

示范家庭农场技术效率更高吗？*

——基于全国家庭农场监测数据

蔡 荣¹ 汪紫钰¹ 杜志雄²

摘要：本文基于全国家庭农场监测数据，使用随机前沿生产函数和多值处理效应模型分析示范家庭农场与非示范家庭农场的技术效率及其差异，试图回答三个问题：当前中国家庭农场的技术效率水平如何？什么样的家庭农场更可能成为示范典型？成为示范典型提高家庭农场技术效率了吗？本文分析发现：当前中国家庭农场技术效率水平整体偏低，存在较大的提升空间；农场主文化程度较高、参加过技术培训、耕地规模较大、对耕地进行平整、有完整日常收支记录、与龙头企业建立联系以及对农药进行减量施用的家庭农场，成为示范典型的可能性较高；尽管与其他家庭农场相比，省级示范家庭农场的技术效率略高一些，但总体而言，成为示范典型并未给家庭农场带来技术效率的提高。因此，示范家庭农场创建评审应坚持效率优先原则，建立健全激励约束制度，使示范家庭农场能够真正发挥典范引领作用。

关键词：家庭农场 技术效率 随机前沿生产函数 多值处理效应模型

中图分类号：F325.1 **文献标识码：**A

一、引言

发展家庭农场是在工业化、城镇化深入推进的大背景下，为应对农业兼业化、农村空心化、农民老龄化等事关未来农业和经济社会发展的战略问题而提出的重大战略举措，是当前中国农业政策指向的重点。“家庭农场”一词在2008年被写入党的十七届三中全会《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》后，在2013年被明确为新型农业经营主体的重要组成部分。家庭农场经营与农业生产特点高度契合，其灵活的信息决策机制能够快速有效地洞察和规避风险（朱启臻等，2014）。当前，以适度规模经营为特征的家庭农场已成为政府和学者积极倡导和推广的农业生产新形

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“合作社农产品质量治理：基于成员层面的理论分析与实证研究”（项目编号：71773044）、国家自然科学基金青年基金项目“农地确权、调整经历与农户耕地质量保护行为：机理与实证”（项目编号：71803077）、农业部项目“家庭农场生产经营典型监测（2014-2017）”（项目编号：2014T2017）的资助。感谢匿名评审专家的修改意见，但文责自负。本文通讯作者：杜志雄。

式（张悦、刘文勇，2016）。

2014年，农业部在其印发的《关于促进家庭农场发展的指导意见》中指出，“要积极开展示范家庭农场创建，建立和发布示范家庭农场名录，引导和促进家庭农场提高经营管理水平”。为了贯彻落实这一重要指示，各地农业主管部门纷纷加强对示范家庭农场创建工作的组织和指导，加大财政扶持力度，目的是促进家庭农场更好地在现代农业建设中发挥积极影响。这也意味着，示范家庭农场创建不仅是引领家庭农场规范有序发展的主要抓手，也是促进小农户与现代农业发展有机衔接的重要举措。事实上，这一目的能否实现，关键在于示范家庭农场是否具有较高的技术效率水平。那么，中国家庭农场的技术效率水平如何？什么样的家庭农场更可能成为示范典型？成为示范典型提高家庭农场技术效率了吗？对于这些问题，现有研究尚未给出答案。

现有文献对中国农业技术效率的研究主要聚焦于小农户这一微观主体（例如 Yang et al., 2016; 李谷成等，2007）。也有一些文献对小农户与专业大户的生产效率进行了对比分析（例如李博伟等，2016; 张瑞娟、高鸣，2018），专门以家庭农场为分析对象的研究较少（例如张德元、宫天辰，2018; 王丽霞、常伟，2017; 周炜，2017）。从不同耕地规模的农户技术效率的测算结果来看，家庭农场的技术效率通常要高于传统小农户（刘德娟等，2018）。然而，通过调查发现，当前绝大多数家庭农场的生产方式并未得到实质性改变，仍然是以高投入、高消耗、掠夺式、粗放型生产方式为主（任重、薛兴利，2018）。除此之外，家庭农场还普遍存在着规模过度扩张、雇佣劳动力缺乏、生产成本上涨、社会化服务落后等诸多风险（张悦、刘文勇，2016）。为数较少的定量研究发现，从事水稻生产的中国家庭农场的平均技术效率水平仅为 0.17（周炜，2017）；张德元、宫天辰（2018）的测算结果也显示，粮食生产型家庭农场的技术效率水平整体偏低，相对于共同前沿的技术效率水平仅在 0.19~0.53 之间。

这些研究的样本并不能够代表全国范围内的家庭农场，其研究结论的外部效度值得商榷。并且，现有研究也无法回答本文提出的研究问题。为此，基于全国家庭农场监测数据，本文使用随机前沿生产函数（stochastic frontier production function, SFPF）对家庭农场的技术效率进行测度，在此基础上，进一步使用多值处理效应模型（multi-valued treatments effects, MTE）分析家庭农场能否成为示范典型的影响因素，并估计示范级别对家庭农场技术效率的平均处理效应。

本文余下内容安排如下：第二部分交代本文数据来源及所使用样本的基本情况；第三部分从分析家庭农场成为示范典型对技术效率的预期影响及其作用机理，并引入本文所使用的实证分析方法，即随机前沿生产函数和多值处理效应模型；第四部分报告和分析模型估计结果；第五部分归纳本文主要结论及政策启示。

二、数据来源及样本统计

（一）数据来源

本文所用数据全部来源于全国家庭农场监测数据。受农业部委托，中国社科院农村发展研究所自 2014 年起对全国约 3000 个家庭农场开展长期固定监测工作。在样本选择上，首先按照经济发展

水平在每个省级行政区选择 2~4 个样本县，再在每个样本县随机选择 30~50 个家庭农场，然后由县级农业主管部门组织家庭农场主在线填报问卷。2016 年年初，全国共有 3073 个家庭农场进行了数据填报，内容涉及 2015 年全年生产经营的各个方面。本文选取其中的种植业家庭农场作为样本^①。剔除存在异常值、缺失值的样本后，进入本文分析的样本有 1278 个。

各省级行政区的样本分布如表 1 所示。

表 1 样本地区分布情况 (n=1278)

| 地区 | 样本数 | 地区 | 样本数 | 地区 | 样本数 | 地区 | 样本数 | 地区 | 样本数 |
|-----|-----|-----|-----|----|-----|----|-----|----|-----|
| 北京 | 8 | 吉林 | 184 | 福建 | 19 | 广东 | 17 | 陕西 | 24 |
| 天津 | 16 | 黑龙江 | 201 | 江西 | 17 | 广西 | 20 | 甘肃 | 22 |
| 河北 | 58 | 上海 | 77 | 山东 | 43 | 四川 | 23 | 青海 | 32 |
| 山西 | 35 | 江苏 | 39 | 河南 | 76 | 贵州 | 7 | 宁夏 | 49 |
| 内蒙古 | 35 | 浙江 | 33 | 湖北 | 21 | 云南 | 25 | 新疆 | 28 |
| 辽宁 | 76 | 安徽 | 46 | 湖南 | 19 | 重庆 | 28 | | |

