

Impactos da agropecuária na degradação ambiental: uma análise à luz da Curva de Kuznets Ambiental

Agricultural impacts in environmental degradation: an analysis in the light of the Environmental Kuznets Curve

Brena do Nascimento Carvalho¹
Francisca Nathalia de Sousa Leite²
Tarcísio da Costa Lobato³

RESUMO

O presente trabalho investigou a hipótese da Curva Ambiental de Kuznets – CAK, para os estados que são considerados os maiores produtores de grãos e que possuem os maiores rebanhos bovinos do país, no período de 2002-2015. Foram utilizados para a análise dados anuais do VAB obtidos no IBGE-SIDRA e emissão de gases de efeito estufa (GEE) referente a atividades agropecuárias coletados no SEEG. Utilizou-se a metodologia de dados em painel. Com a aplicação da metodologia, constatou-se que em um nível agregado, o VAB da agropecuária não se mostrou significativo para explicar as emissões de GEE da agropecuária em nenhum dos modelos estimados. Contudo, dividindo os dados em dois grupos, em que o primeiro são os estados do Centro-Oeste e o segundo os demais estados, Rio Grande do Sul, Paraná, Pará e Minas Gerais, verificou-se a significância do VAB da agropecuária para explicar as emissões de GEE. A aplicação do modelo em painel de efeitos fixos para os dois grupos, indica a existência de uma curva em formato de U para a região Centro-Oeste. E para o segundo grupo, obteve-se uma curva em formato de U.

Palavras-chave: Crescimento Econômico. Sustentabilidade. Dados em Painel. Agropecuária.

Abstract

The research that follows investigated the hypothesis of the Environmental Kuznets Curve for the states that are considered the largest grain producers and that have the

¹ Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Oeste do Pará -UFOPA. Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de São Carlos - UFSCar, campos Sorocaba. E-mail : brenanc16@gmail.com
ORCID ID : <https://orcid.org/0000-0002-0660-8514>

² Graduada em Ciências Econômicas. Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de São Carlos - UFSCar, campos Sorocaba. E-mail : nathaliasousa61@gmail.com
ORCID ID : <https://orcid.org/0000-0003-1576-1171>

³ Graduado em Matemática e Estatística. Mestre em Estatística pela Universidade Federal do Pará. Doutorando em Economia Aplicada pela ESALQ-USP. Atualmente é professor assistente na Universidade do Estado do Amazonas - UEA. E-mail : tarcisiolobato@yahoo.com.br
ORCID ID : <https://orcid.org/0000-0002-2002-5622>

largest cattle breeding in the country in the period of 2002-2015. Annual GVA data obtained from IBGE-SIDRA and emission of greenhouse gases (GHG) related to agricultural activities collected in SEEG were used for the analysis. The Panel Data methodology was used. With the application of the methodology, it was found that, on an aggregate level, the GVA for agriculture was not significant to explain the GHG emissions of agriculture in any of the estimated models. However, dividing the data in two groups, in which the first are the states of the Midwest and the second the other states, Rio Grande do Sul, Paraná, Pará and Minas Gerais, the significance of the GVA of agriculture was verified to explain emissions of GHG. The application of the model in a fixed effects panel for both groups, indicates the existence of a U format curve of for the Midwest region. And for the second group, a U format curve was obtained.

Keywords: Economic Growth. Sustainability. Panel Data. Agricultural.

Classificação JEL: C23, O47, Q56.

INTRODUÇÃO

O presente estudo objetiva estimar a Curva de Kuznets Ambiental (CKA) para os estados que possuem os maiores rebanhos bovinos e as maiores produções de grãos do país, a saber: Mato Grosso; Paraná; Rio Grande do Sul; Goiás; Minas Gerais; Mato Grosso do Sul e Pará, no período de 2002-2015, utilizando para isso o método de regressão com dados em painel. Desde meados do século XX a discussão a respeito dos impactos do crescimento econômico sobre os recursos ambientais tem ganhado espaço. No decorrer do tempo, percebe-se em cada geração uma evolução positiva no tocante a necessidade de preservação ambiental e estímulo a conscientização da sustentabilidade socioeconômica e ambiental das práticas produtivas, essa preocupação estende-se também a atividade agropecuária.

A agropecuária possui um papel relevante para a economia nacional, o setor destaca-se como importante gerador de riquezas, com uma produção capaz de atender à necessidade interna e gerar excedentes para exportações. Nas últimas décadas a agropecuária inseriu-se em uma dinâmica setorial rural totalmente nova, aderindo a uma cadeia de produção integrada e passando por mudanças estruturais que reforçaram sua importância na economia. Essa integração da cadeia de produção do setor primário, responde pelo nome de agronegócio, e abrange desde as operações e transações iniciais de insumos até o processamento e distribuição dos produtos (BACHA; ROCHA, 1998).

O campo modernizou-se e inseriu-se na economia de mercado, com elaboradas redes de armazenamento, distribuição, processamento e industrialização, crescendo em suas relações tecnológicas, produtivas e financeiras (FURTOSO; GUILHOTO, 2003). Sendo assim, surge uma nova realidade para a agricultura e pecuária, consolidando-se como um forte ramo de negócio na economia moderna, um segmento extremamente dinâmico e interligado com outros ramos da economia. O setor destaca-se na economia nacional, de modo que, o agronegócio, abrangendo insumos, agropecuária, indústria e serviços, representou 21,6% do PIB nacional no ano de 2017, sendo que a agropecuária foi responsável por 5,4% desse total. Segundo

o CEPEA (2018) o PIB do agronegócio em 2006 era de 560,4 milhões, saltando para 1,418 bilhões em 2017, um crescimento de 153% em uma década.

Apesar da modernização, a agropecuária ainda é uma atividade econômica extremamente vulnerável a mudanças climáticas, alterações na temperatura, volume de chuvas, umidade do solo e radiação solar que tem efeito direto sobre a produção agrícola e pecuária. Ademais, a agricultura e a pecuária de corte contribuem expressivamente para emissão de Gases de Efeito Estufa (GEE), seja pela emissão de metano, carbono e monóxido de carbono derivado da queima de biomassa, pela liberação de gases eliminados no processo digestivo de animais ruminantes, ou mesmo pelo desmatamento provocado pela expansão agrícola e uso de terras para pastagens, o que faz dessa atividade produtiva um forte emissor de GEE.

De acordo com o Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa – SEEG (2018), o setor com maior influência nas emissões de GEE é o de Mudanças do Uso da Terra, em virtude da forma que se aproveita o solo no Brasil. Além de existirem diversas regiões de fronteira agrícola e expansão pecuária, visto que o país possui uma elevada rotatividade entre os tipos de atividades agropecuárias, as quais causam grandes emissões de GEE. Os impactos da pecuária bovina sobre o meio ambiente são diversos, abrangem desde a deterioração do solo e a poluição dos recursos hídricos até a emissão de GEE, além da redução da biodiversidade, decorrente principalmente das ações de manejo adotadas.

Ressalta-se que a emissão desses gases também é oriunda de atividades industriais, contudo, os principais gases emissores são o metano (CH_4), monóxido de carbono (CO_2) e óxido nitroso (N_2O), sendo que a agropecuária é a responsável por grande parte da emissão desses gases (LIMA, *et. al*, 2001). Na atividade agropecuária o metano é oriundo da queima de biomassa, como resíduos agrícolas e florestas, por exemplo, é produzido também em condições anaeróbicas associada com a fermentação de ruminantes, originando-se no processo digestivo e a partir dos dejetos do animal. A magnitude da emissão do metano depende do tipo de animal e da quantidade de massa ingerida (LIMA, *et. al*, 2001). O monóxido de carbono é produzindo principalmente pela queima de biomassa, nesse processo também são liberados óxido nitroso e óxidos de nitrogênio. O óxido nitroso provém também da utilização de fertilizantes nitrogenados, da mineração de matéria orgânica adicionada e da adição ou depósito de dejetos de animais no solo (LIMA, 2002).

Deste modo, a atividade agrícola e pecuária no período de 2010 a 2016, foi responsável por 23,8% em média da emissão de gases de efeito estufa no Brasil. Em 2014 o setor agropecuário elevou sua participação na emissão de gases de efeito estufa (GEE) em 4,1%, embora no período de 2010-2014, em termos agregados, as emissões brasileiras de GEE tenham decrescido 2,5%, principalmente devido ao maior controle do desmatamento da Amazônia. Em 2013 as emissões de N_2O responderam por 11% das emissões em CO_2 , sendo a agricultura a maior fonte causadora dessas emissões na atmosfera. Além do mais, em 2015 houve um crescimento de 8,3% no rebanho bovino do país, o que pode explicar a elevação das emissões de GEE em alguns estados (ARTUZZO *et al*, 2016).

Neste ensejo, o presente estudo será realizado para os estados que são os maiores produtores de grãos e os que possuem os maiores rebanhos bovinos do país. De acordo com o IBGE (2017), os maiores produtores de grãos são os estados do Mato Grosso, que se consolidou como o maior produtor nacional de grãos, com uma participação de 26,2% do total do país, Paraná com 17,2%, Rio Grande do Sul com 15,1% e Goiás com uma participação de 9,4%, juntos eles correspondem a 67,9% da produção total de grãos do país. Em relação ao rebanho bovino, com alta de 1,4% em

2016, em comparação de 2015, atingiu a marca recorde de 218,2 milhões de cabeças, com destaque para os rebanhos bovinos dos estados de Mato Grosso com o maior rebanho do país, um total de 30,29 milhões de cabeças, Minas Gerais, com 23,63 milhões de cabeças, Goiás com 22,88 milhões, Mato Grosso do Sul com 21,80 milhões e Pará com 20,47 milhões de cabeças de bovinos (IBGE, 2017).

