TEXTO PARA DISCUSSÃO

2445

CRESCIMENTO AGRÍCOLA, EFICIÊNCIA TÉCNICA E SUSTENTABILIDADE AMBIENTAL

Felipe Pinto da Silva
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho

ipea

2445
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, fevereiro de 2019

CRESCIMENTO AGRÍCOLA, EFICIÊNCIA TÉCNICA E SUSTENTABILIDADE AMBIENTAL

Felipe Pinto da Silva[1]
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho[2]

1. Aluno do Programa de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), pesquisador do Núcleo de Economia Agrícola e Ambiental e pesquisador bolsista do Ipea na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur). *E-mail*: <dasilva.felipe@outlook.com>.
2. Técnico de planejamento e pesquisa na Dirur, do Ipea, e professor do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade de Brasília (Propaga/UnB). *E-mail*: <jose.vieira@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério da Economia
Ministro Paulo Guedes

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Rogério Boueri Miranda

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Constantino Cronemberger Mendes

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
Fabiano Mezadre Pompermayer

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Mylena Pinheiro Fiori

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2019

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: Q1, D24, Q54

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 IMPACTO DAS MUDANÇAS CLIMÁTICAS E AGRICULTURA 9

3 METODOLOGIA 18

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO 27

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS 35

REFERÊNCIAS 37

SINOPSE

O objetivo deste estudo é estimar os fatores que influenciam a produção agrícola mundial, bem como avaliar o cálculo da eficiência técnica dos países, levando em conta o contexto das mudanças climáticas. O problema a ser tratado é: os países que buscam soluções produtivas para o aumento da produtividade e da competitividade seriam os mais eficientes em uma lógica de produção sustentável? Acredita-se que os países que mais ampliaram a produção foram os que mais intensificaram a emissão de gases de efeito estufa (GEE), o que leva a associar à falsa interpretação de que países que crescem poluem mais. A hipótese a ser testada, portanto, é: os países que cresceram mais (ou aumentaram a produção) foram os que mais utilizaram tecnologia que sequestra carbono, aumentando sua eficiência técnica. Para tanto, utilizou-se um modelo de fronteira estocástica, a partir dos dados para o período 1992-2014 de 118 países, disponibilizados pelo Departamento de Agricultura Americano (USDA), pelo Banco Mundial e pela Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO, sigla do inglês *Food and Agriculture Organization*). O estudo aponta que soluções sustentáveis na produção agrícola, que aumentem a capacidade de captura de CO_2 pelo solo, implicam aumento da eficiência produtiva e que essas medidas não estão totalmente disseminadas no âmbito mundial, apenas nos países elencados como mais tecnicamente eficientes.

Palavras-chave: agricultura; produção; mudanças climáticas.

ABSTRACT

The objective of the present study is to estimate the factors that influencing global agricultural production, as well as to assess the technical efficiency of countries, taking account the context of climate change. The problem is: are countries that seek productive solutions to increase productivity and competitiveness the most efficient in a sustainable production logic? It is believed that the countries that increased the most production were those that intensified the emission of GHG (Greenhouse Gases), which leads to associate the false interpretation that growing countries pollute more. The hypothesis to be tested, therefore, is: the countries that grew the most (or increased production) were those that used the most technology that sequesters carbon, increasing its technical efficiency. To do this, a Stochastic Frontier model was used, based on the 1992-2014 data from 118 countries, available from the US Department of Agriculture (USDA),

the World Bank and the Food Agriculture Organization (FAO). The study show that sustainable solutions in agricultural production, which increase the capacity of CO_2 capture by soil, imply an increase in productive efficiency and that these measures are not fully disseminated worldwide, only in countries listed as more technically efficient.

Keywords: agriculture; production; climate change.

1 INTRODUÇÃO

A agricultura mundial passa por uma nova fase, que é reconhecida por uma agricultura científica globalizada (Buanain, 2014; Frederico, 2013), ou, pelos termos de Navarro (2016), um novo padrão *agrícola* e *agrário*. Um padrão que demanda cada vez mais investimentos em tecnologia – tais como implementos agrícolas, agricultura de precisão, plantio mecanizado, sistematização georreferenciada de áreas de cultivo, emprego de engenharia genética no desenvolvimento de sementes de alto rendimento, melhoramento genético animal –, caracterizando o uso intensivo de conhecimento pelo agronegócio.

A agricultura insere-se numa dinâmica concorrencial schumpteriana, e a inserção dos países nessa dinâmica é fundamental para garantir a manutenção da competitividade setorial no processo produtivo dinâmico (Vieira Filho, Campos e Ferreira, 2005; Vieira Filho e Silveira, 2011). Fuglie e Wang (2012) apontaram que a transformação tecnológica observada nos últimos cinquenta anos ampliou a produção agrícola global, aumentando significativamente o volume produzido e expandindo a produtividade, o que permitiu o crescimento da oferta de alimentos.

Para além dos ganhos de produtividade, que se intensificaram a partir do final da década de 1990 (Gasques *et al.*, 2016), diversos outros fatores foram fundamentais para o funcionamento desse novo padrão agrícola e agrário. Um dos fatores foi a relação entre a *agropecuária* e o *meio ambiente*, como aponta Buainain (2014). Segundo o autor, o *drive* tecnológico que guiou a modernização da agricultura em âmbito mundial em meados do século passado foi baseado em aumentos dos rendimentos da produção agropecuária e em reduções de custos em detrimento dos recursos naturais e com impactos negativos para o meio ambiente, principalmente devido ao exponencial aumento da emissão de gases de efeito estufa (GEE).

Esses gases são os maiores responsáveis pelo aumento da temperatura média global do planeta, graças a sua concentração na atmosfera. Segundo as projeções do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (Inpe), há uma expectativa de aumento entre 4°C e 6°C (cenário pessimista) e entre 1°C e 3°C (cenário otimista) na temperatura média do Brasil até 2100 (Portal Brasil, 2012).

Diante desses condicionantes, é fundamental entender os determinantes da produção agrícola em contexto internacional. Vieira Filho (2017), Roco *et al.* (2017), Bogaerts, Cirhigiri e Robinson (2017) e Dick *et al.* (2015) indicam uma relação entre a redução das emissões de GEE na agricultura via intensificação produtiva e de eficiência técnica. Esses estudos apontam essa relação com evidências empíricas. A partir dessa constatação, a pergunta norteadora para este estudo é: setores agrícolas com menores níveis de emissões via inovações técnicas e práticas que impliquem redução da contribuição de GEE serão mais eficientes tecnicamente? O problema a ser tratado é: os países que buscam soluções produtivas para o aumento da produtividade e da competitividade seriam os mais eficientes em uma lógica de produção sustentável?

Acredita-se que os países que mais ampliaram a produção foram os que mais intensificaram a emissão de GEE, o que leva a associar à falsa interpretação de que países que crescem poluem mais (Andersson *et al.*, 2018). Desconsideram-se os impactos de medidas de intensificação produtiva que, concomitantemente, reduzem as emissões de CO_2, via captura pelo solo, e aumentam a eficiência produtiva. Destarte, a hipótese a ser testada, portanto, é: os países que cresceram mais (ou aumentaram a produção) foram os que mais utilizam tecnologia que sequestra carbono. Logo, aumentaram o produto por unidade de emissão e, por consequência, ampliaram a eficiência técnica produtiva.

Assim, os países que buscam soluções sustentáveis, ou seja, visando à mitigação das emissões de GEE para aumento de produtividade e competitividade, são tecnicamente mais eficientes que os demais. Nesse sentido, busca-se estimar os fatores que influenciam a produção agrícola mundial, bem como o cálculo da eficiência técnica dos países, levando em conta o contexto das mudanças climáticas. Para tanto, será desenvolvida a estimação de uma fronteira de produção estocástica, como proposta por Battese e Coelli (1995). Essa abordagem permitirá elencar quais os países com maiores eficiências técnicas, bem como os termos que impactam no aumento ou na diminuição da ineficiência produtiva. Assim, podem-se separar os efeitos dos insumos de produção na agricultura mundial, como mão de obra, capital físico e humano e fertilizantes, ou se são possuidores ou não de práticas agrícolas que emitem mais ou menos GEE. Para esse fim, utilizaram-se as variáveis emissões totais de GEE na agricultura, bem como o balanço entre emissões/retiradas (sequestro de carbono pelo solo) como fatores que implicam aumentos/reduções de ineficiência descritos pela literatura (Balbino, Cordeiro e Martínez, 2012; Shrestha *et al.*, 2013). Essas seriam as principais causas de ineficiência produtiva na agricultura dos países selecionados.

Espera-se, assim, realizar análises econômicas de eficiência técnica que considerem o balanço de emissões, fator por vezes negligenciado e que cada vez mais está no bojo das iniciativas de mudança do uso da terra com o enfoque de sequestro do carbono no solo. Em geral, desconsidera-se que o estoque de carbono no solo varia de acordo com a vegetação, as pastagens degradadas, as pastagens manejadas corretamente etc. Deve-se compreender que medidas nesse sentindo sequestram carbono, fixando-o no solo.

Um conjunto de dados do setor agrícola em âmbito internacional foi utilizado para o período 1992-2014, contando com 118 países. Utilizaram-se estatísticas disponibilizadas pelo Economic Research Service, do USDA, pelo Banco Mundial, por intermédio do PennWorldTable9.0 (PWT 9.0), pelo *World Development Indicators* (WDI), bem como pela FAO. Essas informações serão utilizadas para se testar a hipótese elencada.

Nesse sentido, a avaliação será dividida em quatro seções, contando com esta breve introdução. A seção 2 fará uma revisão de literatura, de forma a entender as principais características do setor no contexto das mudanças climáticas, bem como seus principais agentes no cenário produtivo. A seção 3 dedica-se à abordagem metodológica utilizada e aos testes de hipóteses que garantam o melhor ajustamento dos modelos. A seção 4 apresentará os principais resultados. Por fim, seguem-se as considerações gerais.

2 IMPACTO DAS MUDANÇAS CLIMÁTICAS E AGRICULTURA

O setor agropecuário mundial passa por um momento de transformação. Segundo Alston *et al.* (2009) e James *et al.* (2009), a agricultura norte-americana diminuiu o crescimento da produtividade. Situação similar ocorre na agricultura indiana, como demonstra Bosworth e Collins (2008). No que se refere à China e ao Brasil, tem-se um crescimento da produtividade, tal como estudado por Gasques *et al.* (2016) e por Fuglie e Wang (2012). Há a emergência de novos *players* e uma readequação dos já tradicionais. Como observado por Fuglie e Wang (2012), a agropecuária brasileira e a chinesa se destacaram nos últimos vinte anos com o maior e mais rápido crescimento da produtividade total dos fatores (PTF), em âmbito mundial.

Nos últimos cinquenta anos, a produtividade da terra e do trabalho foram extremamente heterogêneas. Países industrializados, como apontam Fuglie e Wang (2012), alcançaram um patamar alto na produtividade agrícola por trabalhador e por hectare. Para os autores, os países do nordeste da ásia (Japão, Coreia do Sul e Taiwan) tiveram as maiores produções brutas na pecuária por hectare de terra. Já os países da América do Norte (Estados Unidos e Canadá) e da Oceania (Austrália e Nova Zelândia) possuíram a maior produtividade do trabalho no setor agrícola. O esforço produtivo utilizado para a agricultura nos países desenvolvidos vem caindo desde os anos de 1980; no entanto, o crescimento da PTF compensou a diminuição dos recursos, dada a utilização intensa de máquinas, implementos agrícolas e irrigação. Dessa forma, manteve-se o crescimento da produção. Alguns países, contudo, como é o caso da Austrália e do Reino Unido, diminuíram o crescimento da produção agrícola. No Brasil, há o surgimento de novos padrões tecnológicos. Para uma dimensão do avanço tecnológico, o efeito poupa-terra ficou em torno de 171 milhões de hectares no período entre 1985-2006 (Vieira Filho, 2016).

