

<b>Título do capítulo</b>	CAPÍTULO 2 <b>MOBILIDADE PRODUTIVA E CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE NO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO</b>
<b>Autor(es)</b>	Pedro Gabriel Eduard V. M. Meiners José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho
<b>DOI</b>	DOI: <a href="http://dx.doi.org/10.38116/9786556350530cap2">http://dx.doi.org/10.38116/9786556350530cap2</a>

<b>Título do livro</b>	<b>Agropecuária Brasileira: evolução, resiliência e oportunidades</b>
<b>Organizadores(as)</b>	José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho José Garcia Gasques
<b>Volume</b>	1
<b>Série</b>	-
<b>Cidade</b>	Rio de Janeiro
<b>Editora</b>	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
<b>Ano</b>	2023
<b>Edição</b>	1a
<b>ISBN</b>	9786556350530
<b>DOI</b>	DOI: <a href="http://dx.doi.org/10.38116/9786556350530">http://dx.doi.org/10.38116/9786556350530</a>

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2023

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

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

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

## MOBILIDADE PRODUTIVA E CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE NO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO

Pedro Gabriel Eduard V. M. Meiners<sup>1</sup>  
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho<sup>2</sup>

### 1 INTRODUÇÃO

O crescimento econômico seria explicado pela mudança tecnológica. O agente produtivo pode incorporar uma nova tecnologia ou conhecimento, que permita produzir um determinado bem a um custo mais baixo, por duas estratégias competitivas: inovação ou imitação. Segundo Nelson e Winter (1982) e Dosi (1984), qualquer método de competição envolve gastos em pesquisa e desenvolvimento.

O Brasil se tornou exemplo de inovação institucional induzida, com a criação de um sistema nacional de pesquisa bem-sucedido pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) desde a década de 1970 (Ruttan, 2001; Alves, 2010). O modelo institucional brasileiro foi capaz de gerar inovações e técnicas de produção aplicadas ao caso tropical. A adoção tecnológica conduziu ao crescimento da produtividade – aumentando a renda dos produtores – e, ao mesmo tempo, à redução dos seus custos (Vieira Filho, Campos e Ferreira, 2005; Vieira Filho e Silveira, 2016; Fishlow e Vieira Filho, 2020).

Conforme Alves (1984) e Pastore (2021), o aumento da produção esteve associado ao desenvolvimento de políticas públicas, que fomentaram os gastos do governo, assim como do setor privado, em ciência e capital humano. No caso brasileiro, a tecnologia explicou a maior parte do crescimento do valor bruto da produção (VBP) (Vieira Filho, Gasques e Ransom, 2020). Segundo Gasques *et al.* (2012), o Brasil se destacou pelo potencial de crescimento da produtividade, e, de 2000 em diante, a produtividade total dos fatores (PTF) no país cresceu a uma taxa anual de 3,2%, enquanto a média mundial ficou em torno de 1,7%.

A trajetória de crescimento da agricultura brasileira será aqui estudada pelo movimento da produtividade. Busca-se comparar os seus ganhos com o porte

---

1. Doutorando em economia agrícola e meio ambiente pela Universidade de Brasília (UnB); pesquisador no Núcleo de Estudos de Economia Agropecuária (ne2agro) na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dirur/Ipea); e mestre em desenvolvimento econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). *E-mail*: <pg.meiners@gmail.com>.

2. Pesquisador de estudos de políticas agropecuárias na Dirur e professor do Mestrado Profissional em Políticas Públicas e Desenvolvimento, ambos do Ipea; também leciona no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV). *E-mail*: <jose.vieira@ipea.gov.br>.

produtivo, em tamanho de área. Entende-se que a competição entre os agentes se dá via inovação tecnológica, de um lado, e aumento da escala produtiva, de outro. O tamanho da propriedade seria uma *proxy* da escala de produção do indivíduo.