Segundo Oliveira, Araújo e Barbosa (2016) apesar do setor agropecuário ser responsável por grande parte das emissões de GEE, ele também possui um grande potencial para reduzir as suas emissões, sendo que os efeitos podem ser mitigados se os agricultores tiverem acesso a tecnologias de mitigação e adaptação às mudanças climáticas. A seguir esse trabalho trará uma breve revisão de literatura teórica sobre a Curva de Kuznets Ambiental, evidências empíricas para o caso brasileiro, seguido pelos procedimentos metodológicos empregados, resultado e discussões e por fim considerações finais.

REFERENCIAL TEÓRICO

A Curva de Kuznets Ambiental é um instrumento de análise dos impactos do crescimento econômico sobre o meio ambiente, a qual afirma que a ligação entre o crescimento econômico e os níveis de poluição ambiental originam uma curva em formato de “U” invertido. A hipótese indica que a princípio, à medida que a economia cresce os níveis de poluição aumentam até atingir um ponto de inflexão no qual o aumento da renda *per capita* levaria a uma redução na poluição ambiental. Essa teoria tem origem no estudo seminal de Simon Kuznets (1955) sobre a relação entre a renda *per capita* e a desigualdade de renda, em que a curva gerada por esses dados assumiria um formato de “U” invertido, no qual inicialmente o aumento da renda *per capita* é seguido por um aumento da desigualdade de renda em um estágio inicial de crescimento econômico, à medida que a renda cresce essa diferença tende a se reduzir, onde a economia encontra um ponto de inflexão.

Em seguida, o estudo de Grossman e Krugman (1991) procurou relacionar a qualidade do ar com o crescimento econômico nos Estados Unidos usando o arcabouço teórico de Kuznets (1955). Os resultados indicaram uma relação positiva entre as variáveis, resultando em uma curva com formato de “U” invertido. Essa abordagem foi utilizada posteriormente em estudos de impactos ambientais, recebendo o nome de Curva de Kuznets Ambiental, indicando que conforme a renda *per capita* cresce intensificam-se os índices de poluição, até atingir um ponto de inflexão no qual a aumento da renda *per capita* conduziria a conscientização da sociedade a respeito dos impactos da atividade econômica sobre o meio ambiente. Os trabalhos de Selden e Song (1994) e Cole, Rayner e Bates (1997) fizeram uso da mesma abordagem da Curva de Kuznets Ambiental, chegando a resultados semelhantes corroborando com a teoria.

Uma vez que a emissão de poluentes está diretamente relacionada com nível de produção de um país, o conceito de Curva de Kuznets Ambiental busca descrever os impactos do desenvolvimento econômico sobre os níveis de emissão de poluentes (ÁVILA, 2011). Em um estágio inicial, um país em desenvolvimento tem seu crescimento econômico atrelado a crescentes níveis de emissões, visto que o aumento da atividade produtiva gera crescentes pressões sobre os recursos naturais. Os países em desenvolvimento tendem a ter uma preocupação menor com questões ambientais e possivelmente menores números de políticas regulatórias para emissão de poluentes, já que suas prioridades tendem a ser o crescimento da economia.

O raciocínio por trás da CKA é simples, a atividade produtiva cresce e com ela cresce a renda até alcançar um ponto de inflexão, a partir desse ponto os indivíduos com renda maior passam a se preocupar com a degradação ambiental, se o efeito renda derivado do crescimento econômico for suficientemente forte ocorrerá um declínio na emissão de gases poluentes, o que dá a CKA o formato de “U” invertido. Aqueles que defendem a teoria da CKA afirmam que apenas o crescimento econômico é capaz de gerar meios para reduzir os impactos ambientais, a proteção do meio ambiente se dá por uma ação conjunta de políticas públicas adequadas e crescimento econômico, à medida que a renda per capita da população aumenta, ela passa a exigir medidas de proteção aos recursos naturais (BIAGE; ALMEIDA, 2015).

Evidências Empíricas

Essa abordagem teórica possui um caráter ambíguo. Estudos já mencionados como de Selden e Song (1994); Cole, Rayner e Bates (1997) e outros como Cole (1999), Bruyn, Van Den Bergh e Opschoor (1998) corroboram com a teoria, apresentando evidências empíricas que confirmam a hipótese da existência de uma CKA em formato de “U” invertido. Por outro lado, Bruyn (1997) traz contribuições que devem ser consideradas, afirmando que no longo prazo a CKA não se mantém, à medida que a economia continua crescendo, um novo ponto de inflexão iria surgir dando um formato de “N” a CKA, o que supõe que os impactos ambientais negativos voltaram a crescer com o aumento da atividade econômica.

O formato de “U” invertido se daria pelo fato que, uma sociedade com baixo nível de renda *per capita*, incorreria em um aumento da degradação ambiental. Isso ocorreria devido à industrialização, do aumento do adensamento urbano e a migração para a malha urbana. O formato de “N” poderia representar um aumento na degradação ambiental devido ao aumento mais do que proporcional dos custos de redução da poluição, em relação aos benefícios econômicos.

A partir das contribuições de Grossman e Krueger na década de 90, inúmeros trabalhos surgiram empregando a metodologia da CKA para outros países ou regiões. Neste cenário, muitos trabalhos foram desenvolvidos no âmbito nacional. A fim de propor uma estimativa da curva ambiental de Kuznets para toda Amazônia legal no período de 2000 a 2004, Santos *et. al.* (2008) utilizaram como método dados em painel, estimando modelos de efeitos fixos, utilizaram como variável dependente a área desmatada em hectares e como variável independente o PIB *per capita* dos 792 municípios da Amazônia Legal. De acordo com as modelagens econométricas, encontraram evidências de curvas ambientais com formato quadrático, no entanto, com modelos pouco representativos.

Oliveira *et. al.* (2011) também objetivaram investigar a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental em toda Amazônia Legal no período de 2001 a 2006, para tanto utilizaram um modelo com dados em painel com dependência espacial, incluindo outras variáveis explicativas adicionais, como: rebanho bovino, culturas agrícolas como soja e cana-de-açúcar, extração vegetal e silvicultura, densidade populacional, crédito rural e área de floresta preexistente. De acordo com os resultados, os autores constataram que o produto da relação entre desmatamento e crescimento econômico é uma curva na forma de “N” invertido.

O estudo de Gomes e Linhares (2011) procurando confirmar a hipótese da existência da Curva de Kuznets no formato de “U” invertido empregou uma abordagem

metodológica conhecida como *Jackknife Model Averaging*, utilizando dados dos municípios nordestinos. O estudo verificou que apenas em dois cenários os sinais dos coeficientes estavam de acordo com a teoria, contudo, considerando os critérios de informação de Akaike e Schwartz nenhum dos modelos estimados sustentavam a hipótese de Kuznets.

Queiroz, Rocha e Queiroz (2014) com o intuito de verificar a existência da Curva de Kuznets Ambiental no Brasil entre os anos de 2002 a 2010, utilizaram o método *cross-section*. As variáveis escolhidas foram o PIB e o Consumo de Substâncias Destruidoras da Camada de Ozônio (SDO) por tipo de substância. Os autores encontram uma forma da curva distinta da indicada pela teoria, verificou-se uma curva no formato de U. Dessa forma, concluíram que o nível de substâncias obteve nos anos iniciais um nível menor, mas a partir do crescimento do PIB, ocorreu também uma elevação do nível de emissão das SDO, ocasionando assim uma maior degradação ambiental, o que vai de encontro com o proposto pela teoria.

Nesse ensejo, Almeida e Lobato (2019) modelaram uma CKA para região norte do Brasil no período de 2002 a 2015, utilizando a metodologia de dados em painel, verificando que os estados de Rondônia e Acre possuíam maior variabilidade na emissão de CO₂, enquanto Roraima, Pará, Amapá e Tocantins apresentam menor variabilidade no período analisado. Os autores observaram que a CKA estimada se apresenta no formato de “U” não invertido.

Com o objetivo de verificar a existência de um movimento cíclico na CAK e se essa evidência se replica para outras variáveis ambientais como: saneamento, abastecimento de água, taxa de mortalidade, expectativa de vida, alfabetização de adultos e dióxido de carbono – CO₂, Arraes, Diniz e Diniz (2006) estimaram uma curva para diversos países do mundo por meio de uma análise de dados em painel. Os resultados indicaram que as variáveis que expressam desenvolvimento sustentável apresentam uma fraca relação com o PIB *per capita*. Além disso, verificaram que há evidências para curvas ambientais com formato cúbico, mostrando que o fenômeno pode ser cíclico, e todos os indicadores de desenvolvimento selecionados apontaram para divergências entre países, com exceção somente para o indicador relacionado à educação.

Em seu estudo, Carvalho e Almeida (2010) utilizaram uma abordagem econométrica espacial para analisar a relação entre crescimento econômico e aquecimento global, por meio da estimação da CAK para uma amostra de 187 países para o ano de 2004. O modelo de regressão utilizado para estimar a CAK para emissões de CO₂ *per capita* em relação renda *per capita* e seu termo ao quadrado, utilizou as variáveis exportações *per capita*, o consumo de energia *per capita* e uma dummy indicando os países que ratificaram o Protocolo de Kyoto como controle. Os resultados sinalizaram para a existência da CAK na forma de “U” invertido. Constataram ainda que ao incluir o termo cúbico para a renda, as emissões voltaram a crescer em níveis muito elevados de crescimento, fazendo que a CAK global estimada apresente o formato de “N”. Ademais, verificaram que os países que aprovaram o Protocolo de Kyoto reduziram significativamente suas emissões de CO₂ *per capita*.