(二) 样本统计

1. 农场特征。在 1278 个样本中，省级、市级、县级示范家庭农场分别有 80 家、143 家、272 家，其余 783 家为非示范家庭农场，占 61.3%。农场主受教育程度总体较低，与理想中的高素质职业农民相差较远，有 84.2% 的样本家庭农场的农场主只有初中或小学学历，拥有大专及以上学历的仅占 0.7%。农场主从事规模经营^②的平均年限约为 6 年，最长的有 30 年。有 81.9% 的样本家庭农场的农场主接受过农业技术培训，培训提供方主要是当地农业主管部门，也有一些是合作社、专业协会、农资生产企业、农资经销商或农业科研机构。培训内容主要以作物栽培、土壤肥力培育等技术的推广应用为主，较少涉及农产品质量安全、产后储藏与加工等内容。样本家庭农场的耕地规模介于 20~2000 亩之间，平均 397.8 亩。其中，规模在 100 亩以内的占 10.1%，规模介于 100~200 亩之间的占 30.3%，规模介于 200~500 亩之间的占 35.4%，规模介于 500~1000 亩之间的占 13.9%，规模在 1000 亩及以上的占 10.3%。样本家庭农场的耕地地形以平地为主，占 73.4%；丘陵地形和山地地形其次，分别占 16.7%、9.9%。

2. 管理特征。在样本家庭农场中，采用测土配方施肥、节水灌溉技术的分别占 61.0%、21.6%；所生产的农产品获得“三品一标”认证的占 14.3%。粮食作物播种面积占全年总播种面积的平均比例为 78.8%，常年雇佣劳动力人数平均为 2.5 个。有 94.4% 的家庭农场耕地流转采用了书面合同，33.1% 的家庭农场对转入耕地进行了平整，71.0% 的家庭农场有完整的日常收支记录。样本家庭农场的保险意识总体还有待提高，目前仍有 30.7% 没有选择购买作物保险。样本家庭农场中加入合作社的占

^①鉴于监测数据中养殖业家庭农场、种养混合型家庭农场的有效样本相对较少，且两者与种植业家庭农场在技术使用、要素投入等方面存在较大差异，为了使不同家庭农场的技术效率更具有可比性，故本文仅选择其中的种植业家庭农场作为研究样本。

^②本文，规模经营的标准为实际经营的耕地规模在 30 亩及以上。

32.7%，与龙头企业建立业务联系的占 16.4%。在化肥和农药施用上，亩均用量低于周边普通农户的样本家庭农场分别占 24.2%、28.6%。

3.投入产出。样本家庭农场每亩耕地的平均产出价值为 0.19 万元，最少的仅为 0.02 万元，最多的有 0.90 万元。样本家庭农场自有劳动力数平均为 3.6 个，每亩耕地上的平均雇工投入成本不到 0.03 万元，介于 0~0.20 万元之间。样本家庭农场中，有 50 家无雇工投入，完全依靠家庭自有劳动力从事农业生产。每亩耕地上的平均机械投入成本约为 0.01 万元，机械投入成本最高的为 0.09 万元，有 174 家无任何机械投入，占 13.6%。每亩耕地上的平均农资投入成本为 0.05 万元，介于 0.00~0.20 万元之间，其中，农资投入成本在平均水平以下的样本占 63.0%。经统计发现，产出价值、农资投入和机械投入的均值在非示范、县级示范、市级示范、省级示范 4 组家庭农场之间存在显著差异。表 2 为家庭农场投入与产出指标的统计情况。

表 2 家庭农场投入与产出指标统计

| 指标 | 总样本 | 分样本 | | | | 均值差异 (F 检验) |
|-------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|----------------|
| | | 非示范 | 县级示范 | 市级示范 | 省级示范 | |
| 产出价值 (万元/亩) | 0.187 (0.113) | 0.180 (0.111) | 0.183 (0.107) | 0.203 (0.119) | 0.238 (0.134) | 7.62*** |
| 自有劳动力 (个) | 3.631 (2.159) | 3.593 (2.132) | 3.757 (2.271) | 3.741 (2.482) | 3.375 (1.194) | 0.89 |
| 雇工投入 (万元/亩) | 0.026 (0.029) | 0.025 (0.028) | 0.027 (0.030) | 0.027 (0.030) | 0.027 (0.026) | 0.62 |
| 农资投入 (万元/亩) | 0.046 (0.035) | 0.045 (0.036) | 0.042 (0.030) | 0.051 (0.035) | 0.064 (0.040) | 9.11*** |
| 机械投入 (万元/亩) | 0.014 (0.012) | 0.013 (0.013) | 0.012 (0.010) | 0.014 (0.013) | 0.019 (0.013) | 7.40*** |

注：①括号内数值为标准差；②***表示均值差异在 1%的水平上显著。

三、预期影响与实证分析方法

(一) 预期影响

家庭农场主要以家庭成员为主要劳动力，从事农业规模化、集约化、商品化经营，并且农业收入为其主要收入来源。在各地实际工作中，对家庭农场的登记、注册、认定也基本以此为衡量标准或判别依据。相较于家庭农场认定需要达到的标准而言，示范家庭农场的评定标准就要高得多。以浙江省省级示范家庭农场创建为例，要求必须是县级以上示范家庭农场、专业从事农业生产 3 年以上，并且要具备“有资质、有技能、有规模、有设施、有规范、有效益”等多项条件，同时还要提供土地流转合同清册、生产收支记录或财务报表、农场执行的生产标准及相关管理制度等若干证明材料。家庭农场争取成为示范典型的动力主要在于示范家庭农场所享受的各种政策支持。根据笔者掌握的各地家庭农场扶持政策文件，被评为示范家庭农场所享受的政策支持要远大于普通家庭农场。

例如，湖北省武汉市规定对市级家庭农场的生产拓展项目可以给予每家 5 万元的扶持资金补助，福建省每年从省级财政中专门安排 1500 万元用于支持省级示范家庭农场建设。除此之外，示范家庭农场拥有的声誉效应能够吸引多方关注。一是政府部门更为关注。当地政府部门对示范家庭农场的关注除了政策文件中所描述的资金资助外，还表现为相关部门领导的重视，这不仅有利于示范家庭农场进一步增强经济实力，也有利于示范家庭农场可以借助不断积累的社会资本使得运营更为顺畅。二是其他市场主体关注。在信息不对称条件下，示范家庭农场的“示范”标识能够成为其他市场主体选择交易伙伴、节约交易成本的有效手段。正因为是示范家庭农场，一些农产品收购企业便会主动上门与其签订农产品收购协议，或者将种子、肥料等农资赊账提供给这类家庭农场使用。以往研究指出，当前中国的大多数家庭农场都有融资需求，资金缺乏是经营过程中面临的最大制约（兰勇等，2015）。因此，示范家庭农场所获得的政策支持以及“示范”标识本身所蕴含的声誉效应，能够在一定程度上改善家庭农场的要素生产率，从而有利于提高家庭农场的技术效率水平。

