cálculo da taxa de poupança seguindo Timmer, et. al. (2015). No que tange a taxa de crescimento populacional, n , do modelo neoclássico canônico, esta foi aproximada pela taxa de crescimento do número de trabalhadores. Ademais, considerou-se, além da respectiva depreciação setorial, uma taxa de progresso técnico, g , de 4% (padrão na literatura empírica). Assim, têm-se $n+d+g$ na Equação (10).

Todos os dados de estoque de capital e investimento estão a preços de 1995, deflacionados de acordo com Timmer et. Al. (2015). Essa abordagem teve duas desvantagens: 2,1% das observações para a taxa de poupança apresentaram variação negativa no período, ou seja, desinvestimento. Como para estimarmos (10) precisamos linearizar (3), consideramos o desinvestimento como poupança nula, já que não existe poupança negativa; não obstante, como usamos dados do emprego para computar n , em 5,32% das observação apresentam variação negativa em $n+d+g$, dado o forte desemprego de um ano para o outro – em países como a Letônia. Nessa situação, optou-se por excluir a observação da amostra.

O segundo anexo, foi o de informações ambientais, na qual coletamos a emissão de GEE em toneladas por setor ao longo de 1995 e 2007. Para representá-los selecionamos os seguintes gases: emissões de *CO₂ por uso de energia*; emissões de *metano CH₄*; de *monóxido de carbono CO*; e a emissão de *CO₂ por setor*; que são alguns dos maiores responsáveis pelas mudanças climáticas (IPCC, 2014).

Mais uma vez, enfrentamos problemas com a limitação da base de dados, já que alguns setores não possuíam registro de informação e foram excluídos. No total, além da base completa de setores (14.553 observações na emissão de CO₂ por intensidade energética; 15.432 na emissão de CO₂; 15.443 no CH₄; 15.048 na emissão de CO), que já são originalmente bastante agregados para comparação cross-country, agregamos os setores nos seguintes conjuntos amostrais:

Amostra A: [1] Agricultura, exploração florestal e pesca + [2] Indústria de alimentos e bebidas. Com o seguinte número de observações: 948 (CO₂ uso de energia), 924 (CO₂ e CH₄) 912 (CO);

Amostra B: [6] Mineração e indústria extrativa + [7] Produtos de madeira + [8] Refino de petróleo e coque; [9] Química + [10] Borracha e plástico + [11] Outros minerais não metálicos. Observações: 2.808 (uso de energia), 2.784 (CO₂), 2.776 (CH₄) e 2.712 (CO);

Amostra C: [3] Têxtil e confecções + [4] Couro e calçados + [5] Produtos de papel. Observações: 1.404 (uso de energia), 1.356 (CO₂ e CO) e 1.352 (CH₄);

Amostra D: [12] Metalurgia e produtos de metal + [13] Máquinas e equipamentos; [14] Equipamentos de informática e elétricos + [14] Automobilística e equipamentos de transporte + [15] Móveis, indústrias diversas e reciclagem + [16] Eletricidades, gás e água + [17] Construção. Observações: 3.288 (uso de energia), 3.240 (CO₂), 3.232 (CH₄) e 3.216 (CO);

Amostra E: [18] Comércio e reparação de veículos + [19] Comércio atacadista + [20] Comércio varejista + [21] Hotéis e restaurantes + [22] Transporte terrestre + [23] Transporte aquaviário + [24] Atividades auxiliares de transporte + [25] Telecomunicações e correio + [26] Intermediação financeira + [27] Atividades imobiliárias + [28] Serviços prestados as empresas + [29] Administração pública e seguridade social + [30] Educação + [31] Saúde e serviço social + [32] Serviços prestados as famílias + [33] Serviços domésticos. Observações: 7,476 (uso de energia), 7.176 (CO₂), 7.188 (CH₄) e 6.900 (CO).

A amostra A é composta por setores da produção e indústria de alimentos; a B é a indústria extrativa; a C é a indústria de bens não duráveis; a D é composta por setores de bens duráveis; e a E são todos os serviços. Por fim, cabe ressaltar a rotina trabalhosa de rodar 144 regressões para esses 6 conjuntos amostrais, cujos principais resultados são apresentados a seguir.

4. Evidências empíricas⁴

A Tabela 1 apresenta os parâmetros estimados de efeito aleatório, fixo e do GMM para a amostra completa de setores. Primeiramente, considerando a defasagem de um período, nota-se que ambos os modelos previram corretamente o sinal dos parâmetros associados a taxa de poupança e ao crescimento populacional, depreciação e progresso técnico. A significância estatística na maioria deles também sugere que são importantes para explicar as variações dos gases. Note, contudo, que eles falham em ser estatisticamente idênticos, como prevê o modelo canônico de Solow⁵.

Tabela 1 - Resultados da convergência na emissão de GEE na amostra completa 1996 – 2007.

