

# Imperfeições de mercado e concentração de renda na produção agrícola<sup>1</sup>

Geraldo da Silva e Souza<sup>2</sup>

Eliane Gonçalves Gomes<sup>3</sup>

Eliseu Alves<sup>4</sup>

**Resumo** – O desempenho da agricultura brasileira é calculado por medidas de eficiência técnica por meio de um modelo de envoltória com disponibilidade plena – *Free Disposal Hull* (FDH). A modelagem do processo de produção é condicional a variáveis contextuais potencialmente associadas a imperfeições de mercado. A fronteira de produção é gerada por uma medida de probabilidade produto. As observações de produção são agregadas por município, tomando-se os microdados do Censo Agropecuário 2006. A medida de eficiência é orientada a produto e assume retornos variáveis à escala. A produção é medida pela renda total rural, e os insumos considerados são gastos com terra, trabalho e insumos tecnológicos. As covariáveis do processo de produção são crédito, assistência técnica, indicador social (infraestrutura), indicador ambiental, indicador demográfico e concentração de renda, medida pelo índice de Gini. O desempenho da produção responde favoravelmente no nível de 95% aos indicadores social e demográfico. As demais variáveis não são estatisticamente significantes no nível de 95%. As intensidades dos efeitos marginais diferem por região. Desse modo, políticas públicas direcionadas à inclusão de pequenos produtores no fluxo produtivo demandam orientação regional.

**Palavras-chave:** desempenho da produção agrícola, FDH condicional, método de momentos generalizados, regressão fracionária.

## Market imperfections and income concentration in agricultural production

**Abstract** – The Brazilian agriculture performance is assessed by means of technical efficiency measures obtained using an envelope model under free disposability of inputs – *Free Disposal Hull* (FDH). The production process is conditional to contextual variables potentially related to market imperfections. The production frontier is generated by a product probability measure. Production observations are aggregated by municipalities using the micro data reported in the Brazilian agricultural census of 2006. The technical efficiency measure is product oriented under variable returns to scale. The production variable is total rural income and the inputs are expenditures with land, labor and technological inputs. The covariates of the production process are credit, technical assistance,

<sup>1</sup> Original recebido em 26/9/2017 e aprovado em 15/1/2018.

<sup>2</sup> Embrapa, Secretaria de Inteligência e Relações Estratégicas. E-mail: geraldo.souza@embrapa.br

<sup>3</sup> Embrapa, Secretaria de Inteligência e Relações Estratégicas. E-mail: eliane.gomes@embrapa.br

<sup>4</sup> Assessor do Presidente da Embrapa, pesquisador da Embrapa. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

social indicator (infrastructure), environment indicator, demographic indicator and income concentration computed by the Gini index. Production performance responds favorably, at the 95% level, to the social and demographic indicators. The remaining covariates are not statistically significant at the 95% level. The intensities of marginal effects differ by region. Thus, public policies envisaging productive inclusion of small farmers require regional orientation.

**Keywords:** performance of agricultural production, conditional FDH, generalized method of moments, fractional regression.

## Introdução

Como enfatizado em Alves & Souza (2015), há evidências no Censo Agropecuário 2006 de que a modernização da agricultura no passado recente excluiu 3,9 milhões de estabelecimentos rurais, de um total de 4,4 milhões. Além disso, o censo mostra que apenas 500 mil estabelecimentos rurais, 11,4% do total, produziram 87% do valor total da produção em 2006. É importante notar também que, dos 3,9 milhões excluídos, 2,9 milhões produziram valor que correspondente a meio salário mínimo, em média, por estabelecimento. Ao considerar a população dos 500 mil estabelecimentos principais geradores de renda, aproximadamente 27.300 geraram 51% do valor total da produção. Ou de outro modo, 0,62% do número total de estabelecimentos rurais foi responsável por mais que 50% do valor total da produção agrícola em 2006. Depreende-se desses números uma enorme concentração na renda da produção rural brasileira.

Alves et al. (2013a, 2013b) identificaram a tecnologia, e não terra e trabalho, como o principal insumo responsável pela concentração observada da renda. As imperfeições de mercado seriam a causa principal que impede o acesso dos produtores rurais à tecnologia. O conceito de imperfeição de mercado é discutido em Alves & Souza (2015). As imperfeições de mercado resultam de assimetrias no acesso ao crédito para produção e exportação, à infraestrutura, à disponibilidade de informação, à extensão rural e assistência técnica e à educação.

