



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Eficiência técnica da produção de milho no estado de São Paulo: uma abordagem por metafronteira estocástica

Technical efficiency of corn production in São Paulo State: A stochastic metafrontier approach

Pedro Soares¹  e Humberto Francisco Silva Spolador¹ 

Resumo: O presente artigo analisou a eficiência técnica da produção paulista de milho, empregando a metodologia de metafronteira estocástica, com base nos microdados do Levantamento Censitário das Unidades de Produção Agropecuárias do estado de São Paulo, realizado pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento, para o ano-safra 2007/08 e informações de aptidão do solo, clima e relevo, utilizada para segmentar os produtores em grupos de alta, média e baixa aptidão. Os resultados das estimativas da eficiência técnica intragrupo revelaram diferenças significativas nos níveis de eficiência entre os produtores. Entretanto, a taxa média de diferença tecnológica foi próxima à unidade para todos os grupos de produtores, indicando que as diferenças na eficiência técnica observadas entre produtores com níveis distintos de aptidão estão mais relacionadas a questões institucionais e gerenciais da produção do que ao nível de tecnologia utilizada. Os grupos de produtores com maior média de metaeficiência técnica foram aqueles em áreas de média, alta e baixa aptidão, respectivamente. Os resultados mostram que políticas destinadas a aumentar a eficiência técnica e a reduzir o *gap* tecnológico das regiões de menor aptidão agrícola podem contribuir para o aumento da produtividade desta cultura no estado de São Paulo.

Palavras-chaves: agricultura, metafronteira estocástica, eficiência técnica, projeto Lupa, microdados.

Data de submissão: 25 de agosto de 2017. Data de aceite: 28 de outubro de 2018.

1. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo – USP, Piracicaba - São Paulo, Brasil. E-mails: pedro.soares@usp.br; hspolador@usp.br

Abstract: The present article analyzed the corn production technical efficiency in São Paulo state, using the stochastic metafrontier approach, based on the microdata from the Censitary Survey of the Agricultural Production Units of São Paulo state, performed by Secretariat of Agriculture and Supply for 2007/08, and crop and soil, climate and relief suitability information used to segment producers into high, medium and low suitability groups. The results of intragroups technical efficiency estimations revealed significant differences in the levels of efficiencies among these producers. However, the average rate of technological gap was close to unity for all groups of producers, indicating that the differences in technical efficiency observed among producers with different levels of suitability are more related to institutional and managerial issues of production than to the level of technology employed. Producers' groups with the highest technical meta-efficiency average were those in areas of medium, high and low suitability, respectively. The results suggest that policies aimed at increasing technical efficiency and reducing the technological gap in regions with lower agricultural suitability may contribute to increase the productivity of this crop in São Paulo state.

Key-words: agriculture, stochastic metafrontier, technical efficiency, Lupa database, microdata.

Classificação JEL: D24, O13, Q12.

1. Introdução

O setor agropecuário brasileiro apresentou, nas últimas décadas, significativos ganhos de produtividade, assegurando a inserção do País no mercado agrícola internacional, especialmente na produção de grãos (Conceição & Conceição, 2014). Somente nas duas últimas décadas, o total de grãos produzidos mais do que duplicou, alcançando 238,8 milhões de toneladas em 2016/2017, resultado da maior utilização de tecnologia no campo, que proporcionou ganhos de produtividade para as lavouras (Companhia Nacional de Abastecimento, 2017).

A produção de milho está entre os segmentos econômicos de maior relevância para o agronegócio brasileiro, com volume estimado em 97 milhões de toneladas na safra 2016/17¹ e ocupando área de 17 milhões de hectares, o que corresponde a um crescimento de 46% da produção e de cerca de 10% da área cultivada em relação ao ano-safra anterior, concentrando-se principalmente na região Centro-Sul, especialmente nos estados de Mato Grosso, Paraná, Goiás e Mato Grosso do Sul, responsáveis por cerca de 68% do total na safra 2016/17 (Companhia Nacional de Abastecimento, 2017). O estado de São Paulo representava, naquele ano-safra, cerca de 5% da produção brasileira.

Apesar da baixa representatividade na produção nacional e no valor total da produção da agricultura paulista², a cultura do milho tem importância histórica

para a segurança alimentar no estado de São Paulo, e também no País, seja em termos da alimentação humana ou do uso como insumo para a produção animal (Basso, 2015).

Além disso, Aguiar & Souza (2014) destacaram os elevados ganhos de produtividade para a cultura de milho entre 2000 e 2010 em São Paulo que, segundo os autores, permitiram aumento da produção estadual, apesar da retração da área plantada com a cultura durante o período, resultado do processo de expansão da área colhida com cana-de-açúcar sobre áreas anteriormente utilizadas para o cultivo de milho, feijão, laranja, algodão, arroz, sorgo e soja.

A partir da relação entre crescimento da produtividade e ganhos de eficiência técnica apresentada por Färe et al. (1994)³, e tendo em vista a escassez de estudos regionais sobre os determinantes da produtividade agrícola, estudos empíricos que identifiquem os principais entraves para os ganhos de eficiência técnica na agricultura são pertinentes, a fim de produzir informações sobre o crescimento da produtividade, que têm garantido a competitividade do setor nos mercados doméstico e internacional, e seu crescimento sustentado de longo prazo.

O objetivo principal deste trabalho é estimar a eficiência técnica da produção de milho no estado de São Paulo considerando possíveis diferenças nos níveis de tecnologia entre grupos de produtores dentro do estado. Especificamente, foram analisadas a eficiência técnica e diferenças de tecnologia entre produtores em

¹ Considerando as produções de milho primeira e segunda safra.

² Segundo dados históricos de 2000 a 2015 da Pesquisa Agrícola Municipal (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2016), a participação média do valor de produção do milho em grão no valor total de produção da agricultura em São Paulo era próxima a 5,9%.

³ Färe et al. (1994) demonstraram como o crescimento da produtividade pode ser decomposto em mudanças na eficiência técnica e progresso tecnológico.

áreas de alta, média e baixa aptidão do solo, clima e relevo. Além disso, pretende-se identificar o efeito de variáveis técnicas e institucionais sobre a eficiência e *gap* tecnológico na produção paulista de milho.

Este trabalho se inclui na literatura de modelos de metafronteira estocástica, incorporando ao modelo empírico estimado variáveis institucionais, como em Huang et al. (2014) e Melo-Becerra & Orozco-Gallo (2017). Para a estimativa do modelo empírico, foram utilizados os microdados do Levantamento Censitário das Unidades de Produção Agropecuária (Lupa), produzido pelo Instituto de Economia Agrícola no ano-safra 2007/2008 (último período com informações disponíveis)⁴ e informações sobre a aptidão agrícola, a partir dos resultados gerados por Sparovek et al. (2014).

O presente artigo está dividido em cinco seções. A seção 2 apresenta uma breve revisão de literatura. A terceira seção apresenta o referencial metodológico; enquanto que na quarta, estão os principais resultados e discussões. Finalmente, a seção cinco contém as considerações finais.

2. Revisão de literatura

São diversos os trabalhos na literatura econômica que têm mensurado a eficiência técnica da produção agrícola brasileira e seus principais determinantes. Helfand & Levine (2004) aplicaram a metodologia de análise envoltória de dados com informações do Censo Agropecuário de 1995/96 para estudar os determinantes da eficiência técnica, e a relação entre tamanho das unidades produtivas e eficiência no Centro-Oeste brasileiro. A relação encontrada entre o tamanho das unidades produtivas e eficiência foi não linear, com a eficiência diminuindo, e então aumentando conforme as dimensões das unidades. Entre os determinantes das diferenças de eficiência entre propriedades rurais, os autores destacaram: tipo de posse de terra, acesso à infraestrutura e eletricidade e mercado de insumos modernos (irrigação e fertilizantes).