Emprega-se o método econométrico de fronteiras estocásticas com o intuito de investigar o crescimento da PTF e avaliar a mobilidade produtiva para diferentes tamanhos de propriedades. Com dados dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, estimam-se os crescimentos do progresso técnico (PT) e da eficiência técnica (ET). Como problema a ser estudado, questiona-se em que medida o crescimento da produtividade se diferencia em termos de porte produtivo? Como hipótese, avanços tecnológicos estão presentes em todos os tamanhos de fazendas, concentrando-se nos maiores produtores, o que contribui para maior heterogeneidade produtiva. Além disso, o aumento da ineficiência indica que fazendas de menor porte possuem menor capacidade de absorção tecnológica *à la* Cohen e Levinthal (1989).

Para tanto, o capítulo está dividido em cinco seções, além desta breve introdução. A segunda seção apresenta o método de análise. A terceira descreve a construção das variáveis. A quarta seção apresenta a análise descritiva e a avaliação dos resultados encontrados. Por fim, seguem-se as observações finais.

## 2 MÉTODOS DE ANÁLISE

O método de fronteira estocástica, desenvolvido em Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Den Broeck (1977), permite adicionar à tradicional função de produção um termo que mede a ineficiência das firmas em relação à produtividade máxima plausível de ser obtida dada a dotação de insumos. Ou seja, a firma  $i$  no período  $t$  a partir da função de produção na equação (1) utiliza-se de uma cesta de insumos  $X_{it}$  em uma tecnologia  $f(\cdot)$  para obter um produto  $Q_{it}$ . Essa tecnologia pode ser alterada no tempo  $t$  em que se chama de PT e sofre variações aleatórias de  $\varepsilon_{it}$ .

$$Q_{it} = f(X_{it}, t, |\beta) \exp(\varepsilon_{it}) \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

Mais especificamente, o resíduo da estimação econométrica é subdividido em duas partes mostradas na equação (2). A primeira delas,  $v_{it}$ , representa erros aleatórios advindos de erros de medida, aproximações, omissões de variáveis relevantes e outras variações resultantes da escolha da forma funcional. O termo  $u_{it}$  é uma variável aleatória não negativa com distribuição *half-normal* representando a distância que as firmas estão da produção eficiente, isto é, do nível esperado de produto segundo a tecnologia disponível e os insumos alocados ( $E[Q_{it}|f(X_{it}, t, |\beta) \exp(v_{it})]$ ).

De acordo com Coelli *et al.* (2005), a proporção entre o produto obtido pelas firmas e aquele esperado caso a firma seja completamente eficiente é a ET da firma. Em termos matemáticos:

$$ET_{it} = \frac{Q_{it}}{E[Q_{it}|f(X_{it}, t, |\beta)exp(v_{it})]} = \frac{f(X_{it}, t, |\beta)exp(v_{it}-u_{it})}{f(X_{it}, t, |\beta)exp(v_{it})} = exp(-u_{it}) \quad (3)$$

A fim de permitir que a eficiência das firmas varie no tempo, Battese e Coelli (1992) propõem uma nova forma para o termo de ineficiência dado a seguir:

$$u_{it} = u_i \cdot e^{-\eta(t-T)} \quad (4)$$

Em que  $u_i$  é a ineficiência no período final  $T$ . A partir das equações (3) e (4) podemos calcular o crescimento da eficiência técnica (CET) no tempo, isto é:

$$CET_i = -\frac{\Delta u_{it}}{\Delta t} = -(u_{i(t+\Delta t)} - u_{it}) = \ln\left(\frac{exp(-u_{i2})}{exp(-u_{i1})}\right) = \ln\left(\frac{ET_{i(t+\Delta t)}}{ET_{it}}\right) \quad (5)$$

Como já explicitado, a tecnologia de produção  $f(\cdot)$  pode apresentar variação no tempo, independentemente de variações aleatórias e mudanças na eficiência das firmas. Para calcular essa variação, chamada de PT entre dois períodos, utiliza-se a seguinte fórmula:

$$PT = \frac{1}{2} \left( \frac{\partial \ln f(X_{i(t+\Delta t)}, (t + \Delta t)|\beta)}{\partial t} + \frac{\partial \ln f(X_{it}, t|\beta)}{\partial t} \right) \quad (6)$$

