

# 农地流转对粮食生产技术效率影响的多维分析

## ——基于随机前沿生产函数的实证研究

曾雅婷,吕亚荣,王晓睿

(中国人民大学 农业与农村发展学院,北京 100872)



**摘要** 提高农业生产技术效率是我国农地流转政策的重要目标之一,基于我国粮食主产区 346 个农户的调查数据,采用“一步法”随机前沿函数(SFA)从总产值、亩均产值、劳均产值三个维度检测了有/无农地流转两类农户的粮食生产技术效率,并检验了影响两类农户技术效率的主要因素。研究表明:农地流转、农业劳动力质量、土地规模对技术效率有正向影响,农地细碎化程度、农地离城镇的距离对技术效率则有负向影响。在此基础上,提出进一步推动农地流转、增加农业劳动力人力资本投资等政策建议。

**关键词** 农地流转;粮食作物;技术效率;随机前沿函数(SFA)

**中图分类号:**F 325.15 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)01-0013-09

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.01.002

截至 2015 年底,我国城镇常住人口增至 7.7 亿,城镇化率达 56.1%<sup>①</sup>。随着城镇化水平的不断提高,既意味着我国粮食消费需求的增加,对政府保障粮食安全提出了更高的要求<sup>[1]</sup>;也意味着城市化建设对非农建设用地的需求增加,耕地面积增加的可能性非常小。因此,在耕地面积总量约束下,要保障粮食供给的稳定增加,必须优化土地要素配置,提高农户粮食生产技术效率<sup>[2-5]</sup>。在我国农户普遍经营规模较小、农地细碎化程度高的背景下,促进农地流转的目的之一就是优化土地资源配置效率,以此提高生产技术效率。自农地流转政策实施以来,我国农地流转率从 1999 年的 2.53%<sup>[6]</sup>快速上升至 2015 年底的 33.3%<sup>②</sup>。因此,本文的问题是:农地流转是否如政策预期提高了农业生产技术效率呢?在粮食生产中,有农地流转和无农地流转的农户是否存在农业生产技术效率上的差异呢?

## 一、文献综述

关于农地流转与农业生产技术效率之间的关系,从理论上来看,姚洋、Deininger 等学者认为通过放开农地流转市场,降低交易成本,农地会流向农业生产效率高的农户,产生边际产出拉平效应和交易收益效应,从而提高农业整体生产效率<sup>[7-8]</sup>。宋伟、何秀荣等学者则认为农户流转土地的主要目的是扩大农业生产规模或脱离农业,使劳动力得到更充分的利用,提高总收入,不一定能提高农地生产效率<sup>[9-10]</sup>。贺振华则认为在考虑非农劳动力市场的情况下,大量农村优质劳动力外流,农地可能流向农业生产效率较低的农户,进而导致生产效率的下降<sup>[11]</sup>。从实证检验结果来看,陈园园等基于对 2012 年晋西北地区 296 个农户调查数据的分析,认为农户的农地转入行为对总产出和劳动生产率有

收稿日期:2017-05-13

基金项目:国家社会科学基金项目“农村土地三权分置的农业经营体制创新研究”(15BJY084);中国人民大学重大规划项目“工业化以来主要国家农业发展模式比较研究”(2015030210)。

作者简介:曾雅婷(1990-),女,博士研究生;研究方向:土地经济与政策。

① 数据来源:国家统计局,《2015 年国民经济和社会发展统计公报》,国家统计局网站([http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201602/t20160229\\_1323991.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201602/t20160229_1323991.html)),2016 年 2 月 29 日。

② 引自农业部网站“对十二届全国人大四次会议第 6329 号建议的答复”([http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/201608/t20160810\\_5234645.html](http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/201608/t20160810_5234645.html))。

显著正向影响,农地转出行为对其影响则不显著<sup>[12]</sup>;刘涛等基于对 2007 年江苏省 274 个农户的调查数据进行分析,认为转出农地农户的平均农地综合产出率低于没有转出农地的农户,而转入农地的农户的平均农地综合产出率高于没有转入农地的农户<sup>[13]</sup>;朱建军等基于对 2008 年甘肃和浙江两省的调查数据的分析,以亩均产量作为研究对象,认为农地流转市场发育程度影响农地生产率,农地流转市场发育程度高的地区,农地流转明显提高了农地生产率<sup>[14]</sup>;而陈训波等运用 2009 年的 543 个农户调查数据进行分析,采用 DEA 方法测算认为农地流转会增加劳动生产率,降低农地生产率<sup>[15]</sup>。