Rivera & Constantin (2007), utilizando técnicas paramétricas e não paramétricas de estimativa de eficiência técnica, investigaram as principais fontes de alterações da

produtividade total dos fatores das lavouras brasileiras de arroz, feijão, milho, soja e trigo, para os anos de 2001 a 2006. Os autores não observaram ganhos de eficiência para o período analisado nas culturas selecionadas. Além disso, as regiões Nordeste, Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram, respectivamente, os maiores graus relativos de eficiência. Analisando o impacto dos fatores de produção e institucionais para a eficiência agrícola, Rivera & Constantin (2007) apontaram que o fator terra e o crédito agrícola atuaram como elementos aumentadores de eficiência, enquanto os defensivos agrícolas e aplicação de calcário não explicaram, significativamente, a produtividade agrícola brasileira para o período analisado.

Magalhães et al. (2011), utilizando dados *cross-section* de 308 beneficiários do programa de reforma agrária, conhecido como “Cédula da Terra”, investigaram os determinantes da ineficiência técnica e alocativa de tais produtores, a fim de identificar os principais problemas dos assentamentos da reforma agrária brasileira. Os principais resultados dos autores indicaram a presença de ineficiência técnica e alocativa, principalmente em situações em que a produção é orientada para o consumo interno, o que, segundo Magalhães et al. (2011), indicava uma atividade agrícola pouca desenvolvida na maioria dos assentamentos do programa Cédula da Terra, e reforçava a dificuldade em superar as limitações produtivas impostas no momento de formação da reforma agrária.

Freitas et al. (2017) investigaram o impacto do uso de serviços de extensão rural sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006, empregando conjuntamente a metodologia de fronteira de produção estocástica e a técnica de balanceamento por entropia. Os autores observaram que a extensão rural contribui para aumentos na eficiência técnica desses produtores, com a extensão pública rural contribuindo mais para ganhos de eficiência do que o serviço privado. Freitas et al. (2017) observaram ainda efeitos maiores do uso da extensão rural para o grupo de grandes produtores.

Em termos regionais, Campos et al. (2012), aplicando a Análise Envoltória de Dados e regressão quantílica, e utilizando dados do Censo Agropecuário 2006, investigaram a importância dos recursos naturais e de práticas de conservação do meio ambiente sobre a produção agropecuária dos municípios em Minas Gerais. Foram observados efeitos positivos de práticas

⁴ Uma base de dados alternativa seria o Censo Agropecuário do IBGE, cuja última publicação ocorreu em 2006.

agropecuárias relacionadas à qualidade e conservação do solo sob a eficiência técnica da produção. As variáveis “Plantio em Nível” e “Terraços” apresentaram a maior importância, resultado que os autores atribuíram às características do relevo mineiro, e à concentração de municípios em regiões de relevo acidentado.

Carrer et al. (2015) analisaram os impactos de aspectos pessoais e do processo decisório sobre as eficiências técnicas de 98 propriedades cítricas no estado de São Paulo, a partir de dados *cross-section* para o ano-safra 2013/2014. Os resultados mostraram níveis de eficiência técnica entre as fazendas de citros variando de 28% a 97%, com valor médio de 75%. A formação de expectativas (aspecto pessoal), o uso de contratos de longo prazo e a adoção de Sistemas de Informação de Gestão Agrícola (aspectos dos processos de tomada de decisão), variável criada pelos autores para identificar o nível de adoção de ferramentas de planejamento e de controle da produção, foram determinantes da eficiência técnica.

Ao nível das unidades produtivas, os resultados de eficiência técnica proporcionam informações importantes para decisões de gestão ao nível da firma, e na implementação de políticas públicas (Guesmi et al., 2015). Na literatura econômica, duas metodologias têm se destacado na avaliação de eficiência técnica segundo Guesmi et al. (2015); uma é a análise de fronteira estocástica, e a outra é a análise envoltória de dados. De acordo com os autores, a vantagem de uma fronteira de produção estocástica é avaliar a performance do processo de produção envolvendo variáveis aleatórias, o que é particularmente relevante no caso da agricultura, visto a influência de inúmeros fatores que não são controlados pelos produtores, como o clima.

Guesmi & Serra (2015) argumentaram que as medidas de eficiência técnica têm sido utilizadas para avaliar a performance econômica e ambiental de firmas agrícolas, uma vez que sistemas agrícolas intensivos têm impactos gerando poluição, perda de biodiversidade e sobre a utilização de recursos naturais. Nesse sentido, os autores enfatizaram que as medidas de eficiência técnica podem subsidiar políticas para incentivar a redução do uso de produtos químicos, e aumentar o uso de melhores práticas ambientais. Um exemplo disso pode ser observado no artigo de Bravo-Ureta & Evenson (1994), que verificaram que os ganhos de produção, por meio de crescimento da

produtividade, tornaram-se cada vez mais importantes para o Paraguai, uma vez que as oportunidades para adicionar novas terras para a lavoura estavam diminuindo significativamente. Em um outro trabalho, Bravo-Ureta et al. (2011), a partir de um estudo com dados de Honduras, verificaram que aqueles produtores que pertenciam a grupos organizados recebiam assistência técnica, adotavam produção diversificada e utilizavam práticas ecológicas, e tinham maior possibilidade de participarem de programas de gestão de recursos naturais, o que é uma informação relevante para a formulação e implementação de políticas voltadas para o desenvolvimento rural.

A estimativa da eficiência técnica de produtores operando sob diferentes conjuntos tecnológicos é encontrada em Melo-Becerra & Orozco-Gallo (2017), os quais analisaram a eficiência técnica da produção agropecuária de pequenos produtores colombianos empregando a metodologia de metafronteira de produção. A partir de informações geográficas, climáticas e pedológicas os autores segmentaram os produtores em quatro sistemas distintos de produção, a fim de captar diferenças tecnológicas entre eles. Os principais resultados dos autores indicaram que fazendas em alguns sistemas de produção poderiam estar se beneficiando de melhores condições de produção devido às vantagens na disponibilidade de recursos naturais e climáticos, bem como condições socioeconômicas mais favoráveis. Melo-Becerra & Orozco-Gallo (2017) indicaram, ainda, a necessidade de políticas específicas para cada grupo de produtores, a fim de garantir ganhos de eficiência e reduzir a diferença tecnológica em relação à metafronteira.

Uma aplicação recente dessa metodologia para o caso brasileiro pode ser encontrada em Silva et al. (2016), que analisaram, via modelo de metafonteira de produção, as diferenças tecnológicas da produção agropecuária dos municípios situados no semiárido e no não semiárido do Nordeste brasileiro, para verificar e mensurar se essas diferenças na tecnologia influenciavam na eficiência da produção desses municípios. Os resultados das estimativas dos autores indicaram a presença de diferentes conjuntos tecnológicos para as regiões do semiárido e não semiárido. Além disso, a região do não semiárido nordestino apresentou o maior nível médio de eficiência técnica média em relação à metafronteira.

3. Metodologia

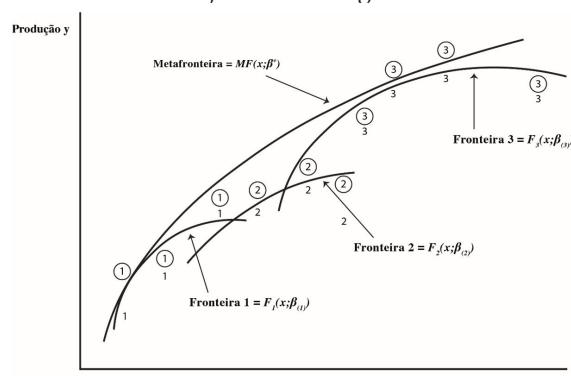
Por meio da aplicação da metodologia conhecida como metafronteira estocástica de produção, foram analisados os níveis de eficiência técnica e *gap* tecnológico, bem como seus principais determinantes, de cada unidade produtiva de milho no estado de São Paulo.