O valor de  $PT_t$  indica o deslocamento da fronteira de produção que todas as firmas podem alcançar; enquanto o valor de  $ET_{it}$  indica a posição da firma  $i$  em relação à fronteira de produção do tempo  $t$ . Como essa relação relativa à interpretação de  $CET_i$  não é tão direta, uma firma que use a mesma cesta de insumos para produzir a mesma quantidade de produtos em dois períodos terá perda de eficiência caso haja PT positivo. Isso se deve porque com a nova tecnologia disponível é esperado que a firma produza mais com a mesma quantidade de insumos. Pode-se concluir então que a firma não absorveu os ganhos tecnológicos da fronteira nesse caso. Os casos possíveis, considerando PT positivo, são:

- $PT > 0$  e  $CET_i = 0$ , avanços de tecnologia com absorção completa pela firma;
- $PT > 0$  e  $CET_i < 0$ , avanços de tecnologia com absorção não completa pela firma; e
- $PT > 0$  e  $CET_i > 0$ , avanços de tecnologia com absorção completa pela firma e outros ganhos de eficiência.

Em virtude da grande quantidade de firmas analisadas não é prático observar individualmente a eficiência de cada uma, o que faz com que se use a média do CET ( $\overline{CET}_t$ ) para as subsequentes análises.

Logo, é importante ressaltar que esse novo índice sugere o movimento médio das firmas em resposta à expansão da fronteira ( $PT_t$ ), que, por sua vez, é realizada pelas firmas mais eficientes. Ao se somarem ambos os efeitos ( $PT_t + \overline{CET}_t$ ), obtém-se o crescimento médio da PTF no setor estudado. É possível defini-la como sendo a relação entre produtos e insumos utilizados no processo produtivo ( $Q/X$ ).

Em outras palavras, se o PT for nulo ( $PT = 0$ ) e mantiver constante a combinação de insumos ( $\bar{X}$ ), todo o CET refletirá o crescimento da PTF. Porém, com PT positivo, mantendo-se constante a combinação de insumos, o crescimento da PTF é dado pela combinação do crescimento do PT e do CET, conjuntamente.

## 2.1 Forma funcional

A escolha da forma funcional  $f(X_{it}, t|\beta)$  é resultado de algumas suposições sobre como insumos são substitutos/complementares ou como a tecnologia afeta a produtividade. É usual para estudos sobre PTF da agropecuária o uso das formas funcionais: transcendental logarítmica (translog) ou Cobb-Douglas. A primeira forma é considerada mais complexa, permitindo estimar a elasticidade de cada fator, a elasticidade cruzada dos fatores produtivos e a exaustão de cada fator no seu termo quadrático. Na Cobb-Douglas, não existem interações entre fatores, e a tecnologia é a Hicks-neutra, afetando apenas a função como um todo. A função de produção Cobb-Douglas seria uma aproximação da função translog, quando a elasticidade de substituição dos fatores produtivos tende para uma constante unitária.

Apesar de a forma translog ser a mais usada em estudos de produtividade, não seria adequada para análises com poucos pontos no tempo, como mostram Rada e Buccola (2012) e Lázari e Magalhães (2019). Neste estudo, consideram-se apenas dois períodos: 2006 e 2017. Portanto, a forma Cobb-Douglas foi escolhida. A equação (7) define a forma funcional:

$$f(x_{it}, t|\beta) = A(t) \prod_k X_{kit}^{\beta_k} \quad (7)$$

$$A(t) = A_0 e^{\theta t}$$

Em que  $A(t)$  é a tecnologia Hicks-neutra no tempo  $t$ ;  $X_{kit}$  é a quantidade do insumo  $k$  utilizado pela firma  $i$  no tempo  $t$ ;  $\beta_k$  determina o produto marginal de  $x_k$ ; e  $\theta$  determina o PT.

Substituindo (7) e (4) em (1) obtém-se a função de produção Cobb-Douglas com PT Hicks-neutra e ineficiência técnica variante no tempo:

$$Q_{it} = A_0 e^{\theta t} \cdot \prod_k X_{kit}^{\beta_k} \cdot e^{v_{it} - u_i \cdot \exp(-\eta(t-T))} \quad (8)$$

Para permitir a estimação de (8) por regressões lineares aplica-se uma transformação logarítmica. Assim, o modelo a ser estimado é dado por:

$$q_{it} = \alpha + \theta t + \sum_k \beta_k x_{kit} + v_{it} - u_i e^{-\eta(t-T)} \quad (9)$$

Em que variáveis minúsculas ( $q$ ,  $\alpha$  e  $x$ ) são os logaritmos naturais das maiúsculas ( $Q$ ,  $A$ ,  $X$ ) na equação (8).