（二）实证分析方法

1. 随机前沿生产函数。技术效率是衡量微观主体生产管理水平的一个重要指标之一。对技术效率的分析包括参数法和非参数法两类，参数法一般是采用随机前沿生产函数进行测度，非参数法则是利用数据包络分析法（DEA）进行估计。参数法设定了具体的函数形式，较非参数法可以更大程度地降低随机扰动项对分析结果的影响。鉴于农业生产受到很多不可预测因素的作用，随机扰动项的影响不可忽略。通常认为，随机前沿生产函数对现实的拟合程度要优于数据包络分析法，能够获得更准确的估计结果，故本文采用随机前沿生产函数来测度家庭农场的技术效率。函数形式设定如下：

$$Y_i = f(X_i, \beta) \exp(v_i) \exp(-u_i) \quad (1)$$

（1）式中， Y_i 表示家庭农场单位耕地面积的产出价值， X_i 表示农资投入、机械投入、雇工投入等变量，下标 i 表示第 i 个样本家庭农场； β 为估计系数。模型误差项包含两个部分：一部分表示统计误差，用 v_i 表示，假设其服从独立正态分布，即 $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ ；另一部分表示技术效率损失，用 u_i 表示，假设其服从独立半正态分布，即 $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ 。在利用极大似然估计法得到模型估计参数后，将技术效率损失项 u_i 从混合误差项 $(v_i - u_i)$ 中分离出来，就能计算出每个样本家庭农场的技术效率（参见 Battese and Coelli, 1988）。技术效率的计算公式为：

$$TE_i = \exp[-E(-u_i | \varepsilon_i)] \quad (2)$$

在数值上，技术效率 TE 介于 0~1 之间，数值越大，表示技术效率越大或技术效率损失越小。值得说明的是，本文对家庭农场技术效率的测度及比较没有划分作物类型，而是将作物结构视为影响技术效率的因素，这一处理方式在以往文献中也被广泛运用（参见 Yang et al., 2016；程竹、陈前恒，2018）。表 3 为随机前沿生产函数中投入与产出变量的定义。

表 3 投入与产出变量及其定义

| 变量 | 定义 | 均值 | 标准差 |
|----|----|----|-----|
|----|----|----|-----|

示范家庭农场技术效率更高吗？

| | | | |
|-------|-----------------------------|-------|-------|
| 产出价值 | 全年生产的各类农产品产出价值总和（万元/亩） | 0.187 | 0.113 |
| 自有劳动力 | 家庭农场自有劳动力人数 | 3.631 | 2.159 |
| 雇工投入 | 全年的劳动力雇佣成本（万元/亩） | 0.026 | 0.029 |
| 农资投入 | 化肥、种子、农药等直接投入品成本（万元/亩） | 0.046 | 0.035 |
| 机械投入 | 农机作业费（万元/亩），自有农机作业按对外作业价格核算 | 0.014 | 0.012 |

2. 多值处理效应模型。核心变量满足外生性假设是进行效应评价的前提，家庭农场能否被评为示范典型并不满足随机分布的要求。这是因为，在实践中，不论是县级示范家庭农场、市级还是省级示范家庭农场，相关行政主管部门都会设置若干门槛条件。并且，示范级别越高，门槛条件也越高。除此之外，农户特征（如耕地规模、农场主文化程度、关系运作能力、经营目标与动机等）也会影响家庭农场被评为示范家庭农场的概率。因此，分析家庭农场示范级别对其技术效率的影响必须考虑家庭农场示范级别的非随机分布特征所带来的样本选择偏差问题，否则将很可能导致估计结果有偏。倾向值匹配（propensity score matching, PSM）和内生转换回归（endogenous switching regression, ESR）是效应评价中最常用的两阶段计量分析模型，但都要求处理变量必须是二值变量。在本文中，处理变量为多值变量（包括非示范、县级示范、市级示范和省级示范四种情形），如果强行将其调整为二值变量进行分析会造成信息丢失，从而影响估计效率（参见 Cattaneo, 2010）。针对此类问题，Bourguignon et al. (2007) 将内生转换回归拓展为多元内生转换回归（multinomial endogenous switching regression, MESR），从而在“反事实”因果分析框架下能够估计出多个处理状态的平均处理效应，但其前提是找到合适的排他约束变量。然而，要找到合适的排他约束变量往往很困难。此时，可以借助 Cattaneo (2010) 提出的多值处理效应模型^①进行分析。

假设农场主申请示范家庭农场的目的是追求最大化期望收益。成为示范家庭农场，一方面有机会享受到更多政策红利和其他潜在收益，但另一方面也需要付出相应成本（如申报材料准备费用、寻租费用等）。因此，是否申请示范家庭农场是综合权衡的结果。一般情况下，家庭农场 i 的技术效率 O_i 、处理状态 T_i （包括非示范、县级示范、市级示范、省级示范四种情形）以及协变量 Z_i （包括影响处理状态和技术效率的一组变量）都能够被观测到。假设 $D_{im}(T_i)$ 为家庭农场 i 选择处理状态 m 的指示变量， $m \in \psi = \{0, 1, \dots, M\}$ ，当 $T_i = m$ 时， $D_{im}(T_i) = 1$ ，否则 $D_{im}(T_i) = 0$ 。另外，每个家庭农场 i 都有一组潜在的结果变量 O_{im} ，即处理状态 $T_i = m$ 时的技术效率。事实上，在这些潜在结果中，仅有一个结果能够被观测到，即家庭农场 i 实际选择的处理状态。根据“反事实”因果分析框架， O_i 可被表示为指示变量 $D_{im}(T_i)$ 和潜在结果变量 O_{im} 的函数，即：

$$O_i = \sum_{m=0}^M D_{im}(T_i) O_{im} \quad (3)$$

^①该模型已被不少学者所使用。例如，Binam et al. (2015) 分析自然资源再生管理行为（按再生指数高低分为三组）对西非半干旱地区农户生计的影响，Ma et al. (2018) 探讨集约化养殖（低强度、中等强度、高强度）与新西兰奶场产出质量及收益之间的关联，Hong et al. (2018) 考察林地使用权流转（无流转、转入、转出）对福建、湖南、云南等七省林农经济福利及劳动分配的作用。

为了满足因果推断的随机分布条件，多值处理效应模型假设模型满足条件独立假设 (conditional independence assumption, CIA) 和无空值假设 (no-empty-cell, NEC)，后者也被称为重叠假设 (overlap assumption, OA)。条件独立假设指给定协变量 Z_i ，处理变量与结果变量相互独立，即： $O_{im} \perp D_{im} | Z_i$ 。该假设表明，农场主个体偏好、能力及家庭农场外部经营环境等不可观测因素不会明显改变家庭农场的示范级别认定和技术效率分布。Imbens and Wooldridge (2009)、Binam et al. (2015) 指出，在协变量 Z_i 的个数较多时，模型能够估计得到无偏且有效的平均处理效应。无空值假设指家庭农场 i 基于协变量 Z_i 被安排到任何一种处理状态 T_i 的概率均为正，即： $\Pr[T_i = m | Z_i] > 0$ 。

根据上述假设，技术效率的条件期望值的函数表达式可表示为：

$$E[O_{im} | Z_i] = E[O_i | T_i = m, Z_i] = \beta_{0m} + Z_i \beta_{1m} \quad (4)$$

(4) 式中， $\beta_m = [\beta_{0m} \ \beta_{1m}]$ 为待估计参数。需要指出的是，多值处理效应模型要求使用广义倾向值 (GPS) 回归调整法来计算不同处理状态 T_i 对应的结果变量方程的条件期望值。也就是说，使用广义倾向值对各处理状态 T_i 下的协变量 Z_i 的观测值进行逆概率加权，从而确保它们在不同处理状态之间实现平衡 (参见 Imbens, 2000)。鉴于处理状态 T_i 和协变量 Z_i 可被观测，使用有序 Probit 模型进行回归可计算得到广义倾向值，也就是家庭农场 i 被安排到不同处理状态的概率 (参见 Cattaneo, 2010)。广义倾向值 T_i 的表达式为：

$$r_i = (m, Z) = \Pr[T_i = m | Z_i] = E[D_{im}(T_i) | Z_i] \quad (5)$$

据此，就可以估计处理状态 T_i 从 k ($k \in \psi = \{0, 1, \dots, M\}$) 变成 m 时的平均处理效应，总样本及子样本的平均处理效应的表达式分别为：

$$ATE_{mk} = (\hat{\beta}_{0m} - \hat{\beta}_{0k}) + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i (\hat{\beta}_{1m} - \hat{\beta}_{1k}) \quad (6)$$

$$ATE_{mk} = (\hat{\beta}_{0m} - \hat{\beta}_{0k}) + \frac{1}{N_m} \sum_{i: D_i(T_i=m)=1}^N Z_i (\hat{\beta}_{1m} - \hat{\beta}_{1k}) \quad (7)$$