Elas são tipicamente desfavoráveis à pequena produção. A falta de infraestrutura física e a educação deficiente dificultam a extensão

rural e, portanto, o acesso à tecnologia. Alves & Souza (2015) realçam o fato de que os pequenos produtores são forçados a comercializar sua produção a preços baixos relativamente aos gastos com insumos – não conseguem negociar a preços favoráveis. Em outras palavras, a negociação desfavorável na obtenção de insumos pode conduzir a preços mais altos para a adoção de tecnologias melhores, e isso impede a produção eficiente.

A contribuição deste trabalho está na identificação de covariáveis de importância no contexto de imperfeições de mercado, que potencialmente afetam o processo de produção no nível municipal.

A medida condicional de eficiência técnica que se considera aqui é calculada por meio do conceito de envoltória de dados com disponibilidade plena condicional – *Free Disposal Hull* (FDH) condicional – como definido em Daraio & Simar (2007) e Bădin et al. (2012). O tratamento econométrico apropriado leva em conta a noção de regressão fracionária (Ramalho et al., 2010).

## Variáveis de produção e covariáveis

A fonte de dados primária deste artigo é o Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2012b). Outras fontes são o Censo Demográfico de 2010 (IBGE, 2012a) e indicadores do Ministério da Saúde (Brasil, 2014) e do Ministério da Educação (Ideb, 2012). No sistema produtivo, toma-se como resposta a renda bruta da produção agropecuária agregada no nível municipal (soma das rendas dos estabelecimentos). Como insumos, consideram-se gastos com terra, com trabalho e com insumos tecnológicos, incluindo fluxos de capital (soma dos gastos dos estabelecimentos

em cada dimensão de insumo). A definição desses construtos é a mesma usada em Souza et al. (2013). O número de observações válidas é de 4.965 municípios.

As variáveis contextuais consideradas são o índice de Gini municipal (concentração de renda municipal), a proporção de estabelecimentos que receberam assistência técnica, total do crédito agrícola municipal e indicadores de infraestrutura (indicador social), demográfico e ambiental.

As variáveis da dimensão social refletem o nível de bem-estar propiciado por fatores como disponibilidade de água e energia elétrica e forma de esgotamento sanitário no domicílio rural. Refletem também indicadores do nível de educação e de saúde, diretamente relacionados com a melhor qualidade de vida dos residentes.

Os dados usados na dimensão social foram extraídos do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2012a), do Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2012b) e das bases de dados do Ideb – educação (Ideb, 2012) e do SUS – saúde (Brasil, 2014).

As variáveis da dimensão demográfica captam os aspectos relacionados à dinâmica da população que tende a acompanhar o desenvolvimento rural. Mudanças na composição etária da população têm chamado a atenção dos estudiosos da questão demográfica. Foi incluída a razão de dependência que mede o peso relativo da população considerada inativa (de 0 a 14 anos e de 60 anos ou mais de idade) sobre a população potencialmente ativa (de 15 a 59 anos de idade). Essa medida reflete as condicionantes demográficas que favorecem o desenvolvimento do município. A fonte de informação para os atributos demográficos é o Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2012a).

A dimensão ambiental foi aferida a partir de dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2012b) sobre as práticas recomendadas de uso do solo adotadas nos estabelecimentos rurais.

Os indicadores social, demográfico e ambiental aqui considerados são aqueles propostos em estudo não publicado, apoiado pelo Instituto CNA (2013)<sup>5</sup>, cujo objetivo é o desenvolvimento de um indicador global de desenvolvimento rural.

## Medidas FDH e FDH condicionais de eficiência técnica

A discussão que segue tem por base Daraio & Simar (2007) e Bădin et al. (2012). Esses trabalhos introduzem uma interpretação probabilística para a análise não paramétrica de processos de produção, que permite a avaliação de variáveis contextuais ao processo produtivo (potencialmente endógenas ou não). A associação desses resultados com a proposta binomial de Ramalho et al. (2010) – *two part model* – para modelos DEA (*Data Envelopment Analysis*), permite propor uma abordagem original para caracterizar estatisticamente a influência de covariáveis, endógenas ou não, no estudo de fronteiras não paramétricas sob disponibilidade plena.

