

TEXTO PARA DISCUSSÃO

3002

**UMA ANÁLISE DA EVOLUÇÃO E DA
EFICIÊNCIA NA AGROPECUÁRIA
DA AMAZÔNIA LEGAL E SUAS
CONSEQUÊNCIAS SOBRE O
DESMATAMENTO NA REGIÃO**

**CAIO RODRIGUES GOMES LEITE
ALEXANDRE MARINHO
ANTONIO SALAZAR PESSÔA BRANDÃO**



**UMA ANÁLISE DA EVOLUÇÃO E DA
EFICIÊNCIA NA AGROPECUÁRIA
DA AMAZÔNIA LEGAL E SUAS
CONSEQUÊNCIAS SOBRE O
DESMATAMENTO NA REGIÃO**

CAIO RODRIGUES GOMES LEITE¹

ALEXANDRE MARINHO²

ANTONIO SALAZAR PESSÔA BRANDÃO³

1. Assistente de pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).
E-mail: caio.leite@ipea.gov.br.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea; porém, à época da elaboração deste texto para discussão (TD), o autor era técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (Diset) do Ipea; e professor associado na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (FCE/UERJ).
E-mail: alexandre.marinho@ipea.gov.br.

3. Professor associado da FCE/UERJ. *E-mail:* abrandao1@gmail.com.

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, 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.

Presidenta

LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional

FERNANDO GAIGER SILVEIRA

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**

LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

ARISTIDES MONTEIRO NETO

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais,
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

FERNANDA DE NEGRI

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

CARLOS HENRIQUE LEITE CORSEUIL

Diretor de Estudos Internacionais

FÁBIO VÉRAS SOARES

Chefe de Gabinete

ALEXANDRE DOS SANTOS CUNHA

**Coordenadora-Geral de Imprensa e
Comunicação Social**

GISELE AMARAL

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** 2024

Leite, Caio Rodrigues Gomes

Uma análise da evolução e da eficiência na agropecuária da Amazônia legal e suas consequências sobre o desmatamento na região / Caio Rodrigues Gomes Leite, Alexandre Marinho, Antonio Salazar Pessoa Brandão. – Brasília, DF: Ipea, 2024.

60 p. : il., gráfs., mapas. – (Texto para Discussão ; n. 3002).

Inclui Bibliografia.

ISSN 1415-4765

1. Amazônia Legal. 2. Agropecuária. 3. Desmatamento. 4. DEA. 5. Data Envelopment Analysis. 6. SFA. 6. Fronteira Estocásticas. I. Marinho, Alexandre. II. Brandão, Antonio Salazar Pessoa. III. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. IV. Título.

CDD 338.109811

Ficha catalográfica elaborada por Elizabeth Ferreira da Silva CRB-7/6844.

Como citar:

LEITE, Caio Rodrigues Gomes; MARINHO, Alexandre; BRANDÃO, Antonio Salazar Pessoa. Uma análise da evolução e da eficiência na agropecuária da Amazônia legal e suas consequências sobre o desmatamento na região. Brasília, DF : Ipea, jun. 2024. 60 p. : il. : gráfs., mapas. (Texto para Discussão, n. 3002). DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td3002-port>

JEL: Q01; Q12; C61; C67; D24; D61.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td3002-port>

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 do Planejamento e Orçamento.

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

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

| | |
|---|----|
| 1 INTRODUÇÃO | 7 |
| 2 EVOLUÇÃO DA AGROECUÁRIA E DO DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL..... | 7 |
| 3 METODOLOGIA | 13 |
| 3.1 Medidas de eficiência | 15 |
| 3.2 Análise envoltória de dados | 15 |
| 3.3 As fronteiras estocásticas | 26 |
| 3.4 Especificação dos modelos utilizados | 29 |
| 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS | 34 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 48 |
| REFERÊNCIAS | 50 |
| BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR | 56 |

SINOPSE

Este trabalho realiza uma análise do crescimento da atividade agropecuária na região da Amazônia e do conseqüente aumento do desmatamento. Além disso, investiga-se se a diferença da produtividade da terra observada na agropecuária da região da Amazônia Legal (AM Legal) pode ser justificada pela baixa eficiência e, para isso, mediu-se a eficiência da agropecuária dos municípios da região comparativamente com os demais municípios do Brasil, além de ter-se utilizado o desmatamento como um *output* indesejável (*undesirable output*). Para tanto, utilizaram-se os dados do Censo Agropecuário do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE),¹ relativo a 2006,² de 3.520 municípios do Brasil referentes a quinze variáveis: treze *inputs* (área de lavoura e pastagens, pessoal ocupado e os seguintes itens de dispêndios: adubos, agrotóxicos, corretivos do solo; sementes e mudas; sacarias e embalagens; medicamentos para animais; sal e rações; transporte; energia elétrica; e combustíveis); um *output* desejável (valor da produção); e um *output* indesejável (desmatamento). Empregou-se o modelo de programação matemática conhecido como análise envoltória de dados (*data envelopment analysis* – DEA), o modelo DEA com *bad output*, além da análise de fronteira estocástica (*stochastic frontier analysis* – SFA). Os resultados demonstraram que municípios com alto nível de desmatamento apresentam correlação positiva entre desmatamento e eficiência, o que indicaria que a eficiência se eleva quando o desmatamento aumenta, e vice-versa. Por sua vez, municípios com nível de desmatamento baixo revelam correlação negativa; tal fato mostra que aqueles que já não desmatam, ou desmatam pouco, apresentam menos incentivos para desmatar. Além disso, os municípios da AM Legal revelaram, em média, menor eficiência em relação aos demais municípios do país.

Palavras-chave: Amazônia Legal; agropecuária; desmatamento; DEA; *data envelopment analysis*; SFA; fronteira estocástica.

ABSTRACT

The study analyzed the growth of agricultural activity in the Amazon region and the consequent increase in deforestation. In addition, it was investigated whether the difference in land productivity observed in agriculture in the region of the Legal Amazon can be justified by low efficiency and, for that purpose, the agricultural efficiency of the municipalities in the region was measured in comparison with the other in Brazil, and deforestation was used as an undesirable output. Therefore, it was used the data of Agricultural Census (2006) of 3,520 municipalities in Brazil with fifteen variables: thirteen inputs: crop and pasture area, labor, and the following expenditure items: fertilizers, pesticides, soil amendments, seeds and seedlings, bags and packaging, pesticides, medicines for

1. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/acervo#/S/CA/A/Q>. Acesso em: 11 fev. 2021.

2. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9827-censo-agropecuaria.html?edicao=9830&t=resultados>.

animals, salt and animal feed, transport, electricity, fuels, a desirable output (production value) and an undesirable output (deforestation). We used the following models: the Data Envelopment Analysis – DEA model (considering variable returns of scale with input orientation), the bad output model and the Stochastic Frontier Analysis – SFA model. The results showed that municipalities with a high level of deforestation presented a positive correlation between deforestation and efficiency, suggesting that when deforestation is increased, the efficiency also increases. Municipalities with low deforestation level showed a negative correlation, indicating that those that no longer deforest, or deforest less, have fewer incentives to deforest. In addition, municipalities in the Legal Amazon showed, on average, lower efficiency compared to other Brazilian municipalities.

Keywords: Legal Amazon; agriculture; deforestation; DEA; Data Envelopment Analysis; SFA; stochastic frontier analysis.

1 INTRODUÇÃO

A agropecuária vem ganhando espaço na região da Amazônia Legal (AM Legal), com o passar dos anos, adentrando a área de floresta com consequente aumento do desmatamento. Grande parte desse desmatamento recente resulta da pecuária de grande e médio porte, tratando-se de uma pecuária de baixa produtividade. Segundo Homma (2010), seria possível reduzir a área de pastagens pela metade e manter o mesmo rebanho mediante o aumento da produtividade. Na agricultura, não é diferente: a produtividade da mandioca no Pará (maior produtor) foi de 13,6 t/ha em 2019, enquanto, no Paraná (segundo produtor), a produtividade foi de 23 t/ha. O Pará produz 3,7 milhões de toneladas em aproximadamente 270 mil hectares, e o Paraná cultiva 3,2 milhões de toneladas em apenas 138 mil hectares.

Segundo Ahearn *et al.* (1998), diferenças na produtividade da agropecuária ao longo do tempo podem resultar de três fatores: i) diferenças na eficiência (menos que o máximo de produto possível é produzido a partir de uma cesta de insumos); ii) variação na escala ou no nível de produção ao longo do tempo, quando o produto por unidade de insumo varia com a escala de produção; ou iii) mudança tecnológica. Além disso, limitações nas condições naturais, como o clima, podem afetar a produtividade.

Nesse contexto, este trabalho busca investigar se eventuais diferenças de produtividade da terra observada na agropecuária da região da AM Legal estão correlacionadas com uma eventual baixa eficiência e com o aumento do desmatamento.

Este estudo se encontra dividido da seguinte maneira: a segunda seção descreve os objetivos da pesquisa. A terceira seção contém uma revisão de literatura mostrando a evolução da agropecuária na região da AM Legal e uma revisão dos principais modelos econômicos utilizados na literatura, com o objetivo de medir eficiência na agricultura: a análise envoltória de dados (*data envelopment analysis* – DEA); e a análise de fronteira estocástica (*stochastic frontier analysis* – SFA). Na quarta seção, serão apresentados os modelos efetivamente implementados, detalhando-se a base de dados utilizada, seguidos pelos resultados dos modelos estimados. Por fim, na última seção, serão apresentadas nossas considerações finais.

2 EVOLUÇÃO DA AGROPECUÁRIA E DO DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL

Este trabalho tem como objetivo mapear o crescimento da atividade agropecuária na região da Amazônia e o consequente aumento do desmatamento. Além disso, pretende-se investigar se eventuais diferenças da produtividade da terra na região da AM Legal podem ser justificadas pela baixa eficiência, e, com esse intento, mede-se a eficiência agropecuária dos municípios da região comparativamente com o Brasil utilizando-se os modelos DEA e SFA.

O Brasil tem muitas riquezas naturais, e a Amazônia é uma das maiores. A AM Legal abrange cerca de 60% do território brasileiro, dividida em nove estados com diferentes tipos de atividade econômica, social e política. São estes: a totalidade dos estados do Acre, do Amapá, do Amazonas, de Mato Grosso, do Pará, de Rondônia, de Roraima e do Tocantins, bem como parte do estado do Maranhão. A região abriga em torno de 23 milhões de pessoas (12% do total de habitantes do Brasil), segundo o Censo Demográfico 2010,¹ e, sozinha, responde por quase um quinto das reservas de água doce do mundo. Sua rica biodiversidade e o possível impacto climático decorrente de seu desaparecimento expõem sua importância e seu valor em nível global.

A área total desmatada da Amazônia brasileira, até julho de 2019, segundo Miranda, Martinho e Carvalho (2020), cartografada pelo Programa Despoluição de Bacias Hidrográficas do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (Prodes/Inpe), equivale a uma superfície de 719.014 km², equivalentes a 18,9% da parte florestal do bioma Amazônia e a 17,1% de sua extensão total. Essa área seria superior às superfícies totais, conjuntamente, do Japão e da Alemanha, respectivamente, a terceira e a quarta economia do mundo (Homma *et al.*, 2020).

Segundo Margulis (2003), a região amazônica enfrenta enormes desafios, incluindo-se: a falta de consenso sobre estratégias de desenvolvimento; a ausência de serviços sociais, infraestrutura e transporte adequados; ambiguidades sobre direitos de propriedade e conflitos de uso da terra; dificuldades para controlar desmatamentos e queimadas; o papel das comunidades indígenas no desenvolvimento e na gestão ambiental; a baixa capacidade institucional e governança fraca; e a expansão não planejada da pecuária e da agricultura.

Durante as décadas de 1970 e 1980, existia uma política de governo para promover o desenvolvimento da Amazônia com investimentos em infraestrutura e subsídios associados à concessão de crédito e incentivos fiscais, com o intuito de atrair capitais para a região e promover a expansão da agropecuária, o que contribuiu para acelerar o desmatamento (Brandão, 2010).

Na tabela 1, pode-se observar a expansão da área – em milhões de hectares – utilizada para atividade agropecuária na região em detrimento do recuo da área de floresta entre 1990 e 2020. A área de floresta reduziu-se de 370,0 milhões de hectares para 330,0 milhões de hectares no período, enquanto a área utilizada para agropecuária aumentou de 22,7 milhões de hectares para 63,0 milhões de hectares.

1. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9673&t=resultados>.

TEXTO para DISCUSSÃO

TABELA 1

Evolução do uso da terra na Amazônia (1990-2020)

(Em 1 milhão de hectares)

| | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2020 | Varição 1990-2020 (%) |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----------------------|
| Floresta | 370,0 | 361,5 | 351,8 | 341,0 | 336,6 | 334,4 | 330,0 | -10,8 |
| Agropecuária | 22,7 | 31,5 | 41,4 | 52,3 | 56,7 | 58,7 | 63,0 | 178,0 |
| Pastagem | 22,5 | 31,2 | 40,7 | 50,1 | 53,6 | 53,6 | 56,6 | 152,0 |
| Agricultura | 0,2 | 0,3 | 0,6 | 2,1 | 2,9 | 4,8 | 6,1 | 2.950,0 |

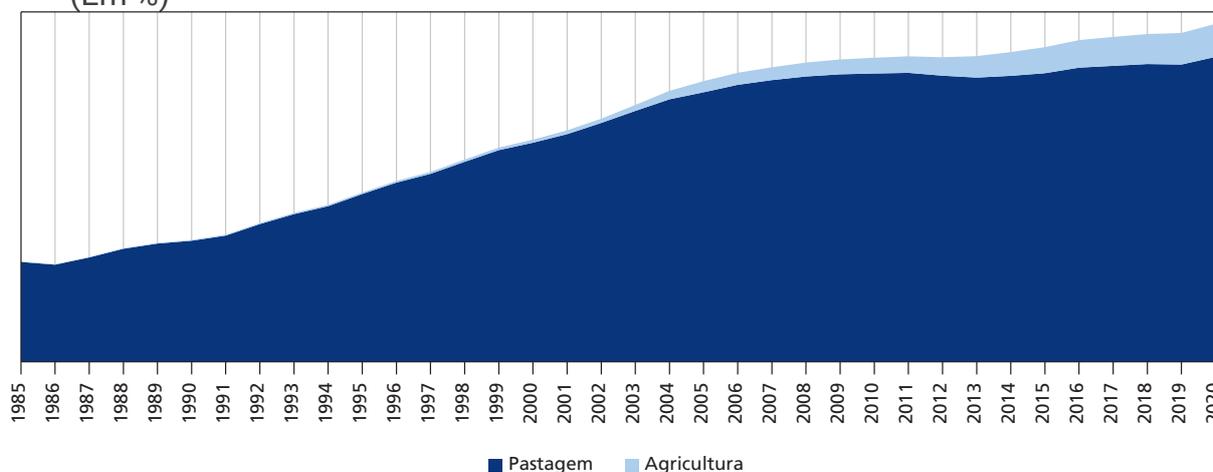
Fonte: Mapbiomas (2022). Disponível em: <http://mapbiomas.org/map#coverage>. Acesso em: 7 jan. 2021.

Grande parte do desmatamento recente resulta da pecuária de grande e médio porte, o que pode ser visto no gráfico 1. Observa-se que a participação da Agricultura na região é muito inferior à área destinada a pastagem (apenas 10% do total da agropecuária em 2020). De acordo com Koch *et al.* (2019), o desmatamento com a posterior introdução da pecuária estaria bastante associado a estratégias de tomada de posse da terra, com objetivos especulativos, dada a expectativa de valorização das áreas ocupadas.

GRÁFICO 1

Participação da agropecuária na região da AM Legal (1985-2020)

(Em %)



Fonte: Mapbiomas, 2022. Disponível em: <http://mapbiomas.org/map#coverage>. Acesso em: 7 jan. 2021.

Porém, o uso de terra pela agricultura não é menor apenas na região da AM Legal, sendo uma característica do Brasil como um todo, o que pode ser observado na tabela 2.

Entre 1990 e 2000, a área com pastagens na AM Legal passou de 22 para 41 milhões de hectares, crescimento de 81%, enquanto no Brasil houve crescimento de apenas 23%. A área de agricultura apresentou valores pouco expressivos, elevando-se de 260 mil hectares para 570 mil hectares.

TABELA 2

Área com agricultura e pastagens – Brasil e AM Legal (1985-2020)

(Em 1 milhão de hectares)

| | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2020 |
|------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Brasil: agricultura (A) | 19,21 | 24,22 | 26,87 | 28,99 | 34,68 | 42,31 | 50,55 | 55,72 |
| Brasil: pastagens (B) | 110,98 | 125,12 | 139,33 | 153,32 | 161,44 | 160,58 | 157,67 | 154,49 |
| C = (B)/(A) | 5,78 | 5,17 | 5,18 | 5,29 | 4,65 | 3,80 | 3,12 | 2,77 |
| AM Legal: agricultura (D) | 0,08 | 0,15 | 0,26 | 0,57 | 2,08 | 2,93 | 4,84 | 6,13 |
| AM Legal: pastagens (E) | 18,54 | 22,48 | 31,17 | 40,69 | 50,06 | 53,55 | 53,61 | 56,65 |
| F = (E)/(D) | 236,41 | 146,06 | 119,03 | 71,69 | 24,12 | 18,30 | 11,07 | 9,23 |
| G = F/C | 40,92 | 28,27 | 22,96 | 13,55 | 5,18 | 4,82 | 3,55 | 3,33 |

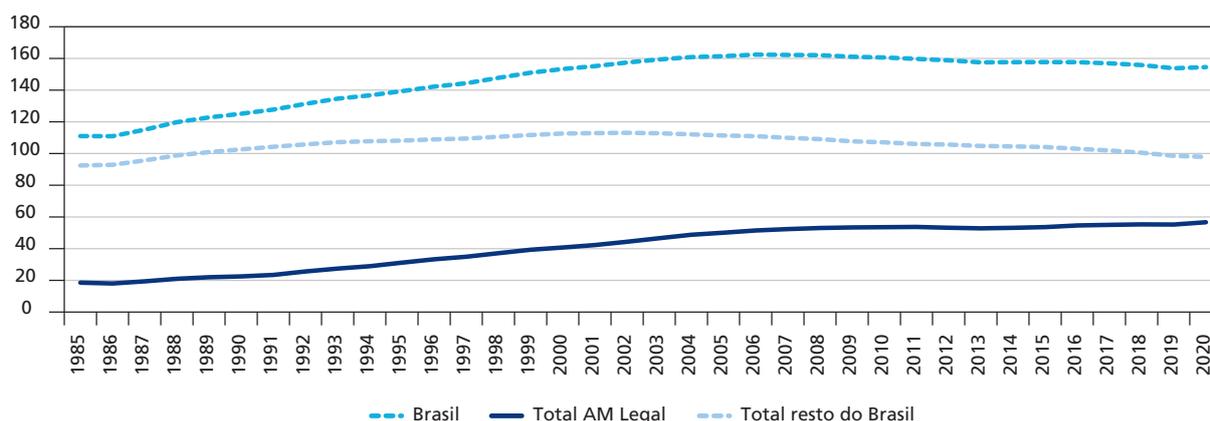
Fonte: Mapbiomas, 2020. Disponível em: <http://mapbiomas.org/map#coverage>. Acesso em: 7 jan. 2021. Elaboração dos autores.

