

# 我国农户水稻生产技术效率分析<sup>\*</sup>

——基于 11 省 761 户调查数据

杨万江 李 琪

(浙江大学中国农村发展研究院 杭州 310058)

**内容提要** 本文基于 2013 年我国南方 11 省份 761 户稻农调查数据,构建了个体稻农水稻生产技术效率模型,围绕稻农的水稻生产特征、要素投入产出关系、技术效率水平及影响技术效率水平的外部因素进行了测算和检验。研究发现,大部分农户的水稻生产具有兼业化、规模小和分散经营等特点,生产过程中存在过量使用种子和化肥现象;样本农户水稻生产的平均技术效率达到 0.89,且地区间绝对差异较小;户主学历、种稻年数、参加技术培训次数和农户是否加入合作社、种植单季稻对提高技术效率有显著的正向作用,生产面积与技术效率之间呈现“U 型”关系。最后提出了推广科学生产方式、提升农户人力资本积累等相关建议。

**关键词** 农户 水稻生产 技术效率 随机前沿生产函数

保障国家粮食安全是推进农业现代化的首要任务(中央农村工作会议 2014)。如何在生态环境与资源条件两大限制下有效保障粮食供给是确保国家粮食安全的关键。对当前我国粮食生产技术效率进行测算有助于优化粮食生产要素配置效率,为粮食增产提供思路。

水稻历来都是我国第一大粮食作物,而在水稻生产体系中个体农户是基本经营主体(陈晓华 2014)。现代农业生产要素的发展(包括良种、生物化学技术和农业机械等)带来了生产方式和投入结构的变化,农户产出水平和技术效率水平提高到了一个新台阶,但是正如 Huynh Viet Khai(2011)提出的,发展中国家的农民通常不能充分发挥出技术资源的生产潜力。个体农户小规模经营的局限性及对生产要素的认知和使用缺陷,很可能导致稻农在生产活动中做出非效率的决定,使得水稻生产处于技术效率不足阶段,因此本文针对现阶段我国稻农水稻生产技术效率水平及其影响因素进行探究。

## 一、文献综述

Yiping Huang(1997)和 Wei Tian 等(2000)分别利用农户调研数据和我国农业生产成本收益调查数据,分粮食种类建立了随机前沿生产函数测算我国粮食生产技术效率水平及其影响因素。2000 年后我国粮食生产技术效率的相关实证研究逐渐增多,方法与视角逐渐多样化,主要可以分为三类:第一类研究以随机前沿方法(SFA)计算粮食技术效率水平,多利用宏观统计数据并给出技术效率的时间变化、空间分布及自然、社会等因素对技术效率的影响,如亢霞等(2005)利用 1992—2002 年全国及各省统计数据测算出我国小麦、玉米、大豆、粳稻、早籼稻、中籼稻和晚籼稻的平均技术效率分别为:0.63、0.81、0.71、0.90、0.81、0.78 和 0.75;第二类研究采用数据包络分析方法(DEA)分解全要素生

<sup>\*</sup> 项目来源“国家现代农业产业技术体系水稻产业经济”(编号: CARS-01-13B),同时感谢所有在项目中付出辛勤劳动的课题组成员、调研人员及问卷录入人员

产率并进行动态的、跨地区比较分析,例如王明利等(2006)以 Malmquist 指数法对我国粳稻、早籼稻、中籼稻和晚籼稻在 1990—2003 年的生产率、技术进步和技术效率进行了时间和地区维度分析认为我国水稻生产率和技术进步在 90 年代处于下降阶段,2000 年后开始上升,而技术效率则基本稳定;水稻生产率的波动与我国农业发展特征是大致吻合的;第三类研究侧重分析某项具体因素对技术效率的影响,如李谷成(2008)研究了家庭禀赋对农户种植业技术效率的影响,陈素琼(2012)研究了代际劳动力转移对农户水稻生产技术效率的影响。

水稻生产技术效率研究方面:周宏等(2003)利用 1981—2001 年统计数据及 DEA 方法将全国 22 个省份的水稻生产效率进行分析发现,我国水稻生产技术效率从 1981 年的 0.911 上升到 2001 年的 0.965,其变动过程与农村经济体制改革和农业经济环境变化相吻合;宿桂红等(2011)基于 1998—2008 年我国 9 个粮食主产区统计数据构建随机前沿模型分析发现,我国粳米生产的平均技术效率为 0.937 且呈现动态上升趋势,粮食种植比重对水稻生产的技术效率有改进作用,而灌溉率、水灾面积和旱灾面积对技术效率具有限制作用,并在此基础上分析了年际差异和地区差异;黄祖辉等(2014)利用江西省 352 户农户地块层面的调研数据分析认为籼稻种植平均技术效率达到 0.97,土地流转和非农就业对技术效率有正向影响,而土地细碎化则有负向影响。