<i>A = Estimativa com n=1</i>												
Regressores	Efeitos aleatórios				Efeitos fixos				GMM			
	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO
$\ln(y_{t-n})$	0.9933 [0.000]	0.9995 [0.000]	0.9997 [0.000]	0.9793 [0.000]	0.7143 [0.000]	0.7497 [0.000]	0.7342 [0.000]	0.5109 [0.000]	0.0976 [0.102]	0.6736 [0.000]	0.5373 [0.000]	0.3847 [0.000]
$\ln(s)$	0.0209 [0.000]	0.0185 [0.000]	0.0014 [0.649]	0.0136 [0.007]	0.0307 [0.025]	0.0075 [0.065]	0.0147 [0.005]	0.0269 [0.002]	0.0423 [0.452]	0.0069 [0.1551]	0.0046 [0.385]	-0.0192 [0.073]
$\ln(n+d+g)$	-0.0630 [0.000]	-0.0789 [0.000]	0.0120 [0.020]	-0.0976 [0.000]	-0.0536 [0.000]	-0.0711 [0.000]	0.0132 [0.016]	-0.6972 [0.000]	-0.0375 [0.000]	-0.0591 [0.000]	0.0025 [0.654]	-0.0762 [0.000]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0029	0.0002	0.0001	0.0091	0.1461	0.1251	0.1342	0.2916	-	0.1716	0.2698	0.4149
<i>Tempo (em anos)</i>	236.35	3468.83	5319.30	76.45	4.74	5.54	5.17	2.38	-	4.04	2.57	1.67
<i>B = Estimativa com n=4</i>												
$\ln(y_{t-n})$	0.9384 [0.000]	0.9334 [0.000]	0.9672 [0.000]	0.8684 [0.000]	0.0179 [0.672]	0.1288 [0.000]	0.1591 [0.000]	-0.2170 [0.000]	-0.1618 [0.278]	-0.0004 [0.976]	0.0159 [0.358]	-0.0168 [0.000]
$\ln(s)$	0.0476 [0.014]	-0.0431 [0.959]	0.0209 [0.014]	-0.0193 [0.179]	0.0304 [0.134]	0.0013 [0.869]	0.0379 [0.000]	0.0423 [0.006]	0.0026 [0.718]	0.0035 [0.576]	0.0057 [0.389]	-0.0370 [0.018]
$\ln(n+d+g)$	-0.0569 [0.000]	-0.0608 [0.000]	0.0163 [0.077]	-0.0690 [0.000]	-0.2217 [0.039]	-0.0423 [0.000]	0.0078 [0.237]	-0.0456 [0.000]	-0.0433 [0.000]	-0.0677 [0.000]	0.0050 [0.464]	-0.5462 [0.000]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0276	0.0299	0.0145	0.0613	-	0.8901	0.7985	-	-	-	-	-
<i>Tempo (em anos)</i>	25.12	23.16	47.86	11.31	-	0.78	0.87	-	-	-	-	-

Fonte: primária. *Valores p entre colchetes. *Taxa de convergência estimada apenas para parâmetros significativos.

Em relação a convergência, o estimador GLS de efeitos aleatórios reportou taxas baixas, o que gera períodos de tempo mais longo para atingir o *steady-state* em ambos os poluentes. Note que a

⁴ Dada a limitação de espaço, optamos por realizar uma análise puramente estatística dos principais resultados encontrados, deixando as implicações políticas correspondentes para outro contexto, como também é de praxe na literatura revisada.

⁵ Restringimos os parâmetros para serem iguais, porém pouca mudança foi observada em termos de convergência.

utilização de efeitos fixos e do GMM aumentou fortemente a taxa de convergência em todos os gases, sendo estatisticamente equivalente em número de anos. Ambos retornaram um período de tempo de 4 a 6 anos para convergência multissetorial na emissão de CO₂, 5 a 3 no CH₄, e de aproximadamente 2 a 3 anos no CO. Em relação a emissão de CO₂ pelo uso de energia, maior fonte de GEE, a taxa de convergência só foi significativa no modelo de efeitos aleatórios e de efeitos fixos. Pelo GMM não podemos inferir que sua emissão esteja convergindo entre os setores da amostra.

O desempenho da estimativa com defasagem de quatro anos foi inferior. Em primeiro lugar, ela falha em estimar o sinal dos controles s e $n+d+g$ em alguns dos poluentes. Esse padrão também tende a se repetir nos demais conjuntos amostrais. Apenas 7 dos 12 modelos reportaram taxas de convergência significativas. É possível notar, que mesmo o estimador de efeitos aleatórios reportou taxas mais elevadas, quem resultaram em 11 e 47 anos para convergência em todos os poluentes. O efeito fixo estimou taxas elevadas para emissão de CO₂ e CH₄, ambas inferiores a um ano. O GMM não reportou estatísticas significativas para nenhum dos gases do efeito estufa. Na base completa, portanto, é possível afirmar que encontramos evidências moderadas⁶ de convergência na emissão *per capita* de CO₂ e CH₄.