O caso brasileiro aponta uma tendência que se consolida em âmbito mundial, já observada por Welch (1970). Galvão (2014) aponta que um novo padrão vem emergindo, desde a década de 1990, na agricultura brasileira – na qual a iniciativa privada ascende como grande agente de inovação tecnológica na agropecuária –, com intenso esforço de implementação de inovações na administração dos recursos naturais, de emprego de engenharia genética nas plantas e na implementação de novas técnicas de gestão. Corrobarando com essa perspectiva, Alves, Souza e Rocha (2012) reportam que a maior causa do fracasso dos agricultores brasileiros, em termos de lucratividade, é a falta de capacidade gerencial, seja na administração de inovações, seja no gerenciamento de dispêndios, de maneira a compatibilizá-los com os seus rendimentos.

Explica-se, assim, como apontam Nicolella, Lima e Araujo (2012), o impacto de cada R$ 1 de recursos públicos investido em pesquisa, educação superior e transferência de conhecimento (extensão rural) na agropecuária praticada no estado de São Paulo, o qual resulta em um retorno na produção agrícola de R$ 10 a R$ 12. Vale salientar que esses valores são similares aos apresentados pelo trabalho seminal de Griliches (1957), em que cada US$ 1 investido no sistema de pesquisa nos Estados Unidos gerava um incremento na produção de US$ 13. Araújo *et al.* (2018) observam o impacto do investimento em capital humano para o setor agrícola, o qual, para os autores, em todo o período de análise (1981-2014), apresentou retorno para a agricultura paulista sempre positivo, mesmo considerando diferentes medidas, modos e períodos de estimá-los.

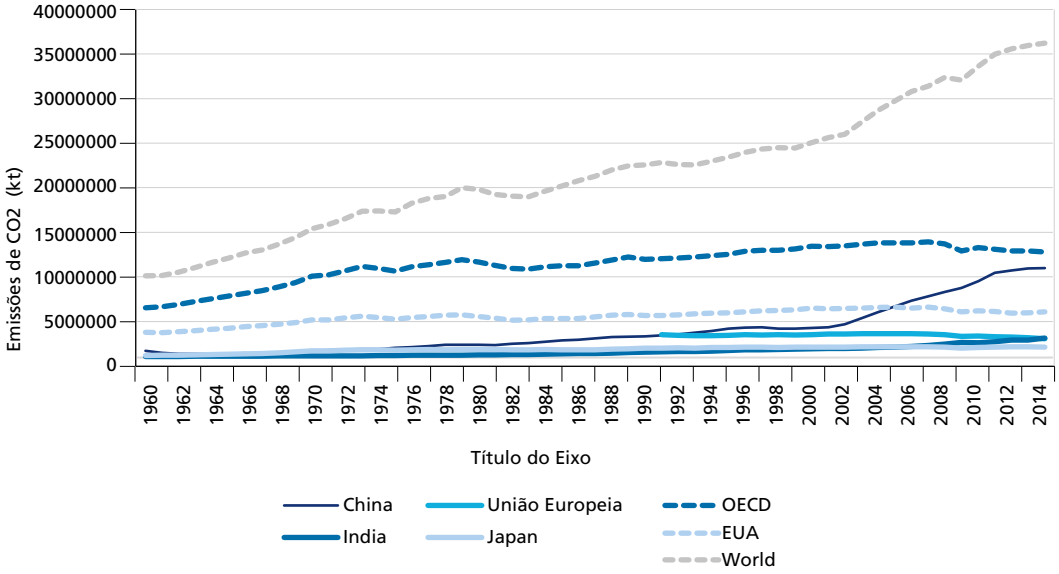
Vieira Filho e Fornazier (2016), ao compararem o setor agrícola brasileiro com o estadunidense, no período de 1975 a 2010, apontaram uma convergência entre a PTF dos dois países, ou seja, uma diminuição da distância produtiva entre as duas economias. No entanto, essa modernização se deu apenas em parte do setor agrícola brasileiro, tendo em vista a elevada heterogeneidade estrutural da agricultura e a forte concentração produtiva entre os dois países. Vale ressaltar, dada a heterogeneidade estrutural, que não se constatou convergência em toda a produção brasileira.

Paralelamente, tem-se o aumento das preocupações ambientais, no contexto das mudanças climáticas, tanto no âmbito local quanto no global. Verifica-se também uma reestruturação do agronegócio para se adaptar ao novo contexto. Organizações internacionais (Banco Mundial, organizações não governamentais ambientalistas e outras) e sociedade civil organizada que atua no setor público (Vieira Filho, 2016; Buanain, 2014) pressionaram o setor agropecuário, principalmente para mitigação dos GEEs.

Diversos relatórios[1] advertem que as mudanças climáticas vão impactar fortemente a economia mundial. A despeito do protocolo de Kyoto, firmado em 1997, e de várias outras políticas climáticas nos últimos vinte anos, as emissões de dióxido de carbono vêm aumentando, como se observa no gráfico 1. Segundo Geels (2014), países como Estados Unidos e União Europeia diminuíram suas emissões no período mais recente, parte pelas realocações das empresas manufatureiras para outros países. Ademais, tais países utilizaram cada vez mais gás em vez de carvão, bem como intensificaram o uso de energias renováveis, principalmente a elétrica, na União Europeia. Entretanto, em países como Índia e China, observou-se o aumento das emissões, que cresceram rapidamente por causa do processo intenso de industrialização, mudanças na dieta dessas populações, com aumento do consumo de carne e derivados de leite, além de outros.

1. Para mais detalhes, confira IPCC (2006), Inpe (2015), IPCC (2014).

GRÁFICO 1
Emissões de dióxido de carbono por países selecionados (1960-2014)
(Em KT)



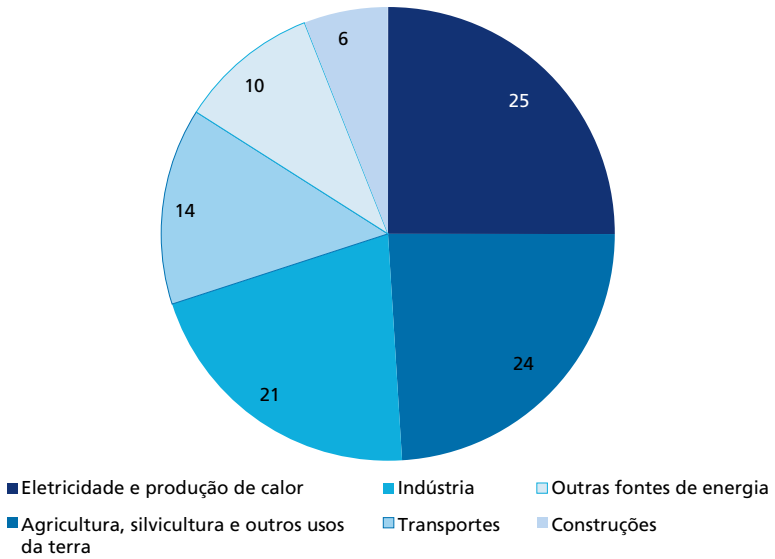
Fonte: Banco Mundial (2017). Disponível em: <https://goo.gl/jQnYei>. Acesso em: 7 nov. 2019.

Essa dinâmica acarreta oportunidades para o setor agrícola, com a abertura de novos mercados, exigindo uma maior adequação dos sistemas agrícolas nacionais ao contexto das mudanças climáticas. Segundo relatório de IEA (2013), se a presente tendência continuar, a temperatura aumentará entre 3,5ºC e 5,3ºC. Medidas que visam à mitigação e à adaptação a esse cenário mundial são importantes, como o Acordo de Paris, assinado por 197 países. Tal acordo foi uma tentativa de compromisso para manter a temperatura global menor que 2ºC superior ao período pré-industrial, eventualmente alcançando 1,5ºC. Esses esforços não evitarão as mudanças em curso, como apontam Weitzman (2009), Intergovernamental Panel on Climate Change – IPCC (2014) e Schleussner, Lissner e Fischer (2016). Porém, caso não se tenha êxito, as consequências podem impactar negativamente a economia, tal como mostra o relatório IPCC (2014).

Como pode ser observado no gráfico 2, a segunda maior fonte de GEE em âmbito global é a agricultura, com 24% do total. Nesse novo contexto, não existe uma dissociação entre a incorporação de uma nova tecnologia dos seus impactos para o meio ambiente. Sua maior eficiência microeconômica não garante a sua adoção, mas, sim, como aponta Buanain (2014), a sua conformidade aos padrões estabelecidos

via pressões externas à produção agropecuária. Esses padrões estariam relacionados à qualidade e à segurança dos alimentos, bem como aos impactos ambientais oriundos dessa nova prática.

GRÁFICO 2
Emissões globais de GEE (2014)
(Em %)



Fonte: IPCC (2014).

Bogaerts *et al.* (2017) apontaram que parte das emissões relacionada ao setor agrícola se dá pelo complexo de carne bovina, por ser responsável por cerca de 50% das emissões de GEE. IPCC (2006) mostra que há diversos processos de geração de emissões de GEE pelas atividades agropecuárias, a saber: a fermentação entérica nos ruminantes (CH_4); os dejetos de animais (CH_4 e N_2O); o cultivo de arroz irrigado (CH_4); a queima de resíduos agrícolas (CH_4 e N_2O); a emissão de N_2O em solos pelo uso de fertilizantes nitrogenados etc.[2] Juntas, a agricultura e a pecuária respondem por um quarto das emissões nacionais brutas (Balbino, Cordeiro e Martínez, 2012).

2. Muito se critica alguns relatórios internacionais que desconsideram, principalmente no caso brasileiro, o estoque de carbono no solo, principalmente quando se trata da pecuária. A maior parte das metodologias desconsideram que a agropecuária seja um sistema complexo, implicando a negligência de fatores envolvidos no sistema. Assim, muitas variáveis, como a fixação biológica de nitrogênio no solo, não são captadas pelas metodologias dos governos e dos órgãos multilaterais. Para mais detalhes, ver Reis *et al*. (2016), sobre o caso da fixação biológica de nitrogênio na produção de cana-de-açúcar, por exemplo.

Elbakidze (2006) e Shrestha *et al*. (2013) buscaram entender quais os impactos das mudanças climáticas no setor agrícola, em diferentes áreas do mundo. Os efeitos das mudanças climáticas no rendimento das culturas estão fortemente relacionados com a localização geográfica do cultivo agrícola e mostraram que algumas regiões do planeta se beneficiariam (Ghaffari, Cook e Lee, 2002), enquanto outras seriam prejudicadas pelos efeitos das novas condições climáticas (Jones e Thornton, 2003; Parry *et al*., 2004).

Nesse contexto, a adaptação dos produtores rurais às mudanças climáticas é imperativa para sustentar e promover o crescimento da produtividade agrícola. Lybbert e Sumner (2012) indicam o desenvolvimento e a difusão de novas práticas agrícolas que ampliem a capacidade dos agricultores de mitigarem e adaptarem-se às mudanças climáticas. Deve-se ter claro que, como aponta Huang, Lampe e Tongeren (2011), áreas produtivas com baixa resiliência sofrerão com o aumento das temperaturas, principalmente as áreas situadas em latitudes tropicais e semitropicais.

