“家庭农场”与“合作社”耦合中的粮食生产技术效率

张德元，官天辰

（安徽大学 经济学院，安徽 合肥 230601）

摘　要： 在合作社成员异质性的情境下，采用共同前沿分析的分析方法，研究了家庭农场与合作社耦合生产这种新型农业经营模式的粮食生产技术效率。结果表明：增加家庭农场的资本，土地和劳动力投入能显著增加家庭农场的粮食产出；非合作社家庭农场的粮食生产技术效率最低，其现有的生产技术与潜在的生产技术之间差距较大；合作社核心社员的粮食生产技术效率最高，其本身的生产技术相比于其他两组而言，更接近其潜在生产技术，最有可能达到其可行的最大粮食产出；合作社普通社员与合作社核心社员都有可能通过改进的生产技术和学习更加先进的生产技术，来缩短与其潜在生产力的差距；合作社成员异质性确实存在；随着家庭农场主年龄，受教育年数和贷款难度的不断增加，能促进家庭农场的粮食生产技术效率。

关键词： 粮食生产；新型农业经营主体；家庭农场；合作社；异质性；技术效率

中图分类号： F321.23　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202(2018)04－0064－11

一、引言

近几年我国政府多次强调要推进农业供给侧结构性改革，大力培育和发展新型农业经营主体和服务主体，高度关注粮食安全。扶持新型农业经营主体，即家庭农场和农民专业合作社（下文简称合作社）发展是我国当前最重要的农业政策之一。这指明了我国新型农业经营方式的发展方向，明确了合作社、家庭农场在我国农业生产经营方式中的地位和作用。在我国粮食安全形势日益严峻的情况下，农村土地撂荒和农业劳动力不足成为影响我国粮食安全的重要因素。家庭农场和合作社作为现代农业的重要载体，不但能够解决土地撂荒和农业劳动力不足的问题，还有利于提高粮食生产经营的集约化程度，从而保障粮食安全。但在其现实发展中，由于农业产业化发展迅速，加之家庭农场和合作社本身内在的弱质性，两者合作融合发展似乎已经成为双方理性的选择，许多家庭农场选择加入合作社，有些家庭农场主甚至牵头成立合作社，家庭农场与合作社耦合生产（下文简称“家庭农场＋合作社”）这一对我国来说农业经营的新模式全面发展起来。在我国高度关注粮食安全的背景下，且在不断推进农业供给侧结构性改革的过程中，这种自发形成的新型农业经营方式对于家庭农场的增产提效，增加我国粮食生产有效供给的作用如何应给予重视。

现有研究中，论述在中国特定背景下家庭农场、合作社的作用和必要性的成果较多，如韩朝华[1]指出，推进家庭农场的规模化经营是实现中国农业现代化的需要，长期保护和巩固传统小规模农业将阻碍农民脱贫和整体经济发展。陈晓华[2]指出是合作社是带动我国家庭经营主体参与国内外市场竞争的重要力量，是联结各类农业经营主体的桥梁。绝大多数文献讨论家庭农场的效

收稿日期： 2018－03－09　　**DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2018.04.006

基金项目： 国家自然科学基金项目（71573001）

作者简介： 张德元（1963—），男，安徽省六安市人，安徽大学经济学院教授，主要研究方向为农村经济学。E－mail：zdyuan@263.net

率时,仅仅局限于对规模效率的探讨。但探讨“家庭农场 + 合作社”这种对我国来说创新的经营模式的文献不多,仅有的几篇研究这一模式文献中,也仅仅从定性的角度,理论上探讨了家庭农场与合作社建立合作关系的必要性,合作的模式及影响两者建立合作关系的因素,且这些文献默认的研究对象是加入了合作社的家庭农场,在不考虑没有加入合作社的家庭农场的前提下,这样的研究是缺乏说服力的,如王勇[3]。家庭农场与合作社建立合作关系的目的是通过合作社将分散的农户组织起来,通过联合与合作,提高成员谈判地位,增强成员市场竞争力,实现规模经济,降低生产成本与交易成本,但目前学界对于合作社在我国是否能发挥其功用还存在着争论,邓衡山等[4]指出我国合作社组织成本高昂的劣势突出,合作社降低交易成本、获取规模经济的优势难以发挥。崔宝玉等[5]研究发现我国农民专业合作社的经济效率、社会效率和交易效率水平都总体偏低。因此仅仅从定性角度探讨我国家庭农场与合作社相互之间的关系是远远不够的,加入合作社对我国家庭农场的农业生产是否产生积极的影响是需要关注的重点问题。现有文献中,鲜有从定量实证的角度研究我国家庭农场与合作社建立合作关系是否对家庭农场农业产出产生积极的作用。衡量家庭农场农业生产的核心指标是其生产技术效率,在我国大力发展新型农业经营主体和高度关注粮食安全的背景下,定量的分析我国合作社对家庭农场粮食生产的技术效率的影响是十分重要的,本文以期弥补这方面的空白。