Tabela 2 - Resultados da convergência na emissão de GEE para a amostra A 1996 - 2007.

<i>A = Estimativa com n=1</i>												
Regressores	Efeitos aleatórios				Efeitos fixos				GMM			
	CO ₂ Energia	CO ₂	CH ₄	CO	CO ₂ Energia	CO ₂	CH ₄	CO	CO ₂ Energia	CO ₂	CH ₄	CO
$\ln(y_{t-n})$	0.9873 [0.000]	0.9828 [0.000]	1.0011 [0.000]	0.9720 [0.000]	0.4548 [0.004]	0.7901 [0.000]	0.7728 [0.000]	0.4449 [0.000]	0.1503 [0.014]	0.6462 [0.000]	0.5078 [0.005]	0.3251 [0.000]
$\ln(s)$	0.0192 [0.057]	0.0048 [0.830]	0.1370 [0.158]	-0.0073 [0.804]	0.0171 [0.553]	0.0178 [0.517]	0.0038 [0.771]	0.0032 [0.959]	0.0316 [0.196]	0.0379 [0.411]	-0.0116 [0.581]	-0.1981 [0.134]
$\ln(n+d+g)$	-0.0518 [0.000]	-0.0613 [0.000]	0.0098 [0.0876]	-0.0815 [0.008]	-0.0516 [0.000]	0.6243 [0.007]	0.0107 [0.0973]	-0.0741 [0.018]	-0.0424 [0.000]	-0.0561 [0.000]	0.0053 [0.305]	-0.0474 [0.138]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0055	0.0075	-	0.0123	0.3422	0.1023	0.1119	0.3517	0.8230	0.1896	0.2943	0.4880
<i>Tempo (em anos)</i>	125.17	92.15	-	56.20	2.03	6.77	6.19	1.97	0.84	3.66	2.35	1.42
<i>B = Estimativa com n=4</i>												
$\ln(y_{t-n})$	0.8991 [0.000]	0.8482 [0.000]	0.9975 [0.000]	0.8981 [0.000]	-0.0569 [0.367]	0.2453 [0.031]	0.3873 [0.000]	-0.4058 [0.0001]	-0.0249 [0.474]	0.0637 [0.2335]	0.0336 [0.000]	-0.5481 [0.000]
$\ln(s)$	0.0622 [0.162]	0.0376 [0.472]	0.0373 [0.308]	-0.0317 [0.798]	-0.0037 [0.942]	0.0798 [0.145]	0.0372 [0.1881]	-0.0075 [0.960]	0.0070 [0.780]	0.4458 [0.446]	-0.0056 [0.880]	-0.3568 [0.012]
$\ln(n+d+g)$	-0.0529 [0.000]	-0.4067 [0.023]	0.0036 [0.7772]	0.0053 [0.910]	-0.0360 [0.000]	-0.0388 [0.000]	0.0087 [0.221]	-0.2793 [0.533]	0.3437 [0.000]	-0.0547 [0.000]	0.0037 [0.385]	-0.0116 [0.629]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0462	0.0715	0.0011	0.0467	-	0.6103	0.4119	-	-	-	1.4735	-
<i>Tempo (em anos)</i>	15.01	9.70	637.61	14.86	-	1.14	1.68	-	-	-	0.47	-

Fonte: primária. *Valores p entre colchetes. *Taxa de convergência estimada apenas para parâmetros significativos.

⁶ Podemos pensar na seguinte categorização: evidência fraca quando apenas o efeito aleatório sugere convergência; evidência moderada quando efeito fixo e aleatório sugerem; evidência forte quando efeito fixo e GMM sugerem convergência, em ambos os intervalos de tempo. A não significância estatística deve ser interpretada como ausência de evidência.

O mesmo padrão apresentado pelos controles, s e $n+d+g$, é observado na amostra A, que contempla setores da agropecuária e indústria de alimentos (Tabela 2). Mais uma vez o efeito fixo e GMM reportaram estatísticas próximas sugerindo convergência com uma defasagem. Na ampliação do *gap* temporal, é interessante notar que a emissão de CO₂ por uso de energia e a emissão de monóxido de carbono apresentaram evidências fracas de convergência, enquanto que as evidências em torno da emissão de CO₂ foram moderadas, já que são reportadas pelo estimador de efeitos fixos. O destaque foi a evidência forte de convergência na emissão de CH₄ entre os setores agropecuários e a indústria alimentícia, com um tempo equivalente a aproximadamente 1 ano, estimada por efeitos fixos e/ou GMM.