No Brasil, diversos estudos apontam os impactos que as mudanças climáticas podem gerar na produção agrícola. Sanghi e Mendelsohn (2008) apontam que a perda líquida na renda agrícola brasileira chegaria a US$ 4 bilhões em cenários com a elevação de temperatura. Já no México, tem-se um aumento da frequência e da severidade dos eventos extremos nas últimas décadas, que implica perdas significativas na produção agropecuária (Cohen *et al*., 2012). Kumar e Gautam (2014) reportam que a Índia deparará com uma ampliação da variação sazonal da temperatura que impactará fortemente na produção agrícola, haja vista que mais de 55% das áreas cultivadas do país não possuem acesso a técnicas de irrigação.

Assunção e Chein (2016) indicam que em países em desenvolvimento, especificamente no caso brasileiro, a mudança climática terá efeitos significativos na agropecuária praticada no país e que aumentará as disparidades regionais, uma vez que as áreas mais afetadas são aquelas que já mostram menor produtividade. Conclui-se que há a necessidade de difundir as medidas de adaptação às mudanças climáticas principalmente nas áreas mais pobres do Brasil.

O impacto heterogêneo da mudança climática implica a necessidade de continuidade de políticas públicas e investimento privado em estratégias de adaptação, pois somente dessa forma se pode contornar as consequências das mudanças climáticas na agricultura, como apontam Sabasi e Shumway (2018) ao analisarem a produtividade da

agricultura norte-americana. Os autores ainda indicam que a adaptação dos agricultores às mudanças climáticas pode ser melhorada por fatores como maior acesso ao crédito e incentivos à adaptação. Políticas que facilitam o acesso ao crédito poderiam facilitar a adoção de inovações e práticas de produção adequadas às mudanças climáticas.

Nesse sentido, são necessárias evidências empíricas para subsidiar a formulação de políticas, de maneira a orientar estratégias de desenvolvimento de médio e longo prazo. Dessa feita, estudos como o de Silva *et al.* (2016) apontaram a relação existente entre a mitigação das emissões de GEE e as inovações tecnológicas. Nesse sentido, a intensificação da atividade pecuária é fundamental. Com o emprego de um modelo de programação linear, os autores relacionaram variáveis econômicas e bioeconômicas, com intuito de otimizar a alocação de recursos e entender como o aumento da produção pecuária brasileira pode conviver com a redução de emissão de GEE. Foi mostrado que uma pecuária mais eficiente seria menos poluente. A restauração das pastagens, em conjunto com a adoção de determinadas inovações técnicas, seria a medida mais promissora para a mitigação do impacto setorial para as mudanças climáticas. Vale salientar, ainda, que um sistema de manejo de pasto adequado impacta para o sequestro de carbono que iria para a atmosfera. As principais medidas de intensificação produtiva seriam o manejo de pastagens, a nutrição adequada do pasto e do animal, o uso de aditivos e suplementos em semiconfinamento, o confinamento estratégico e os bons índices reprodutivos do rebanho, bem como a integração produtiva lavoura-pecuária-floresta.

Um outro exemplo desses trabalhos é o de Roco e*t al*. (2017), que buscaram, utilizando o modelo de fronteira estocástica, analisar o impacto da adaptação às mudanças climáticas na produção de culturas anuais na região central do Chile. As práticas adaptativas apresentaram um efeito significativo e positivo na produção, sugerindo a relevância da adaptação às mudanças climáticas sobre a produtividade dos agricultores.

No caso brasileiro, Silva *et al.* (2016) avaliaram a importância das políticas públicas que estimulam ganhos de produtividade com o intuito de reduzir o desmatamento e mitigar a emissão de GEE. Os resultados indicaram que esse tipo de política impactou na redução do desmatamento, especialmente nos biomas amazônico e Cerrado. Além de impulsionar o crescimento econômico, transbordando para outras regiões do Brasil, tais como Centro-Oeste e Norte, proporcionou-se um aumento da renda e do consumo nessas regiões. Tem-se uma relação entre redução das emissões de GEE, com aumento da eficiência e intensificação produtiva.

O governo federal do Brasil assumiu voluntariamente uma postura ativa com relação à mitigação das emissões de GEE. Durante a XV Conferência das Partes (COP-15), na Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima (CQNUMC), o governo brasileiro comprometeu-se, por meio de lei, com a redução de 36,1% a 38,9% da emissão dos GEEs até 2020 (Vieria Filho, 2017). Esses esforços de mitigação se concentram principalmente no setor agrícola, que representou cerca de 33% das emissões do Brasil em 2014, sendo a fermentação entérica responsável por mais de 56% das emissões da agropecuária brasileira.

De acordo com Geels (2014), Auci e Vignani (2014), a União Europeia, no campo da política climática, indicou que a estabilização ou a redução das emissões globais de CO_2 seriam alcançadas principalmente pelas seguintes estratégias:

- o sistema de comércio de emissões da União Europeia;
- políticas de promoção do desenvolvimento e utilização de energias renováveis;
- medidas para reduzir o consumo de combustíveis e a utilização de biocombustíveis nos transportes rodoviários;
- iniciativas destinadas a melhorar o desempenho energético dos edifícios;
- o uso de impostos sobre energia para incentivar investimentos em medidas de economia de energia; e
- iniciativas para incentivar a adoção de produtos menos intensivos em energia.

É perceptível que não há um foco para a agricultura, mas essas diretrizes norteiam as políticas econômicas da região para o setor, já que as mudanças climáticas podem impactar fortemente na dinâmica agrícola da União Europeia. Segundo Auci e Vignani (2014), embora as consequências previstas possam ser benéficas para a agricultura nas regiões setentrionais da Europa (prolongamento da estação de crescimento e melhorias na produção agrícola devido a condições meteorológicas mais amenas), espera-se que a maioria das consequências sejam negativas e tragam perdas econômicas aos países da bacia do Mediterrâneo, por exemplo a Itália. Procura-se chamar a atenção para o efeito combinado do aumento significativo da temperatura e da redução das chuvas, que ocasionaria uma demanda crescente por irrigação, contribuindo para aumentar o *deficit* hídrico da Itália.

Nesse contexto, em 2013, a Comissão Europeia adotou uma estratégia da União Europeia sobre a adaptação às mudanças climáticas que visa tornar a Europa resiliente nessa questão. A comissão busca incentivar todos os Estados-membro a adotarem estratégias de adaptação abrangentes para responder aos impactos das mudanças climáticas, e proporcionará financiamento para ajudá-los a reforçar as suas capacidades de adaptação e a tomar decisões em diferentes níveis de governança, especialmente em alguns setores vulneráveis, como a agricultura e a pesca (Auci e Vignani, 2014; Geel, 2014).

Diante do exposto, há uma espécie de *path dependence*, no sentindo proposto por Brian Arthur (1994), das inovações técnicas rumo à mitigação das emissões dos GEEs, um *drive* tecnológico que guia a modernização da agricultura em âmbito mundial, via pressão de organizações internacionais (Banco Mundial, organizações não governamentais ambientalistas e outras) e sociedade civil organizada no setor público (Vieira Filho e Silveira, 2016; Buanain, 2014). No entanto, toda mudança tecnológica e sua absorção heterogênea criam diversidade entre os países. Dessarte, é fundamental o entendimento de como umas regiões se modernizam mais do que outras.

Nesse sentido, Vieira Filho e Silveira (2011) assinalaram que, apesar de a modernização do setor permitir ganhos de produtividade, esse processo acarreta efeitos sociais e econômicos assimétricos para os produtores tradicionais, em comparação com a moderna agricultura industrial emergente. Para os autores, os agricultores adotam insumos tecnológicos com o objetivo de aumentar sua produtividade e diminuir seus custos relativos de produção, aumentando seu nível de eficiência. Entretanto, alguns produtores podem não ser estimulados a adotá-las. Às vezes, o aumento do custo de incorporar novas tecnologias e conhecimentos não é compensado pelo rendimento esperado, essa relação depende da capacidade de absorção do conhecimento externo e do aprendizado de cada produtor. Muito dessa absorção desigual de tecnologia que se apresenta no setor agropecuário mundial é explicada pelos diferentes níveis de capital humano, variável que não pode ser negligenciada no desenvolvimento do setor.

3 METODOLOGIA

3.1 Amostra de países para o estudo, fonte de dados e estatísticas descritivas

A base de dados utilizada pelo modelo é composta por 118[3] países, de todas as regiões do mundo, organizados em dados em painel referente ao período 992-2014. A escolha da amostra deveu-se à existência de todos os dados para cada observação, em todo o período escolhido, a fim de manter a estrutura balanceada dos dados em painel. A fonte dos dados foi extraída de diversas instituições, tais como ERS-USDA, Economic Research Service, Banco Mundial e FAO. O período escolhido, 1992-2014, deve-se à disponibilidade da fonte dos dados.

A variável dependente do modelo (y_i) refere-se à produção agrícola bruta, a preços constantes de 2005 (U$$ 1 milhão). Já as variáveis explicativas são: área colhida, em mil hectares, consiste na soma de área colhida para todas as culturas anuais, permanentes e pastagens; estoques de máquinas agrícolas de capital, os tratores em uso, referindo-se ao número de tratores de 40 cv (unidades de máquinas); trabalho agrícola, mil pessoas, trata da mão de obra economicamente ativa na agricultura; áreas equipadas para irrigação; e índice de capital humano por trabalhador,[4] com base em anos de escolaridade e nos retornos monetários referentes à educação.

Utilizaram-se ainda duas variáveis *dummies* para identificar os países membros do G7[5] e do BRICS,[6] de forma a tentar captar o impacto de ser ou não de um desses países na produção agrícola, um interessante exercício para testar a hipótese de que é possível ter uma agricultura dinâmica e uma base industrial forte. Já as variáveis elencadas para explicar a ineficiência técnica dos países foram: áreas equipadas para irrigação; emissões totais de GEE da agricultura (gigatoneladas); e o balanço entre a emissão e a captura

3. A lista com os países, bem como os escores estimados de eficiência, encontra-se disponível pelo seguinte *link*: <https://goo.gl/J4cVZs>.
4. O PWT9 computa a variável índice de capital humano por trabalhador com base na média de anos de escolaridade, linearmente interpolada de Barro e Lee (2013), e uma taxa presumida de retorno ensino primário, secundário e superior, como em Caselli (2005).
5. O Grupo dos Sete (G7) é um grupo internacional composto por: Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido. No entanto, a União Europeia também está representada no G7.
6. BRICS é um acrônimo que se refere aos países emergentes que englobam o Brasil, a Rússia, a Índia, a China e a África do Sul.

de CO_2 pelo solo, que contém todas as emissões e as remoções de GEE produzidas nos diferentes subdomínios do uso do solo, representando as três categorias de uso do solo do IPCC: terras agrícolas, florestas e pastagens, chamadas coletivamente de emissões/remoções do uso florestal e outras terras (gigatoneladas). A base de dados contém observações do período 1992-2014, descritas estatisticamente nas tabelas 1 e 2. A média do produto em 1992 foi de US$ 11.920,00, já em 2014 a média salta para US$ 19.990,06 milhões, um incremento de 67% no período. Com relação ao desvio-padrão, em 1992 o valor encontra-se em US$ 32.256,79 milhões, valor bem inferior quando comparado com 2014, que chega ao patamar de US$ 64.836,16 milhões, apontando um aumento da dispersão dos países quando comparados seus respectivos produtos agrícolas. Note que nos dois anos o desvio-padrão supera a média, o que indica que os valores do produto agrícola variam muito entre as observações. O valor máximo é observado na China, tanto em 1992 quanto em 2014, com o produto agrícola, respectivamente, de US$ 246.345,40 milhões e US$ 590.921,14 milhões, e o valor mínimo foi observado no Brunei Darussalam, US$ 11.932,72, em 1992, e pelo Bahrein, em 2014, com US$ 35,48471 milhões.

