

赵立娟. 灌溉管理改革对农户生产技术效率影响的实证研究[J]. 江苏农业科学, 2015, 43(2): 412-416.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2015.02.132

# 灌溉管理改革对农户生产技术效率影响的实证研究

赵立娟

(内蒙古财经大学金融学院, 内蒙古呼和浩特 010051)

**摘要:**运用包含技术非效率模型的随机生产边界,以内蒙古灌区实地调研的 326 个农户玉米生产的数据为基础,对灌溉管理改革区和非改革区的农业生产效率进行了研究,定量分析了灌溉管理改革对农业技术效率产生的影响。结果表明,虽然改革地区农户在玉米生产中的技术效率高于非改革地区,但差额比较小,而且模型显示,灌溉管理改革对农业生产技术效率的影响没有通过显著性检验。从总体上说,尽管灌溉管理改革取得了一些效果,但改革地区的农户并没有比非改革地区的农户表现出更高的技术效率。

**关键词:**灌溉管理;农户;生产技术效率;改革

**中图分类号:** F323.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2015)02-0412-04

灌溉是促进农业发展的重要基础,灌溉管理体制的好坏影响着水资源的服务功能。近年来,灌溉管理体制尽管在不断完善,但仍然存在着诸多问题,比如管理效率低下、管理成本偏高、水资源利用效率低下等。为解决这些问题,20 世纪 80 年代以来,许多国家开始对灌溉管理模式进行改革,将农业灌溉设施的管理权、经营权从政府部门向私人领域转移,即灌溉管理权移交改革。中国水利部门深刻认识到,灌溉管理改革对于提高灌溉系统的性能和效率是必要的。在 20 世纪 80 年代中国尝试着进行灌溉管理体制的改革,1992 年,参与式灌溉管理方式首次引入国内,在湖北、湖南等试点地区组建了具有法人地位的农民用水协会,并引导农户积极参与这一管理方式,其主要职责是承担政府移交的灌溉设施管护责任。

国外很多学者对灌溉管理改革问题进行了研究。Vermillion 等指出,传统的政府集中管理的灌溉管理体制,不论是在系统维护上还是在绩效上都比较滞后,缺乏管理实体,导致灌溉工程老化失修,运行效率较低,促使旧的灌溉管理体制的瓦解<sup>[1]</sup>。改革是必要的,但要想获得成功,也需要一定条件。在政府为主导、农户为主体的灌溉管理改革中,关乎其成败的关键是农户的参与层次和参与水平<sup>[2]</sup>。灌溉管理改革为农户带来了切实的利益,在印度,第一个实施农民参与灌溉管理改革的州是安德拉邦州,灌溉管理改革使得灌溉面积有了显著扩大,减少了洪灾损失,提前了作物的耕种日期,提高了水稻产量<sup>[3]</sup>。在尼泊尔,由于灌溉管理改革,使得水稻生产率提高了 30%,农业总利润也增加了 1 倍<sup>[4]</sup>。我国的很多学者也对这一问题进行了深入研究,王雷等对灌溉管理改革的背景、动因等进行了分析,认为灌溉效益低下、管理主体缺位等问题是灌溉管理制度进行变革的首要动因<sup>[5-6]</sup>。穆贤清等对我国实施参与式灌溉管理模式的状况、绩效以及存在

的问题等方面进行了定性研究<sup>[7]</sup>。近年来,也有部分学者从农户微观视角出发,分析其参与灌溉管理改革的意愿,孔祥智等利用农户合作行为的博弈模型对影响农户参与灌溉管理改革意愿的因素进行理论分析<sup>[8]</sup>。但分析灌溉管理改革对生产技术效率影响的研究比较鲜见,本研究拟针对上述问题进行探索。已有研究结果表明,灌溉管理改革收到了一些成效,比如水利设施的管护责任得到落实,用水纠纷得到缓解,水资源浪费得到遏制,水费收取率大大提高。但是,灌溉管理改革能否直接对农户的作物生产起到积极影响,即是否能够提高农户的作物产量,还没有得到证实,为此,本研究部分参考郭善民的研究结果<sup>[9]</sup>,拟采用随机边界生产函数,对不同管理模式,即参与式灌溉管理模式和集体管理模式农户种植的玉米生产效率进行分析,探讨灌溉改革对农户的作物生产是否具有更高的技术效率,从而加深对灌溉管理改革的深层次理解。