在探讨这种新模式的粮食生产技术效率时,应考虑我国合作社社员异质性这一影响因素。由于合作社社员之间资源禀赋不同,我国的合作社内部实际上存在核心社员与普通社员的区别。这种异质性的存在,导致合作社对分化后社员利益的影响到底是积极的还消极的,一直存在争论。苑鹏[6]认为合作社内不同类型的成员都能通过合作社来降低交易成本,达到规模经济。崔宝玉和陈强[7]认为合作社内的资本控制,不必然导致合作社的功能弱化。这些研究认为合作社成员的异质性并不阻碍成员通过合作社形成利益共同体。但楼栋和仝志辉[8]指出我国政府的财政支持和优惠政策会被合作社内的核心成员获取,普通社员的利益遭到了损失。何安华和孔祥智[9]认为普通社员的服务需求得不到满足,成员异质性导致合作社在满足社员需求时,出现结构性失衡。因此,在研究我国合作社对家庭农场生产技术效率的影响时,不能对参加合作社的家庭农场作同质性假定,需考虑合作社对不同资源禀赋的家庭农场成员的影响。

传统测算经营主体生产技术效率时,假定所有经营主体的生产技术都是相同的。若合作社确实发挥了功用,即帮助社员降低生产与交易成本,达到规模经济,就没有理由认为社员和非社员的生产技术是相同的。若考虑到合作社成员异质性形成的原因,即社员之间资源禀赋的不同,也没有理由认为核心社员与普通社员的生产技术是相同的。因此,我们在研究我国合作社对家庭农场技术效率的影响时,假定社员与非社员,核心社员与普通社员的生产技术不相同,采用共同前沿的分析框架,研究每个组别的技术效率以及各个组别基于共同前沿面的技术效率。

二、农民专业合作社社员异质性

在传统合作社制度框架下,合作社是基于同质性社员的联合,即社员的资源禀赋及其利益诉求是相同或相似的。但随着我国农民分化程度不断加深,以及农民专业合作社的不断发展,成员异质性问题变的越来越突出。一方面成员本身在年龄、受教育程度以及生产规模、生产成本、技术水平、经营能力、经济实力、社会关系等方面都存在显著差异,另一方面面对经济社会环境的变化和市场竞争的日益加剧,合作社要持续生存就必须增强开放性和服务能力,而服务能力的提升依赖于更多的要素资源,包括劳动力、技术、资金、人力资本以及社会资本等,拥有不同要素禀赋的生产经营者的加入进一步强化了合作社成员的异质性特征。因生产成本和技术水平的差异,成员的生产策略也多元化。而且,因不同成员处于农产品产业链的不同位置,也必然导致成员异质

性的增加[10]。由于合作社成员的异质性的存在,将社员的生产技术假定为相同是不合适的。国内外绝大多数学者都认为成员异质性主要源自农户在加入合作社前的自身资源禀赋,如 Karantininis 和 Zago[11]; 徐旭初和邵科[12]。合作社成员异质性通常表现为成员要素禀赋、参与动机或参与目的、参与角色等方面的差异, 而要素禀赋差异是合作社成员异质性特征的本质表现, 也是成员参与动机、参与目的、参与角色等差异化产生的根源[13]。由于社员的资源禀赋不同,合作社社员分为核心社员与普通社员,前者在资源,技术和信息方面较后者拥有优势,且是社会资本、人力资本和资金的主要提供者。因此,我们将社员对合作社投资与否把社员区分为核心社员与普通社员,并假定他们的生产技术是不同的。

三、方法与模型

我们将样本家庭农场分为非合作社社员(即没有加入合作社的家庭农场),合作社普通社员(即加入合作社但没有出资的家庭农场),合作社核心社员(即加入合作社且出资的家庭农场)这三个组别。我们探究了这三组家庭农场生产效率模型是否相同,并且运用随机共同前沿分析框架,研究和对比他们的生产技术效率。在假定三组家庭农场处于不同技术水平的情况下,我们首先运用由 Battese 和 Coelli[14] 提出的随机前沿分析方法去估计每个组别中家庭农场的技术效率,然后估计出每组的共同技术率(Metatechnology ratios)和每组相对于共同前沿(Metafrontier)的技术效率。共同前沿分析方法被用来比较不同组别中家庭农场的技术效率。

(一)数据来源

我们采用 2015 年安徽大学中国三农问题研究中心课题组在安徽省针对粮食生产型家庭农场的截面调查数据,该样本通过多阶段抽样方法获得,首先在安徽省农业委员会注册的家庭农场名单中,筛选出种植粮食作物的家庭农场。再在所选取的名单中,采用简单随机抽样方法获取了 415 户家庭农场样本,筛选出 384 份有效样本,样本有效率 92.5%。该样本覆盖了安徽省 18 个县(区)、48 个乡镇、76 个行政村。样本中非合作社社员(组 1),合作社普通社员(组 2),合作社核心社员(组 3)的样本量分别为 120, 82, 182. 样本中的全部数据通过问卷访谈的方式获得。