Considere observações de produção  $(x_j, y_j)$ ,  $j = 1, K, n$ , de  $n$  unidades produtoras (DMUs). O vetor de insumos  $x_j$  é um vetor de  $R^3$  com componentes não negativas com pelo menos uma componente estritamente positiva. A resposta  $y_j$ , produção, é um ponto de  $R^+$ , o conjunto dos números reais não negativos. A eficiência técnica FDH orientada a produto da DMU  $\tau$  é definida por

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}(x_\tau, y_\tau) &= \text{Max} \left\{ \lambda; \lambda y_\tau \leq \sum_{j=1}^n \gamma_j y_j, x_\tau \geq \sum_{j=1}^n \gamma_j x_j, \right. \\ &\quad \left. \sum_{j=1}^n \gamma_j = 1, \gamma_j \in \{0, 1\} \right\} \\ &= \text{Max}_{i: x_i \leq x_\tau} \left\{ \frac{y_i}{y_\tau} \right\} \end{aligned} \quad (1)$$

A medida FDH acima é sensível à presença de observações atípicas. Em estatística

<sup>5</sup> CNA. Confederação Nacional da Agricultura. Índice de Desenvolvimento Rural. [Brasília]: CNA, 2013. Documento não publicado.

não paramétrica, a abordagem usual para o tratamento de observações atípicas e da heteroscedasticidade é a consideração de ranks (ordens) como resposta (Conover, 1999). Adota-se aqui a mesma abordagem, i.e., o processo de produção é definido por meio dos ranks das variáveis de produção normalizados pelo máximo – 4.965 –, com exceção do índice de Gini.

Para avaliar a importância de uma variável contextual contínua  $Z$ , de dimensão  $m$ , na medida de eficiência FDH, condiciona-se o processo de produção à observação  $Z = z$  e calculam-se as medidas apresentadas em

$$\hat{\lambda}(x_j, y_j | z_j) = \max_{\{i: x_i \leq x_j, |z_i^l - z_j^l| \leq h_{in}, L, |z_i^u - z_j^u| \leq h_{ou}\}} \left\{ \frac{y_i}{y_j} \right\} \quad (2)$$

em que os  $z_j$  são observações de  $Z$  para a DMU  $j$ , e  $z_j^i$  é a observação da  $i$ -ésima componente do vetor  $Z$ . As componentes  $h_{in}$  representam janelas ótimas necessárias para a estimação da função densidade condicional. O processo de cálculo dessas janelas, trabalhoso, não será descrito aqui. A abordagem usada neste trabalho segue a proposta de Souza et al. (2017).

Para a avaliação da influência de covariáveis em processos de produção, Daraio & Simar (2007) sugerem a estatística

$$q_n(x_j, y_j | z_j) = \frac{\hat{\lambda}_n(x_j, y_j | z_j)}{\hat{\lambda}_n(x_j, y_j)}$$

como variável resposta. Dada a dificuldade de interpretação dessa razão, optou-se pela análise do numerador. Em um modelo orientado a produto, o inverso dessa variável assume valores no intervalo (0,1], com percentual positivo de observações unitárias. Desse modo, pode-se formular o modelo

$$\hat{\lambda}^{-1}(x_j, y_j | z_j) = \begin{cases} 1 & \text{com probabilidade } F(\beta'z_j) \\ G(\delta'z_j) & \text{com probabilidade } 1-F(\beta'z_j) \end{cases} \quad (3)$$

com valor esperado para a resposta apresentado em

$$E[\hat{\lambda}_n^{-1}(x_j, y_j | z_j)] = F(\beta'z_j) + [1-F(\beta'z_j)]G(\delta'z_j) \quad (4)$$

A equação de momentos viabiliza o uso de técnicas clássicas de regressão, como o método de mínimos quadrados não lineares e o método de momentos generalizados – *Generalized Method of Moments* (GMM) (Gallant, 1987; Greene, 2011), e, portanto, permite a avaliação da significância estatística de covariáveis endógenas presentes na especificação. O GMM foi a opção deste estudo, considerando crédito, assistência técnica e concentração de renda como variáveis endógenas. A consistência das medidas reduz os problemas de correlação entre as observações de eficiência induzida pelo método de cálculo. Essa abordagem pode ser estendida a modelos com resposta DEA na presença de endogeneidade e trata propriamente a condição de separabilidade em modelos inferenciais em dois estágios, discutida em Simar & Wilson (2007) nesse contexto.