TABELA 1
Estatísticas descritivas para 1992

Variáveis	Observações	Unidades	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Variável dependente (Y_i)						
Produto	118	US$ 1.000	11.920.056,00	32.256.791,00	12.356,31	246.345.402,00
Variáveis explicativas (X_i)						
Terras	118	1.000 ha	15.847,98	43.858,46	5,99	270.112,1
Trabalho	118	1.000 pessoas	8.115,49	40.674,18	2,00	3.386.990,00
Tratores	118	Número de máquinas	246.041,1	649.686,5	20,00	4.657.688,00
Capital humano	118	Índice	2,12	0,66	1,037	3,47
Variáveis explicativas da ineficiência técnica						
Irrigação	118	1.000 ha	1.912,195	6.836,963	0,5	49.900,00
Emissões totais da agricultura	118	Gigatoneladas equivalentes a CO_2	34.064,75	83.806,43	33,4677	566.170,5
Balanço das emissões pelo uso da terra	118	Gigatoneladas equivalentes a CO_2	26.380,24	137.233,3	-320.985,0	954.711,8

Elaboração dos autores.

A utilização média de terras é de 15.847,98 ha em 1992, passando para um valor médio de 17.275,89 ha em 2014, representando um avanço de 9%, em média, da área utilizada no setor. O desvio-padrão de 44.505,85 ha em 1992 e 47.454,64 ha em 2014. Assim como no produto agrícola, o desvio-padrão supera a média, o que aponta uma forte dispersão entre os países, que se repete nas variáveis *trabalho* e *tratores*. O valor máximo apresentado no painel utilizado foi 270.112,1 ha, em 1992, na Índia, já o

valor mínimo, 6 mil hectares, foi constatado pelo Bahrein em 1992, continuando nessa posição no último ano da presente análise. Em 2014, o valor máximo foi observado na China, com 31.631,7 ha.

Nos dados referentes aos trabalhadores rurais, tem-se uma redução da média global de cerca de 5% de 1992 para 2014, acompanhada por um aumento substancial do número médio de trabalhadores, variando mais de 45% no mesmo período. Um exemplo desse movimento dá-se no setor agrícola chinês. Em 1992, a China possuía o maior contingente de trabalhadores rurais (3.386.990). Destaca-se, porém, uma redução global do número de trabalhadores desse segmento, sendo, atualmente, a Índia o país que possui o maior número de trabalhadores rurais (276.130). Contudo, em 2014, o país que passou a ter o maior contingente de tratores da amostra foi a China, com 11.654.363 tratores.

Quanto ao índice de capital humano, verificou-se que o valor médio observado em 1992 foi de 2,12, para 2,55 em 2014. Nesse período, é possível observar um aumento marginal da dispersão dos valores observados na amostra, já que se observa um aumento do desvio-padrão da amostra, passando de 0,66 para 0,67 em 2014. O país com maior capital humano em 1992 era a Suíça, com 3,47, já em 2014 essa posição é ocupada pelo Reino Unido. Já os piores valores foram apresentados, em 1992, por Burkina Fasso (1,03) e Níger (1,19).

Com relação aos fatores elencados para explicar a ineficiência técnica, tem-se que a média irrigada era de 1.912,2 ha em 1992, passando para o patamar de 2.389,83 ha (um aumento de 25% no período). Observa-se que, em todo o período, a Índia permanece com a maior área irrigada de toda a amostra. A evolução da área irrigada na Índia pode ser acompanhada no gráfico 1, que apresenta uma curva de aumento exponencial. Já os valores mínimos são observados em 1992 na República Centro-Africana (0,5 mil hectare), e em 2014 tem-se a Estônia, com 0,4 mil hectare.

TABELA 2
Estatísticas descritivas para 2014

Variáveis	Observações	Unidades	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
			Variável dependente (Y_i)			
Produto	118	US$ 1.000	19.990.060	64.836.162	35.484,71	590.921.138
Variáveis explicativas (X_i)						
Terras	118	1.000 ha	17.275,89	47.454,64	6,5	316.317,00

(Continua)

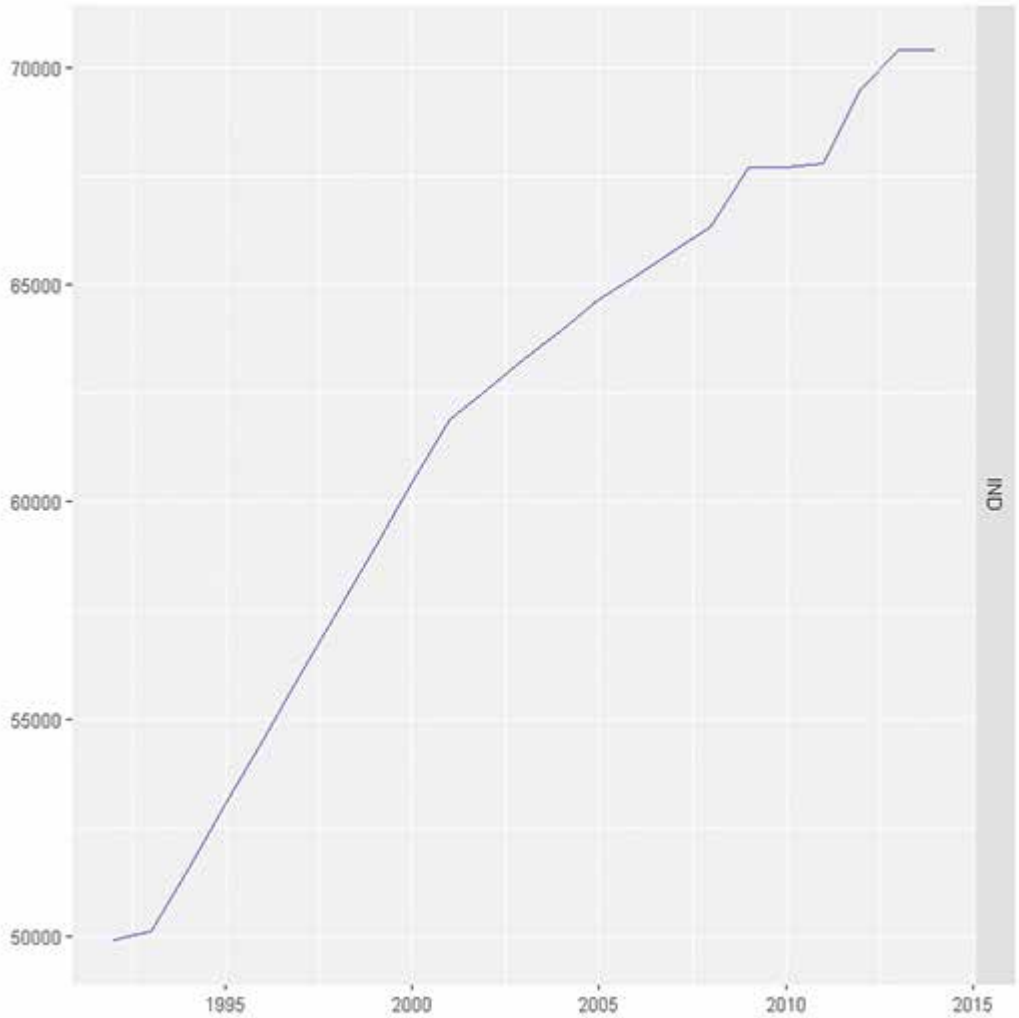
(Continuação)

Variáveis	Obser-vações	Unidades	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Trabalho	118	1.000 pessoas	7.737,99	33.090,56,00	1	276.130,00
Tratores	118	Número de máquinas	35.8691,6	1.306.501,00	6	11.654.363,00
Capital humano	118	Índice	2,55	0,67	1,19	3,73
Variáveis explicativas da ineficiência técnica						
Irrigação	118	1.000 ha	2.389,83	9.071,32	0,4	70.400,00
Emissões totais da agricultura	118	Gigatoneladas equivalentes a CO_2	37.853,63	99.085,37	36,3376	679.250,90
Balanço das emissões pelo uso da terra	118	Gigatoneladas equivalentes a CO_2	20.877,29	168.836,2	-311.082	16.822.167,00

Elaboração dos autores.

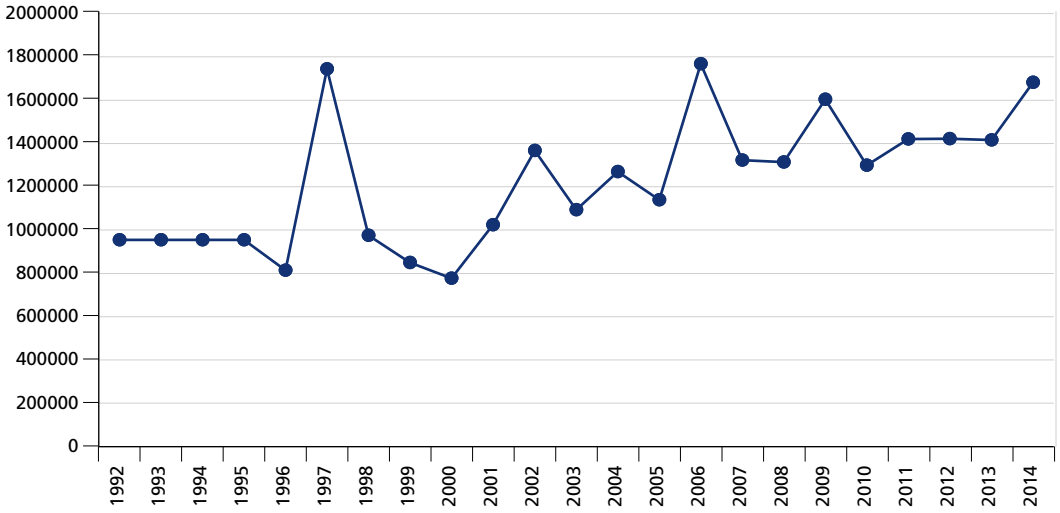
No que tange às emissões totais da agricultura, tem-se, em média, o aumento de 8% no total emitido na agricultura. A China foi o país que mais emitiu em todo o período disponível, saindo de 566.170,5 Gt, em 1992, para 679.250,9 Gt equivalente a CO_2, em 2014. Os valores mínimos foram observados pelo Bahrein em todo o período analisado. O balanço das emissões pelo uso da terra tem como média 26.380,24 Gt em 1992, reduzindo para 20.877,29 Gt em 2014. Em todo o período, a Indonésia liderou no cenário internacional em termos de maior saldo de emissões equivalentes de CO_2. O comportamento dessa trajetória é visto no gráfico 4, e o país com maior captura de CO_2 pelo solo, também em todo o período estudado, é a China.

GRÁFICO 3
Evolução da área irrigada na Índia



Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

GRÁFICO 4
Evolução das emissões pelo uso da terra da Indonésia (1992-2014)



Elaboração dos autores.