(二)随机前沿模型

技术效率测量的是在给定的技术与投入水平的情况下,实际产出与潜在最大产出或者说是前沿产出间的差距。前沿生产函数已成为衡量技术效率的基本方法。我们采用 Battese 等[15]92-97 提出的共同前沿分析框架去测算三个组别中家庭农场的粮食生产技术效率。这种方法考虑到了三个组别中的家庭农场处于不同技术水平下的情况。我们首先对三组中的家庭农场建立随机前沿模型,然后再估计出三组的共同前沿生产函数。共同前沿分析框架使得三个组别中家庭农场的粮食生产技术效率能够进行比较,并且估计出的共同技术率用来比较基于共同前沿生产函数的不同组别中家庭农场的生产力水平。

我们分别考虑了用传统的柯布—道格拉斯(Cobb - Douglas)型生产函数和较为灵活的超越对数型生产函数(Translog)去估计三组中家庭农场的随机前沿生产函数,但如下文所示,柯布—道格拉斯型生产函数并不能很好的拟合数据,所以建立超越对数型随机前沿生产函数模型,如下:

$$\ln Y_i^k = \beta_0^k + \sum_{j=1}^{3}\beta_j^k \ln X_{ij}^k + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{3}\sum_{s=1}^{3}\beta_{js}^k \ln X_{ij}^k \ln X_{is}^k + V_i^k - U_i^k, \quad k=1,2,3 \tag{1}$$

其中 X_{1i}^k、X_{2i}^k和 X_{3i}^k分别代表每组样本家庭农场中的资本、土地和劳动力投入。V_i^k 独立同分布于 $N(0,\sigma_v^2)$,U_i^k 独立分布于 $N^+(\mu_i,\sigma_u^2)$,U_i^k 与 V_i^k 互相独立,N^+代表截尾正态分布,其中:

$$\mu_i^k = \delta_0^k + \sum_{j=1}^{5}\delta_j^k Z_{ji}, \quad k=1,2,3 \tag{2}$$

模型(1)中投入变量与无效率模型,即模型(2)中的无效率解释变量——Z 变量的定义如下①:

Y 代表粮食产出:家庭农场从事粮食生产的产出收入,由每种粮食价格乘以每种粮食产量得出,粮食价格为安徽省当年粮食市场价格。为了更好的反映家庭农场从事农业行为的特征,收入数据中不包括政府转移性支出、出租资产、工资性收入等转移性和财产性收入。

X_1 代表资本:以家庭农场拥有的农业生产性固定资产价值的当年存量(按直线法计提折旧)加上家庭农场从事农业生产的物质支出费用作为资本投入量(包括转入土地支付的费用)。其中农业生产性固定资产包括拖拉机、农用汽车(生产性)、收割机、播种机、插秧机等,农业生产的物质支出费用包括化肥、农药、机械的使用。由于在农业生产领域内本质不同的资本品没有共同的物质单位,必须在一定程度上进行适度综合,用价值量来衡量以便于计算[16]。单位为“千元”。

X_2 代表土地:家庭农场当年实际从事粮食生产的土地面积。单位为“亩”。

X_3 代表劳动力:家庭农场当年从事粮食生产的家庭成员数。

这些变量被广泛的运用于估算农业生产力与效率的研究当中,如 Villano 等[17],Latruffe 等[18],Asante 等[19]。

Z_1 代表性别:家庭农场主的性别,虚拟变量,1 为男性,0 为其他。

Z_2 代表年龄:家庭农场主的年龄。

Z_3 代表村干部:家庭农场主是否为村干部,虚拟变量,1 为是,0 为其他。

Z_4 代表教育水平:家庭农场主所受正规教育年数。

Z_5 代表贷款可得性:家庭农场主获得贷款的难易度。虚拟变量,1 为困难,0 为其他。

除了考虑家庭农场的投入产出关系外,我们也对影响其技术无效率的因素进行考察。由于家庭农场为家庭经营,我们将代表家庭农场主人力资本的个人特征作为其技术无效率的影响因素,其中包括家庭农场主的性别,年龄,是否为村干部,受教育水平,获得贷款的难易度。这些变量也在以往的研究中被广泛采用,如 Battese 和 Broca[20],Villano 和 Fleming[21],Murova 和 Chidmi[22]。

(三)模型变量的描述性统计

表 1 为所用变量的描述性统计。除了劳动力投入外,大部分生产性变量在每个组别中都是显

表 1　变量的描述性统计

变量	组 1(N=120)		组 2 (N=82)		组 3(N=182)		汇总 (N=384)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
生产性变量								
粮食产出(千元)	632.42	749.10	1 673.53	2 095.84	2 456.16	5 369.09	1 793.75**	4 145.46
资本(千元)	466.29	666.35	590.04	846.93	1 317.74	2 326.25	951.81*	1 830.83
土地(亩)	455.06	521.88	981.56	1 309.71	1 527.61	2 756.65	1 121.66***	2 170.48
劳动力(个)	3.45	1.44	4.07	1.61	3.72	1.29	3.70	1.39
其他变量								
性别(男性=1)	0.89	0.32	0.90	0.31	0.96	0.20	0.93	0.26
年龄(年)	41.79	8.00	45.32	9.19	43.95	6.96	43.53	7.71
村干部(是=1)	0.15	0.36	0.36	0.49	0.16	0.37	0.19	0.39
教育水平(年)	10.58	2.71	10.86	2.14	11.24	2.27	10.99	2.40
贷款(困难=1)	0.91	0.30	0.71	0.46	0.82	0.39	0.83	0.38