已有研究揭示了粮食生产技术效率水平及其变动过程,但从研究层面来看,较少挖掘农户主体、生产环境等微观因素对技术效率的解释力从而停留在效率水平分析上。此外现有微观研究的样本量较小或限于某区域,代表性不足。鉴于此,本文以水稻生产农户为对象,利用 2013 年我国南方 11 个水稻主产省份 761 户稻农调研数据构建技术效率模型,并尝试从个体农户人力资本、农技制度、生产特征等具体经验中来解释技术效率缺陷,以提供农户水稻生产技术效率的最新证据。

## 二、模型构建

### (一) 技术效率模型

本文探讨的技术效率是指个体在农业生产过程中生产要素利用和配置效率受到既定投入结构和生产方式的影响,反映的是实际产出与最大产出数量之比。随机前沿方法(SFA)是常用的测量个体技术效率方法,以具体的生产函数形式来估计生产前沿面并以此为基准确定生产效率,适用于分析多投入单产出的生产。随机前沿函数基本形式为:

$$y_i = f(x_{ik}; \beta_k) \exp(v_i - u_i) \quad (1)$$

其中  $y_i$  代表产出,  $f(x_{ik}; \beta_k)$  为前沿生产函数,  $x_{ik}$  为各项投入,  $\beta_k$  为待估计参数,在混合误差项  $v_i - u_i$  中,  $v_i$  为传统对称的随机扰动项,服从独立正态同分布  $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ ,  $u_i$  为技术非效率损失,不同估计方式对  $u_i$  有不同的分布要求。个体的技术效率 TE 通过将非效率  $u_i$  从混合误差项  $v_i - u_i$  中分离出来计算,TE 等于 1 表示该个体处于完全技术效率状态,技术效率位于生产前沿面上,TE 在 0~1 之间表示该个体存在技术效率损失,技术效率位于生产前沿面以下,模型通常利用极大似然估计方法(MLE)进行估计。

本文根据水稻生产过程和研究目的建立起稻农生产技术效率模型,生产要素投入包括种子、化肥、机械和劳动力<sup>\*</sup>。劳动力投入又分为雇工投入和自家劳动力投入,其中雇工投入主要反映的是农忙时期劳动力投入对产出的影响,而自家种稻劳动力数量反映的是日常生产管理决策时劳动力数量是否会对产出有影响。要素投入数量及结构的合理性决定了产出转化率,投入与产出共同决定了技

<sup>\*</sup> 除了本文在此包括的各项投入,更广泛的现代技术生产要素投入还包括了农药等其他投入,但受数据限制或相关技术没有在样本地区中被广泛采用因而并未包括在本文的分析中,但今后可以在更全面的技术范围内进行更多的讨论

术效率水平。在模型的选择方面,根据 Hanley 等(1993)研究,变量较多的情况下 C—D 型生产函数要优于其他形式。鉴于此本文选择 C—D 型函数以避免多重共线性严重影响估计效果。本文构建的技术效率模型表示为模型(2)。模型变量说明见表 1。

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(S_i) + \beta_2 \ln(F_i) + \beta_0^1 D_{1i} + \beta_0^2 D_{2i} + \beta_3 \ln(K_i) + \beta_4 \ln(L_i) + \alpha_0 E_i + \sum_{j=1}^{10} \alpha_j N_{ji} + v_i - u_i$$

(2)

表 1 技术效率模型变量说明

变量	变量缩写	单位	变量说明
产出	Y	公斤/亩	单季(中稻/晚稻)亩产
种子投入	S	公斤/亩	种子投入量
化肥投入	F	公斤/亩	化肥投入量
机械投入虚拟变量	D <sub>2</sub>	—	机械使用费为 0 = 0; 机械使用费不为 0 = 1
雇工投入虚拟变量*	D <sub>1</sub>	—	雇工投入量为 0 = 0; 雇工投入量不为 0 = 1
机械投入	K	元/亩	机械使用费与 1 - D <sub>1</sub> 的较大值
雇工投入	L	人/亩	雇工投入量与 1 - D <sub>2</sub> 的较大值
自家劳动力投入	E	人/亩	自家种稻劳动力数量
地区	N <sub>j</sub>	—	样本地区虚拟变量