O estudo de Catalán (2014) realizou a estimação da CKA para um conjunto de 144 países, no período de 1990 a 2010, utilizando o modelo de dados em painel, os resultados apontaram que relação entre as emissões *per capita* de CO₂ e o PIB *per capita*, originaram uma curva em formato de N, indicando que os benefícios que podem ser obtidos quando ocorre à redução da emissão de gases de efeito estufa devido ao crescimento econômico são transitórios. O autor destaca, em suas

conclusões, a importância da eficiência energética e proteção aos recursos ambientais, como pauta de políticas públicas essenciais para reduzir o impacto do crescimento econômico sobre a degradação ambiental.

Avila e Diniz (2015) buscaram estimar a CAK (de um modo tradicional) e o modelo de Brock e Taylor (2010) para verificar se os resultados se reforçam mutuamente. Os autores utilizaram duas metodologias a de séries temporais e painel. Para estimar a CAK padrão utilizaram séries temporais com uma amostra de 99 países no período de 1978 a 2008. E para o modelo de convergência das emissões utilizaram dados em painel, sendo que os anos analisados foram 1978, 1984, 1990, 1996, 2002. Os resultados da estimação da CAK evidenciaram uma curva no formato de N e para modelo de convergência de Brock e Taylor apontaram para a convergência das emissões.

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Dados e Fontes

Os dados utilizados neste estudo são anuais e se referem aos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e Pará durante o período de 2002 a 2015, totalizando 98 observações. Para analisar a relação existente entre o crescimento econômico e a degradação ambiental, serão utilizadas *proxies* para representar as variáveis. Como o objetivo é estimar a CAK para os estados que possuem as maiores produções agropecuárias do país, será utilizado o Valor Adicionado Bruto da agropecuária (VAB) como *proxy* para representar a renda do setor, os dados foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2019).

Em relação à degradação ambiental serão utilizadas as emissões de GEE⁴ (em *tep*- tonelada equivalente petróleo), como *proxy*, as quais foram obtidas por meio do SEEG, especificamente, para o setor agropecuário, foco deste trabalho. Para realizar a modelagem econométrica utilizou-se o *software Stata* versão 14.

Instrumental Analítico

Para a modelagem da Curva Ambiental de Kuznets dos sete estados, no período de 2002 a 2015, será empregada a técnica de dados em painel, utilizando estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para dados em painel (*pooled data*), efeito aleatório e efeito fixo, além dos testes para a escolha do modelo mais adequado, utilizando as emissões de GEE como variável dependente e o VAB e VAB² como variáveis explicativas.

Segundo Gujarati e Porter (2011), o método de dados em painel estuda a influência de variáveis explicativas sobre determinada variável dependente considerando informações de corte transversal e séries temporais. Nesse sentido, Loureiro e Costa (2009) salientam que dados em painel abrangem informações que permitem uma melhor verificação sobre a dinâmica das alterações nas variáveis, possibilitando assim, analisar o efeito das variáveis não observadas. Além do mais, eles são caracterizados por conterem observações em duas dimensões, sendo elas, geralmente, o tempo e o espaço.

⁴ Serão utilizadas as emissões dos gases dióxido de carbono (CO₂), metano (CH₄) e óxido nitroso (N₂O) para a composição dos GEE, visto que esses gases são oriundos dos processos agropecuários, além de serem os que mais influenciam no efeito estufa.

Baltagi (1995) elucida que existem múltiplas vantagens de se utilizar o método de dados em painel, a saber: i) probabilidade de controle da heterogeneidade individual; ii) um maior poder de informação dos dados, maior variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e maior eficiência; iii) uma melhor análise da dinâmica de ajustamento; iv) possibilidade de identificar e propiciar efeitos que os dados de séries temporais ou cortes transversais não capturam; v) possibilidade de idealizar e analisar modelos mais complexos do que dados puramente transversais ou séries temporais e; vi) possibilidade de melhor analisar certas variáveis e modelos em um nível micro.

Ademais, cabe ressaltar que conforme elucidado por Greene (2006) a análise de dados em painel possibilita aos construtores de modelos aprenderem sobre os processos econômicos e, ao mesmo tempo, considerar a heterogeneidade entre os indivíduos, empresas, países e assim por diante, além de enriquecer a análise aplicada, assim sendo, a análise de dados em painel pode ser realizada para três modelos básicos: a) modelo *pooled*; b) modelo de efeitos fixos e; c) modelo de efeitos aleatórios.

Modelo *pooled*

Na concepção de Marques (2000) o modelo de dados agrupados (*pooled*) é a especificação mais simplista, no entanto, também é a mais irrealista, visto que desconsidera as dimensões temporal e espacial dos dados, isto é, assume que o comportamento é uniforme para todos os indivíduos ao longo do tempo e que todas as observações são homogêneas, ou seja, pertence a mesma população.

Este modelo pode ser estimado via MQO, uma vez que as premissas clássicas do modelo de regressão linear são satisfeitas, no entanto, ao ser estimado por esse método, o modelo apresentará erro de especificação e grandes viesamentos, em virtude de não conseguir lidar com uma heterogeneidade eventualmente existente (REINALDO, 2017).

Dessa forma, a formulação geral do modelo com n observações em T períodos e k variáveis pode ser representado por:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{1it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde: Y_{it} é a variável dependente; x_{jit} representa a j -ésima variável explicativa; β são os parâmetros a serem estimados; α é o intercepto; o subscrito i se refere às diferentes unidades de corte transversal; t é o tempo que está sendo analisado, e; ε_{it} é o termo de erro do i -ésimo indivíduo no tempo t (REINALDO, 2017).

Modelo de efeito fixo

Segundo Holland e Xavier (2005), o modelo de efeito fixo é uma generalização de um modelo constante intercepto inclinação para painel, incluindo uma variável *dummy* para os efeitos das variáveis omitidas que se encontram invariáveis no tempo. A estimação desse modelo se trata de uma regressão múltipla com variáveis binárias para cada uma das N unidades de análise, a inserção dessas variáveis faz com que o intercepto da regressão seja diferente para cada uma destas unidades, captando assim, a heterogeneidade existente entre elas.

Wooldridge (2002) elucida que no modelo de efeitos fixos como o intercepto é diferente para cada unidade, ele pode estar correlacionado com um ou mais

regressores, no entanto cada intercepto é constante no tempo. Assim sendo, Reinaldo (2017) salienta que o modelo de efeitos fixos é empregado em situações em que não é possível desagregar o efeito individual, α_i , das variáveis independentes e em situações em que o intercepto está correlacionado com qualquer variável explicativa do modelo, de maneira que o estimador de MQO passa a ser ineficiente e enviesado, deste modo, ao se utilizar o modelo de efeitos fixos esses problemas são resolvidos.

Nesse contexto, Reinaldo (2017) acentua que o modelo de efeito fixo pode ser escrito da seguinte maneira:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde: y_{it} é a variável dependente; α_i é o efeito individual que capta a heterogeneidade não observada entre os indivíduos; β é um vetor de parâmetros de ordem $p \times 1$ a serem estimados e; ε_{it} é o termo do erro, sendo que $i = 1, \dots, n$ representa um indivíduo e $t = 1, \dots, T$ representa a observação de uma característica desse indivíduo no tempo.

Modelo de efeito aleatório

O modelo de efeitos aleatórios possui os mesmos pressupostos do modelo de efeitos fixos, ou seja, o intercepto difere de indivíduo para indivíduo, contudo não ao longo do tempo, e os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo. O que difere entre os dois modelos é o tratamento do intercepto (DUARTE; LAMOUNIER; TAKAMATSU, 2007).

Holland e Xavier (2005) elucidam que a especificação do modelo de efeitos aleatórios adota que todas as diferenças individuais são captadas pelo intercepto α_i , contudo, tanto os efeitos individuais α_i como os erros ε_{it} são tratados como variáveis aleatórias. Neste modelo, supõe-se a inexistência de correlação entre os efeitos individuais e as demais variáveis aleatórias, de modo que sua estimação se dar por meio do uso do método dos mínimos quadrados generalizados - MQG (LOUREIRO; COSTA, 2009).

Nesse sentido, Greene (2000) ressalta que o modelo de efeitos aleatórios é um modelo de regressão generalizado e pode ser expresso da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_{it} &= x'_{it}\beta + u_{it} \\ u_{it} &= \alpha_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

De modo que: y_{it} é a variável dependente; X_{it} representa o conjunto de variáveis explicativas; β é um vetor de parâmetros a serem estimados e; u_{it} é o erro, sendo que o mesmo é composto por dois componentes, o primeiro (α_i) consiste nos fatores não observados que afetam y_{it} e o segundo (ε_{it}) representa o erro aleatório da regressão, ou seja, outras variáveis que influenciam y , sendo que ambos que variam ao longo do tempo.

Neste contexto, Marques (2000) explana acerca de algumas vantagens de se utilizar modelos de efeitos aleatórios, sendo elas: capacidade para trabalhar com bases de dados de qualquer tamanho; a inferência estatística aplicável é derivada dos testes de hipóteses habituais; a possibilidade de resolução da maior parte dos problemas dentro do quadro econométrico tradicional; simplicidade na explicação dos resultados de estimação e; o fato de ser menos rigoroso em termos de *software* econométrico.

