

PTF agrícola

Atualização segundo o Censo de 2017¹

Cassiano Bragagnolo²
Humberto Francisco Silva Spolador³
Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros⁴

Resumo – O objetivo deste trabalho foi estimar a evolução da produtividade total dos fatores (PTF) da agricultura (lavouras permanentes e temporárias) brasileira por meio de uma função de produção translog com dados em painel para 1995–2017, dada a disponibilidade mais recente de dados do censo. Analisou-se a influência da PTF sobre o crescimento da agricultura. O efeito da PTF foi subdividido em progresso técnico, eficiência alocativa, efeito escala, ineficiência técnica e choques aleatórios. Para os estados analisados, o crescimento da PTF em 2006–2017 foi superior ao de 1995–2006. O estudo indica que o crescimento da PTF foi, em geral, positivo para os estados analisados e para o País como um todo.

Palavras-chave: análise de fronteira estocástica, crescimento econômico, produtividade.

Agricultural TFP: new results from 2017 Census

Abstract – The objective of this work was to estimate the total factor productivity (TFP) for the evolution of the agricultural TFP of the Brazilian agriculture (permanent and temporary crops) over the period 1995–2017, using a translog production function with panel data, given the availability of the most recent Census data. The TFP effect was subdivided into technical change, allocative component, scale components, technical inefficiency, and random shocks. For the analyzed states, the TFP growth in the last decade (2006 to 2017) was higher than the observed one in the previous decade (1995 to 2006). The study also indicates that the TFP growth was positive, in general, for the analyzed states and for the overall country from 1995 to 2017.

Keywords: stochastic frontier analysis, economic growth, productivity.

Introdução

O aumento consistente da oferta global de alimentos, mais do que suficiente para atender ao crescimento da demanda, tem como uma das fontes o aumento da produtividade agrícola, que, por sua vez, é resultado de investimentos

em pesquisa e desenvolvimento (P&D) (Fuglie, 2018).

Conforme Fuglie et al. (2020), o produto agrícola cresce não por meio da expansão da quantidade de terra, irrigação ou demais insumos, mas sim, na maior parte, por causa

¹ Original recebido em 11/8/2020 e aprovado em 12/1/2021.

² Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Carlos, Campus Sorocaba. E-mail: cassiano@ufscar.br

³ Professor do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola de Agricultura Luiz de Queiroz/USP. E-mail: hspolador@usp.br

⁴ Coordenador científico do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Escola de Agricultura Luiz de Queiroz (Cepea/Esalq/USP). E-mail: gsbarro@usp.br

do aumento da produtividade total dos fatores (PTF), ou seja, a eficiência com que os fatores de produção são combinados, com o uso de novas tecnologias e práticas agrícolas, para gerar unidades de produto. Segundo os autores, dois terços do crescimento agrícola global em 2001–2015 ocorreu por conta de aumento da PTF – era de 20% a contribuição na década de 1960, e o crescimento da PTF tem sido responsável por algo em torno de 60% do crescimento agrícola especificamente nos países em desenvolvimento.

Esse desempenho da produtividade tem sido mantido ao longo das décadas recentes por conta de investimentos em ciência agrícola e tecnologia, na geração de conhecimento e educação, na qualidade de insumos e na qualificação da força de trabalho (Alston, 2018). Fuglie (2018) detalhou as contribuições relativas ao crescimento da PTF (P&D de instituições públicas, empresas privadas e CGIAR – consórcio internacional de centros de pesquisa agrícola) e concluiu que há diferenças entre países quanto à fonte e à eficiência de P&D, visto que os países desenvolvidos são os que mais têm se beneficiado de *spillovers* internacionais e privados de P&D.

Os resultados empíricos de Wang et al. (2013) sugeriram a complementaridade entre investimentos públicos e privados em pesquisa agrícola, de modo que o aumento do investimento público estimula o investimento privado, possivelmente por conta da geração de novas oportunidades tecnológicas para comercialização. Mas, observaram os autores, o investimento público tende a diminuir com o aumento do investimento privado, e, em face de sua restrição orçamentária, estabelece-se assim um *tradeoff* do investimento público em diferentes tipos. Alston et al. (2011), embora considerando apenas a relação entre pesquisa agrícola e produtividade nos EUA, observaram que, apesar de a P&D produzir impactos significativos sobre a produtividade, ela é relativamente subfinanciada.

Também no Brasil, o agronegócio – incluindo insumos agropecuários, produção

agropecuária, agroindústria e distribuição – tem desempenhado papel significativo na economia⁵, não apenas atendendo à oferta interna de alimentos, o que contribui para a estabilidade de preços relativamente baixos no mercado doméstico, mas também gerando quantidades significativas de reservas cambiais por conta de superávits comerciais persistentes.

Seguindo a tendência global analisada por Fuglie et al. (2020), inclusive no Brasil, os ganhos de produtividade das últimas décadas têm sido fundamentais para esse desempenho da agricultura. Uma das melhores maneiras de medir os ganhos de produtividade é por meio da PTF, que pode ser definida como a relação entre o produto real e o uso real de fatores de produção para gerar esse produto. A taxa de crescimento da PTF é tradicionalmente definida como a diferença entre a taxa de crescimento do produto real e a taxa de crescimento real no uso de fatores de produção (Jorgenson & Griliches, 1967).

Inúmeros trabalhos estimaram a PTF para a agricultura brasileira nas últimas décadas e, em todos, é inequívoco o protagonismo da produtividade. Gasques et al. (2014) usaram o índice Tornqvist para construir uma série histórica da PTF para 1995–2012, e os resultados mostraram forte crescimento da PTF agrícola brasileira em 1995–2012, de 96%.

Este estudo exhibe resultados para a PTF agrícola brasileira (lavouras temporárias e permanentes) calculados por um modelo de análise de fronteira estocástica (SFA) para estados selecionados. O crescimento do produto agrícola foi decomposto de acordo com a contribuição de cada fator de produção e da PTF, com base em dados dos censos agropecuários de 1995, 2006 e 2017 (IBGE, 2020a, 2020b, 2020c) e da Produção Agrícola Municipal (PAM) (IBGE, 2020d) dos mesmos anos, ambas divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PTF, por sua vez, é decomposta em quatro componentes (progresso técnico, eficiência técnica, efeito escala e eficiência alocativa) para 1995–2006 e 2006–2017. Foram

⁵ O setor de agronegócios (que inclui as atividades agropecuárias, os insumos, a estocagem, o transporte, o processamento, a industrialização e a logística) respondeu por 21,4% do PIB brasileiro e 43% das exportações totais brasileiras em 2019 (Cepea, 2021).

utilizadas observações em nível municipal para Minas Gerais, São Paulo, o Paraná, Santa Catarina, o Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, que respondem por cerca de 80% do PIB agrícola brasileiro.

Revisão de literatura

Muitos trabalhos investigaram o comportamento e os determinantes da PTF na agricul-

tura brasileira nas últimas décadas e adotaram os mais variados métodos de estimação, bem como diferentes bases de dados, períodos e áreas de abrangência (Tabela 1). As estimativas mostram prevalência de resultados que apontam para o crescimento constante e significativo da PTF. Assim, pode-se afirmar que, nas últimas décadas – independentemente do método de estimação e da base de dados empregados, e mesmo que tenha ocorrido desaceleração –,

Tabela 1. Brasil – estimativas da PTF agrícola para autores selecionados.