\* 考虑到小农户在生产过程中很可能完全依靠自家劳动力生产作业,因此雇工投入会为 0,由于 C—D 生产函数中不能含有 0 变量,因而参考 Battese(1997)添加虚拟变量的方法对雇工投入 0 变量进行技术处理以保证方程估计的无偏性。对机械投入变量做相同的处理

(二) 技术效率影响因素分析模型

准确揭示影响技术效率的因素是提升水稻生产技术效率的基础。根据已有文献和相关农户行为理论,生产主体特征、制度环境和生产特征等因素通过影响农户的生产决策、技术选择与生产方式影响技术效率。各因素具体影响机理假设如下:

(1) 人力资本。根据人力资本理论,接受正规教育可通过提升农户对生产的合理“操控”来提高生产率,有结论认为农户的智力素质对农业技术效率有显著的正向作用(张宁等,2006)。此外,鉴于水稻生产是精细作业,生产决策对生产经验有一定的依赖性,生产经验的积累有助于提升生产效率。综上提出假设 H<sub>1</sub>: 人力资本积累对技术效率有提升作用。

(2) 农技社会服务。农业技术培训便于稻农掌握相关技术,驻村农技员制度便于指导农户生产,纠正不科学生产行为。因此提出假设 H<sub>2</sub>: 参加更多次技术培训或设有驻村农技员的农户技术效率更高。

(3) 家庭兼业程度。农业和非农业生产存在替代性,当农户对农业收入依赖性较高时,对经济收入的追求成了提高农业技术效率的内在驱动力,在家庭资源配置的博弈中会向农业倾斜,李谷成(2008)也曾证明非农收入对湖北省农户技术效率有负向影响,因此提出假设 H<sub>3</sub>: 兼业程度低有助于提高农户技术效率。

(4) 种植规模。生产规模过小一定程度上会抑制规模效应,对机械的使用造成阻碍,但规模小反而有利于发挥传统农户精耕细作优势,因此相关研究结果在生产规模对技术效率影响问题上存在明显分歧。部分研究根据规模经济理论认为,技术效率与粮食生产面积呈现出“倒 U 型”关系(屈小博,

2009) ,还有部分研究表明生产面积与技术效率呈线性关系 ,乔世君( 2004) 认为随劳均播种面积增加 粮食生产技术效率倾向于降低; Wei Tian 等( 2000) 认为种植面积对水稻生产技术效率有正向作用。本文认为 ,技术效率是在一定生产方式基础上形成的 ,鉴于生产方式会随着种植规模而改变 ,种植规模对技术效率的影响程度可能存在动态变化。因此提出假设 H<sub>4</sub>: 种植规模与技术效率之间存在非线性关系。

( 5) 种植制度。作为一种农作安排 ,熟制必然会对劳动力安排和自然要素的配置产生影响 ,由于禀赋资源有限和光热条件对双季稻生长的限制 ,大多研究认为复种指数对我国粮食生产技术效率呈现负作用( 亢霞 2005) ,因此提出假设 H<sub>5</sub>: 种植双季稻会降低技术效率。

( 6) 生产模式。稻农可选择独立经营或参与到合作社联合经营中。合作社作为一种专业性制度安排 ,改变农户生产模式的同时能够通过统一管理、技术服务等优化要素配置 ,在技术效率上可能优于独立生产的农户 ,因此提出假设 H<sub>6</sub>: 参与合作社的农户技术效率高于单独经营的农户。

Battese 等( 1995) 提出了同时估计技术效率和技术效率影响因素的“一步法”模型 ,避免了再次使用回归估计带来的误差 ,假定  $u_i$  服从非负截尾正态分布  $u_i \sim N(m_i, \sigma_u^2)$  ,且影响效率因素是独立分布的 ,则技术效率影响因素模型可表示为:

$$u_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^n \delta_j z_{ji} + w_i \tag{3}$$

其中  $z_j$  为影响技术效率的外生变量  $\delta_j$  为外生变量  $z_j$  对技术效率影响程度的待估参数 ,若  $\delta_j < 0$  表明该外生变量对技术效率有正向影响  $\delta_j > 0$  则表明有负向影响 , $w_i$  为随机误差项 ,同时本文在线性模型基础上进行优化 ,引入变量二次项来考察非线性关系。