## Resultados estatísticos

A Tabela 1 mostra as medidas FDH por região normalizadas ao intervalo (0,1]. Nota-se maior eficiência no Centro-Oeste, seguido de Sudeste, Sul, Norte e Nordeste. Nessa tabela, duas regiões classificadas com o mesmo código não diferem significativamente.

A Tabela 2 mostra os resultados obtidos com GMM. Como função resposta, considera-se a especificação definida pela função de distribuição normal para a probabilidade de resposta unitária, combinada com a função logística para as respostas entre 0 e 1. As duas formulações são dependentes do mesmo construto linear  $\mu$ :

$$\mu = (1, \text{crédito, assistência técnica, indicador demográfico, indicador social, indicador ambiental, concentração de renda})'\theta \quad (5)$$

**Tabela 1.** Médias da eficiência FDH não condicional por região.

Região	Média	Desvio padrão	Frequência	Código
Norte	0,4773	0,0118	405	A
Nordeste	0,3175	0,0058	1.666	B
Sudeste	0,6482	0,0061	1.531	C
Sul	0,6474	0,0070	1.143	C
Centro-Oeste	0,7771	0,0160	220	D
<b>Total</b>	<b>0,5288</b>		<b>4.965</b>	

Isto é, admite-se que o valor esperado da razão seja dado por

$$E[\hat{\lambda}_n^1(x_j, y_j | z_j)] = \Phi(\mu_j) + [1 - \Phi(\mu_j)] \frac{e^{\mu_j}}{1 + e^{\mu_j}} \quad (6)$$

O valor do teste de sobreidentificação de Hansen é de 6,4647 (p-valor = 0,1670), com distribuição qui-quadrado com quatro graus de liberdade sob a hipótese nula de especificação correta do modelo. Não há evidência suficiente para rejeição da hipótese nula.

A resposta esperada é uma função monótona crescente de  $\mu$ . A correlação entre valores

preditos e observados no modelo GMM é de 62%.

Os fatores contextuais que influenciam significativa e positivamente a eficiência condicional são o indicador de infraestrutura (social) e o indicador demográfico. Crédito, assistência técnica e concentração de renda são positivos e não significativos. O indicador ambiental é negativo e não estatisticamente significativo. Nota-se um efeito regional marcante na média do construto linear. A Tabela 3 mostra os valores médios do construto linear estimado por região e a probabilidade média de um município da região se tornar eficiente por influência dos valores

**Tabela 2.** Resultados do modelo estimado via GMM.

Parâmetro	Estimativa	Desvio padrão	Valor t	Pr >  t
Constante	-2,0607	0,4490	-4,59	<0,0001
Crédito	0,2610	0,2359	1,11	0,2685
Social	1,1503	0,3431	3,35	0,0008
Ambiental	-0,0804	0,2394	-0,34	0,737
Assistência técnica	0,5302	0,4583	1,16	0,2473
Gini	0,3835	0,7106	0,54	0,5895
Demográfico	1,2356	0,1535	8,05	<0,0001
Centro-Oeste	0,2780	0,0841	3,31	0,001
Norte	0,2858	0,0523	5,47	<0,0001
Nordeste	0,0086	0,0576	0,15	0,8816
Sul	0,0476	0,0860	0,55	0,5795

Instrumentos: indicador demográfico, indicador demográfico<sup>2</sup>, indicador social, indicador ambiental, existência de energia elétrica, taxa de alfabetização de pessoas com dez anos ou mais de idade, tipo de abastecimento de água no domicílio rural, razão entre população rural e urbana no município, índice de desenvolvimento da educação básica, índice de desempenho do SUS, variável indicadora da região Centro-Oeste, variável indicadora da região Norte, variável indicadora da região Nordeste, variável indicadora da região Sul.

