

岳慧丽, 诸叶平, 雪燕, 等. 基于随机前沿分析方法的河北县域农业技术效率及影响因素研究[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(9): 423-427.

# 基于随机前沿分析方法的河北县域农业技术效率及影响因素研究

岳慧丽<sup>1</sup>, 诸叶平<sup>1,2</sup>, 雪燕<sup>1,2</sup>, 许金普<sup>1,3</sup>

(1. 中国农业科学院农业信息研究所, 北京 100081; 2. 农业部农业信息服务技术重点实验室, 北京 100081;

3. 青岛农业大学传媒学院, 山东青岛 266109)

**摘要:**采用超越对数随机前沿分析方法从县域视角对 2001—2010 年年间河北省 140 个区县的农业技术效率及主要影响因素进行了实证分析。结果表明, 2001—2010 年期间, 河北县域农业技术效率虽然整体呈上升趋势, 但是大多数县域农业技术效率普遍较低, 而且县域间农业技术效率差异显著, 高效率地区与低效率地区有差异。人均机械动力、有效灌溉率、农技人员数量对农业技术效率提升有明显的促进作用, 人均播种面积、复种指数、亩均化肥施用量对技术效率起负面作用, 河北县域农业技术效率仍具有较大的提升空间。

**关键词:**河北; 县域; 农业技术效率; 随机前沿分析; 现代农业; 管理对策

**中图分类号:** F323.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2014)09-0423-04

农业是国民经济发展的重要基础, 在有限的资源条件下, 发展现代农业不能依赖盲目加大投入, 而应注重技术进步和技术效率的充分发挥, 提高农业生产率。在现有技术条件下, 如何提高农业技术效率具有重要现实意义。目前测量技术效率的方法主要有 2 种, 一种是数据包络分析方法(简称 DEA), 一种是随机前沿分析方法(简称 SFA)。DEA 方法属线性规划方法, 对分析多投入、多产出问题具有优势, 不需构造生产函数, 其缺点是忽略了测量误差等随机扰动因素的影响<sup>[1]</sup>, 而且该方法无法进行统计检验。SFA 方法属于计量经济分析方法, 适合研究多投入、单产出问题。它将误差项有效分离为可控的管理误差和不可控的随机误差, 使测算结果更真实<sup>[2]</sup>。但该方法对生产函数形式和误差项的分布设定要求严格。国外对农业技术效率的研究较早, Forsund 等分别用不同方法研究了土耳其等国家的农场技术效率, 认为技术效率与农场管理实践密切相关<sup>[3-6]</sup>; Battese 等分别研究了考虑时序效应的动态 DEA 方法和时变技术效率 SFA 模型<sup>[7-8]</sup>。相比之下, 国内学者更侧重于对我国农业技术效率进行实证分析。孟令杰等研究了我国农业整体技术效率变动情况<sup>[9-11]</sup>。鲍学东等分别研究了四川等省的农业技术效率<sup>[12-13]</sup>。薛彩霞等研究了农户的技术效率及影响因素<sup>[14-15]</sup>。根据以往研究发现, 技术效率测算结果受模型的设定影响较大。国内学者偏向于采用 DEA 方法研究农业技术效率, 而对 SFA 方法研究较少。农业实际上存在较大的噪声, DEA 方法忽略了随机扰动项对生产活动的影响, 容易造成对效率的有偏估计。此外, 从研究范围来看, 多数学者研究省域层面农业技术效率, 对县域层面研究较少, 农

业受地域影响较大, 对省域层面的研究不易掌握区县间的具体差异, 县域作为三农经济更直接的载体, 更加贴近农业生产实际。因此, 本研究利用 SFA 方法, 以河北省为例, 系统分析了 140 个区县 2001—2010 年间农业技术效率演化趋势及地区差异, 并探讨影响农业技术效率的主要因素。