本文选取不同指标来代表可能影响技术效率的各项因素 ,以户主种稻年数和户主学历为指标衡量农户人力资本; 以户主参加农业技术培训次数和是否设有驻村农技员代表农技社会服务程度; 以农业收入占总收入比重为指标考察农户家庭兼业程度; 以种植面积代表种植规模; 以熟制和是否加入合作社分别代表种植制度和生产模式 ,并放入种植规模的二次项测量技术效率与种植面积之间的非线性关系。技术效率影响因素模型表示为模型( 4) 模型变量说明见表 2:

$$m_i = \delta_1 year_i + \delta_2 edu_i + \delta_3 artech_i + \delta_4 tepro + \delta_5 arpro_i + \delta_6 araland_i + \delta_7 cropsys_i + \delta_8 cro_i + \delta_9 araland_i^2 \tag{4}$$

表 2 技术效率影响因素模型变量说明

变量名称	缩写	单位及变量说明	预期
户主种稻年数	year	年	+
户主学历	edu	0 = 初中及初中以下学历; 1 = 初中以上学历	+
户主参加农业技术培训次数	artech	次/年	+
是否有驻村农技员	tepro	没有 = 0; 有 = 1	+
农业收入占总收入比重	arpro	%	+
种植面积	araland	亩	不定
熟制	cropsys	单季稻 = 0; 双季稻 = 1	-
是否加入合作社	cro	未加入合作社 = 0; 加入合作社 = 1	+
种植面积二次项	araland <sup>2</sup>	—	不定

三、数据来源与描述性分析

(一) 数据来源

本数据来源于国家现代农业产业技术体系水稻产业经济研究室于 2013 年 10 月—12 月进行的体系内农户调查。调查选择的样本点分布于福建、广西、广东、贵州、四川、湖北、湖南、江苏、江西、浙江和海南共 11 个南方省份 44 个县市(见表 3), 覆及了南方大部分水稻产区, 样本地点具有代表性和全面性。样本地区多以籼稻或其杂交品种为主<sup>\*</sup>。根据技术效率研究设计, 问卷主要包括农户的家庭特征、水稻生产与技术采纳行为、水稻投入产出和经营管理等四个方面。调查依托于国家水稻产业体系在我国各水稻主产省份设立的综合实验站进行, 采取多层与随机结合的抽样方式, 去除缺失值较多样本, 最终获得有效问卷 761 份。

表 3 样本分布

省份	县市数(个)	样本量(个)	占总样本比重(%)
福建	2	71	9.33
广东	4	73	9.59
广西	6	73	9.59
贵州	4	71	9.33
海南	5	65	8.54
湖北	4	75	9.86
湖南	4	68	8.94
江苏	5	81	10.64
江西	4	82	10.78
四川	4	59	7.75
浙江	2	43	5.65
总计	44	761	100

(二) 描述性分析

从农户投入产出(见表 4)来看, 样本农户水稻平均产出为 513.47 公斤/亩, 其中最低的仅为 180 公斤/亩, 最高达到了 766.67 公斤/亩。446 户(58.61%) 农户的亩产集中分布在 400 公斤/亩~600 公斤/亩, 超过 700 公斤/亩、不足 300 公斤/亩的分别有 31 户(4.07%)、20 户(2.63%)。稻农各项要素投入中, 种子平均投入量为 2.68 公斤/亩, 1.5 公斤/亩以下、超过 3.5 公斤/亩的农户也较多, 说明种子投入量差异较为明显。化肥平均投入量为 82.09 公斤/亩, 投入量呈现倒“U”型分布, 511 户(67.15%) 的投入量在 30 公斤/亩~90 公斤/亩之间, 30 公斤/亩以下、120 公斤/亩以上的有 36 户(4.73%)、102 户(13.40%)。雇工农户 191 户(25.10%), 平均雇工人数为 4.89 人/亩。使用机械的农户 661 户(86.86%)<sup>\*\*</sup>, 平均农机使用费 268.09 元/亩。户均自家种稻劳动力为 0.64 人/亩。从主要投入及产出分布可知, 农户之间在投入、产出的水平与结构上有较明显差异, 而这种差异很可能与农户技术效率水平有密切关系。

\* 样本省份中的湖南、四川、江西、广西、广东、福建、海南、贵州和湖北省的籼稻种植比重非常高, 只有江苏省以粳稻种植为主, 但从样本结构来看江苏省的粳稻种植农户占总农户比重非常小, 因而考虑到粳稻品种样本占总样本的比例之小, 故研究未对籼粳品种进行区分处理