Testes para escolha do modelo em dados em painel

Deve-se ter em mente que a utilização de uma especificação imperfeita do modelo pode gerar dificuldades de especificação ou inconsistência dos estimadores de regressão, logo é necessário primeiramente escolher o modelo adequado a ser adotado, ou seja, escolher entre os modelos *pooled*, efeitos fixos ou aleatórios. Conforme Wooldridge (2016) os testes usuais são: teste de Chow, o teste de Breusch-Pagan e teste de Hausman.

De acordo com Wooldridge (2016), o teste de Chow para dados em painel é um teste do tipo F, que considera o modelo restrito de dados empilhados ou *pooled* como hipótese nula e o modelo de dados em painel de efeitos fixos como hipótese alternativa. Neste caso, com base no teste conjunto das estimativas, a rejeição à hipótese nula assinala que o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo *pooled*.

Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007) explanam que o teste de Breusch-Pagan é utilizado para decidir se o modelo adequado será *pooled* ou de efeito aleatório, se trata de um teste do tipo *lagrange multiplier*, a hipótese nula do teste considera a inexistência de efeitos aleatórios e a hipótese alternativa considera a existência de efeitos aleatórios, logo rejeitar a hipótese nula implica que existem efeitos individuais, de modo que o modelo *pooled* é inadequado.

Para Gujarati e Porter (2011) o teste de Hausman consiste em nos informar se há correlação do erro com as variáveis explanatórias, é um teste do tipo *wald*, em que a hipótese nula é a de que as diferenças nos coeficientes são sistemáticas, isto é, tais coeficientes são ortogonais; condição necessária para o modelo de efeitos aleatórios. Caso a hipótese nula do teste de Hausman seja rejeitada, conclui-se que o método de efeitos aleatórios é inadequado, ou seja, provavelmente os efeitos aleatórios estão correlacionados com um ou mais regressores. Nesse caso, o modelo de efeitos fixos é preferível.

Teste de Raiz Unitária em painel

Embora os testes para raízes unitárias em painéis não sejam uma prática comum, como é em estudos de séries temporais, este estudo aplicará o teste de raiz unitária. O método estatístico aplicado será o de Levin, Lin e Chu (2002). Esse modelo é uma extensão do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) e a hipótese nula é que todas as unidades do painel possuem raiz unitária.

O modelo teórico

Neste estudo, as variáveis do modelo serão transformadas em logaritmo natural, com o intuito de obter as elasticidades e, sobretudo para aproximar os valores das variáveis, visto que as unidades de medidas apresentam dimensões distintas, dessa forma, evitam-se prováveis problemas com heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos que possam a vir existir.

Logo, o modelo de painel para verificar o formato da Curva Ambiental Kuznets para os estados que são maiores produtores de grãos e possuem os maiores rebanhos bovinos pode ser expresso da seguinte forma:

$$\ln GEE_Agro = \beta_0 + \beta_1 \ln VAB_Agro + \beta_2 (\ln VAB_Agro)^2 + \varepsilon \quad (4)$$

Em que: $\ln GEE_Agro$ representa o logarítmico das emissões de GEE, oriundos dos processos agropecuários; $\ln VAB_Agro$ representa o logarítmico do valor adicionado da agropecuária e; ε é o termo de erro estocástico. A partir da utilização do modelo de dados em painel, os resultados dos modelos serão gerados com o apoio do *Software Stata* versão 14.0.

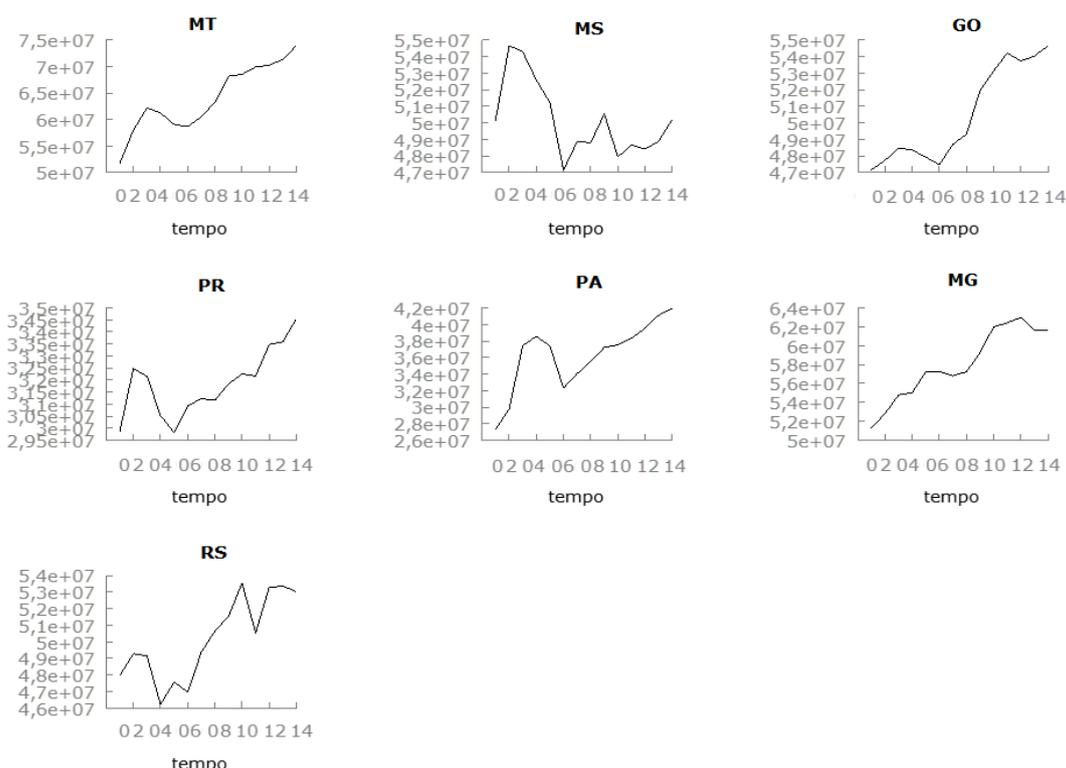
RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção será apresentada uma análise descritiva dos dados para as variáveis ao longo dos anos do estudo, assim como a aplicação da regressão com dados em painel para construir a Curva Ambiental de Kuznets.

Análise descritiva dos dados

Para melhor explorar as características dos dados é importante fazer uma análise descritiva dos dados. A Figura 1 apresenta o comportamento da variável dependente, as emissões de GEE da agropecuária para cada um dos estados no período de 2002 a 2015.

Figura 1 - Comportamento das emissões de GEE por estado nos anos de 2012 a 2015



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do SEEG (2019).

Pode-se observar que dentre os estados em análise, o Mato Grosso, Minas Gerais, Goiás, Mato Grosso do Sul e o Rio Grande do Sul são os que apresentaram os maiores níveis de emissões de GEE da agropecuária, enquanto os estados do Pará e Paraná apresentaram os menores níveis. Quanto ao Mato Grosso do Sul, percebe-

se que, embora tenha apresentado altos níveis de emissões, a partir do final de 2003 começou a ter quedas em suas emissões se mantendo em níveis mais baixos.

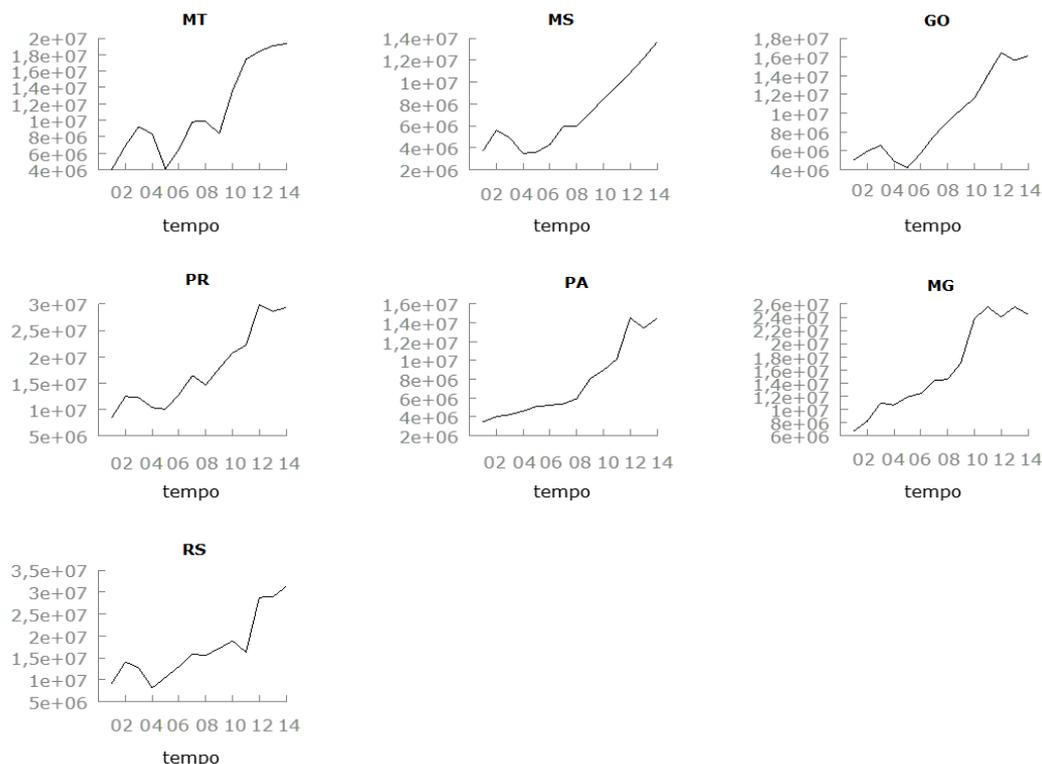
Nota-se que, grande parte dos estados, tiveram elevado crescimento em suas emissões de GEE a partir de 2006, sendo mais expressivo esse crescimento no Mato Grosso, Goiás e Minas Gerais. Verifica-se pelo comportamento das curvas que o estado do Rio Grande do Sul e Minas Gerais foram os únicos que tiveram um decréscimo nas emissões de gases, no período de 2015, enquanto o Mato Grosso, Pará e Paraná, Mato Grosso do Sul e Goiás tiveram aumento.