## 1 区域概况和数据来源<sup>[10]</sup>

### 1.1 区域概况

巴彦淖尔市位于内蒙古西部,辖区面积 6 594 252.5  $\text{hm}^2$ ,总人口 166.92 万人。巴彦淖尔市南部是著名的河套平原,拥有亚洲最大的一首制自流引水灌区,巴彦淖尔市拥有耕地面积 581 492.00  $\text{hm}^2$ ,黄河自流灌溉面积达到 525 194.00  $\text{hm}^2$ (表 1),占总耕地的 90.31%,是国家和内蒙古自治区重要的商品粮生产基地。河套灌区建有以三盛公黄河水利枢纽工程(包括引水总干渠)为主体的完整的引黄灌溉系统和以总排干沟及红圪卜扬水站为骨干的排水系统,引黄灌溉面积 57.40 万  $\text{hm}^2$ 。内蒙古巴彦淖尔市河套灌区作为我国三大灌区之一,自 1999 年以来,就开始推行“用水户参与灌溉管理”的改革,得到了水利部及世界银行等灌溉农业援助项目的支持,先后组建各种形式的管水组织,成立农民用水户协会 341 个,改制覆盖面占灌区总面积的 99%,对于促进农村节水、管水、用水发挥了重要作用。呼和浩特位于内蒙古中部,辖区面积 1 722 400.00  $\text{hm}^2$ ,总人口 286.67 万人,耕地面积 565 335.96  $\text{hm}^2$ ,其中灌溉面积 227 179.81  $\text{hm}^2$ ,辖区内建有

收稿日期:2014-11-06

基金项目:国家社会科学基金(编号:11CJY060);内蒙古自治区高校青年科技英才支持计划(编号:NJYT-12-B20)。

作者简介:赵立娟(1981—),女,内蒙古赤峰人,博士,副教授,主要从事农业经济研究。E-mail:zhaolijuanmng@126.com。

红领巾、五一、万家沟水库、以及沿山大小沟谷的清洪水,黄河流经托克托县 37.5 km,境内有华北地区提水能力最大的麻地壕扬水站和扬程最高的毛不拉扬水站,形成了两大黄灌区,灌溉条件十分便利。为了解决传统农田水利管理方式带来的“产权不清、主体缺位、工程老化、效益衰减”等现象,呼和浩特市利用世行贷款加强农业灌溉 3 期项目契机,从 2007 年开始,在呼和浩特市土默特左旗、托克托县 9 个乡镇推行参与式灌溉管理方式,共组建 48 个农民用水户协会。

表 1 2011 年调查地区耕地面积和灌溉面积情况

地区	面积(hm <sup>2</sup> )	
	耕地	灌溉
临河区	127 698.65	127 112.58
五原县	110 942.51	110 908.83
乌拉特前旗	143 632.72	108 358.49
托克托县	66 111.29	22 748.57
土默特左旗	113 608.65	92 820.05

数据来源:2012 年内蒙古经济社会调查年鉴。

## 1.2 数据说明

所用数据是课题组于 2012 年 7 月份在内蒙古巴彦淖尔市临河区、五原县、乌拉特前旗以及呼和浩特市土默特左旗、托克托县 5 个典型灌区实地调查的 353 个农户,分析农户普遍种植的玉米作物,去掉了没有种植玉米的农户,还剩 326 个样本农户,其中参与灌溉管理改革农户 240 户,即这些农户所在地区灌溉管理模式为参与式灌溉管理,即用水户协会管理模式,没有参加改革的农户 86 户,即农户所在地区灌溉管理方式为集体管理方式。改革区与非改革区在农业气候、作物种植、耕地状况、经济发展水平以及其他社会经济条件等方面情况大体相同,灌溉管理改革后,农民用水户协会在水利设施管护、减少用水矛盾纠纷、提高水费收取率等方面取得了良好的效果。调研中发现非改革区在用水矛盾、水费收取率以及水资源浪费等方面存在问题。这 2 类地区除了灌溉管理方式不同外,其他方面具有较强的可比性。