\*\* 这里的机械使用指的是农户在整田、机插、机收和机烘 4 个环节中的其中一个或者几个环节中使用了机械

表 4 描述统计结果

	变量	平均值	标准差
技术效率模型变量	产出	513.47	109.65
	种子投入	2.68	2.21
	化肥投入	82.09	46.48
	雇工投入*	4.89	3.99
	机械投入	268.09	167.14
	自家劳动力投入	0.64	0.74
	户主种植年数	27.50	10.36
技术效率影响因素 模型变量	户主学历	0.24	0.43
	农户参加农业技术培训次数	2.09	2.03
	是否有驻村农技员	0.53	0.50
	农业收入占总收入比重	40.37	26.56
	种植面积	11.22	34.65
	熟制	0.55	0.50
	是否加入合作社	0.12	0.33

注: 此处的雇工投入(L) 变量统计分析仅包括使用雇工的农户样本 机械投入(K) 变量统计分析仅包括使用机械的农户样本

各项影响技术效率的因素中,户主的平均种植年数限 27.50 年,初中以上文化程度的户主仅占总数的 24%,可见户主群体的年龄偏大、教育水平偏低但种植经验丰富。农业技术服务方面,户主接受农业技术培训 2.09 次/年,所在村有驻村农技员的比重占 53%,可见驻村农技员制度的普及度不足。农业收入占总收入平均比重为 40.37%,说明了目前我国南方稻农家庭大部分已经从依靠农业的纯农户转向兼业型农户,收入结构呈现多元化趋势。种植面积方面,户均水稻种植面积为 11.22 亩,标准差为 34.65,其中最小种植面积为 0.4 亩,最大为 433 亩。平均种植面积偏大的原因主要在于 26 户(3.42%) 50 亩以上种植大户的影响,若仅计算 50 亩以下的农户,则平均种植面积减少到 5.74 亩,50 亩以上规模种植的 67 户农户基本上集中在浙江省。可见生产规模小和分散化依旧是国内稻农的主要特征。55% 的农户种植双季稻,加入合作社的农户仅占总数的 12%,大部分农户仍旧处于以家庭为单位的独立经营生产模式,产业化经营参与率低。综上,样本农户大部分采取独立分散、精耕细作的生产经营方式,呈现出小规模、分散化、兼业化等特征。

四、实证分析

(一) 技术效率模型检验

本文利用 Frontier4.0 和 Stata12.0 软件对稻农的技术效率模型进行分析\*,首先对模型的适宜性进行广义似然比检验,检验统计量为:

\* 为检验 Translog 型随机前沿函数是否会出现严重的共线性问题,本文在进行 C-D 型生产函数分析前首先建立了 Translog 函数模型并对其进行了 OLS 回归,由于连续型变量本身与其交互项和平方项的高度相关性,估计结果出现了严重的共线性,因此使用 Translog 型函数进行估计结果会产生较大偏误

$$LR = -2 [L(H_0) - L(H_1)]$$

(5)

其中  $L(H_1)$  为备择假设下对数似然值  $L(H_0)$  为零假设下对数似然值 将该统计量 LR 与临界值比较进行检验。检验结果见表 5。

表 5 随机前沿生产函数模型检验结果

零假设	LR	自由度	临界值	决定
技术非效率检验 $H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = 0$	121. 22	11	24. 05	拒绝
技术效率非随机检验 $H_0: \gamma = 0$	64. 44	1	5. 41	拒绝
外生无效效应检验 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_i = 0$	36. 14	9	16. 92	拒绝

注: 临界值的显著水平为 1%; 当假设中含有  $\gamma = 0$  LR 服从混合卡方分布 其临界值由 Wald 联合检验临界值确定

从检验结果来看 模型拒绝了技术非效率和技术效率非随机的假设 ,说明稻农生产的确存在技术无效率现象 ,且技术效率具有随机性 ,因此利用随机前沿生产函数对样本进行分析是恰当的。模型同时拒绝了外生因素无效效应的检验 ,说明外生因素会对稻农的技术效率水平产生影响。