Autores	Local/região	Período	Crescimento anual da PTF (%)	Método
Bonelli & Fonseca (1998)	Brasil	1975–1996	0,85	Contabilidade do crescimento para os setores econômicos brasileiros de 1985 a 1996
Fulginiti & Perrin (1998)	Painel de países	1961–1985	-0,03	Função paramétrica de metaprodução e um índice não paramétrico de Malmquist para 18 países em desenvolvimento em 1961–1985
Pereira et al. (2002)	Brasil e UFs	1970–1980	3,22 ⁽¹⁾	Índice de Malmquist calculado com dados do Censo Agropecuário para 1970–1996
		1970–1996	1,90 ⁽¹⁾	
Avila & Evenson (2010)	Painel de países	1961–1980	0,49	Contabilidade do crescimento para países selecionados, em 1961–2001
		1981–2001	3,22	
Bravo-Ortega & Lederman (2004)	Painel de países	1961–2001	1,86	Modelo de fronteira estocástica com função de produção translog para um painel de países para 1960–2000
		1960–2000	1,93	
Vicente (2004)	Brasil e UFs	1970–1995	1,62	Índice de Malmquist calculado com dados do Censo Agropecuário e preços da FGV e IEA
		1970–1979	-0,54	
Fuglie (2008)	Painel de países	1980–1989	3,13	Função de produção Cobb-Douglas estimada para dados em painel para diversos países em 1970–2006
		1990–1999	3,00	
		2000–2006	3,66	
Gasques et al. (2009)	Brasil e UFs	1975–2008	3,66	Índice Tornqvist para as UFs brasileiras 1975–2008
		2000–2008	4,98	
Mendes et al. (2009)	Brasil e UFs	1985–1994	1,00	Modelo de dados em painel com efeitos fixos e uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala para as UFs brasileiras em 1985–2004
		1995–2004	1,06	
		1985–2004	1,03	

Continua...

Tabela 1. Continuação.

Autores	Local/região	Período	Crescimento anual da PTF (%)	Método
Bragagnolo et al. (2010)	Brasil, UFs e municípios	1975–1985	1,6	Modelo de fronteira estocástica com função translog para os municípios brasileiros, em 1975–2006, calculado com dados do Censo agropecuário
		1985–1995	2,2	
		1995–2006	5,8	
		1975–2006	3,2	
Ludena (2010)	Painel de países	1961–1970	-0,60	Índice de Malmquist calculado com dados da FAO para 1961–2007
		1971–1980	1,50	
		1981–1990	3,40	
		1991–2000	2,40	
		2001–2007	2,80	
		1961–2007	1,80	
Rada & Buccola (2012)	Brasil e microrregiões do IBGE	1985–2006	2,62	Fronteira de distância de insumos agrícolas com função Cobb-Douglas generalizada para 558 microrregiões brasileiras em 1985–2006
Gasques et al. (2014, 2016)	Brasil e UFs	1975–1979	3,18	Índice Tornqvist para as UFs brasileiras para 1975–2014
		1980–1979	2,28	
		1990–1999	2,98	
		2000–2009	3,96	
		2010–2014	4,03	
		1975–2014	3,53	
Helfand et al. (2015)	Brasil e regiões	1985–2006	1,74	Modelo de fronteira estocástica com função de produção para o Brasil em 1985–2006, calculado de acordo com a escala de área
Ferreira et al. (2016)	Painel de países	1961–2010	0,08	Modelo de fronteira estocástica calculado com dados da <i>Penn World Table</i> para países da América latina em 1961–2010
IFRI (2018)	Painel de países em desenvolvimento	1991–2000	1,4	Índice Tornqvist para um painel de países em desenvolvimento para 1991–2014
		2001–2010	3,1	
		2011–2014	0,6	
Santos & Spolador (2018)	Brasil	1981–2013	2,10	Resíduo de Solow calculado com dados do Ministério de Minas e Energia e da Pnad para 1981–2013
Lázari & Magalhães (2019)	Região Sudeste	1985–2006	3,12	Modelo de fronteira estocástica com função de produção translog para o Sudeste em 1985–2006, calculado de acordo com a escala de área

⁽¹⁾ Média aritmética do crescimento anual dos estados.

o crescimento da PTF da agricultura brasileira tem sido considerável.

Machado et al. (2020) fizeram uma análise sistemática e uma descrição detalhada dos principais resultados de trabalhos que estimaram a PTF. A análise também confirmou a tendência de crescimento da PTF da agricultura brasileira, apesar das diferenças significativas nos resultados absolutos das estimações.

Metodologia e base de dados

Metodologia

Optou-se aqui por um método baseado na análise de fronteira estocástica (SFA), e sua grande vantagem é a possibilidade de se decompor o crescimento da PTF em diversas componentes, e com interpretação econômica direta (Pires & Garcia, 2012). O crescimento da PTF foi decomposto em quatro componentes: progresso técnico, eficiência técnica, efeito escala e eficiência alocativa.

Nishimizu & Page (1982) argumentaram que há uma razão importante para decompor o crescimento da PTF em progresso técnico e mudança na eficiência técnica. Quando os aumentos da PTF são derivados do progresso técnico, há inovações que proporcionam esse avanço. Já os ganhos da PTF relacionados a mudanças na eficiência dizem respeito principalmente à difusão tecnológica. Portanto, essa distinção se torna relevante para a análise de políticas públicas setoriais, pois, quando não ocorre progresso técnico, existe deficiência de pesquisa, e, quando não há eficiência técnica, existem problemas na difusão das novas tecnológicas ou de adequação destas para atender às necessidades dos agricultores.

A SFA foi originalmente proposta de forma independente por Aigner et al. (1977) e Meeusen & Broeck (1977). Neste estudo, aplica-se um modelo de SFA para dados em painel conhecido

como time varying decay model, desenvolvido por Battese & Coelli (1995). Admite-se que a fronteira estocástica da agricultura brasileira pode ser descrita por

$$y_{it} = f(t, x_{it}, \beta) e^{v_{it} - u_{it}} \quad (1)$$

em que y_{it} é o vetor de valor de produção agrícola do município i no período t ; x_{it} é o vetor de fatores de produção (trabalho, capital e terra) para o município i em t ; e β é o vetor de parâmetros. Admite-se que os termos v_{it} e u_{it} representam diferentes componentes de erros, distribuídos independentemente um do outro, e dos regressores, de modo que: $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ e $u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$, ou seja, o termo u_{it} tem distribuição *half normal* não negativa⁶.

Seguindo a parametrização proposta por Battese & Coelli (1995), o componente da ineficiência técnica variante no tempo pode ser expresso por

$$u_{it} = e^{-\eta(t-\tau)} u_{i\tau} \quad u_{i\tau} > 0, \quad i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, \tau \quad (2)$$

em que $u_{i\tau} = u_{i\tau}$, e η sinaliza o comportamento da ineficiência técnica ao longo do tempo.