O metano, CH₄, está presente na maioria dos fertilizantes nitrogenados utilizados pela agricultura. Em especial, desde a intensificação do uso de transgênicos nos anos 1990, houve uma padronização das técnicas de manejo agrícola nas lavouras ao redor do mundo, que tem que seguir um rigoroso processo de aplicação de fertilizantes, seguindo a orientação dos proprietários dos direitos autorais das sementes transgênicas. Nesse sentido, um dos possíveis canais que ajudam a explicar essa forte evidência de convergência do uso da emissão de metano no setor possa estar sendo conduzida por essa padronização de técnicas agropecuárias.

Tabela 3 - Resultados da convergência na emissão de GEE para amostra B 1996 – 2007.

<i>A = Estimativa com n=1</i>												
Regressores	Efeitos aleatórios				Efeitos fixos				GMM			
	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO
$\ln(y_{t-n})$	0.9915 [0.000]	1.0003 [0.000]	1.0001 [0.000]	0.9716 [0.000]	0.7880 [0.000]	0.7819 [0.000]	0.7398 [0.000]	0.4937 [0.000]	0.0229 [0.648]	0.7022 [0.044]	0.3220 [0.001]	0.2823 [0.000]
$\ln(s)$	0.0327 [0.06]	0.0242 [0.0584]	0.0094 [0.205]	0.0264 [0.109]	0.0209 [0.206]	0.1056 [0.289]	0.0185 [0.125]	0.0413 [0.101]	0.0128 [0.449]	-0.0283 [0.847]	-0.0039 [0.768]	-0.0544 [0.033]
$\ln(n+d+g)$	-0.0603 [0.000]	-0.0920 [0.000]	-0.0030 [0.832]	-0.1030 [0.000]	-0.0550 [0.000]	-0.0794 [0.000]	-0.0088 [0.535]	-0.0618 [0.000]	-0.0321 [0.000]	-0.0596 [0.000]	-0.0083 [0.387]	-0.0510 [0.001]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0037	-	-	0.0125	0.1035	0.1069	0.1309	0.3065	-	0.1536	0.4922	0.5492
<i>Tempo (em anos)</i>	186.75	-	-	55.48	6.70	6.49	5.29	2.26	-	4.51	1.41	1.26
<i>B = Estimativa com n=4</i>												
$\ln(y_{t-n})$	0.8282 [0.000]	0.9440 [0.000]	0.9783 [0.000]	0.8225 [0.000]	0.1578 [0.008]	0.0603 [0.218]	0.0864 [0.382]	-0.2993 [0.000]	-0.0068 0.7950	-0.0489 [0.258]	-0.0252 [0.0731]	-0.3015 [0.000]
$\ln(s)$	0.0155 [0.615]	-0.0093 [0.716]	0.0459 [0.019]	0.0061 [0.905]	-0.0674 [0.823]	-0.0139 [0.469]	0.0331 [0.129]	0.0724 [0.084]	-0.0087 [0.694]	-0.0097 [0.527]	0.0010 [0.946]	-0.1191 [0.002]
$\ln(n+d+g)$	-0.0565 [0.000]	-0.0977 [0.000]	-0.0168 [0.408]	-0.0542 [0.087]	-0.0472 [0.001]	-0.0671 [0.002]	-0.0121 [0.358]	-0.0421 [0.048]	-0.0327 [0.000]	-0.0644 [0.000]	-0.0063 [0.654]	-0.0380 [0.048]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0819	0.0250	0.0095	0.0849	0.8019	-	1.0634	-	-	-	-	-
<i>Tempo (em anos)</i>	8.47	27.70	72.75	8.17	0.86	-	0.65	-	-	-	-	-

Fonte: primária. *Valores p entre colchetes. *Taxa de convergência estimada apenas para parâmetros significativos.

A Tabela 3 apresenta os resultados para a amostra B, a indústria extrativa. A porcentagem de vezes que o sinal dos controles, s e $n+d+g$, foi previsto incorretamente aumenta, ao passo que a significância estatística também diminuiu. O efeito aleatório previu incorretamente a convergência na emissão de CO₂ e CH₄ com um ano de defasagem, mas reportou parâmetros significativos com $n=4$. Em termos gerais, só é possível falar em convergência moderada para emissão de CH₄ e na emissão de CO₂ pela utilização de energética (efeito fixo).

Note que esse macro setor contempla os maiores poluentes mundiais: as atividades extrativas minerais, a indústria madeireira e a indústria petroquímica. É interessante notar que mesmo assim, uma elevada taxa de convergência na emissão de CO₂ pelo uso de energia foi encontrada por efeitos fixos, de 7 a menos de um ano, dependendo do horizonte temporal. Entretanto, seria possível demonstrar que como esses são os principais emissores, suas taxas são mais elevadas mesmo em um eventual *steady-state*.