注:***、**、* 表示结果在 1%、5%、10% 水平上显著。

① 在估计汇总数据的随机前沿时,加入了分别代表组 2 和组 3 的虚拟变量,以允许不同组别家庭农场的粮食产出水平和无效率模型的截距是不同的。

著不同的,三组样本中平均粮食产出价值分别为632420元、1673530元、2456160元。其中组3,即作为合作社核心社员的粮食产出价值是组1,即非合作社社员的3倍多。三组样本中平均资本投入分别为466290元,590040元,1317740元。其中组3为组1的2倍多。平均土地投入在三组中分别为455.06亩、981.56亩、1527.061亩。同样地,组3的资本投入最大。家庭平均劳动力在三组中差别不大,整个样本中,平均劳动力投入为3.70个。但组2,即合作社普通社员,其家庭平均劳动力人数最多,为4.07个。

其他变量中,性别,年龄,教育水平,贷款困难度在每个组别中没有显著的不同。整个样本中,有93%的家庭农场主为男性,家庭农场主平均年龄为43.5岁,平均受教育年数为11年。而组2 36%的家庭农场主为村干部,组1和组2中,分别只有15%和16%的家庭农场主为村干部,整个样本中,有19%的家庭农场主为村干部。

(四)共同前沿模型和技术效率

每组中的家庭农场相对于组前沿的技术效率为[15]94:

$$TE_i^k = e^{-U_i^k} \tag{3}$$

根据Battese等[15]92-97和O'Donell等[23]对共同前沿的描述与定义,建立如下关于三组家庭农场粮食生产的共同前沿生产函数:

$$Y_i^* = f(X_{1i}, X_{2i}, X_{3i}; \beta) = e^{X\beta} \tag{4}$$

其中Y_i^*是给定投入向量X_i下的共同前沿产出,其中向量X_i的第一个元素为1,其余元素是与方程(1)对应的对数值。β是共同前沿生产函数系数,服从如下约束:

$$X_i\beta \geqslant X_i\beta^k, \qquad \text{for all } i = 1, 2, \cdots, N_k, \ k = 1, 2, 3 \tag{5}$$

其中$N_1 = 120$, $N_2 = 82$, $N_3 = 182$分别为每组家庭农场的样本数。上述约束意味着每组前沿生产函数位于共同前沿生产函数之下。

根据Battese等[15]96-97估计共同前沿函数的方法,我们将在投入量的相同的条件下,每组前沿生产函数与共同前沿生产函数间离差值的平方和最小化,以估计出共同前沿生产函数的系数。

方程(1),即每组随机前沿生产函数中的Y_i可由方程(4),即共同前沿生产函数表示出,即:

$$Y_i = e^{X_i\beta^k + V_i^k - U_i^k} = e^{-U_i^k} \times \frac{e^{X_i\beta^k}}{e^{X_i\beta}} \times e^{X_i\beta + V_i^k} \tag{6}$$

其中,右手边第一项即为方程(3)中定义的技术效率TE_i^k,右手边第二项即为每组中家庭农场的共同技术率(Metatechnology ratio):

$$MTR_i^k = \frac{e^{X_i\beta^k}}{e^{X_i\beta}} \tag{7}$$

共同技术率测量了在投入量相同的条件下,每组前沿函数定义的产出与其共同前沿定义的潜在产出之比。

将方程(6)的两边同时除以方程(6)右手边的最后一项,得到:

$$\frac{Y_i}{e^{X_i\beta + V_i^k}} = e^{-U_i^k} \times \frac{e^{X_i\beta^k}}{e^{X_i\beta}} \tag{8}$$

方程(8)的左手边,是在考虑到相应的随机误差的情况下,每组中的家庭农场相对于共同前沿的技术效率,即$TE_i = \frac{Y_i}{e^{X_i\beta + V_i^k}}$。而且,方程(8)揭示了两种技术效率$TE_i^k = e^{-U_i^k}$和$TE_i = \frac{Y_i}{e^{X_i\beta + V_i^k}}$之间的关系,即:

$$TE_i = TE_i^k \times MTR_i^k \tag{9}$$

因此,基于共同前沿的技术效率为基于每组前沿的技术效率与每组共同技术率之积。

四、模型结果

(一)假设检验

表 2 为构建模型时各种假设检验。第一种假设检验考察了每组和全部样本中家庭农场的生产前沿是否存在技术无效率效应。第二种假设检验考察了每组和全部样本中家庭农场的生产前沿函数是否为柯布—道格拉斯函数形式。第三种假设检验考察了每组和全部样本中家庭农场生产前沿函数中的技术无效率效应是否受方程(2)中的变量影响。三种假设检验均在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设,说明给定的方程(1)和方程(2)建立的超越对数随机前沿生产函数模型充分拟合了样本中家庭农场的粮食生产。