## 2 研究方法和模型

### 2.1 研究方法

为了研究灌溉管理改革对农作物(玉米)生产技术效率的影响,首先需要对技术效率进行科学测度。根据已有研究,测量技术效率的方法有 2 种:(1)以数据包络分析(data envelope analysis,简称 DEA)为代表的非参数方法。该方法测量效率的思想是线性规划,无需对生产函数的形式进行特别假定是它的优点,能比较容易处理决策单元的多产出情况。该方法最大缺点是把实际产出小于前沿产出的原因全部归结于技术效率原因,忽略了随机因素对于产出的影响,它实质上将实际产出分为生产前沿和技术无效率 2 部分<sup>[11]</sup>。(2)以随机前沿(stochastic frontier analysis,简称 SFA)方法为代表的参数方法,SFA 是前沿分析中参数方法的典型代表,其优点在于能把随机扰动项和技术非效率的影响区别开来,并可以通过一个非效率方程进一步分析技术非效率的影响因素。实质上这种方法将实际产出分为 3 部分,即生产函数、随机因素、技术无效率。需要对生产函数形式、技术非效率的分布作出假定是此方法的最大缺点所在,并且使用范围比较窄,只适用于单

产出多投入问题的分析。以农户作物产量为因变量,投入以及农户特征作为自变量,符合 SFA 分析方法的研究范围,采用随机前沿生产函数方法研究灌溉管理改革的技术效率问题。

Aginer 等几乎同时提出随机型参数方法。在该方法中生产函数模型的误差项包括随机误差项和管理误差项 2 项,是复合结构。那些可控和不可控的随机因素对产出的影响由随机误差项反映,而技术非效率对产出的影响则由管理误差项反映,并假设管理误差项符合指数或半正态分布,当管理误差项等于 0 时,生产单位就位于生产前沿上,当管理误差项大于 0 时,生产单位位于生产前沿的下方,即处于一种非技术效率状态。下面介绍目前常用的 Battese and Coelli (1992) 模型和 Battese and Coelli (1995) 模型。

Battese and Coelli (1992) 提出利用面板数据估计生产前沿面的随机生产函数模型<sup>[12]</sup>。该模型假定管理误差项(即非效率项)服从截尾正态分布,且技术效率可以随着时间的推移而变化。该模型的具体形式为:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (V_{it} - U_{it}) \quad (i = 1, 2, 3, \dots, N; t = 1, 2, 3, \dots, T) \quad (1)$$

式(1)中: $Y_{it}$ 是第  $i$  个决策单元第  $t$  期的产出, $X_{it}$ 是第  $i$  个决策单元第  $t$  期的  $k \times 1$  维投入向量, $\beta$  是待估参数, $V_{it}$ 是随机变量,服从  $N(0, \sigma_v^2)$  分布, $U_{it}$ 是非负随机向量,代表技术非效率,独立于  $V_{it}$ , $U_{it}$ 被假定为独立分布,服从截尾正态分布  $N(u, \sigma_u^2)$ ,  $Y_{it} = \{U_i \exp[-\eta(t-T)]\}$ 。

运用 Battese 等提出的参数替换方法,命令  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ ,  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ ,起到了简化模型的作用。 $\gamma$  介于 0 和 1 之间,反映随机扰动项中技术无效率项所占的比例, $\gamma$  值用以判断模型设定和选择是否合适。如果  $\gamma = 0$ ,生产单元位于前沿面上,不存在技术无效率状态,没有必要采取随机前沿模型,此时用普通最小二乘法就能对生产函数进行很好的估计。如果  $\gamma = 1$ ,表明实际产出偏离前沿产出,这与随机误差无关,全部原因在于生产的无效率。 $\gamma$  越趋近于 1,采用随机前沿模型就越合适,因为技术非效率导致了误差。计算中,技术效率可以表示为:

$$EFF_i = E(Y_i^* | U_i, X_i) / E(Y_i^* | U_i = 0, X_i) \quad (2)$$

式(2)中: $E(\cdot)$ 表示数学期望, $EFF$  的值介于 0 和 1 之间,表示技术效率,而  $EFF$  值与 1 之间的差表示技术非效率。