3.2 Método de análise

Buscar-se-á estimar uma fronteira estocástica da produção agrícola, a fim de obter as eficiências técnicas da produção agrícola dos países, bem como os impactos de adaptações no contexto das mudanças climáticas e novas tecnologias inseridas, como a irrigação, na ineficiência técnica dos países. Para tanto, utiliza-se o método proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977) de fronteira estocástica de produção, junto com as adaptações relativas a Battese e Coelli (1992; 1995). Esta última contribuição permite incorporar na análise variáveis explicativas no termo do erro referente à ineficiência. Assim, captam-se não apenas as variáveis que explicam a função de produção, mas também aquelas relacionadas ao termo de ineficiência, e que indiretamente criariam distúrbios nas eficiências estimadas. A função pode ser observada na equação a seguir (1).

$$y_{it} = f(X_{it}, \beta).exp\{v_{it} - u_{it}\}, \quad (1)$$

em que y_{it} é denotado como a produção agrícola observada no país i; X_{it} representa o vetor $1xK$ de insumos ou outras variáveis explicativas associadas com a produção agrícola; e β denota o vetor $Kx1$, de parâmetros desconhecidos. Os termos v_i e u_i são vetores que representam componentes distintos do erro. O primeiro refere-se ao termo do erro, com distribuição normal, independente e identicamente distribuída e com

variância constante σ_v^2 ($v_{it} \sim idd\ N(0, \sigma_v^2)$), enquanto o segundo representa a ineficiência técnica, ou seja, a parte que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, o que pode ser inferido pelo sinal negativo e pela restrição $u \geq 0$.

O segundo termo é uma variável aleatória não negativa, com distribuição normal truncada em zero,[7] independentemente distribuída (não identicamente), com média μ e variância constante σ_u^2, ou seja, ($u_{it} \sim \mathrm{NT}(\mu, \sigma_u^2)$). Os componentes de erro são independentes entre si e x_i é suposto ser exógeno. Portanto, o modelo pode ser estimado pela técnica de máxima verossimilhança. Os efeitos da ineficiência técnica, u_{it}, tem sua especificação expressa sob as seguintes características:

$$u_i = z_{it}\delta + w_{it}, \tag{2}$$

em que z_i é um vetor de variáveis explicativas da ineficiência técnica da *i*-ésima unidade produtiva; δ é um vetor de parâmetros associados às variáveis z_{it}; e w_{it} é uma variável aleatória, com distribuição normal com média zero e variância σ_w^2. *Deve*-se notar que, como se supõe que tem distribuição normal truncada em zero, sua média corresponde a $\mu = \delta' z_{it}$.

As estimações desses parâmetros serão obtidas pelo método da máxima verossimilhança, como proposto por Battese e Coelli (1995). Aigner, Lovell e Schimidt (1977) parametrizaram a função *log*-máxima verossimilhança, expressa em termos da variância dos parâmetros: $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$; $\lambda^2 = {\sigma_u^2}/{\sigma_v^2} \geq 0$. Se $\lambda = 0$, não existe o efeito de ineficiência técnica, e todos os desvios da fronteira são devido aos ruídos estocásticos. Usando essa parametrização, a função de *log*-máxima verossimilhança é definida pela função (3).

$$\ln L(y|\beta, \sigma, \lambda) = -\frac{I}{2}\left(\frac{\pi\sigma^2}{2}\right) + \sum_{i=1}^{t} \ln \phi\left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{t} \varepsilon_1^2 \quad , \tag{3}$$

em que *y* é um vetor de *log*-produto; $\varepsilon = v_i - u_i = \ln y - x_i'\beta$ é a composição do termo do erro; $\phi(x)$ e é a função de distribuição acumulada (fda) da variável aleatória, com distribuição normal padrão avaliada em *x*.

7. Há diversas distribuições para o termo de ineficiência, normal truncada em zero é só uma delas. Das mais utilizadas, destacam-se a exponencial e a normal truncada com média diferente de zero, além de outras. Para mais detalhes, ver Silva (2017).

Battese e Corra (1977) consideraram mais conveniente parametrizar a função de *log*-máxima verossimilhança em termos de $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$. O parâmetro γ encontra-se entre zero e um. Se $\gamma = 0$, tem-se que todos os desvios à fronteira de produção devem-se a choques aleatórios, no entanto, quando $\gamma = 1$, tem-se que todos os desvios são causados pela ineficiência técnica. O resultado da eficiência técnica (ET) da firma (país) específica dada pela equação (4) é a relação entre a produção observada (y) e a produção estimada (y^*).

$$ET_i = \frac{y_{it}}{y_{it}^*} = \frac{f(X_{it}\beta_{it}).\, exp\{v_{it} - u_{it}\}}{f(X_{it}\beta_{it}).\, exp\{v_{it}\}} = \{exp(-u_{it})\}, \quad (4)$$

em que a ET_{it} varia de zero a um; caso a ET = 1, tem-se que o país é tecnicamente eficiente, o país está na fronteira de produção, caso contrário, a ET aponta a distância do país da fronteira produtiva.

Para a realização de estudos utilizando a fronteira estocástica, deve-se definir *a priori* a função de produção. Escolheu-se a função de produção Cobb-Douglas, por ser utilizada amplamente na análise de eficiência no setor agrícola, além de evitar problemas de multicolinearidade, quando comparada à função transcendental logarítmica (Translog), como aponta Almeida (2012). Segundo o autor, há diversas vantagens na utilização pelo uso da Cobb-Douglas, como a simplicidade na estimação dos parâmetros, já que a forma logarítmica da função Cobb-Douglas é linear nos parâmetros, fazendo que o ajustamento dos parâmetros seja facilitado. Quando se compara a função de produção Cobb-Douglas com a Translog, a primeira apresenta um pequeno número de parâmetros a serem estimados, resultando em um maior número de graus de liberdade para os testes de hipóteses estatísticos, além de ser menos susceptível aos comuns de multicolinearidade, na estimativa da função de produção. Por fim, os coeficientes da função de produção fornecem as elasticidades de produção, podendo, assim, ser comparados entre si, já que são independentes das quantidades de produtos e dos fatores.

Nesse sentido, inicialmente, a função da fronteira estocástica de produção escolhida está definida na equação (5). Como desenvolveu-se no parágrafo anterior, existem diferentes formas funcionais, que dão origem a diferentes modelagens econométricas na análise de fronteiras estocásticas. As formas funcionais mais comuns na literatura são a Cobb-Douglas (CD) e a Translog (TL). Ahmad e Bravo-Ureta (1997) argumentam que a mensuração da ET é robusta para ambas as formas funcionais.

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln T_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 \ln CH_{it} + \beta_5 \ln F_{it} + brics + g7 + \beta_6 lnt + v_i - u_i,$$

em que u_i se define como:

$$u_i = \delta_1 \ln irrig_{it} + \delta_2 \ln EL + \delta_3 \ln \mathrm{AT}_{it} + w_i, \quad (5)$$

na qual Y_i é o produto agropecuário do país *i* no período *t*; L_{it} é o fator de produção terra do país no ano ; T_{it} é o fator trabalho do país *i*; K_{it} é o estoque de tratores por país *i* no período *t*; CH_{ii} = nível de capital humano do país no ano ; F_{it} refere-se à área de irrigação do país no ano *t*; *g7* são os países membros do G7; *brics* são os países membros do BRICS; *t* = tendência linear; v_{it} = distúrbios aleatórios da função de produção, que, por hipótese, são iid~$\mathrm{N}(0, \sigma^2)$; e u_{it} = ineficiência técnica da produção, que, por hipótese, assume uma distribuição truncada normal $u_{it} \sim \mathrm{iidN}^{+}(\mu, \sigma_v{}^2)$. Já os fatores que explicarão a ineficiência técnica são representados por que são áreas irrigadas; emissões totais de GEE da agricultura, *AT*; e o balanço entre a emissão e a captura de CO_2 pelo solo, .

3.3 Testes de hipóteses realizados

3.3.1 Efeito da ineficiência técnica na função de produção

Depois da estimação feita, ainda se deve testar a inexistência da ineficiência técnica, ou seja, se de fato o modelo capta a ineficiência da firma. Neste caso, toma-se o valor da *log*-verossimilhança do modelo estimado sem esta variável. Pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), aplica-se novamente o teste de verossimilhança generalizada, comparando-se ao valor crítico da tabela de Kodde e Palm (1986). Caso a hipótese nula não seja rejeitada, o modelo não capta a ineficiência, e o modelo mais adequado seria o ajustado por MQO. Os graus de liberdade aqui são correspondentes às variáveis definidas pela função de produção, definida anteriormente. Então, tem-se:

H_0: modelo de MQO (inexistência de ineficiência técnica, $\gamma = 0$).

H_1: hipótese alternativa, a ineficiência técnica deve ser considerada no modelo $\gamma \neq 0$.

$LR = -2\ [ln\ LL\ H_o - Ln\ LL\ H_1]$

$LR > T\ KP$ (tabela de Kodde e Palm, 1986) rejeita-se H_o.

3.3.2 Ausência de progresso técnico

Neste teste, considera-se que os coeficientes correspondentes às variáveis relacionadas ao tempo na função Cobb-Douglas são iguais a zero ou não, ou seja, testa-se a hipótese de β_6 da equação (22) ser igual a zero. Dessa forma, tem-se:

H_o: $LL\ \beta_6 = 0$
H_1: $LL\ \beta_6 \neq 0$
$LR = -\ 2\ [ln\ LL\ H_o - Ln\ LL\ H_1] \sim \chi^2$
$LR > T\ KP$ (tabela de Kodde e Palm, 1986) rejeita-se H_o

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, serão descritos todos os testes de hipóteses realizados, bem como a estimação da fronteira de produção estocástica e os causadores de ineficiência técnica. Para estimação dos parâmetros das fronteiras de produção e a realização do teste de existência de ineficiência técnica, utilizou-se o *software* estatístico R-Project, especificamente o pacote *frontier*.

4.1 Testes de hipóteses realizados

Seguindo a metodologia utilizada por Araújo, Feitosa e Silva (2014) e Araújo *et al.* (2018), realizaram-se diversos testes de hipóteses, apresentado na sessão anterior e seus resultados estão expostos na tabela 3. Esses testes são indicados para uma melhor especificação da fronteira estocástica, de maneira a garantir a consistência das fronteiras apresentadas.

A partir da escolha da função de produção, testou-se a hipótese de que o modelo proposto não capte o termo da ineficiência ($\gamma = 0$). Como foi discutido até aqui, para que o modelo de fronteira estocástica faça sentido, a modelagem precisa captar a ineficiência no modelo. A não rejeição da hipótese nula indicaria que não seria correta a utilização do Modelo de Fronteira Estocástica. Neste caso, o método mais adequado seria o método de MQO. Os resultados indicam que os valores rejeitam a hipótese nula de inexistência de ineficiência técnica no modelo a um nível de significância equivalentes a 5%. Por último, testou-se a existência ou não de progresso técnico. De acordo com os resultados, validou-se o uso do modelo de fronteira estocástica. Rejeitou-se a hipótese de que o modelo não captaria progresso técnico, com um nível de significância de 5%.

TABELA 3
Prova de razão verossimilhança dos parâmetros das fronteiras de produção

Prova	Hipótese nula	Graus de liberdade	X^2	*p*-valor
Existência de ineficiência técnica	H_0: $\gamma = 0$	5	626,68	0,0001
Ausência de progresso técnico	H_0: $= 0$	2	71,20	0,0001

Elaboração dos autores.