检验三组中家庭农场的粮食生产是否在同一技术水平下是十分重要的。如果三组中家庭农场的粮食生产在同一技术水平下,就没有理由采用共同前沿分析方法去估计它们的技术效率。表 2 中的最后一种假设检验考察每组的前沿生产函数是否相同,即每组间对应的前沿生产函数变量的系数,无效率模型中变量的系数是否相同,即使它们的生产和无效率水平可以是不同的。该检验也在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设,充分说明了三组中家庭农场粮食产出的生产前沿是不同的。

表 2　每组随机前沿模型的假设检验

假设检验	Ln[L(H_1)]	Ln[L(H_0)]	统计量	临界值	结果
$H_0:\delta_j^k s=0,\gamma=0$					
组 1	-34.07	-60.64	53.14***	17.76	拒绝
组 2	-24.71	-42.27	35.12***	17.76	拒绝
组 3	-84.47	-108.11	47.28***	17.76	拒绝
汇总	-177.51	-193.31	31.6***	17.76	拒绝
$H_0:\beta_{ij}^k=0,\forall i,j$					
组 1	-34.07	-56.65	45.16***	16.81	拒绝
组 2	-24.71	-40.08	30.74***	16.81	拒绝
组 3	-84.47	-101.59	34.24***	16.81	拒绝
汇总	-177.51	-191.28	27.54***	16.81	拒绝
$H_0:\delta_j^k s=0$					
组 1	-34.07	-53.32	38.5***	14.33	拒绝
组 2	-24.71	-38.74	28.06***	14.33	拒绝
组 3	-84.47	-94.17	19.38***	14.33	拒绝
汇总	-177.51	-188.96	22.9***	14.33	拒绝
H_0: 同一前沿					
汇总	-143.25	-177.51	68.52***	55.46	拒绝

注: 关于 $\delta_j^k s=0,\gamma=0$ 情况下的临界值从 Kodde 和 Palm[24] 的表 1 中获得,其余临界值根据各自自由度从卡方分布表中获得;汇总后的数据去估计前沿生产函数时得到的,因此加入代表组 2 和组 3 的虚拟变量,使得每组中的平均粮食产出可以不相同;Ln[L(H_1)]是估计每组前沿生产函数时,似然函数值的和。Ln[L(H_0)]是用汇总数据去估计前沿生产函数时,且在模型中加入代表组 2 和组 3 的虚拟变量后的似然函数值;*** 表示估计结果在 1% 水平上显著。

(二)估计结果

采用 STATA 14 去估计三组中随机前沿模型的系数,并用 SHAZAM 11 去估计共同前沿模型的系数。估计结果呈现在表 3。将投入变量做去中心化处理,处理后估计出的投入变量前的一阶系数为产出的弹性系数。

表3 估计结果

变量	组1		组2		组3		汇总		共同前沿	
	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
截距	1.29***	0.12	1.444***	0.058	1.452	0.057	1.382***	0.096	1.467***	0.041
资本	0.48***	0.13	0.69***	0.10	0.472***	0.023	0.231***	0.018	0.727***	0.093
土地	0.235***	0.020	0.118**	0.054	0.171***	0.021	0.37**	0.19	0.855***	0.16
劳动力	0.037*	0.019	0.201*	0.012	0.15	0.28	0.21	0.22	0.5969***	0.006 7
(资本)^2	−0.010 8***	0.0015	−0.112*	0.065	−0.18	0.28	−0.39	0.24	−0.104***	0.012
(土地)^2	−0.0121***	0.004 0	−0.178*	0.089	−0.52*	0.26	−0.53*	0.27	−0.124 57***	0.000 55
(劳动力)^2	−0.12	0.10	−0.7	2.1	−0.84	0.79	−0.20	0.68	−0.0102***	0.009 9
资本×土地	0.125***	0.025	−0.136*	0.072	−0.33	0.26	−0.46*	0.25	−0.112***	0.020
资本×劳动力	−0.079***	0.030	0.32**	0.16	−0.34	0.30	0.35	0.26	0.857***	0.015
土地×劳动力	0.075**	0.038	−0.36**	0.17	0.15	0.30	−0.37	0.28	−0.829***	0.059

注:这里的变量为缩写形式,如:资本和(资本)^2 实际分别为 Ln(资本) 和$\frac{1}{2}$[Ln 资本]^2; ***、**、* 表示估计结果在1%、5%、10%水平上显著;标准差保留两位有效数字,系数的小数位数与相对应标准差的位数相同;共同前沿系数通过解线性规划方程得到; 运用 bootstrapping 方法得出共同前沿系数的标准误。