**Tabela 3.** Construto linear estimado e probabilidade de se tornar eficiente, por região.

Região	Probabilidade de $\mu$				Construto linear $\mu$			
	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Norte	0,4091	0,1465	0,1505	0,7566	-0,2486	0,3992	-1,0340	0,6953
Nordeste	0,2180	0,0832	0,0784	0,6635	-0,8065	0,2735	-1,4160	0,4220
Sudeste	0,5550	0,1691	0,1246	0,8467	0,1423	0,4572	-1,1524	1,0223
Sul	0,6150	0,1010	0,2489	0,8640	0,3011	0,2683	-0,6781	1,0985
Centro-Oeste	0,6601	0,1224	0,3445	0,8938	0,4379	0,3524	-0,4003	1,2470

das variáveis contextuais. Nota-se que esse efeito será mais facilmente observado no Centro-oeste (66%), seguido do Sul (61%), Sudeste (55%), Norte (41%) e Nordeste (22%). Esses valores acompanham as estimativas dos valores médios do construto linear  $\mu$ .

A Tabela 4 mostra a correlação de posições entre as variáveis crédito, assistência técnica, concentração de renda e eficiência técnica. As correlações são relativamente altas e positivas, indicativo de que a eficiência não condicional observada é associada a municípios com valores elevados dessas variáveis contextuais. Já a não significância desses fatores no modelo condicional (Tabela 2) é indicativo de que mudanças substanciais na agricultura por meio dessas variáveis seriam efetivas na melhoria do desempenho do processo produtivo. A redução das

imperfeições de mercado, no sentido de Alves & Souza (2015), tem potencial de redução da concentração da renda e de melhoria do acesso da extensão rural aos produtores não incluídos no processo produtivo.

### Considerações finais

Usando dados de Censo Agropecuário 2006 e de outras fontes oficiais brasileiras, examinou-se a influência de variáveis associadas à imperfeição de mercado e à concentração de renda na eficiência da produção rural do Brasil no nível municipal. Como medida de eficiência técnica, foi usado o FDH orientado à produção, com retornos variáveis à escala. A análise explora uma visão de probabilística da fronteira de produção e é levada a cabo por uso de dis-

**Tabela 4.** Correlação de Spearman entre crédito, assistência técnica, concentração de renda e eficiência técnica não condicional.

	Eficiência	Crédito	Concentração de renda	Assistência técnica
Eficiência	1,0000	0,6483	0,3696	0,6006
		<0,0001	<0,0001	<0,0001
Crédito	0,6483	1,0000	0,0437	0,6758
	<0,0001		0,0021	<0,0001
Concentração de renda	0,3696	0,0437	1,0000	-0,0824
	<0,0001	0,0021		<0,0001
Assistência técnica	0,6006	0,6758	-0,0824	1,0000
	<0,0001	<0,0001	<0,0001	

tribuições condicionais e não condicionais. A fronteira de eficiência condicional às variáveis contextuais é estimada pelo método de momentos generalizados (GMM) e considera a potencial endogeneidade das variáveis crédito, assistência técnica e concentração de renda.

As variáveis críticas para a melhoria do desempenho da eficiência técnica condicional são infraestrutura (indicador social) e o indicador demográfico. Encontrou-se evidência de que a redução de imperfeições de mercado, por meio de seus efeitos no crédito e na assistência técnica, será benéfica para a produção. Entende-se que a melhoria do indicador social é um passo nessa direção.

Regionalmente, a agricultura do Centro-Oeste tem o melhor desempenho. *Ceteris paribus*, para o status quo essa região tem maior potencial de resposta no sentido de aumento de eficiência do que as demais regiões, via variáveis contextuais. A inclusão produtiva para ser efetiva deve passar por ações de redução de assimetrias de mercado (políticas públicas), para permitir o aumento uniforme dos desempenhos regionais.