De acordo com Battese et al. (2004), na presença de diferentes tecnologias de produção, as eficiências técnicas dos produtores de um mesmo setor não podem ser comparadas entre si. Nesse sentido, os autores propuseram a estimativa de uma metafronteira de produção que envolveria todas as fronteiras individuais de produção, e permitiria a comparação das eficiências sob diferentes níveis de tecnologia. A Figura 1 ilustra os conceitos de fronteiras individuais de produção e metafronteira.

Battese et al. (2004) propuseram a estimativa da metafronteira em duas etapas, em que, na primeira etapa, são estimadas, via fronteira estocástica, as funções de produção individuais de cada grupo de produtor e, na segunda etapa, é estimada, via programação linear, a eficiência de cada produtor em relação à metafronteira.

Huang et al. (2014) argumentaram que a metodologia em dois estágios proposta inicialmente por Battese et al. (2004), e também aplicada por O'Donnell et al. (2008), não mantém as propriedades estatísticas da metafronteira na segunda etapa da estimativa, pois as estimativas desta segunda etapa resultam de uma programação linear ou quadrática, inviabilizando a inclusão de variáveis institucionais que refletem as diferenças tecnológicas no ambiente de produção. Desse modo, Huang et al. (2014) propuseram um novo modelo em dois estágios,

Figura 1. Modelo de metafronteira para diferentes conjuntos tecnológicos



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de Battese et al. (2004).

no qual ambas as etapas de estimativa são realizadas via procedimentos econômétricos garantindo, assim, propriedades estatísticas a todas as etapas da estimativa. Segundo os autores, na primeira etapa são estimadas as fronteiras de produção específicas para cada grupo de produtor representadas:

$$Y_{ji} = f^j(X_{ji}) e^{V_{ji} - U_{ji}} \quad (1)$$

Em que Y_{ji} é um vetor de produção da unidade produtiva i pertencente ao grupo j , X_{ji} denota um vetor de fatores de produção, V_{ji} representa o erro aleatório, com distribuição normal, média zero e variância σ_v^2 , e U_{ji} o termo de ineficiência técnica intra-grupos. A eficiência técnica de cada grupo de produtor (TE_i^j) pode ser obtida a partir de:

$$TE_i^j = \frac{Y_{ji}}{f^j(X_{ji}) e^{V_{ji}}} = e^{-U_{ji}} \quad (2)$$

A função da metafronteira de produção, $f^M(X_{ji})$, envolvendo todas as fronteiras individuais estimadas para cada grupo de produtores, $f^j(X_{ji})$ pode ser expressa como:

$$f^j(X_{ji}) = f^M(X_{ji}) e^{-U_{ji}^M} \quad (3)$$

Huang et al. (2014) observaram que, como $f^M(X_{ji}) \geq f^j(X_{ji})$, a diferença entre a fronteira de produção j e a metafronteira pode ser definida como a relação de *gap* tecnológico (TGR):

$$TGR_i^j = \frac{f^j(X_{ji})}{f^M(X_{ji})} = e^{-U_{ji}^M} \leq 1 \quad (4)$$

Por fim, a eficiência técnica de cada unidade produtiva pode ser calculada em relação à metafronteira, a fim de permitir a comparação entre as medidas de eficiência sob diferentes níveis de tecnologia conforme:

$$MTE_{ji} = TGR_i^j \times TE_i^j \quad (5)$$

Sendo a metodologia de fronteira estocástica uma abordagem paramétrica, o presente trabalho adotou funções de produção nas especificações Cobb-Douglas em sua forma log-linear para ambos os estágios de estimação⁵.

⁵ Apesar de estimadas as funções de produção na especificação translog, foram observadas violações nas condições de monotonicidade em todas as estimativas da fase intragrupo, gerando estimativas não consistentes da eficiência técnica, conforme Sauer et al. (2006). Diante disso, os resultados obtidos para a função de produção translog não foram considerados para análise e discussão.

Para controlar efeitos associados a diferentes tamanhos de propriedades foram incluídas variáveis *dummies* para o primeiro, segundo e terceiro quartis dos tamanhos das propriedades na função de produção.

Dada a influência de condições edafoclimáticas e de relevo sob a produção agrícola (Marin et al., 2008), e baseando-se na abordagem para classificação dos grupos de produtores adotada por Melo-Becerra & Orozco-Gallo (2017), os produtores paulistas de milho considerados nesse estudo foram segmentados a partir de uma variável de aptidão do solo, clima e relevo disponível em Sparovek et al. (2014). Tal procedimento resultou na criação de três grupos de produtores, representados pelos níveis baixo, médio e alto de aptidão.

A exemplo de Huang et al. (2014) e Henningsen et al. (2015), adotou-se que o termo de ineficiência intragrupo, U_{ji} , e o componente de *gap* tecnológico, U_{ji}^M , seguem distribuição *half-normal* com média zero e variância σ_u^2 . Além disso, considerou-se que o termo de eficiência técnica e *gap* tecnológico estão associados a um conjunto de variáveis definidas como institucionais selecionadas, Z_{ji} , que no modelo empírico foram incorporadas como variáveis *dummies*, à exceção da variável para a distância do estabelecimento à sede do município, considerada pelo Projeto Lupa como a prefeitura municipal, que teve considerado o próprio valor publicado pelo Lupa. Na estimativa do modelo empírico espera-se, *a priori*, com base na literatura, que todas as variáveis institucionais selecionadas contribuam para o aumento da eficiência técnica, e redução do *gap* tecnológico, com exceção da distância, que se espera que atue como elemento aumentador do *gap* tecnológico.

A fim de testar a hipótese de que os três grupos de produtores possuem tecnologias de produção distintas, foi aplicado o teste de razão de verossimilhança, formulado por Battese et al. (2004):

$$\lambda = -2 \{ \ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)] \} \quad (6)$$

Em que $\ln[L(H_0)]$ é o valor da função de verossimilhança do modelo *pooled* com todas as observações, e $\ln[L(H_1)]$ é a soma dos valores das funções de verossimilhança dos modelos segmentados por nível de aptidão. A hipótese nula deste teste é de que as fronteiras de produção dos três grupos de produtores são as mesmas para todas as unidades produtivas do estado de São Paulo. Os graus de liberdade do teste são obtidos a partir da diferença entre o número de parâmetros estimados sob H_0 e H_1 .

3.1. Base de dados

O Levantamento Censitário das Unidades de Produção Agropecuária (Projeto Lupa), realizado pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento (SAA) do estado de São Paulo, e gerenciado pela Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (Cati) e Instituto de Economia Agrícola (IEA), fornece informações sobre a produção agrícola dos agricultores paulistas, abrangendo o ano agrícola 2007/2008.

Cada unidade de levantamento, chamada unidade de produção agropecuária (UPA), é definida como

- a) conjunto de propriedades agrícolas contíguas e pertencente ao (s) mesmo (s) proprietário (s);
- b) localizadas inteiramente dentro de um mesmo município, inclusive dentro do perímetro urbano;
- c) com área total igual ou superior a 0,1 ha;
- d) não destinada exclusivamente para lazer. (São Paulo, 2008)