A relação entre a área de pastagens e a área de agricultura decaiu, no Brasil, de 5,78 para 2,77 (quarta linha da tabela 2) e na AM Legal decaiu de 236,41 para 9,23 (sétima linha da tabela 2). Na última linha da tabela (G=F/C), vemos que a divisão da relação entre área de pastagens e área de agricultura da AM Legal pela mesma relação entre área de pastagens e área de agricultura no Brasil era 40,92, em 1985, e passa para 3,33, em 2020. Em termos relativos, a área de agricultura avançou muito mais na AM Legal (passou de 0,08 milhão de hectares para 6,13 milhões de hectares, na quinta linha da tabela 2) do que no Brasil como um todo, em que passou de 19,21 milhões de hectares para 55,72 milhões de hectares, como visto na segunda linha da tabela 2.

Por sua vez, entre 2000 e 2010, a área de pastagens no Brasil ficou praticamente estável, enquanto na região da AM Legal cresceu 32%. Por seu turno, entre 2010 e 2020, houve redução de 6,09 milhões de hectares no Brasil; fenômeno que se reflete na AM Legal, com grande desaceleração no crescimento da área com pastagens (crescimento de 5,8% apenas).

GRÁFICO 2**Evolução da pastagem – AM Legal e restante do Brasil (1985-2020)**

(Em 1 milhão de hectares)

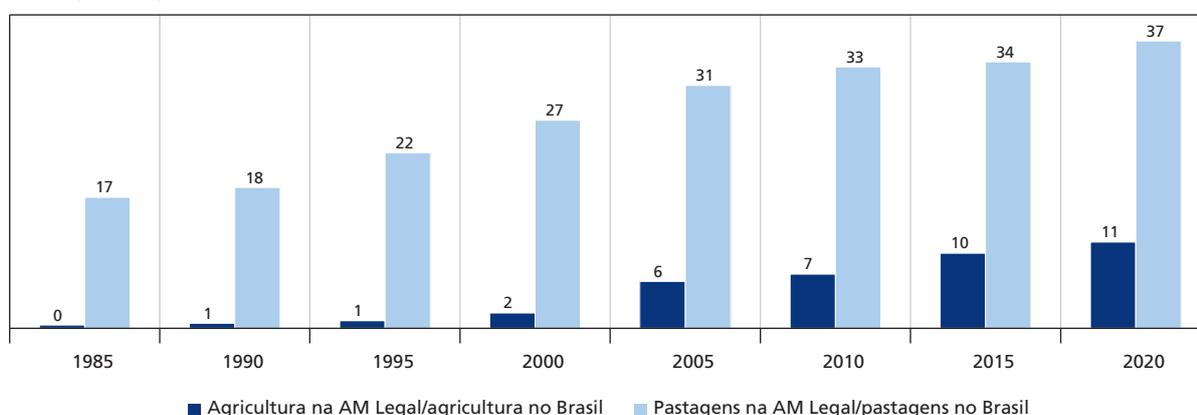


Fonte: Mapbiomas, 2020. Disponível em: <http://mapbiomas.org/map#coverage>. Acesso em: 7 jan. 2021. Elaboração dos autores.

Com isso, conforme se pode observar nos gráficos 2 e 3, a AM Legal foi a principal responsável pelo crescimento de pastagem nacional entre 1985 e 2005: a participação da área de pastagem da região na área de pastagem no Brasil aumentou 14 pontos percentuais (p.p.), entre o período, passando de 17% para 31%, estabilizando-se em aproximadamente 30% nos anos seguintes. Por sua vez, o comportamento da área de agricultura apresentou crescimento mais acelerado entre 2000 e 2005, porém com valores pouco expressivos.

GRÁFICO 3**Participação de pastagens e agricultura na AM Legal na área de pastagens e agricultura no Brasil**

(Em %)



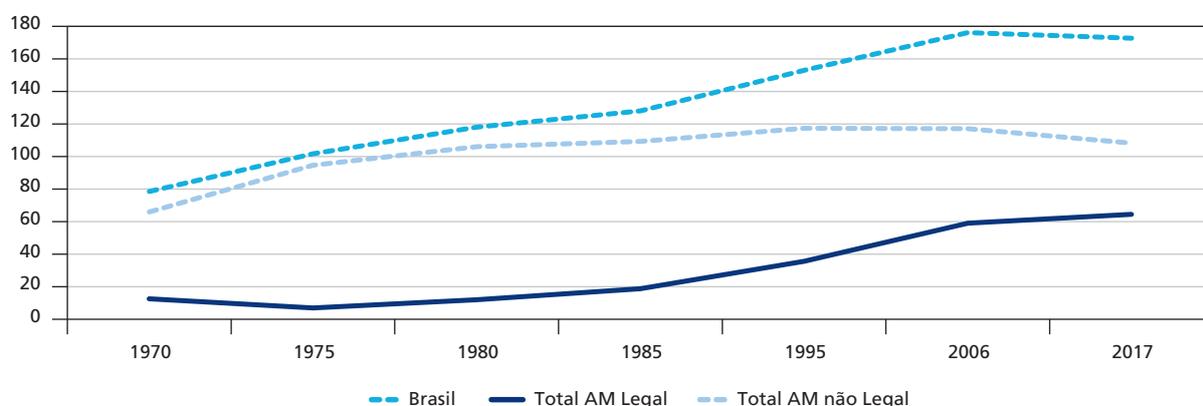
Fonte: Mapbiomas, 2020. Disponível em: <http://mapbiomas.org/map#coverage>. Acesso em: 7 jan. 2021. Elaboração dos autores.

O gráfico 4 ilustra o deslocamento do rebanho bovino para a região Norte do país, destacando o elevado crescimento do número de cabeças de gado na AM Legal.

GRÁFICO 4

Quantidade de cabeças de gado – AM Legal, Amazônia não Legal e Brasil (1970-2017)

(Em 1 milhão)



Fonte: Censos Agropecuários do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/21814-2017-censo-agropecuario.html?=&t=series-historicas>.

Elaboração dos autores.

Como foi visto anteriormente, pastagens representam a maior forma de uso da terra. Trata-se de pecuária – de corte e leite – de baixa produtividade. Segundo Homma (2010), seria possível reduzir a área de pastagens pela metade e manter o mesmo rebanho mediante o aumento da produtividade. Os Estados Unidos, com a metade do rebanho nacional, produzem mais do que o dobro de carne do Brasil. Segundo o Censo Agropecuário 2017,² realizado pelo IBGE, a produtividade dos pastos na AM Legal é de 0,76 cabeça por hectare enquanto no resto do Brasil chega a 0,91. A lotação média dos municípios da região é de 1,29 cabeça por hectare, e a dos demais municípios é de 1,62. A lotação média dos municípios do Brasil é de 1,57.

Na agricultura, não é diferente: a produtividade da terra na produção de mandioca no Pará (maior produtor) foi de 13,6 t/ha em 2019, segundo a pesquisa de Produção Agrícola Municipal (PAM)³ realizada pelo IBGE, enquanto, no Paraná (segundo produtor),

2. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/21814-2017-censo-agropecuario.html?=&t=series-historicas>.

3. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?edicao=31675>.

TEXTO para DISCUSSÃO

a produtividade foi de 23 t/ha. O Pará produz 3,7 milhões de toneladas em aproximadamente 270 mil hectares; o Paraná produz 3,2 milhões em apenas 138 mil hectares. Outros cultivos como o milho e a soja apresentam produtividade da terra semelhantes à média do país: a produtividade da terra observada para o milho, em 2019, na região, foi de 5,9 t por hectare, enquanto no resto do Brasil foi de 5,6 t por hectare. Por sua vez, a soja apresentou produtividade da terra de aproximadamente 3 t por hectare em todas as regiões do país.

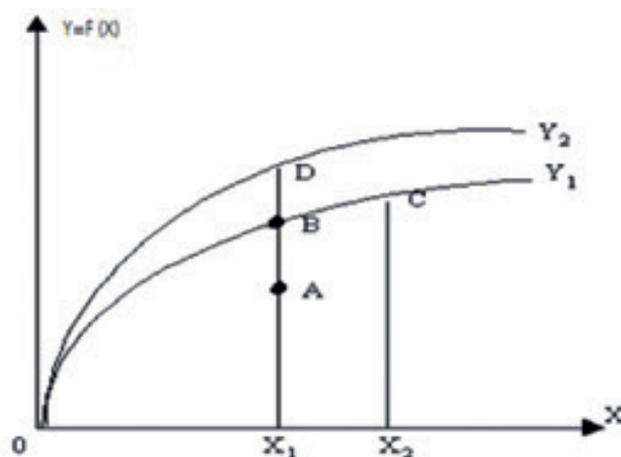
Essa baixa produtividade da terra pode ser justificada pelo menor preço e pela abundância de terra na região, assim como, segundo Vale e Andrade (2012), nas regiões de fronteiras, a elevada fertilidade natural do solo estimula o pecuarista a permanecer no sistema não intensivo.

3 METODOLOGIA

O gráfico 5 representa uma função de produção e o que uma variação de produtividade pode representar. Simplificando: um produto apenas (Y) é produzido por um insumo apenas (X). Qualquer ponto ao longo da curva Y_1 indica o máximo de Y que pode ser obtido para um dado nível de X , e qualquer combinação (X, Y), abaixo da curva (ponto A), representa uma produção tecnicamente ineficiente, visto que mais Y poderia ser produzido com a mesma quantidade de X .

GRÁFICO 5

Relação entre produção e produtividade



Fonte: Ahearn *et al.* (1998).

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

A curvatura da função de produção representa a tecnologia de produção com retornos decrescentes de escala, e mais unidades de Y podem ser obtidas para dado nível de X por meio de inovação técnica. Mudança com progresso da tecnologia de produção está representada na figura como um deslocamento da superfície de produção de Y_1 para Y_2 ; sendo assim, mais produto é produzido com a nova tecnologia representada por Y_2 utilizando a mesma quantidade de insumo. Por exemplo: com a mesma quantidade do insumo X_1 , produz-se mais quando a tecnologia de produção é representada por Y_2 (ponto D) que quando é representada por Y_1 (ponto B) antes da nova tecnologia. Essa mudança tecnológica está geralmente ligada à melhoria da qualidade humana e do capital físico (Ahearn et al., 1998).

Ahearn et al. (1998) argumentam que os agricultores têm grande sensibilidade a mudanças nos preços relativos dos insumos, o que faz com que estes se adaptem de forma a maximizar seus lucros. Além disso, as mudanças nos preços relativos também podem induzir as firmas privadas a desenvolver novas tecnologias que aumentem a produtividade.

Outras fontes de crescimento da produtividade que têm sido identificadas na literatura são: i) pesquisa e desenvolvimento; ii) extensão; iii) educação; iv) infraestrutura; e v) programas de governo. Mais precisamente, este trabalho busca investigar se a baixa produtividade da terra observada em alguns cultivos e, principalmente, na pecuária da região da AM Legal pode ser justificada pela baixa eficiência e pelo aumento do desmatamento.

Avaliar a eficiência com a qual uma unidade produtiva opera pode contribuir para três fins principais: i) estratégicos: possibilidade de comparação entre unidades produtivas; ii) de planejamento: avaliação dos resultados do uso de diferentes combinações de fatores; e iii) melhor tomada de decisão por meio da análise da distância entre a produção atual e a possível (Gomes, Soares de Mello e Biondi Neto, 2003).

A eficiência de uma unidade produtiva, denominada de unidades tomadoras de decisão (*decision making units* – DMUs), pode ser calculada por meio de modelos não paramétricos, como, entre outros, o modelo DEA ou o modelo *free disposal hull* (FDH) e modelos paramétricos; por exemplo, o modelo SFA e o modelo de mínimos quadrados ordinários corrigidos (*corrected ordinary least square* – COLS).

O modelo DEA estima uma fronteira de eficiência, que efetua combinações lineares entre planos de produção eficientes observados. Essa fronteira contém as unidades que apresentam as melhores práticas na amostra. Essas unidades servem como referência ou *benchmark* para as unidades ineficientes.

3.1 Medidas de eficiência

A eficiência no sentido de Pareto (1906) é representada por uma situação hipotética, em que ninguém pode alterar sua situação social por uma melhor situação, sem que, com isso, provoque a mudança de outra pessoa para uma situação pior. Koopmans (1951) ajusta o significado para um contexto de produção: a eficiência, segundo ele, ocorre quando uma unidade produtiva, para aumentar qualquer *output* precisa reduzir pelo menos um *output* ou elevar pelo menos um *input*. Também pode-se dizer que, para a diminuição de qualquer *input*, é necessário aumentar pelo menos um *input*, ou reduzir pelo menos um *output*, se a unidade produtiva for eficiente.

Farrell (1957) definiu o cálculo da eficiência em dois termos: a eficiência técnica e a eficiência alocativa – ou de preços. A primeira corresponde à minimização de desperdícios via minimização de *inputs* ou, alternativamente, à utilização do potencial produtivo, por meio de maximização de *outputs*. A segunda obtém-se ao se utilizar uma combinação de insumos em proporções ótimas, dados os respectivos preços. A eficiência econômica – ou global – seria aquela que é eficiente dos pontos de vista técnico e alocativo, estabelecendo-as como iguais ao produto de ambas as medidas de eficiência (Nogueira, 2005).

O cálculo de eficiência técnica proposto pode ser executado sob duas óticas: i) de insumo, que objetiva manter a mesma produção minimizando o uso dos insumos; ou ii) de produto, orientada com ênfase na maximização do produto, mantendo o mesmo nível de utilização de insumos.

No caso de uma análise de eficiência na agricultura, como ocorre neste trabalho, parece razoável que se opte por orientação do tipo *input*. Dessa forma, deseja-se verificar se a produção justifica a quantidade de recursos empregados, sem muitos desperdícios, e sem que se corra o risco de aumentar a produção do *output* indesejável (o desmatamento).

3.2 Análise envoltória de dados

Os modelos de DEA são modelos de programação linear, que visam estabelecer uma medida de eficiência relativa entre as unidades de produção (as DMUs) comparáveis, definindo e orientando metas de produção e consumo para aquelas consideradas ineficientes.

Nessa abordagem, é construída uma superfície limite, a fronteira de eficiência, de tal modo que as empresas mais eficientes determinem e se situem sobre essa fronteira, enquanto as menos eficientes se localizem aquém da fronteira. Sobre essa superfície de referência, a relação produtos/insumos deve ser a maior possível entre

aquelas observadas nas DMUs. Então, o grau de ineficiência de uma DMU qualquer do conjunto pode ser avaliado como a distância do seu vetor insumo/produto até a superfície de referência.

Como a grande maioria das DMUs tem planos de produção que consideram múltiplos insumos e produtos, cada DMU avalia seu nível de produtividade utilizando a melhor combinação entre *inputs* e *outputs*, de tal forma que se consiga o máximo de produtividade. Ou seja, cada DMU busca maximizar $\frac{\text{Soma ponderada dos produtos (output virtual)}}{\text{Soma ponderada dos insumos (input virtual)}} = \frac{\sum_r u_r y_r}{\sum_i v_i x_i}$ ou, analogamente, minimizar $\frac{\text{Soma ponderada dos insumos (input virtual)}}{\text{Soma ponderada dos produtos (output virtual)}} = \frac{\sum_i v_i x_i}{\sum_r u_r y_r}$.

Essa combinação, entretanto, deve ter a seguinte restrição: o *output* virtual deve ser menor ou igual que o *input* virtual. Isso significa que uma DMU é eficiente (*output* virtual = *input* virtual) sempre que for possível transformar todo o *input* virtual em *output* virtual sem que haja perdas durante o processo.

A seguir, são apresentados os dois modelos seminais de DEA.

3.2.1 Modelo Charnes, Copper e Rhodes

O modelo CCR, devido a Charnes, Cooper e Rhodes (1978), admite retornos constantes de escala – isto é, variação equiproporcional nos *inputs* produz a mesma variação equiproporcional nos *outputs*. A eficiência é determinada pela divisão entre a soma ponderada do *output* virtual e a soma ponderada do *input* virtual. O modelo calcula os melhores pesos para cada variável (*input* ou *output*) de cada DMU, desde que esses pesos aplicados às outras DMUs não gerem razão superior a 1. Tais condições podem ser observadas na equação 1.

$$\text{Max } Eff_0 = \frac{\sum_{j=1}^s u_j y_{jo}}{\sum_{i=1}^r v_i x_{io}} \quad (1)$$

Sujeito a:

$$\frac{\sum_{j=1}^s u_j y_{jk}}{\sum_{i=1}^r v_i x_{ik}} \leq 1, k = 1, \dots, n$$

$$u_j \text{ e } v_i \geq 0 \forall j, i$$

Em que:

- Eff_0 : eficiência da DMU 0 em análise;
- v_i : pesos dos *inputs*;
- u_j : pesos dos *outputs*;

TEXTO para DISCUSSÃO

- x_{ik} : inputs i da DMU k ;
- y_{jk} : outputs j da DMU k ;
- x_{io} : inputs i da DMU 0; e
- y_{jo} : output j da DMU 0.

A maximização é resolvida para cada uma das DMUs, sendo transformada em um problema de programação linear igualando-se o denominador da função objetivo a uma constante igual a 1. Essa formulação do modelo CCR, que recebe o nome de modelo dos multiplicadores (dual), é apresentada na equação 2 com orientação *input*.

$$\text{Max } Eff_o = \sum_{j=1}^s u_j y_{jo} \quad (2)$$

Sujeito a:

$$\sum_{i=1}^r v_i x_{io} = 1$$

$$\sum_{j=1}^s u_j y_{jk} - \sum_{i=1}^r v_i x_{ik} \leq 0, \quad k = 1, \dots, n$$

$$u_j \text{ e } v_i \geq 0 \quad \forall j, i$$

Em que:

- Eff_o eficiência da DMU 0 em análise;
- u_j pesos dos outputs;
- y_{jo} : output j da DMU 0;
- v_i pesos dos inputs;
- x_{io} inputs i da DMU 0;
- y_{jk} outputs j da DMU k ; e
- x_{ik} inputs da i da DMU k .