已有的实证研究由于研究样本、被解释变量的选择以及技术效率估计方法上存在差异,检验结果差异较大。学术界针对农地流转对农业生产技术效率影响这一问题还存在明显争议,研究该问题仍具有一定理论和应用价值。为提高样本的代表性,本文利用 6 个粮食主产省的农户调查数据作为研究样本;为解决被解释变量差别导致的结论差异,从总产值、亩均产值、劳均产值三个维度对有无农地流转行为两类农户的粮食生产技术效率分别进行测算,并对影响农地技术效率的因素进行检验,以求能够在同一样本中从不同维度全面分析农地流转对粮食生产技术效率的影响;为提高技术效率估计结果的准确度,用“一步法”随机前沿生产函数来估计农户的技术效率值和技术效率的影响因素,此方法在假设误差项分布的情况下使用极大似然估计方法估计技术效率值,以此解决传统“两步法”中的估计有偏问题。

## 二、理论和应用模型

### 1. 理论分析逻辑

Farrell 于 1957 年首次提出技术效率的前沿测定方法的思想,并认为经济体的技术效率包括规模效率与纯技术效率两个部分<sup>[16]</sup>。因此,农地流转对粮食生产技术效率的影响也可从这两个部分进行分析。

首先,农户可以通过农地流转改变生产规模,通过实现规模效应提高规模效率,从而提高技术效率。由于历史原因,我国农户的经营规模普遍较小,当前我国大部分农户仍符合国际粮农组织对“小农户”的定义——经营规模在 2 公顷以内。小规模经营中,农户市场谈判能力弱,扩大经营可以帮助农户提高市场谈判能力,降低平均生产成本、提高技术效率。在劳动力成本不断提高的情况下,小规模农业经营中农户收益过低,导致农户对农业生产重视程度低、缺乏技术改进的积极性,但规模经营主体则不同,他们在农业中的投入高,对农业的重视程度也高,在农业生产中投入的精力也会比较多。因此,通过农地流转调整生产规模,使之达到或逐步接近农户最优生产规模,提高规模效率,从而提高农业生产技术效率。

其次,农地流转市场的放开有利于农地流向边际产出高的农户,从而提高农业生产纯技术效率。基于姚洋的边际拉平理论,边际产出低的农户通常会将农地流转给边际产出高的农户<sup>[7]</sup>,从而实现农业生产整体技术效率的提升。而边际产出高的农户通常是在农业经营、农技应用方面有优势的种田能手,这类农户对新技术的接受能力更强。我国农业生产中的技术主要分两类:以农业机械、水肥一体化等为代表的省劳技术和以化肥农药改进为代表的增产技术。采纳这些技术都是有成本的,对于小规模经营的农户来说,单位土地采纳成本过高,农地流转可以帮助这些种田能手扩大农业生产规模,降低技术采纳平均成本,通过应用新技术进一步提高纯技术效率,从而提高农业生产技术效率。因此,本文认为农地流转市场的放开与完善有利于农户对家庭内部生产要素实现有效配置,从而提高农业生产技术效率。理论分析逻辑见图 1。

### 2. 农业生产技术效率的测度方法

本文采用 Battese 等改进后的“一步法”随机前沿生产函数模型<sup>[17]</sup>来测算农业生产技术效率。基本模型如下:

$$Y_i = f(X_i; \beta) \exp(V_i - U_i) \quad (1)$$

两边同时取对数,得

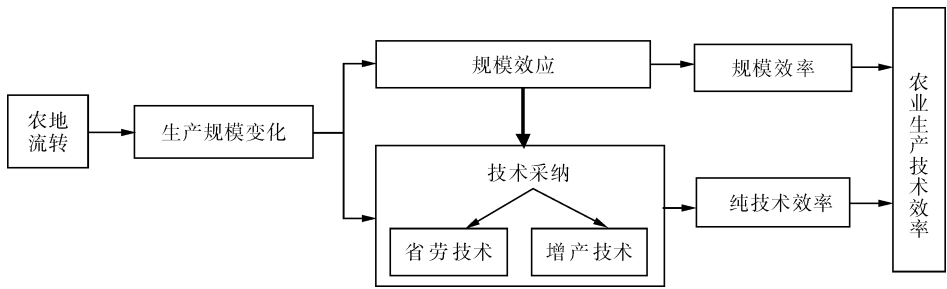


图 1 理论分析逻辑

$$\ln Y_i = \ln f(X_i; \beta) + V_i - U_i \quad (2)$$

式(1)、(2)中,  $Y$  代表产出,  $f(\cdot)$  表示生产可能性边界上的确定性产出, 即现有技术条件下的最佳产出;  $X_i$  代表第  $i$  个农户生产中各类投入要素, 包括劳动力、农地、资本等投入要素;  $\beta$  为待估参数;  $V_i$  为随机误差项, 由地理、气候、自然灾害、统计误差等农业生产中不能控制因素导致, 由于这些因素给农业生产带来影响的方向是不定的, 随机误差项设为双边误差项,  $V_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ ;  $U_i$  为管理误差项, 指的是农户的实际产出与生产可能性边界的距离, 现实生产中只有完全无管理误差 ( $U_i = 0$ ) 的产出才会出现在前沿面上。农户农业生产技术效率 ( $TE_i$ ) 可以用如下公式估计:

$$TE_i = \frac{E(Y_i | u_i, X_i)}{E(Y_i^* | u_i = 0, X_i)} \quad (3)$$

式(3)中,  $Y_i$  是被观察样本的实际产出;  $Y_i^*$  是给定投入水平下最大可能产出。  $TE_i$  越接近 1, 技术效率越高; 越接近 0, 技术非效率 (损失) 越高。而受到管理者水平等外生变量的影响, 实际生产中普遍存在技术非效率的情况, 因此假设  $U_i$  服从截尾正态分布,  $U_i \sim N(u_i, \sigma_u^2)$ ,  $U_i$  的均值为  $u_i$ 、方差为  $\sigma_u^2$ 。

$$u_i = \sum_{k=1}^n \delta_k Z_{ki} + \omega_i \quad (4)$$

式(4)中,  $u_i$  为第  $i$  个农户生产技术非效率值;  $Z_{ki}$  表示影响  $i$  农户生产技术非效率的第  $k$  项变量;  $\delta_k$  为待估参数, 反映变量  $Z_{ki}$  对农户技术非效率的影响,  $\delta_k$  为负值表明该变量对技术效率有正的影响, 正值表明有负的影响效应;  $\omega_i$  为服从极值分布的随机变量。虽然上述随机前沿函数具有参数线性特性, 但由于回归方程中包含技术效率因素和随机扰动因素两个不可观测变量, 误差项不满足最小二乘法的经典假设, 不能用 OLS 方法进行参数估计。为了解决这一问题, 本文采用 Battese 等提出的参数替换法<sup>[17]</sup>, 用两个参数  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  和  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$  替代观察误差的方差  $\sigma_v^2$  和技术效率的方差  $\sigma_u^2$ ,  $\gamma \in (0, 1)$ , 利用非线性估计技术, 可以得到所有参数最大似然估计量。

### 3. 应用计量模型设计

由于本文采用的是截面调查数据, 模型假定所有农户面临相同技术进步条件, 运用“一步法”随机前沿生产函数从总产值、亩均产值、劳均产值三个维度测度两类农户生产技术效率, 从以上三个维度进行检测, 可以探析在现有投入水平上, 进一步提高总产值、农地产出率、劳动产出率的针对性措施。这些措施分别对已有资源禀赋下, 进一步提高农户收入、增加农业产出以及提升农户种粮积极性有重要意义。由此设置了如下三组模型:

模型 1, 基于粮食总产值的随机前沿生产函数及技术效率影响因素分析模型:

$$\ln Y_i = \beta_{01} + \beta_{11} \ln(labor)_i + \beta_{21} \ln(size)_i + \beta_{31} \ln(capital)_i + V_{i1} - U_{i1} \quad (5a)$$

$$\{u_{i1} = \delta_{01} + \delta_{11} edu_i + \delta_{21} siz_i + \delta_{31} pie_i + \delta_{41} mac_i + \delta_{51} dis_i + \delta_{61} sou_i + \delta_{71} mid_i + \omega_i \quad (5b)$$

模型 2, 基于亩均粮食产值的随机前沿生产函数及技术效率影响因素分析模型:

$$\ln(avsiy)_i = \beta_{02} + \beta_{12} \ln(avsilabor)_i + \beta_{22} \ln(avsimach)_i + \beta_{32} \ln(avsi fer)_i + V_{i2} - U_{i2} \quad (6a)$$

$$\{u_{i2} = \delta_{02} + \delta_{12} edu_i + \delta_{22} siz_i + \delta_{32} pie_i + \delta_{42} mac_i + \delta_{52} dis_i + \delta_{62} sou_i + \delta_{72} mid_i + \omega_i \quad (6b)$$

模型 3, 基于劳均粮食产值的随机前沿生产函数及技术效率影响因素分析模型:

$$\begin{cases} \ln(avlay)_i = \beta_{03} + \beta_{13} \ln(avlsize)_i + \beta_{23} \ln(avlamach)_i + \beta_{33} \ln(avlafer)_i + V_{i3} - U_{i3} & (7a) \\ u_{i3} = \delta_{03} + \delta_{13} edu_i + \delta_{23} siz_i + \delta_{33} pie_i + \delta_{43} mac_i + \delta_{53} dis_i + \delta_{63} sou_i + \delta_{73} mid_i + \omega_{i3} & (7b) \end{cases}$$