资本和土地变量在每组前沿和共同前沿上都有显著的正效应,说明增加资本和土地投入能显著的增加家庭农场的粮食产出。劳动力在组1和组2的前沿和共同上均有显著的正效应,说明增加家庭农场劳动力投入也能增加家庭农场的粮食产出。以上结果说明,增加资本、劳动和土地的投入,对作为非合作社社员、合作社普通社员、合作社核心社员的家庭农场都能显著的增加其粮食产出。

(三)技术效率分析

通过改进家庭农场粮食生产技术效率水平可以提高家庭农场粮食生产的生产力水平,将每组家庭农场粮食生产的技术效率和共同技术率呈现在表4中。每组间的技术效率差别较大,说明样本中家庭农场粮食生产的技术无效率是大量存在的。

表4 每组家庭农场的技术效率和共同技术率

统计量	组1	组2	组3
基于组别前沿的技术效率			
平均值	0.78	0.35	0.59
最小值	0.06	0.14	0.08
最大值	0.93	0.45	0.95
标准差	0.17	0.11	0.26
基于共同前沿的技术效率			
平均值	0.19	0.25	0.53
最小值	0.015	0.060	0.076
最大值	0.41	0.43	0.94
标准差	0.091	0.096	0.26
共同技术率			
平均值	0.24	0.70	0.89
最小值	0.019	0.14	0.42
最大值	0.45	1	1
标准差	0.095	0.23	0.12

三组中相对于每组前沿的技术效率分别为 0.78,0.35 和 0.59。这说明三组家庭农场中,非合作社社员,合作社普通社员和核心社员都有潜力在他们各自给定的生产技术水平下提高其粮食产出。通过“干中学”和克服影响其技术无效率的相关因素,三个组别中的家庭农场有望将其粮食产出分别提高 22%,65% 和 41%。

三组中相对于共同前沿的技术效率分别为 0.19,0.25 和 0.53。这说明作为合作社核心成员的家庭农场,其粮食生产技术效率最高,而非合作社社员的粮食生产技术效率最低。不论是合作社的普通社员还是核心社员,其粮食生产技术效率都比非合作社社员的要高,这也在一定程度上说明了合作社对提高家庭农场粮食生产技术效率起到了一定的促进作用。这也意味着非合作社社员可以通过加入合作社来提高其粮食生产技术效率。

研究也证实了在不同的生产技术条件下,直接比较各家庭农场的技术效率是不合宜的[25]。

(四)共同技术率分析

更高的共同技术率意味着组别前沿与共同前沿之间的差距更小,即其本身现有的生产技术与其潜在的生产技术间的差距更小。若共同技术率的值为 1,说明组别前沿上有一点与共同前沿相切。这个三个组的共同技术率分别为 0.24,0.70 和 0.89,说明各组家庭农场以其现有的生产技术,每组平均能生产其潜在产出的 24%,70% 和 89%。组 2 和组 3 都有样本家庭农场的共同技术率的值为 1,意味着有些加入合作社的家庭农场其自身现有的生产技术与其潜在的生产技术之间没有差距,其粮食产出能力达到其潜在产出能力。而组 1 中,其共同技术率的最大值仅为 0.45,说明没有加入合作社的家庭农场其自身现有的生产技术与其潜在的生产技术之间差距较大,其粮食产出能力不到其潜在产出能力的一半。组 3 的共同技术率值最高,说明合作社核心社员比普通社员和非合作社社员更有可能达到其潜在粮食产出水平。

(五)合作社社员异质性

实证结果表明,不论非合作社社员相对于共同前沿的技术效率,还是其共同技术率,都比组 2 和组 3 的要低很多,且其共同技术率最大仅为 0.45,这说明非合作社社员较其他两组而言,其粮食生产效率较低,远远低于其他两组,现有的生产技术与潜在的生产技术之间差距较大。这同时也说明,非合作社社员拥有较大的潜力去提升粮食生产水平。组一和组二组三之间的最主要的差别是其没有加入合作社,这也在一定程度上说明合作社在提高家庭农场粮食生技术效率和提高粮食生产生产力方面起着正向促进作用。对非合作社社员而言,选择加入合作社和向加入合作社的家庭农场学习粮食生产经验,可能是其提高粮食生产效率的有效方法。

组二和组三都有样本家庭农场的的共同技术率达到 1,意味着合作社普通社员与合作社核心社员都有可能通过改进的生产技术和向加入合作社的其他社员学习更加先进的生产技术,来缩短与其潜在生产力的差距,从而提高其生产力。而合作社普通社员的共同技术率要比合作社核心社员的低,一定程度上可以支持合作社社员之间存在异质性。核心社员更多的物质资本、人力资本与社会资本,使得其比普通社员拥有更高的生产力水平。但是,也有可能是因为我国政府的财政支持和优惠政策会被合作社内的核心成员获取,而普通社员的利益遭到了损失。

(六)技术无效率分析

表 5 中给出了影响每组家庭农场粮食生产技术无效率因素的参数估计结果。结果说明家庭年龄和教育水平对组一有显著的正向影响,说明随着非合作社社员家庭农场主年龄和教育年数的增加都能显著的减少粮食生产的无效率。对合作社普通社员来说,随着家庭农场主年龄的增加和贷款难度的增加,能显著的增加其粮食生产的技术效率。组三中,仅有教育水平有显著的正向影响,说明随着合作社核心成员家庭农场主教育年数的增加,能减少其粮食生产的技术无效率。