多值处理效应模型为计算平均处理效应提供了多种估计策略，包括回归调整法 (regression adjustment, RA)、逆概率加权法 (inverse-probability weighting, IPW)、扩展版的逆概率加权法 (augmented inverse probability weighting, AIPW) 和逆概率加权回归调整法 (inverse probability weighted regression adjustment, IPWRA) (参见 Linden et al., 2016)。其中，回归调整法仅规定结果变量 O_i 的函数形式，对处理变量 T_i 的函数形式不做任何假定；而逆概率加权估计法则相反，仅规定了处理变量 T_i 的函数形式，对结果变量 O_i 的函数形式不做任何假定；扩展版的逆概率加权估计法和逆概率加权回归调整法则对处理变量 T_i 和结果变量 O_i 都规定了函数形式，其估计结果具有双重稳健优势。也就是说，即便处理变量方程或结果变量方程发生了误设情形，但只要不是同时发生误设，就仍能得到平均处理效应的一致估计 (参见 Linden et al., 2016)。为此，本文使用逆概率加

权回归调整法估计平均处理效应（ATET、ATE），并使用扩展版的逆概率加权估计法的估计结果作为稳健性检验。对于协变量 Z_i ，本文借鉴种粮大户、家庭农场技术效率的相关研究成果（参见张德元、宫天辰，2018；王丽霞、常伟，2017；Yang et al., 2016），并结合各地示范家庭农场创建的政策文件规定及调查数据的可得性，最终共选择了包括核心变量在内的 20 个变量。主要变量的定义及赋值如表 4 所示。

表 4 多值处理效应模型的主要变量、定义及赋值

| 变量 | 定义及赋值 | 均值 | 标准差 |
|-------|---------------------------------|---------|---------|
| 被解释变量 | | | |
| 技术效率 | 根据随机前沿生产函数测算得到的家庭农场技术效率值 | 0.721 | 0.126 |
| 解释变量 | | | |
| 示范级别 | 根据家庭农场示范级别的高低分别赋值，依次为 0~3 | 0.624 | 0.913 |
| 文化程度 | 小学及以下=1；初中=2；高中、中专或职高=3；大专及以上=4 | 2.740 | 1.253 |
| 种植年限 | 农场主从事规模种植的年限（年） | 6.010 | 4.429 |
| 技术培训 | 是否参加农业技术培训：否=0；是=1 | 0.819 | 0.384 |
| 耕地规模 | 实际经营的耕地总面积（亩） | 397.830 | 379.082 |
| 丘陵农场 | 是否为丘陵地形（以平地农场为参照）：否=0；是=1 | 0.167 | 0.373 |
| 山地农场 | 是否为山地地形（以平地农场为参照）：否=0；是=1 | 0.098 | 0.298 |
| 测土配方 | 是否采用测土配方技术：否=0；是=1 | 0.610 | 0.487 |
| 节水灌溉 | 是否采用节水灌溉技术：否=0；是=1 | 0.216 | 0.411 |
| 三品一标 | 产品是否获得“三品一标”认证：否=0；是=1 | 0.143 | 0.350 |
| 粮作占比 | 粮食作物播种面积占总播种面积之比（%） | 0.788 | 0.339 |
| 常雇人数 | 常年雇佣劳动人数 | 2.527 | 4.092 |
| 耕地平整 | 是否对转入耕地进行平整：否=0；是=1 | 0.331 | 0.470 |
| 流转合同 | 耕地流转是否采用书面合同：否=0；是=1 | 0.944 | 0.229 |
| 收支记录 | 是否有完整的日常收支记录：否=0；是=1 | 0.710 | 0.453 |
| 化肥减量 | 家庭农场施肥较周边普通农户少：否=0；是=1 | 0.242 | 0.428 |
| 农药减量 | 家庭农场施药较周边普通农户少：否=0；是=1 | 0.286 | 0.452 |
| 作物保险 | 是否购买作物保险：否=0；是=1 | 0.693 | 0.461 |
| 合作组织 | 是否加入合作社：否=0；是=1 | 0.327 | 0.469 |
| 龙头企业 | 与龙头企业是否建立业务联系：否=0；是=1 | 0.164 | 0.370 |

四、模型结果分析

（一）随机前沿生产函数估计结果分析

在采用随机前沿生产函数分析前，有三点需要说明。一是函数形式的设定，本文选择了更适合分析微观调查数据的超越对数生产函数，因为C-D生产函数假定不同要素之间的替代弹性是固定的，该假定与现实可能不符。二是鉴于部分投入变量（雇工投入、机械投入）存在取值为0的情况，本文在对数化处理时作了特殊处理，即这些变量在原值基础上加上0.01后再取对数，同时在函数中增

加了该项投入是否大于 0 的哑变量。三是使用随机前沿生产函数进行估计之前要先确定样本家庭农场是否存在技术效率损失。本文使用 OLS 回归法对生产函数进行估计后发现，模型残差的偏度为 -0.823，并且在 1% 的水平上拒绝服从正态分布的原假设（卡方值为 258.38），从而证实样本家庭农场确实存在技术效率损失。表 5 为随机前沿生产函数的估计结果，整体拟合效果较好。

表 5 随机前沿生产函数估计结果 (n=1278)

| | 估计系数 | 标准误 | | 估计系数 | 标准误 |
|-----------|-----------|-------|-----------|-------------------|-------|
| 雇工投入 | 0.132 | 0.213 | 自有劳力 | 0.094 | 0.131 |
| 农资投入 | 0.343** | 0.159 | 自有劳力平方项 | 0.004 | 0.010 |
| 机械投入 | 0.089 | 0.407 | 自有劳力×农资投入 | -0.013 | 0.015 |
| 雇工投入平方项 | 0.068*** | 0.026 | 自有劳力×机械投入 | 0.052** | 0.026 |
| 机械投入平方项 | 0.014 | 0.059 | 自有劳力×雇工投入 | -0.046** | 0.020 |
| 雇工投入×农资投入 | -0.056** | 0.024 | 农资投入平方项 | 0.075*** | 0.014 |
| 雇工投入×机械投入 | -0.136*** | 0.037 | 农资投入×机械投入 | -0.054 | 0.036 |
| 对数似然值 | -586.78 | | 卡方统计检验 | 1429.29 (p=0.000) | |