O modelo também pode ser apresentado por intermédio de sua forma primal, como na equação 3, com orientação *input*. Nessa fórmula, para cada DMU, escolhem-se os λ'_s que minimizam a distância h_o . No caso de $h_o = 1$, não é possível diminuir os insumos dados os produtos disponíveis e, portanto, a DMU é eficiente.

$$\text{Min } h_o \quad (3)$$

Sujeito a:

$$h_o x_{jo} - \sum_{k=1}^n \lambda_k x_{ik} \geq 0 \quad \forall i$$

$$-y_{jo} + \sum_{k=1}^m \lambda_k y_{jk} \geq 0 \quad \forall j$$

$$\lambda_k \geq 0 \quad \forall k$$

Em que:

- h_o : distância de contração dos *inputs*;
- x_{jo} : *input j* da DMU 0;
- λ_k : pesos das combinações convexas das DMUs;
- x_{ik} : *input i* da DMU k;
- y_{jo} : *output j* da DMU 0; e
- y_{jk} : *output j* da DMU k.

3.2.2 Modelo Banker, Charnes e Cooper

O modelo BCC, publicado por Banker, Charnes e Cooper (1984), considera retornos variáveis de escala, considerando-se o axioma da convexidade entre *inputs* e *outputs*.

O pressuposto da fronteira convexa no modelo BCC em detrimento do raio ilimitado, apresentado no modelo CCR, cria duas modificações na construção de sua fórmula, conforme a seguir descrito.

- 1) No modelo primal, acrescenta-se a restrição $\sum_{k=1}^n \lambda_k = 1$, que tem como função identificar a existência de combinação convexa das DMUs da fronteira, com pesos λ'_s , cuja soma é igual à unidade.
- 2) No modelo dual, identifica-se a existência de intercepto com sinal livre, em seu hiperplano. Se o intercepto for negativo, há retornos decrescentes de escala, e vice-versa, em um modelo *input* orientado. Em um modelo com orientação para os *outputs*, ocorre o oposto. No modelo CCR, esse intercepto é identicamente nulo.

Os escores de eficiência DEA são muito sensíveis a erros de medida nas DMUs que se encontram na fronteira, visto que uma perturbação nestes pode causar forte impacto

no parâmetro de eficiência dos demais. Com o objetivo de contornar esse problema, Simar e Wilson (1998) sugerem um método que consiste na realização de técnicas de reamostragem, o *bootstrap*, o qual permite corrigir os vieses dos escores de eficiência da DEA e estimar intervalos de confiança para esses escores não viesados.

3.2.3 O modelo DEA corrigido pelo *bootstrap*

A técnica *bootstrap* foi desenvolvida por Efron (1979), tratando-se de método estatístico usado para calcular a precisão de medidas estimadas. A ideia básica do método é que, na ausência de qualquer outra informação sobre determinada distribuição de uma estatística de interesse, podemos considerar que a própria amostra possui as melhores informações disponíveis sobre a distribuição desconhecida (Cruz, 2016). Sendo assim, o *bootstrap* consiste em fazer reamostragens, com reposição, de um conjunto de dados, de modo a criar um novo conjunto de dados aleatórios de mesmo tamanho. Posteriormente, a partir desse novo conjunto de dados, serão calculadas novas estatísticas, chamadas de réplicas. Esse procedimento é repetido diversas vezes, de maneira a criar uma amostra de réplicas, e, baseado nessa amostra, podemos descobrir mais sobre a desconhecida distribuição da estatística.

Assim, selecionam-se, por exemplo, B reamostragens criadas via *bootstrap* (x^1, x^2, \dots, x^B) e calcula-se a estimativa de cada uma destas: $(t(x^b))$ onde $b = 1, \dots, B$.

Para verificar o desvio-padrão da amostra, por exemplo, utilizam-se os desvios-padrões observados em cada uma das reamostragens e calcula-se da seguinte forma:

$$\hat{s}_B = \sqrt{\frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (t(x^b) - \bar{t})^2} \quad (4)$$

Em que:

$$\bar{t} = (1/B) \sum_{b=1}^B t(x^b)$$

O método de análise envoltória de dados, que é um modelo de programação matemática, não considera a existência de aleatoriedades e erros de mensuração. Todo o afastamento de uma DMU em relação à fronteira é considerada ineficiência. Os escores de eficiência calculados pela DEA também são viesados. Por construção, nenhuma DMU pode estar acima da fronteira estimada, que sempre estará abaixo ou, na melhor hipótese, exatamente sobre a fronteira teórica. Então, a distância de uma DMU para a fronteira estimada é menor que a distância para a fronteira teórica ou igual a esta. Por conseguinte, os escores estimados são viesados, pois a eficiência estimada de uma DMU será sempre igual à eficiência teórica ou menor que esta.

A técnica de *bootstrap* passa a ter aplicação interessante como mecanismo capaz de mitigar a sensibilidade da DEA no que concerne à base de dados, sendo capaz de calcular a variância dos escores de eficiência, até mesmo sob distribuição desconhecida. Entretanto, o *bootstrap* normal não pode ser aplicado ao método DEA, porque não seria possível reamostrar diretamente o conjunto de escores, pois dessa maneira teríamos de admitir que os escores sejam independentes e identicamente distribuídos, o que iria contra a suposição que estes dependem da relação entre *inputs* e *outputs*. Também não poderíamos reamostrar simplesmente os *inputs* – ou *outputs* – para estimar a tecnologia e a eficiência de determinada DMU, pois poderíamos encontrar escores maiores que a unidade – ou seja, vetores que não pertencem à tecnologia, pois algumas DMUs eficientes têm sempre probabilidade positiva de ficar de fora de cada amostra. Além disso, os escores do DEA também apresentam o problema de serem bastante concentrados em torno do valor unitário (Cruz, 2016).

Simar e Wilson (1998) propuseram os métodos de alisamento da distribuição e reflexão, conhecido como *smoothed-bootstrap*, bem como a correção do viés, para enfrentar essas dificuldades que impossibilitam o uso direto do *bootstrap*.

A amostra de *bootstrap* original, ao ser criada, acaba possuindo muitos valores repetidos e, assim, muitos picos ao longo de sua distribuição. O *smoothed-bootstrap* é um mecanismo utilizado para suavizar essa distribuição conforme a seguir.

Em uma amostra (x_1, x_2, \dots, x_k) onde $r = 1, 2, \dots, k$:

- escolhe-se K amostras de maneira aleatória com reposição de $\{1, 2, \dots, k\}$;
- gera-se variável aleatória ε com distribuição normal padrão; e
- calcula-se $Z_r = x_k + h \varepsilon$, em que h é a largura de banda (*bandwidth*).

A amostra de *bootstrap* é agora (Z_1, Z_2, \dots, Z_k) não uma amostra real da amostra original (x_1, x_2, \dots, x_k) , mas uma amostra suavizada. Dessa forma, suavizamos o número fixo de pontos para imitar uma função de distribuição contínua dos *inputs*. A distribuição para esses pontos suavizados é uma distribuição normal com variância h^2 e, portanto, é simétrica em torno dos pontos de observação.

Ao utilizar essa amostra suavizada para calcular a eficiência, pode haver ocorrências de muitos valores próximos da unidade. Isso ocorre devido à exigência da DEA de que a eficiência possua valores pertencentes ao intervalo $[0,1]$. Para resolver essa questão, emprega-se o chamado método de reflexão, aumentando o conjunto de dados adicionando reflexos de todos os pontos no *bootstrap* – ou seja, sempre que temos eficiência E elevamos o conjunto de dados com a reflexão em $1, 2 - E$, de modo que E

TEXTO para DISCUSSÃO

e $2 - E$ sejam simétricos em torno da unidade. Em seguida, simplesmente usamos o valor abaixo da unidade ou igual a esta (Bogetoft e Otto, 2011).

Para aplicar o método *smoothed-bootstrap* na DEA, primeiro, estima-se a DEA na amostra original e obtêm-se os escores de eficiência estimados para cada uma das k DMUs (\hat{E}_k onde $k = 1, 2, \dots, k$). Em seguida, são realizadas B réplicas para obter os escores via *bootstrap*. Os escores verificados nessa etapa precisam ser corrigidos pelo viés, alisados e refletidos (E_k^*).

Bogetoft e Otto (2011) sumarizaram o método da seguinte maneira:

- realizam-se amostras *bootstrap* \hat{E}_k para cada uma das DMUs, nomeadas por $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$;
- simulam-se variáveis aleatórias independentes com padrão normal $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_k$;
- estabelecem-se o alisamento e a reflexão por meio do cálculo:

$$\tilde{E}_k = \begin{cases} \beta_k + h \varepsilon_k & \text{se } \beta_k + h \varepsilon_k \leq 1 \\ 2 - \beta_k - h \varepsilon_k & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

- ajusta-se \tilde{E}_k para obter os parâmetros com a correta variância assintótica. Em seguida, estima-se a variância:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^k (\hat{E}_k - \bar{\tilde{E}}_k)^2 \quad (6)$$

- sendo possível calcular:

$$E_k^* = \bar{\beta} + \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{h^2}{\hat{\sigma}^2}}} (\tilde{E}_k - \bar{\beta}) \quad (7)$$

Em que:

$$\bar{\beta} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^k \beta_k$$

O processo *bootstrap* é repetido, e obtêm-se para cada DMU _{k} B pseudoamostras de interesse: $(x_k^b, y_k) = (\frac{\hat{E}_k^*}{E_k^*} x_k, y_k)$. Estas serão, então, aplicadas a DEA para permitir o cálculo dos estimadores $E_1^b, E_2^b, \dots, E_k^b$, onde $b = 1, 2, \dots, B$.

3.2.4 Modelo de *bad output* ou direcional

Os modelos CCR e BCC, já supracitados neste trabalho, modelam os impactos ambientais indesejáveis, ora como *inputs* a minimizar, ora como variáveis *outputs* a maximizar, usando as medidas radiais orientadas de Farrell (1957). Porém, essas abordagens têm

uma importante limitação: não contemplam as possíveis projeções não radiais que permitiram medir o desempenho ambiental de unidades produtivas, em termos de capacidade de expansão da produção e de redução simultânea de insumos e produtos indesejados (Vieira, 2015).

Produtos indesejáveis são frequentemente produzidos, de modo mais ou menos inevitável, com produtos desejáveis. Essa produção conjunta de bons e maus resultados ganhou destaque na literatura sobre eficiência e produtividade, principalmente em trabalhos que analisam a eficiência ambiental, quando a produção de determinados bens gera poluentes no ar e resíduos perigosos.

Chung, Fare e Grosskopf (1997) encontraram a solução para esse problema, ao incorporar no DEA as funções distância direcionais (DDFs). A tecnologia é descrita, de forma geral, como demonstrado na equação 8.

$$P(x) = \{(y, b): x \text{ pode produzir } (y, b)\} \quad (8)$$

Em que:

- $x \in \mathbb{R}_+^N$: *inputs*;
- $y \in \mathbb{R}_+^M$: *outputs* desejáveis; e
- $b \in \mathbb{R}_+^L$: *outputs* indesejáveis.

Pressupõem-se que os *outputs* desejáveis y e os *outputs* indesejáveis b (*bad outputs*) são produzidos em conjunto. Isso pode ser representado por:

$$\text{Se } (y, b) \in P(x) \text{ e } b = 0 \text{ então } y = 0 \quad (9)$$

A fim de reduzir *outputs* indesejáveis, é utilizada uma função distância direcional, que procura aumentar os *outputs* desejáveis e , ao mesmo tempo, diminuir os *outputs* indesejáveis. Essa função distância direcional pode ser definida como:

$$\vec{D}_o(x, y, b; g) = \{\beta: (y, b) + \beta g \in P(x)\}, \quad (10)$$

em que g representa o vetor de direções, nas quais os *outputs* são escalonados. Para esse trabalho, $g = (y, -b)$; isso significa que *outputs* desejáveis são maximizados e *outputs* indesejáveis, minimizados.

A partir disso, pode-se expor o problema de maximização linear que permite calcular a eficiência das DMUS sob análise:

TEXTO para DISCUSSÃO

$$\text{MAX } \theta = (\vec{D}_o(x, y, b; g))^{-1} \quad (11)$$

Sujeito a:

$$\sum_{k=1}^k z_k y_{km} \geq \theta y_{km}, m = 1, \dots, M$$

$$\sum_{k=1}^k z_k b_{ki} = \theta b_{ki}, i = 1, \dots, I$$

$$\sum_{k=1}^k z_k x_{kn} \leq x_{kn}, n = 1, \dots, N$$

$$z_k \geq 0, k = 1, \dots, N$$

Sendo:

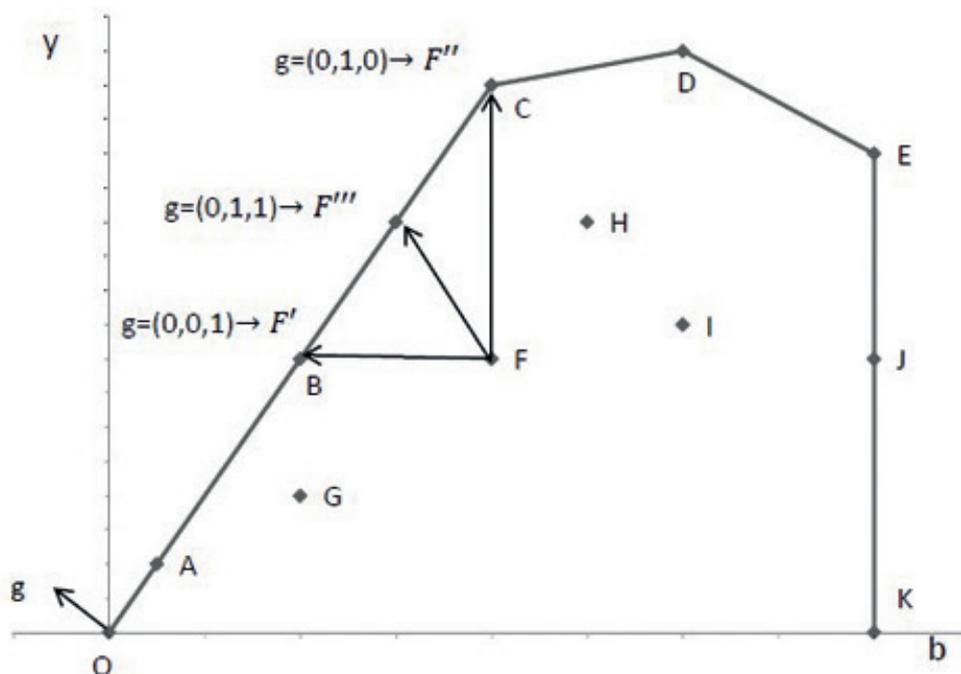
- k : quantidade de observações;
- m : quantidade de *outputs* desejáveis;
- n : quantidade de *outputs* indesejáveis;
- i : quantidade de *inputs*; e
- z : variável de intensidade (pesos).

Sendo θ o valor a ser estimado e indicará o percentual em que a DMU avaliada poderia incrementar todos os produtos desejáveis e reduzir simultaneamente os produtos indesejáveis com o uso do vetor direção g . Se $\theta = 0$, significa que a unidade avaliada é eficiente; se $\theta > 0$, a DMU é ineficiente.

O significado do conceito de θ pode ser representado graficamente. Suponha-se que as DMUs avaliadas ($A, B, C, D, E, F, \dots, K$), que utilizem determinada quantidade de insumos, produzem um *output* desejável e um *output* indesejável. Dessa forma, no gráfico 6, a área $OABCDEJK$ representa o conjunto de possibilidades de produção, cuja fronteira eficiente é formada pelo segmento \overline{OABCD} .

GRÁFICO 6

Exemplificação das funções distância direcionais



Fonte: Vieira (2015).

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

Assim, os pontos F , E , G , H , I , J e K representam DMUs ineficientes, pois estão abaixo da fronteira eficiente, ou possuem folgas na produção. Usando-se como exemplo a DMU F , seu nível de ineficiência e projeção para a fronteira depende do vetor direção definido *a priori*.

Por exemplo, objetivando-se saber em quanto pode ser acrescentado o *output* desejado de F com o mesmo nível de impacto ambiental e insumos – ou seja, determinando-se $g = (-g_x = 0; g_y = 1; -g_b = 0)$, o problema de programação linear (PPL) projetará F no ponto $F'' = [b^F, y^F(1 + \theta g_y)]$.

No entanto, desejando-se reduzir o impacto ambiental mantendo o produto desejado e os insumos constantes, usando-se o vetor direção $g = (-g_x = 0; g_y = 0; -g_b = 1)$, o PPL projetará F no ponto $F' = [b^F(1 - \theta g_b), y^F(1 + \theta g_y)]$.

Por fim, se o objetivo for aumentar y e reduzir b simultaneamente com os mesmos insumos, utilizando-se $g = (-g_x = 0; g_y = 1; -g_b = 1)$, o PPL projetará F no ponto $F''' = [b^F(1 - \theta g_b), y^F(1 + \theta g_y)]$.

Portanto, observa-se que, satisfazendo-se o conceito de ótimo de Pareto, é possível aumentar de diferentes formas a eficiência (Vieira, 2015).

3.2.5 Modelo DEA na agropecuária

Na literatura, são encontradas inúmeras referências ao uso de DEA para a análise de eficiência em agricultura, Gomes (2008) realizou uma extensa revisão de literatura e encontrou 158 referências em periódicos internacionais e nacionais: Townsend, Kirsten e Vink (1998) testaram, com uso de DEA, a relação inversa entre tamanho da propriedade e produtividade, o que nem sempre se mostrou verdadeiro. Gulati e Mishra (1999) avaliaram a eficiência e os retornos de escala de fazendas de algodão nos Estados Unidos. Outro estudo sobre fazendas de algodão – nesse caso, no Paquistão – pode ser encontrado em Shafiq e Rehman (2000).

No Brasil, também foram produzidos alguns estudos sobre DEA em agricultura. Sturion (1996) utilizou DEA em unidades de produção da agropecuária catarinense e fez uma análise sobre o papel da extensão rural diante das unidades de produção ineficientes, e de como utilizar os resultados da análise de DEA para torná-las eficientes. Toresan (1998) examinou o problema da compatibilidade de curto prazo entre as práticas agrícolas de manejo sustentável do solo e a eficiência técnica na produção, avaliando propriedades agrícolas de Santa Catarina. Pereira (1999) e Pereira e Silveira (2001) utilizaram índice de Malmquist e DEA para estudarem a evolução tecnológica e o crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) do setor agropecuário brasileiro, nos períodos 1970-1996 e 1985-1996, respectivamente, considerando como unidades da análise os Estados, as regiões e o Brasil. A eficiência técnica e a produtividade de um conjunto de unidades de produção leiteira do estado do Paraná foram avaliadas por Souza e Wilhelm (2001). Pereira Filho (2000) analisou a eficiência por DEA da pequena produção familiar agrícola na região do Recôncavo do estado da Bahia.