Battese and Coelli (1995) 模型同 Battese and Coelli (1992) 模型一样,表现形式也为<sup>[12]</sup>:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (V_{it} - U_{it}) \quad (i = 1, 2, 3, \dots, N, t = 1, 2, 3, \dots, T) \quad (3)$$

$Y_{it}$ 是第  $i$  个决策单元第  $t$  期的产出, $X_{it}$ 是第  $i$  个决策单元第  $t$  期的  $k \times 1$  维投入向量, $\beta$  是待估参数。但关于误差项的假定与 Battese and Coelli (1992) 模型不同:

$V_{it}$ 是随机误差项,服从  $N(0, \sigma_v^2)$  分布, $U_{it}$ 是非负随机向量,代表技术非效率,独立于  $V_{it}$ ,假定  $U_{it}$ 非负截尾正态分布,即  $\{U_{it} \sim [N(u_{it}, \sigma_u^2)]\}$ 。在这种假设条件下,技术非效率模型是:

$$u_{it} = Z_{it}\delta$$

式中: $Z_{it}$ 是  $p \times 1$  维向量, $p$  代表影响技术的影响因素数量, $\delta$

是  $p \times 1$  维持估计参数向量。第  $t$  期第  $i$  个样本的技术效率 ( $TE_i$ ) 可以用以下公式表示:

$$TE_i = \exp(-U_i) = Y_i / f(X_i; \beta) \exp(V_i)。(4)$$

式中:  $f(X_i; \beta) \exp(V_i)$  表示随机边界产量, 技术效率的预测值由公式(4) 计算得到。

Battese 等(1992) 模型与(1995) 模型之间不能相互推导, 但可以相互验证。

2.2 模型选择

已有研究表明, 在实证分析过程中, 研究技术效率问题往往通过测度技术非效率率来实现, 而采取随机前沿生产函数模型测度技术非效率的方法主要有 2 种: (1) 两步法。分两步来测度技术非效率, 第一步是获得技术非效率的估计值, 途径是随机前沿模型; 第二步设定回归方程, 方程的变量主要来自与农户相关的解释性变量, 然后用最小二乘法估计技术非效率的决定因素<sup>[14-15]</sup>。 (2) 一步法, 即采用极大似然法同时估计生产前沿面的参数和技术非效率的决定因素, 做法是将技术非效率表示为 1 组外生变量函数和 1 个纯随机扰动项。但“两步法” 存在一些问题和矛盾, 比如在第一步估计随机前沿生产函数时, 需要假定技术非效率项与其他解释性要素是相互独立的, 否则估计不具有一致性; 但是第二步却又假定技术非效率项取决于一系列外生向量, 并非是独立的, 而且不能保证函数中其他解释性要素与这些外生性向量不相关。第一步时需要假定技术非效率项服从正态分布, 但第二步随着不同外生变量的变化技术非效率项也随之变化, 所以可能又不满足正态分布, 这也形成悖论。由此可以看出, 两步法中, 技术非效率项在不同阶段值会有所不同, 将导致参数估计的低效和有偏<sup>[16]</sup>。 “一步法” 通过将技术非效率项表示为 1 组外生性向量的函数和随机扰动项植入随机前沿生产函数进行一步估计, 可以解决“二步法” 存在的“悖论”<sup>[17]</sup>。

本研究就将以 Battese and Coelli 的研究为基础, 来考察灌溉管理改革与技术效率之间的关系。鉴于“两步法” 存在的“悖论”, 本研究将采用“一步法” 并运用 Coelli 设计的计量经济学统计软件包 Frontier 4.1 来估计技术非效率, 农户的随机边界生产函数定义如下:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^6 \beta_i \ln X_{i_i} + V_i - U_i。(5)$$