注：①所有投入变量都做了对数化处理；②*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

从表 5 的估计结果可以看出，各项投入平方项的系数均为正，并且雇工投入和农资投入的平方项系数均在 1% 的统计水平上显著。生产理论认为，在合理的生产区间内，要素投入的边际报酬具有递减的特点。本文分析结果表明，中国家庭农场要素投入的边际报酬仍处于递增阶段，尤其是劳动投入（雇工）和农资投入，这意味着在当前的耕地规模下，各项投入的数量尚未达到最佳水平。以往研究发现，家庭农场普遍有季节性雇工需求来从事精细化的农田管理活动，但现实是，家庭农场雇工时间与普通农户农忙时间重叠，加上农村留守青壮年劳动力缺乏以及劳动力价格不断攀升，家庭农场雇工面临不稳定、老龄化和高成本等问题（张悦、刘文勇，2016）。另外，在各地资金扶持政策激励下，家庭农场出现了过度规模化倾向，其结果便是要素配置结构失当，成本约束条件下扩张耕地规模将必然是以减少其他要素投入为代价，这也是规模扩张后土地生产率出现下降趋势的一个重要原因（尚旭东、朱守银，2015）。

对随机前沿生产函数的解释变量求一阶偏导数可得到各类要素的边际生产率。经计算，雇工投入、农资投入、机械投入、自有劳力的边际生产率分别为 0.301、0.301、0.217、0.062。进一步计算家庭农场的技术效率，得到其均值为 0.72，介于 0.10~0.96 之间，其中，位于均值之上的家庭农场有 807 家，占 63.1%。比较非示范、县级示范、市级示范和省级示范四组家庭农场的技术效率，发现前三者的均值较为接近，分别为 0.71、0.72、0.72，省级示范家庭农场的技术效率水平略高，为 0.76。各组家庭农场技术效率的概率密度分布见图 1。

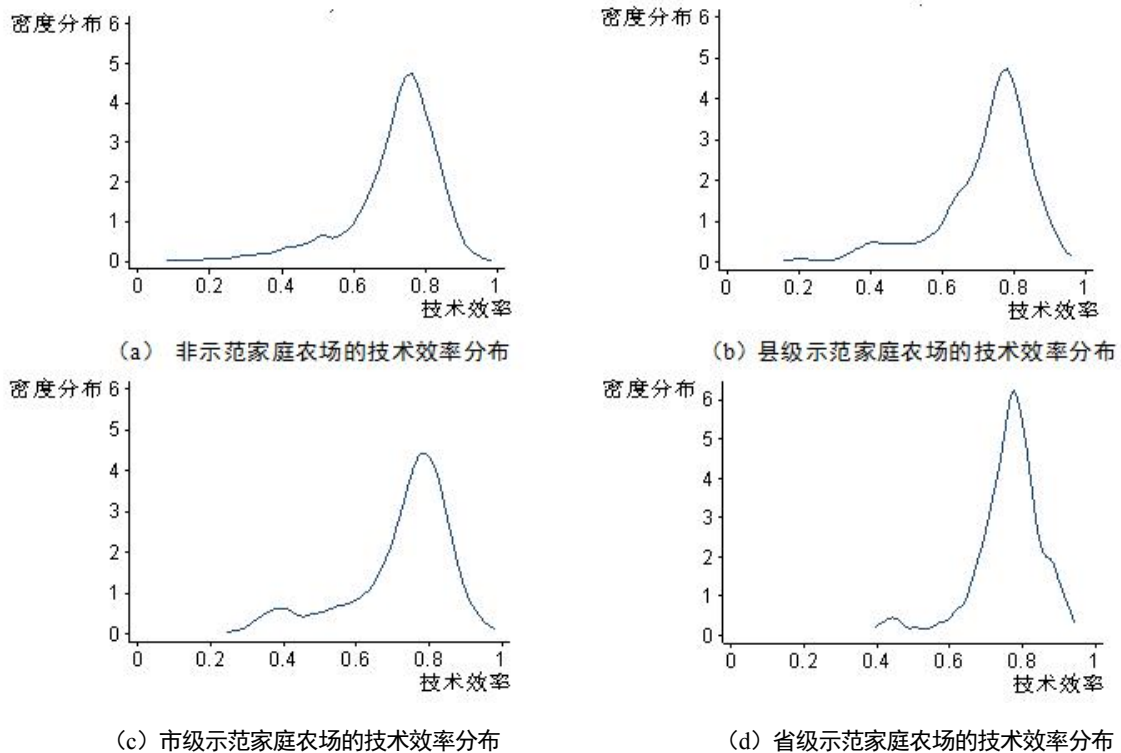


图1 家庭农场技术效率的概率密度分布

(二) 多值处理效应模型估计结果分析

1. 家庭农场成为示范典型的有序 Probit 模型估计结果。在实践中，各地制定的示范家庭农场评选标准不完全一致。例如耕地规模，有些地区仅规定了一个下限，但也有地区还规定了上限，优先扶持满足适度规模经营的家庭农场。而且，制定的评选细则详尽有别，有些地区未对规范化生产做出要求，而有些地区对家庭农场管理规范化、生产标准化、经营市场化等方面均给出了详细规定。那么，什么样的家庭农场更可能成为示范典型呢？表 6 为家庭农场成为示范典型的有序 Probit 模型估计结果，其中，第 2~5 列汇报了解释变量在均值处对家庭农场入选各示范级别的边际效应。在全部 15 个解释变量中，有 7 个变量对家庭农场成为示范典型的可能性存在显著影响。其中，农场主文化程度越高，家庭农场成为示范典型的概率越高，农场主文化程度每提高一个层次，成为示范家庭农场的概率总体将会上升 2.7 个百分点（其中，成为县级示范、市级示范、省级示范的概率各上升 0.9 个百分点）。耕地规模越大，家庭农场成为示范典型的概率越高，耕地规模每扩大 10 亩，成为示范家庭农场的概率总体提升约 1 个百分点。农业技术培训对家庭农场成为示范典型具有积极影响，与农场主没有接受过农业技术培训的家庭农场相比，接受农业技术培训能够使家庭农场成为示范典型的概率总体上升 9.7 个百分点（其中，成为县级示范、市级示范、省级示范的概率分别上升 3.2 个、3.4 个、3.1 个百分点）。对转入耕地进行平整也将提升成为示范家庭农场的概率，与未进行耕地平整的家庭农场相比，进行耕地平整使家庭农场成为示范典型的概率总体提升 11.2 个百分点（其中，成为县级示范、市级示范、省级示范的概率分别上升 3.7 个、3.9 个、3.6 个百分点）。有完整日

常收支记录能够提升家庭农场成为示范典型的可能性，与没有日常收支记录相比，有日常收支记录将使家庭农场成为示范典型的概率总体上升约 12 个百分点（其中，成为县级示范、市级示范、省级示范的概率分别上升 3.9 个、4.1 个、3.9 个百分点）。减量施用农药的家庭农场更有可能成为示范家庭农场，与未减量施用农药相比，减量施用农药能够使家庭农场成为示范典型的概率总体上升 7.6 个百分点（其中，成为县级示范、市级示范、省级示范的概率分别上升 2.5 个、2.6 个、2.4 个百分点）。另外，与龙头企业建立业务联系也有助于成为示范家庭农场，在边际效应上，与龙头企业建立联系能使家庭农场成为示范典型的概率总体提升 7.5 个百分点（其中，成为县级示范、市级示范、省级示范的概率分别上升 2.4 个、2.6 个、2.4 个百分点）。