No estado do Pará, as emissões de gases sofreram uma queda no período de 2004 e retomou ao crescimento em meados de 2006, possivelmente isso se deve a emigração de pecuaristas para a região, atraídos pelo baixo preço da terra, fato que também contribuiu para o aumento do desmatamento no estado e para a formação de pastagem. Além de que conforme atesta Prates e Serra (2009) o reduzido acesso ao crédito rural nesse estado também contribuiu para a degradação ambiental, visto que os produtores tem maior dificuldade em implementar tecnologias sustentáveis para mitigar os efeitos do desmatamento sem acesso ao financiamento, contribuindo assim para o aumento da emissão de GEE.

Vale destacar o estado do Paraná que, embora seja o estado com menores níveis de emissões de GEE, dentre os analisados, desde 2005 suas emissões só crescem. Em relação ao estado que obteve o maior nível de emissão de GEE, isto é o mato Grosso, verifica-se que há maior concentração de rebanhos bovinos e maior produção de grãos em relação aos demais, além de ser o segundo estado que mais contribui para as taxas de desmatamento no Brasil (INPE, 2017).

Na Figura 2, pode-se verificar o comportamento do VAB da agropecuária dos estados no período de 2002 a 2015

Figura 2 - Comportamento do valor adicionado bruto da agropecuária por estado nos anos de 2002 a 2015



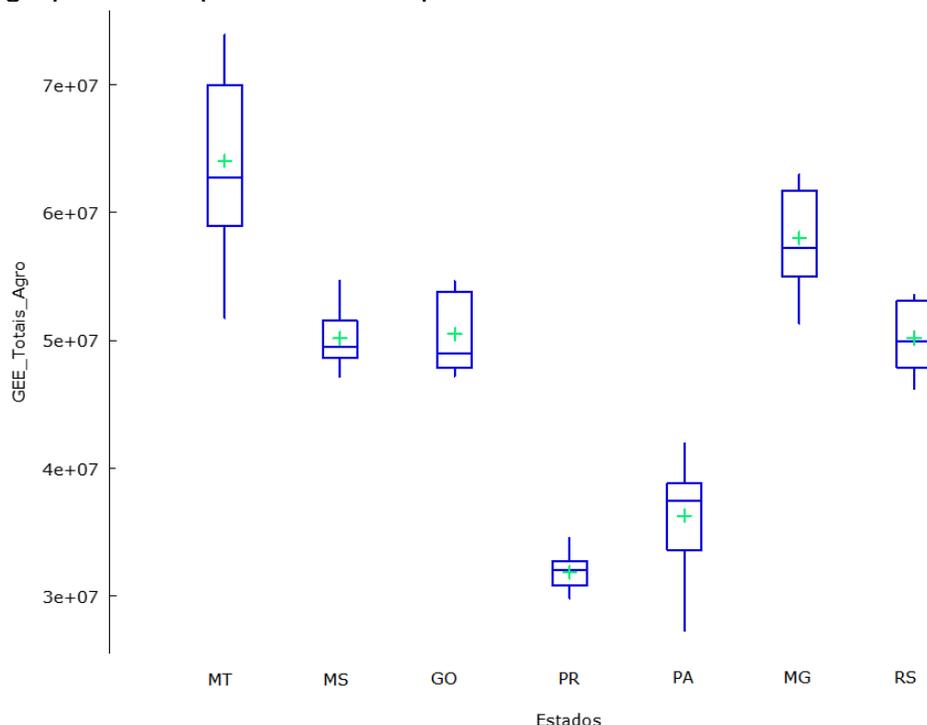
Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do IBGE (2019).

Salienta-se que, embora os estados analisados tenham as maiores produções agropecuárias do país, dentre eles os que mais se destacam na geração de renda para o setor agropecuário é o Rio Grande do Sul, Paraná, Mato Grosso e Minas Gerais, sendo que os dois primeiros são grandes produtores de grãos e os dois últimos são tanto grandes produtores de grãos quanto da pecuária.

Observa-se que apesar do estado de Goiás, Pará e Mato Grosso do Sul apresentarem aos longos dos anos uma intensa ascendência em seus VAB's, são os estados que possuem a menor renda gerada pelo setor.

Na Figura 3, podemos verificar o Box-Plot das emissões de GEE totais da agropecuária. Ao analisar a figura, observa-se que o estado do Mato Grosso apresentou a maior variabilidade das emissões, assim como a maior média. Já o estado do Paraná exibiu a menor variabilidade assim como a menor média, seguido do Mato Grosso do Sul que, apesar de ser um dos estados com maiores emissões e média apresentou a segunda menor variabilidade, isto é, não teve grandes variações de emissões de um ano para o outro.

Figura 3 – Box-Plot das emissões totais de GEE provenientes de atividades agropecuárias por estados no período de 2002-2015

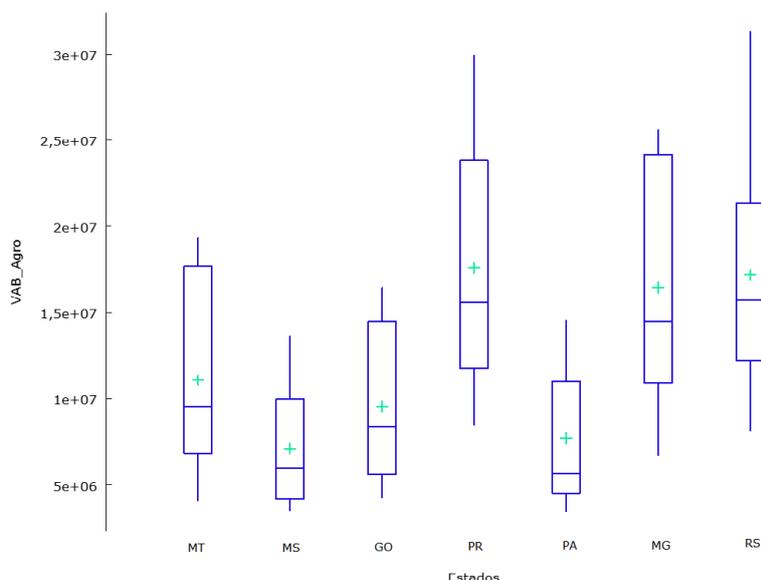


Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do SEEG (2019).

É possível verificar que, embora o Pará tenha apresentado umas das menores emissões de GEE, teve uma maior variabilidade em suas emissões. Em relação aos demais estados, exibiram variabilidades semelhantes. Nota-se ainda na figura que não há presença de *outliers* nos dados de emissões.

A Figura 4 exibe o Box-Plot do VAB da agropecuária dos estados no período de 2002 a 2015.

Figura 4 – Box-Plot do VAB da agropecuária por estados no período de 2002-2015.



Fonte: Elaboração dos autores com bases nos dados do IBGE (2019).

Percebe-se que o estado de Minas Gerais exibiu a maior variabilidade do VAB da agropecuária e terceira maior média, seguido do Paraná com a maior média e segunda maior variabilidade e Rio Grande do Sul com terceira maior variabilidade e segunda maior média. O Mato Grosso do Sul apresentou a menor variabilidade e menor média, seguido do Pará, Goiás e Mato Grosso.

Salienta-se que pela análise descritiva dos dados é possível perceber que os estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás exibiram altos níveis de emissões e baixo VAB da agropecuária em comparação aos demais estados. Já o Paraná teve o segundo maior valor do VAB e menor nível de emissões de GEE. Minas Gerais e Rio Grande do Sul apresentaram altos níveis de emissões de GEE e altos valores para o VAB. E o Pará teve baixa emissão e baixo VAB em comparação aos estados analisados.

Análise econométrica

Antes de prosseguir para análise dos modelos estimados é necessário verificar se as séries são estacionárias, por meio do teste de raiz unitária. O teste adotado foi o de Levin-Lin-Chu (2002) com as especificações (sem constante, com constante, com constante e tendência). A rejeição de H_0 implica que as séries são estacionárias. Desta forma, a Tabela 1 apresenta os resultados do teste para a série das emissões de GEE da agropecuária (em logaritmo) para o VAB da agropecuária (em logaritmo) e VAB da agropecuária (em logaritmo) ao quadrado.

Conforme se observa na Tabela 1, os resultados do teste apontam para a presença de raiz unitária nas séries de emissões (em logaritmo), VAB (em logaritmo) e VAB^2 (em logaritmo), com constante e sem constante. No entanto, para a especificação com constante e tendência os resultados indicam que as séries são estacionárias. Desse modo, pode-se prosseguir para a estimação do modelo, considerando a presença de tendência e constante.