## 1 材料与方法

### 1.1 变量选择及数据来源

鉴于数据可得性, 本研究选取河北省 140 个区县 2001—2010 年 10 年间的农业投入和产出数据(剔除 31 个市辖区)进行研究。

**1.1.1 生产函数投入要素的选取** 在生产函数模型中, 以农林牧渔总产值作为产出(Y), 从土地、资本、劳动力三大基本投入要素出发, 投入变量主要选取农作物总播种面积(M)、年末农林牧渔劳动力(L)、农业机械总动力(J)、化肥折纯施用量(H)。农业机械总动力和化肥折纯投入代表资本投入。

**1.1.2 效率函数变量的选取** 影响农业技术效率的因素包括多个方面, 如自然资源、经济、社会条件等。假定现有其他条件不变下, 主要考察下列因素对农业技术效率的影响: 人均播种面积(PM), 反映耕地规模; 人均机械总动力(PJ), 反映当地农业机械化水平; 亩均化肥施用量(MH), 反映施用化肥的程度; 复种指数(FZ), 反映包括气温、土壤等自然生产条件对耕作制度的影响; 有效灌溉率(GL), 反映当地农业水利基础设施条件; 每万人农技人员数量(NJ), 代表当地的农业科技水平, 此外引入各县所辖属的市作为地区虚变量, 取值为 0 或 1, 反映各市的区域差异等影响。为避免共线性影响, 河北省一共 11 个市, 引入 10 个地区虚变量, 石家庄、唐山等十个市分别用 SJZ、TS、QHD、HD、XT、BD、ZJK、CD、CZ、LF 表示。

农林牧渔总产值等基础数据来自《河北农村统计年鉴》及农业经济分县卡片, 效率影响变量根据有关基础数据整理而成。为消除价格因素的影响, 农林牧渔总产值折算成 2001 年的可比价格下的数据。

收稿日期: 2013-11-04

基金项目: 国家“863”计划(编号: 2013AA102305)。

作者简介: 岳慧丽(1981—), 女, 内蒙古通辽人, 博士研究生, 主要从事农业经济与可视化技术研究。E-mail: yuehuili2003@126.com。  
通信作者: 诸叶平, 博士, 研究员, 主要从事农业信息技术研究。  
E-mail: zhuyeping@caas.cn。

1.2 研究方法

近 30 多年来,自从 Aigner 等 1977 年首先提出随机前沿分析方法后<sup>[2]</sup>,该方法被广泛用于分析技术效率。分析技术效率影响因素的时候,通常采用两步估计法。首先估计出技术效率,然后将技术效率与技术效率的影响因素变量进行回归。该方法存在的问题是,在第一步中假定无效率项独立同分布,而在第二步效率回归方程中,假定无效率项随外生变量而变化,从统计学来看容易导致有偏的结果。因此 Battese 和 Coelli 提出一种同时考虑技术非效率和随机误差影响的技术效率测量方法,并适用于面板数据,该模型在后来的研究中得到了广泛采用<sup>[16]</sup>。模型具体表示如下:

$$Y_{it} = f(X_{it}) \exp(V_{it} - U_{it});$$
$$m_{it} = z_{it} \delta \quad i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

式中: $Y_{it}$ 表示第  $i$  个生产单元在  $t$  年的产出, $X_{it}$ 表示第  $i$  个生产单元在  $t$  年的生产投入; $V_{it}$ 表示系统随机误差,服从正态分布,即  $iid. N(0, \sigma^2)$ ;  $U_{it}$ 表示技术效率损失的管理误差,服从截尾正态分布,即  $U_{it} \sim N^+(m, \sigma^2)$ 。通常假定  $U_{it}$  和  $V_{it}$  相互独立。 $m$  为技术非效率估计值; $z_{it}$ 是  $p \times 1$  维的行向量,表示技术效率影响变量; $\delta$  为  $1 \times P$  维的列向量,为待估参数,反映变量对效率的影响程度,正值表明该变量与技术效率提升起负面作用,负值表明该变量对技术效率提升起促进作用。