上述三个计量模型中, (a) 式代表随机前沿生产函数。李谷成等学者认为, 在衡量农户家庭产出时, 由于农户在种植作物品种上存在差异, 直接在产量层面上进行加总不科学, 需要结合农产品的价格, 对产值进行加总才更为合理<sup>[18]</sup>, 本文借鉴了这些学者的经验。模型 1 中,  $Y$  为粮食总产值, 是被访农户家庭种植主粮作物(包括小麦、玉米、水稻三种作物)的产出总值;  $labor$  为劳动力投入量,  $size$  表示土地投入量,  $capital$  为资金投入量。模型 2 中,  $avsiy$  为亩均产值, 是被访农户亩均粮食产出价值; 对应的各项投入变量也为亩均投入量, 由于农机投入与化肥农药等农资投入对劳动力、土地的替代作用不同, 为作进一步检验, 将农机与农资投入分开。模型 3 中,  $avlay$  为劳均产值, 是被访农户的劳动力人均产出值; 对应的各项投入变量也为劳均投入量。

模型中的 (b) 式代表技术非效率影响因素的分析函数。参照已有研究<sup>[19-21]</sup>, 本文选择农户特征、种植规模、地块特征、农机总投资情况和地域特征作为技术非效率的影响因素, 具体指标如下:

农业劳动力受教育水平( $edu$ ): 用农业劳动力接受正规教育的平均年数来表示。一般来说, 受教育水平较高的劳动力获取农业技术、管理、销售等信息的能力强, 能更合理地配置资源, 从而提高农业生产技术效率, 因此假设农业劳动力受教育水平与技术非效率之间呈负相关。

粮食种植规模( $siz$ ): 为考虑复种的情况下粮食作物播种面积。古典经济学中, Smith、马克思等学者认为, 农业生产规模的扩大有利于实现规模效应、提高农业生产技术效率<sup>[22-23]</sup>; Sen 则认为随着农业生产规模的扩大, 农业全要素生产率会提高, 但单位农地的产出会出明显下降, 并将此理论总结为农业发展中的“IR”关系(Inverse Relationship)<sup>[24]</sup>; 但 Ghose、Foster 学者则认为在农业生产技术不断进步的情况下, 不同规模对新技术的采纳程度不一样, “IR”关系可被打破<sup>[25-26]</sup>。因此, 将农业生产规模纳入影响技术非效率的因素, 二者之间的不确定关系有待于检验。

农地细碎化程度( $pie$ ): 以地块数来衡量农地细碎化程度。一般认为, 农地细碎化程度越高, 越不利于用农业机械替代劳动力从而降低农业生产成本。因此, 假设农地细碎化程度与技术非效率之间呈正相关。

自有农机投入量( $mac$ ): 以农户对农机具(包括拖拉机、收割机、播种机、插秧机、农用四轮车等)的总投资额来表示自有农机投入量。通常认为农业机械化率越高, 农业生产技术效率越高, 但随着农机服务社会化的推广, 农户不购置自有机械也能实现农业机械化生产。因此, 自有农机投入量与技术非效率之间的关系有待检验。

农地离城镇的距离( $dis$ ): 以农地距离城镇的远近来衡量其公共资源的可获得性。一般认为, 离城镇越近的地区越容易获得信息、道路、水、电等公共资源, 农业生产技术效率越高, 而离城镇远的地区获得的公共资源较少。因此, 本文假设农地离城镇的距离与技术非效率之间呈正相关。

地区虚拟变量( $sou$ 、 $mid$ ): 本文调查所涉及的三个区域在农业气候、生产历史上存在较大差异, 因此, 本文设置了以东北地区为参照组的黄淮海区域和长江中下游区域两个地区虚拟变量, 以分析地区差异对技术非效率的影响。

### 三、数据来源及描述

#### 1. 数据来源

本文使用的数据来源于 2015 年 8 月至 9 月中国人民大学农业与农村发展学院师生在全国六省开展的“全国土地流转情况”专题调研。此次调查的区域集中在东北、黄淮海和长江中下游区域的三