年龄在组一与组二中都有显著的正向影响。可能是因为家庭农场主的年龄越大,其在粮食生

产中的经验越丰富,能更加合理的利用资源和技术,进而对其粮食生产效率有促进作用。教育水平在组一和组三中均呈现显著的正向作用,可能因为家庭农场主所受教育程度的高低,决定了其个人能力和人力资本的高低,其所受的教育程度越高,越能更充分的把握市场信息,更高效的利用粮食生产技术,从而能够提高粮食生产的技术效率。而贷款在组二中有显著的正向作用,可能因为随着家庭农场主融资能力的不断增强,有可能进行盲目投资,粗放经营,并且资本预算高的家庭农场主更可能忽视比较利益低的粮食生产,从事更多的非粮化生产,进而降低其粮食生产效率,随着贷款难度的增加会减少这一情况发生,从而促进了其技术效率。

所有样本家庭农场,不论其是否加入合作社,其 Gamma 参数的估计都非常大(每组中的值均大于 0.8),这与表 2 中第一个"技术无效率效应"的检验结果是一致的。

表 5 每组中影响粮食生产技术无效率因素的估计

变量	组 1		组 2		组 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
截距	4.3***	1.6	0.16	0.15	0.02	0.10
性别	-0.17	0.88	-0.44	0.59	0.35	0.86
年龄	-0.178***	0.038	-0.125***	0.019	0.05	0.43
村干部	-0.42	0.74	0.05	0.34	0.31	0.29
教育水平	-0.134**	0.062	0.023	0.087	-0.174***	0.012
贷款	0.37	0.85	-0.65*	0.32	-0.25	0.21
Sigma - squared	0.71***	0.15	0.342***	0.091	0.358***	0.011
Gamma	0.83***	0.12	0.822***	0.025	0.998***	0.013
似然值	-34.07		-24.71		-84.47	

注: ***、**、* 表示估计结果在 1%、5%、10% 水平上显著;标准差保留两位有效数字,系数的小数位数与相对应标准差的位数相同。

五、结论

本文研究了"家庭农场 + 合作社"这种新型粮食生产模式的技术效率。在对这一模式进行技术效率分析时,由于农民专业合作社对农业生产的作用和合作社成员异质性的存在,我们将家庭农场划分为非合作社社员,合作社普通社员和合作社核心社员三个组别,在考虑各组生产技术不同的情况下,采用共同前沿分析方法分析了他们相对于各自组别前沿和共同前沿的技术效率及共同技术率。

结果表明,资本,土地和劳动力投入在家庭农场的共同前沿方程中都有显著的正向效应,说明增加家庭农场的资本、土地和劳动力投入能显著增加家庭农场的粮食产出。

非合作社社员家庭农场粮食生产相对于其组别前沿的技术效率最高,但是其基于共同前沿的技术效率和其共同技术率在三组中最低。说明其粮食生产效率在三组中最低,其现有的生产技术与潜在的生产技术之间差距较大。加入农民专业合作社和向作为合作社社员的家庭农场学习粮食生产经验,可能是其提高粮食生产效率的有效方法。

合作社核心社员家庭农场粮食生产基于共同前沿的技术效率和共同技术率在三组中最高,其相对于其组别前沿的技术效率在三组中居中。合作社普通社员家庭农场粮食生产基于组别前沿的技术效率最低,其相对于共同前沿的技术效率和共同技术率在三组中居中。说明合作社核心社员的粮食生产技术效率最高,其本身的生产技术相比于其他两组而言,更接近其潜在生产技术。并且这两组家庭农场都至少有一个样本的共同技术率为 1,意味着合作社普通社员与合作社核心

社员都有可能通过改进的生产技术和学习更加先进的生产技术,来缩短与其潜在生产力的差距。而作为合作社核心社员的家庭农场,其自身在物质资本,人力资本和社会资本等方面的优势,其更有能力获取国家财政支持与优惠政策可能是其生产力水平比合作社普通社员要更先进的原因。

家庭农场主的年龄、教育年数都至少在一个组别中对粮食生产技术无效率起到显著的正向作用,说明对于家庭农场主而言,随着其阅历的加深和知识存量的不断积累,能促进其粮食生产技术效率。而随着贷款难度的不断加大,合作社普通成员的家庭农场趋向于技术效率的提升,出现这一现象的原因可能是因为资金预算约束的加大限制了其盲目投资的程度,较少了其从事非粮生产的可能性,从而促进了粮食生产技术效率。

参考文献:

[1]韩朝华. 个体农户和农业规模化经营:家庭农场理论评述[J]. 经济研究, 2017, 52(7):184 - 199.

[2]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[J]. 农业经济问题, 2014, 35(1):4 - 7.