式中:  $i$  代表样本中的第  $i$  个农户,  $\ln$  代表自然对数形式,  $Y_i$  代表农户耕地玉米的产量 ( $\text{kg}/667 \text{ m}^2$ ),  $X_i$  代表投入变量,  $X_1$  代表耕地化肥投入量 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ ),  $X_2$  代表耕地农药的投入量 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ ),  $X_3$  代表耕地投入的灌溉费用 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ ),  $X_4$  代表耕地的劳动投入量 ( $\text{人} \cdot \text{日}/667 \text{ m}^2$ ),  $X_5$  代表耕地种子花费的成本 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ ),  $X_6$  代表耕地投入的机耕费用 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ )。  $V_i$  代表各种不可控随机因素以及误差, 假设其服从正态二项分布。  $U_i$  为非负随机项, 假设为服从截断正态分析。技术非效率模型定义如下:

$$u_i = \delta_0 + \sum_{k=1}^5 \delta_k Z_{ki} + \delta_6 T。(6)$$

式中:  $Z$  代表反映农户特征的变量,  $Z_1$  代表户主年龄,  $Z_2$  代表户主文化程度,  $Z_3$  代表农户家庭人口数量,  $Z_4$  代表农户家庭种植玉米规模,  $Z_5$  代表农户家庭非农收入比例,  $T$  代表模型虚拟变量“灌溉管理改革与否”。  $\delta$  为需要估计的待定参数, 各变量的描述性统计见表 2。

表 2 产出、投入和反映农户特征的变量说明

变量	最大值	最小值	均值	标准差
产量 ( $\text{kg}/667 \text{ m}^2$ )	900.00	190.00	639.56	107.58
投入				
化肥 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ )	555.56	27.78	246.77	79.59
农药 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ )	115.22	1.28	32.71	18.84
灌溉 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ )	160.00	14.43	60.33	24.68
投劳 ( $\text{人} \cdot \text{日}/667 \text{ m}^2$ )	22.75	1.64	7.62	3.92
种子 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ )	59.04	9.06	30.17	7.21
机耕 ( $\text{元}/667 \text{ m}^2$ )	344.25	11.09	93.48	69.76
农户特征变量				
户主年龄 (岁)	70.00	30.00	50.35	9.55
户主文化程度 (年)	12.00	0.00	8.56	2.83
家庭人口数 (人)	8.00	2.00	3.33	1.10
玉米种植规模 ( $\times 667 \text{ m}^2$ )	60.00	2.00	11.14	7.28
非农收入比例	0.87	0.00	0.34	0.26
模型虚拟变量				
灌溉管理改革与否	1.00	0.00	0.74	0.44

3 计量结果分析

通过极大似然估计法, 得到随机前沿生产函数待估参数和技术非效率模型的估计值, 结果见表 3。

表 3 随机边界与技术非效率模型的最大似然估计

变量	参数	系数估计值	$t$ 值
随机边界模型			
常数项	$\beta_0$	5.963	37.525 ***
化肥 (对数) $\ln(X_1)$	$\beta_1$	0.078	2.829 ***
农药 (对数) $\ln(X_2)$	$\beta_2$	0.020	1.643
灌溉 (对数) $\ln(X_3)$	$\beta_3$	0.091	4.741 ***
投劳 (对数) $\ln(X_4)$	$\beta_4$	0.026	1.893 *
种子 (对数) $\ln(X_5)$	$\beta_5$	0.075	2.079 **
机耕 (对数) $\ln(X_6)$	$\beta_6$	0.038	2.899 ***
技术非效率模型			
常数项	$\delta_0$	2.081	4.058 ***
户主年龄 ( $Z_1$ )	$\delta_1$	-0.290	-2.179 **
户主文化程度 ( $Z_2$ )	$\delta_2$	-0.030	-2.555 **
家庭人口数 ( $Z_3$ )	$\delta_3$	-0.009	-0.906
玉米种植规模 ( $Z_4$ )	$\delta_4$	-0.335	-2.209 **
非农收入比例 ( $Z_5$ )	$\delta_5$	2.422	2.247 **
模型虚拟变量			
灌溉管理改革与否 ( $T$ )	$\delta_6$	-0.142	-1.222
方差参数	$\text{Sigma} - \text{squared}$	0.390	2.110 **
	$\text{Gamma}$	0.981	101.890 ***
似然值 (对数)		135.965	

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下差异显著; 在技术非效率模型中, 负号表示外生性变量对技术效率有正影响, 反之则否。