Em uma revisão complementar que realizamos, foram encontrados ainda outros estudos usando DEA na agropecuária no Brasil. Ferreira (2002) utilizou DEA para avaliar a eficiência técnica dos fatores de produção e dos insumos em sistemas de produção de leite de gado holandês, mestiço e zebu. Roberts (2003) mediu a eficiência dos 112 produtores de leite no estado de Rondônia. Nogueira (2005) mensurou a eficiência técnica na agropecuária das microrregiões brasileiras. Pachiel (2009) utilizou o modelo para medir a eficiência produtiva de usinas de cana-de-açúcar no estado de São Paulo. Oliveira (2013) investigou a relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento agropecuário, utilizando-se de escores de eficiência produtiva. Vieira (2015) mediu a eficiência na agropecuária de todos os 246 municípios do estado de Goiás.

As variáveis utilizadas neste trabalho são, em geral, coincidentes com as variáveis utilizadas nos artigos citados nesta subseção. Os trabalhos utilizaram a quantidade produzida ou o valor da produção como *output*. As variáveis utilizadas como *inputs* foram, em suma, terra (área cultivada); trabalho (normalmente medido pelos salários pagos, ou pela quantidade de trabalhadores); capital (medido por quantidade de tratores, fluxo de serviços, instalações ou despesas com maquinaria); e insumos (despesas com fertilizantes, agrotóxicos, rações, medicamentos, entre outros).

Outra abordagem para a avaliação de eficiência utilizada por uma parte da literatura, e já comentada anteriormente neste trabalho, é a abordagem de SFA, que será detalhada na próxima seção.

3.3 As fronteiras estocásticas

O modelo SFA, desenvolvido, de modo simultâneo, por Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Battese e Corra (1977) e Meeusen e Broeck (1977), utiliza uma abordagem paramétrica em um modelo econométrico, diferentemente do modelo DEA, e pressupõe, *a priori*, estrutura da fronteira de possibilidades de produção e o processo de geração de dados. Com isso, permite assumir relação estocástica entre os *inputs* e os *outputs*, e que desvios da fronteira podem refletir não apenas ineficiências, mas também erros aleatórios (Bogetoft e Otto, 2011).

Coelli *et al.* (1998) definem a função de produção de uma unidade de produção i no período t como apresentado na equação 12.

$$y_i = \exp(x_i\beta + v_i - u_i) \quad (12)$$

A equação (12) também pode ser escrita das seguintes formas:

$$y_i = \exp(x_i\beta + v_i) \exp(-u_i) \quad (13)$$

$$\ln y_i = x_i\beta + v_i - u_i$$

Em que:

- y_i : vetor de quantidades produzidas (*outputs*);
- x_i : vetor de insumos (*inputs*) utilizados na produção;
- β_i : vetor de coeficientes a serem estimados (parâmetros);
- v_i : erro aleatório; e

TEXTO para DISCUSSÃO

- u_i : ineficiência técnica.

v_i é o termo aleatório usual em regressões com sinal livre – podendo aumentar ou diminuir o produto – e distribuição normal. O termo u_i , não negativo, mensura a ineficiência da produção e, usualmente, tem distribuição *half-normal*, normal truncada ou exponencial. Assume-se que os termos v_{it} e u_{it} são independentes. Se $u = 0$, a DMU é 100% eficiente; se $u > 0$, então existe alguma ineficiência.

Segundo Bogetoft e Otto (2011), para estimar os modelos SFA – ou seja, determinar os valores dos parâmetros desconhecidos β , σ_v^2 e σ_u^2 –, utiliza-se o princípio da máxima verossimilhança. Assim, estimamos os valores dos parâmetros como os valores que tornam as observações as mais prováveis possíveis. Para fazer isso, no entanto, devemos saber a densidade do termo de erro combinado.

$$\varepsilon = v - u \quad (14)$$

A distribuição do termo de erro ε não é uma distribuição simples, mas sim uma convolução de uma distribuição normal do termo idiossincrático v e uma distribuição normal truncada do termo de ineficiência u .⁴

Além disso, embora a função estimada possa ser de interesse por si só, geralmente estamos também interessados nas estimativas resultantes das eficiências individuais. Ou seja, gostaríamos de estimar u_i , $i = 1, \dots, I$. Considere o termo de erro combinado: $\varepsilon = v - u$, onde $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ e $u \sim N_+(0, \sigma_u^2)$. Se v domina u – isto é, a variância de v , representada por σ_v^2 , é muito maior que a variância de u , que é representada por σ_u^2 –, a distribuição de ε parece uma distribuição normal ordinária – ou seja, assemelha-se com a distribuição de v . Se, por sua vez, u dominar v , então a distribuição de ε vai parecer com a distribuição de u ; vale dizer, uma distribuição normal truncada.

Parametrizando:

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \text{ e } \lambda = \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}} \quad (15)$$

Quando $\sigma_u^2 = 0$ e, portanto, $\lambda = 0$, temos o caso de regressão clássica usual. No caso de a variância do termo de ineficiência u ser relativamente grande, esta segue distribuição seminormal positiva. Por sua vez, se a variância do termo de ineficiência for muito pequena – ou seja, próxima de 0 –, o parâmetro λ também será nulo.

4. Para mais detalhes, ver Bogetoft e Otto (2011).

Então, pode-se calcular os parâmetros β , σ^2 e λ do modelo SFA básico representado pela equação 21, usando-se o método de máxima verossimilhança, maximizando-se a função de log-verossimilhança com relação aos parâmetros β , σ^2 e λ . Isso pode ser feito automaticamente, utilizando-se o *software benchmarking* (Bogetoft e Otto, 2011).

3.3.1 Modelo SFA na agropecuária

A revisão de literatura feita por Gomes (2008) também encontrou uma extensa lista de trabalhos que utilizaram o modelo SFA para medir eficiência na agricultura brasileira. Alguns destes, no Brasil, são: Souza, Alves e Ávila (1999); Silva e Sampaio (2002); Souza e Alves (2003); e Baptista, Castro e Teixeira (2004).

Almeida (2012), além de investigar se existem diferenças na eficiência técnica entre o pequeno, o médio e o grande estabelecimento agropecuário no Brasil utilizando a SFA, também realizou extensa revisão de literatura e encontrou diversos trabalhos que empregaram o mesmo modelo, no exterior.

Outros estudos encontrados que medem a eficiência na agropecuária brasileira por meio do modelo SFA foram os descritos a seguir. Souza (2003) testou os métodos de DEA, SFA e procedimento de Varian na análise de eficiência da produção de leite. Baptista, Castro e Teixeira (2004) utilizaram DEA e SFA para analisar a função de produção agregada da agropecuária do estado de Minas Gerais. Souza (2006) avaliou efeitos técnicos que potencialmente afetam a fronteira de produção dos centros de pesquisa da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa). Souza, Gomes e Gazzola (2010) avaliaram a eficiência técnica de produção agrícola de 27 estados brasileiros. Nascimento *et al.* (2012) utilizaram a metodologia de fronteira estocástica, com a finalidade de analisar a eficiência técnica da pecuária de leite no estado de Minas Gerais. Marchand (2012) analisou o impacto da eficiência técnica agrícola na propensão dos agricultores a desmatar. Morais *et al.* (2016) analisaram a PTF e a evolução da eficiência técnica dos produtos agrícolas para os países da América do Sul no período 1991-2010. Brito (2016) analisou a eficiência técnica da pecuária leiteira, com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.⁵ Martins (2019) mensurou a eficiência técnica dos produtores de gado de corte de regiões brasileiras selecionadas. Ferreira e Féres (2020) investigaram a relação entre o tamanho da propriedade e a eficiência do uso da terra na Amazônia brasileira, com base nos dados do censo.

5. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9827-censo-agropecuaria.html?edicao=9830&t=resultados>.

Seria interessante mostrar alguma síntese dos trabalhos anteriores, que nos permitisse apresentar aprendizados utilizáveis em pesquisa futuras e no desenho de políticas setoriais. Entretanto, as possibilidades de comparação entre trabalhos utilizando DEA e SFA são sempre bastante limitadas. A primeira razão é a discrepância entre os pressupostos básicos dos métodos, que já expusemos nas seções anteriores. Outra limitação seria a eventual diferença entre os objetivos de cada estudo. Adicionalmente, não encontramos estudos com os dois métodos aplicados a uma mesma amostra, nesse tema da relação entre desmatamento e agropecuária na Amazônia. Os modelos básicos de DEA, não corrigidos pelo *bootstrap*, atribuem quaisquer desvios da fronteira de eficiência às ineficiências, enquanto os modelos de SFA responsabilizam as aleatoriedades por parte desses desvios (erros de medidas, choques aleatórios etc.). Por sua vez, se os eventos aleatórios forem favoráveis, a DEA tenderia a superestimar a eficiência das DMUs. Além disso, esta tem capacidade de discriminação limitada pela relação entre o tamanho da amostra e a quantidade de parâmetros a estimar (*curse of dimensionality*), de modo que é usual que uma grande quantidade de DMUs obtenham escores máximos de eficiência e muitas DMUs obtenham escores relativamente baixos. Tal problema não seria tão grave em SFA, em que a distribuição dos escores é contínua e sempre ocorrerá discriminação, se o modelo funcionar, mas com distribuição mais concentrada dos escores no que concerne à DEA.⁶ Uma referência de interesse para comparações entre DEA e SFA no setor agrícola na Etiópia é o trabalho de Alene, Mayong e Gockowsky (2006).

3.4 Especificação dos modelos utilizados

Com o objetivo de medir a eficiência da agropecuária na região da AM Legal, assim como comparar o desempenho da região com a agropecuária do Brasil, os municípios brasileiros foram escolhidos como DMUs, em razão da disponibilidade dos dados. Isso ocorre porque não seria possível fazer uma pesquisa com cada agricultor ou estabelecimento agrícola (microdados).

O ano de análise é 2006, escolhido em razão da disponibilidade dos dados oriundos do Censo Agropecuário⁷ realizado pelo IBGE. Este, devido ao corte de orçamento, não disponibilizou as variáveis necessárias para este trabalho no último Censo de 2017; portanto, trata-se de amostra do tipo *cross-section*.

6. Para mais detalhes, ver Bogetoft e Otto (2011), especialmente a subseção 7.11.

7. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9827-censo-agropecuario.html?edicao=9830&t=resultados>.

Utiliza-se o programa R-Studio do R Core Team,⁸ com o pacote *benchmarking*, de Bogetoft e Otto (2015); o pacote *DeaR*, de Coll-Serrano, Bolos e Suarez (2018), que permite empregar a abordagem metodológica de *bad output*, já discutida anteriormente; e o pacote *Frontier*, de Coelli e Henningse (2020), para o modelo de fronteira estocástica.

Conforme o quadro 1, foram utilizados como *inputs*: área de lavouras (ha); área de pastagem (ha); dispêndios com diversos itens (adubos – mil/R\$); corretivos do solo (mil/R\$); sementes e mudas (mil/R\$); sacarias e embalagens (mil/R\$); agrotóxicos (mil/R\$); medicamentos para animais (mil/R\$); sal e rações (mil/R\$); transporte (mil/R\$); energia elétrica (mil/R\$); combustíveis (mil/R\$); e pessoal ocupado.

Como *output* desejado, foi utilizado o valor da produção do estabelecimento agropecuário no ano; como *output* indesejável (*undesirable output* ou *bad output*), foi empregado o desmatamento (incremento 2005-2006) coletado no *site* do Inpe. Esses *inputs* e *outputs* foram escolhidos com base na literatura como mencionado por este trabalho e na disponibilidade dos dados.

No quadro 1, é apresentado um resumo dos dados supracitados, bem como suas fontes e o ano utilizado pelo trabalho.

QUADRO 1

Variáveis utilizadas como *inputs* e *outputs*

| <i>Inputs</i> | | |
|-------------------------------------|-------|------|
| Dados | Fonte | Ano |
| Área de lavouras (ha) | IBGE | 2006 |
| Área de pastagem (ha) | | |
| Adubos (mil/R\$) | | |
| Corretivos do solo (mil/R\$) | | |
| Sementes e mudas (mil/R\$) | | |
| Sacarias e embalagens (mil/R\$) | | |
| Agrotóxicos (mil/R\$) | | |
| Medicamentos para animais (mil/R\$) | | |
| Sal e rações (mil/R\$) | | |
| Transporte (mil/R\$) | | |
| Energia elétrica (mil/R\$) | | |
| Combustíveis (mil/R\$) | | |
| Pessoal ocupado (pessoas) | | |
| <i>Outputs</i> | | |
| Dados | Fonte | Ano |
| Produção (mil/R\$) | IBGE | 2006 |

Elaboração dos autores.

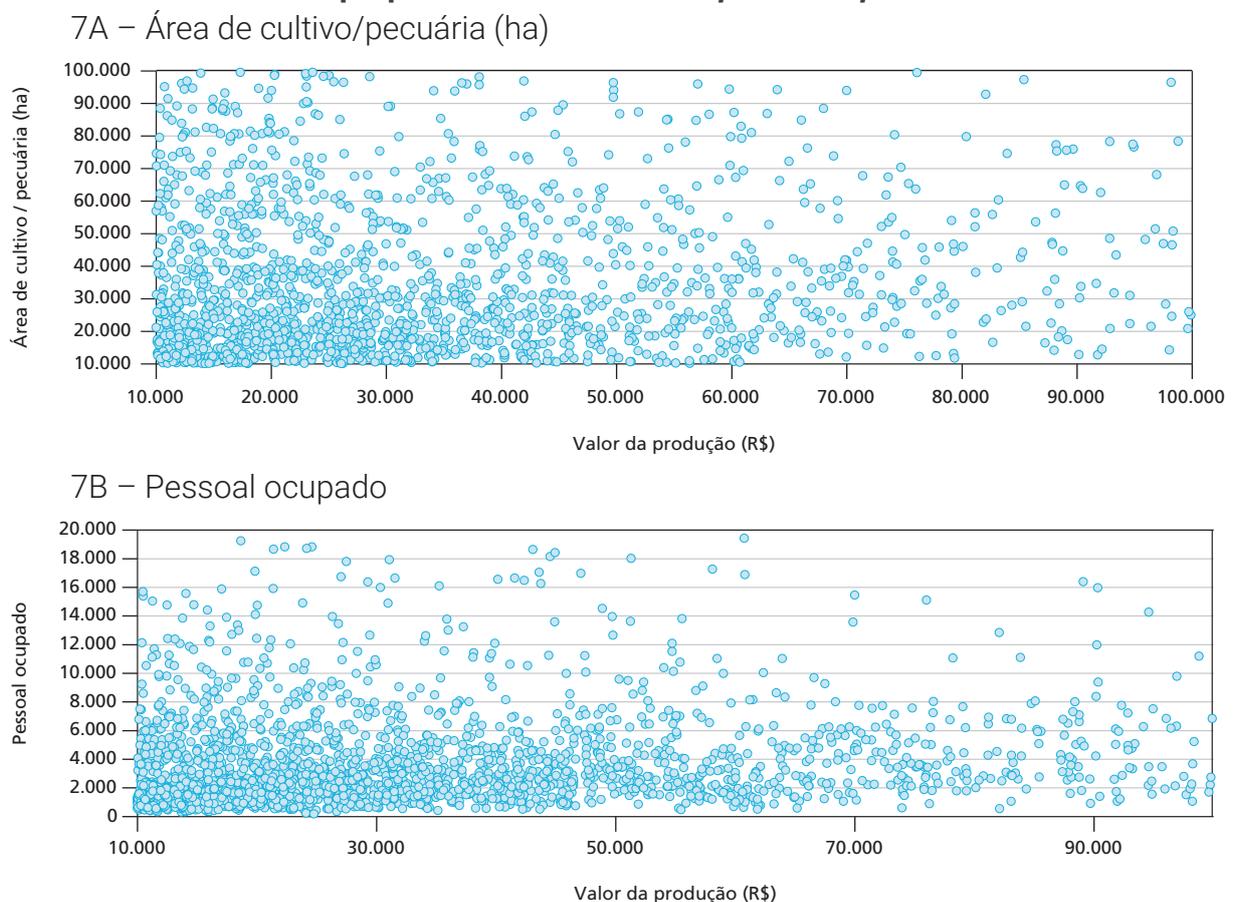
8. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 1º nov. 2020.

TEXTO para DISCUSSÃO

Quanto à escolha do modelo DEA, neste trabalho, foi usado o modelo DEA/BCC, visto que não há evidências de proporcionalidade entre *inputs* e *outputs*. Uma vez que o modelo CCR em sua forma fracionária apresenta função homogênea de grau 0, seria necessária essa proporcionalidade para justificar seu uso. Para comprovar a não existência de proporcionalidade, basta observar o gráfico 7. Nesta, fica evidente que não há indícios de proporcionalidade entre a área utilizada para produção e o valor da produção nem entre mão de obra e valor da produção para os municípios do Brasil. Para ratificar formalmente essa escolha, utilizamos o *package* DeaR (Coll-Serrano, Bolos e Suarez, 2018), com o objetivo de calcular a natureza dos retornos de escala na amostra. Como resultado, verificamos que, entre as 3.520 DMUs (municípios) da amostra, 3.374 apresentam retornos crescentes de escala, 48 revelam retornos decrescentes de escala e 98 (2,78%) apresentam retornos constantes de escala. Por essa razão, a imposição de modelo com retornos constantes de escala não seria recomendável em nosso estudo.

GRÁFICO 7

Evidências de não proporcionalidade entre *inputs* e *outputs*



Elaboração dos autores.

Foram realizados cinco modelos, que estão explicitados a seguir.

No modelo 1, foi calculada a eficiência dos municípios da região da AM Legal por intermédio do modelo DEA/BCC com orientação *input*. Após a retirada dos municípios com dados faltantes foram efetivamente utilizados os dados de 437 municípios – o que representa 79% do valor da produção total da região.

Por sua vez, o modelo 2 acrescenta ao modelo 1 a variável de desmatamento dos municípios como um *output* indesejado, e retiram-se do modelo 71 municípios que não apresentavam floresta em seu território segundo dados do Inpe⁹ – ou seja, tais municípios não seriam capazes de produzir desmatamento. Esses municípios eram responsáveis por 8% da produção da região.