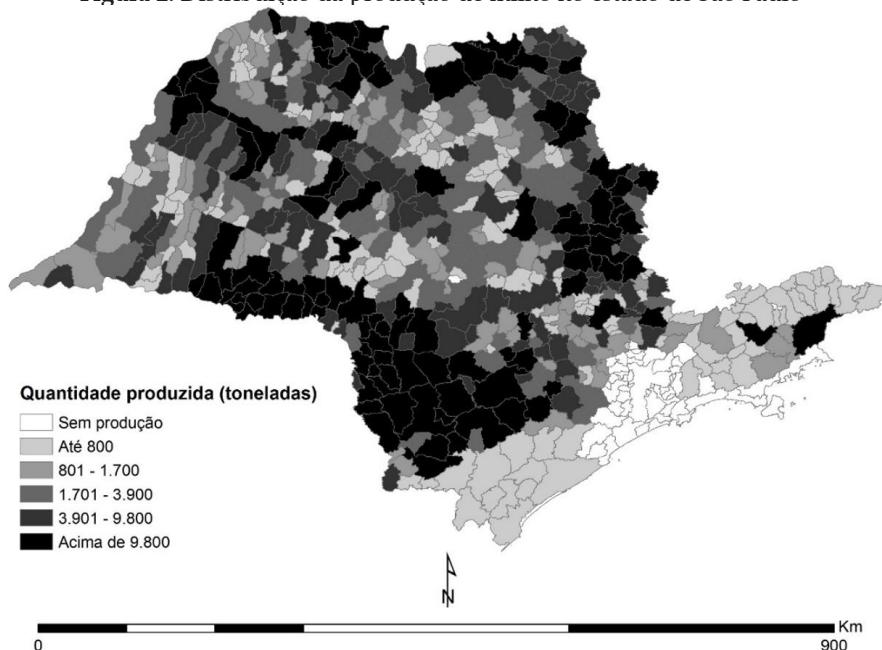
O Lupa ainda fornece informações desagregadas sobre o uso do solo, produtividade, características dos produtores rurais e dos estabelecimentos agrícolas, pessoal ocupado nas atividades agrícolas, investimentos em máquinas e equipamentos, entre outras.

Na safra 2007/2008, o milho era produzido em 51.694 unidades de produção agropecuária do estado (com área equivalente de 667.684,57 hectares), o que equivalia a 15,93% do total.

A Figura 2, construída a partir de dados da Pesquisa Agrícola Municipal (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2016), retrata a distribuição espacial da produção média de milho⁶ no estado de São Paulo, considerando 2007 e 2008. A partir dela, observa-se que, apesar de o milho ser cultivado em praticamente todos os municípios paulistas, algumas regiões concentravam grande parcela da produção, como as Regiões Administrativas de Itapeva e Campinas.

As variáveis utilizadas neste estudo e suas respectivas estatísticas descritivas estão na Tabela 1. Além das informações obtidas no Lupa, foi utilizada uma variável para aptidão do solo, clima e relevo, obtida de Sparovek et al. (2014), para classificar e segmentar os produtores em grupos na primeira etapa da estimativa da metafronteira. Esta variável agrupa elementos relacionados à fertilidade do solo,

⁶ Soma da quantidade produzida de milho 1^a e 2^a safra.

Figura 2. Distribuição da produção de milho no estado de São Paulo

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da Pesquisa Agrícola Municipal 2007 e 2008 (IBGE, 2016).

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis utilizadas

| Variável | Geral | | Alta aptidão | | Média aptidão | | Baixa aptidão | |
|--|--------|---------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão |
| <i>fronteira de produção</i> | | | | | | | | |
| Produção (kg) | 64.069 | 239.340 | 86.642 | 295.465 | 41.088 | 116.033 | 12.406 | 45.916 |
| Mão de obra total (Qtd) | 3,04 | 6,72 | 3,00 | 7,64 | 3,33 | 5,38 | 2,75 | 4,29 |
| Área cultivada (hectares) | 12,12 | 40,79 | 16,16 | 50,17 | 7,99 | 20,51 | 2,90 | 8,37 |
| Estoque de capital (R\$) | 99.344 | 252.682 | 119.989 | 299.808 | 91.849 | 175.340 | 32.872 | 86.868 |
| <i>Variáveis institucionais primeiro estágio</i> | | | | | | | | |
| Crédito | 0,199 | 0,399 | 0,252 | 0,434 | 0,153 | 0,360 | 0,065 | 0,247 |
| Cooperado | 0,248 | 0,432 | 0,304 | 0,460 | 0,174 | 0,379 | 0,148 | 0,355 |
| Reside UPA | 0,458 | 0,498 | 0,435 | 0,496 | 0,462 | 0,499 | 0,542 | 0,498 |
| Primário completo | 0,474 | 0,499 | 0,476 | 0,499 | 0,470 | 0,499 | 0,472 | 0,499 |
| Primeiro grau completo | 0,119 | 0,324 | 0,124 | 0,329 | 0,119 | 0,324 | 0,100 | 0,301 |
| Segundo grau completo | 0,118 | 0,323 | 0,124 | 0,329 | 0,118 | 0,323 | 0,098 | 0,297 |
| Curso superior completo | 0,148 | 0,355 | 0,150 | 0,357 | 0,158 | 0,365 | 0,128 | 0,334 |
| <i>Variáveis institucionais segundo estágio</i> | | | | | | | | |
| Ater pública | 0,371 | 0,483 | 0,407 | 0,491 | 0,306 | 0,461 | 0,325 | 0,468 |
| Ater privada | 0,122 | 0,327 | 0,114 | 0,317 | 0,155 | 0,362 | 0,105 | 0,307 |
| Sementes melhoradas | 0,643 | 0,479 | 0,632 | 0,482 | 0,733 | 0,442 | 0,551 | 0,497 |
| Plantio direto | 0,091 | 0,288 | 0,129 | 0,336 | 0,047 | 0,211 | 0,013 | 0,112 |
| Manejo integrado de pragas | 0,030 | 0,171 | 0,035 | 0,185 | 0,034 | 0,181 | 0,006 | 0,077 |
| Conservação do solo | 0,587 | 0,492 | 0,736 | 0,441 | 0,473 | 0,499 | 0,192 | 0,394 |
| Adubação verde | 0,088 | 0,284 | 0,083 | 0,276 | 0,114 | 0,318 | 0,070 | 0,255 |
| Distância | 13,488 | 10,254 | 13,363 | 10,359 | 12,314 | 7,660 | 15,619 | 12,514 |
| Número de observações | 45.583 | | 27.658 | | 10.521 | | 7.404 | |

Fonte: Levantamento Censitário das Unidades de Produção Agropecuária - Projeto Lupa (São Paulo, 2008) e elaboração dos autores.

condições climáticas e relevo, e reflete as condições para o cultivo sem irrigação de culturas anuais e perenes ao nível municipal. Segundo os autores, a aptidão foi inicialmente estimada como um índice, variando de zero a um, em que zero indicaria uma condição totalmente adversa ao cultivo, e o valor máximo, uma condição plenamente favorável para a atividade agropecuária. Posteriormente, o índice de aptidão foi segmentado em três categorias, baixa (de 0 a 0,33), média (de 0,34 a 0,66) e alta (de 0,67 a 1). Para o presente estudo, optou-se pela forma categórica, e não decimal, do índice de aptidão.

A partir da Tabela 1, observa-se que variáveis como quantidade produzida, calculada pela multiplicação da produtividade média pela área cultivada para cada cultura, em quilograma, a própria área cultivada, em hectares, e estoque de capital, calculado multiplicando-se as quantidades de trator de pneus, colhedeira automotriz, colhedeira acoplada e semeadeira/plantadeira para plantio convencional e plantio direto existentes na propriedade rural pelos seus respectivos preços médios⁷, em Reais, apresentaram os maiores valores médios no grupo de produtores em áreas de alta aptidão, que concentrava o maior número de produtores. Já a variável mão de obra total, proxy para o trabalho nos estabelecimentos, apresentou o maior valor médio entre produtores com média aptidão.

Entre as variáveis explicativas da ineficiência dos produtores, havia um baixo nível de escolaridade dos produtores em todos os grupos, embora haja mais produtores com níveis mais elevados de escolaridade em áreas de alta e média aptidão. A mesma característica (de maior valor nas áreas de alta e média aptidão) foi observada para o uso de crédito rural, e a associação a cooperativas agrícolas por produtores nestas áreas.

A Tabela 1 revela, ainda, que havia baixo uso de práticas modernas de plantio e manejo, como plantio direto, manejo integrado de pragas e adubação verde. Os serviços de extensão pública rural, importantes meios de transmissão de conhecimento e tecnologia ao campo (Araújo et al., 2002), eram utilizados por cerca de 37% de todos os produtores, especialmente por produtores em áreas de alta aptidão. Por fim, mais da metade

dos produtores relataram utilizar alguma prática de conservação do solo e sementes melhoradas.