O modelo selecionado para as estimações feitas neste estudo admite uma função translog com três fatores de produção, trabalho (L), capital (K) e terra (T):

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_t t + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + \\ & + 1/2 \beta_{tt} t^2 + 1/2 \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 + \\ & + 1/2 \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + 1/2 \beta_{TT} (\ln T_{it})^2 + \\ & + 1/2 \beta_{KL} (\ln K_{it})(\ln L_{it}) + \\ & + 1/2 \beta_{KT} (\ln K_{it})(\ln T_{it}) + \\ & + 1/2 \beta_{TL} (\ln T_{it})(\ln L_{it}) + \beta_{Kt} [(\ln K_{it})t] + \\ & + \beta_{Lt} [(\ln L_{it})t] + \beta_{Tt} [(\ln T_{it})t] + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

As elasticidades com respeito a K , L , e T e ao tempo (t) podem ser obtidas a partir da expressão 3, por meio de sua derivação logarítmica em relação a cada fator de produção e ao tempo. Assim, da parte determinística da expressão 3, pode-se obter

⁶ Para mais detalhes sobre as especificações da distribuição *half normal*, ver Kumbhakar & Lovell (2003).

$$\begin{aligned} (\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)) / (\partial \ln K_{it}) &= \\ &= \beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + 1/2 \beta_{KL} (\ln L_{it}) + \\ &+ 1/2 \beta_{KT} (\ln T_{it}) + \beta_{Kt} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} (\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)) / (\partial \ln L_{it}) &= \\ &= \beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + 1/2 \beta_{KL} (\ln K_{it}) + \\ &+ 1/2 \beta_{TL} (\ln T_{it}) + \beta_{Lt} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} (\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)) / (\partial \ln T_{it}) &= \\ &= \beta_T + \beta_{TT} \ln T_{it} + 1/2 \beta_{KT} (\ln K_{it}) + \\ &+ 1/2 \beta_{TL} (\ln L_{it}) + \beta_{Tt} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} (\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)) / \partial t &= \beta_t + \beta_{tt} t + \\ &+ \beta_{Kt} (\ln K_{it}) + \beta_{Lt} (\ln L_{it}) + \beta_{Tt} (\ln T_{it}) \end{aligned} \quad (7)$$

em que $\varepsilon_K = \partial \ln f(t, K, L, T, \beta) / \partial \ln K_{it}$ é a elasticidade do produto com relação ao capital, $\varepsilon_L = \partial \ln f(t, K, L, T, \beta) / \partial \ln L_{it}$ é a elasticidade do produto com relação ao trabalho, $\varepsilon_T = \partial \ln f(t, K, L, T, \beta) / \partial \ln T_{it}$ é a elasticidade do produto com relação à área e $TP = \partial \ln f(t, K, L, T, \beta) / \partial t$ é a taxa de progresso técnico. Por causa do uso de uma função do tipo translog, essas elasticidades são específicas para cada local e tempo.

Agora, derivando-se a expressão 3 em relação t sem a restrição de constância das demais variáveis, obtém-se

$$\begin{aligned} \dot{y}/y &= \partial \ln f(t, K, L, T, \beta) / \partial t + \varepsilon_K \dot{K}/K + \varepsilon_L \dot{L}/L + \\ &+ \varepsilon_T \dot{T}/T - (\partial u_{it} / \partial t) \end{aligned} \quad (8)$$

na qual o progresso técnico, conforme já informado, é dado por $TP = \partial \ln f(t, K, L, T, \beta) / \partial t$.

Neste estudo, decompôs-se a produtividade usando o método proposto por Bauer (1990) e Kumbhakar (2000), e adotado por Pires & Garcia (2012), para analisar a produtividade dos países, e por Bragagnolo et al. (2010) para decompor a produtividade da agricultura brasileira.

Considerando que o retorno à escala (RTS) é dado por $RTS = \varepsilon_K + \varepsilon_L + \varepsilon_T$, que ε_K , ε_L e ε_T são as elasticidades do produto, então λ_K , λ_L e λ_T , cuja soma é igual a um, são definidos por

$$\lambda_K = \varepsilon_K / RTS, \lambda_L = \varepsilon_L / RTS, \lambda_T = \varepsilon_T / RTS \quad (9)$$

A decomposição do crescimento da PTF segue a expressão

$$g_{PTF} = \dot{y}/y - S_K(\dot{K}/K) - S_L(\dot{L}/L) - S_T(\dot{T}/T) \quad (10)$$

na qual os termos S_K , S_L e S_T são as parcelas do capital, do trabalho e da terra na renda, respectivamente, sob competição perfeita (ou seja, os fatores são remunerados pela sua produtividade marginal).

Depois da estimação econométrica da expressão 3 e da manipulação algébrica das equações 8, 9 e 10, chega-se à expressão para a taxa de variação na PTF, ou seja,

$$\begin{aligned} g_{PTF} &= TP - \dot{u} + (RTS - 1)[\lambda_K g_K + \lambda_L g_L + \\ &+ \lambda_T g_T] + [(\lambda_K - S_K)g_K + (\lambda_L - S_L)g_L + \\ &+ (\lambda_T - S_T)g_T] \end{aligned} \quad (11)$$

em que $TP = [\partial \ln f(t, K, L, T, \beta) / \partial t]$ é o progresso técnico dado pela expressão 7, $\dot{u} = \partial u / \partial t$ representa a mudança da eficiência técnica, $[(RTS - 1)(\lambda_K g_K + \lambda_L g_L + \lambda_T g_T)]$ representa a mudança de escala da produção e $[(\lambda_K - S_K)g_K + (\lambda_L - S_L)g_L + (\lambda_T - S_T)g_T]$ representa a mudança na eficiência alocativa. Notar que quanto mais próximos forem λ_i de S_i , ou seja, quanto mais próxima a alocação de recursos daquela que prevaleceria sob competição perfeita, menor será o efeito alocativo. Além disso, g_K , g_L e g_T são as taxas de crescimento de K , L e T , respectivamente.

Base de dados

A PTF calculada refere-se, exclusivamente, às lavouras temporárias e permanentes, não incluindo, portanto, a pecuária. As fontes de dados utilizadas aqui são a Produção Agrícola Municipal (PAM) (IBGE, 2020d) e os três últimos censos agropecuários (1995, 2006 e 2017) (IBGE, 2020a, 2020b, 2020c), todos publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Mais especificamente, os dados para o capital e para a mão de obra foram obtidos dos censos, enquanto os dados para o valor bruto da produção (VBP) e para a terra foram retirados da PAM.

A *proxy* para o capital foi o número total de tratores. Para a mão de obra, usou-se o pessoal ocupado em estabelecimentos agropecuários com e sem laço de parentesco com o produtor. O dado utilizado para o fator de produção terra foi a área colhida em hectares.

Os valores para o VBP referem-se aos valores da produção das lavouras temporárias e permanentes divulgados pela PAM (IBGE, 2020d) e foram deflacionados pelo IGP-DI (2019 = 100), divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2020). Os dados foram organizados em um modelo de painel para estimar a expressão 3, e os resultados foram utilizados para estimar e decompor a PTF agrícola dos municípios, de acordo com a expressão 11. Para o fator terra, adotou-se como *proxy* a área plantada com lavouras temporárias e permanentes divulgados pela PAM.