(二) 生产要素利用效率测算

根据 MLE 方法估计结果 种子投入系数为  $-0.0470$  并在 1% 水平下显著 ,系数为负表明稻农为了保证秧苗数量可能存在用种过度现象; 化肥投入系数为  $0.0056$  ,但作用并不显著( 见表 6) ,与张利库( 2008) 得出的 2000 年后化肥投入对我国粮食影响产量的正效应不显著的结论一致 ,这表明在当前水稻生产中 ,继续增加种子和化肥投入已经难以促进增产 ,证实了要素不合理使用现象的确存在。笔者在浙江省调研时发现 ,大多农户都抱着“不放心所以多用一些”、“使用越多产量越高”的态度及“凭经验用量”的施肥方式 ,使得生产要素利用率低、流失率高成为制约技术效率提升的关键。雇工投入、自家劳动力投入和机械投入的影响均不显著。根据  $\gamma$  值结果 ,模型中 91% 的误差来源于技术非效率 ,9% 来源于随机误差 ,表明样本农户的确存在生产无效率状况。考虑到估计的稳健性 本文同时利用 OLS 估计方法对投入产出关系进行拟合 ,种子和化肥投入的估计结果与 MLE 估计结果的符号及显著程度相同 ,仅在系数值上有差异。雇工投入的系数为  $0.0523$  ,在 1% 水平下显著 ,说明雇工对提升产量的作用是显著的 ,可能由于水稻种植属于农忙环节费工多的生产活动 ,近年来大量劳动力不断外流导致种粮劳动力逐渐低于饱和。两种估计方法均表明机械投入对产出没有显著影响 ,可能存在“小马拉大车”的机具适配不当、农技与农艺不融合及地形限制等问题造成了机械作业质量不高。两种估计方法中参数估计结果相对稳定 ,说明结果稳健性较好。

(三) 样本农户技术效率水平对比

样本农户平均技术效率水平见表 7。技术效率的平均值为 0.89 ,标准差为 0.08 ,最大值为 0.98 ,最小值仅为 0.3 ,只有 3.16% 的农户在 0.7 以下 ,56% 的农户达到了 0.9 以上 ,效率水平分布较集中。尽管超过一半农户的技术效率达到了 0.9 以上 ,体现出了精耕细作的优势 ,但从粮食安全的角度来看 ,11% 的技术效率不足及其造成的产量损失仍不容忽视 ,预示着水稻生产技术效率还有很大的提升空间。各地区和省份之间技术效率的绝对差异较小( 见表 8) 。江苏省技术效率最高达到了 0.92 ,浙江省最低为 0.83。技术效率在 0.90 以上的省份有江苏、贵州、湖北和广西 ,技术效率在 0.9 以下的省

份有福建、江西、浙江、湖南、广东、四川和海南 从地区看 湖南、四川等水稻生产大省技术效率提升空间较大。

表 6 技术效率模型估计结果

变量	MLE 方法		OLS 方法	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	6.3115 *** ( 0.0558)	113.0612	6.1813 *** ( 0.0636)	97.2600
D <sub>1</sub>	-0.0329 ( 0.0255)	-1.2913	-0.0620 ** ( 0.0274)	-2.2600
D <sub>2</sub>	-0.0477 ( 0.0639)	-0.7469	-0.0695 ( 0.0694)	-1.0000
ln( S)	-0.0470 *** ( 0.0110)	-4.2648	-0.0506 *** ( 0.0118)	-4.2900
ln( F)	0.0056 ( 0.0119)	0.4719	0.0058 ( 0.0129)	0.4500
ln( L)	0.0258 ( 0.0163)	1.5820	0.0523 *** ( 0.0175)	2.9800
ln( K)	0.0154 ( 0.0119)	1.2900	0.0230 * ( 0.0124)	1.8600
E	0.0082 ( 0.0087)	0.9455	0.0132 ( 0.0092)	1.4400
N <sub>j</sub>	已控制		已控制	
σ <sup>2</sup>	0.1214 *** ( 0.0280)	4.3386		
γ	0.9090 *** ( 0.0243)	37.3411		
Log( Likelihood)	0.37			
LR test of the one-sided error	121.22			
Adj - R <sup>2</sup>			48.90	

注: 括号内为标准误差, \*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 水平上显著。下同

表 7 样本农户平均技术效率水平

技术效率	0 ~ 0.5	0.5 ~ 0.6	0.6 ~ 0.7	0.7 ~ 0.8	0.8 ~ 0.9	0.9 ~ 1
频数	4	4	16	54	234	449
频率( %)	0.53	0.53	2.10	7.10	30.75	59.00



表 8 各省份样本农户技术效率水平对比

省份	平均效率	标准差	最小值	最大值
华东				
福建	0.89	0.07	0.65	0.98
江西	0.89	0.10	0.37	0.97
江苏	0.92	0.05	0.73	0.96
浙江	0.83	0.13	0.49	0.97
平均	0.89	0.09	0.37	0.98
中南				
湖北	0.91	0.07	0.50	0.97
湖南	0.89	0.06	0.66	0.97
平均	0.90	0.06	0.50	0.97
华南				
广东	0.89	0.06	0.70	0.97
广西	0.90	0.04	0.84	0.97
海南	0.88	0.08	0.58	0.97
平均	0.89	0.06	0.58	0.97
西南				
贵州	0.91	0.05	0.76	0.96
四川	0.87	0.12	0.36	0.97
平均	0.89	0.09	0.36	0.97