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária

Modelo da CAK para todos os estados						
Teste Levin-Lin-Chu	<i>ln_GEE_Agro</i>		<i>ln_VAB_Agro</i>		<i>ln_VAB_Agro</i>²	
	Estadística t	Prob.	Estadística t	Prob.	Estadística t	Prob.
Sem constante	2,1973	0,9860	4,1033	1,0000	4,0960	1,0000
Com constante	-2,9057	0,1041	-1,1169	0,5052	-1,0170	0,5530
Com constante e tendência	-9,9088	0,0000	-10,4721	0,0000	-10,2660	0,0000

Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 2 apresenta os resultados para os modelos estimados de painel, podendo-se verificar que para todos os modelos estimados os parâmetros associados as variáveis explicativas não foram significativos. Apenas a constante do modelo de efeito fixo e efeito aleatório foi significativa, além disso o R² foi muito baixo, apenas 4,75%. Salieta-se que esse resultado não faz muito sentido, visto que se sabe que existe relação entre as variáveis em estudo. Com base na análise descritiva dos dados é possível perceber um comportamento distinto entre as variáveis em cada estado.

Tabela 2 – Resultados dos modelos estimados pooled, efeito fixo e aleatório

Modelo da CAK para todos os estados			
	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Constante	-23,3413 (25,9832)	19,7295** 8,2618	19,2276** 8,2360
<i>lnVAB_Agro</i>	1,9804 (2,1918)	-0,2294 0,4854	-0,2186 0,4859
<i>(lnVAB_Agro)</i> ²	-0,0614 (0,0680)	0,0108 0,0152	0,0104 0,0152
<i>Tendência</i>	0,0125 (0,0086)	-0,0006 0,0034	-0,0004 -0,0034
R ²	4,75%		

Fonte: Elaborado pelos autores.

** indica a significância de 5%.

erro padrão entre parênteses.

Dessa forma, optou-se por dividir os estados conforme as semelhanças existentes entre o comportamento das variáveis, assim os dados foram divididos em dois grupos para prosseguir com as estimativas dos modelos. O primeiro grupo diz respeito aos estados do Centro-Oeste (Mato Grosso, Goiás e Mato Grosso do Sul), esses estados apresentaram níveis altos de emissões de GEE da agropecuária e baixo valor do VAB da agropecuária em comparação aos demais. Além disso, a região Centro-Oeste possui grande destaque no cenário nacional na produção pecuária e de grãos, sendo relevante analisar a hipótese da CAK para esta região. No segundo grupo, agrupou-se os demais estados (Pará, Paraná, Minas Gerais e Rio Grande do Sul).

Análise do Centro-Oeste

Assim como feito para o modelo da CAK para todos os estados, realizou-se o teste de Levin-Lin-Chu para verificar a presença de raiz unitária nas séries de emissões (em logaritmo), VAB (em logaritmo) e VAB² (em logaritmo) do Centro-Oeste. A Tabela 3 demonstra os resultados do teste. É possível perceber que, da mesma

forma que para as séries com todos os estados, os resultados indicam que há raiz unitária nas séries do estudo, com constante e sem constante. Contudo, as séries são estacionárias com constante e tendência. Sendo assim, os modelos a serem estimados devem considerar a constante e a tendência.

Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária

Teste Levin-Lin-Chu	Modelo Centro-Oeste					
	In_GEE_Agro		In_VAB_Agro		In_VAB_Agro ²	
	Estatística t	Prob.	Estatística t	Prob.	Estatística t	Prob.
Sem constante	1,2518	0,8947	1,7330	0,9585	1,7540	0,9527
Com constante	-1,2920	0,4008	-0,7335	0,5760	-0,6670	0,6042
Com constante e tendencia	-6,5451	0,0002	-8,2877	0,0000	-10,3830	0,0000

Fonte: Elaboração dos autores.

Antes de analisar as estimativas dos modelos é necessário verificar qual modelo de dados em painel é mais adequado. Dessa forma, a Tabela 4 apresenta os resultados dos testes de Chow, Hausman e Breusch-Pagan para escolha do modelo, incluindo as hipóteses para cada teste, seguido de seu p-valor e decisão do modelo mais adequado.

Tabela 4 – Teste para escolha de modelo adequado de painel

Testes	Hipóteses	P-valor	Decisão
Chow	Ho: Pooled	0,0000	Efeito Fixo
	H1: Efeito Fixo		
Breusch-Pagan	Ho: Pooled	1,0000	Efeito Pooled
	H1: Efeito Aleatório		
Hausman	Ho: Efeito Aleatório	0,0000	Efeito Fixo
	H1: Efeito Fixo		

Fonte: Elaboração dos autores.

Os resultados dos testes indicam que não há evidências para aceitar a hipótese nula no teste de Chow, de modo que seleciona o modelo de efeito fixo, em vez do *pooled*. O resultado do teste de Breusch-Pagan indica que não há evidências para rejeitar H_0 , sendo selecionado o modelo *pooled* ao invés do aleatório. Já o teste de Hausman indica que o efeito fixo é preferível ao de efeito aleatório, logo, verifica-se a predominância de escolha pelo modelo de efeito fixo, sendo considerado o adequado para modelagem econométrica.

Os resultados para os modelos estimados são demonstrados na Tabela 5. Como o modelo escolhido como adequado foi o de efeitos fixos, a análise das estimativas será feita para este modelo. Verifica-se que com exceção do parâmetro associado a tendência, todos os parâmetros foram significativos ao nível de 5% de significância.

Tabela 5 – Resultados dos modelos estimados pooled, efeito fixo e aleatório

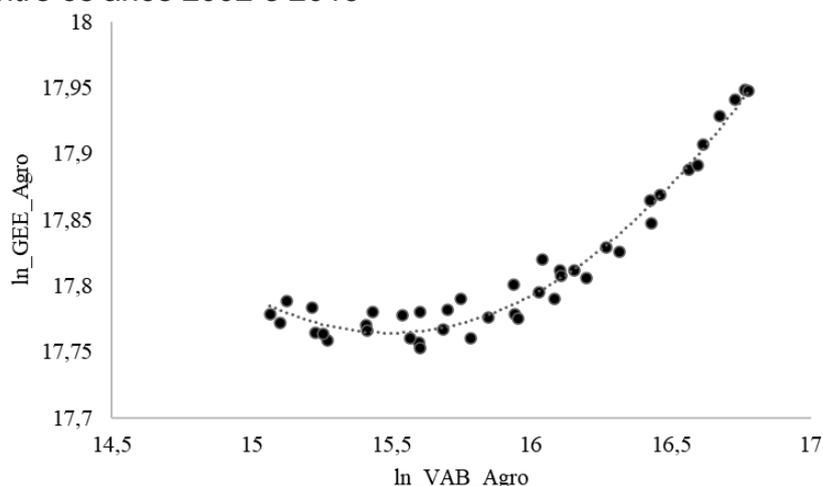
	Modelo Centro-Oeste		
	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Constante	103,8865** (23,4639)	55,3437** (13,3337)	103,8865** (23,4639)
<i>lnVAB_Agro</i>	-5,7407** (-2,0737)	-3,6819** (1,0560)	-5,7407** (2,0737)
$(\ln VAB_Agro)^2$	0,1890** (0,0654)	0,1196** (0,0334)	0,1890** (0,0654)
<i>Tendência</i>	-0,0212** (0,0072)	-0,0046 (0,0044)	-0,0212** (0,0072)
R ²	48%	55,49%	48,92%

Fonte: Elaborado pelos autores.

** indica a significância de 5%.

erro padrão entre parênteses.

Cabe destacar que o R² do modelo foi de 55,49% indicando que o VAB da agropecuária explica boa parte da variabilidade das emissões de GEE da agropecuária. (Tabela 5) Os sinais não foram conforme se espera a teoria, uma vez que o sinal associado a variável explicativa VAB foi negativo e o associado ao quadrado do VAB foi positivo. Esses resultados geram uma curva com concavidade voltada para cima, ou seja, em formato de U e não U invertido como sugere a teoria. Salienta-se que embora o recorte espacial e geográfico e as variáveis utilizadas tenham sido distintos, Almeida e Lobato (2019) e Queiroz, Rocha e Queiroz (2014) também encontraram curvas no formato de U em seus estudos. Assim, a CAK para o Centro-Oeste é obtida na Figura 5.

Figura 5 – Curva Ambiental de Kuznets para o Centro-Oeste entre os anos 2002 e 2015

Fonte: Elaboração dos autores.

Como é possível observar na Figura 5, o formato desta curva indica que conforme a renda gerada pela agropecuária cresce, as emissões de GEE também se elevam. Esse formato não é surpresa, tendo em vista que, conforme Castro (2014), a região Centro-Oeste teve grande expansão da agropecuária ao longo dos anos, causando danos ao meio ambiente. Como esses estados têm suas economias concentradas em grande parte nas atividades agropecuárias, isso resulta em um alto

consumo de combustíveis fósseis, baixos níveis de eficiência energética, bem como proteção deficiente dos recursos naturais e biodiversidade.

Além disso, esse formato da curva é reforçado pelo exposto por Castro (2014) de que essa região sofre com a limitação tecnológica que gera uma produtividade abaixo do que a região deveria produzir e as principais atividades agrícolas em muitos estabelecimentos ainda são realizadas de maneira conservacionistas, ou seja, a agropecuária é explorada até o esgotamento dos recursos naturais. De modo que, esse tipo de prática aliada a dificuldade de acesso ao crédito rural, devido a burocracia, além de falta de conhecimento de muitos produtores sobre formas econômicas e eficientes de tratar pastagens e a falta de assistência técnica contribui para que a expansão agropecuária seja feita com base na degradação ambiental.