Foram utilizadas observações em nível municipal para Minas Gerais, São Paulo, o Paraná, Santa Catarina, o Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás – ou seja, unidades do Centro-Oeste (exceto o Distrito Federal), Sudeste (exceto o Rio de Janeiro e o Espírito Santo) e Sul –, cuja produção agregada corresponde a cerca de 80% do PIB agrícola brasileiro e que representam os estados de produção agrícola mais tradicionais (IBGE, 2020d). Foram eliminadas da amostra as cidades onde ao menos uma das informações necessárias para o cálculo do modelo proposto não estava disponível. Dessa forma, a amostra final é composta por dados de 3.048 municípios, sendo 594 de São Paulo, 842 de Minas Gerais, 384 do Paraná, 279 de Santa Catarina, 487 do Rio Grande do Sul, 77 de Mato Grosso do Sul, 140 de Mato Grosso e 245 de Goiás. Embora tenham sido obtidos resultados individuais para cada um dos municípios que compõem os sete estados selecionados, optou-se por apresentar os resultados somente para o nível estadual.

Resultados e discussão

Um teste de razão de verossimilhança foi empregado para comparar o modelo completo representado pela expressão 3 com modelos alternativos restritos. Para uma função de produção com variáveis tecnológicas descritas por $Y=f(K,\lambda L)$, a tecnologia (λ) é chamada de “Harrod neutra”. Nesse caso, o progresso técnico ocorre quando cada unidade de trabalho é mais produtiva à medida que a tecnologia aumenta. Assim, a restrição testada é a de que o progresso técnico não afeta diretamente o capital. Caso a função seja descrita por $Y=f(\lambda K,L)$, a tecnologia é denominada “Solow neutra”. Para essa tecnologia, a hipótese é de que o progresso tecnológico não afeta diretamente o trabalho e, assim, retirou-se da expressão 3 o efeito do tempo sobre a variável trabalho. Por fim, se a função for descrita por $Y=\lambda f(K,L)$, a tecnologia é denominada “Hicks neutra” e, nesse caso, não há efeito do progresso técnico no capital e no trabalho. Para testar essa hipótese, foram removidos da expressão 3 os efeitos da variável tempo sobre o capital e sobre o trabalho. Outras possibilidades consideradas para os modelos restritos foram uma função do tipo translog sem progresso técnico (ou seja, sem influência do tempo) e uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, com e sem progresso técnico.

A Tabela 2 mostra os resultados para o teste de razão de verossimilhança, que indicaram que o modelo com a função de produção translog completa, apresentado na expressão 3, é o mais apropriado.

A Tabela 3 mostra os resultados da estimação da função de produção agrícola por meio de uma forma funcional translog, conforme especificada na expressão 3. Os coeficientes obtidos são estatisticamente significativos ao nível de 1%, exceto para os coeficientes β_{TT} que é significativo a 10%, e para β_{TT} que não é estatisticamente significativo.

A Tabela 4 mostra as elasticidades calculadas pelas expressões 4, 5, 6 e 7 para 1995, 2006, 2017 e para o período completo (1995 a 2017).

Tabela 2. Resultados dos testes de razão de verossimilhança.

Modelo	Translog completa	Harrod neutra	Solow neutra	Hicks neutra	Translog TP ⁽¹⁾	Cobb-Douglas ⁽²⁾	Cobb-Douglas TP ⁽³⁾
Translog completa	–	23,25 $\chi^2(1)$	94,54 $\chi^2(1)$	142,31 $\chi^2(2)$	376,04 $\chi^2(5)$	518,79 $\chi^2(10)$	605,96 $\chi^2(11)$
Harrod neutra	–	–	NC ⁽⁴⁾	119,06 $\chi^2(1)$	352,79 $\chi^2(4)$	495,54 $\chi^2(9)$	582,71 $\chi^2(10)$
Solow neutra	–	–	–	47,77 $\chi^2(1)$	281,50 $\chi^2(4)$	424,25 $\chi^2(9)$	511,42 $\chi^2(10)$
Hicks neutra	–	–	–	–	233,73 $\chi^2(3)$	376,48 $\chi^2(8)$	463,65 $\chi^2(9)$
Translog TP ⁽¹⁾	–	–	–	–	–	142,75 $\chi^2(5)$	229,93 $\chi^2(6)$
Cobb-Douglas ⁽²⁾	–	–	–	–	–	–	87,17 $\chi^2(1)$
Cobb-Douglas TP ⁽³⁾	–	–	–	–	–	–	–

⁽¹⁾ Função de produção translog sem progresso técnico.

⁽²⁾ Função de produção Cobb-Douglas com progresso técnico.

⁽³⁾ Função de produção Cobb-Douglas sem progresso técnico.

⁽⁴⁾ O teste da razão de verossimilhança não é aplicável.

Os valores foram calculados pelas médias, já que os resultados dessas elasticidades são diferentes para cada local e período.

Para a terra, a maior elasticidade (e crescente), os resultados mostraram que, na média do período, um aumento de 10% no uso desse insumo levaria ao aumento do produto de aproximadamente 5%. Já a menor elasticidade (e decrescente) é a do trabalho, que chega a ser negativa em 2017, sendo esse resultado coerente com a trajetória da alocação da força de trabalho no setor nas últimas décadas – um aumento de 10% no uso do trabalho leva a um aumento no produto de 0,2%, aproximadamente, para a média do período. Para o capital, um aumento de 10% geraria o aumento no produto de, aproximadamente, 1,6%, levando-se em consideração o período como um todo. No conjunto, as estimativas da soma das elasticidades dos fatores de produção apontam para retornos decrescentes à escala. A taxa de progresso técnico estimada acelerou no último período de análise, o que

contribuiu para o maior crescimento da PTF agrícola em relação ao período anterior.

A Tabela 5 mostra elasticidades calculadas pelas médias para os estados selecionados. Elas possuem valores próximos à média calculada para o Brasil e, conseqüentemente, não diferem substancialmente entre si.

Um resultado adicional proveniente do cálculo da SFA são as eficiências técnicas. A eficiência técnica média para os municípios analisados foi de 0,549 para o período como um todo, de 0,544 para 1995, de 0,549 para 2006 e de 0,556 para 2017. Assim, embora com valores muito similares ao longo do tempo, as eficiências médias estimadas cresceram. A Figura 1 é um histograma com a distribuição das eficiências geradas pelo modelo estimado.

A Tabela 6 mostra os resultados da decomposição da PTF agrícola para 1995–2006, 2006–2017 e 1995–2017 para os estados selecionados e para o Brasil. O crescimento da produção do setor agrícola foi vigoroso, contabilizando, em média, 5,32% ao ano em 1995–2017. Apesar do

Tabela 3. Resultados para o modelo de fronteira estocástica *time-variant inefficiency*.

Coefficiente	Valor estimado	Erro padrão	P > z
β_0	2,14843	0,14589	0,00000***
β_t	0,04055	0,01301	0,00000***
β_K	0,43531	0,04186	0,00000***
β_L	0,12390	0,01661	0,00000***
β_T	0,73800	0,03753	0,00000***
β_{tt}	-0,03951	0,02075	0,05687*
β_{kk}	0,05135	0,00703	0,00000***
β_{LL}	-0,00890	0,00242	0,00024***
β_{TT}	-0,00700	0,00463	0,13036
β_{KL}	-0,04373	0,00644	0,00000***
β_{TK}	-0,07331	0,00912	0,00000***
β_{TL}	0,03791	0,00513	0,00000***
β_{kt}	-0,05635	0,01166	0,00000***
β_{Lt}	-0,05653	0,00580	0,00000***
β_{Tt}	0,09701	0,00900	0,00000***
σ^2	0,77420	0,02904	0,00000***
γ	0,81170	0,00854	0,00183***

*** significativo a 0,1%; ** significativo a 1%; * significativo a 10%.

Tabela 4. Elasticidades médias com relação à terra (ε_T), ao trabalho (ε_L), ao capital (ε_K) e o progresso técnico (TP) para 1995, 2006, 2017 e para todo o período (1995 a 2017).