### 3 CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS

Vale ressaltar que o modelo apresentado anteriormente não é estimado usando microdados no nível de propriedades, mas valores agregados por microrregiões. Isso se dá em razão da restrição aplicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na oferta de dados do Censo Agropecuário, a fim de evitar a identificação dos proprietários agrícolas.

As principais variáveis empregadas no modelo foram retiradas dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, para três grupos de área total, que são:

- (0,20] hectares de área total; ou pequenos produtores;
- (20,200] hectares de área total; ou médios produtores; e
- (200,  $+\infty$ ) hectares de área total; ou grandes produtores.

Para fins de comparação, estimou-se também o modelo agregado de todos os produtores. A agregação dos dados implica a pressuposição de que a função de produção agrícola é homogênea dentro de cada grupo, hipótese, porém, contestada em Meiners e Torres (2022). Entretanto, o caráter heterogêneo já foi tratado como não limitante em outros estudos, tais como Helfand, Moreira e Figueiredo (2011) e Rada, Helfand e Magalhães (2019). As variáveis usadas são as médias de cada grupo de área em cada microrregião, ou seja, é o valor total de cada variável dividido pelo número de produtores. Assim, busca-se trabalhar com o produtor representativo de cada grupo de área nas diferentes microrregiões.

#### 3.1 Produção

A variável dependente desta análise é o VBP, em milhares de reais. Para deflacionar os valores de 2017 aos níveis de 2006, empregou-se um índice de quantidade de Tornqvist em níveis estaduais, como os apresentados em Gasques, Vieira Filho e Navarro (2010). Com isso, removem-se os efeitos dos preços agrícolas no valor produção total, permitindo as diferenças regionais de preços em função de movimentos de oferta e demanda locais.

### 3.2 Terra

Para a variável terra, utiliza-se o total de área cultivada (em hectares) de agricultura temporária e permanente. Considera-se que a área destinada a pastos é representada implicitamente pelo número de animais boi-equivalente, que faz parte da construção da variável de capital.

Para unificar a variável terra na função de produção necessita-se do uso de alguma técnica de indexação,<sup>3</sup> visto que a simples adição das áreas implicaria a presunção de que os retornos seriam iguais em todos os produtos. Ou seja, um hectare de soja geraria a mesma produção que um hectare de pequi em todo o Brasil.

Portanto, utiliza-se o método de beta coeficientes demonstrado em Wooldridge (2015) para gerar pesos, que consiste em estimar uma regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) entre VBP padronizado (ou seja, subtraído de sua média e dividido pelo seu desvio-padrão) e as variáveis de terra também padronizadas, mais claramente:

Seja:  $X^* = \frac{X - \bar{X}}{\sigma_x}$ , então:

$$VBP^* = \left( \frac{\widehat{\sigma_{x1}}}{\widehat{\sigma_{vbp}}} \right) \widehat{\beta}_{x1} X_1^* + \left( \frac{\widehat{\sigma_{x2}}}{\widehat{\sigma_{vbp}}} \right) \widehat{\beta}_{x2} X_2^* + \frac{e_i}{\widehat{\sigma_{vbp}}} \quad (10)$$

Tem-se que  $\tilde{\beta} = \left( \frac{\widehat{\sigma_x}}{\widehat{\sigma_{vbp}}} \right) \widehat{\beta}_x$  expressa o efeito da variação de um desvio-padrão da variável  $x$  em termos de desvio-padrão no VBP.

Após o cálculo de beta coeficientes, normalizam-se os valores a fim de representar pesos,  $w_{v1} = \frac{\beta_{v1}}{\beta_{v1} + \beta_{v2}}$ , de cada variável na produção. Por fim, multiplicam-se as variáveis pelos respectivos pesos para serem somadas com o objetivo de criar um índice de terra. Esse processo foi realizado separadamente por grupo de área em cada uma das cinco macrorregiões brasileiras (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul). No caso em que algum beta coeficiente foi negativo, estimativas para o modelo sem distinção de grupos de área foram utilizadas.