(四) 技术效率影响因素分析

为了增加估计的稳健性,本文同时利用 MLE 方法和 OLS 方法进行拟合(估计结果见表 9)。对 OLS 估计结果检验显示,Adj-R<sup>2</sup> 值为 16.8,White 检验 P 值为 0.45,拒绝原假设说明模型不存在异方差问题,VIF 值最高为 7.58,可认为多重共线性问题不影响估计结果,估计结果可信。MLE 估计结果与 OLS 估计结果在符号和显著性上基本一致,表明结果具有较好的稳健性。

MLE 方法估计结果中,户主学历和生产经验变量为正且显著验证了假设 H<sub>1</sub>,说明人力资本对提高技术效率有促进作用。由于种稻需要精耕细作的劳动密集型生产,生产经验可以帮助农户进行更准确的生产判断。尽管户主学历在 5% 水平上显著,但在 OLS 估计中仅在 10% 水平上显著。学历对技术效率影响相对较小的原因如下:首先,当前从事水稻生产的多是中老年人,教育水平总体偏低且差异不明显;其次,Yang(1997)曾指出,如果劳动力从事的是重复性的农业生产工作,教育就无法对生产力提高产生作用,在小规模精耕细作模式下,水稻生产作业近似于一种重复性体力劳动,因此教育作用难以得到充分发挥。

技术服务方面,假设 H<sub>2</sub>并未得到全部验证。参加技术培训次数对技术效率有正向影响且在 1% 水平下显著,说明了技术培训有一定生产促进作用。但是否有驻村农技员制度的二分变量对农户的技术效率影响并不显著,如赵锦域(2005)、黄季焜等(2009)等指出的,“形式重于内容”或技术员专业水平较低等问题导致该制度的指导作用并未有效发挥。

农业收入占家庭总收入比重对技术效率产生正向影响,但兼业化影响并不显著,未验证假设 H<sub>3</sub>。原因可能在于社会化生产服务体系的发展降低了劳动力需求,使得兼业化影响程度下降。

种植面积系数为正,二次项系数为负且都在 1% 水平下显著,根据 MLE 估计数值计算后得知随着种植面积的扩大,技术效率先下降后上升,验证了假设 H<sub>4</sub> 中种植面积与技术效率的非线性关系,但结果呈现“U 型”关系而非部分研究结论中的“倒 U 型”关系。小规模生产的技术效率优势来自精耕细作的生产方式,对水稻的精细化管理充分发挥了生产要素的潜力,如贵州省的部分农户;大规模种植的技术效率优势形成则源自高度机械化与专业分工,如黑龙江省。但是两种生产规模之间的农户,不仅精耕细作的优势逐渐减弱,机械化发展水平不高、管理不规范等问题也在一定程度上造成了技术效率的损失。

种植单季稻的农户比种植双季稻农户的技术效率更高且在 1% 水平下显著,表现了生产资源集中在一季的生产优势。加入合作社的少数农户的技术效率显著高于未加入的农户,体现了合作社相比于农户的独立经营在提高生产管理技术方面的专业性优势,因此假设 H<sub>5</sub> 和 H<sub>6</sub> 都得到了验证。

表 9 技术效率影响因素模型估计结果

变量	MLE 方法		OLS 方法	
	系数	t 值	系数	t 值
C	-0.2748* (0.1666)	-1.6497	0.8688*** (0.0102)	85.1400
edu	-0.1211** (0.0493)	-2.4588	0.0121* (0.0062)	1.9400
year	-0.0081*** (0.0028)	-2.8658	0.0008*** (0.0003)	2.9600
artech	-0.1275*** (0.0335)	-3.8090	0.0085*** (0.0013)	6.3600
tepro	0.0633 (0.0430)	1.4724	-0.0067 (0.0056)	-1.2000
araland	0.0113*** (0.0026)	4.4142	-0.0016*** (0.0002)	-7.9300
arpro	-0.0014 (0.0008)	-1.6307	0.0002 (0.0001)	1.5300
cropsys	0.2548*** (0.0724)	3.5177	-0.0228*** (0.0054)	-4.2000
cor	-0.3445*** (0.0938)	-3.6714	0.0301*** (0.0087)	3.4600
araland <sup>2</sup>	-0.00002*** (0.000007)	-3.6654	0.000004*** (0.0000007)	5.3600

五、结论与启示

本文利用我国南方 11 个水稻主产省份 761 户稻农的微观调查数据,基于随机前沿模型对水稻技术效率及其影响因素进行了分析。主要研究结论有:(1) 大部分稻农生产呈现兼业化、小规模、分散化和独立经营等特点。(2) 当前水稻生产存在种子、化肥等投入过量现象,投入利用率低。(3) 样本