4.2 Estimação das fronteiras de produção

Na fronteira estocástica estimada, como pode ser observado na tabela 4, todos os parâmetros são altamente significativos a um nível de 5%, implicando uma função de produção bem comportada, com todos os seus parâmetros obtendo sinais esperados. O aumento da utilização do fator de produção terra (área colhida - *L*), numa variação de 1%, eleva a produção em 0,18%. Já a elasticidade para o fator de produção trabalho (T) foi expressivamente maior do que para capital e terra, sendo que uma variação de 1% nesse fator acarreta um aumento de 0,34% do produto, contra 0,16% do fator capital. Interessante resultado, já que a tendência em países com a agricultura mais dinâmica, como o Brasil e os Estados Unidos, é um intenso processo de redução de uso de área e da mão de obra, e aumento progressivo no uso de insumos como máquinas e fertilizantes, como aponta Gasques *et al*. (2014) e Fuglie e Wang (2012). Ainda nesse sentido, Vieira Filho (2016) identifica, no caso brasileiro, a intensificação do uso intensivo de tecnologias, de maneira a reduzir a utilização de recursos escassos, resultando num efeito *poupa-terra* de cerca de 171 milhões de hectares no período entre 1985-2006.

TABELA 4
Fronteira estocástica de produção

Fronteira estocástica de produção/modelo Battese e Coelli (1995)
Modelo de efeitos de ineficiência/normal-truncado
Número de observações: 121, no período de 1992-2008
Log-Verossimilhança: 1932,971

Variáveis	Coeficientes	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
Constante	9.66	0,1	91,25	0,001
$\beta_1 \ln L_{it}$	0,18	0,01	15,4	0,001
$\beta_2 \ln T_{it}$	0,34	0,01	24,64	0,001
$\beta_3 \ln K_{it}$	0,16	0,007	21,62	0,001
$\beta_4 \ln CH_{it}$	0,5	0,06	8,27	0,005

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Coeficientes	Desvio-padrão	z-valor	p-valor
g7	0,36	0,004	9	0,001
brics	0,22	0,04	5,13	0,001
$\beta_6 lnt$	0,01	0,0013	8,2	0,001
Ineficiência				
Z_(Constante)	1,2	0,045	11,06	0,001
Z_irrig	-0,059	0,00002	-3,08	0,001
Z_EL	0,024	0,0000003	-5,766	0,001
Z_AT	-0,0392	0,000003	-11,83	0,001
Sigma quadrado	0,3431	0,15	4,16	0,001
Gama	0,685	0,026	2,92	0,001
Eficiência média	53,63%	-	-	-

Elaboração dos autores.

Têm-se, ainda, indicações de que o capital humano é a variável que mais impactaria a fronteira de produção, uma variação de 1% do capital humano (*CH*), está associada a um aumento da produção agrícola em 0,5%. Esse resultado aponta para a importância do capital humano para incremento da produção agrícola, que cada vez mais demanda maior capacidade de absorção de conhecimentos complexos. Uma explicação para esse resultado é que os constantes ganhos na produção agrícola se devem ao uso intensivo de conhecimento pelo setor, como apontam os estudos de Welch (1970), Vieira Filho e Silveira (2011), Alves, Souza e Rocha (2012). Em seguida, tem-se que os países pertencentes ao G7 possuem uma produção agrícola, em média, 34% maior que os não pertencentes. Países como Estados Unidos, Japão e Canadá, todos possuidores de uma indústria dinâmica, possuem uma agricultura dinâmica, como apresentou Fuglie e Wang (2012). Já os países pertencentes ao BRICS possuem uma produção agrícola superior a 22% dos demais. Mesmo com a desaceleração do crescimento da produção agrícola na Índia, como demonstra Bosworth e Collins (2008), os aumentos de produtividade e de produção observados na China e no Brasil são virtuosos, como aponta Fuglie (2008), fazendo que seja possível observar esse resultado.

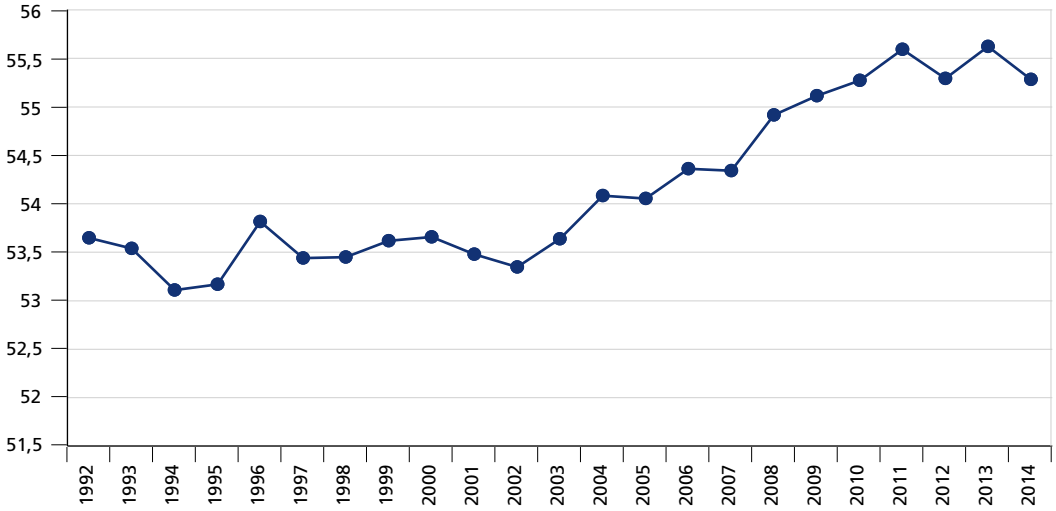
As variáveis elencadas para explicar a ineficiência técnica na agricultura praticada na presente amostra de países foram significativas a um nível de significância a 5%, e todas impactam negativamente na ineficiência técnica, menos a captura de CO_2 pelo solo. A área irrigada, quando aumentada em 1.000 ha, reduz a ineficiência técnica dos países em 0,059. Já a elevação de 1 t de emissões totais da agricultura equivalente a CO_2 reduz a ineficiência técnica em 0,039. Essa constatação indica uma intensificação

verde na produção, pois quanto mais se emite, mais eficiente é a produção agrícola, não corroborando a hipótese assumida, já que quanto maior a redução de GEE, menor a produção. No entanto, essa perspectiva implicaria desconsiderar o sistema complexo, no qual se insere a produção agrícola. Considerando que há um aumento na produção agropecuária, consequentemente, haverá mais fermentação entérica dos ruminantes (CH_4); maiores níveis de dejetos de animais (CH_4 e N_2O); seja pelo cultivo de arroz inundado (CH_4); queima de resíduos agrícolas (CH_4 e N_2O); emissão de N_2O em solos pelo uso de fertilizantes nitrogenados, além de outros, explicando o motivo dessa relação positiva.

Já o aumento do balanço das emissões pelo uso do solo em 1 t impacta no aumento da ineficiência técnica em 0,024. Ou seja, práticas que implicam aumento da capacidade de sequestro de carbono – por exemplo, mediante a integração lavoura-pecuária-floresta; um bom manejo do solo, que considere suas propriedades físicas (aeração, retenção de água, compactação e estruturação), químicas (reação do solo, disponibilidade de nutrientes e interações entre estes) e biológicas (teor de matéria orgânica, respiração, biomassa de carbono, biomassa de nitrogênio, taxa de colonização e espécies de microrganismos) – impactam positivamente ganhos de eficiência técnica, corroborando a hipótese elencada para o presente estudo. Como bem aponta Gells (2014), há uma resiliência e uma resistência de regimes tradicionais de produção que buscam negar os benefícios do aumento da implantação de práticas renováveis, mas essas, segundo os resultados apresentados, não se sustentam.

Ainda na tabela 4, tem-se que a eficiência técnica média apresentada pelos países analisados foi de 53,63%, indicando, em média, que o vetor produto, *y*, é 53,63% do máximo de produto que pode ser produzido por um país que utilize o vetor insumo, *x*. No decorrer do período 1992-2014, a eficiência média flutuou em torno de 55,31% de eficiência técnica, como pode ser observado no gráfico 5. O modelo capta 68,5% (Gama é 0,685) da ineficiência técnica existente no modelo, o que apresenta um bom ajustamento para uma fronteira de produção estocástica.

GRÁFICO 5
Média da eficiência técnica (1992-2014)



Elaboração dos autores.

4.3 Análise das eficiências técnicas

A eficiência técnica com referência à fronteira de produção foi estimada pela equação (4) para todos os 118 países da amostra. A tabela 5 apresenta os países com maiores escores de eficiências técnicas, bem como a variação dos principais fatores de produção no período de análise. Em primeiro lugar, tem-se a China, com uma eficiência técnica média de 99,13%, muito explicado pelos ganhos de produtividade do setor nos últimos trinta anos (Funglie e Wang, 2012). Percebe-se uma taxa percentual de crescimento de 283,80% do fator de produção capital, acompanhado por um incremento percentual de 20% das emissões totais equivalentes a CO_2 da agricultura, acompanhado de um enorme salto de produção no período, uma variação positiva de 139%. Vale salientar que houve um aumento positivo no balanço das emissões pelo uso da terra.

Em seguida, tem-se a Índia, com um escore de ET média de 98,9. Chama a atenção o fato de haver um aumento do produto de 93,6%, um crescimento no nível de capital de 433%, e das emissões pelo uso da terra agricultura de 363,9%, apresentando um padrão semelhante ao apresentado pela própria China e Indonésia, mas totalmente inverso aos apresentados por países desenvolvidos, como Austrália, França e Alemanha, que retratam um padrão agrícola com uma maior intensidade produtiva *verde*. A Austrália (94,92%) se destaca pela redução dos níveis totais de emissões da agricultura e

um alto nível de eficiência, ocupando a posição de quinto mais eficiente na nossa amostra. Já a França (91,75%) aponta uma conjunção entre redução das emissões mediante uso do solo, com um crescimento percentual negativo de 230% e 6,6% das emissões totais na agricultura.

Logo atrás, os Estados Unidos, com 98,43% em média – note que há uma redução na utilização da terra, sendo o único desses países que possui esse padrão. Achados que corroboram as pesquisas de Fuglie e Wang (2012) indicam que o padrão tecnológico norte-americano se baseia fortemente no aumento da produção por hectare e da produtividade do trabalho. Deve-se destacar a variação do aumento das emissões pelo uso da terra e um aumento marginal das emissões totais da agricultura de 2%.

Em quarto lugar, encontra-se o Brasil, com 98,25% de eficiência técnica, o segundo país com a maior variação do produto agropecuário, cerca de 130%, e sendo um dos países que mais aumentou suas emissões totais da agricultura, aproximados 40%, e com as maiores expansões em área cultivada. Esses resultados confirmam as análises feitas por Vieira Filho e Fornazier (2016), Navarro (2016) e Fuglie e Wang (2012), mostrando o quanto o Brasil evoluiu em termos de eficiência produtiva nos últimos anos, quase alcançando os Estados Unidos. O Brasil apresenta um padrão contrário ao dos Estados Unidos em termos de emissões, no qual há uma redução nos níveis do balanço de emissões mediante uso do solo, muito incentivado pelo plano ABC, como bem mostra Vieira Filho (2017), e um aumento das emissões totais de GEE pela agricultura.

Por fim, pode-se ainda agrupar países como Austrália, Colômbia e Holanda, que apresentam redução em emissões totais, como pelo uso do solo, bem como apresentam aumento no nível de produção agrícola, respectivamente: 35,9, 49,12 e 6,5. Vale destacar a acentuada redução das emissões referentes ao uso do solo apresentada pela Austrália, uma variação negativa e 537%. A França e a Rússia apresentam esse mesmo padrão, no entanto, apresentaram uma variação negativa em sua produção. Já a Alemanha apresenta uma redução significativa nas emissões totais em sua agricultura, porém com uma variação positiva das provindas dos solos. Vale salientar que em todo o período o balanço alemão foi negativo, ou seja, houve mais captura de carbono que emissões pelo solo. Esses países possuem um padrão de prática agropecuária mais intensiva, com uma maior produtividade por hectare e por trabalhador, não havendo uma expansão de maquinaria, com exceção da Austrália (crescimento percentual de 50%).