Período	ε_T	ε_L	ε_K	TP
1995–2017	0,5020	0,0189	0,1560	0,0897
1995	0,4207	0,0576	0,1495	0,0692
2006	0,5123	0,0174	0,1449	0,0853
2017	0,5796	-0,0220	0,1761	0,1174

grande aumento da produção, quanto ao uso dos fatores de produção o crescimento durante o período como um todo foi modesto ou negativo. O crescimento do uso do capital foi de 0,30%

⁷ A única exceção foi Minas Gerais para 1995–2006.

Tabela 5. Elasticidades com relação à terra (ε_T), ao trabalho (ε_L), ao capital (ε_K) e o progresso técnico (TP) para 1995–2017 para estados selecionados.

UF	ε_T	ε_L	ε_K	TP
MG	0,5737	0,0187	0,1401	0,0646
SP	0,4819	0,0192	0,1718	0,0912
PR	0,4614	0,0250	0,1345	0,1200
SC	0,4902	0,0097	0,1831	0,0732
RS	0,4641	0,0185	0,1667	0,1051
MS	0,4228	0,0101	0,1689	0,0967
MT	0,4636	0,0228	0,1418	0,1209
GO	0,5153	0,0211	0,1577	0,0882

ao ano e o da terra foi de 1,30% ao ano. Para o trabalho, houve leve decréscimo: - 0,06% ao ano.

A Figura 2 mostra a taxa de crescimento da PTF para os subperíodos 1995–2006 e 2006–2017.

Os resultados mostram que o crescimento da PTF para os estados selecionados em 2006–2017 foi superior ao de 1995–2006. Mostram também que o crescimento da PTF foi, de maneira geral, positivo para todos os estados e para o País em 1995–2017⁷. Para o período completo, estimou-se uma taxa de crescimento da PTF média de 3,03% ao ano (Tabela 6).

Gasques et al. (2016), usando períodos, métodos e amostras diferentes, encontraram resultados semelhantes aos deste estudo. Aqui foi estimado um crescimento de 2,33% ao ano para 1995–2006 e 3,73% ao ano para 2006–2017, com um modelo de fronteira estocástica; Gasques et al. (2014, 2016) encontraram crescimento de 2,98% ao ano em 1990–1999, de 3,96% ao ano em 2000–2009 e de 4,03% ao ano em 2010–2014, via cálculo de um Índice Tornqvist.

Bragagnolo et al. (2010) estimaram a PTF para o Brasil e para todas as Unidades da Federação em 1975–2005 e nos subperíodos

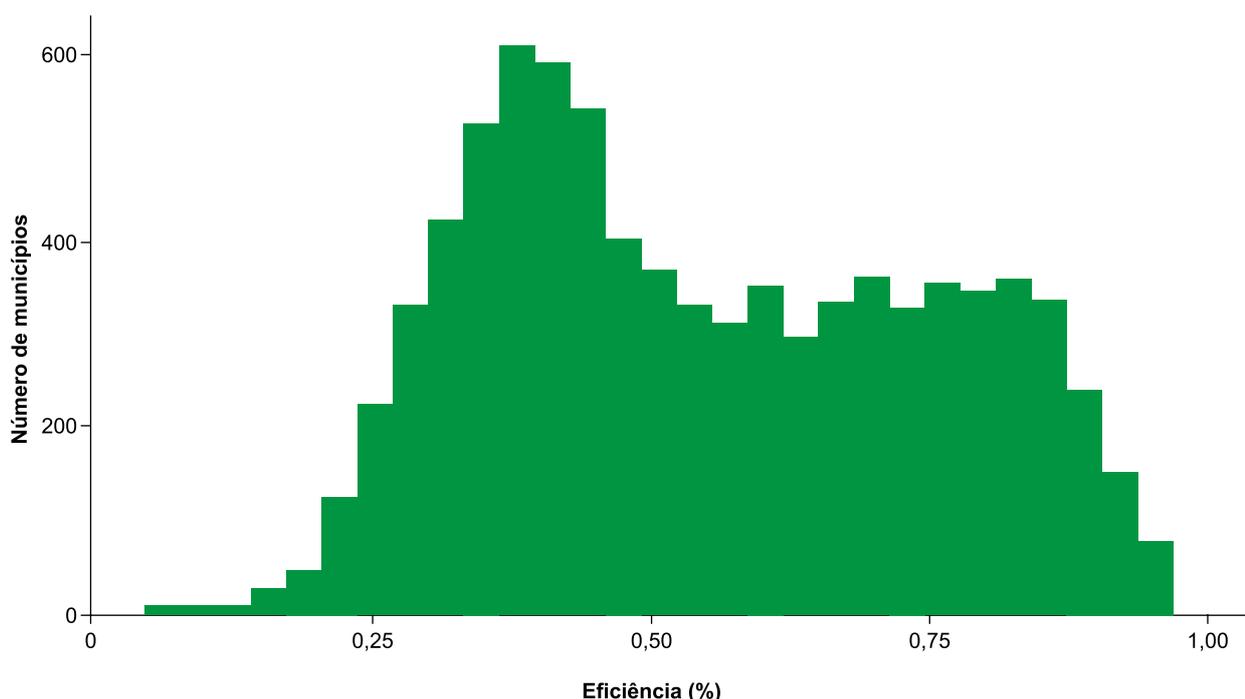


Figura 1. Distribuição das eficiências técnicas estimadas pelo modelo de fronteira estocástica *time-variant inefficiency*.

1975–1985, 1985–1995 e 1995–2005. O único subperíodo avaliado pelos autores que coincide com os estimados neste estudo foi o de 1995 a 2005. O valor estimado pelos autores (5,8% ao ano) foi ligeiramente superior ao mostrado na Tabela 4.

Uma análise geral dos resultados do modelo de fronteira estocástica, utilizado neste trabalho, sugere que a expansão da PTF se deve em grande parte ao progresso técnico, que foi o principal determinante do crescimento do produto agrícola no Brasil de 1995 a 2017, a exemplo do que Bragagnolo et al. (2010) apontaram para décadas anteriores. O progresso técnico exibiu crescimento de 4,2% ao ano para o período como um todo, e o período de maior crescimento foi o mais recente (2006 a 2017), quando o progresso técnico cresceu a 4,9% ao ano. Esse resultado estaria relacionado com uma aceleração dos avanços tecnológicos para o setor agrícola, ou seja, o uso intensivo de novas tecnologias.

O estudo indica que a contribuição da eficiência técnica para o crescimento da PTF agrícola foi positiva para todos os estados e para o País em 1995–2017. A eficiência técnica é medida pela distância entre a fronteira tecnológica e o uso efetivo de tecnologia pelos agricultores. Assim, esses resultados sugerem que, na média, os produtores rurais evoluíram tecnologicamente. Entretanto, a contribuição da eficiência técnica para o crescimento da PTF foi pequena no período analisado, de 0,18% para 1995–2017, conforme a Tabela 6. Isso significa que a maioria dos produtores evoluiu tecnologicamente a um ritmo bem mais lento do que aqueles posicionados mais próximos à fronteira.