Com o intuito de remover possíveis *outliers* da base de dados, foram adotadas algumas estratégias de controle. Assim, foram consideradas para o estudo apenas as unidades produtivas com as seguintes características: com produtividade entre 840 kg/ha e 8.190 kg/ha (limites internos obtidos do sistema de consistência do Projeto Lupa); que não possuíam a lavoura destinada à produção de sementes; com mão de obra total (familiar somada à permanente) ou estoque de capital diferentes de zero; e observações em que a relação entre a área colhida e área da UPA fosse menor ou igual a um. Tais procedimentos ocasionaram uma perda de aproximadamente 19% da produção total no estado, mas mostraram-se necessários a fim de garantir a consistência dos resultados do modelo empírico estimado.

4. Resultados

O resultado do teste proposto por Battese et al. (2004) (expressão 6) apresentou estatística (1.835,94) superior ao valor crítico tabelado (34,80), permitindo, ao nível de confiança de 99%, não aceitar a hipótese nula de não haver diferenças tecnológicas entre os grupos de produtores.

As estimativas das funções de produção intragrupo e da metafronteira foram realizadas utilizando o software estatístico Stata 14 (Statacorp, 2015), com os comandos específicos disponíveis em Kumbhakar et al. (2015).

4.1. Estimativas de eficiência técnica intragrupo

A fim de verificar a adequação do modelo de fronteira estocástica, foram estimadas para cada grupo de produtores regressões de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e realizados testes estatísticos nos seus termos de erro de modo a constatar a presença de componentes não aleatórios no erro, admitidos como ineficiência técnica. Indicada a existência de ineficiência técnica, foram reestimadas as funções de produção via um modelo de fronteira estocástica.

A primeira estratégia adotada nesse sentido foi a verificação de assimetria no termo de erro das estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários, que revelou valores negativos para todos os grupos de produtores, indicando resíduos assimetricamente distribuídos à esquerda, e contrariando a hipótese de normalidade do erro prevista na regressão de mínimos quadrados.

⁷ O preço do trator foi calculado como a média dos valores de um trator novo entre 2007 e 2008, obtida a partir de dados de Araújo & Nicolella (2018). Os demais preços foram calculados a partir das séries de preços médios mensais pagos pela agricultura (Instituto de Economia Agrícola, 2016), considerando o período de julho de 2007 a setembro de 2008 (período de realização do Lupa).

Tabela 2. Estimativas da eficiência técnica intragrupos

| Variáveis | Alta aptidão | | Média aptidão | | Baixa aptidão | |
|---|--------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|
| | Coeficiente | Erro padrão | Coeficiente | Erro padrão | Coeficiente | Erro padrão |
| <i>fronteira de produção</i> | | | | | | |
| Constante | 8,803* | 0,006 | 8,820* | 0,010 | 8,780* | 0,011 |
| Área | 1,043* | 0,001 | 1,037* | 0,003 | 1,049* | 0,004 |
| Trabalho | 0,016* | 0,002 | -0,001 | 0,004 | 0,019* | 0,006 |
| Capital | 0,0002 | 0,0003 | 0,002* | 0,001 | 0,001 | 0,001 |
| Dummy tamanho 1 | 0,087* | 0,006 | 0,060* | 0,009 | 0,096* | 0,012 |
| Dummy tamanho 2 | 0,036* | 0,005 | 0,043* | 0,008 | 0,036* | 0,011 |
| Dummy tamanho 3 | 0,040* | 0,004 | 0,033* | 0,008 | 0,039* | 0,010 |
| <i>Variáveis institucionais intragrupos</i> | | | | | | |
| Constante | -0,685* | 0,027 | -0,811* | 0,044 | -0,056 | 0,046 |
| Crédito | 0,074* | 0,020 | -0,093** | 0,040 | -0,147** | 0,068 |
| Cooperado | 0,054* | 0,019 | -0,072*** | 0,039 | 0,182* | 0,048 |
| Reside UPA | 0,077* | 0,019 | 0,104* | 0,030 | 0,142* | 0,036 |
| Primário completo | -0,046*** | 0,027 | -0,063 | 0,043 | -0,101** | 0,044 |
| Primeiro grau completo | -0,091* | 0,034 | -0,045 | 0,056 | -0,081 | 0,065 |
| Segundo grau completo | -0,052 | 0,035 | -0,002 | 0,057 | -0,093 | 0,066 |
| Curso superior completo | -0,064*** | 0,034 | 0,041 | 0,054 | -0,122** | 0,063 |
| <i>Erro aleatório</i> | | | | | | |
| Constante | -5,423* | 0,055 | -4,881* | 0,071 | -5,031* | 0,095 |
| Total de observações | 27.658 | | 10.521 | | 7.404 | |
| Log likelihood | -12.733,86 | | -4.389 | | -5.697,45 | |
| Wald χ^2 | 773.331,95 | | 236.161,36 | | 111.572,59 | |
| Prob > χ^2 | 0,00 | | 0,00 | | 0,00 | |

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Projeto Lupa 2007/08 (São Paulo, 2008). Notas: Dados numéricos arredondados. Estatisticamente significante nos intervalos de confiança de * 99%, ** 95% e *** 90%.

Para verificar a significância estatística do coeficiente de assimetria calculado, foi empregado o teste de normalidade proposto por D'Agostino et al. (1990) apud Kumbhakar et al. (2015). O resultado permitiu, ao nível de confiança de 99%, a não aceitação da hipótese nula de não haver assimetria nos resíduos da estimação por mínimos quadrados⁸.

Um segundo teste aplicado aos erros da regressão de mínimos quadrados, conforme Coelli (1995) apud Kumbhakar et al. (2015), corroborou a validade do modelo de fronteira estocástica, visto que este apresentou valores (-101,61, -47,56 e -14,55 para os modelos de alta, média e baixa aptidão, respectivamente) muito aquém do

valor crítico (1,96), levando novamente à não aceitação da hipótese nula de não assimetria nos resíduos MQO.

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo de fronteira estocástica de acordo com cada grupo de produtores.

Os testes aplicados com a soma dos coeficientes da função de produção levaram à não aceitação da hipótese nula de retornos constantes à escala para todos os grupos de produção. Além disso, a soma dos coeficientes foi de 1,059, 1,037 e 1,068 para os modelos de alta, média e baixa aptidão, respectivamente, indicando, portanto, a presença de retornos crescentes à escala para todos os produtores.

Os resultados das estimativas indicaram a área destinada à cultura como a variável de maior impacto para aumentar a produção. Os coeficientes estimados

⁸ As estatísticas dos testes para os modelos de alta, média e baixa aptidão foram, respectivamente, 7,224, 1,854 e 312.

para a variável trabalho apresentaram, na maioria dos modelos, as segundas maiores elasticidades. O estoque de capital foi a variável de menor impacto na produção, embora tenha apresentado significância estatística apenas para o grupo de média aptidão, aos níveis usuais de significância. Como este resultado difere do resultado esperado *a priori*, ressalta-se, entretanto, que esta é uma variável *proxy*, não representando o valor total do estoque de capital do produtor, conforme abordado no item 3.1. Além disso, baixos coeficientes estimados para o estoque de capital não são incomuns na literatura econômica, tendo sido também estimados nos trabalhos de Theriault & Serra (2014), Rodrigues et al. (2018) e Njuki & Bravo-Ureta (2016).