表 6 家庭农场成为示范典型的有序 Probit 模型估计结果 (n=1278)

| | 估计系数 (1) | 边际效应 | | | |
|------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | 非示范 (2) | 县级示范 (3) | 市级示范 (4) | 省级示范 (5) |
| 文化程度 | 0.078*** (0.027) | -0.027*** (0.009) | 0.009*** (0.003) | 0.009*** (0.003) | 0.009*** (0.003) |
| 种植年限 | -0.008 (0.008) | 0.003 (0.003) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) |
| 耕地规模 | 0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | 0.000*** (0.000) | 0.000*** (0.000) | 0.000*** (0.000) |
| 技术培训 | 0.281*** (0.099) | -0.097*** (0.034) | 0.032*** (0.011) | 0.034*** (0.012) | 0.031*** (0.011) |
| 测土配方 | -0.003 (0.074) | 0.001 (0.026) | -0.000 (0.008) | -0.000 (0.010) | -0.000 (0.008) |
| 节水灌溉 | -0.002 (0.086) | 0.001 (0.030) | -0.000 (0.010) | -0.000 (0.101) | -0.000 (0.009) |
| 三品一标 | 0.095 (0.099) | -0.033 (0.034) | 0.011 (0.011) | 0.011 (0.012) | 0.010 (0.011) |
| 常雇人数 | -0.005 (0.007) | 0.002 (0.003) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) |
| 耕地平整 | 0.322*** (0.072) | -0.112*** (0.024) | 0.037*** (0.008) | 0.039*** (0.009) | 0.036*** (0.008) |
| 流转合同 | 0.108 (0.165) | -0.037 (0.057) | 0.012 (0.019) | 0.013 (0.020) | 0.012 (0.018) |
| 收支记录 | 0.344*** (0.083) | -0.120*** (0.028) | 0.039*** (0.009) | 0.041*** (0.010) | 0.039*** (0.010) |
| 化肥减量 | -0.012 (0.073) | 0.004 (0.025) | -0.001 (0.008) | -0.001 (0.008) | -0.001 (0.008) |
| 农药减量 | 0.219*** | -0.075*** | 0.025*** | 0.026*** | 0.024*** |

示范家庭农场技术效率更高吗？

| | | | | | |
|--------|------------------|----------|---------|---------|---------|
| | (0.076) | (0.026) | (0.008) | (0.009) | (0.009) |
| 合作组织 | 0.054 | -0.018 | 0.006 | 0.006 | 0.006 |
| | (0.075) | (0.026) | (0.009) | (0.009) | (0.008) |
| 龙头企业 | 0.215** | -0.075** | 0.024** | 0.026** | 0.025* |
| | (0.093) | (0.032) | (0.010) | (0.011) | (0.010) |
| 对数似然值 | -1219.94 | | | | |
| 卡方统计检验 | 161.25 (p=0.000) | | | | |

注：①括号内数值为系数标准误；②**、***分别表示系数在5%和1%水平上显著。

2. 无空值假设检验。前文指出，重叠假设或无空值假设成立是进行多值处理效应模型分析的前提条件之一。本文对这一假设进行了检验，结果证实样本家庭农场归为非示范家庭农场、县级示范家庭农场、市级示范家庭农场和省级示范家庭农场的条件概率均大于0小于1，并且条件概率分布存在重叠区间，具体见图2。

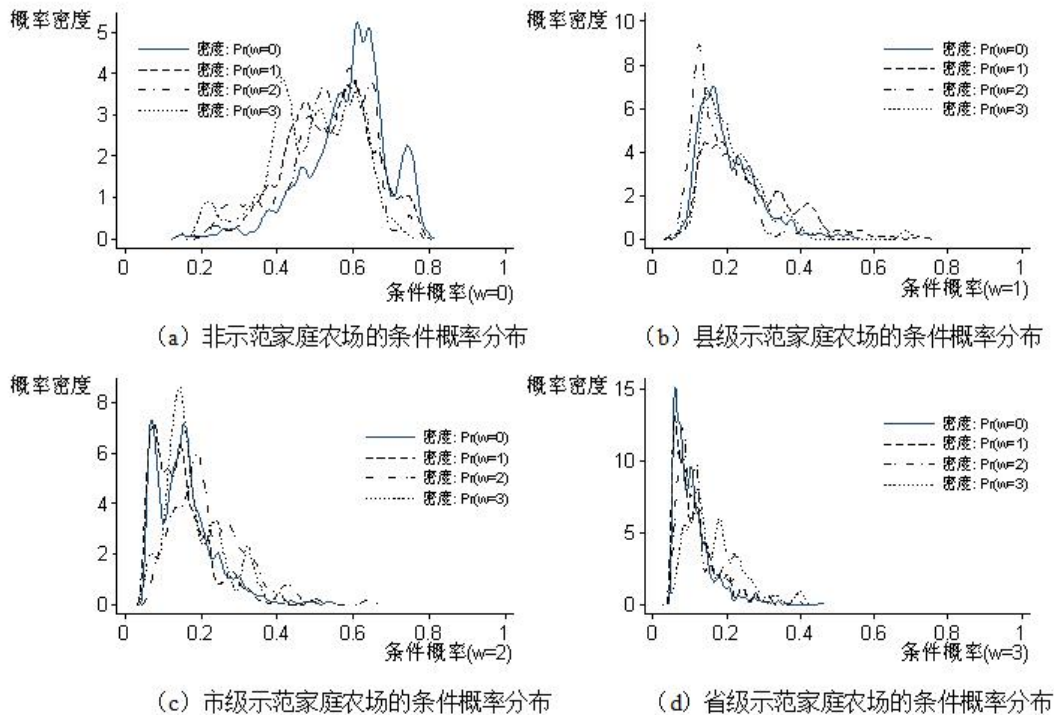


图2 示范家庭农场的条件概率分布

3. 家庭农场技术效率的影响因素回归结果。表7汇报了(4)式的参数估计结果，即家庭农场技术效率的影响因素回归结果。结果显示，家庭农场技术效率受规模经验、耕地规模、丘陵地形、山地地形、测土配方、节水灌溉、粮作占比、耕地平整、作物保险等变量的影响。总体而言，从事农业规模种植的经验越丰富，家庭农场的技术效率越高，原因是这类农场主通常已经积累了较多的物质资本和社会资本，更有能力获得较低的农资要素价格和较高的产品销售价格，从而有利于提高技

术效率。耕地规模对家庭农场的技术效率存在负面效应，这与王丽霞、常伟（2017）的研究结论一致。当前中国家庭农场普遍存在过度规模化的现象（尚旭东、朱守银，2015），本文研究中的样本也不例外，实际经营的耕地面积远远超出了一般所认为的适度规模边界，这对家庭农场生产经营效率提升构成了严重威胁（张悦、刘文勇，2016）。耕地地形对家庭农场的技术效率也有显著影响，与平地相比，丘陵和山地地形都不利于家庭农场提高技术效率。采用测土配方和节水灌溉技术对家庭农场的技术效率具有促进作用，这与张瑞娟、高鸣（2018）的结论一致，即新技术采纳行为能够显著提升不同经营规模农户的技术效率。粮作占比对家庭农场的技术效率存在显著的负向影响，这是因为粮食作物与其他作物相比缺乏比较优势，在其他因素相同的条件下，同等数量的要素投入，粮食作物的净收益一般要低一些。耕地平整对家庭农场的技术效率具有显著的正向影响，其原因在于，耕地平整减少了耕地细碎化程度。以往研究发现，耕地细碎化程度越低，农户技术效率越高（黄祖辉等，2014）。购买作物保险有助于提高家庭农场的技术效率，这是因为作物保险能够消除家庭农场生产经营过程中面临农业风险而遭受损失的顾虑，稳定产出预期，进而激励家庭农场选择风险高但产值更高的农产品，最终提高了技术效率（赵立娟，2015）。从表 7 也可以看出，这些变量对家庭农场技术效率的影响在不同组样本中存在差异。