De acordo com o modelo estimado, apesar do crescimento da PTF agrícola no período, houve influência negativa do efeito escala, influência que indicaria que a redução do ritmo de expansão da fronteira agrícola pode estar limitando o crescimento da PTF da agricultura brasileira, principalmente nas regiões tradicionais de agricultura, como as analisadas neste

Tabela 6. Decomposição da taxa de crescimento anual do produto e da PTF agrícola para estados selecionados e para o Brasil (% a.a.) em três períodos.

UF	Ano	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação da força de trabalho	Variação da área colhida	Variação da PTF	Variação da PTF			Choques aleatórios	
							Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala		
MG	1995-2006	4,15	0,26	-0,03	0,64	-0,50	0,89	0,12	-1,01	-0,51	3,79
	2006-2017	4,84	0,59	0,69	1,02	5,72	7,12	0,13	-1,54	0,01	-3,19
	1995-2017	3,00	0,28	0,22	0,55	1,74	2,67	0,08	-0,85	-0,17	0,20
SP	1995-2006	4,23	0,06	-0,15	0,84	2,16	3,22	0,09	-1,04	-0,11	1,32
	2006-2017	4,02	0,22	0,19	1,57	4,34	5,24	0,10	-1,00	0,00	-2,30
	1995-2017	2,75	0,09	0,01	0,80	2,17	2,82	0,06	-0,68	-0,04	-0,33
PR	1995-2006	2,97	0,01	-0,29	0,95	3,09	3,73	0,25	-0,82	-0,07	-0,78
	2006-2017	5,68	0,52	0,18	0,78	3,97	4,59	0,26	-0,88	0,00	0,24
	1995-2017	2,89	0,18	-0,04	0,58	2,35	2,77	0,17	-0,57	-0,02	-0,18
SC	1995-2006	1,39	0,18	0,00	-0,26	3,48	3,78	0,16	-0,42	-0,04	-2,00
	2006-2017	3,90	1,21	0,84	-0,21	5,56	6,24	0,19	-0,87	0,00	-3,49
	1995-2017	1,76	0,46	0,28	-0,16	3,01	3,34	0,12	-0,43	-0,01	-1,83
RS	1995-2006	-0,53	0,22	-0,18	0,19	4,43	4,89	0,18	-0,65	0,01	-5,18
	2006-2017	5,74	0,66	0,35	0,74	4,29	5,08	0,22	-1,01	0,00	-0,30
	1995-2017	1,74	0,29	0,06	0,31	2,91	3,32	0,13	-0,55	0,00	-1,83
MS	1995-2006	6,12	0,18	-0,28	2,14	1,07	3,00	0,30	-2,22	-0,01	3,01
	2006-2017	11,42	0,24	-0,25	2,71	3,27	4,84	0,29	-1,87	0,00	5,45
	1995-2017	5,85	0,14	-0,18	1,62	1,44	2,61	0,20	-1,36	0,00	2,82
MT	1995-2006	6,60	0,14	-0,54	2,45	2,25	4,18	0,17	-2,11	0,00	2,31
	2006-2017	11,59	0,38	-0,53	3,30	1,23	3,31	0,23	-2,31	0,00	7,22
	1995-2017	6,07	0,17	-0,36	1,92	1,16	2,50	0,13	-1,47	0,00	3,18
GO	1995-2006	6,27	0,08	-0,42	1,69	2,98	3,90	0,24	-1,37	0,21	1,94
	2006-2017	10,18	0,48	-0,20	2,45	2,99	4,34	0,24	-1,60	0,00	4,45
	1995-2017	5,49	0,19	-0,21	1,38	1,99	2,75	0,16	-0,99	0,07	2,13
BR	1995-2006	3,59	0,13	-0,22	0,94	2,33	3,36	0,16	-1,09	-0,11	0,40
	2006-2017	7,06	0,47	0,10	1,66	3,73	4,93	0,20	-1,41	0,00	1,09
	1995-2017	5,32	0,30	-0,06	1,30	3,03	4,15	0,18	-1,25	-0,05	0,75

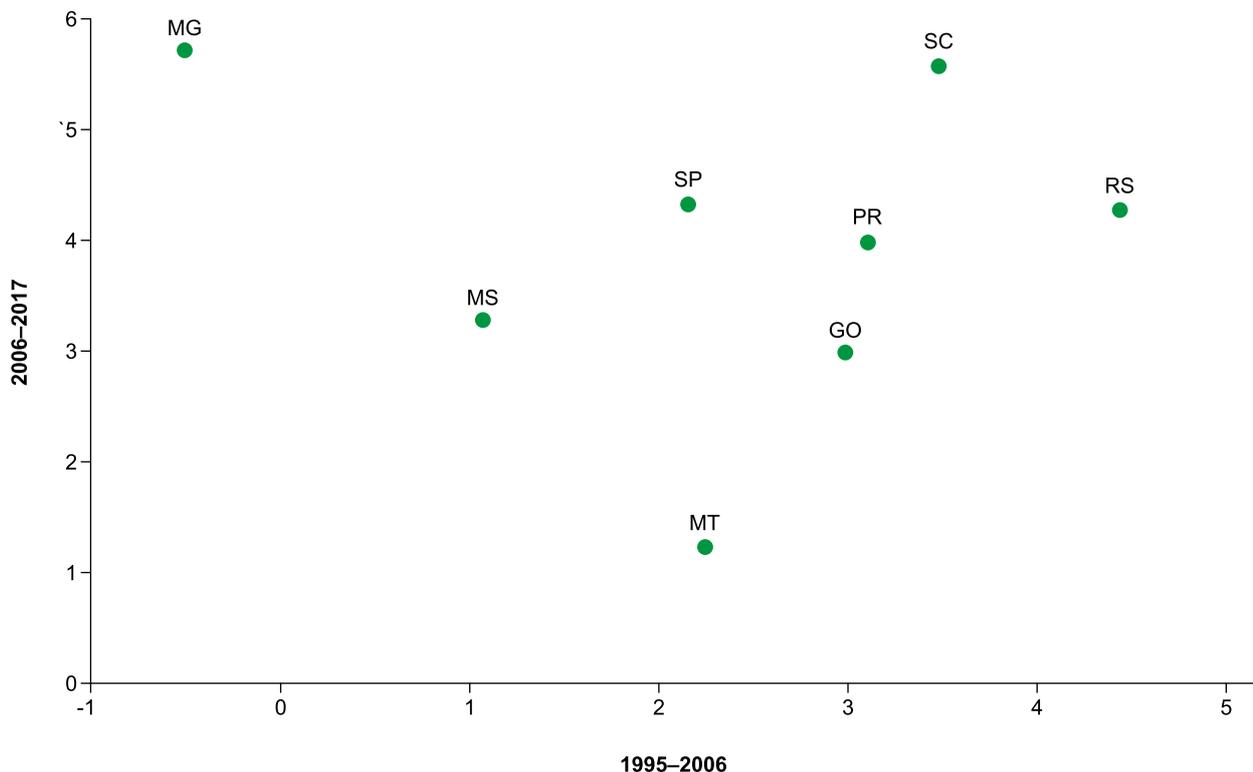


Figura 2. Taxa de crescimento da PTF em 1995–2006 e 2006–2017 estimadas pelo modelo de fronteira estocástica *time-variant inefficiency*.

estudo. Outra possibilidade é que a produção cresça mais rapidamente nas grandes unidades (estabelecimentos) que estariam expandindo o uso dos demais fatores, sem, porém, afetar de forma relevante a área total do estado ou do País. Ou seja, poderia estar havendo concentração da produção agropecuária em propriedades maiores, o que indicaria vantagens pecuniárias – vantagens nas compras de insumos e vendas da produção (Souza Filho, 2014) –, mas não necessariamente de escala. Dados dos censos agropecuários revelam, por exemplo, que para o Brasil, em 2006, 10,6% dos estabelecimentos responderam por 86,4% do VBP (IBGE, 2020b). Em 2017, 9,2% dos estabelecimentos geraram 88,1% do VBP (Vieira Filho, 2020). Aparentemente, esses estabelecimentos não são necessariamente os maiores. Helfand et al. (2015) mostraram que, de 1985 a 2006, o crescimento da produção foi maior nos maiores estabelecimentos em todas as regiões, exceto no Sul. Ao mesmo tempo, terra

e trabalho foram reduzidos em quase todas as regiões e portes de estabelecimentos: insumos comprados – máquinas e agroquímicos – substituíram esses fatores de produção.