No modelo 3, foi medida a eficiência de todos os municípios do Brasil, por intermédio do modelo DEA/BCC, com orientação *input* utilizando *bootstrap* com 2 mil réplicas. Foram utilizados os dados de 3.520 municípios de todas as regiões do Brasil, após a retirada de municípios com dados faltantes que representavam apenas 18% do valor total da produção. Esse cenário tem por objetivo comparar as eficiências dos municípios de todas as regiões do Brasil, dando enfoque aos municípios da AM Legal.

No modelo 4, foi testada a unicidade da fronteira de eficiência proposta por Charnes, Cooper e Rhodes (1981), Gstach (1995) e Brockett e Golany (1996). Tal procedimento verifica se a amostra analisada é homogênea e passível a testes de comparabilidade, se existem duas fronteiras de eficiência distintas, ou se, na realidade, a existência de unidades ineficientes se deve a problemas de administração ou problemas estruturais.

Os testes foram feitos seguindo os passos listados por Marinho e Façanha (2000), conforme a seguir descrito.

- 1) A amostra composta por 3.520 municípios foi dividida em duas subamostras: 437 municípios da região da AM Legal; e 3.083 municípios das demais regiões. Feito isso, foram calculadas duas novas fronteiras de eficiência para cada subamostra e estimados os valores ótimos (*targets*) de todos os *inputs*.
- 2) As unidades de cada fronteira foram ajustadas com seus respectivos valores ótimos, substituindo-se os valores observados das variáveis dos municípios ineficientes pelos *targets* indicados.
- 3) Foi calculada uma nova fronteira com a união das duas subamostras ajustadas.

9. Disponível em: <http://www.obt.inpe.br/prodes/>.

TEXTO para DISCUSSÃO

- 4) Dividiu-se novamente a amostra como mencionado na segunda seção (municípios da AM Legal e não AM Legal) e foi realizado teste não paramétrico, de Mann-Whitney, para testar a hipótese nula de que ambas as amostras sejam estatisticamente iguais. Esse teste foi utilizado por Brockett e Golany (1996), que enfocaram programas do setor educação nos Estados Unidos; por Prior (1996), o qual teve como objeto de estudo hospitais gerais na Espanha; e por Marinho e Façanha (2000), que enfocaram hospitais universitários federais brasileiros – e é válido para amostras independentes.

O modelo 5 é uma modelo de fronteira estocástica, que será explicitado mais adiante.

TABELA 3

Estatísticas descritivas dos *inputs* e *outputs* selecionados: modelos 1 e 2

| | Variáveis | Média | Mediana | Mínimo | Máximo |
|----------------|-------------------------------------|--------|---------|--------|---------|
| <i>Inputs</i> | Área de lavouras (ha) | 21.265 | 7.903 | 138 | 500.981 |
| | Área de pastagem (ha) | 94.483 | 57.312 | 33 | 914.666 |
| | Aubos (mil/R\$) | 7.913 | 225 | 1 | 545.459 |
| | Corretivos do solo (mil/R\$) | 1.480 | 89 | 1 | 269.452 |
| | Sementes e mudas (mil/R\$) | 943 | 103 | 1 | 206.347 |
| | Sacarias e embalagens (mil/R\$) | 48 | 17 | 1 | 1.279 |
| | Agrotóxicos (mil/R\$) | 5.457 | 172 | 1 | 755.485 |
| | Medicamentos para animais (mil/R\$) | 3.029 | 448 | 9 | 856.436 |
| | Sal e rações (mil/R\$) | 1.504 | 686 | 3 | 24.250 |
| | Transporte (mil/R\$) | 544 | 66 | 1 | 53.378 |
| | Energia elétrica (mil/R\$) | 742 | 343 | 3 | 27.841 |
| | Combustíveis (mil/R\$) | 1.941 | 937 | 4 | 34.695 |
| | Pessoal ocupado (pessoas) | 4.410 | 3.209 | 126 | 39.883 |
| <i>Outputs</i> | Produção (mil/R\$) | 43.808 | 20.418 | 1.392 | 625.791 |
| | Desmatamento (ha) | 2.368 | 535 | 0 | 76.190 |

Elaboração dos autores.

TABELA 4**Estatísticas descritivas dos *inputs* e *outputs* selecionados: modelos 3, 4 e 5**

| | Variáveis | Média | Mediana | Mínimo | Máximo |
|---------------|-------------------------------------|--------|---------|--------|-----------|
| | Área de lavouras (ha) | 13.754 | 6.880 | 5 | 500.981 |
| | Área de pastagem (ha) | 35.520 | 11.957 | 5 | 3.695.165 |
| | Aubos (mil/R\$) | 4.392 | 819 | 1 | 750.060 |
| | Corretivos do solo (mil/R\$) | 774 | 150 | 1 | 269.452 |
| | Sementes e mudas (mil/R\$) | 567 | 146 | 1 | 206.347 |
| | Sacarias e embalagens (mil/R\$) | 130 | 21 | 1 | 23.897 |
| <i>Inputs</i> | Agrotóxicos (mil/R\$) | 3.020 | 344 | 1 | 933.480 |
| | Medicamentos para animais (mil/R\$) | 882 | 290 | 4 | 856.436 |
| | Sal e rações (mil/R\$) | 1.883 | 625 | 1 | 428.788 |
| | Transporte (mil/R\$) | 509 | 106 | 1 | 53.378 |
| | Energia elétrica (mil/R\$) | 1.504 | 513 | 3 | 886.407 |
| | Combustíveis (mil/R\$) | 1.524 | 771 | 3 | 47.855 |
| | Pessoal ocupado (pessoas) | 3.571 | 2.448 | 68 | 39.883 |
| <i>Output</i> | Produção (mil/R\$) | 38.336 | 20.729 | 614 | 801.176 |

Elaboração dos autores.

Explicados os modelos e as variáveis utilizadas em cada um destes, a próxima seção apresenta e analisa os resultados obtidos.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente, mediante programação linear, utilizando-se o programa R-Studio do R Core Team,¹⁰ com os pacotes *benchmarking* de Bogetoft e Otto (2015), foram obtidas as medidas de eficiência de cada município da região da AM Legal (modelo 1) e, também, a eficiência destes utilizando o modelo de *output* indesejável com o pacote *DeaR* de Coll-Serrano, Bolos e Suarez (2018), tendo o desmatamento como um *output* indesejável (*bad output*) – modelo 2. Os resultados das medidas de eficiência são apresentados na tabela 5.

10. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 1º nov. 2020.

TABELA 5
Resultados dos modelos 1 e 2

| Nível de eficiência | Número de municípios (modelo 1) | Número de municípios (modelo 2) |
|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| $E = 1$ | 150 | 166 |
| $0,9 \leq E < 1$ | 24 | 10 |
| $0,8 \leq E < 0,9$ | 16 | 16 |
| $0,7 \leq E < 0,8$ | 28 | 24 |
| $0,6 \leq E < 0,7$ | 25 | 20 |
| $0,5 \leq E < 0,6$ | 47 | 40 |
| $0,4 \leq E < 0,5$ | 75 | 46 |
| $E < 0,4$ | 72 | 44 |
| Total | 437 | 366 |
| Medidas de eficiência | | |
| Média | 0,70 | 0,75 |
| Desvio-padrão | 0,27 | 0,27 |
| Coefficiente de variação | 0,39 | 0,36 |
| Mínimo | 0,14 | 0,14 |
| Máximo | 1,00 | 1,00 |
| Correlação Eff – Desmatamento | - | -0,13 |

Elaboração dos autores.

Na média, os agricultores da AM Legal tiveram um escore de eficiência igual 0,70 no modelo 1, que não considera o desmatamento, e um escore médio de eficiência igual a 0,75 no modelo 2, que leva em conta o desmatamento como um *bad output*. As medidas individuais mostraram que, dos 437 municípios, 150 estão operando com eficiência igual à unidade (máxima eficiência) no modelo 1, o que representa 34% do total de produtores e 49% do valor da produção de toda a região. Por sua vez, no modelo 2, dos 366 municípios, 166 operam em máxima eficiência, ou 45% do total de produtores e 59% do valor da produção total. A máxima eficiência implica que não existe outro produtor produzindo o mesmo nível de produto e usando menores quantidades de insumos, pois o modelo é orientado para os insumos. Acima da média de eficiência de 0,7, encontram-se 218 municípios (50% do total e 63% da produção) no modelo 1 e 216 municípios (59% do total, mas apenas 69% da produção) no modelo 2.

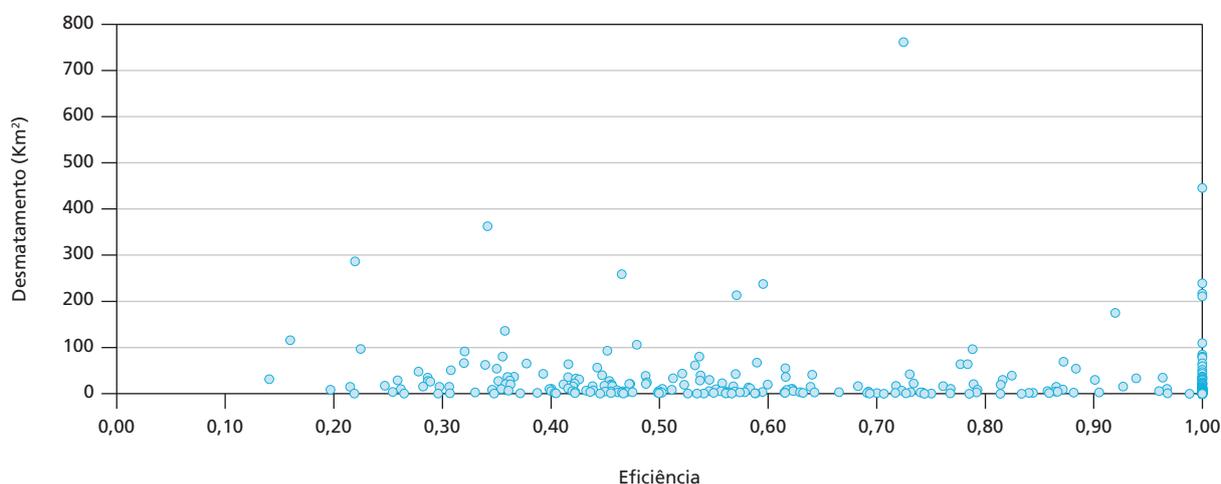
Os resultados da tabela 5 mostram que considerar o desmatamento como um *output* indesejável não causou variações significativas nos resultados agregados, tendo-se em vista que os resultados médios dos escores de eficiência e dos coeficientes de variação dos modelos 1 e 2 foram muito próximos.

Segundo Marchand (2012), a relação entre eficiência técnica e o desmatamento pode ser em forma de “U” no contexto da AM Legal, pois a região é caracterizada por terrenos privados “improdutivos” de acesso aberto a terras florestadas: i) uma fazenda pouco eficiente compensa essas ineficiências aumentando o valor relativo ao fator mais abundante – ou seja, terra; e ii) um agricultor mais eficiente poderia usar essa eficiência para investir e adquirir novas terras.

Os resultados deste trabalho corroboram essa ideia, pois, como pode ser observado no gráfico 8, municípios menos e mais eficientes apresentam altos índices de desmatamento. Além disso, também é interessante observar neste gráfico a alta concentração de municípios com baixo desmatamento que apresentam alto nível de eficiência.

GRÁFICO 8

Correlação entre desmatamento e eficiência



Elaboração dos autores.

Devido à grande heterogeneidade no comportamento do desmatamento, as DMUs foram divididas, por quartis, entre diferentes padrões de desmatamento: municípios com muito alto, alto, médio e baixo nível de desmatamento.

Sendo assim, no gráfico 9, observa-se a correlação entre o desmatamento e o nível de eficiência de cada padrão de desmatamento estabelecido, e a correlação foi calculada segundo a equação 16, em que X e Y representam as amostras e \bar{X} e \bar{Y} são as médias dessas amostras.

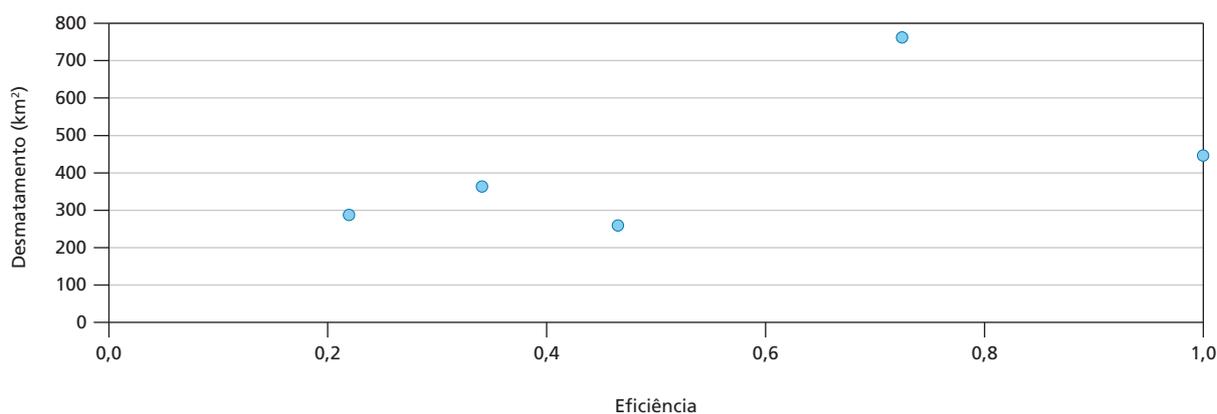
TEXTO para DISCUSSÃO

$$\text{Correl}(X, Y) = \frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x - \bar{x})^2 \sum(y - \bar{y})^2}} \quad (16)$$

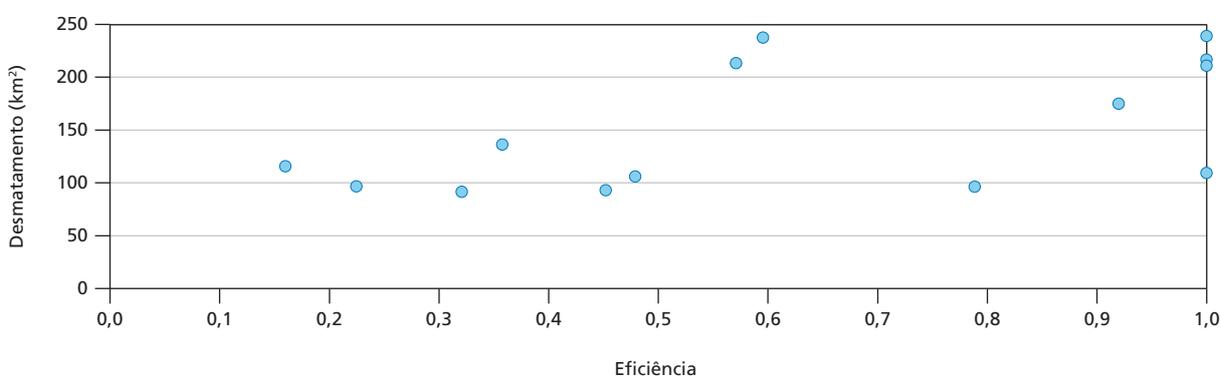
GRÁFICO 9

Correlação entre desmatamento e eficiência: por nível de desmatamento

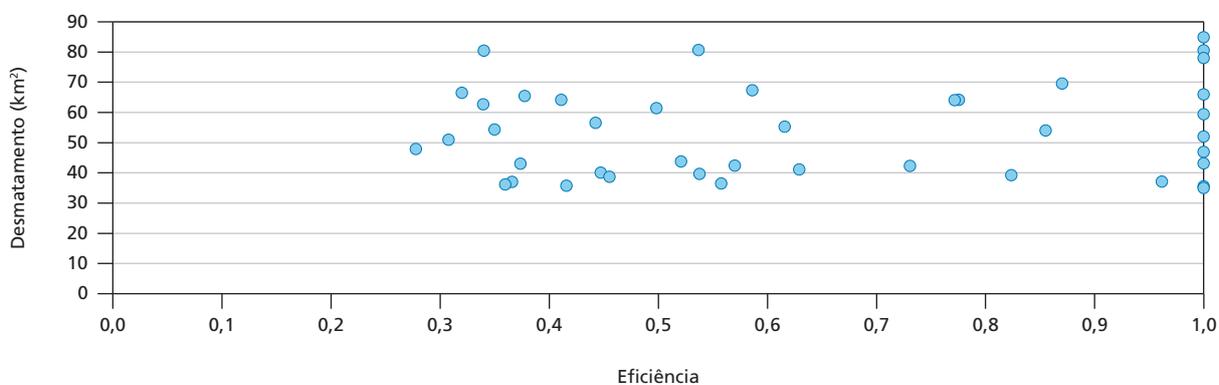
9A – Municípios com nível de desmatamento muito alto

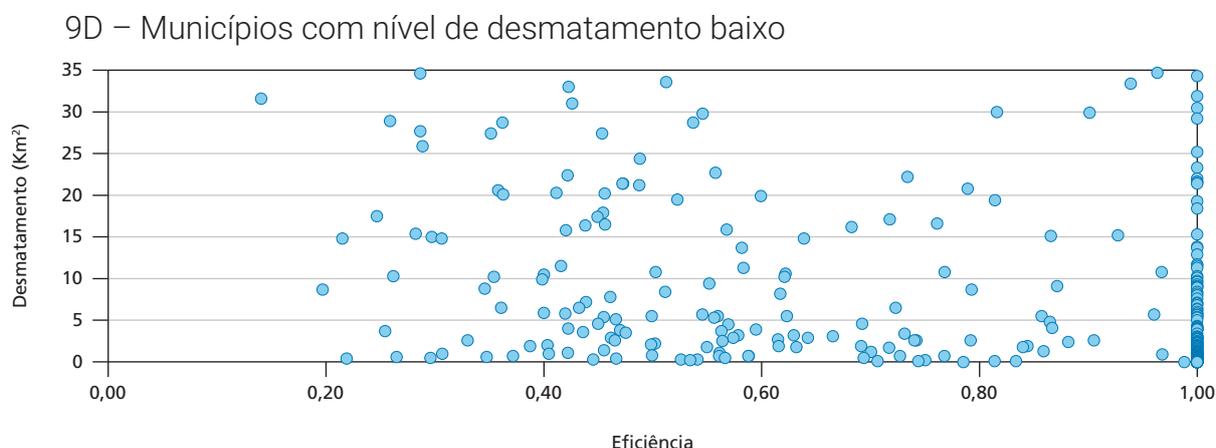


9B – Municípios com nível de desmatamento alto



9C – Municípios com nível de desmatamento médio





Elaboração dos autores.