表 7 家庭农场技术效率影响因素的回归结果

| | 总样本 (1) | | 非示范样本 (2) | | 县级示范样本 (3) | | 市级示范样本 (4) | | 省级示范样本 (5) | |
|----------------|-----------|-------|-----------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 文化程度 | 0.006 | 0.004 | 0.005 | 0.003 | -0.006 | 0.007 | 0.009 | 0.007 | -0.003 | 0.008 |
| 规模经验 | 0.003*** | 0.001 | -0.000 | 0.001 | 0.004** | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.001 | 0.002 |
| 耕地规模 | -0.000** | 0.000 | -0.000 | 0.000 | -0.000* | 0.000 | -0.000* | 0.000 | -0.000 | 0.000 |
| 技术培训 | 0.054 | 0.048 | 0.008 | 0.013 | 0.034 | 0.019 | -0.011 | 0.061 | 0.067 | 0.068 |
| 丘陵农场 | -0.208** | 0.073 | -0.016 | 0.014 | -0.007 | 0.018 | -0.008 | 0.037 | -0.294*** | 0.064 |
| 山地农场 | -0.093*** | 0.032 | -0.044** | 0.019 | -0.021 | 0.034 | -0.116** | 0.053 | -0.108 | 0.066 |
| 测土配方 | 0.029*** | 0.009 | 0.034*** | 0.009 | 0.028 | 0.016 | -0.002 | 0.025 | -0.005 | 0.024 |
| 节水灌溉 | 0.054** | 0.024 | -0.004 | 0.010 | 0.034 | 0.021 | 0.070*** | 0.022 | 0.017 | 0.027 |
| 三品一标 | 0.034 | 0.018 | 0.027 | 0.014 | 0.044 | 0.023 | 0.009 | 0.026 | 0.011 | 0.021 |
| 粮作占比 | -0.001** | 0.000 | 0.000 | 0.000 | -0.001* | 0.000 | -0.000 | 0.000 | -0.001** | 0.000 |
| 耕地平整 | 0.059*** | 0.018 | 0.008 | 0.010 | 0.049*** | 0.016 | 0.027 | 0.021 | -0.003 | 0.017 |
| 收支记录 | -0.018 | 0.023 | 0.009 | 0.009 | -0.026 | 0.020 | -0.048 | 0.034 | -0.004 | 0.020 |
| 作物保险 | 0.046*** | 0.017 | 0.036*** | 0.010 | 0.065** | 0.025 | 0.039 | 0.026 | -0.009 | 0.021 |
| 合作组织 | -0.005 | 0.004 | -0.004 | 0.010 | 0.017 | 0.013 | -0.031 | 0.023 | -0.007 | 0.016 |
| 龙头企业 | 0.044 | 0.030 | 0.018 | 0.016 | -0.024 | 0.019 | 0.047 | 0.035 | -0.031 | 0.016 |
| R ² | 0.43 | | 0.41 | | 0.42 | | 0.34 | | 0.27 | |
| 观测值 | 1278 | | 783 | | 272 | | 143 | | 80 | |

注：*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

4.示范级别对家庭农场技术效率的平均处理效应。基于上述分析，本文对（6）～（7）式使用

逆概率加权回归调整法可以进一步得到示范级别对家庭农场技术效率的平均处理效应（ATE、ATET），结果如表 8 所示。

| 示范级别 | ATET (IPWRA) | ATE (IPWRA) | ATE (AIPW) | ATE (OLS) |
|------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 县级示范 | -0.004 (0.013) | -0.004 (0.009) | -0.002 (0.010) | 0.001 (0.009) |
| 市级示范 | -0.008 (0.017) | 0.011 (0.014) | 0.007 (0.016) | 0.005 (0.011) |
| 省级示范 | 0.020 (0.012) | 0.001 (0.011) | 0.004 (0.012) | 0.010* (0.005) |

注：①括号内数值为标准误；②*表示系数在 10%水平上显著。

表 8 显示，在其他条件保持不变的情况下，从非示范家庭农场（ $T=0$ ）转为县级示范家庭农场（ $T=1$ ）、市级示范家庭农场（ $T=2$ ）或省级示范家庭农场（ $T=3$ ），其技术效率均不会产生显著变化。利用增强版逆概率加权估计法（AIPW）进行稳健性检验，结果证实上述结论仍然成立。进一步将本文评估结果与普通最小二乘法（OLS）的回归结果进行对比发现，在后者分析结果中，除了省级示范家庭农场的系数通过显著性检验之外（在 10%水平上），其余变量的系数也不显著。也就是说，家庭农场成为示范典型并没有提高自身的技术效率水平，这和前文理论分析的预期相悖。究其原因，本文认为可能有两点：一是家庭农场从政府获取的扶持奖励资金并未支配于对自身生产经营能力的提升上，而是继续追求生产经营规模的扩张。近年来，中国农业生产面临着要素“地板”价格和农产品“天花板”价格的双重挤压，农产品（特别是粮食）利润空间越来越小，从而促使家庭农场的经营目标从追求收益最大化向依靠规模扩张和寻求政府补贴转移。当前，通过扩大耕地经营规模外延式地增加收益已成为很多家庭农场的首要选择（尚旭东、朱守银，2015）。其结果是，这些家庭农场一方面享受着规模扩张带来的政策红利，另一方面又不得不面对雇工效率低下、监督成本上升等问题的困扰。有调查研究也发现，各级政府提供的财政支农补贴虽然在一定程度上刺激了家庭农场的快速发展，但土地生产率却并没有得到显著提高，并且家庭农场的经营风险在急剧上升（邵平、荣兆梓，2015）。二是专门针对示范家庭农场的政策扶持力度仍较小。曾福生、李星星（2016）指出，目前最能直接降低家庭农场生产成本、提高其经营收益的扶持政策是各种财政补贴，但家庭农场的资本投入一般较大，而这些补贴在较高的家庭农场资本投入中所占比例很小，尚不足以发挥显著作用。事实上，家庭农场扶持政策的重心也并非仅局限于财政补贴或奖励，制定能够改善家庭农场市场经营环境的政策更加重要，具体包括创新劳动力市场制度、土地流转制度、农村金融保险制度以及农业社会化服务制度等一系列政策措施（何劲、熊学萍，2014），但这些都还需要经历一个漫长的过程。

五、结论与启示

本文基于全国家庭农场监测数据，使用随机前沿生产函数和多值处理效应模型分析发现：当前中国家庭农场的平均技术效率为 0.72，还存在很大的提升空间；省级示范农场平均效率水平较非示范家庭农场、县级示范家庭农场和市级示范家庭农场平均效率水平略高，差异仅为 0.04；农场主文化程度高、参加过技术培训、耕地规模大、对耕地进行平整、有完整日常收支记录、与龙头企业建立业务联系以及减量施用农药的家庭农场，被评为示范家庭农场的可能性相对较高；尽管成为示范家庭农场能够优先获取政策优待和资金扶持，但并未给自身技术效率带来明显提升。