Contudo, nenhum dos gases foi estatisticamente significativo no GMM com $n=4$, apenas com $n=1$. Nesse caso, chama a atenção o valor elevado das taxas de convergência, seguindo o observado em outros conjuntos amostrais. É interessante notar também a elevação na taxa de convergência da emissão de CO₂ por uso de energia no modelo com efeitos aleatórios, que passa de 0.0037 com $n=1$ para 0.0819 com $n=4$, o mesmo é observado na estimação por efeitos fixos.

Tabela 4 - Resultados da convergência na emissão de GEE para amostra C 1996 – 2007.

A = Estimativa com j=1												
Regressores	Efeitos aleatórios				Efeitos fixos				GMM			
	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO
$ln(yt-j)$	0.9950 [0.000]	0.9950 [0.000]	1.0053 [0.000]	0.9770 [0.000]	0.6042 [0.000]	0.7667 [0.000]	0.8799 [0.000]	0.5442 [0.000]	0.0910 [0.339]	0.4742 [0.008]	0.4898 [0.000]	0.2855 [0.000]
$ln(s)$	0.0268 [0.006]	0.0099 [0.260]	0.0024 [0.819]	0.0074 [0.627]	0.0028 [0.796]	0.0040 [0.737]	-0.0051 [0.686]	-0.0088 [0.631]	-0.0064 [0.373]	-0.0025 [0.8122]	-0.0147 [0.292]	-0.0144 [0.424]
$ln(n+d+g)$	-0.0419 [0.000]	-0.0391 [0.000]	0.0464 [0.000]	-0.0761 [0.000]	-0.0358 [0.000]	-0.0449 [0.000]	0.0392 [0.000]	-0.0714 [0.001]	-0.0291 [0.001]	-0.0345 [0.000]	0.0231 [0.078]	-0.0591 [0.001]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0022	0.0022	-	0.0101	0.2188	0.1154	0.0556	0.2642	-	0.3240	0.3100	0.5444
<i>Tempo (em anos)</i>	315.87	317.77	-	68.59	3.17	6.01	12.47	2.62	-	2.14	2.24	1.27
A = Estimativa com j=4												
$ln(yt-j)$	0.8002 [0.000]	0.8532 [0.000]	1.0001 [0.000]	0.8173 [0.000]	0.0089 [0.902]	0.2145 [0.003]	0.3612 [0.000]	-0.2675 [0.005]	0.0635 [0.224]	-0.0209 [0.657]	0.0171 [0.684]	-0.3572 [0.000]
$ln(s)$	0.0251 [0.226]	0.0098 [0.612]	0.0308 [0.237]	0.0049 [0.885]	0.0032 [0.825]	-0.0008 [0.962]	0.0473 [0.093]	0.0221 [0.476]	-0.0099 [0.216]	0.0005 [0.967]	-0.0065 [0.782]	-0.0302 [0.123]
$ln(n+d+g)$	-0.0282 [0.082]	-0.0675 [0.000]	0.0532 [0.019]	-0.0224 [0.517]	-0.0042 [0.773]	-0.0375 [0.006]	0.0920 [0.613]	-0.0335 [0.240]	-0.0238 [0.086]	-0.0350 [0.001]	0.0121 [0.428]	0.0051 [0.851]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0968	0.0689	-	0.0876	-	0.6686	0.4422	-	-	-	-	-
<i>Tempo (em anos)</i>	7.16	10.06	-	7.91	-	1.04	1.57	-	-	-	-	-

Fonte: primária. *Valores p entre colchetes. *Taxa de convergência estimada apenas para parâmetros significativos.

O comportamento estimado segue sobrevivendo nos demais conjuntos amostrais, tais como na transformação de bens não duráveis, amostra C na Tabela 4. O que chama atenção nesse caso, é variação no parâmetro do efeito aleatório quando consideramos $n=4$. O parâmetro de convergência passa de valores quase nulos para parâmetros próximo ao estimado por efeitos fixos, principalmente na emissão de CO₂ setorial e pelo uso de energia. Em nenhum dos gases é possível falar em evidência forte de convergência, apenas moderada na emissão de CO₂ e CH₄.

O GMM só reporta parâmetros estatisticamente significativos para a estimativa em que o intervalo de tempo é igual a um ano. Também é oportuno notar que nesse caso, os parâmetros associados a taxa de poupança foram viesados e com o sinal trocado para todos os gases do efeito estufa. O mesmo padrão de parâmetros viesados também ocorre na estimativa de GMM para amostra da indústria da transformação de “bens duráveis”, Tabela 5, sendo que apenas para o CH₄ e CO os parâmetros são estatisticamente significativos com $n=1$. Já para o estimador de efeitos aleatórios e fixos, todos os gases foram estatisticamente significativos.

Quando um período de tempo mais amplo é considerado para interpretação da convergência, é possível afirmar que existem evidências moderadas de convergência apenas no CH₄ para a indústria de transformação. Para todos os demais gases encontramos apenas evidências fracas, por efeito aleatório.