Pelos Censo Agropecuário 2006, 500 mil estabelecimentos, num total de 4,4 milhões, modernizaram a agricultura; 3,9 milhões ficaram à margem e compõem a pobreza rural do Brasil. O índice de eficiência técnica capta a modernização e sintetiza isso num número para cada estabelecimento. As imperfeições de mercado, sintetizadas em duas variáveis, influenciam o desempenho da eficiência técnica que mede quão distante o agricultor ficou da fronteira de produção. As imperfeições de mercado impõem restrições ao produtor que impedem a localização correta em relação à fronteira de produção. Elas afetam também o desempenho da extensão rural, pois implicam que a tecnologia que depende da compra de insumos não seja lucrativa e, por isso, não poderá ser adotada. Assim, as políticas públicas precisam reunir em seu arsenal iniciativas que deem aos pequenos produtores chances de competirem em igualdade com os grandes quanto aos preços que pagam pelos insumos e aos preços de venda dos produtos.

O mesmo vale para crédito rural, educação e contratos. Sem envolver as lideranças, prefeitos, governadores e o nível federal, a luta contra as imperfeições de mercado fracassará, e a agricultura não será capaz de extirpar a pobreza rural. E o peso da luta contra a pobreza rural recairá nas políticas de transferência de renda, como o Bolsa Família e a aposentadoria rural.

## Referências

- ALVES, E.; SOUZA, G. da S. e. Pequenos estabelecimentos também enriquecem? Pedras e tropeços. **Revista de Política Agrícola**, ano 24, p.7-21, 2015.
- ALVES, E.R.; SOUZA, G. da S. e; ROCHA, D. de P. Desigualdade nos campos sob a ótica do censo agropecuário 2006. **Revista de Política Agrícola**, ano 22, p.67-75, 2013a.
- ALVES, E.R.A.; SOUZA, G.S.; ROCHA, D. de P.; MARRA, R. Fatos marcantes da agricultura brasileira. In: ALVES, E.R. de A.; SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. (Ed.). **Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil**. Brasília: Embrapa, 2013b. p.13-45.
- BÄDIN, L.; DARAIO, C.; SIMAR, L. How to measure the impact of environmental factors in a nonparametric production. **European Journal of Operational Research**, v.223, p.818-833, 2012. DOI: 10.1016/j.ejor.2012.06.028.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **IDSUS: Índice de Desempenho do SUS**. [2014]. Disponível em: <[http://idsus.saude.gov.br/documentos/IDSUS\\_Texto\\_Base\\_13-03-14.pdf](http://idsus.saude.gov.br/documentos/IDSUS_Texto_Base_13-03-14.pdf)>. Acesso em: 3 out. 2018.
- CONOVER, M.J. **Practical nonparametric statistics**. 3<sup>rd</sup> ed. New York: Wiley, 1999. 584p.
- DARAIO, C.; SIMAR, L. **Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis: methodology and applications**. New York: Springer, 2007. 248p.
- GALLANT, A.R. **Nonlinear Statistical Models**. New York: J. Wiley & Sons, 1987. DOI: 10.1002/9780470316719.
- GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 7<sup>th</sup> ed. New Jersey: Prentice Hall, 2011.
- IBGE. **Censo 2010**. [2012a]. Disponível em: <<http://censo2010.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 24 jan. 2012.
- IBGE. **Censo Agropecuário 2006**: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. 2012b. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/>>. Acesso em: 24 jan. 2012.

IDEB. Índice de Desenvolvimento da Educação Básica. **Nota Técnica**. [2012]. Disponível em: <<http://ideb.inep.gov.br/resultado/>>. Acesso em: 24 jan. 2012.

RAMALHO, E.A.; RAMALHO, J.J.S.; HENRIQUES, P.D. Fractional regression models for second stage DEA efficiency analyses. **Journal of Productivity Analysis**, v.34, p.239-255, 2010. DOI: 10.1007/s11123-010-0184-0.

SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G.; ALVES, E.R. de A. Conditional FDH efficiency to assess performance

factors for Brazilian agriculture. **Pesquisa Operacional**, v.37, p.93-106, 2017. DOI: 10.1590/0101-7438.2017.037.01.0093.

SOUZA, G. da S.; ALVES, E.R. de A.; MAGALHÃES, E.; ROCHA, D.P. Um modelo de produção para a agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa. In: ALVES, E.R. de A.; SOUZA, G. da S.; GOMES, E.G. (Ed.). **Contribuição da Embrapa para o Desenvolvimento da Agricultura no Brasil**. Brasília: Embrapa, 2013. p.47-86.

---