Os resultados mostram também que a alocação dos recursos disponíveis exerceu pouca influência no crescimento da PTF para o período como um todo e também para os subperíodos. Isso sugere que não tem havido ineficiências relevantes quanto ao uso dos recursos produtivos, prevalecendo condições razoavelmente próximas às de uma economia competitiva.

Gasques et al. (2016) interpretaram o crescimento elevado da PTF agrícola brasileira como resultado de mudanças nas políticas agrícolas e macroeconômicas, com destaque para a retirada do governo de políticas interpretadas pelos autores como dispendiosas, como as de crédito rural e de comercialização, além da adoção de novas tecnologias que viabilizaram a segunda safra de

verão, da maior resistência genética a doenças, de técnica de plantio direto e práticas de manejo sustentável e estabilidade de preços de insumos, sementes e defensivos. Essas conclusões estão em acordo com a literatura internacional, como Sumner et al. (2010), que observaram o papel da política agrícola para contornar falhas de mercado e os impactos potenciais de inovações tecnológicas sobre o nível de renda e sua distribuição entre indivíduos e fatores de produção.

Outro determinante relevante do crescimento da PTF destacado por Gasques et al. (2016) foi o volume de recursos para pesquisa destinado à Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa). Segundo os autores, em 1982–2012 o aumento de 1% nos gastos em pesquisa da Embrapa provocou o crescimento de 0,16% da produtividade.

Levando-se em conta o papel da produtividade para a manutenção do crescimento econômico de longo prazo, e a importância do setor agrícola para o dinamismo da economia brasileira, é imperativo que sejam estabelecidas condições para que essa trajetória de crescimento seja sustentável. Para viabilizar uma trajetória de crescimento de longo prazo da produtividade, Fuglie et al. (2020) estabeleceram alguns elementos do que denominaram sistema de P&D agrícola no século 21: revitalização dos institutos públicos de pesquisa agrícola (ainda que o investimento privado em P&D seja elevado, os investimentos públicos ainda são essenciais), fortalecimento de universidades agrícolas, e incentivo ao investimento privado em P&D (via remoção de regulação onerosa e fortalecimento de direitos de propriedade).

Fuglie et al. (2020) propuseram também ações para facilitar a adoção de novas tecnologias pelos produtores rurais: i) remoção de políticas comerciais que protegem setores econômicos domésticos (como manufaturas) e implicitamente taxam a agricultura; ii) aumento do capital humano dos produtores de modo que possam avaliar e administrar novas oportunidades tecnológicas; iii) aumento do fluxo de informação ao pequeno produtor, com fortalecimento dos serviços de ex-

tensão; iv) aprimoramento do acesso a serviços financeiros; v) serviços de seguros que permitam a gestão de risco, especialmente para pequenos produtores; vi) aumento das garantias de posse da terra; e vii) aprimoramento da infraestrutura rural. Esses aspectos destacados na literatura internacional mais recente representam um desafio para a gestão de políticas públicas, em especial da política agrícola brasileira, que terá papel relevante para criar as condições para que no médio e longo prazos a agricultura brasileira mantenha seu dinamismo e contribuição para a estabilidade econômica, além da manutenção da competitividade internacional do setor.

Considerações finais

É amplamente aceito que o aumento da produtividade tem sido fundamental para o crescimento da agricultura brasileira. Este trabalho fez uma estimativa do crescimento do setor nas últimas décadas e decompôs o crescimento do produto agrícola em acumulação de capital, variação da força de trabalho, variação da área colhida e variação da PTF agrícola. A variação a PTF agrícola, por sua vez, é decomposta em progresso técnico, eficiência técnica, efeito escala e eficiência alocativa. As taxas de crescimento da PTF agrícola neste estudo foram calculadas via fronteira estocástica com uma função translog. Os dados foram provenientes dos censos agropecuários e da Pesquisa Agropecuária Municipal do IBGE para 1995, 2006 e 2017.

Durante todo o período 1995–2017, o crescimento da produtividade foi em média de 3,03% ao ano, sendo positiva para todos os estados e na média para os dois subperíodos (1995–2006 e 2006–2017). O crescimento do uso de insumos em 1995–2017 foi de 0,30% ao ano para o capital e de 1,30% ao ano para a terra. Com relação ao uso de mão de obra, houve decréscimo de 0,06% ao ano. Apesar desse leve declínio e do aumento relativamente modesto dos fatores terra e capital, o crescimento da produção do setor agrícola foi em média de 5,32% ao ano. Esses resultados deixam poucas

dúvidas de que o crescimento da PTF agrícola foi fundamental para o crescimento econômico da agricultura no período, a exemplo do que ocorreu nas décadas anteriores.

Para estudos futuros, recomenda-se a análise dos estados de fronteira agrícola que não foram contemplados aqui, em especial a região do Matopiba. Recomendam-se também pesquisas que considerem explicitamente, por meio de estratificação, o comportamento da PTF agrícola em relação ao tamanho dos estabelecimentos agropecuários com os dados disponíveis para 2017. Os resultados potenciais poderão contribuir para o aprimoramento de políticas públicas voltadas para o fortalecimento da agricultura e do desenvolvimento econômico regional.