É importante mencionar que o formato dessa curva sugere que a forma de produção da agropecuária nessa região está agredindo o meio ambiente, de maneira que isso pode ser prejudicial para sua economia, principalmente devido ao fato de os olhos do mundo estarem voltados para uma produção limpa e do mercado impor sanções econômicas a uma produção que degrade o meio ambiente. Sendo assim, como essa região é muito dependente da atividade agropecuária, de tal forma que se algo afetar a produção dessa atividade, a região terá perdas significativas em sua produção econômica total (CARVALHO, 2019) é necessário que sejam formuladas políticas econômicas visando a diminuição dos impactos no meio ambiente.

Análise Grupo 2 (Pará, Paraná, Minas Gerais e Rio Grande do Sul)

A Tabela 6, demonstra os resultados do teste de Levin-Lin-Chu para verificar a presença de raiz unitária nas séries de emissões (em logaritmo), VAB (em logaritmo) e VAB² (em logaritmo) dos estados do Grupo 2. Os resultados sinalizam para a presença de raiz unitária nas séries, com constante e sem constante. E com a especificação com constante e tendência as séries são estacionárias. Dessa forma, assim como no modelo para o Centro-Oeste, a modelagem deve considerar a constante e tendência.

Tabela 6: Testes de Raiz Unitária

Modelo Centro-Oeste						
Teste Levin-Lin-Chu	In_GEE_Agro		In_VAB_Agro		In_VAB_Agro²	
	Estadística t	Prob.	Estadística t	Prob.	Estadística t	Prob.
Sem constante	1,8691	0,9692	3,8142	0,9999	3,7970	0,9999
Com constante	-2,9326	0,0542	-0,8538	0,4560	-0,7760	0,4929
Com constante e tendencia	-7,6321	0,0000	-6,5372	0,0003	-6,3570	0,0005

Fonte: Elaboração dos autores.

Na Tabela 7, pode-se verificar os resultados dos testes de Chow, Hausman e Breusch-Pagan para escolha do modelo mais adequado. Os resultados demonstram que não há evidências para aceitar H_0 no teste de Chow, sendo selecionado o modelo de efeito fixo, em vez do *pooled*. O teste de Breusch-Pagan rejeita H_0 , ou seja, seleciona o modelo de efeito aleatório ao invés do *pooled*. E o teste de Hausman aponta que o efeito fixo é preferível ao aleatório.

Tabela 7: Teste para escolha de modelo adequado de painel

Testes	Hipóteses	P-valor	Decisão
Chow	Ho: Pooled H1: Efeito Fixo	0,0000	Efeito Fixo
Breusch-Pagan	Ho: Pooled H1: Efeito Aleatório	0,0000	Efeito Aleatório
Hausman	Ho: Efeito Aleatório H1: Efeito Fixo	0,0000	Efeito Fixo

Fonte: Elaboração dos autores

Dado que o modelo escolhido como adequado foi o de efeitos fixos, a análise das estimativas será feita para este modelo, os resultados para os modelos estimados são demonstrados na Tabela 8.

Tabela 8 – Resultados dos modelos estimados pooled, efeito fixo e aleatório

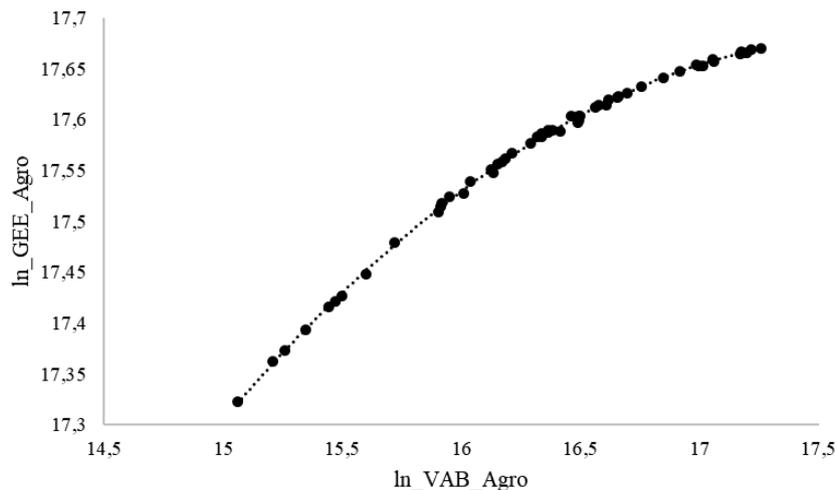
	Modelo Grupo 2		
	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Constante	3,7982 (39,1198)	4,0996 (9,7345)	5,3189 (11,8629)
<i>lnVAB_Agro</i>	2,7716 (2,9845)	1,7114** (0,5528)	1,7499** (0,6959)
<i>(lnVAB_Agro)²</i>	-0,0790 (0,0925)	-0,0479** (0,0169)	-0,0489** (0,0214)
<i>Tendência</i>	-0,0052 (0,0121)	-0,0008 (0,0004)	-0,0016 (0,0052)
R ²	17,47%	69,30%	69,27%

Fonte: Elaborado pelos autores.

** indica a significância de 5%.
erro padrão entre parênteses.

Os resultados da regressão com efeitos fixos demonstram que apenas as variáveis VAB da agropecuária (em logaritmo) e o quadrado dessa variável foram significativas ao nível de 5% de significância. A constante e a tendência não foram significativas. O R² do modelo foi de 69,30% indicando que dentro do grupo o VAB da agropecuária explica boa parte da variabilidade das emissões de GEE da agropecuária. Os sinais foram conforme se espera a teoria, uma vez que o sinal associado a variável explicativa VAB foi positivo e o associado ao quadrado do VAB foi negativo. Dessa maneira, essas estimativas geram uma curva com concavidade voltada para baixo, ou seja, em formato de U invertido como supõe a teoria. A Figura 6 apresenta a CAK para os estados do grupo 2.

Figura 6 – Curva Ambiental de Kuznets para o Grupo 2 entre os anos 2002 e 2015



Fonte: Elaboração dos autores.

Verifica-se pelo formato desta curva que conforme a renda gerada pela agropecuária cresce, as emissões de GEE também se elevam. No entanto, chegará um ponto que as emissões tenderão a diminuir conforme a renda gerada pela agropecuária cresça. Esse comportamento inicial de crescimento se traduz no fato de alguns desses estados utilizavam práticas agropecuárias em áreas naturais como é o caso do Rio Grande do Sul e não utilizavam técnicas de adubação e cultivo sustentáveis e poucas práticas tecnológicas modernas (IBGE, 2009).

No entanto, no censo agropecuário de 2017 é possível ver uma evolução, o que condiz com esse comportamento que sinaliza a queda nas emissões em dado momento, pois embora alguns estados ainda permaneçam com a expansão em áreas naturais como ainda é o caso do Rio Grande do Sul, os estados do Pará, Minas Gerais e Paraná utilizam terras em boas condições para pastagem e utilizam insumos mais modernos o que gera maior rentabilidade, com exceção do Pará que ainda tem um nível tecnológico baixo. Ademais, esses estados, com exceção do Pará, possui uma infraestrutura mais adequada e o acesso ao crédito e assistência técnica ainda que sejam baixos é maior que na região Centro-Oeste (CASTRO, 2014a; CASTRO, 2014b; IBGE, 2017).

Dessa forma, observa-se que o acesso a tecnologias mais modernas aumenta a rentabilidade, o que pode diminuir os impactos gerados no meio ambiente e o acesso ao crédito contribui para que os produtores possam melhorar seu sistema de produção.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo modelar uma Curva Ambiental de Kuznets para os estados com maiores rebanhos bovinos e maior produção de grãos, no período de 2002 a 2015, empregando para isso a metodologia de dados em painel. Constatou-se que em um nível agregado as variáveis não apresentaram relações entre si, de modo que o VAB da agropecuária não se mostrou significativo para explicar as emissões de GEE da agropecuária.

Contudo ao dividir os dados em dois grupos, o primeiro sendo o Centro-Oeste e o segundo os demais estados, Rio Grande do Sul, Paraná, Pará e Minas Gerais,

verificou-se a significância do VAB da agropecuária para explicar as emissões de GEE. A partir da aplicação do modelo em painel de efeitos fixos a fim de ajustar a CAK para a região Centro-Oeste, obteve-se uma curva que apresentou formato de U, diferentemente do que a teoria propõe, o formato de U invertido. Dessa forma, conclui-se que esse formato assinala que os custos para preservar o meio ambiente possam ser elevados para esta região, tendo em vista as dificuldades com crédito, assistência técnica e tecnologia moderna, de maneira que o avanço da agropecuária se dá por meio de degradação ambiental.

O modelo aplicado para ajustar a CAK para os estados do segundo grupo foi de efeitos fixos, do qual se obteve uma curva em formato de U invertido como pressupõe a teoria. Notou-se que nesses estados, com exceção do Pará, embora ainda ocorra a prática convencional da agropecuária que degrada o meio ambiente, o que explica o formato da curva, há maior nível tecnológico, maior acesso a assistência técnica e maior acesso ao crédito nesses estados, o que contribui para a aquisição de insumos modernos que podem a vim diminuir os efeitos da agropecuária no meio ambiente.

Dessa maneira, percebeu-se que há uma dinâmica diferente entre os estados que detém as maiores participações em atividades que são consideradas altamente relevantes para explicar a degradação ambiental no Brasil e no mundo como um todo. No caso do Centro-Oeste, observou que o crescimento do VAB é acompanhado de degradação no meio ambiente, enquanto nos demais estados, nota-se que chegará um ponto que o crescimento do VAB não mais implicará em aumento de emissões de GEE.