大粮食主产区<sup>①</sup>。首先,在调查省市的选择上,调研组按照区域分布,在东北区域选取了黑龙江省,在黄淮海区域选取了河北省、山东省、河南省,在长江中下游区域选取了四川省和江苏省作为调研省份。其次,在每个区域选择两至三个有代表性的农业大县作为调查区县,其中,黑龙江省选择了齐齐哈尔市富裕县和双鸭山市宝清县;河北省选择了沧州市间市,山东省选择了德州禹城市,河南省选择了郑州市中牟县;四川省选择了德阳绵竹市和成都崇州市,江苏省选择了徐州新沂市,总计八个县市。最后,将县市内各村镇按经济发展水平排序,分为两或三组。考虑到东北地区县域普遍较大,因此每个县按照经济水平排序平均分三组;其他县区按照经济水平排序平均分两组。每组内选择两个村,每个村随机抽取 15 个农户家庭。调查完成有效问卷 480 份,其中 346 份从事粮食作物生产的农户问卷作为本文分析的依据。

## 2. 描述性分析

从农户的粮食产值来看,见表 1。“有农地流转组”户均粮食总产值达 13.58 万元,亩均产值为 0.11 万元/亩,劳均产值为 6.81 万元/人;“无农地流转组”的三类产值分别为 2.11 万元、0.11 万元/亩、1.24 万元/人。两类农户在亩均产值上相差不大,但总产值和劳均产值有较大差异。

从生产中要素总投入来看,“有农地流转组”农业生产总投入量普遍较高,但是两组劳动力投入差异并不大。从亩均生产要素投入来看,“有农地流转组”劳动力投入为 0.15 人/亩,农机投入为 91 元/亩,化肥农药等投入为 230 元/亩,“无农地流转组”则分别为 0.38 人/亩、122 元/亩和 273 元/亩,“有农地流转组”农户的亩均投入量普遍较低。从劳均生产要素投入来看,“有农地流转组”的劳均农地、农资等投入量是“无农地流转组”的 5 倍以上。从调查数据的描述来看,两组农户在农业生产投入和产出上有明显差异。

表 1 农户投入产出变量的描述统计

变量名称	代码	有农地流转组		无农地流转组	
		均值	标准差	均值	标准差
<b>产出值</b>					
粮食总产值/元	Y	135 832.20	196 948.90	21 101.56	53 949.12
亩均产值/(元/亩)	avsiy	1 136.41	344.01	1 131.53	360.39
劳均产值/(元/人)	avlay	68 073.07	99 152.12	12 404.45	45 861.78
<b>总投入</b>					
劳动力/人	labor	2.14	0.72	2.20	0.93
农地面积/亩	size	123.42	164.47	17.93	38.57
农资农具/元	capital	33 558.09	50 403.31	5 711.22	7 635.68
<b>亩均投入</b>					
劳动力/(人/亩)	avsilabor	0.15	0.52	0.38	0.58
农机/(元/亩)	avsimach	91.24	59.31	122.25	83.99
农资/(元/亩)	avsi fer	229.73	122.87	272.52	152.22
<b>劳均投入</b>					
农地面积/(亩/人)	avlasize	63.42	87.77	10.75	33.68
农机/(元/人)	avlamach	4 110.74	4 951.05	846.70	940.37
农资/(元/人)	avla fer	12 603.94	21 650.13	2 323.32	5 498.53
样本量		133		213	

农户基本特征变量的描述结果见表 2,总样本 346 个农户中,133 户有农地流转,占总样本的 38%;213 户无农地流转。“有农地流转组”农户的平均受教育水平、平均种植规模、平均地块数、自有农机投入水平均高于“无农地流转组”农户。有农地流转的农户中,5%的农户存在信贷约束的情况,

① 三大粮食主产区主要包括十三个粮食主产省区,它们分别是黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖南、湖北、四川。这十三个粮食主产省区分属三大区域,东北区域、黄淮海区域和长江中下游区域。其中,东北区域包括了黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古四省;黄淮海区域包括了河北、河南、山东三省;长江中下游区域包括了江苏、安徽、江西、湖南、湖北、四川六省。

而无农地流转的农户中,13%的农户存在信贷约束。可见,有农地流转和无农地流转的农户的资源禀赋差异较大。

表 2 农户基本特征的描述统计

变量	代码	有农地流转组		无农地流转组	
		均值	标准差	均值	标准差
劳动力受教育水平/年	<i>edu</i>	7.69	2.66	7.17	3.05
粮食种植规模/亩	<i>siz</i>	123.42	164.47	17.93	38.57
农地细碎化程度/块	<i>pie</i>	9.60	13.65	3.62	2.16
自有农机总投资额/元	<i>mac</i>	39 493.01	70 625.49	11 399.53	56 072.13
农地离城镇的距离/千米	<i>dis</i>	11.20	19.29	11.42	23.70
是否是长江中下游地区	<i>sou</i>	0.16	0.37	0.30	0.46
是否是黄淮海地区	<i>mid</i>	0.14	0.35	0.44	0.50
样本量		133		213	