Observa-se que as DMUs com nível de desmatamento muito alto são representadas por cinco municípios, que foram responsáveis por 24% do total de desmatamento e 2,3% da produção da região. Desses cinco municípios, quatro estão localizados no estado do Pará e, juntos, possuem 25 milhões de hectares de floresta (15% do total da região). Esses municípios apresentaram correlação positiva de 0,6 entre desmatamento e eficiência, sugerindo que, quanto maior o desmatamento, maior seria a eficiência.

Os municípios com nível de desmatamento alto, que correspondem a quatorze municípios, foram responsáveis por 25% do desmatamento total e 5,4% da produção. Juntos, possuem 21 milhões de hectares de floresta (12% do total) e, também, apresentaram correlação positiva de 0,6 entre desmatamento e eficiência.

Municípios com nível de desmatamento médio (41 municípios) representam 25% do desmatamento total e 11,4% da produção, bem como apresentam correlação positiva bem fraca entre desmatamento e eficiência (apenas 0,1). Juntos, possuem 36 milhões de hectares de floresta (21% do total da região).

Por sua vez, os outros 306 municípios apresentam nível de desmatamento baixo, que representa 26% do desmatamento total e 80,8% da produção, e revelam correlação negativa fraca entre desmatamento e eficiência (-0,3), sugerindo que, quanto menor o desmatamento, maior a eficiência. Juntos, possuem 54 milhões de hectares de floresta (52% do total).

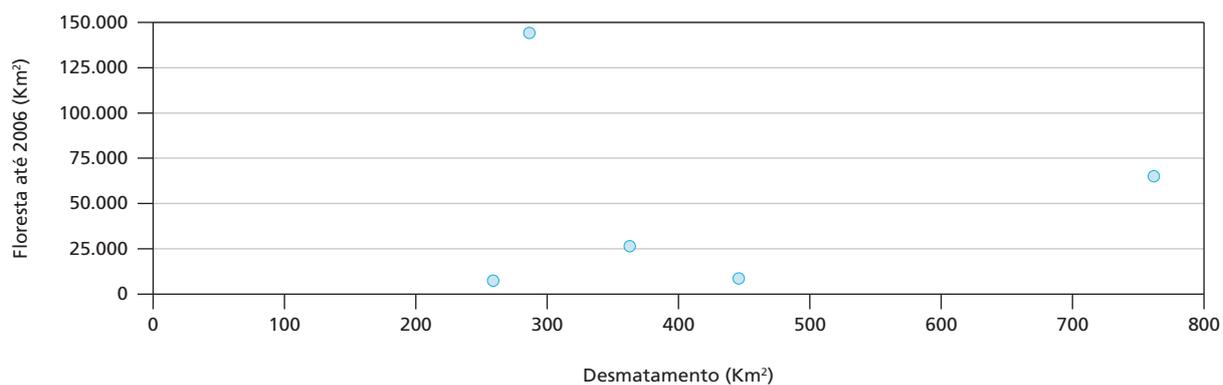
Importante salientar que, na maioria dos casos, os municípios com maiores níveis de desmatamento coincidem com as regiões onde existem mais florestas, como pode ser observado no gráfico 10. Os cinco municípios com maiores níveis de desmatamento desmatam, em média, 423 km² e possuem, em média, 50 mil km² de floresta. Por sua vez, os municípios com nível de desmatamento baixo apresentam, em média, 3 mil km² de floresta e desmataram 7 km².

TEXTO para DISCUSSÃO

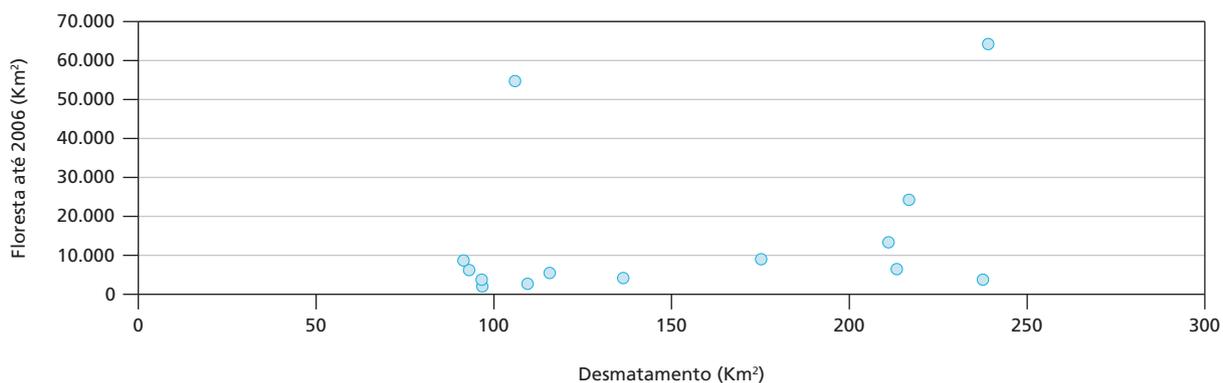
GRÁFICO 10

Relação entre desmatamento e área de floresta: por nível de desmatamento

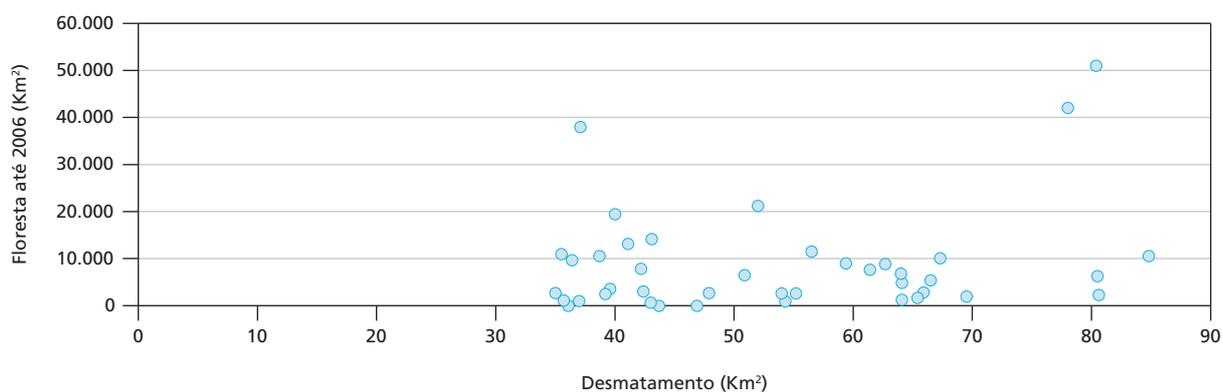
10A – Municípios com nível de desmatamento muito alto



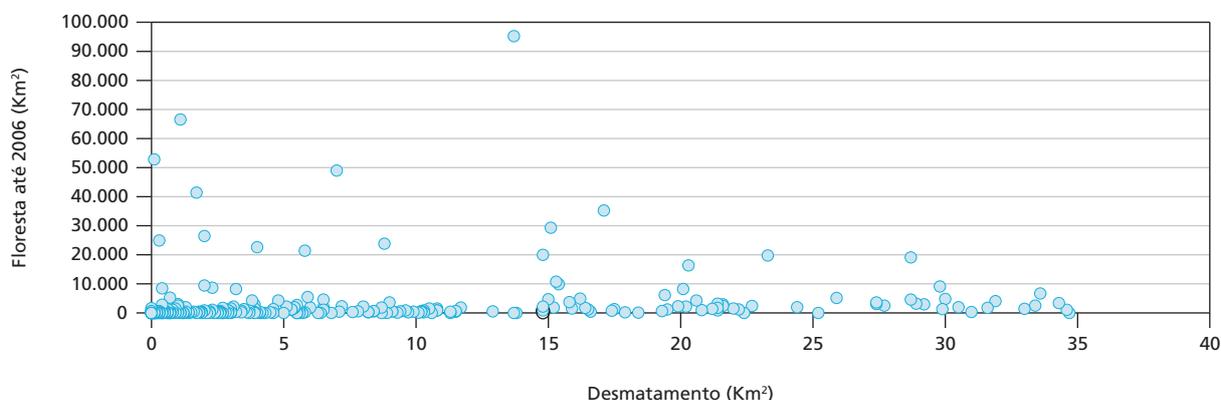
10B – Municípios com nível de desmatamento alto



10C – Municípios com nível de desmatamento médio



10D – Municípios com nível de desmatamento baixo



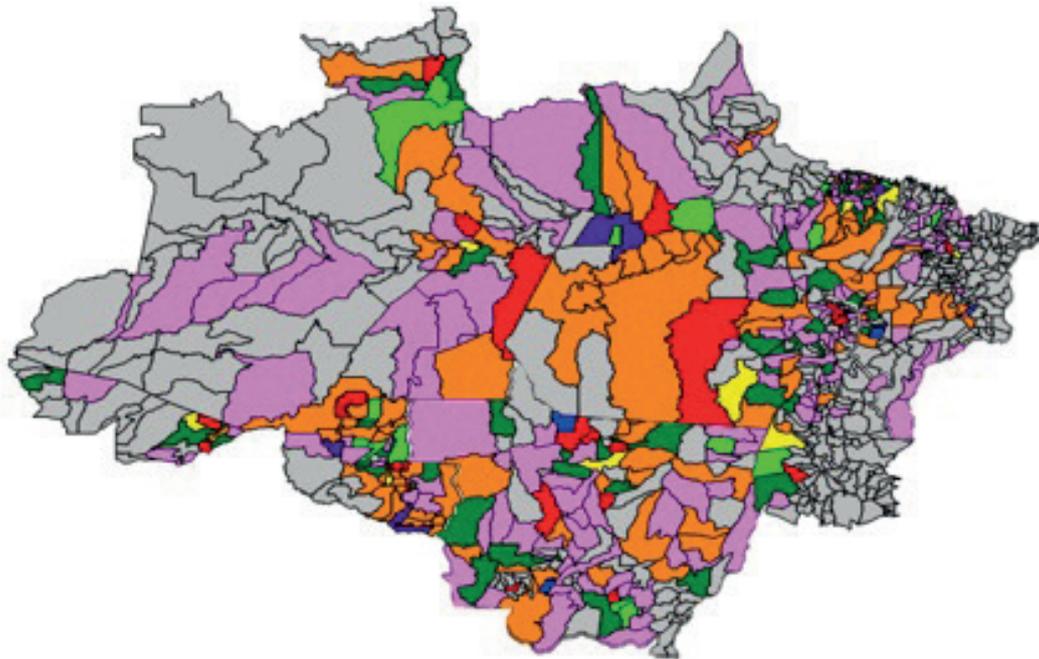
Elaboração dos autores.

Os resultados obtidos foram georreferenciados, por meio do *software* IpeaGEO¹¹ versão 2.1, no mapa da região da AM Legal, conforme pode ser observado na figura 1. Tal demonstração serve para melhor visualizar a localização geográfica dos 366 municípios e suas respectivas medidas de eficiência.

É possível observar que não existem padrões de distribuição geográfica: todos os estados apresentam municípios com máxima eficiência (região rosa) e municípios com eficiência baixa (região verde escuro e/ou laranja). As regiões cinzas são municípios que não foram considerados neste trabalho por não revelarem algum *input* (falta de dados) ou não apresentarem floresta; condição essencial para ocorrer o desmatamento.

11. *Software* gratuito, com funcionalidades estatísticas e de georreferenciamento. Além de possuir diversas ferramentas econométricas, também permite a aplicação de análises que utilizam estatística espacial – criado pela Assessoria de Métodos Quantitativos (Asmeq) do Ipea.

FIGURA 1
Demonstrativo dos municípios e suas eficiências



Elaboração dos autores.

Obs.: $E = 1$: rosa;

$0,9 < E < 1$: amarelo;

$0,8 < E < 0,9$: verde claro;

$0,7 < E < 0,8$: vermelho;

$0,6 < E < 0,7$: azul;

$0,5 < E < 0,6$: verde escuro; e

$E < 0,5$: laranja.

Pode ocorrer que regiões que não são tradicionalmente agrícolas apresentem alta eficiência, visto que a eficiência é uma medida relativa e contempla o nível de produção *vis-à-vis* as quantidades de insumos, e não apenas o quantum absoluto da produção.

A tabela 6 apresenta os resultados para o modelo 3, no qual foi medida a eficiência de todos os municípios do Brasil, por intermédio do modelo DEA/BCC com orientação *input* corrigido pelo já aludido método do *bootstrap* com 2 mil réplicas, utilizando o programa R-Studio do R Core Team,¹² com o pacote *benchmarking* de Bogetoft e Otto (2015). Na média desse modelo, os municípios da AM Legal tiveram eficiência de aproximadamente 0,40, enquanto os municípios das demais regiões apresentaram média

12. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 1º nov. 2020.

de 0,33. Esse resultado, entretanto, não é definitivo, e veremos que em outros modelos a média dos escores de eficiência na AM Legal será inferior à media estimada para o restante do país.

Na tabela 7, é apresentado um resumo dos intervalos de confiança encontrados. Os escores de todas as DMUs estão em seus respectivos intervalos de confiança, o que representa os resultados encontrados, podem ser considerados estatisticamente aceitáveis. Essa é uma vantagem dos modelos corrigidos pelo *bootstrap* e em relação aos modelos determinísticos tradicionais que executamos nos modelos 1 e 2, mas que são amplamente utilizados na literatura. Assinale-se que, nos modelos com *bootstrap* da tabela, nenhum município tem escores de eficiência igual à unidade. Esse é um fenômeno esperado, pois o modelo é “alisado” pela introdução de variável com distribuição normal, conforme explicitamos na subseção 3.2.3, e a distribuição dos escores de eficiência segue distribuição contínua, de modo que a probabilidade de qualquer valor pontual é nula.¹³

TABELA 6
Resultados do modelo 3

| Nível de eficiência (E) | Número de municípios (total) | Número de municípios (AM Legal) | Número de municípios (AM não Legal) |
|--------------------------|------------------------------|---------------------------------|-------------------------------------|
| $E = 1$ | 0 | 0 | 0 |
| $0,9 \leq E < 1$ | 60 | 5 | 55 |
| $0,8 \leq E < 0,9$ | 81 | 9 | 72 |
| $0,7 \leq E < 0,8$ | 198 | 34 | 164 |
| $0,6 \leq E < 0,7$ | 313 | 73 | 240 |
| $0,5 \leq E < 0,6$ | 157 | 25 | 132 |
| $0,4 \leq E < 0,5$ | 317 | 37 | 280 |
| $E < 0,4$ | 2.394 | 254 | 2.140 |
| Total | 3.520 | 437 | 3.083 |
| Medida de eficiência | | | |
| Média | 0,34 | 0,40 | 0,33 |
| Desvio-padrão | 0,22 | 0,22 | 0,22 |
| Coefficiente de variação | 0,65 | 0,55 | 0,66 |
| Mínimo | 0,04 | 0,07 | 0,04 |
| Máximo | 0,98 | 0,95 | 0,98 |

Elaboração dos autores.

13. Para mais detalhes, ver Simar e Wilson (1998) e Bogetoft e Otto (2011).

TABELA 7**Resumo do intervalo de confiança das DMUs: modelo 3**

| | 97,5% | 2,5% |
|------------------|--------|---------|
| Mínimo | 0,0334 | 0,04746 |
| Primeiro quartil | 0,1542 | 0,20083 |
| Mediana | 0,2435 | 0,32580 |
| Média | 0,3082 | 0,42253 |
| Terceiro quartil | 0,4238 | 0,57219 |
| Máximo | 0,9476 | 0,99774 |

Elaboração dos autores.

Como discutimos na subseção 4.1, o modelo 4 foi elaborado para testar a unicidade da fronteira envolvendo todos os municípios do modelo 3. Para isso, dividimos a amostra de 3.520 municípios em duas subamostras: 437 municípios da AM Legal e 3.083 municípios das demais regiões. Foram ajustadas as variáveis de cada fronteira para seus respectivos níveis ótimos e depois calculada uma nova fronteira com a amostra global ajustada. Esse exercício ajudaria a explicitar se a eficiência de um município é devida à ineficiência intrínseca ao grupo ao qual este pertence (AM Legal ou restante do Brasil) ou por problemas de gestão. Os resultados obtidos encontram-se na tabela 8.

TABELA 8**Resultado do modelo 4**

| Nível de eficiência (E) | Número de municípios (AM Legal) | Número de municípios (AM não Legal) |
|--------------------------|---------------------------------|-------------------------------------|
| $E = 1$ | 0 | 0 |
| $0,9 \leq E < 1$ | 132 | 2.689 |
| $0,8 \leq E < 0,9$ | 49 | 316 |
| $0,7 \leq E < 0,8$ | 57 | 59 |
| $0,6 \leq E < 0,7$ | 56 | 14 |
| $0,5 \leq E < 0,6$ | 56 | 5 |
| $0,4 \leq E < 0,5$ | 45 | 0 |
| $E < 0,4$ | 42 | 0 |
| Total | 437 | 3.083 |
| | Medida de eficiência | |
| Média | 0,71 | 0,94 |
| Desvio-padrão | 0,21 | 0,05 |
| Coefficiente de variação | 0,30 | 0,06 |
| Mínimo | 0,26 | 0,56 |
| Máximo | 0,9997 | 0,9998 |

Elaboração dos autores.

Pode-se observar que a diferença entre as características dos subgrupos analisados, após os ajustes, é bem evidente e desfavorável aos municípios da AM Legal. Além das diferenças entre médias, coeficientes de variação e eficiência mínima dos dois grupos, apenas 30% dos municípios da AM Legal apresentaram eficiência superior a 0,9 enquanto, se observarmos os municípios das demais regiões, 87% destes têm eficiência elevada.

As medidas individuais mostraram que, dos 437 municípios da região da AM Legal, 132 operam com eficiência superior a 0,9, o que representa 30% dos municípios, os quais, em conjunto, são responsáveis por 36% de toda a produção da região e 5% da produção total, e a região da AM Legal é responsável por 14,2% da produção total. Todavia, se observarmos os municípios das demais regiões, 2.689 destes operam com eficiência superior a 0,9 e, juntos, representam 89% da produção regional e 77% da produção total.

Acima da média de eficiência de 0,7, encontram-se 238 municípios pertencentes à região da AM Legal (54% dos produtores da região que representam 7,6% da produção total) e 3.064 das demais regiões (99% dos municípios da região e 86% da produção total).

O resultado do teste de Mann-Whitney rejeitou a hipótese nula – valor-p igual a 0 – de igualdade entre as fronteiras. Então, o teste rejeita a hipótese de que a fronteira seja única, corroborando que realmente existem diferenças estatisticamente significativas entre os dois grupos.