Tabela 5 - Resultados da convergência na emissão de GEE para amostra D 1996 - 2007

A = Estimativa com j=1												
Regressores	Efeitos aleatórios				Efeitos fixos				GMM			
	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO
$\ln(yt-j)$	0.9944 [0.000]	0.9948 [0.000]	0.9971 [0.000]	0.9791 [0.000]	0.5594 [0.000]	0.6527 [0.000]	0.6809 [0.000]	0.5021 [0.000]	0.0832 [0.148]	0.1904 [0.360]	0.3684 [0.001]	0.3293 [0.000]
$\ln(s)$	0.0014 [0.867]	0.0066 [0.526]	-0.0116 [0.436]	-0.0179 [0.439]	0.0059 [0.642]	0.0966 [0.575]	0.0249 [0.281]	0.0732 [0.049]	-0.0159 [0.427]	-0.0087 [0.529]	0.0143 [0.418]	-0.1026 [0.070]
$\ln(n+d+g)$	-0.0597 [0.000]	-0.0734 [0.000]	0.0197 [0.060]	-0.0751 [0.000]	-0.0542 [0.000]	-0.0636 [0.000]	0.0241 [0.015]	-0.0544 [0.003]	-0.0223 [0.003]	-0.0378 [0.000]	0.0091 [0.285]	-0.0559 [0.004]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0024	0.0023	0.0013	0.0092	0.2523	0.1853	0.1669	0.2992	-	-	0.4337	0.4824
<i>Tempo (em anos)</i>	284.97	303.21	540.23	75.60	2.75	3.74	4.15	2.32	-	-	1.60	1.44
A = Estimativa com j=4												
$\ln(yt-j)$	0.9394 [0.000]	0.9219 [0.000]	0.9254 [0.000]	0.8606 [0.000]	0.0437 [0.429]	0.0850 [0.232]	0.1930 [0.011]	-0.1169 [0.160]	0.0061 [0.794]	-0.0584 [0.0770]	-0.0047 [0.865]	-0.1525 [0.012]
$\ln(s)$	-0.0319 [0.280]	-0.0294 [0.361]	-0.0012 [0.975]	-0.0287 [0.548]	-0.0267 [0.2760]	-0.0169 [0.5553]	0.0659 [0.087]	0.0998 [0.098]	-0.0276 [0.244]	-0.0144 [0.354]	0.0158 [0.438]	-0.1386 [0.052]
$\ln(n+d+g)$	-0.0706 [0.000]	-0.0560 [0.000]	0.0151 [0.477]	-0.0801 [0.001]	-0.0401 [0.000]	-0.0443 [0.000]	0.0122 [0.262]	-0.0586 [0.005]	-0.0323 [0.005]	-0.0412 [0.000]	0.0013 [0.838]	-0.0571 [0.014]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0272	0.0353	0.0337	0.0652	-	-	0.7145	-	-	-	-	-
<i>Tempo (em anos)</i>	25.51	19.62	20.59	10.63	-	-	0.97	-	-	-	-	-

Fonte: primária. *Valores p entre colchetes. *Taxa de convergência estimada apenas para parâmetros significativos.

No que tange ao setor de serviços, amostra E, os parâmetros do modelos neoclássico foram, em geral, bem estimados nos dois intervalos de tempo. O estimador GLS de efeitos aleatórios tendeu a mostrar taxas de convergência baixas para $n=1$, que se elevaram a medida que o *gap* temporal aumentava, que ao seu turno, resultou em uma diminuição acentuada na taxa de convergência de todos os poluentes.

O GMM e o efeito fixo reportaram taxas de convergência elevadas quando se considera o intervalo de um ano, na casa de aproximadamente 2 a 7 anos para cada gás. Ao se elevar o intervalo de tempo, apenas CO₂ e a emissão de CH₄ são estatisticamente significativos em efeitos fixos, e com o GMM apenas o CH₄ reportou estatísticas interpretáveis. É surpreendente que em ambos os casos, a velocidade de convergência é inferior a 1 ano, para o período anterior à crise econômica mundial de 2008.

Tabela 6 - Resultados da convergência na emissão de GEE para amostra E 1996 - 2007