Referências

- AIGNER, D.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v.6, p.21-37, 1977. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5).
- ALSTON, J.M. Reflections on agricultural R&D, productivity, and the data constraint: unfinished business, unsettled issues. **American Journal of Agricultural Economics**, v.100, p.392-413, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aax094>.
- ALSTON, J.M.; ANDERSEN, M.A.; JAMES, J.S.; PARDEY, P.G. The economic returns to U.S. public agricultural research. **American Journal of Agricultural Economics**, v.93, p.1257-1277, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aar044>.
- AVILA, A.F.D.; EVENSON, R.E. Total factor productivity growth in agriculture: the role of technological capital. In: PINGALI, P.; EVENSON, R. (Ed.). **Handbook of Agricultural Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2010. v.4, p.3769-3822. DOI: [https://doi.org/10.1016/S1574-0072\(09\)04072-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0072(09)04072-9).
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, v.20, p.325-332, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF01205442>.
- BAUER, P.W. Decomposing TFP growth in the presence of cost inefficiency, nonconstant returns to scale, and technological progress. **Journal of Productivity Analysis**, v.1, p.287-299, 1990. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF00160047>.
- BONELLI, R.; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.28, p.273-314, 1998. Disponível em: <<https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/707/647>>. Acesso em: 4 maio 2020.
- BRAGAGNOLO, C.; SPOLADOR, H.F.S.; BARROS, G.S.A. de C. Regional brazilian agriculture tfp analysis: a stochastic frontier analysis approach. **Economia**, v.11, p.217-242, 2010. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n4p217_242.pdf>. Acesso em: 4 maio 2020.
- BRAVO-ORTEGA, C.; LEDERMAN, D. Agricultural productivity and its determinants: revisiting international experiences. **Estudios de Economía**, v.31, p.133-163, 2004. Disponível em: <<https://www.redalyc.org/pdf/221/22131202.pdf>>. Acesso em: 4 maio 2020.
- CEPEA. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada**. Disponível em: <www.cepea.esalq.usp.br>. Acesso em: 11 ago. 2021.
- FERREIRA, C.B.; ARAUJO, J.A.; TABOSA, F.J.S.; LIMA, J.R.F. de. Produtividade agrícola nos países da América latina. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.437-458, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540303>.
- FGV. Fundação Getúlio Vargas. **Conjuntura Econômica: Índice Geral de Preços: Disponibilidade Interna (IGP-DI)**. Disponível em: <<https://portal.fgv.br>>. Acesso em: 27 mar. 2020.
- FUGLIE, K. R&D capital, R&D spillovers, and productivity growth in world agriculture. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v.40, p.421-444, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1093/aeppp/ppx045>.
- FUGLIE, K.; GAUTAM, M.; GOYAL, A.; MALONEY, W.F. **Harvesting prosperity: technology and productivity growth in agriculture**. Washington: World Bank Group, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1393-1>.
- FUGLIE, K.O. Is a slowdown in agricultural productivity growth contributing to the rise in commodity prices? **Agricultural Economics**, v.39, p.431-441, 2008. Suppl.1. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1574-0862.2008.00349.x>>. Acesso em: 4 jun 2020.
- FULGINITI, L.E.; PERRIN, R.K. Agricultural productivity in developing countries. **Agricultural Economics**, v.19, p.45-51, 1998. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1574-0862.1998.tb00513.x>>. Acesso em: 29 maio 2020.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E.T.; VALDES, C. Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. (Org.). **Agricultura, transformação**

- produtiva e sustentabilidade.** Brasília: IPEA, 2016. p.143-163. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/160725_agricultura_transformacao_produtiva_cap_05.pdf>. Acesso em: 4 maio 2020.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.P.R. **Produtividade e fontes de crescimento da agricultura.** Brasília: IPEA, 2009.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.R.P. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.87-98, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/943>>. Acesso em: 4 maio 2020.
- HELFAND, S.M.; MAGALHÃES, M.M.; RADA, N.E. **Brazil's agricultural total factor productivity growth by farm size.** Washington: IDB, 2015. 71p. (IDB Working Paper, 609). Disponível em: <<https://publications.iadb.org/publications/english/document/Brazil-Agricultural-Total-Factor-Productivity-Growth-by-Farm-Size.pdf>>. Acesso em: 4 jun 2020.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 1995-1996.** Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-1995-1996>>. Acesso em: 27 mar. 2020a.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006:** segunda apuração. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>>. Acesso em: 27 mar. 2020b.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017:** resultados definitivos. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: 27 mar. 2020c.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal:** PAM-2019. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 27 mar. 2020d.
- IFRI. International Food Policy Research Institute. **Agricultural Total Factor Productivity (TFP), 1991-2014:** 2018 global food policy report annex table 5. version 1. Washington, 2018.
- JORGENSEN, D.W.; GRILICHES, Z. The explanation of productivity change. **The Review of Economic Studies**, v.34, p.249-283, 1967. DOI: <https://doi.org/10.2307/2296675>.
- KUMBHAKAR, S.C. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: a panel data approach. **Econometric Reviews**, v.19, p.425-460, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1080/07474930008800481>.
- KUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic frontier analysis.** Cambridge: Cambridge University, 2003.
- LÁZARI, N.C. de; MAGALHÃES, M.M. de. Crescimento da PTF segundo tamanho de estabelecimentos rurais na região Sudeste, de 1985 a 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.57, p.198-214, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.175194>.
- LUDENA, C.E. **Agricultural productivity growth, efficiency change and technical progress in Latin America and the Caribbean.** [Washington]: IDB, 2010. (IDB Working Paper, 61). DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1817296>.
- MACHADO, G.C.; BACHA, C.J.C.; JOHNSTON, F.L. Revisão sistemática dos trabalhos que calculam a PTF da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, ano29, p.82-93, 2020. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1488>>. Acesso em: 4 jun 2020.
- MEEUSEN, W.; BROECK, J. van den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v.18, p.435-444, 1977. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2525757>>. Acesso em: 4 maio 2020.
- MENDES, S.M.; TEIXEIRA, E.C.; SALVATO, M.A. Investimentos em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, v.63, p.91-102, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402009000200002>.
- NISHIMIZU, M.; PAGE JR., J.M. Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: dimensions of productivity change in Yugoslavia, 1965-78. **The Economic Journal**, v.92, p.920-936, 1982. DOI: <https://doi.org/10.2307/2232675>.
- PEREIRA, M.F.; SILVEIRA, J.S.T. da; LANZER, E.A.; SAMOHL, R.W. Productivity growth and technological progress in the Brazilian agricultural sector. **Pesquisa Operacional**, v.22, p.133-146, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-74382002000200003>.
- PIRES, J.O.; GARCIA, F. Productivity of Nations: a stochastic frontier approach to TFP decomposition. **Economics Research International**, v.2012, art.584869, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1155/2012/584869>.
- RADA, N.E.; BUCCOLA, S.T. Agricultural policy and productivity: evidence from Brazilian censuses. **Agricultural Economics**, v.43, p.355-367, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2012.00588.x>.
- SANTOS, P.F.A.; SPOLADOR, H.F.S. Produtividade setorial e mudança estrutural no Brasil: uma análise para o período 1981 a 2013. **Revista Brasileira de Economia**, v.72, p.217-248, 2018. DOI: <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20180011>.

SOUZA FILHO, H.M. de. Geração e distribuição de excedente em cadeias agroindustriais: implicações para a política agrícola. In: BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, Z. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21**: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. Brasília: Embrapa, 2014. p.317-336. Disponível em: <<http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/107662/1/O-MUNDO-RURAL-2014.pdf>>. Acesso em: 10 ago. 2020.

SUMNER, D.A.; ALSTON, J.M.; GLAUBER, J.W. Evolution of the economics of agricultural policy. **American Journal of Agricultural Economics**, v.92, p.403-423, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aaq015>.

VICENTE, J.R. Mudança tecnológica, eficiência e produtividade total de fatores na agricultura brasileira, 1970-95. **Economia Aplicada**, v.8, p.729-760, 2004.

VIEIRA FILHO, J.E.R. 100 anos de censo agropecuário no Brasil 1920-2020. **Revista de Política Agrícola**, ano29, p.133-135, 2020. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1585/pdf>>. Acesso em: 10 ago. 2020.

WANG, S.L.; EISEY, P.W.; HUFFMAN, W.E.; FUGLIE, K.O. Public R&D, private R&D, and U.S. agricultural productivity growth: dynamic and long-run relationships. **American Journal of Agricultural Economics**, v.95, p.1287-1293, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aat032>.