Assim como no modelo anterior, no modelo 4, também foi utilizado *bootstrap*, e os escores de todas as DMUs também estão entre seus respectivos intervalos de confiança. Um resumo desses intervalos pode ser observado na tabela 9.

TABELA 9**Resumo intervalo de confiança das DMUs: modelo 4**

| | 97,5% | 2,5% |
|------------------|--------|--------|
| Mínimo | 0,2476 | 0,2638 |
| Primeiro quartil | 0,8327 | 0,9358 |
| Mediana | 0,8960 | 0,9853 |
| Média | 0,8569 | 0,9362 |
| Terceiro quartil | 0,9259 | 0,9989 |
| Máximo | 0,9995 | 1,0000 |

Elaboração dos autores.

TEXTO para DISCUSSÃO

No modelo 5, a eficiência dos municípios foi medida por meio do SFA, utilizando como forma funcional a função de produção transcendental logarítmica (*transcendental logarithmic-translog*). Essa é uma forma funcional flexível bastante utilizada, que não impõe restrições *a priori* sobre a elasticidade de substituição entre os fatores de produção.

Assim como no trabalho de Baptista, Castro e Teixeira (2004), pressupõe-se a separabilidade fraca entre os fatores de produção, de tal forma que estes foram agregados em três grupos: X_1 , X_2 e X_3 . Sendo: i) X_1 : terra – área de lavoura e área de pastagem em hectare; ii) X_2 : capital – adubos, corretivos do solo, sementes e mudas, sacarias e embalagens, agrotóxicos, medicamentos para animais, sal e rações, transporte, energia elétrica e combustíveis; e iii) X_3 : trabalho – pessoal ocupado nas atividades agropecuárias.

Logo, a função de produção utilizada pode ser observada na equação 17.

$$\ln Y_i = \ln \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \ln X_{ji} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \ln X_{ji} \ln X_{ki} \quad u_i + \mu_i$$

Em que:

- Y_i : variável dependente (produção);
- X_{jk} : fatores de produção; $j, k=1,2,3$;
- u_i : termo de ineficiência, não negativo; e
- μ_i : erro aleatório idiossincrático, pressuposto normal, independente e de variância constante.

Os resultados para o modelo 5 são apresentados na tabela 10. Para obter os resultados, foi utilizado o pacote Frontier (Coelli e Henningse, 2020) no programa R-Studio do R Core Team.¹⁴

TABELA 10
Resultados do modelo 5

| Variável | Estimativa | Desvio-padrão | Valor p |
|------------|------------|---------------|------------|
| Intercepto | 1,978 | 0,141 | < 2.2e-16* |
| TER | 0,052 | 0,011 | 1.508e-06* |
| CAP | 0,656 | 0,008 | < 2.2e-16* |

(Continua)

14. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 1º nov. 2020.

(Continuação)

| Variável | Estimativa | Desvio-padrão | Valor p |
|----------|------------|---------------|------------|
| TRAB | 0,230 | 0,012 | < 2.2e-16* |
| SigmaSq | 0,326 | 0,008 | < 2.2e-16* |
| gamma | 0,000 | 0,003 | 0.9911 |

Elaboração dos autores.
Obs.: * significativo a 5%.

Como pode ser observado na tabela 10, todas as variáveis (terra, capital e trabalho) são estatisticamente significativas e apresentam parâmetros com sinais positivos, o que sugere influência positiva no valor da produção, conforme o esperado dada a monotonicidade de função de produção. Porém, o parâmetro gamma é estatisticamente não significativo e tem valor nulo; isso indica que o ruído aleatório tem variância muito maior que a variância do termo de ineficiência e que não é possível separar ineficiência de erros aleatórios idiossincráticos (ruídos). Portanto, não fomos capazes de estimar eficiências nesse modelo. Com vistas a aprimorar o modelo, também utilizamos os modelos SFA disponíveis no programa Stata, no qual é possível especificar alternativas para a função de distribuição de probabilidades do termo de ineficiência: exponencial; *half-normal*; e normal truncada. Os resultados são os mesmos apresentados no R – ou seja, as covariáveis foram estatisticamente significativas, mas o termo de ineficiência foi estatisticamente não significativo. Esses resultados corroboram a conclusão anterior de que o erro aleatório predomina no modelo e não há ineficiências a estimar utilizando o modelo de fronteira estocástica que considera as variáveis utilizadas.

Cabe assinalar, entretanto, como supracitado na subseção 3.3.1, que múltiplos trabalhos disponíveis na literatura utilizaram o modelo de fronteira estocástica na agropecuária para o cálculo de eficiência.

Marchand (2012) utilizou dados do Censo Agropecuário 1996¹⁵ para analisar o impacto da eficiência na propensão dos agricultores da região da AM Legal a desmatar, utilizando um método de duas etapas. Na primeira etapa, a eficiência técnica é estimada a partir de um modelo de SFA. Por sua vez, na segunda etapa, a eficiência técnica estimada é considerada como determinante do desmatamento em um modelo de uso da terra. Os resultados sugerem que a eficiência técnica tem um efeito em forma de “U” no desmatamento: fazendas menos e mais eficientes convertem mais áreas naturais em terras agrícolas. Porém, a maioria das fazendas da região está na inclinação ascendente, de forma que a eficiência implica mais desmatamento.

15. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9827-censo-agropecuaria.html?edicao=9830&t=resultados>.

Brito (2016) analisou a eficiência técnica somente da pecuária leiteira, também com base nos dados do Censo Agropecuário 2006, ao considerar o nível de desagregação municipal, que totaliza 1.961 municípios, distribuídos ao longo de todo o território brasileiro. Adotou o valor da produção de leite (em mil reais) como variável dependente, a qual é explicada pelos seguintes fatores de produção: número de vacas ordenhadas; trabalho (valor dos salários); área destinada à pecuária; e gastos com: i) medicamentos; ii) sal e rações; iii) Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf); iv) máquinas, implementos, tratores e veículos; v) eletricidade; e vi) combustíveis. O autor estimou a fronteira estocástica de produção considerando tanto a forma funcional Cobb-Douglas quanto a *translog* e, além disso, admitiu que a distribuição do termo de ineficiência técnica é *half-normal*, encontrando, para quase todos os modelos testados, nível de eficiência em torno de 88% em média.

Souza, Gomes e Abreu (2016) utilizaram os dados municipais do Censo Agropecuário 2006, com o objetivo de analisar a produção de gado de corte brasileira, considerando-se que a renda bruta – assumida como variável dependente – é explicada pelos gastos relacionados à terra, a insumos e à mão de obra, bem como pela taxa de lotação (*proxy* para o capital). Além disso, os autores consideraram que a pecuária é afetada pelo bioma no qual o município está localizado, pelo fator ambiental (pastagens degradadas) e pela assistência técnica. Os resultados não foram estatisticamente significativos para o fator ambiental, o que reflete a ausência de efeito deste sobre a produção. A assistência técnica, por sua vez, teve sinal negativo, o que impactou negativamente a atividade. Por fim, os autores avaliaram que a eficiência técnica não destoou expressivamente conforme os biomas em que os municípios estão localizados.

Ferreira e Féres (2020) investigaram a relação entre o tamanho da propriedade e a eficiência do uso da terra na Amazônia brasileira, com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.¹⁶ Foi utilizada uma abordagem econométrica em dois estágios: primeiro, foi medida a eficiência técnica por intermédio do modelo de fronteira estocástica; posteriormente, essa eficiência estimada foi colocada em um modelo de uso da terra, com o objetivo de avaliar o impacto da produtividade no desmatamento. Os resultados encontrados por eles sugeriram que há muito espaço para intensificação do uso da terra, o que permitiria a expansão agrícola sem maiores pressões de desmatamento. Além disso, observaram uma relação em forma de “U” entre o tamanho da fazenda e a eficiência do uso da terra. Os estabelecimentos típicos da região da Amazônia localizam-se na inclinação descendente da curva – ou seja, há relação negativa entre o tamanho da propriedade e a eficiência do uso da terra, o que significa que o

16. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9827-censo-agropecuaria.html?edicao=9830&t=resultados>.

atual processo de concentração fundiária observado na região resultaria em aumento da ineficiência do uso do solo.

Cabe analisar duas hipóteses de trabalho em futuras pesquisas. A primeira considera a terra como um insumo quase-fixo que, conforme Koch *et al.* (2019), não pode ser modificado no curto prazo, em uma fronteira estocástica de custos. O problema é que, em uma função custo, necessitaríamos de dados de preços e quantidades de todos os insumos, e tais dados não estão disponíveis para este estudo. A segunda alternativa de abordagem é considerar uma SFA com um *output* desejado (a produção agrícola) e, pelo menos, um *output* indesejado (o desmatamento), conforme fizemos na DEA. Essa abordagem tem dificuldades práticas de programação, além de complicações teóricas consideráveis. Há questões não triviais relacionadas com a produção conjunta (*jointness*), a endogeneidade, o tipo de disponibilidade do *output* indesejado (forte ou fraca) e a eventual caracterização de insumos indesejados que geram poluição (adubos e agrotóxicos). Essas complexidades mereceriam um trabalho à parte, dadas as alternativas metodológicas existentes.¹⁷

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A região da AM Legal vem sofrendo com o aumento do desmatamento há anos, e grande parte desse desmatamento recente resulta da agropecuária de grande e médio porte, que, segundo os números de produção e a literatura, se trata de pecuária de baixa produtividade.

Nesse contexto, este estudo se propôs investigar se diferenças na produtividade da terra podem ser explicadas pela baixa eficiência e pelo aumento do desmatamento. Para isso, o trabalho utilizou os modelos DEA e SFA, que são utilizados na literatura para medir a eficiência na agropecuária.

No primeiro modelo, foi calculada a eficiência dos municípios da AM Legal; tal modelo foi comparado com o segundo modelo que acrescenta o desmatamento como *output* indesejável. No terceiro modelo, calculou-se a eficiência de todos os municípios do Brasil, com foco nos municípios da AM Legal, utilizando-o para a criação do quarto modelo, em que foi testada a unicidade da fronteira. Todos esses modelos foram feitos utilizando-se o modelo DEA/BCC com orientação *input*. Por sua vez, no modelo 5, emprega-se SFA para o cálculo da eficiência.

17. Para discussões e exemplos, ver Reinhard, Lovell e Thijssen (2000), Murty, Russel e Levkoff (2012), Kumbhakar e Tsionas (2016), bem como Assaf, Tsionas e Gillen (2020).

TEXTO para DISCUSSÃO

Os resultados obtidos no modelo DEA, que considera desmatamento como um *bad output*, demonstra fraca correlação entre desmatamento e eficiência, quando observados em agregado, com muitos municípios apresentando baixo desmatamento e alta eficiência.

Apesar disso, ao estratificar a amostra em diferentes níveis de desmatamento, observa-se que dezenove municípios com nível de desmatamento alto – que representam 49% do desmatamento da região – apresentaram correlação positiva entre desmatamento e eficiência, sugerindo que, ao aumentar ainda mais o desmatamento, se eleva a eficiência. Esses municípios estão localizados em uma área de 46 milhões de hectares de floresta o que representa 27% da floresta da região.

Por sua vez, 306 municípios revelaram nível de desmatamento baixo, com correlação negativa entre eficiência e desmatamento, indicando que municípios que já não desmatam, ou desmatam pouco, apresentam menos incentivos para desmatar. Esses municípios estão localizados em uma área de 88 milhões de hectares de floresta, o que representa 52% da floresta da região.

É importante salientar que os dezenove municípios que apresentaram alto nível de desmatamento estão localizados em uma grande área de floresta. Esses municípios desmatam, em média, 22 mil hectares e possuem 2,4 milhões de hectares de floresta, em média. Por sua vez, os 306 municípios com nível de desmatamento baixo desmatam, em média, 700 ha e estão localizados em uma região de 300 mil hectares de floresta. Pode-se notar que o desmatamento potencial, ou a região com maior propensão a aumentar o desmatamento, está bastante concentrada nos dezenove municípios e que são justamente estes que possuem maiores incentivos a desmatar para aumentar eficiência (correlação positiva). Esta pode ser uma informação importante para os formadores de políticas públicas que trabalham no combate ao aumento do desmatamento.

Por sua vez, os resultados dos modelos que consideraram todos os municípios do Brasil demonstraram que os municípios da AM Legal apresentaram, em média, menor eficiência em relação aos demais municípios. O teste de Mann-Whitney serviu para confirmar que realmente existem diferenças estatisticamente significativas entre os dois grupos.

Considerando-se as variáveis utilizadas neste trabalho e utilizando-se a eficiência na AM Legal do modelo 4 (tabela 8), é possível avaliar, de modo bastante preliminar, que os municípios não eficientes da região da AM Legal poderiam economizar, aproximadamente, R\$ 2.637.161,00 em adubos, agrotóxicos e outros insumos; 656.852 em mão de obra (pessoal ocupado); e 16.698.291 ha de lavouras e pastagens se comparados aos municípios eficientes, o que poderia contribuir na diminuição do desmatamento. Esse é um exercício limitado, mas que nos permite avaliar a ordem de grandeza envolvida nas perdas econômicas causadas pela ineficiência existente nas atividades da agropecuária na AM Legal.

Essas informações poderiam ser utilizadas para definir políticas públicas e privadas condizentes com a otimização de políticas de combate ao desmatamento. Para reforçar e realizar essas melhorias, é recomendado um estudo *in loco* dos municípios mais eficientes, que permita entender os fatores determinantes da alta eficiência e expandir tais tecnologias para os demais municípios.

Nesse sentido, este trabalho pretende servir de subsídio a futuras pesquisas na área, contribuindo com uma ampla revisão de literatura sobre os modelos de eficiência na agropecuária e com aplicações práticas que poderiam ajudar na orientação de políticas públicas e privadas.

É necessário, entretanto, salientar que os resultados dos modelos de DEA estão condicionados pela amostra das unidades avaliadas, pelos dados e pelas variáveis incluídas no trabalho. Por ser a eficiência utilizada uma medida relativa, acréscimos ou exclusões de unidades, e/ou de variáveis, podem ocasionar resultados diferentes, que avaliadores devem saber ponderar, dados os objetivos das avaliações. Essa, aliás, é uma restrição que deve ser considerada em estudos de avaliação de eficiência econômica em geral.

REFERÊNCIAS

- AHEARN, M. *et al.* Agricultural productivity in the United States. **USDA: Economic Research Service**, Washington, n. 740, p. 1-25, jan. 1998.
- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier models. **Journal of Econometrics**, v. 6, n. 1, p. 21-37, 1977.
- ALENE, A. D.; MANYONG, V. M.; GOCKOWSK, J. The production efficiency of intercropping annual and perennial crops in southern Ethiopia: a comparison of distance functions and production frontiers. **Agricultural Systems**, v. 91, n. 1-2, p. 51-70, 2006.
- ALMEIDA, P. N. A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. 2012. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- ASSAF, A. G.; TSIONAS, E. M.; GILLEN, D. Measuring firm performance: differentiating between uncontrollable and controllable bad outputs. **Tourism Management**, v. 80, n. 2, p. 104-107, out. 2020.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 30, n. 9, p. 1.078-1.092, set. 1984.

BAPTISTA, A. J. M. dos S.; CASTRO, E. R. de; TEIXEIRA, E. C. Discriminação da função de produção, elasticidades de substituição de fatores na agropecuária do estado de Minas Gerais. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 2, n. 2, p. 161-182, 2004.

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

BOGETOFT, P.; OTTO, L. **Benchmarking with DEA, SFA, and R**. Nova York: Springer, 2011. v. 157, 368 p.

BOGETOFT, P.; OTTO, L. **Benchmark and frontier analysis using DEA and SFA**. [s.l.]: The Comprehensive R Archive Network, 8 jul. 2015. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/Benchmarking/Benchmarking.pdf>.

BRANDÃO, A. S. P. **Elementos de uma estratégia para o desenvolvimento da agricultura na região amazônica**. Rio de Janeiro: [s.n.], nov. 2010.

BRITO, R. A. de. **Há espaços para melhora no setor leiteiro?** Uma análise de fronteira estocástica de produção e regressão quantílica utilizando dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE). 2016. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2016.

BROCKETT, P. L.; GOLANY, B. Using rank statistics for determining programmatic efficiency differences in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 42, n. 3, p. 466-472, mar. 1996.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, n. 6, p. 429-444, nov. 1978.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Evaluating program and managerial efficiency: an application of data envelopment analysis to program follow through. **Management Science**, v. 27, n. 6, p. 668-697, jun. 1981.

CHUNG, Y. H.; FARE, R.; GROSSKOPF, S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach. **Journal of Environmental Management**, v. 51, n. 3, p. 229-240, nov. 1997.

COELLI, T.; HENNINGSSEN, A. **Stochastic frontier analysis**. [s.l.]: The Comprehensive R Archive Network, 13 out. 2022. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/frontier/frontier.pdf>. Acesso em: 26 nov. 2020.

COELLI, T. J. *et al.* **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2. ed. Nova York: Springer, 1998. 341 p.

COLL-SERRANO, V.; BOLOS, V.; SUAREZ, R. B. **Package 'deaR'**: conventional and fuzzy data envelopment analysis – version 1.0. 23 dez. 2018.

COLL-SERRANO, V.; BOLOS, V.; SUAREZ, R. B. **Conventional and fuzzy data envelopment analysis**. [s.l.]: The Comprehensive R Archive Network, 2 maio 2023. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/deaR/deaR.pdf>. Acesso em: 25 dez. 2020.

CRUZ, F. P. da. **Análise da eficiência técnica das prestadoras brasileiras de saneamento**. 2016. 123 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

EFRON, B. Computers and the theory of statistics: thinking the unthinkable. **Siam Review**, v. 21, n. 4, p. 460-480, out. 1979.

FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 120, n. 3, p. 253-281, 1957.

FERREIRA, A. H. **Eficiência de sistemas de produção de leite**: uma aplicação da análise envoltória de dados na tomada de decisão. 2002. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2002.

FERREIRA, M. D. P.; FÉRES, J. G. Farm size and land use efficiency in the Brazilian Amazon. **Land Use Policy**, v. 99, p. 1-10, dez. 2020. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264837719311123?via%3Dihub>. Acesso em: 25 fev. 2021.

GOMES, E. G. Uso de modelos DEA em agricultura: revisão da literatura. **Engevista**, v. 10, n. 1, p. 27-51, jun. 2008.