### 3.3 Capital

Para compor o estoque de capital fixo foram considerados dois tipos: animal e mecânico. Como descrito por Hayami e Ruttan (1985, tradução nossa) “animais representam uma forma de acumulação interna de capital”, ou seja, a existência de um animal sugere a presença de infraestrutura para manter, engordar, reproduzir,

3. Para agregar as áreas de acordo com suas destinações finais, é usual na literatura, como visto em Rada, Helfand e Magalhães (2019), o uso do preço médio estadual de arrendamento de terras por utilização. Esses dados são fornecidos pela Fundação Getulio Vargas (FGV). Não obstante, estas informações não estão disponíveis de forma aberta. Optou-se, portanto, pela construção dos indexadores.

abater e colher a produção de seus derivados, como leite, ovos, adubos etc. Deste modo, foram considerados quatro tipos de animais: bovinos, suínos, galináceos e caprinos. Para agregar as quantidades de cada animal, as proporções de boi-equivalente utilizadas foram de 1, 1/5, 1/100 e 1/10, respectivamente (Hayami e Ruttan, 1985).

No caso do capital mecânico, utiliza-se, assim como Bragagnolo, Spolador e Barros (2021), o número de tratores como *proxy*. Do mesmo modo que no caso da terra, utilizam-se beta coeficientes da equação (10) para agregar os dois tipos de capital em um índice de capital fixo.

### 3.4 Trabalho

Para compor a variável trabalho tem-se o total de pessoas ocupadas nos estabelecimentos.

### 3.5 Controles

Controles são fatores exógenos à decisão de otimização das firmas, mas que ainda assim influenciam o nível produtivo final. Para se obterem estimações menos enviesadas, trabalhou-se com duas variáveis climáticas nos anos de apuração dos censos: total de precipitação e média da temperatura na microrregião. Esses dados foram retirados de Camarillo-Naranjo *et al.* (2019).

### 3.6 Valores faltantes e omissões

Como política de segurança, o IBGE omite observações em que houve menos de três respondentes. Esta limitação já é relatada em outros estudos de função de produção com dados dos censos. Porém, o problema se acentua pelo fato do uso de dados desagregados em estratos de áreas. A fim de minimizar o número de dados faltantes (*missings*), optou-se pelo uso de estatísticas no nível microrregional.<sup>4</sup>

Para observações omitidas, mesmo na agregação por microrregiões, utilizam-se técnicas de imputação semelhantes a Helfand, Magalhães e Rada (2015). Primeiro, calcula-se o valor faltante da variável na microrregião. Depois, aloca-se este valor às observações omitidas, de acordo com pesos proporcionais à participação de cada grupo de área nos estados. Por exemplo, o município tem R\$ 2 mil de produção alocados nos dezoito diferentes grupos de área total relatados pelos censos, mas cinco observações são omitidas, e a soma restante é R\$ 1.700. Logo, os R\$ 300 faltantes são alocados de acordo com a proporção dos grupos de áreas totais no estado.

---

4. Adicionalmente, algumas variáveis mais precisas para medir os insumos foram substituídas por *proxies* mais simples, a fim de evitar *missings*, como é o caso do capital fixo, que pode ser estimado mais precisamente em Rada, Helfand e Magalhães (2019) e Meiners e Torres (2022).

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Estatísticas descritivas

Na tabela 1, apresentam-se as estatísticas descritivas das variáveis estudadas, por ano e estratos de área. Observa-se que, de 2006 a 2017, o produtor representativo brasileiro aumentou sua produção em R\$ 21,2 mil.<sup>5</sup> Esse aumento ocorre em consequência do grande crescimento dos maiores produtores (50,3%) e, posteriormente, dos médios, que tiveram um acréscimo de 15,5% na sua produção. O produtor de menor porte apresentou diminuição da produção média em 6,1%, no mesmo período.