A = Estimativa com j=1												
Regressores	Efeitos aleatórios				Efeitos fixos				GMM			
	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO	CO2 Energia	CO2	CH ₄	CO
<i>ln(yt-j)</i>	0.9900 [0.000]	0.9937 [0.000]	0.9981 [0.000]	0.9786 [0.000]	0.7516 [0.000]	0.7869 [0.000]	0.7415 [0.000]	0.5090 [0.000]	0.3383 [0.006]	0.6769 [0.000]	0.5155 [0.000]	0.4856 [0.000]
<i>ln(s)</i>	0.0322 [0.000]	0.0195 [0.000]	-0.0016 [0.614]	0.0186 [0.002]	0.0437 [0.055]	0.0058 [0.224]	0.0109 [0.080]	0.0273 [0.010]	0.0084 [0.204]	0.0054 [0.273]	0.0047 [0.377]	-0.0054 [0.616]
<i>ln(n+d+g)</i>	-0.0765 [0.000]	-0.0913 [0.000]	0.0054 [0.528]	-0.0113 [0.000]	-0.0584 [0.001]	-0.0849 [0.000]	0.0112 [0.219]	-0.0872 [0.000]	-0.0570 [0.000]	-0.0752 [0.000]	0.0024 [0.800]	-0.1174 [0.000]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0044	0.0027	0.0008	0.0094	0.1240	0.1041	0.1299	0.2933	0.4707	0.1695	0.2878	0.3137
<i>Tempo (em anos)</i>	158.14	252.14	817.68	73.68	5.59	6.66	5.34	2.36	1.47	4.09	2.41	2.21
A = Estimativa com j=4												
<i>ln(yt-j)</i>	0.9386 [0.000]	0.9206 [0.000]	0.9550 [0.000]	0.8768 [0.000]	-0.0509 [0.430]	0.1708 [0.002]	0.1348 [0.002]	-0.2444 [0.000]	-0.0372 [0.013]	0.0072 [0.743]	0.0509 [0.023]	-0.0942 [0.034]
<i>ln(s)</i>	0.0365 [0.059]	0.0011 [0.991]	0.0046 [0.632]	-0.0182 [0.296]	0.0578 [0.095]	0.0055 [0.574]	0.0203 [0.046]	0.0294 [0.097]	0.0049 [0.519]	0.0015 [0.818]	0.0062 [0.340]	-0.0125 [0.421]
<i>ln(n+d+g)</i>	-0.0522 [0.010]	-0.0333 [0.061]	0.0262 [0.083]	-0.0764 [0.002]	0.0077 [0.781]	-0.0221 [0.046]	0.0127 [0.00]	-0.0477 [0.010]	-0.0510 [0.000]	-0.0772 [0.000]	0.0050 [0.573]	-0.1188 [0.000]
<i>Dummy temporal</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
<i>Convergência</i>	0.0275	0.0359	0.0200	0.0571	-	0.7674	0.8703	-	-	-	1.2929	-
<i>Tempo (em anos)</i>	25.17	19.29	34.66	12.14	-	0.90	0.80	-	-	-	0.54	-

Fonte: primária. *Valores p entre colchetes. *Taxa de convergência estimada apenas para parâmetros significativos.

Nesse contexto, pode-se afirmar que existem evidências moderadas de convergência na emissão de CO₂ no setor de serviços, enquanto que para o CH₄ a evidência de convergência é forte, já que também foi corroborada pelo método generalizado dos momentos de Arellano e Bond. Para a emissão de CO₂ pelo uso de energia e para o monóxido de carbono as evidências são fracas, e dada a provável inconsistência no estimador de efeitos aleatórios, com os dados que dispomos não existem evidências de convergência em sua emissão *per capita*.

5. Considerações finais

Este artigo concentrou-se na estimação empírica da hipótese convergência na emissão de gases do efeito estufa, um teste que tem reservado a atenção de muitos trabalhos na literatura de economia do meio ambiente. O que não é gratuito, já que entender a dinâmica dos principais poluentes é crítico para a adoção de políticas apropriadas relacionadas ao aquecimento global. Muitos modelos de equilíbrio geral computável usados para estimar tendências futuras, por exemplo, assumem um certo grau de convergência entre países e setores. Se entretanto, as emissões *per capita* não estiverem convergindo, esses modelos podem estar seriamente incorretos, gerando más recomendações de política ambiental.

Nesse estudo contribuímos para a literatura em três aspectos. Primeiro, controlamos possíveis inconsistências na estimação da hipótese de convergência com a utilização de estimadores de dados em painel robustos, em especial efeitos fixos e o GMM de Arellano e Bond. Tal procedimento mostrou que a taxa de convergência eleva-se significativamente em relação a estimativas convencionais, como o POLS ou o GLS de efeito aleatórios, esse último utilizado no trabalho.

Em seguida, encontramos evidências de convergência para grandes conjuntos de dados, como por exemplo, na nossa amostra que contempla todos os setores da *WIOD*, mais de 14.553 observações distribuídas em 39 países. Ao contrário dos estudos prévios, essa evidência parece ser invariante ao tamanho da amostra, mesmo quando se utiliza do GLS de efeitos aleatórios para a estimação.