[3]王勇. 家庭农场和农民专业合作社的合作关系问题研究[J]. 中国农村观察, 2014(2):39 - 48 + 93 - 94.

[4]邓衡山, 徐志刚, 应瑞瑶, 廖小静. 真正的农民专业合作社为何在中国难寻? ——一个框架性解释与经验事实[J]. 中国农村观察, 2016(4):72 - 83 + 96 - 97.

[5]崔宝玉, 徐英婷, 简鹏. 农民专业合作社效率测度与改进“悖论”[J]. 中国农村经济, 2016(1):69 - 82.

[6]苑鹏. 对公司领办的农民专业合作社的探讨——以北京圣泽林梨专业合作社为例[J]. 管理世界, 2008(7):62 - 69.

[7]崔宝玉, 陈强. 资本控制必然导致农民专业合作社功能弱化吗? [J]. 农业经济问题, 2011, 32(2):8 - 15 + 110.

[8]楼栋, 仝志辉. 中国农民专业合作社多元发展格局的理论解释——基于间接定价理论模型和相关案例的分析[J]. 开放时代, 2010(12):42 - 52.

[9]何安华, 孔祥智. 农民专业合作社对成员服务供需对接的结构性失衡问题研究[J]. 农村经济, 2011(8):6 - 9.

[10]徐旭初. 再论在成员异质性中进行合作[J]. 中国农民合作社, 2014(7):37.

[11]KARANTININIS K, ZAGO A. Cooperatives and membership commitment: endogenous membership in mixed duopsonies[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001, 83(5):1266 - 1272.

[12]徐旭初, 邵科. 合作社成员异质性:内涵特征、演化路径与应对方略[J]. 农林经济管理学报, 2014, 13(6):571 - 576.

[13]于会娟, 韩立民. 要素禀赋差异、成员异质性与农民专业合作社治理[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2013(2):150 - 154.

[14]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.

[15]BATTESE G E, RAO D S P, O'DONNELL C J. A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies[J]. Journal of Productivity Analysis, 2004, 21(1):91 - 103.

[16][美]厄尔·O·黑迪,[澳] 约翰·L·迪龙. 农业生产函数(中译本)[M]. 沈达尊, 朱希刚, 厉为民, 译. 北京: 农业出版社, 1991: 220 - 228.

[17]VILLANO R, FLEMING E, FLEMING P. Evidence of farm - level synergies in mixed - farming systems in the Australian Wheat - Sheep Zone[J]. Agricultural Systems, 2010, 103(3):146 - 152.

[18]LATRUFFE L, BRAVO - URETA B E, CARPENTIER A, et al. Subsidies and technical efficiency in agriculture: evidence from European dairy farms[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2017, 99(3):783 - 799.

[19]ASANTE B O, VILLANO R A, BATTESE G E. Integrated crop - livestock management practices, technical efficien-

cy and technology ratios in extensive small – ruminant systems in Ghana[J]. Livestock Science, 2017, 201(Supplement C):58 – 69.

[20]BATTESE G E, BROCA S S. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan[J]. Journal of Productivity Analysis, 1997, 8(4):395 – 414.

[21]VILLANO R, FLEMING E. Technical inefficiency and production risk in rice farming: evidence from Central Luzon Philippines[J]. Asian Economic Journal, 2006, 20(1):29 – 46.

[22]MUROVA O, CHIDMI B. Technical efficiency of US dairy farms and federal government programs[J]. Applied Economics, 2013, 45(7):839 – 847.

[23]O DONNELL C J, RAO D S P, BATTESE G E. Metafrontier frameworks for the study of firm – level efficiencies and technology ratios[J]. Empirical Economics, 2008, 34(2):231 – 255.

[24]KODDE D A, PALM F C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions[J]. Econometrica, 1986, 54(5):1243 – 1248.

[25]VILLANO R, MEHRABI BOSHRABADI H, FLEMING E. When is metafrontier analysis appropriate? An example of varietal differences in pistachio production in Iran[J]. Journal of Agricultural Science and Technology, 2010, 12(4):379 – 389.

The Technical Efficiency of Food Production in Linking Family Farms with Cooperatives

ZHANG De-yuan, GONG Tian-chen

(*Economic School*, *Anhui University*, *Hefei* 230601, *China*)

Abstract: In the context of strengthening security of crop production and developing new agricultural management entities in China, we investigated the technical efficiency in crop production of linking family farms with cooperatives, a new agricultural management entity, using metafrontier analysis and taking account of the heterogeneity of family farms with respect to cooperatives. Non-cooperative family farms have the lowest technical efficiency and a relatively wider gap between their existing and potential production technology. Core cooperative members have the highest technical efficiency. They are closer to their potential production technology and are more likely to reach their viable maximum output. Both common and core cooperative members are likely to narrow the gap from their potential output capacity through modified technology and learning more advanced technology. The heterogeneity among family farms within cooperatives or not is highly significant. The increase of family farmers' age, education years, and loan difficulty can promote the technical efficiency of family farms.

Key Words: food production; new agricultural management entity; family farm; cooperative; heterogeneity; technical efficiency