TABELA 1  
Estatísticas das variáveis principais

Estratos de área	Variável	2006				2017				Variação (%)
		Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	
Brasil	VBP (R\$ mil)	62,9	101,5	3,0	934,1	84,1	144,5	0,2	1.455,1	33,6
	Terra (ha)	14,4	38,9	0,5	488,0	18,4	48,5	0,3	583,6	27,9
	Capital	8,2	9,4	0,4	83,9	10,3	9,2	0,4	88,5	25,8
	Trabalho (pessoas)	4,3	1,5	2,5	19,7	3,5	1,2	2,0	15,8	-17,9
(0, 20] ha	VBP (R\$ mil)	16,4	17,8	1,8	181,5	15,3	19,3	0,1	215,0	-6,1
	Terra (ha)	1,1	0,8	0,1	3,9	0,9	0,6	0,1	3,4	-16,7
	Capital	2,8	4,3	0,1	44,2	5,1	5,3	0,1	44,9	82,6
	Trabalho (pessoas)	3,4	0,8	2,0	10,3	2,8	0,6	1,9	10,4	-17,8
(20, 200] ha	VBP (R\$ mil)	54,6	68,2	4,2	818,9	63,1	89,3	0,4	1.011,5	15,6
	Terra (ha)	7,6	7,3	0,5	42,4	6,5	7,7	0,3	46,6	-13,9
	Capital	11,7	10,5	0,4	86,7	16,2	12,3	0,9	98,1	37,6
	Trabalho (pessoas)	4,9	2,3	2,6	23,3	3,7	1,1	2,0	10,4	-25,2
(200, ...) ha	VBP (R\$ mil)	447,6	692,5	8,8	5.769,0	672,9	1.042,0	1,8	10.873,5	50,3
	Terra (ha)	126,7	192,4	1,9	1.727,5	151,1	228,5	1,5	2.025,6	19,2
	Capital	24,8	21,8	1,0	189,0	23,6	19,8	2,4	221,7	-4,6
	Trabalho (pessoas)	17,9	17,3	3,2	142,0	12,5	12,1	3,0	143,8	-30,0

Fonte: Censo Agropecuário/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Variáveis monetárias estão em reais de 2006.

A quantidade de terra empregada na agricultura cresceu, em média, 4 ha<sup>6</sup> entre os períodos. Porém, esse aumento foi concentrado no produtor de maior

5. Reais em valores de 2006 a partir do processo de deflação descrito em 3.1.

6. Hectares aqui refere-se ao índice de terra produtiva descrito em 3.2.

porte, que apresentou variação percentual elevada no período – 19,2%. Os produtores pequeno e médio reduziram, em média, o uso de terra em 17% e 14%, respectivamente. O aumento médio da produção com um menor uso da terra revela que estes produtores se tornaram mais eficientes no uso desse insumo no período analisado.

O emprego de capital por produtor no Brasil cresceu, em média, 25%, em ambos os censos. A acumulação de capital foi mais intensa entre produtores de menor e médio porte, que expandiram 82% e 37,5%, respectivamente. Os maiores produtores observaram decréscimo de 4,6%, em média, no uso de capital.

Por fim, a força de trabalho diminuiu em todos os grupos de área, com decréscimo de 0,6, 1,2 e 5,4 trabalhadores, para os menores, médios e maiores produtores, respectivamente. Isso é reflexo da maior modernização da agricultura brasileira, demonstrado pelo crescimento do insumo de capital.

#### 4.2 Análise econométrica

Foram estimados quatro modelos, um para o Brasil e mais um para cada grupo de área. A tabela 2 expõe os crescimentos da PTF de cada modelo, que podem ser separados em PT e CET. Também são apresentadas as elasticidades de produção de cada insumo.

Observa-se um crescimento médio de 2,2% ao ano (a.a.) no período analisado para a agricultura brasileira como um todo. Isso é explicado em grande parte pelo avanço tecnológico na forma de PT, atingindo 5,3%. No entanto, verifica-se uma perda de ET de 3,1% para o país, o que demonstra dificuldade na absorção de tecnologias e novos conhecimentos por parte dos produtores.