Na outra margem, situam-se países como China, Índia e Indonésia, com virtuosa expansão em sua produção agrícola, alinhada com crescimento vertiginoso no aumento da utilização de terras e de máquinas, entretanto, apresentando altos níveis de emissões, principalmente a Índia. Já o Brasil encontra-se entre os dois padrões: percebe-se um expressivo ganho em produtos, com significativos ganhos de produtividade por trabalhador e por hectare, ao mesmo tempo que se observam aumentos significativos nos níveis de maquinaria e das emissões totais na agricultura.

TABELA 5
Comparação dos cincos países com setores agrícolas mais eficientes com os dos menos eficientes

País	ET (%)	ΔY (%)	ΔK (%)	ΔL (%)	ΔW (%)	ΔEL (%)	ΔAT (%)
China	99,13	139,88	283,80	18,22	-41,11	3,09	19,97
Índia	98,97	93,67	433,69	14,87	28,24	363,97	22,22
Estados Unidos	98,43	30,9	-7,45	-11,77	-35,31	83,54	2,12
Brasil	98,25	129,47	30,04	46,50	-29,69	-65,65	39,83
Austrália	94,92	35,09	55,57	-5,79	0,00	-5375,5	-9,36
Argentina	94,41	78,94	-3,73	43,16	-5,52	34,47	5,24
França	91,75	-1,40	-24,31	3,36	-61,82	-230,99	-6,63
Indonésia	91,18	104,91	297,78	43,48	18,17	76,20	76,20
México	91,14	74,10	-21,74	3,94	-12,48	-61,56	8,44
Rússia	90,76	-6,52	-78,35	-6,70	-53,54	-143,76	-52,88
Alemanha	89,53	19,48	-42,05	4,39	-61,98	26,09	-11,62
Nova Zelândia	89,06	58,50	27,20	14,77	10,59	28,80	4,56
Colômbia	88,75	49,12	-26,20	-17,76	-1,15	-86,89	-0,89
Nigéria	88,26	94,95	87,56	52,48	60,98	-2,59	68,54
Holanda	87,82	6,50	-26,18	15,70	-36,75	-51,07	-15,22

Elaboração dos autores.

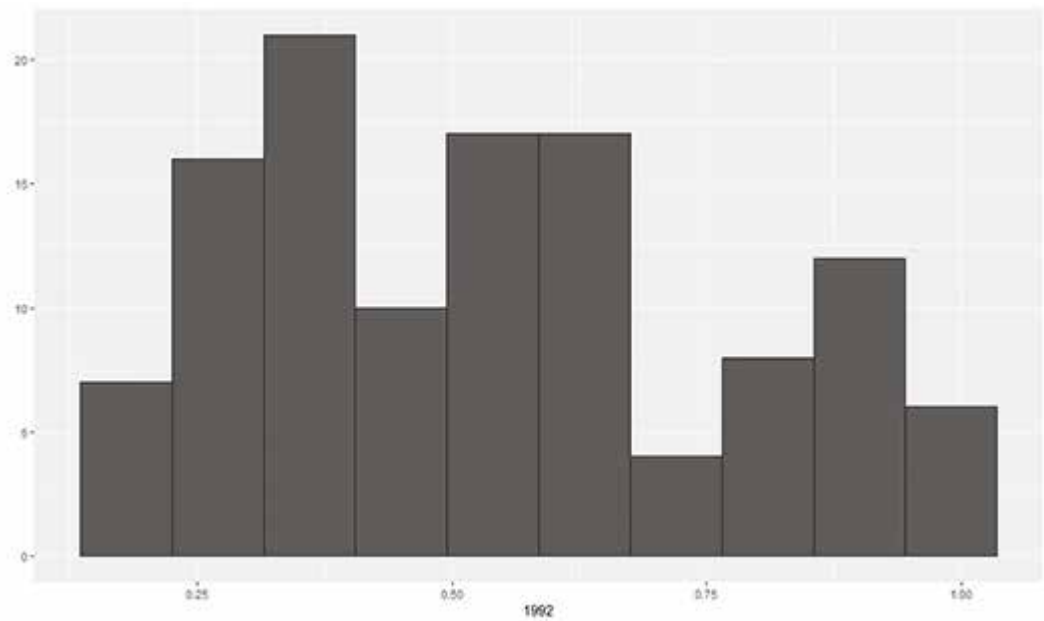
O gráfico 6 apresenta a distribuição de frequência dos escores de eficiência técnica da amostra de países através do histograma, nos anos de 1992 e 2014, e as estatísticas descritivas dos escores de ET estão expostas na tabela 5. A ET média em 1992 foi 0,537 (53,7%), passando para 0,553 (55,3%) em 2014, o que implica que, em média, houve um aumento da eficiência técnica. Houve, ainda, um distanciamento entre o valor médio e a mediana, o gráfico 6 deixa evidente essa mudança. A amostra, em 1992, era bem próxima de ser simétrica, já em 2014 há um distanciamento entre os dois valores, tendendo à assimetria em 2014. Há, ainda, um aumento, mesmo que marginal, do desvio-padrão, indicando um crescimento da dispersão dos escores de ETs apresentadas pela amostra, implicando um aumento da amplitude da distribuição da amostra, ou seja, um aumento do distanciamento entre o valor máximo e o mínimo no início do período de análise, 1992, quando comparado com o último período analisado, 2014.

TABELA 6
Estatísticas descritiva dos escores de eficiência técnica dos países

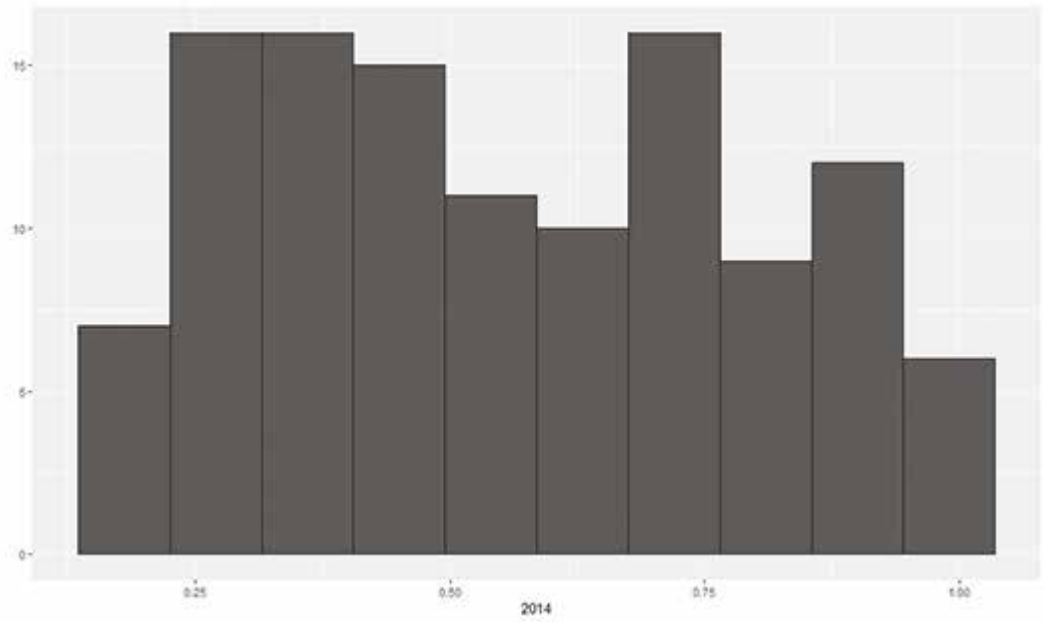
Parâmetro	Mediana	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Eficiência -1992	0,52961	0,537	0,235127825	0,152	0,9901
Eficiência -2014	0,516825	0,553	0,238053479	0,1362	0,9919

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6
Histograma das eficiências técnica da amostra de países (1992 e 2014)
6A – 1992



6B – 2014



Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Buscou-se estimar os fatores que influenciam a produção agrícola mundial, considerando o contexto das mudanças climáticas. A amostra final foi de 118 países, no período 1992-2014. Foi estimada a eficiência técnica dos países, bem como os fatores que explicam o porquê da ineficiência. Para tanto, utilizaram-se variáveis relacionadas às emissões de GEE na agricultura, com intuito de identificar uma relação entre o setor agrícola mais eficiente e uma menor emissão de GEE, o que seria o fato contraintuitivo da maioria dos estudos econômicos. Ou seja, países que cresceram mais (ou aumentaram a produção) foram os que mais investiram em tecnologia que sequestra carbono. Logo, aumentaram o produto por unidade de emissão de GEE.

Alguns resultados relacionados à fronteira estocástica foram que: *i*) os países do BRICS apresentam diferenças na produção agrícola, sendo em média 22% maior do que países não pertencentes ao bloco; *ii*) os países mais industrializados do mundo, pertencentes ao G7, possuem, em média, uma produção agrícola superior aos não intensamente industrializados (36%); e *iii*) o fator que mais influencia a produção é o capital humano, seguido pelo fator de produção terra.

Com relação aos fatores que impactam a ineficiência técnica da amostra de países, todos foram estatisticamente significativos, podendo reduzir e aumentar a ineficiência do setor. A variável que mais impactou foi a irrigação, seguida pelas emissões totais do setor agrícola, e, por fim, o balanço entre emissões e capturas de CO_2 pelo solo aumentaram a ineficiência técnica do setor nos países selecionados. Essa constatação aponta que o padrão agrário e o agrícola mais eficientes são os que mais preservam os solos, tanto pela manutenção de pastagens não degradadas como pela integração produtiva, principalmente pela integração lavoura-pecuária-floresta.

Para ter uma melhor percepção dessa questão, fez-se uma análise detalhada das eficiências técnicas por país. Com relação ao cálculo da eficiência técnica, o país que apresentou o maior escore foi a China, seguido por Índia, Estados Unidos, Brasil e Austrália. Conseguiu-se identificar alguns padrões: países como França, Alemanha, Holanda, Colômbia e Austrália apresentam um padrão agrícola com uma alta produção por hectare e trabalhador, alinhado com reduções contundentes nas suas emissões de GEE pela agricultura e com o uso do solo que intensifica a captura de CO_2. No outro extremo, tem-se Índia, China e Indonésia, cuja alta eficiência produtiva possui como base o uso extensivo de capital e de terras, bem como a elevação nos níveis de emissões totais da agricultura e o uso do solo.

Já o Brasil encontra-se entre os dois espectros, principalmente no que tange às emissões de GEE. Por um lado, há um forte aumento das emissões totais de GEE pela agricultura. De outro, há uma redução das emissões pelo balanço de emissões e capturas pelo uso do solo. Esses avanços contemplam os impactos provenientes das políticas públicas adotadas pelo país, principalmente com o objetivo de reduzir as emissões de metano. Como é bem relatado, e que consiste na principal contribuição do presente estudo, medidas de intensificação produtiva, bem como medidas que aumentem a capacidade de captura de CO_2 pelo solo, tendem a aumentar a eficiência produtiva ao mesmo tempo que mitigam as emissões de GEE.