稻农水稻生产的平均技术效率为 0.89,农户实际生产过程中存在 11% 的技术效率损失。(4) 户主学历、种稻年份、参加技术培训次数和农户加入合作社、种植单季稻对技术效率有显著的正向作用;生产面积与技术效率之间呈“U 型”关系,而是否设有驻村农技员和农业收入占总收入的比重对技术效率影响不显著。

基于结论可以得到以下启示:(1) 提升水稻生产技术效率,应改变农户对于种子、化肥等要素的错误使用观念和使用方式,逐步转向科学化、规范化生产,大力推广节肥、节药等实用性生产技术,激发现代技术要素活力,改善技术效率损失的现状。(2) 应着重加强农民的人力资本积累,通过教育和培训两种关键方式提升农民生产能力;继续完善农业技术推广体系,结合田间服务等多种方式提升农技服务的指导作用。(3) 当前南方个体农户在发展水稻规模经营时要格外注重发展与自身技术水平、生产禀赋和组织条件相适应的适度规模,通过培养专业大户、家庭农场等新型经营主体进行规模化、机械化和专业化的水稻集约经营,在保证技术效率的同时又获得规模效益。

### 参 考 文 献

1. Battese G. E., Coelli T. J. . A Model for Technical Inefficiency in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics* ,1995( 2) : 325 ~ 332
2. Battese G. E. . A Note on the Estimation of Cobb-Douglas Production Functions When Some Explanatory Variables Have Zero Values. *Journal of Agricultural Economics* ,1997 48( 1) : 250 ~ 252
3. Hanley N, Spash C. L. . Farm Management Research for Small Farmer Development. Food and Agriculture Organization of the United Nations ,1993
4. Huang Y. . Potential of China's Grain Production: Evidence from the Household Data. *Agricultural Economics* ,1997 ,17( 2 ~ 3) : 191 ~ 199
5. Huynh V. K. , Mitsuyasu Y. . Technical Efficiency Analysis of Rice Production in Vietnam. *J. ISSAAS* 2011 ,17( 1) : 135 ~ 146
6. Tian W. , Wan G. H. . Technical Efficiency and Its Determinants in China's Grain Production. *Journal of Productivity Analysis* 2000 ,13( 2) : 159 ~ 174
7. Yang D. T. . Education and Off-farm Work Economic. Development and Cultural Change ,1997 45( 3) : 613 ~ 632
8. 陈素琼,张广胜. 农村劳动力转移对水稻生产技术效率的影响:存在代际差异吗. *农业技术经济* 2012( 12) : 31 ~ 38
9. 陈晓华. 大力培育新型农业经营主体——在中国农业经济学会年会上的致辞. *农业经济问题* 2014( 1) : 4 ~ 7
10. 黄季焜,胡瑞法,智华勇. 基层农业技术推广体系 30 年发展与改革:政策评估和建议. *农业技术经济* 2009( 1) : 4 ~ 11
11. 李谷成,冯中朝,占绍文. 家庭禀赋对农户家庭经营技术效率的影响冲击——基于湖北省农户的随机前沿生产函数实证. *统计研究* 2008( 1) : 35 ~ 42
12. 乔世君. 中国粮食生产技术效率的实证研究——随机前沿面生产函数的应用. *数理统计与管理* 2004( 3) : 11 ~ 16
13. 屈小博. 不同规模农户生产技术效率差异及其影响因素分析——基于超越对数随机前沿生产函数与农户微观数据. *南京农业大学学报( 社会科学版)* 2009( 3) : 27 ~ 35
14. 王明利,吕新业. 我国水稻生产率增长、技术进步与效率变化. *农业技术经济* 2006( 6) : 24 ~ 29
15. 宿桂红,傅新红. 中国粮食主产区水稻生产技术效率分析. *中国农学通报* 2011( 2) : 439 ~ 445
16. 张利庠,彭辉,勒兴初. 不同阶段化肥使用量对我国粮食产量的影响分析——基于 1952—2006 年 30 个省份的面板数据. *农业技术经济* 2008( 14) : 85 ~ 94
17. 张宁,陆文聪. 中国农村劳动力素质对农业效率影响的实证分析. *农业技术经济* 2006( 2) : 74 ~ 80
18. 赵锦域. 我国农技推广体系建设存在的问题及对策建议. *农业科技管理* 2005( 5) : 83 ~ 85

责任编辑 吕新业