Por fim, expandimos a análises dos gases efeito estufa, que tendiam a se concentrar apenas na emissão de CO₂ cross-country. Utilizamos também a emissão de CO₂ pelo uso de energia – maior causador do aquecimento global –, a emissão de gás metano, CH₄ e a emissão de monóxido de carbono. Como era esperado, o resultado foi bastante heterogêneo entre setores e entre os poluentes. Foram encontradas fortes evidências de convergências na emissão de CH₄ no macro setor agricultura e indústria alimentícia (A), e também no macro setor de serviços (E), já que os três estimadores utilizados reportam taxas estatisticamente significativas. O estimador de efeitos fixos também sugere convergência nas emissões de metano nos macro setores da indústria extrativa (B), na transformação industrial de bens duráveis (D) e na industrialização de bens não duráveis (C).

A emissão de dióxido de carbono, CO₂, teve um desempenho mais moderado, sendo que foi confirmada pelo estimador de efeitos aleatórios e fixos apenas nos macro setores de serviços (E) e industrialização de bens não duráveis (c). Também foram encontradas evidências moderadas na amostra que contempla todos os setores da *WIOD*. Entretanto, a emissão de CO₂ pelo uso de energia, não renovável em sua maioria, foi encontrada na amostra que contempla dados da indústria extrativa (B) e na transformação de bens duráveis (D). Para as emissões de monóxido de carbono, encontramos evidências fracas de convergência, já que apenas o estimador de efeitos aleatórios tende a confirmá-las, e a taxas

baixas. Contudo, dado a violação da hipótese de exogeneidade estrita nesse estimador, é mais correto afirmarmos, talvez, que não foram encontradas evidências de convergência na utilização desse poluente em nenhum conjunto amostral estimado.

Por fim, mesmo este trabalho tendo avançado na literatura de economia do meio ambiente, ao construir um painel multissetorial de emissões com os dados inéditos da WIOD, é preciso salientar que as conclusões são válidas num pequeno horizonte temporal, 11 anos. Em especial, a consideração de uma defasagem para avaliar convergência, como adotada por parte da literatura, pode ser insuficiente no nosso contexto. Talvez por isso, encontramos taxas elevadas em quase todos os gases para $n=1$, mas que tendem a ser válidas apenas para alguns dos poluentes quando o horizonte temporal é ampliado. Mesmo assim, se a estratégia de identificação for válida, só é possível afirmar que as evidências em termos de convergência *per capita* foram encontradas para alguns gases do efeito estufa e se distribuem heterogeneamente entre os setores produtivos.

6. Referencias

ALDY, J. E. Per capita carbon dioxide emissions: convergence or divergence? *Environmental and Resource Economics*, v. 33, n. 4, p. 533-555, 2006.

ARELLANO, M. BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic and Studies*, v.58, n.2., p.277, 1991.

BROCK, W.; TAYLOR, M. S. The green Solow model. *Journal of Economic Growth*, v. 15, n. 2, p. 127-153, 2010.

CAMARERO, M.; PICAZO-TADEO, A. J.; TAMARIT, C. Are the determinants of CO₂ emissions converging among OECD countries? *Economic Letters*, v. 118, n. 1, p. 159-162, 2013.

CRIADO, C. O.; GREETHER, J. M. Convergence in per capita CO₂ emissions: a robust distributional approach. *Resource and Energy Economics*, v. 33, n. 3, p. 637-665, 2011.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

HERRERIAS, M. J. CO₂ weighted convergence across the EU-25 countries (1920-2007). *Applied Energy*, v. 92, p. 09-16, 2012.

IPCC. Climate Change 2014: Synthesis Report, book section Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, page 1141. IPCC, Geneva, Switzerland, 2014.

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.

JOBERT, T.; KARANFIL, F.; TYKHONENKO, A. Convergence of per capita carbon dioxide emissions in the EU: legend or reality? *Energy Economics*, v. 32, n. 6, p. 1364-1373, 2010.

LI, X.; LIN, B. Global convergence in per capita CO₂ emissions. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, v. 24, p. 357-363, 2013.

- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- PEASARAM, M. H.; A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence *Journal of Applied Econometrics* v. 22, p. 265–312, 2007.
- PEN, L. Y.; SÉVI B. On the non-convergence of energy intensities: Evidence from a pair-wise econometric approach. *Ecological Economics* v. 69 p. 641–650, 2010.
- ROMERO-ÁVILA, D. Convergence in carbon dioxide emissions among industrialized countries revisited. *Energy Economics*, v. 30, n. 5, p. 2265-2282, 2008.
- STRAZICICH, M. C.; LIST, J. A. Are CO₂ emission levels converging among industrial countries? *Environmental and Resource Economics*, v. 24, n. 3, p. 263-271, 2003.
- TIMMER, M. P.; DIETZENBACHER, E.; LOS, B.; STEHRER, R.; de VRIES, G. J.; An illustrated use guide to the World Input-Output Database: The case of global automotive production. *Review of International Economics*, v.22, n.3, p.575-605, 2015.
- WESTERLUND, J.; BASHER, S. A. Testing for convergence in carbon dioxide emissions using a century of panel data. *Environmental and Resource Economics*, v. 40, n. 1, p. 109-120, 2008
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, 2002.