Analizando os elementos do termo de ineficiência técnica, observa-se que o coeficiente associado à utilização de crédito rural teve resultado distinto para cada grupo de produtor, aumentando a ineficiência para produtores de alta aptidão e reduzindo-a para produtores em áreas de média e baixa aptidão. Embora o efeito aumentador de ineficiência não seja também esperado *a priori*, Theriault & Serra (2014), utilizando o mesmo referencial metodológico, obtiveram resultados similares para esta variável. Além disso, os resultados podem indicar um baixo aproveitamento dos recursos para financiamento da agricultura pelos produtores em áreas de alta aptidão. Esse resultado é especialmente importante tendo em vista o crescimento da oferta de crédito rural subsidiado na última década, principalmente via Plano Agrícola e Pecuário (PAP) e Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), conforme relatório do projeto Iniciativa Para o Uso da Terra (2016).

Os resultados para a variável relacionada à associação do produtor a cooperativas indicaram apenas no modelo de média aptidão ganhos de eficiência. Uma possível razão para este resultado pode ser encontrada em Neves et al. (2015) que, analisando a eficiência técnica de 40 cooperativas agrícolas nos estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo entre 2006 e 2010, observaram baixa eficiência média para cooperativas com os menores faturamentos brutos da amostra.

O fato de o produtor residir na propriedade rural mostrou-se em todos os modelos como determinante para o aumento de ineficiência. Este resultado foi mais significativo (em termos de magnitude) no modelo de baixa aptidão.

Os níveis de instrução do produtor apresentaram significância estatística somente para os níveis “primeiro

grau completo” (que corresponde ao atual Ensino Fundamental), “primário completo” (atual primeiro a quinto ano) e “curso superior” no modelo de alta aptidão, e “primário completo” e “curso superior” no modelo de baixa aptidão. Apesar disso, todos os coeficientes associados a essas variáveis mostraram-se aumentadores de eficiência técnica.

4.2. Estimativas da meta-fronteira e gap tecnológico

Segundo a metodologia apresentada por Huang et al. (2014), foram estimadas as quantidades produzidas de cada unidade produtiva a partir dos coeficientes das funções de produção intragrupos da primeira etapa, e esses valores foram utilizados para estimar a metafronteira na segunda etapa (Tabela 3).

Novamente foram observados retornos crescentes à escala, com a soma dos coeficientes sendo igual a 1,054. Todos os fatores de produção apresentaram coeficientes positivos, garantindo a condição de monotonicidade das estimativas, conforme os critérios de Sauer et al. (2006). A área plantada apresentou a maior elasticidade da produção, seguida do trabalho e capital.

Dentre as variáveis relacionadas às diferenças tecnológicas, o manejo integrado de pragas, um sistema de integração de várias técnicas de manejo em que o processo de tomada de decisão envolve o uso coordenado de múltiplas táticas, com o objetivo de otimizar o controle de pragas de um modo sustentável e economicamente eficaz (Bueno et al., 2012), foi a única variável que não apresentou significância estatística aos níveis usuais do intervalo de confiança.

O coeficiente relacionado à conservação do solo apresentou a maior contribuição para a redução das diferenças tecnológicas entre os produtores. Tal resultado pode estar associado à capacidade dessa prática em proporcionar melhores condições de cultivo para os produtores, melhorando a disponibilidade de nutrientes no solo essenciais ao plantio de milho, e evitando processos de erosão e compactação do solo. Na literatura, Campos et al. (2012) demonstraram a importância de práticas de conservação do solo para a produção agropecuária.

O plantio direto, definido como “o cultivo de sementes sobre resíduos de cobertura vegetal” de modo “que a interferência da mecanização para revolver o solo seja mínima ao se plantar novas sementes ou mudas” (Itaipu

Tabela 3. Estimativas da metafronteira

| Variáveis | Coeficiente | Erro padrão |
|----------------------------------|-------------|-------------|
| <i>fronteira de produção</i> | | |
| Constante | 8,811* | 0,0003 |
| Área | 1,043* | 0,0001 |
| Trabalho | 0,011* | 0,0001 |
| Capital | 0,001* | 0,00001 |
| Dummy tamanho 1 | 0,080* | 0,0003 |
| Dummy tamanho 2 | 0,043* | 0,0002 |
| Dummy tamanho 3 | 0,035* | 0,0002 |
| <i>Variáveis gap tecnológico</i> | | |
| Constante | -8,506* | 0,046 |
| Ater pública | -0,194* | 0,033 |
| Ater privada | 0,114* | 0,048 |
| Sementes melhoradas | 0,060** | 0,031 |
| Plantio direto | -1,002* | 0,097 |
| Manejo integrado de pragas | -0,081 | 0,114 |
| Conservação do solo | -1,486* | 0,049 |
| Distância | 0,013* | 0,001 |
| Adubação verde | 0,373* | 0,059 |
| <i>Erro aleatório</i> | | |
| Constante | -8,629* | 0,011 |
| Total de observações | 45.583 | |
| Log likelihood | 126.949,75 | |
| Wald χ^2 | 382.000,000 | |
| Prob > χ^2 | 0,00 | |

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Projeto Lupa 2007/08 (São Paulo, 2008). Notas: Dados numéricos arredondados. Estatisticamente significante nos intervalos de confiança de * 99%, ** 95% e *** 90%.

Binacional, 2015, p. 12) mostrou-se também relacionado com a redução do *gap* tecnológico. A principal vantagem do plantio direto é sua capacidade de preservar a estrutura física, mineral e os microorganismos do solo, garantindo ganhos de produtividade em relação ao sistema de cultivo convencional (Bortoleti Junior et al., 2015).

Além disso, outra relevante contribuição do plantio direto foi a de viabilizar economicamente a cultura do milho segunda safra, visto que este surgiu como opção para o período entressafra, minimizando custos antes destinados à correção do solo no pousio. Neste panorama, o plantio direto contribuiu para a redução do uso de máquinas, mão de obra e fertilizantes para preparação do solo na entressafra, além de diminuir o tempo da

terra ociosa, reduzindo o custo de oportunidade do produtor (Duarte, 2001).

O uso de assistência técnica rural (Ater) exclusivamente pública apresentou-se como variável redutora da diferença tecnológica para os produtores paulistas de milho. Araújo et al. (2002) destacaram que as instituições públicas de ensino, pesquisa e assistência técnica desempenharam papel fundamental na disseminação de conhecimento e tecnologia para a agricultura paulista, contribuindo significativamente para o seu desenvolvimento.

Entre as variáveis que mais contribuíram para aumentar o *gap* tecnológico entre os produtores está a adubação verde, que apresentou o maior coeficiente estimado. Esta é uma prática agrícola que utiliza certas espécies de plantas, geralmente leguminosas, em sistemas de rotação, sucessão ou consórcio com a cultura principal (Carvalho, 2010).

Além dessa variável, o uso de Assistência Técnica privada, de sementes melhoradas⁹ e a distância da propriedade à sede do município apresentaram coeficientes relacionados ao crescimento do *gap* tecnológico.

A Tabela 4 apresenta os valores médios da eficiência técnica, do *gap* tecnológico e da metaeficiência para cada grupo de produtores, e para toda a amostra de produtores considerados neste estudo. Os produtores situados em áreas de média, alta e baixa aptidão apresentaram, respectivamente, os maiores valores médios da eficiência intragrupo. Em relação ao nível tecnológico, foram observados altos valores para essa variável em todos os grupos, sendo o maior valor observado para os produtores de áreas de alta aptidão. Em decorrência disso, a metaeficiência estimada para os grupos ficou próxima daquela estimada na etapa intragrupo, com produtores em áreas de média aptidão sendo os tecnicamente mais eficientes.