Por fim, pode-se concluir que, mesmo com as resistências que são impostas à uma transição para sistemas de baixo carbono, a agricultura aparenta ter superado em alguma medida essas barreiras. Iniciativas como o acordo de Paris, bem como esforços da sociedade civil organizada, em conjunto com políticas públicas alinhadas ao enfrentamento, contundente e baseado em ciência, das mudanças climáticas, parecem ter criado um *path dependance* nesse sentido para as trajetórias de desenvolvimento da moderna agricultura.

REFERÊNCIAS

AHMAD, M.; BRAVO-URETA, B. E. Technical efficiency measures for dairy farms using panel data: a comparison of alternative model specifications. **Journal of Productivity Analysis**, Suíça, v. 7, p. 399-415, 1997.

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 6, p. 21-37, 1977.

ALMEIDA, P. N. A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

ALSTON, J. M. *et al*. **Persistence pays**: US agricultural productivity growth and the benefits from public R&D spending. Nova Iorque: Springer Science & Business Media, 2009.

ALVES, E. A.; SOUZA, G. S.; ROCHA, D. P. Lucratividade da agricultura. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 2, abr./jun. 2012. Disponível em: <https://goo.gl/xRpfBe>.

ANDERSSON, M. *et al.* Agricultural transformation pathways towards the SDGs: acknowledging diversity. **CGIAR – Independent Science and Partnership Council**, 2018.

ARAÚJO, J. A.; FEITOSA, D. G.; SILVA, A. B. América Latina: productividad total de los factores y su descomposición. **Revista CEPAL**, Santiago, v. 114, p. 31-52, 2014.

ARAÚJO, J. A. *et al*. Eficiência produtiva das fazendas de carcinicultura no estado do Ceará. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 1, n. 56, p. 35-50, 2018.

ARTHUR, W. B. **Increasing returns and path dependence in the economy**. Michigan: Michigan University of Michigan Press, 1994.

ASSUNÇÃO, J.; CHEIN, F. Climate change and agricultural productivity in Brazil: future perspectives. **Environment and Development Economics**, v. 5, n. 21, p. 581-602, 2016.

AUCI, S.; VIGNANI, D. **Climate change effects and agriculture in Italy**: a stochastic frontier analysis at regional level. 2014. (MPRA Paper, n. 53500). Disponível em: <https://goo.gl/DZSqj6>.

BARRO, R. J.; LEE, J. W. A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. **Journal of Development Economics**, n. 104, p. 184-198, 2013.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. **Empirical Economics**, São Paulo, v. 20, p. 325-332, 1995.

BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. Estimation of a production frontier model: with aplication to the pastoral zone of eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics**, Malden, v. 21, n. 3, p. 169-179, dez. 1977.

BOGAERTS, M. *et al.* Climate change mitigation through intensified pasture management: estimating greenhouse gas emissions on cattle farms in the Brazilian Amazon. **Journal of Cleaner Production**, 2017.

BOSWORTH, B.; COLLINS, S. M. Accounting for growth: comparing China and India. **The Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 22, n. 1, p. 45-66, 2008.

BUAINAIN, A. M. Alguns condicionantes do novo padrão de acumulação na agricultura brasileira. *In*: BUAINAIN, A. M. *et al*. (Orgs.). **O mundo rural no Brasil do século 21**: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. Brasília: Embrapa, 2014.

CASELLI, F. Accounting for cross-country income differences. **Handbook of economic growth**, v. 1, p. 679-741, 2005.

COHEN, I. S. *et al.* Forced migration, climate change, mitigation and adaptive policies in Mexico: some functional relationships. **International Migration**, v. 4, n. 51, p. 53-72, 2012.

ELBAKIDZE, L. Potential economic impacts of changes in water availability on agriculture in the Truckee and Carson River basins, Nevada, USA. **Journal of the American Water Resources Association**, v. 42, n. 4, p. 841-849, 2006.

FREDERICO, S. Agricultura científica globalizada e fronteira agrícola moderna no Brasil. **Revista Confins**, Paris, v. 17, p. 1-17, 2013.

FUGLIE, K. O. Is a slowdown in agricultural productivity growth contributing to the rise in commodity prices? **Agricultural Economics**, Suíça, v. 39, n. 1, p. 431-441, 2008.

FUGLIE, K. O.; WANG, S. L. New evidence points to robust but uneven productivity growth in global agriculture. **Amber Waves**, n. 3, set. 2012.

GALVÃO, A. A nova etapa do desenvolvimento agrário e o papel dos agentes privados na inovação agropecuária. *In*: EMBRAPA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **O mundo rural no Brasil do século 21**. Brasília: Embrapa, 2014. Disponível em: <https://goo.gl/KknQWV>.

GASQUES, J.; BASTOS, E.; VALDES, C.; BACCHI, M. Produtividade da agricultura: Resultados para o Brasil. **Revista de Política Agrícola**, ano XXIII, n. 3, p. 87-98, 2014.

GEELS, F. W. Regime resistance against low-carbon transitions: introducing politics and power into the multi-level perspective. **Theory, Culture & Society**, v. 31, n. 5, p. 21-40. 2014.

GHAFFARI, A.; COOK, H. F.; LEE, H. C. Climate change and winter wheat management: a modelling scenario for south eastern England. **Climatic Change**, n. 55, p. 509-533, 2002.

GRILICHES, Z. Hybrid corn: an exploration in the economics of technological change. **Econometrica, Journal of the Econometric Society**, p. 501-522, 1957.

HUANG, H.; LAMPE, F.; TONGEREN, M. Climate change and trade in agriculture. **Food Policy**, n. 36, p. 9-13, 2011.

IEA – INTERNATIONAL ENERGY AGENCY. **Redrawing the energy-climate map**. França: OECD/IEA, 2013. (World Energy Outlook Special Report).

INPE – INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS. Projeto Prodes- Monitoramento da Floresta Amazônica Brasileira por Satélite (vários anos). São José dos Campos: Inpe, 2015. Disponível em: <https://goo.gl/Y8xvza>.

IPCC – INTERGOVERNAMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories**. Japão: Iges, 2006.

_____. **Climate change 2014**: synthesis report. Contribution of working groups I, II and III to the fifth assessment report of the intergovernmental panel on climate change. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.

JAMES, J. S. *et al*. Structural Changes in U.S. **Agricultural Production and Productivity Choices**, Nova Iorque, v. 24, n. 4, 2009.

JONES, P. G.; THORTON, P. K. The potential impacts of climate change on maize production in Africa and Latin America in 2055. **Global Environmental Change**, n. 13, p. 51-59, 2003.

KODDE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. **Econometrica**, Washington, v. 54, n. 5, p. 1243-1248, set. 1986.

KUMAR, R.; GAUTAM, H. R. Climate change and its impact on agricultural productivity in India. **Journal of Climatological Weather Forecasting**, n. 2, v. 1, p. 2-109, 2014.

LYBBERT, T. J.; SUMNER, D. A. Agricultural technologies for climate change in developing countries: policy options for innovation and technology diffusion. **Food Policy**, v. 1, n. 37, p. 114-123, 2012.

MEEUSEN, W.; BROECK, V. D. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production with composed error. **International Economics Review**, Washington, n. 32, p. 715-723, 1977.

MUDANÇAS climáticas causam aumento no número de eventos extremos. **Portal Brasil**, 2012. Disponível em: <http://goo.gl/zQzSMv>. Acesso em: 1º out. 2018.

NICOLELLA, A.; LIMA, M. S.; ARAUJO, P. F. C. **Contribuição da Fapesp ao desenvolvimento da agricultura paulista –** Projeto Fapesp. São Paulo: Fapesp, 2012.

NAVARRO, Z. O mundo rural no novo século (um ensaio de interpretação). *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**, Brasília: Ipea, 2016.

PARRY, M. L. *et al*. Effects of climate change on global food production under SRES emissions and socio-economic scenarios. **Global Environmental Change**, n. 14, p. 53-67, 2004.

REIS, A. L. S. *et al*. Second-generation ethanol from sugarcane and sweet sorghum bagasses using the yeast Dekkera bruxellensis. **Industrial Crops and Products**, v. 92, p. 255-262, 2016.

ROCO, L. *et al*. The impact of climatic change adaptation on agricultural productivity in central chile: a stochastic production frontier approach. **Sustainability**, v. 9, n. 9, p. 1648, 2017.

SABASI, D.; SHUMWAY, C. R. Climate change, health care access and regional influence on components of US agricultural productivity. **Applied Economics**, v. 50, n. 57, p. 6149-6164, 2018.

SANGHI, A.; MENDELSOHN, R. The impacts of global warming on farmers in Brazil and India. **Global Environmental Change**, v. 18, n. 4, p. 655-665, 2008.

SCHLEUSSNER, C.-F. *et al.* Diferential climate impacts for policy-relevant limits to global warming: the case of 1.5 C and 2 C. **Earth System Dynamics**, v. 7, n. 2, p. 327-351, 2016.

SHRESTHA, S. *et al*. Impacts of climate change on EU agriculture. **Review of Agricultural and Applied Economics**. v. 16, n. 2, p. 24-39, 2013.

SILVA, F. P. **Eficiência técnica e heterogeneidade tecnológica na agricultura do Nordeste brasileiro**. 2017. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2017.

SILVA, R. O. *et al*. Increasing beef production could lower greenhouse gas emissions in Brazil if decoupled from deforestation. **Nature Climate Change**, 2016.

VIEIRA FILHO, J. E. R. A fronteira agropecuária brasileira: redistribuição produtiva, efeito poupa-terra e desafios estruturais logísticos. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, 2016.

_____. **Expansão pecuária no Brasil e proposição metodológica de cálculo da produtividade em termos de sustentabilidade ambiental**. Rio de Janeiro: ABDE, 2017.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; CAMPOS, A. C.; FERREIRA, C. M. C. Abordagem alternativa do crescimento agrícola: um modelo de dinâmica evolucionária. **Revista Brasileira de Inovação**, v. 4, n. 2, p. 425-476, jul./dez. 2005.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; SILVEIRA, J. M. F. Modelo evolucionário de aprendizado agrícola. **Revista Brasileira de Inovação**, Campinas, v. 10, n. 2, p. 265-300, jul./dez. 2011.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; SILVEIRA, J. M. F. J. Competências organizacionais, trajetória tecnológica e aprendizado local na agricultura: o paradoxo de Prebisch. **Economia e Sociedade**, v. 25, n. 3, p. 599-629, 2016.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; FORNAZIER, A. Productividad agropecuaria: reducción de la brecha productiva entre el Brasil y los Estados Unidos de América. **Revista CEPAL**, Santiago, 2016.

WEITZMAN, M. L. On modeling and interpreting the economics of catastrophic climate change. **The Review of Economics and Statistics**, v. 91, n. 1, p. 1-19, 2009.

WELCH, F. Education in production. **Journal of Political Economy**, v. 78, n. 1, jan./fev. 1970.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Leonardo Moreira Vallejo

Revisão
Ana Clara Escórcio Xavier
Camilla de Miranda Mariath Gomes
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza
Olavo Mesquita de Carvalho
Regina Marta de Aguiar
Reginaldo da Silva Domingos
Alice Souza Lopes (estagiária)
Amanda Ramos Marques (estagiária)
Isabella Silva Queiroz da Cunha (estagiária)
Lauane Campos Souza (estagiária)
Polyanne Alves do Santos (estagiária)

Editoração
Aeromilson Trajano de Mesquita
Bernar José Vieira
Cristiano Ferreira de Araújo
Danilo Leite de Macedo Tavares
Herllyson da Silva Souza
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa

Capa
Danielle de Oliveira Ayres
Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo
70076-900 – Brasília – DF
Tel.: (61) 2026-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

ISSN 1415-4765