TABELA 2  
Crescimento médio anual da PTF, PT e CET: elasticidades de produção  
(Em %)

Estratos de área	PTF	CET	PT	eTerra	eTrabalho	eCapital
Brasil	2,2	-3,1	5,3	0,503 (0,02)	0,810 (0,084)	0,300 (0,023)
(0, 20] ha	-1,7	-4,3	2,7	0,475 (0,037)	0,648 (0,119)	0,249 (0,022)
(20, 200] ha	3,5	-2,3	5,8	0,525 (0,029)	0,638 (0,073)	0,191 (0,027)
(200, ...) ha	5,1	-2,3	7,4	0,460 (0,020)	0,549 (0,038)	0,588 (0,036)

Elaboração dos autores.

Obs.: Os crescimentos da PTF, CET e PT são obtidos na forma acumulada de 2006 a 2017, e depois transformados em médias anuais.

Na separação por porte produtivo, em termos de área, destacam-se negativamente os produtores de menor porte, que obtiveram queda na PTF de 1,7% a.a., em média. Isso é resultado do menor PT e da maior redução da eficiência entre os três estratos de tamanho de área. Em outras palavras, os pequenos produtores pouco inovaram nos onze anos da pesquisa e, além de não absorverem essa inovação, pioraram a eficiência, o que pode sinalizar problemas na extensão e na sua capacidade de absorção tecnológica para o período de 2006 a 2017.

Isso difere do que foi verificado por Rada, Helfand e Magalhães (2019) para o período 1985-2006, em que os pequenos produtores têm grandes avanços na PTF em comparação com os de médio porte. Verifica-se, então, que o efeito de *catching-up* apresentado pelos autores, focado em períodos anteriores, não mais se mantém, o que dificulta a mobilidade produtiva no país.

Os produtores de médio porte apresentaram crescimento da produtividade maior que o nacional, chegando à média anual de 3,5%, resultado de uma melhor absorção de tecnologias na média, além de apresentar a menor perda de ET – -2,3% a.a. em média.

O maior crescimento da PTF é encontrado entre os produtores de maior porte produtivo, em que se verifica o avanço da produtividade em 5,1% a.a. em média. Esse grande crescimento foi resultado do maior avanço tecnológico (PT) entre todos os grupos de áreas, chegando a 7,4% a.a., enquanto a perda de eficiência acompanhou índices similares para os produtores com áreas médias.

Resta para futuros estudos verificar como o crescimento da PTF em diferentes grupos de área se comporta em níveis estaduais ou regionais, como fizeram Lázari e Magalhães (2019), para o Sudeste, no período 1985-2006, o que permitirá avaliar de forma mais efetiva a mobilidade produtiva, geograficamente concentrada no país.

A partir das elasticidades dos fatores individuais, verificaram-se relações esperadas na teoria. Primeiro, a produtividade do fator trabalho aparenta ser maior quão menor for a propriedade. Segundo, este comportamento se inverte quando se analisa o fator capital. Terceiro, para o fator terra, as elasticidades são bastante próximas, mas verifica-se que as propriedades de porte médio apresentam maior ganho marginal.

## 5 COMENTÁRIOS FINAIS

Este capítulo analisou três variáveis: o PT, a ET e a produtividade. Buscou-se avaliar também em que medida o porte produtivo, em termos de área, influenciaria a dinâmica de crescimento destas variáveis. Os resultados foram bastante interessantes, mostrando que o porte produtivo interfere de forma a beneficiar aqueles com maior escala produtiva, tal como previsto na hipótese levantada.

Entende-se que os produtores de maior porte obtiveram mais sucesso no desenvolvimento de negócios mais rentáveis de produção e melhores taxas de absorção das tecnologias e novos conhecimentos desenvolvidos. Em contraste, os de menor porte, que dependem mais de programas assistenciais e instituições estatais para o seu desenvolvimento, não foram tão bem-sucedidos.

No intuito de aprofundar as análises, é importante verificar o comportamento da PTF, em diferentes grupos de áreas, em níveis regionais, seja por estado ou macrorregiões (tal como estudado no capítulo 1). O Brasil, desde os anos 2000, promoveu forte interiorização da produção, aumentando grãos e pecuária para regiões no centro do país, como Centro-Oeste e Matopiba.<sup>7</sup> Este deslocamento produtivo (foco dos capítulos 7 e 8) também interfere na dinâmica da produtividade.