3.1 随机前沿生产函数模型估计结果分析

从表 3 随机生产函数的估计结果可以看出, 随机前沿生产函数模型中的斜率系数或全部投入的产出弹性均为正值, 其中灌溉对产出的贡献最大, 为 0.091。 农药这个变量的系数没有通过显著性检验, 但该系数符号为正, 出现这样的结果, 可能的原因是样本地区农户农药变量的变异比较小, 其他全部投入的产出弹性在 10% 或更低的水平上通过显著性检验。模型估计结果所示, 表明随机前沿生产函数误差中有

98.10%的成分来源于技术非效率,不可控因素较小,表明技术非效率在解释玉米生产水平与变动幅度时非常重要,采用包含技术非效率的随机前沿生产函数模型是合理的。

### 3.2 技术非效率模型估计结果分析

从技术非效率模型的估计结果可看出,在农户特征变量中,除农户家庭人口规模外,其他所有变量都在5%的水平上通过显著性检验。在技术非效率模型中,变量对技术非效率的影响是通过变量的系数来反映的,如果估计的系数为负值,那么该变量对技术效率就有正向的促进作用,因为该变量的增加导致了技术非效率的减少。家庭人口数具有负的系数,表明该变量对技术效率具有正向影响,家庭人口数量越多,参与农业生产的劳动力数量就越多,农业产出的可能就越大,比较符合常规,但这个变量并没有通过显著性检验,出现这样结果的原因可能是受城市多彩生活和便利舒适条件的诱惑,当下农村很多青壮年劳动力不再愿意生活在农村,继续从事农业生产,他们把“跳出农门,跨进城门”作为目标,热衷于外出打工或非农自营,从而逃离农业生产。在被调查的353户家庭中,共有280人外出打工,差不多每户家庭中就有1人外出打工。调查中发现年龄偏大的农户更倾向于从事农业生产。

户主年龄、文化程度、玉米种植规模3个变量对技术非效率具有显著的负向影响,反映了户主年龄越大,文化程度越高,玉米种植规模越大,效率损失就越低,技术效率就越高,结果和预期相符,因为户主年龄越大,务农经验越丰富,文化程度越高,接受新事物、采用新产品、应用新技术的可能性越高,作物产量会越高。随着玉米种植面积的扩大,有利于发挥规模效益。非农收入比例变量系数为2.422,并在5%的水平上通过检验,说明非农收入变量对技术效率具有负向作用,因为非农收入越高,种植业在家庭中的重要性就会降低,农户将更多的精力用于非农上,忽视了种植业生产,导致产量下降。

表3模型结果显示,系统虚拟变量“灌溉管理改革与否”,在模型中的系数为负,意味着在与农户特征相关的影响技术效率的其他因素不变的情况下,灌溉管理改革能促进技术效率的提高,即有利于作物产量的提高,但该变量并没有通过显著性水平检验,说明灌溉管理改革对玉米产量没有显著影响。原因可能一是农民对灌溉管理改革的认识有限,真正参与的程度不高,改革后的管理组织——用水户协会并没有真正的权利,对协会的有效激励不足;二是因为这里采用玉米作为分析对象,玉米不像水稻、小麦和蔬菜那样需水量较多,如果遇到光景好的年头,雨水已能基本保证玉米的生长需要,玉米的灌溉次数不多,导致灌溉管理改革对其产量影响不明显。

### 3.3 技术效率估计结果

通过随机前沿生产函数模型,利用公式(6)可估计出不同灌溉管理模式下的技术效率。从表4可以看出,改革地区的农户在玉米生产中的技术效率高于非改革地区,但差额比较小,仅为0.09,改革地区利用随机边界生产函数得到的技术效率的均值为0.865,非改革地区为0.847。从技术效率变动的范围看,改革地区技术效率变动的标准差为0.127,非改革区为0.121,改革区高于非改革区。

## 4 讨论

本研究通过建立随机边界生产函数模型,以内蒙古灌区

表4 不同灌溉管理模式下的技术效率估计值

	改革区	非改革区	共同生产边界
均值	0.865	0.847	0.861
最大值	0.977	0.974	0.977
最小值	0.390	0.307	0.307
方差	0.127	0.121	0.126