## 四、模型估计结果与分析

本文使用 Stata12.0 软件对三个应用计量模型进行回归分析,估计结果如下。

### 1. 模型 1 的估计结果及分析

模型 1 是以农户粮食总产值为因变量的回归分析,结果见表 3。从  $\text{Prob} > \text{Chi}^2$  的值来看,模型拟合效果很好。

表 3 农户粮食总产值的回归结果

变量	有农地流转组(1)		无农地流转组(2)	
	估计系数	<i>t</i> 检验值	估计系数	<i>t</i> 检验值
随机前沿生产函数				
劳动力投入(对数)	-0.011	-0.88	0.060	1.26
农地面积(对数)	0.644***	14.91	0.885***	25.86
农资农具投入(对数)	0.372***	7.75	0.109***	3.34
常数项	4.962***	16.51	6.396***	28.78
技术非效率影响因素模型				
劳动力受教育水平	-0.042***	-3.25	-0.261***	-2.80
粮食种植规模(对数)	0.032	0.94	-0.508**	-2.21
农地细碎化程度	0.046**	2.46	0.133*	1.73
农机投资总额(对数)	-0.161	-0.92	0.022	1.02
农地离城镇的距离	0.004**	2.42	0.001	0.04
是否长江中下游	-0.478	-1.54	-0.951*	-1.86
是否黄淮海	-0.002	-0.02	-0.632*	-1.69
常数项	-0.011	-0.06	1.600***	2.90
技术效率( <i>TE</i> )		0.978		0.936
Log likelihood		-4.285 6		-18.356 9
Prob>chi2		0.000 0		0.000 0
Wald chi2(3)		3 727.49		2 883.94

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

从随机前沿生产函数估计的结果来看,农地面积和农资投入对粮食总产值均呈正向、显著影响,劳动力投入对产出的影响不显著,从回归系数大小来看,农地投入的边际产出率远高于农资农具投入、劳动力投入。“有农地流转组”的技术效率值为 0.978 高于“无农地流转组”的 0.936,说明农户通过农地流转实现了总产值水平上技术效率的提升。

从技术非效率的影响因素来看:两组中农业劳动力受教育水平与技术非效率间呈负向关系,并在

1%的水平上显著,说明劳动力受教育水平对技术效率的提高有重要意义;对比两组中农地规模的系数,无农地流转组中系数显著为负,说明对于不参与农地流转的农户来说,经营规模的扩大,有利于提高农业技术效率,而有农地流转组中系数为正,说明在规模的扩大中应注意适度,过大的规模并不利于技术效率的提高,这一结果也验证了适度规模经营理论;两组中土地细碎化的系数都显著为正,说明我国农地的细碎化问题仍严重影响了粮食生产技术效率,对比两组中系数,农地流转组远低于无流转组,说明农地流转有利于降低土地细碎化问题对生产技术效率的影响;对于农地流转的农户来说,农地离城镇的距离会显著影响其技术效率,说明改善农村基础设施,提高农村公共物品普及度对规模经营农户技术效率的提升有重要意义。

## 2. 模型 2 的估计结果及分析

模型 2 是以农户亩均粮食产值为因变量的回归分析,结果见表 4。从 Prob>Chi2 的值来看,模型拟合效果很好。

表 4 农户亩均粮食产值的 SFA 回归结果

变量	有农地流转组(1)		无农地流转组(2)	
	估计系数	t 检验值	估计系数	t 检验值
随机前沿生产函数				
亩均劳动力投入(对数)	0.291***	6.47	0.082**	2.22
亩均机械投入(对数)	0.041**	2.14	0.008	0.77
亩均化肥等农资投入(对数)	0.228***	5.20	0.076**	2.10
常数项	5.714***	21.55	6.685***	33.47
技术非效率影响因素模型				
劳动力受教育水平	-0.058***	-3.05	-0.128	-0.98
粮食种植规模(对数)	0.090	0.71	-0.389	-0.73
农地细碎化程度	0.011**	2.16	0.018	0.16
农机投资总额(对数)	-0.075*	-1.85	-0.047	-0.78
农地离城镇的距离	0.002*	1.67	0.004	0.63
是否长江中下游	-0.632*	-1.89	-1.839	-0.95
是否黄淮海	0.012	0.09	-2.032	-0.92
常数项	-0.061	-0.23	1.827	1.44
技术效率(TE)	0.976		0.877	
Log likelihood	-4.238		-15.461	
Prob>chi2	0.000 0		0.002 2	
Wald chi2(3)	41.93		7.33	