Essa avaliação, por conta das restrições de dados, procurou avaliar o produtor representativo. No entanto, o acesso aos microdados do IBGE pode minimizar o problema dos recortes metodológicos, bem como da perda de informações relevantes. A desagregação, em vez do porte produtivo, poderia se dar por recortes econômicos, o que traria melhores indicadores da evolução produtiva. Para futuros estudos, com a informação individualizada, será possível estudar melhor a mobilidade produtiva entre os agentes, particularmente no que se refere aos estratos de renda.

## REFERÊNCIAS

- AIGNER, D.; LOVELL, C. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v. 6, n. 1, p. 21-37, 1977.
- ALVES, E. R. A. Brazil's program for development of agricultural researchers. **Brazilian Agriculture and Agricultural Research**, v. 9, n. 7, p.161-173, 1984.
- \_\_\_\_\_. Embrapa: a successful case of institutional innovation. **Revista de Política Agrícola**, v. 19, p. 64-72, 2010.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, v. 3, n. 1, p. 153-169, 1992.
- BRAGAGNOLO, C.; SPOLADOR, H. F. S.; BARROS, G. S. D. C. PTF agrícola: atualização segundo o censo de 2017. **Revista de Política Agrícola**, v. 30, n. 3, p. 107, 2021.
- CAMARILLO-NARANJO, J. M. *et al.* The global climate monitor system: from climate data-handling to knowledge dissemination. **International Journal of Digital Earth**, v. 12, n. 4, p. 394-414, 2019.

---

7. Acrônimo formado por Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia.

COELLI, T. J. *et al.* **An introduction to efficiency and productivity analysis.** New York: Springer, 2005.

COHEN, W. M.; LEVINTHAL, D. A. Innovation and learning: the two faces of R&D. **The Economic Journal**, v. 99, n. 397, p. 569-596, 1989.

DOSI, G. **Technical change and industrial transformation.** New York: St. Martin's Press, 1984. 338 p.

FISHLOW, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Agriculture and industry in Brazil: innovation and competitiveness.** New York: Columbia Press, 2020. 244 p.

GASQUES, J. G. *et al.* Total factor productivity in Brazilian agriculture. *In*: FUGLIE, K. O.; WANG, S. L.; BALL, V. E. (Ed.). **Productivity growth in agriculture: an international perspective.** Oxfordshire: CAB International, 2012, cap. 7, p. 145-162.

GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; NAVARRO, Z. **A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas.** Brasília: Embrapa; Ipea, 2010.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W. (Org.). **Agricultural development: an international perspective.** Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1985.

HELFAND, S. M.; MAGALHÃES, M. M.; RADA, N. E. **Brazil's agricultural total factor productivity growth by farm size.** Washington, D.C.: IDB, 2015. (IDB Working Paper Series, n. 609).

HELFAND, S. M.; MOREIRA, A. R. B.; FIGUEIREDO, A. M. R. Explicando as diferenças de pobreza entre produtores agrícolas no Brasil: simulações contrafactuais com o censo agropecuário 1995-96. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, p. 391-418, 2011.

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.

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

MEINERS, P. G.; TORRES, M. de O. Heterogeneity in agricultural factor productivity across and within farm size groups in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 76, p. 72-91, 2022.

NELSON, R.; WINTER, S. **An evolutionary theory of economic change.** Massachusetts: Harvard University Press, 1982.

PASTORE, A. C. **Erros do passado, soluções para o futuro**: a herança das políticas econômicas brasileiras do século XX. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2021. 343 p.

RADA, N. E.; BUCCOLA, S. T. Agricultural policy and productivity: evidence from Brazilian censuses. **Agricultural Economics**, v. 43, n. 4, p. 355-367, 2012.

RADA, N. E.; HELFAND, S.; MAGALHÃES, M. Agricultural productivity growth in Brazil: large and small farms excel. **Food Policy**, v. 84, p. 176-185, 2019.

RUTTAN, V. W. (Org.). **Technology, growth and development**: an induced innovation perspective. New York: Oxford University Press, 2001.

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

VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G.; RONSOM, S. Inovação e expansão agropecuária brasileira. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil**: cem anos de censo agropecuário. Brasília: Ipea, 2020. cap. 8, p. 121-134.

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

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics**: a modern approach. Boston: Cengage Learning, 2015.