基于本文研究可以得到如下政策启示。第一，防止家庭农场过度规模化，优化要素配置，提升经营效率。调查发现，在家庭农场专项补贴政策的刺激下，很多家庭农场的耕地规模远远超出了各地推荐的适度规模边界。家庭农场过度规模化会致使投入要素配置失当。因为，在农村金融和劳动力供给短缺的条件下，耕地规模过度扩张将造成家庭农场劳动（雇工）和农资投入的不足。而这也正是当前中国家庭农场技术效率整体偏低的主要原因。

第二，示范家庭农场评选认定不宜追求数量增长，而应重视发展质量。在实践中，一些地方对示范家庭农场的发展下指标、定任务，成为示范家庭农场是否具备典范引领作用值得怀疑。当前，各级别示范家庭农场与非示范家庭农场在效率水平上差异十分微弱，甚至可以忽略不计，而且，对于那些减量施用化肥、采用测土配方和节水灌溉技术的家庭农场，其成为示范家庭农场的概率也未上升，这充分说明对示范家庭农场筛选的机制尚需进一步完善。

第三，制定专门针对示范家庭农场的效率提升机制，建立健全激励约束制度。对示范家庭农场给予政策扶持或资金奖励并不必然保证经营者能够主动提升自身经营管理能力，也有可能诱导其采取寻租手段争取农业项目、包装宣传自己等投机行为，从而偏离政府扶持其发展的政策目标。因此，必须在当前政策扶持或资金奖励的基础上，对示范家庭农场建立动态监测和激励机制，使其进入高质量发展的良性轨道，并以此为基础逐步探索建立健全扶持政策。

参考文献

- 1.程竹、陈前恒，2018：《种植专业化会提高小农业生产技术效率吗？》，《财经科学》第9期。
- 2.黄祖辉、王建英、陈志钢，2014：《非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响》，《中国农村经济》第11期。
- 3.何劲、熊学萍，2014：《家庭农场绩效评价：制度安排抑或环境相容》，《改革》第8期。
- 4.李博伟、张士云、江激宇，2016：《种粮大户人力资本、社会资本对生产效率的影响——规模化程度差异下的视角》，《农业经济问题》第5期。
- 5.李谷成、冯中朝、范丽霞，2007：《农户家庭经营技术效率与全要素生产率增长分解（1999~2003年）——基于随机前沿生产函数与来自湖北省农户的微观证据》，《数量经济技术经济研究》第8期。
- 6.兰勇、周孟亮、易朝辉，2015：《我国家庭农场金融支持研究》，《农业技术经济》第6期。
- 7.刘德娟、周琼、黄欣乐、黄颖、李晗林、杨勋华，2018：《福建省水稻生产效率及其影响因素分析——基于家庭农场和传统小农户的微观视角》，《江苏农业科学》第24期。

- 8.任重、薛兴利, 2018:《家庭农场发展效率综合评价实证分析——基于山东省 541 个家庭农场数据》,《农业技术经济》第 3 期。
- 9.尚旭东、朱守银, 2015:《家庭农场和专业农户大规模农地的“非家庭经营”:行为逻辑、经营成效与政策偏离》,《中国农村经济》第 12 期。
- 10.邵平、荣兆梓, 2015:《家庭农场财政补贴政策的效用研究——以上海松江模式为例》,《上海经济研究》第 9 期。
- 11.王丽霞、常伟, 2017:《我国家庭农场的全要素生产率及其差异》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第 6 期。
- 12.张瑞娟、高鸣, 2018:《新技术采纳行为与技术效率差异——基于小农户与种粮大户的比较》,《中国农村经济》第 5 期。
- 13.张悦、刘文勇, 2016:《家庭农场的生产效率与风险分析》,《农业经济问题》第 5 期。
- 14.朱启臻、胡鹏辉、许汉泽, 2014:《论家庭农场:优势、条件与规模》,《农业经济问题》第 7 期。
- 15.赵立娟, 2015:《农业保险发展对农业生产效率影响的动态研究——基于 DEA 和协整分析的实证检验》,《湖北农业科学》第 21 期。
- 16.张德元、宫天辰, 2018:《“家庭农场”与“合作社”耦合中的粮食生产技术效率》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第 4 期。
- 17.曾福生、李星星, 2016:《扶持政策对家庭农场经营绩效的影响——基于 SEM 的实证研究》,《农业经济问题》第 12 期。
- 18.周炜, 2017:《多元化经营背景下家庭农场水稻生产效率——基于全国农村固定观察点的实证研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 5 期。
- 19.Bourguignon, F., M. Fournier, and M. Gurgand, 2007, “Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons”, *Social Science Electronic Publishing*, 21(1):174-205.
- 20.Binam, N., F. Place, A. Kalinganire, S. Hamade, M. Boureima, and A. Tougiani, 2015, “Effects of Farmer Managed Natural Regeneration on Livelihoods in Semi-arid West Africa”, *Environmental Economics & Policy Studies*, 17(4):1-33.
- 21.Battese, E., and T. Coelli, 1988, “Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 38(3):387-399.
- 22.Cattaneo, M., 2010, “Efficient Semi-parametric Estimation of Multi-valued Treatment Effects Under Ignorability”, *Journal of Econometrics*, 155(2):138-154.
- 23.Hong, Y., H. Chang, and Y. Dai, 2018, “Is Deregulation of Forest Land Use Rights Transactions Associated with Economic Well-being and Labor Allocation of Farm Households? Empirical Evidence in China”, *Land Use Policy*, 75(2):694-701.
- 24.Imbens, G., and M. Wooldridge, 2009, “Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation”, *Journal of Economic Literature*, 47(1):5-86.
- 25.Imbens, G., 2000, “The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-response Functions”, *Biometrika*,

87(3):706-710.

26.Linden, A., S. Uysal, and A. Ryan, J. Adams, 2016, “Estimating Causal Effects for Multi-valued Treatments: A Comparison of Approaches”, *Statistics in Medicine*, 35(4):534-552.

27.Ma, W., A. Renwick, and K. Bicknell, 2018, “Higher Intensity, Higher Profit? Empirical Evidence from Dairy Farming in New Zealand”, *Journal of Agricultural Economics*, 69(3):739-755.

28.Yang, J., H. Wang, S. Jin, K. Chen, and J. Riedinger, 2016, “Migration, Local Off-farm Employment, and Agricultural Production Efficiency: Evidence from China”, *Journal of Productivity Analysis*, 45(3): 247-259.

(作者单位: ¹南京财经大学粮食安全与战略研究中心;

²中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 何 欢)

Are Model Family Farms More Technically Efficient? An Analysis Based on the Monitoring Data of National Family Farms

Cai Rong Wang Ziyu Du Zhixiong

Abstract: Using the monitoring data of family farms across China, this article focuses on three questions: What is the technical efficiency level of China’s family farms? What kind of family farm is more likely to be a model? Are model family farms more technically efficient? We find that the average level of efficiency of China’s family farms is currently 0.72, and that there is much room for improvement. The average efficiency level of the provincial model family farms is slightly higher than that of non-model family farms, county-level model family farms and municipality-level model family farms. For family farms in which farmer entrepreneurs receive a higher level of education, participate in technical trainings, own larger scale of farmland, carry out activities of leveling farmland, have daily income and expenditure records, establish connections with leading enterprises and reduce application of pesticide, they are relatively more likely to become model farms. Being a model farm does not seem to improve its technical efficiency. This is probably attributable to the fact that the establishment of model farms has just started, so more time would be needed to put the theory into practice.

Key Words: Family Farm; Technology Efficiency; Stochastic Frontier Analysis; Multivalued Treatment Effect