GOMES, E. G.; SOARES DE MELLO, J. C. C. B.; BIONDI NETO, L. **Avaliação de eficiência por análise de envoltória de dados**: conceitos, aplicações à agricultura e integração com sistemas de informação geográfica. Campinas: Embrapa Movimento por Satélite, ago. 2003. (Documentos, n. 28). Disponível em: https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/CNPM/1251/1/d28_envoltdados_vf.pdf. Acesso em: 14 jun. 2021.

GSTACH, D. Comparing structural efficiency of unbalanced subsamples: a resampling adaptation of data envelopment analysis. **Empirical Economics**, v. 20, n. 3, p. 531-542, 1995.

GULATI, S.; MISHRA, A. A non-parametric analysis of returns to scale in United States agriculture. Nashville: AAEA, 1999.

HOMMA, A. K. O. Política agrícola ou política ambiental para resolver os problemas da Amazônia? **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 19, n. 1, p. 99-102, jan.-mar. 2010.

HOMMA, A. K. O. *et al.* O desenvolvimento mais sustentável da região amazônica: entre (muitas) controvérsias e o caminho possível. **Colóquio: Revista do Desenvolvimento Regional**, Taquara, v. 17, n. 4, p. 1-27, out.-dez. 2020.

KOCH, N. *et al.* Agricultural productivity and forest conservation: evidence from the Brazilian Amazon. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 101, n. 3, p. 919-940, 2019.

KOOPMANS, T. C. Analysis of production as an efficient combination of activities. Nova York: Wiley, 1951.

KUMBHAKAR, S. C.; TSIONAS, E. G. The good, the bad and the technology: endogeneity in environmental production models. **Journal of Econometrics**, v. 190, n. 2, p. 315-327, 2016.

MARCHAND, S. The relationship between technical efficiency in agriculture and deforestation in the Brazilian Amazon. **Ecological Economics**, v. 77, p. 166-175, maio 2012. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0921800912000894>. Acesso em: 25 fev. 2021.

MARGULIS, S. **Causas do desmatamento da Amazônia brasileira**. Brasília: Banco Mundial, jul. 2003.

MARINHO, A.; FAÇANHA, L. O. Hospitais universitários: avaliação comparativa de eficiência técnica. **Economia Aplicada**, v. 4, n. 2, p. 315-349, abr.-jun. 2000.

MARTINS, M. M. **Análise da eficiência técnica da pecuária de corte para regiões brasileiras selecionadas**: uma análise de fronteira estocástica. 2019. 165 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2019.

MEEUSEN, W.; BROECK, J. van den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v. 18, n. 2, p. 435-444, jun. 1977.

MIRANDA, E. E. de; MARTINHO, P. R. R.; CARVALHO, C. A. de. **Nota técnica sobre queimadas, desmatamentos e imóveis rurais no bioma Amazônia em 2019**. Campinas: Embrapa Territorial, jul. 2020.

MURTY, S.; RUSSEL, R. R.; LEVKOFF, S. B. On modeling pollution-generating technologies. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 64, n. 1, p. 117-135, 2012.

MORAIS, G. A. de S. *et al.* Eficiência técnica e produtividade de total dos fatores da agricultura dos países da América do Sul: uma análise dos países-membros e não membros do Mercosul. **Revista Ciências Administrativas**, Fortaleza, v. 22, n. 2, p. 396-422, jul.-dez. 2016.

NASCIMENTO, A. C. C. *et al.* Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 41, n. 3, p. 783-789, mar. 2012. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1516-35982012000300043&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 18 fev. 2021.

NOGUEIRA, M. A. **Eficiência técnica na agropecuária das microrregiões brasileiras**. 2005. 120 f. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005. Disponível em: <https://www.locus.ufv.br/handle/123456789/9085>. Acesso em: 25 fev. 2021.

OLIVEIRA, H. N. C. **Eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários brasileiros: uma análise para grupos de área total**. 2013. 57 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2013. Disponível em: <https://www.locus.ufv.br/handle/123456789/73>. Acesso em: 25 fev. 2021.

PACHIEL, M. G. **Eficiência produtiva de usinas de cana-de-açúcar do estado de São Paulo**. 2009. 79 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2009. Disponível em: <https://www.locus.ufv.br/handle/123456789/3245>. Acesso em: 25 fev. 2021.

PARETO, V. **Manuale di economia politica**. Milão: Piccola Biblioteca Scientifica, 1906.

PEREIRA FILHO, C. A. **Eficiência econômica da pequena produção familiar agrícola no recôncavo do estado da Bahia: uma análise não paramétrica de fronteiras de produção multiproduto**. 2000. 122 f. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, nov. 2000.

PEREIRA, M. F. **Evolução da fronteira tecnológica múltipla e da produtividade total dos fatores do setor agropecuário brasileiro de 1970 a 1996**. 1999. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, out. 1999.

PEREIRA, M. F.; SILVEIRA, J. S. T. da. Evolução da eficiência técnica no setor agropecuário brasileiro: 1985-1995. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA OPERACIONAL, 33., 2001, Campos do Jordão, São Paulo. **Anais...** Campos do Jordão: Sobrapo, 2001.

PRIOR, D. Technical efficiency and scope economies in hospitals. **Applied Economics**, v. 28, n. 10, p. 1.295-1.301, 1996.

REINHARD, S.; LOVELL, C. A. K.; THIJSSSEN, G. T. Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. **European Journal of Operational Research**, v. 121, n. 2, p. 287-303, mar. 2000.

ROBERTS, D. B. **Eficiência da pequena produção de leite no estado de Rondônia**. 2003. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2003.

SHAFIQ, M.; REHMAN, T. The extend of resource use inefficiencies in cotton production in Pakistan's Punjab: an application of data envelopment analysis. **Agricultural Economics**, v. 22, n. 3, p. 321-330, abr. 2000.

SILVA, J. L. M. da; SAMPAIO, Y. de S. B. A eficiência técnica dos colonos nos perímetros irrigados em Petrolina e Juazeiro: uma análise de modelos de fronteiras de produção. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 33, n. 2, p. 159-179, abr.-jun. 2002.

SIMAR, L.; WILSON, P. W. Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models. **Management Science**, v. 44, n. 1, p. 49-61, jan. 1998.

SOUZA, D. P. H. de. **Avaliação de métodos paramétricos e não paramétricos na análise da eficiência da produção de leite**. 2003. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

SOUZA, G. da S. e. Significância de efeitos técnicos na eficiência de produção da pesquisa agropecuária. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 60, n. 1, p. 69-86, jan.-mar. 2006.

SOUZA, D. P. H. de; ALVES, E. Dois critérios para avaliação de eficiência técnica. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 1, n. 3, p. 373-396, 2003.

SOUZA, P. C. T. de; WILHELM, V. E. Avaliação de produtividade da eficiência técnica em unidade de produção de leite do estado do Paraná (programa de leite da região de Guarapuava-PR). In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA OPERACIONAL, 33., 2001, Campos do Jordão, São Paulo. **Anais...** Campos do Jordão: Sobrapo, 2001.

SOUZA, G. da S. e; ALVES, E.; ÁVILA, A. F. D. Technical efficiency of production in agricultural research. **Scientometrics**, v. 46, n. 1, p. 141-160, 1999.

SOUZA, G. da S. e; GOMES, E. G.; ABREU, U. G. P. de. Modelo de produção para a pecuária de corte brasileira com base em dados censitários: abordagens determinística e estocástica com hipótese de endogeneidade. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 63, n. 1, p. 21-34, jan./jun. 2016. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/328772559_MODELO_DE_PRODUCAO_PARA_A_PECUARIA_DE_CORTE_BRASILEIRA_COM_BASE_EM_DADOS_CENSITARIOS_abordagens_deterministica_e_estocastica_com_hipotese_de_endogeneidade. Acesso em: 18 fev. 2021.

SOUZA, G. da S. e; GOMES, E. G.; GAZZOLA, R. Eficiência técnica na agricultura brasileira: uma abordagem via fronteira estocástica. *In: SIMPÓSIO DE PESQUISA OPERACIONAL E LOGÍSTICA DA MARINHA*, 13., 2010, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2010. Disponível em: <https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/23570/1/eficiencia-tecnica-na-agricultura.pdf>. Acesso em: 1º nov. 2020.

STURION, L. Uma avaliação do potencial da análise de envoltória de dados (DEA) no diagnóstico da produtividade de unidades de produção agropecuária. 1996. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 1996.

TORESAN, L. **Sustentabilidade e desempenho produtivo na agricultura**: uma abordagem multidimensional aplicada a empresas agrícolas. 1998. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 1998.

TOWNSEND, R. F.; KIRSTEN, J. F.; VINK, N. Farm size, productivity and returns to scale in agriculture revisited: a case study of wine producers in South Africa. **Agricultural Economics**, v. 19, n. 1-2, p. 175-180, set. 1998.

VIEIRA, J. **Ecoeficiência da agropecuária goiana com análise envoltória de dados e funções distância direcionais**. 2015. 93 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília, Brasília, maio 2015.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AFRIAT, S. N. Efficiency estimation of production functions. **International Economic Review**, Pensilvânia, v. 13, n. 3, p. 568-598, out. 1972.

AJIBEFUN, I. A.; DARAMOLA, A. G.; FALUSI, A. O. Technical efficiency of small scale farmers: an application of the stochastic frontier production function to rural and urban farmers in Ondo State, Nigeria. **International Economic Journal**, v. 20, n. 1, p. 87-107, mar. 2006.

BARROS, E. de S.; COSTA, E. de F.; SAMPAIO, Y. Análise de eficiência das empresas agrícolas do polo Petrolina/Juazeiro utilizando a fronteira paramétrica *translog*. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 42, n. 4, p. 597-614, out.-dez. 2004. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/dSnh6LMbbfkjWrWDFNqvnkh/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em: 1º nov. 2020.

BOSHRABADI, H. M.; VILLANO, R.; FLEMING, E. Technical efficiency and environmental-technological gaps in wheat production in Kerman province of Iran. **Agricultural Economics**, v. 38, n. 1, p. 67-76, jan. 2008.

BOZOGLU, M.; CEYHAN, V. Measuring the technical efficiency and exploring the inefficiency determinants of vegetable farms in Samsun province, Turkey. **Agricultural Systems**, v. 94, n. 3, p. 649-656, jun. 2007.

CAMPOS, S. A. C.; FERREIRA NETO, J. A. Eficiência técnica dos produtores de leite em assentados rurais da reforma agrária. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 6, n. 3, p. 395-414, 2008.

CAMPOS, S. A. C.; COELHO, A. B.; GOMES, A. P. Influência das condições ambientais e ação antrópica sobre a eficiência produtiva agropecuária em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 50, n. 3, p. 563-576, jul.-set. 2012.

CONSTANTIN, P. D.; MARTIN, D. L.; RIVERA Y RIVERA, E. B. B. de. Cobb-Douglas, translog stochastic production function and data envelopment analysis in total factor productivity in Brazilian agribusiness. **Journal of Operations and Supply Chain Management**, v. 2, n. 2, p. 20-34, dez. 2009.

DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. **Econometrica**, v. 19, n. 3, p. 273-292, jul. 1951.

DEY, M. M. *et al.* The impact of integrated aquaculture-agriculture on small-scale farms in Southern Malawi. **Agricultural Economics**, v. 41, n. 1, p. 67-79, jan. 2010.

FERREIRA, C. M. de C.; GOMES, A. P. Introdução à análise envoltória de dados: teoria, modelos e aplicações. Viçosa: Ed. UFV, 2009. 392 p.

GOMES, A. P. Impactos das transformações da produção de leite no número de produtores e requerimentos de mão de obra e capital. 1999. 161 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1999.

GOMES, E. G.; MANGABEIRA, J. A. de C.; SOARES DE MELLO, J. C. C. B. Análise de envoltória de dados para avaliação de eficiência e caracterização de tipologias em agricultura: um estudo de caso. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 43, n. 4, p. 607-631, out.-dez. 2005.

GOMES, E. G.; SOARES DE MELLO, J. C. C. B.; MANGABEIRA, J. A. de C. Estudo da sustentabilidade agrícola em um município amazônico com análise envoltória de dados. **Pesquisa Operacional**, v. 29, n. 1, p. 23-42, abr. 2009.

GONÇALVES, R. M. L. Analysis of technical efficiency of milk-producing farms in Minas Gerais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 321-335, abr.-jun. 2008.

HADLEY, D. Patterns in technical efficiency and technical change at the farm-level in England and Wales: 1982-2002. **Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 57, n. 1, p. 81-100, mar. 2006.

IRÁIZOZ, B.; RAPÚN, M.; ZABALETA, I. Assessing the technical efficiency of horticultural production in Navarra, Spain. **Agricultural Systems**, v. 78, n. 3, p. 387-403, dez. 2003.

LEÃO, C.; RIBEIRO, F. L.; LIMA, J. E. de. Determinação do padrão de eficiência técnica da agricultura brasileira, 1970-1995. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2002, Passo Fundo, Rio Grande do Sul. **Anais...** Brasília: Sober, 2002.

LOPES, B. A. G. **Ecoeficiência na agropecuária**: uma aplicação de análise envoltória de dados (DEA) nos municípios brasileiros da região Norte. 2014. 183 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília, Brasília, 2014.

MACEDO, M. A. da S.; CÍPOLA, F. C.; FERREIRA, A. F. R. Desempenho social no agronegócio brasileiro: aplicando DEA no segmento de usinas de processamento de cana-de-açúcar. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 48, n. 1, p. 223-243, jan.-mar. 2010.

MAGALHÃES, K. A.; CAMPOS, R. T. Eficiência técnica e desempenho econômico de produtores de leite no estado do Ceará, Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 44, n. 4, p. 695-711, out.-dez. 2006.

MARIANO, J. L.; PINHEIRO, G. M. T. L. Eficiência técnica da agricultura familiar no projeto de irrigação do Baixo Açu (RN). **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 40, n. 2, p. 283-296, abr.-jun. 2009.

NEHRING, R. *et al.* Small United States dairy farms: can they compete? **Agricultural Economics**, v. 40, n. 1, p. 817-825, nov. 2009.

PADRÃO, G. de A. *et al.* Environmental efficiency and opportunity cost of the forest code for the Amazon. *In*: RIO+20: INTERNATIONAL SOCIETY FOR ECOLOGICAL ECONOMICS CONFERENCE, 2012, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ISEE, 2012.

PEREIRA, M. F. *et al.* Mensuração da eficiência técnica na agropecuária brasileira através da estimação econométrica de fronteiras de produção. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39., 2001, Recife, Pernambuco. **Anais...** Brasília: Sober, 2001.

POZO, D. T. del. Análisis económico y eficiencia del sector público. *In*: CONGRESO INTERNACIONAL DEL CLAD SOBRE LA REFORMA DEL ESTADO Y DE LA ADMINISTRACIÓN PÚBLICA, 7., 2002, Lisboa, Portugal. **Anais...** Lisboa: Clad, 2002.

RICHETTI, A.; REIS, R. P. Fronteira de produção e eficiência econômica na cultura da soja no Mato Grosso do Sul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 41, n. 1, p. 45-61, jan.-mar. 2003.

ROSANO-PEÑA, C.; DAHER, C. E. The impact of environmental regulation and some strategies for improving the eco-efficiency of brazilian agriculture. *In*: GUARNIERI, P. (Ed.). **Decision models in engineering and management**. 17. ed. Londres: Springer, 2015. p. 295-322.

ROSANO-PEÑA, C.; DAHER, C. E.; MEDEIROS, O. R. Ecoeficiência e impacto da regulação ambiental na agropecuária brasileira com funções distância direcionais. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 37., 2013, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Enanpad, 2013. Disponível em: https://arquivo.anpad.org.br/eventos.php?cod_evento=&cod_evento_edicao=68&cod_edicao_subsecao=966&cod_edicao_trabalho=16283. Acesso em: 31 out. 2020.

ROSANO-PEÑA, C. *et al.* A measure of sustainability of Brazilian agribusiness using directional distance functions and data envelopment analysis. **International Journal of Sustainable Development and World Ecology**, v. 21, n. 3, p. 210-222, abr. 2014.

SANTOS, J. A. dos; VIEIRA, W. da C.; BAPTISTA, A. J. M. dos S. Eficiência técnica na produção de leite em pequenas propriedades da microrregião de Viçosa, MG. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 2, n. 2, p. 261-290, 2004.

SHARMA, K. R.; LEUNG, P.; ZALESKI, H. M. Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii: a comparison of parametric and nonparametric approaches. **Agricultural Economics**, v. 20, n. 1, p. 23-35, jan. 1999.

SHEPHARD, R. W. **Theory of cost and production functions**. Princeton: Princeton University Press, 1970.

SHERLUND, S. M.; BARRETT, C. B.; ADESINA, A. A. Smallholder technical efficiency controlling for environmental production conditions. **Journal of Development Economics**, v. 69, n. 1, p. 85-101, out. 2002.

SILVA, J. L. M. da. Ineficiência técnica e desperdício da água na fruticultura irrigada no Vale do São Francisco. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39., 2001, Recife, Pernambuco. **Anais...** Brasília: Sober, 2001.

SILVA, J. L. M. da. A eficiência técnica na produção de uva e manga na região do Vale do São Francisco: uma aplicação de funções fronteiras de produção. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2002, Passo Fundo, Rio Grande do Sul. **Anais...** Brasília: Sober, 2002.

SILVA, R. G. da; FERREIRA JÚNIOR, S. Eficiência técnica: uma análise comparativa entre Acre e Rondônia. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2002, Passo Fundo, Rio Grande do Sul. **Anais...** Brasília: Sober, 2002.

VALE, P. M.; ANDRADE, D. C. Comer carne e salvar a Amazônia? A produtividade da pecuária em Rondônia e sua relação com o desmatamento. **Estudo Sociedade e Agricultura**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 381-408, 2012.

VICENTE, J. R. Economic efficiency of agricultural production in Brazil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 42, n. 2, p. 201-222, abr.-jun. 2004. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/T3hHnQJLqPdsbqhPLFbVPSP/?format=pdf&lang=en>. Acesso em: 31 out. 2020.

ZILLI, J. B. **Os fatores determinantes para a eficiência econômica dos produtores de frango de corte**: uma análise estocástica. 2003. 139 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, nov. 2003.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Ana Clara Escórcio Xavier

Everson da Silva Moura

Revisão

Alice Souza Lopes

Amanda Ramos Marques Honorio

Barbara de Castro

Brena Rolim Peixoto da Silva

Cayo César Freire Feliciano

Cláudio Passos de Oliveira

Clícia Silveira Rodrigues

Nayane Santos Rodrigues

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Jennyfer Alves de Carvalho (estagiária)

Katarinne Fabrizzi Maciel do Couto (estagiária)

Editoração

Anderson Silva Reis

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

Natália de Oliveira Ayres

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

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

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

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.