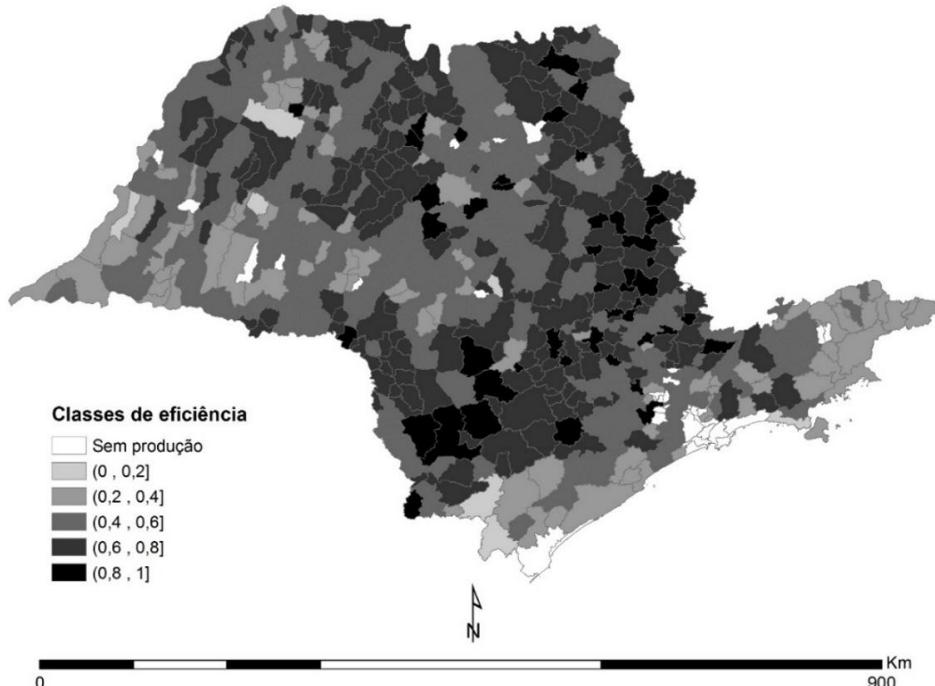
Uma análise da distribuição espacial da metaeficiência técnica desses produtores (Figura 3) revelou uma desigual distribuição dentro do estado, com grandes regiões produtoras apresentando altos índices de eficiência média, como nos municípios de Itaberá, São José do Rio Pardo, Buri e Itapeva. As menores médias de eficiência foram observadas nos municípios com baixa participação

⁹ Esta variável se refere basicamente a sementes melhoradas, mas não geneticamente modificadas, visto que a liberação para comercialização das sementes geneticamente modificadas ocorreu apenas em agosto de 2007 tendo, portanto, pouca participação na produção do ano-safra 2007-2008, ano em que o Lupa foi realizado.

Tabela 4. Valores médios para as medidas de eficiência e *gap* tecnológico

| | Total | Alta aptidão | Média aptidão | Baixa aptidão |
|-------------------------|-------|--------------|---------------|---------------|
| Eficiência intra-grupos | 0,617 | 0,635 | 0,640 | 0,515 |
| <i>Gap</i> tecnológico | 0,992 | 0,994 | 0,991 | 0,986 |
| Metaeficiência | 0,612 | 0,632 | 0,634 | 0,508 |

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Projeto Lupa 2007/08 (São Paulo, 2008). Notas: Dados numéricos arredondados.

Figura 3. Metaeficiência técnica média dos produtores de milho ao nível municipal

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Projeto Lupa 2007/08 (São Paulo, 2008).

na produção estadual, como Iporanga, Barra do Turvo, São Sebastião, Santo Antônio do Aracanguá, Caiuá, Rinópolis e Mineiros do Tietê.

5. Considerações finais

O presente artigo empregou a metodologia de metafronteira estocástica, e analisou a eficiência técnica e o *gap* tecnológico dos produtores paulistas de milho, com base no ano-safra 2007/08, a partir de microdados do Projeto Lupa, e de informações sobre a aptidão do solo, clima e relevo obtidas de Sparovek et al. (2014).

As estimativas da eficiência técnica no primeiro estágio mostraram níveis distintos de eficiência entre os grupos de produtores, com produtores em áreas de baixa aptidão apresentando os menores índices de eficiência.

Entretanto, os resultados do segundo estágio revelaram elevados valores médios para o nível tecnológico entre os três grupos de produtores, indicando que a diferença de eficiência entre os grupos decorre de questões institucionais e gerenciais relacionadas ao primeiro estágio da estimativa.

A metaeficiência técnica estimada para todo o estado de São Paulo apresentou um valor intermediário (quando considerados outros trabalhos na literatura), indicando um subaproveitamento dos recursos produtivos pelos produtores de milho. Além disso, observou-se uma grande dispersão dos níveis de eficiência média dentro do estado, com pequena concentração de níveis intermediários e elevados nas duas principais regiões administrativas produtoras, Campinas e Itapeva.

Tendo em vista o número de produtores que utilizavam os serviços de assistência técnica rural pública, e a contribuição dessas agências para reduzir o *gap*

tecnológico, possíveis políticas públicas poderiam ser implementadas a fim de modernizar o plantio e manejo do milho em São Paulo, ainda cultivado de modo mais tradicional no estado. Como os resultados sugerem que variáveis como crédito rural relacionaram-se de modo distinto com a ineficiência técnica de acordo com o perfil de produtor, para aumentar a produtividade e eficiência desta lavoura no estado, políticas públicas planejadas a partir da maior disponibilidade de dados (como os dados de aptidão) poderiam ser mais efetivas se direcionadas a grupos específicos de produtores conforme as características de aptidão das propriedades rurais. Adicionalmente, investimentos em assistência técnica, e maior acesso a técnicas como plantio direto, conservação do solo e manejo integrado de pragas podem reduzir o *gap* tecnológico e aumentar a eficiência técnica em relação à metafronteira, especialmente das unidades produtoras de regiões com baixa aptidão agrícola.

Finalmente, conforme novos levantamentos forem realizados, futuros trabalhos poderão utilizar modelos com dados em painel, a fim de controlar os efeitos de variáveis não observadas, reduzindo, assim, possíveis limitações decorrentes das estimativas por *cross-section*, além de possibilitar a estimação do progresso tecnológico na produção de milho no estado de São Paulo. Outra potencial contribuição seria analisar a evolução da relação de variáveis como manejo integrado de pragas, adubação verde e sementes melhoradas, especialmente as geneticamente modificadas, e seus respectivos impactos sobre o *gap* tecnológico ao longo do tempo.