Portanto, essa análise dos efeitos do VAB da agropecuária sobre as emissões de GEE para os dois grupos fornece subsídios para se promover políticas voltadas para diminuir a burocracia do crédito bancário, de modo que os produtores poderão ter acesso a capital para investir em inovações tecnológicas que aumentem a produtividade agrícola sem aumentar a degradação ambiental e também incentivos para que os produtores tenham interesse em ter uma produção limpa.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. G.; LOBATO, T. da C.. A curva de Kuznets Ambiental para a região norte do Brasil entre os anos de 2002 a 2015. **Economia & Região**, Londrina, v. 7, n. 1, p. 7-23, 2019. Disponível em:

<https://www.uel.br/revistas/uel/index.php/ecoreg/article/view/32875>. Acesso em: 10 fev. 2021.

ARTUZO, F. D.; FOGUESATTO, C. R.; FIPKE, M.; SILVA, L. X. Emissão de gases de efeito estufa na pecuária brasileira: um contexto histórico entre 1970 a 2013. In: CONGRESSO INTERNACIONAL DE TECNOLOGIAS PARA O MEIO AMBIENTE, 5., 2016, Bento Gonçalves. Anais [...] Bento Gonçalves [s.n.], 2016.

ARRAES, R. A.; DINIZ, M. B.; DINIZ, M.J.T. Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 3, p. 525-547, 2006. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/resr/v44n3/a08v44n3.pdf>. Acesso em 11 fev. 2021.

ÁVILA, E.S. **Evidências sobre a Curva Ambiental de Kuznets e convergência das emissões**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2011. Disponível em: https://teses.usp.br/teses/disponiveis/96/96131/tde-08122011-102440/publico/EdnilsonSAvila_Corrigida.pdf. Acesso em: 15 mar. 2021

ÁVILA, Ednilson Sebastião de; DINIZ, Eliezer Martins. Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 45, n. 1, p. 97-126, 2015. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/ee/v45n1/0101-4161-ee-45-01-0097.pdf>. Acesso em: 11 fev. 2021.

BACHA, C. J. C.; ROCHA, M. T. O comportamento da agropecuária brasileira, no período de 1987 a 1996. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v. 36, n. 1, p. 35-60, 1998. Disponível em: <https://www.revistasober.org/article/5da2a16e0e8825ca452371d5/pdf/resr-36-1-35.pdf>. Acesso em: 11 fev. 2021.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Nova York: John Wiley and Sons, 1995.

BIAGE, M; ALMEIDA, H.J.F. Desenvolvimento e impacto ambiental: uma análise da Curva Ambiental de Kuznets. **Revista Pesquisa e planejamento econômico**, v. 45, n. 3, p.505-555, Dez. 2015. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/6100/5/PPE_v45_n03_Desenvolvimento.pdf. Acesso em: 11 fev. 2021.

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

BRUYN, S. M. Explaining the environmental Kuznets curve: structural change and international agreements in reducing Sulphur emissions. **Environment and Development Economics**, v. 2, n. 4, p. 485-503, 1997.

CARVALHO, B. do N. **A importância dos fluxos comerciais inter-regionais do setor agropecuário para os estados brasileiros**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba, 2020.

CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E.. A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 40, n. 3, p. 587-615, 2010. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/ee/v40n3/v40n3a04.pdf>. Acesso em 11 fev. 2021.

CASTRO, C. N. **A agropecuária na região Centro-oeste: limitações ao desenvolvimento e desafios futuros**. Brasília: Rio de Janeiro: Ipea, 2014. Texto para discussão

CASTRO, César Nunes de. **A agropecuária na região Sudeste: limitações e desafios futuros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2014a. Texto para discussão.

CASTRO, C. N. A agropecuária na região Sul: limitações e desafios futuros. Rio de Janeiro: Ipea, 2014b. Texto para discussão.

CATALÁN, H.. Curva ambiental de Kuznets: implicaciones para un crecimiento sustentable. **Economía Informa**, v. 389, p. 19-37, 2014.

Centro de Estudos Avançado em Economia Aplicada - **CEPEA**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br> . Acesso em: ago.2018.

COLE M.A.; RAYNER A.J.; BATES J.M. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. *Environment and Development Economics*, v. 2, p. 401-416, nov. 1997.

COLE, Matthew A. Limits to growth, sustainable development and environmental Kuznets curves: an examination of the environmental impact of economic development. **Sustainable Development**, v. 7, n. 2, p. 87-97, 1999.

DUARTE, P.C.; LAMOUNIER, W.M.; TAKAMATSU, R.T. Modelos econométricos para dados em painel: aspectos teóricos e exemplos de aplicação à pesquisa em contabilidade e finanças. In: CONGRESSO USP DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA EM CONTABILIDADE, 4., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: FEA-USP, 2007.

FURTOSO, M.C.O; GUILHOTO, J.J.M. Estimativa e mensuração do produto interno bruto do agronegócio da economia brasileira, 1994 a 2000. **Revista de economia e sociologia Rural**. v. 41, n. 4, p. 803-827, 2003. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/7czm9xDZC6fTc3Jq9bPBKcP/?lang=pt&format=pdf>. Acesso em 11 fev. 2021.

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

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4. ed. Englewood Cliffs, NJ.: Prentice Hall, 2006.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924p.

HOLLAND, M.; XAVIER, C. L.. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, v. 14, n. 1, p. 85-108, jan./jun. 2005.

INPE. **INPE registra 6.947 km2 de desmatamento na Amazônia em 2017**. Disponível em: http://www.inpe.br/noticias/noticia.php?Cod_Noticia=4778. Acesso em 12 fev. de 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo agropecuário 2006**. 2009. 775 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo agropecuário 2017**. 2017. Disponível em: https://censoagro2017.ibge.gov.br/templates/censo_agro/resultadosagro/informativos.html. Acesso em: 10 fev. 2021.

KUZNETS, S. S.. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955. Disponível em: [https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/347317/mod_resource/content/1/Kusnetz%20\(1955\)%20Economic%20Growth%20and%20income%20inequality.pdf](https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/347317/mod_resource/content/1/Kusnetz%20(1955)%20Economic%20Growth%20and%20income%20inequality.pdf). Acesso em: 10 fev. 2021.

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

LIMA, M. A.. Agropecuária brasileira e as mudanças climáticas globais: caracterização do problema, oportunidades e desafios. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, v.19, n. 3, p.451-472, set./dez. 2002.

LIMA, M. A. de; CABRAL, O. M. R.; GONZALEZ MIGUEZ, J. D. (Ed.). Mudanças climáticas globais e a agropecuária brasileira. Jaguariúna: **Embrapa Meio Ambiente**, 2001. 397p. Cap. 7, p.169-189. Disponível em: <http://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/1093853> . Acesso em: 20 ago. 2018.

GOMES, P. E. M.; LINHARES, F. C. . Existe uma curva de Kuznets? Uma análise para os dados nordestinos sob a perspectiva do *model averaging*. In: ENCONTRO ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE, 7., 2011. disponível em: http://www.ipece.ce.gov.br/encontro_economia/vii_encontro/artigos/EXISTE_UMA_CURVA_DE_KUZNETS.pdf. Acesso em: 10 fev. 2021.

LOUREIRO, A.; COSTA, L. **Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel**. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), 2009.

MARQUES, L. D. **Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão da literatura**. Porto, Pt: Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão (CEMPRE) da Faculdade de Economia do Porto, 2000. (Série Working Papers, n. 100)

OLIVEIRA, G. L. ; ARAUJO, P S. R.e.; BARBOSA, D. Impactos da agropecuária nas emissões nacionais de gases de efeito estufa. In: CONGRESSO TÉCNICO CIENTÍFICO DA ENGENHARIA E DA AGRONOMIA - CONTECC, 2016, Foz do Iguaçu – PR. **Anais [...]**. Foz do Iguaçu: [s.n.], 2016.

OLIVEIRA, R. C.; ALMEIDA, E. S.; FREGUGLIA, R.; BARRETO, R. C. S. Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 3, p. 709-738, 2011. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/6XXhymQGJLJsnRZKwYNDw9S/?lang=pt&format=pdf>. Acesso em: 10 fev. 2021.

PRATES, R. C.; SERRA, M. O impacto dos gastos do governo federal no desmatamento no Estado do Pará. **Revista Nova Economia**, v. 19, n. 1, p. 95-116, 2009.

QUEIROZ, I. Azevedo; ROCHA, T.; QUEIROZ, Í. A.. **Crescimento econômico com desenvolvimento sustentável: uma análise acerca da curva ambiental de Kuznets no Brasil entre 2002 a 2010**. UNIMONTES, Minas Gerais, 2014.

REINALDO, L. M. **Estimação clássica e bayesiana para dados em painel**. 2017. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Universidade de Brasília, Brasília, 2017

SISTEMA DE ESTIMATIVAS DE EMISSÕES DE GASES DE EFEITO ESTUFA - SEEG. **Emissões Totais**. Disponível em: http://plataforma.seeg.eco.br/total_emission. Acesso em 18 de fevereiro de 2018.

SISTEMA IBGE DE RECUPERAÇÃO AUTOMÁTICA - SIDRA. **Produto Interno Bruto dos Municípios**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/5938>. Acesso em: 13 ago. 2019.

SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality an development: Is there a Kuznets Curve for air pollution Emissions?. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 27, n. 2, p. 147-162, 1994. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S009506968471031X>. Acesso em: 10 fev. 2020.

SANTOS, R.B.N; DINIZ, M.J.T; RIVERO, S.L.M; OLIVEIRA JUNIOR, J.N. estimativa da Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia legal. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco – Acre. **Anais [...]**. Rio Branco, 2008.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: The MIT Press, 2002.