实地调研的326个农户玉米生产的数据为基础,定量分析了灌溉管理改革对农业技术效率产生的影响。随机边界生产函数中,玉米的单位面积产量是因变量,化肥、农药、灌溉、投劳、种子、机耕是自变量,技术非效率模型中的自变量包括户主文化程度、户主年龄、家庭人口数,玉米种植规模、非农收入比例以及灌溉管理改革与否等。借助计量经济学统计软件包Frontier 4.1,运用极大似然法对模型进行了估计。结果表明,农户玉米产量受化肥、灌溉、投劳、种子、机耕的显著正影响,特别是灌溉,对作物产出的贡献最大。改革区与非改革区的农户在玉米生产中都取得了较高的技术效率。灌溉管理改革地区的农户在玉米生产中的技术效率略高,但差别并不明显,并且技术效率的变动幅度也略高于非改革区。从本研究的结论看,灌溉管理改革落实了水利设施的管护责任,有效解决了农户间的用水矛盾,提高了水费的收取率,降低了水资源的浪费现象,也提高了农业生产的技术效率水平,但并没有通过显著性检验。

研究结果表明,样本地玉米生产技术效率提高还有很大潜力,特别是非改革地区。在今后的农业生产中,从政府角度,进一步加强宣传,提高对参与式灌溉管理改革的认识,重视用水合作组织的发展,加大对灌溉管理改革的支持力度,提高普通农户的参与水平。同时,加强对农业基础设施建设方面的支出,改善农业生产的基础条件,完善农业社会化服务体系。从农户自身来讲,要不断提高自身的文化水平,以便能够更好地接受新事物,采用新产品,应用新技术。要提高生产效率,农户还需因地制宜扩大作物种植规模,实现规模经济效益,提高村民组作物生产同质性,积极投资建设农村公共基础设施,特别是水利设施。

### 参考文献:

- [1] Vermillion D L, Garces - Restrepo C. Irrigation management transfer in Colombia: a pilot experiment and its consequences [R]. Short Report Series on Locally Managed Irrigation, No. 5, Colombo, Sri Lanka: IIMI, 1995.
- [2] Tankhwalle. 灌溉管理中的农民参与 [M] // 中国国家灌溉排水委员会, 中国水利学会农田水利专业委员会. 灌溉农业的可持续性——农民对可持续灌溉农业的参与. 北京: 中国水利水电出版社, 2001.
- [3] Svendsen M, Huppert W. Incentive creation for irrigation system maintenance and water delivery: the case of recent reforms in Andhra Pradesh [J]. Maintain Case Study, 2003 (5): 55 - 56.
- [4] Bhatta K P, Ishida A, Taniguchi K, et al. Role of non - farm sector in poverty and income distribution among rural households: A case of Nepal [J]. Japanese Journal of Farm Management, 2007, 45 (2): 100 - 105.
- [5] 王 雷, 赵秀生, 何建坤. 农民用水户协会的实践及问题分析 [J]. 农业技术经济, 2005 (1): 36 - 39.

侯雅莉,张 锋. 江苏省农户科技需求研究[J]. 江苏农业科学,2015,43(2):416-418.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2015.02.133

# 江苏省农户科技需求研究

侯雅莉<sup>1</sup>, 张 锋<sup>2</sup>

(1. 南京晓庄学院, 江苏南京 211171; 2. 江苏省农业科学院, 江苏南京 210014)

**摘要:**研究江苏省农户农业技术采用现状,从需求意愿、需求内容等方面深入分析江苏省农户科技需求情况。结果表明:样本农户对农业新技术需求意愿从强到弱分别为新品种、新种养技术、新型农机具、新型无公害农业投入品、新型设施装备以及加工、保鲜与储存技术;当前制约农户采用新技术的主要因素是技术推广渠道不畅通,农户很难通过有效途径获得新技术。农户更倾向于技术专家到田间地头手把手传授其技术要领,同时也要确保技术内容接地气。