6. Referências

- Aguiar, C. J., & Souza, P. M. (2014). Impactos do crescimento da produção de cana-de-açúcar na agricultura dos oito maiores estados produtores. *Revista Ceres*, 61(4), 482-493.
- Araújo, P. F. C., & Nicolella, A. C. (2018) *Contribuição da FAPESP ao Desenvolvimento da Agricultura do estado de São Paulo* (1. ed, v. 1, 412 p.). São Paulo: FAPESP.
- Araújo, P. F. C., Schuh, G. E., Barros, A. L. M., Shirota, R., & Nicolella, A. C. (2002). *O crescimento da agricultura paulista e as instituições de ensino, pesquisa e extensão numa perspectiva de longo prazo* (1. ed., v. 1, 176 p.). São Paulo: FAPESP.
- Basso, R. (2015). *A cultura alimentar paulista: uma civilização do milho* (1650-1750) (1. ed., 220 p.). São Paulo: Alameda.
- Battese, G. E., Rao, D. S. P., & O'Donnell, C. J. (2004). A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies. *Journal of Productivity Analysis*, 21, 91-103.
- Bortoletti Junior, A., Gonçalves, L. G., Ribeiro, M. A. R., Afonso, R. O., Santos, R. F., & Souza, C. S. S. (2015). A importância do plantio direto e do plantio convencional e as suas relações com o manejo e conservação do solo. *Revista Conexão Eletrônica*, 12(1), 296-306.
- Bravo-Ureta, B., & Evenson, R. E. (1994). Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in eastern Paraguay. *Agricultural Economics*, 10, 27-37.
- Bravo-Ureta, B., Almeida, A. N., Solís, D., & Inestroza, A. (2011). The economic impact of Marena's investments on sustainable agricultural systems in Honduras. *Journal of Agricultural Economics*, 62, 429-448.
- Bueno, A. F., Panizzi, A. R., Corrêa-Ferreira, B. S., Hoffmann-Campo, C. B., Sosa-Gómez, D. R., Gazzoni, D. L., Hirose, E., Moscardi, F., Corso, I. C., Oliveira, L. J., & Roggia, S. (2012). Histórico e evolução do manejo integrado de pragas no Brasil. In C. B. Hoffmann-Campo, B. S. Corrêa-Ferreira, & F. Moscardi. *Soja: manejo integrado de insetos e outros artrópodes-praga* (859 p.). Brasília: Embrapa.
- Campos, S. A. C., Coelho, A. B., & Gomes, A. P. (2012). Influência das condições ambientais e ação antrópica sobre a eficiência produtiva agropecuária em Minas Gerais. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 50(3), 563-576.
- Carrer, M. J., Souza Filho, H. M., Batalha, M. O., & Rossi, F. R. (2015). Farm Management Information Systems (FMIS) and technical efficiency: An analysis of citrus farms in Brazil. *Computers and Electronics in Agriculture*, 119, 105-111.
- Carvalho, A. M. (2010). *Adubação verde e qualidade do solo no Cerrado*. Embrapa Cerrados. Recuperado em 23 de maio de 2018, de <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/875113/1/art061.pdf>
- Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB. (2017). *Acompanhamento da safra brasileira grãos. v. 4 Safra 2016/2017 – Décimo Primeiro levantamento* (p. 1-158). Brasília: CONAB.
- Conceição, J. C., & Conceição, P. H. Z. (2014). *Agricultura: evolução e importância para a balança comercial brasileira* (Texto para discussão, 1944). Brasília: IPEA.
- Duarte, A. D. (2001). Como fazer uma boa segunda safra. *Cultivar Grandes Culturas*, 25, 10-18.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., & Zhang, Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *The American Economic Review*, 84(1), 66-83.
- Freitas, C. O., Silva, F. F., & Braga, M. J. (2017). Extensão rural e eficiência técnica na agropecuária brasileira: uma análise a partir dos microdados do censo agropecuário. In *Anais do 45º Encontro Nacional de Economia*. Natal: ANPEC.

- Guesmi, B., & Serra, T. (2015). Can we improve farm performance? The determinants of farm technical and environmental efficiency. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 37(4), 692-717.
- Guesmi, B., Serra, T., & Feathestone, A. (2015). Technical efficiency of Kansas arable crop farms: a local maximum likelihood approach. *Agricultural Economics*, 46, 1-11.
- Helfand, S. M., & Levine, E. S. (2004). Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. *Agricultural Economics*, 31, 241-249.
- Henningsen, A., Mpeta, D. F., Adem, A., Kuzilwa, J. A., & Czekaj, T. G. (2015). A meta-frontier approach for causal inference in productivity analysis: the effect of contract farming on sunflower productivity in Tanzania. In *2015 Agricultural & Applied Economics Association and Western Agricultural Economics Association Annual Meeting*. San Francisco, California: Agricultural and Applied Economics Association.
- Huang, C. F., Huang, T. H., & Liu, N. H. (2014). A new approach to estimating the metafrontier production function based on a stochastic frontier framework. *Journal of Productivity Analysis*, 42(3), 241-254.
- Iniciativa Para o Uso da Terra – INPUT. (2016). *Mapeamento: evolução do crédito rural no brasil entre 2003-2016*. Recuperado em 25 de maio de 2018, de http://www.inputbrasil.org/wp-content/uploads/2016/08/Evolucao_do_Credito_Rural_CPI.pdf
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2016). *Sistema de Recuperação Automática (SIDRA). Pesquisa Agrícola Municipal*. Recuperado em 30 abril 2016, de <http://www.sidra.ibge.gov.br/>
- Instituto de Economia Agrícola – IEA. (2016). *Preços médios mensais pagos pela agricultura*. Recuperado em 15 de setembro de 2016, de http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/Precos_Medios.aspx?cod_sis=5
- Itaipu Binacional. (2015). *Plantio direto: A tecnologia que revolucionou a agricultura brasileira* (144 p.). Foz de Iguaçu: Parque Itaipu.
- Kumbhakar, S. C., Wang, H., & Horncastle, A. P. (2015). *A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using stata* (476 p.). New York: Cambridge University Press.
- Magalhães, M. M., Souza Filho, H. M., Sousa, M. R., Silveira, J. M. F. J., & Buainain, A. M. (2011). Land reform in NE Brazil: A stochastic frontier production efficiency evaluation. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 49(1), 9-30.
- Marin, F. R., Lopes-Assad, M. L., Assad, E. D., Vian, C. E., & Santos, M. C. Sugarcane crop efficiency in two growing seasons in São Paulo State, Brazil. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 43(11), 1449-1455, Nov. 2008.
- Melo-Becerra, L. A., & Orozco-Gallo, A. J. (2017). Technical efficiency for Colombian small crop and livestock farmers: A stochastic metafrontier approach for different production systems. *Journal of Productivity Analysis*, 47(1), 1-16.
- Neves, M. C., Gonçalves, M., Gomes, A., & Braga, M. J. (2015). Efficiency and technological progress in brazilian agricultural cooperatives. In *Proceedings of International Conference of Agricultural Economists*. Milão: International Conference of Agricultural Economists – ICAE.
- Njuki, E., & Bravo-Ureta, B. E. (2016). Measuring agricultural water productivity using a partial factor productivity approach. In *Proceeding of 5th International Conference of the African Association of Agricultural Economists*. Addis Ababa, Ethiopia: United Nations Conference Center.
- O'Donnell, C. J., Rao, D. S., & Battese, G. E. (2008). Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. *Empirical Economics*, 34(1), 231-255.
- Rivera, E. B. B. R., & Constantin, P.D. (2007). Produtividade total dos fatores nas principais lavouras de grãos brasileiras: análise de Fronteira Estocástica e Índice de Malmquist. In *Anais do 35º Encontro Nacional de Economia*. Recife: ANPEC. Recuperado em 13 de março de 2016, de <http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A121.pdf>
- Rodrigues, M. A., Mendes, G. M., Moraes, M. L., & Araújo, P. F. C. (2018). Eficiência técnica na produção de cana-de-açúcar no estado de São Paulo. In P. F. C. Araújo & A. C. Nicollella. *Contribuição da FAPESP ao Desenvolvimento da Agricultura do estado de São Paulo* (Cap. 3, pp. 117-143). São Paulo: FAPESP.
- São Paulo (2008). Secretaria de Agricultura e Abastecimento. Coordenadoria de Assistência Técnica Integral. Instituto de Economia Agrícola. *Levantamento censitário de unidades de produção agrícola do Estado de São Paulo - LUPA 2007/2008*. São Paulo: SAA / CATI / IEA.
- Sauer, J., Frohberg, K., & Hockmann, H. (2006). Stochastic efficiency measurement: the curse of theoretical consistency. *Journal of Applied Econometrics*, 9, 139-165.
- Silva, F. P., Araújo, J. A., Costa, E. M., & Vieira Filho, J. E. R. (2016). Eficiência técnica das regiões semiárida e não semiárida do Nordeste brasileiro: mensurando a função de meta-fronteira de produção. In *Anais do 54º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural*. Maceió: Desenvolvimento, Território e Biodiversidade.
- Sparovek, G., Maule, R. F., Barreto, A., Dourado Neto, D., & Martins, S. P. (2014). *ANÁLISE TERRITORIAL PARA O DESENVELOVIMENTO DA AGRICULTURA IRRIGADA NO BRASIL*. Piracicaba: MI/FEALQ.
- STATAcorp. (2015). *Stata Statistical Software: Release 14*. College Station, TX: StataCorp LP.
- Theriault, V., & Serra, R. (2014). Institutional environment and technical efficiency: a stochastic frontier analysis of cotton producers in West Africa. *Journal of Agricultural Economics*, 65(2), 383-405.