从随机前沿生产函数回归结果来看,农地流转组的三类投入对粮食亩产均为显著正向影响;无农地流转组的劳动力、化肥等农资对粮食亩产存在显著正向影响,而农机投入对亩产影响则不显著。农地流转的技术效率为 0.976 显著高于无农地流转组的 0.877,说明农户通过农地流转实现了亩均产值水平上技术效率的提升。

从技术非效率影响因素的回归结果来看:在农地流转组中,劳动力受教育水平与技术非效率间呈负向关系,并在 1%的水平上显著,说明通过农地流转后的规模化经营,更需要高质量的劳动力来提高技术效率;在农地流转组中,农机投资总额与技术非效率间呈显著负向关系,而无农地流转组中,农机投资总额与技术非效率间负向关系并不明显,说明农户通过农地流转扩大经营规模,生产中对农业机械的依赖性更强,且经营规模越大,对自有农机的依赖程度越高。

## 3. 模型 3 的估计结果及分析

模型 3 是以农户亩均粮食产值为因变量的回归分析,结果见表 5。从 Prob>Chi2 的值来看,模型拟合效果很好。

从随机前沿生产函数的结果来看,两组中农地、农机和农资投入系数均为显著正向。土地投入的产出弹性远高于其他要素,农地流转组的农机和农资投入的系数远高于无流转组,且在 1%的水平上

显著。从技术效率来看,有农地流转的技术效率值 0.929 显著高于无农地流转组的 0.875,说明农户通过农地流转实现了劳均产值水平上技术效率的提升。

从技术非效率的影响因素回归结果来看:“有农地流转组”中农地规模与技术非效率间呈显著负向关系,且系数远高于无农地流转组,说明农地流转通过扩大农业生产规模,显著提高了劳均技术效率;“有农地流转组”中,劳动力受教育水平与技术非效率间在 1%的水平上显著负相关,“无农地流转组”中劳动力受教育水平对技术非效率的影响则不显著,说明“有农地流转组”农户生产方式已经发生变化,对高质量劳动力的依赖更强。

表 5 农户劳均产值的 SFA 回归结果

变量	有农地流转组(1)		无农地流转组(2)	
	估计系数	t 检验值	估计系数	t 检验值
随机前沿生产函数				
劳均农地投入(对数)	1.019***	16.93	1.022***	42.65
劳均农机投入(对数)	0.037***	3.18	0.020*	1.70
劳均农资投入(对数)	0.186***	4.15	0.117***	3.33
常数项	5.873***	21.58	6.375***	32.06
技术非效率影响因素模型				
劳动力受教育水平	-0.038***	-2.96	-0.069	-0.94
粮食种植规模(对数)	-0.873***	-5.37	-0.276*	-1.66
农地细碎化程度	0.031	0.54	0.005	0.26
农机投资总额(对数)	-0.015	-1.13	-0.053	-0.79
农地离城镇的距离	0.004**	2.48	0.002	0.60
是否长江中下游	-0.591*	-1.85	-1.742	-0.89
是否黄淮海	-0.041	-0.31	-1.955	-0.88
常数项	0.095	0.45	1.508	1.20
技术效率(TE)		0.929		0.875
Log likelihood		4.108 8		-8.201 4
Prob>chi2		0.000 0		0.000 0
Wald chi2(3)		2 746.74		2 322.99

## 五、结论与建议

本文基于全国三大粮食主产区 346 个农户粮食生产的微观调查数据,使用“一步法”随机前沿生产函数从总产值、亩均产值、劳均产值三个维度分别对有/无农地流转农户的粮食生产技术效率进行测度,并探析外生变量对技术效率的影响。

根据随机前沿生产函数的回归结果,可以得出:当前粮食生产中,土地要素的边际产出率远高于劳动力等其他要素。总产值、亩均产值、劳均产值三个维度下测度出“有农地流转组”农户的技术效率均显著高于“无农地流转组”,农地流转助于实现土地资源与生产资料的优化配置,提高农业生产技术效率。

从农业生产技术效率的影响因素来说,农地流转组中,劳动力质量对农地流转组的效率有显著正向影响,农地细碎化与农户离城镇距离均对农业生产效率有显著的负向影响。农地经营规模对总产量和亩产的技术效率产生了负向影响,对劳均技术效率有显著的正向影响。农地非流转组中,农业劳动力受教育水平、农地规模与技术效率显著正相关,而农地细碎化程度与技术效率之间显著负相关。

根据研究结论,有如下政策含义:

(1)进一步推动农村农地流转,降低农地细碎化水平。当前农业生产技术水平下,农地流转可改善资源配置、降低农地细碎化程度、形成适度规模经营,是提高农业生产技术效率的有效方法。

(2)加强农业人力资本投入。劳动力受教育水平对技术效率存在显著正向影响,可见现代化农业



生产中人才是关键,要注意提升农业劳动力质量,从而提高农业生产技术效率。

(3)完善农村公共物品供给制度。离城镇的距离对技术效率负向影响显著,说明我国农村的不同地区的信息可得性、基础设施建设水平存在差异,因此要完善农村公共物品供给制度,提高农村公共物品的普惠度。

## 参 考 文 献

- [1] 贾贵浩. 城镇化进程中粮食安全问题及对策[J]. 宏观经济管理, 2014(8): 61-63.
- [2] 张迪, 张凤荣, 安萍莉, 等. 中国现阶段后备耕地资源经济供给能力分析[J]. 资源科学, 2004, 26(5): 46-52.
- [3] 宋戈, 吴次芳, 王杨. 城镇化发展与耕地保护关系研究[J]. 农业经济问题, 2006(1): 64-67.
- [4] 高鸣, 宋洪远. 粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应[J]. 管理世界, 2014(7): 83-92.
- [5] 杨皓天, 刘秀梅, 句芳. 粮食生产效率的随机前沿函数分析——基于内蒙古微观农户层面 1312 户调研数据[J]. 干旱区资源与环境, 2016, 30(12): 82-88.
- [6] 钟晓兰, 李江涛, 冯艳芬, 等. 农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J]. 资源科学, 2013, 35(10): 2082-2093.
- [7] 姚洋. 中国农地制度: 一个分析框架[J]. 中国社会科学, 2000(2): 54-65.
- [8] DEININGER K, JIN S. The potential of land rental markets in the process of economic development: evidence from China[J]. Journal of development economics, 2005, 78(1): 241-270.
- [9] 宋伟. 农地流转的效率与供求分析[J]. 农村经济, 2006(4): 34-38.
- [10] 何秀荣. 关于我国农业经营规模的思考[J]. 农业经济问题, 2016(9): 4-15.
- [11] 贺振华. 农户外出、土地流转与土地配置效率[J]. 复旦学报(社会科学版), 2006(4): 95-103.
- [12] 陈园园, 安祥生, 凌日萍. 土地流转对农民生产效率的影响分析——以晋西北地区为例[J]. 干旱区资源与环境, 2015, 29(3): 45-49.
- [13] 刘涛, 曲福田, 金晶, 等. 土地细碎化、土地流转对农户土地利用效率的影响[J]. 资源科学, 2008, 30(10): 1511-1516.
- [14] 朱建军, 郭霞, 常向阳. 农地流转对土地生产率影响的对比分析[J]. 农业技术经济, 2011(4): 78-84.
- [15] 陈训波, 武康平, 贺炎林. 农地流转对农户生产率的影响——基于 DEA 方法的实证分析[J]. 农业技术经济, 2011(8): 65-71.
- [16] FARRELL M J. The measurement of productive efficiency[J]. Journal of the royal statistical society, 1957, 120(3): 253-290.
- [17] BATTESE G E, COELLI T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data [J]. Empirical economics, 1995, 20(2): 325-332.
- [18] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? ——来自湖北省的经验证据[J]. 经济学季刊, 2010, 9(1): 99-128.
- [19] FENG S, HEERINK N. Are farm households' land renting and migration decisions inter-related in rural China? [J]. Journal of life sciences, 2008, 55(4): 345-362.
- [20] CHEN Z, HUFFMAN W E, ROZELLE S. Farm technology and technical efficiency: evidence from four regions in China[J]. China economic review, 2009, 20(2): 153-161.
- [21] 黄祖辉, 王建英, 陈志钢. 非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响[J]. 中国农村经济, 2014(11): 4-16.
- [22] SMITH A, 郭大力, 王亚南. 国民财富的性质和原因的研究[M]. 北京: 商务印书馆, 2002.
- [23] 马克思. 马克思恩格斯选集(第二卷)[M]. 北京: 人民出版社, 2012.
- [24] SEN A K. Peasants and dualism with or without surplus labor[J]. Journal of political economy, 1966, 74(5): 425-425.
- [25] GHOSE A K. Farm size and land productivity in Indian agriculture: a reappraisal[J]. Journal of development studies, 1979, 16(1): 27-49.
- [26] FOSTER A. Are indian farms too small? mechanization, agency costs, and farm efficiency[J]. Journal of chemical information and modeling, 2011, 53(2): 1689-1699.

(责任编辑: 金会平)