**关键词:**江苏省;科技需求;农户;农业新技术

**中图分类号:** F323.3    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1002-1302(2015)02-0416-03

在人口膨胀、水土资源约束、自然环境破坏及气候变化加剧等多重因素的作用下,农业科技创新已成为保障粮食及主要农产品持续有效供给的重要源泉。长期以来,新品种、新技术创新为我国农业增产、农民增收、农村发展作出了卓越贡献<sup>[1-2]</sup>。虽然我国每年产生数量众多的农业科技创新成果,但成果转化率为 30%~40%,较发达国家 60%~80% 的转化率有很大差距,绝大部分公共财政投入产生的农业科技创新成果因滞后或者不符合农户需求而被束之高阁,造成了公共资源的闲置与浪费。这种农业技术供需的不均衡状态,成为制约农业技术转化与扩散的瓶颈,也导致我国农业科技创新效率及水平难以得到有效提高<sup>[3-4]</sup>。农户作为技术需求最重要的主体之一,直接决定一项技术创新成果能否最终被采用,也直接决定农业科技创新的水平。因此,农业科技创新与技术服务应面向农户需求,而不仅仅局限于政府规划、专家意愿。当前,江苏省正在进入转变经济发展方式、加快实现农业

现代化的关键时期。2012 年,全省高效设施农业面积占比 13.9%,农户参加合作组织比重 61.4%,农业适度规模经营比重 61%,生猪大中型规模养殖比重 45%,农业信息化覆盖率达 80%,农业综合机械化水平达 76%。总的来说,随着江苏省农业生产经营方式转变、农业功能拓展、农村人口结构变化,江苏省现代农业发展及农户农业生产经营所面对的科技需求都呈现出新的特点,对江苏省农业科技供给结构及供给方式都提出了新要求。在农业科技投入资源有限的前提下,有效把握农户实际科技需求,对于优化配制江苏省农业科技创新资源、转变农业生产方式、稳步提升农业综合生产能力意义重大<sup>[5-9]</sup>。本课题组通过《江苏农业科技报》向全省种养大户、农民专业合作社、基层农业科技人员发放调查问卷,回收 359 份,对 315 份有效问卷进行分析,探讨江苏省农业技术现状,对江苏省农户现代农业技术需求程度、结构与特征进行分析,并提出相关对策。

## 1 农户特征

### 1.1 农户个人与家庭特征

当前农业实际从业者以中老年人为主,其中,46~55、56~65、65 岁以上的样本分别为 112、100、37 个,分别占样本

收稿日期:2014-09-22

基金项目:江苏省农业科技自主创新资金[编号:CX(12)5093]。

作者简介:侯雅莉(1977—),女,博士,副教授,主要研究方向为农业技术经济。E-mail:njyali@163.com。

[6]王金霞. 灌溉,管理改革及其效应——黄河流域灌区的实证分析[M]. 北京:中国水利水电出版社,2005.

[7]穆贤清,黄祖辉,陈崇德,等. 我国农户参与灌溉管理的产权制度保障[J]. 经济理论与经济管理,2004(12):61-66.

[8]孔祥智,史冰清. 农户参加用水者协会意愿的影响因素分析——基于广西横县的农户调查数据[J]. 中国农村经济,2008(10):22-33.

[9]郭善民. 随机边界方式测量灌溉效率在不同管理模式灌区水稻生产中的应用[J]. 河南农业大学学报,2004,38(2):237-242.

[10]赵立娟. 参与和未参与灌溉管理改革农户生计资本的对比分析——基于内蒙古灌区农户的调研[J]. 中国农业大学学报,2014,19(1):200-208.

[11]李双杰,范 超. 随机前沿分析与数据包络分析方法的评析与比较[J]. 统计与决策,2009(7):25-28.

[12] Battese G E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics[J].

Agricultural Economics,1992(7):185-208.

[13] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel[J]. Empirical Economics,1995(20):325-332.

[14] Parikh A, Shah K. Measurement of technical efficiency in the North-west frontier province of Pakistan[J]. Journal of Agricultural Economics,1994,145:132-138.

[15] Ahmad B, Munir A, Ahmad Z G. restoration of soil health for achieving sustainable growth in agriculture[J]. The Pakistan Development Review,1995,137(14):997-1015.

[16] 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[J]. 统计研究,2008(1):35-42.

[17] 黎红梅,李明贤. 集体水管理对农户水稻生产技术效率的影响研究——对湖北漳河灌区的实证分析[J]. 农业技术经济,2009(3):27-37.