由于回归方程的误差项不符合最小二乘估计法基本假定,根据 Battese 等的建议<sup>[17]</sup>,令复合残差项的方差  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ,  $\gamma$  明显介于 0~1,采用极大似然法估计,从  $\gamma$  的检验结果判断技术效率损失是否显著。Battese 给出了第  $i$  个生产单元在第  $t$  年的技术效率 ( $TE_{it}$ ) 表达式:

$$TE_{it} = E[\exp(Y_{it}^*) | U_{it}, X_{it}] / E[\exp(Y_{it}^*) | U_{it} = 0, X_{it}]. \quad (2)$$

式中: $E(\cdot)$ 表示数学期望。 $TE$  介于 0~1,越接近 0,说明技术效率损失越大;越接近 1,说明技术效率损失越小,表明生产活动已达最大可能边界,需要通过技术进步来构建新的生产前沿。

常用的生产函数有科布-道格拉斯(C-D 生产函数)和超越对数生产函数。C-D 生产函数假定存在中性技术进步,要素替代弹性不变。而超越对数生产函数放松要素投入弹性不变假设,是一种更加灵活的函数形式。因此,本研究在 Battese 模型基础上,采用基于超越对数函数的随机前沿模型研究河北县域农业技术效率问题。结合选取的变量以及公式(1),得出河北县域农业生产函数模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln J + \beta_3 \ln H + \beta_4 \ln M + \beta_5 \ln L \ln J + \beta_6 \ln L \ln H + \beta_7 \ln L \ln M + \beta_8 \ln J \ln H + \beta_9 \ln J \ln M + \beta_{10} \ln H \ln M + 1/2 (\beta_{11} \ln^2 L + \beta_{12} \ln^2 J + \beta_{13} \ln^2 H + \beta_{14} \ln^2 M) + \beta_{15} T + 1/2 \beta_{16} T^2 + \beta_{17} T \ln L + \beta_{18} T \ln J + \beta_{19} T \ln H + \beta_{20} T \ln M + (V_{it} - U_{it}) \quad (i = 1, 2, \dots, 140; t = 1, 2, \dots, 10). \quad (3)$$

效率损失模型为:

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 PJ + \delta_2 PM + \delta_3 MH + \delta_4 GL + \delta_5 FZ + \delta_6 NJ + \delta_7 T + \delta_8 SJZ + \delta_9 TS + \delta_{10} QHD + \delta_{11} HD + \delta_{12} XT + \delta_{13} BD + \delta_{14} ZJK + \delta_{15} CD + \delta_{16} CZ + \delta_{17} LF \quad (i = 1, 2, \dots, 140; t = 1, 2, \dots, 10). \quad (4)$$

需指出,公式(3)是随机生产前沿函数模型两边取自然对数后的形式,其中  $t$  为时间趋势项,反映随时间变化的技术进步;公式(4)中  $T$  表示技术效率随时间变动趋势,其他参数的含义同公式(1)。

2 结果与分析

2.1 随机前沿生产函数估计结果

用 Frontier 4.1 软件对模型进行计算,得出生产函数的极大似然估计结果(表 1)。由表 1 可见,大多数变量通过了显著性检验,证明模型拟合较好,也说明基于超越对数函数的随机前沿函数方法适合研究河北农业技术效率,单边似然比(LR)在 0.01 水平下显著,说明误差项具有明显的复合结构。估计出的  $\sigma^2$  和  $\gamma$  都高度显著,表明河北县域农业技术效率存在明显的效率损失。 $\gamma$  的估计值为 0.755 6,说明复合误差项中约有 75.56% 来自技术效率损失,其余 24.44% 来自统计误差等影响。生产函数中的时间趋势项  $T$  的系数未通过检验,说明 2001—2010 年河北县域农业技术进步不显著。

表 1 随机前沿模型-生产函数的估计结果

待估参数	解释变量	系数	标准差	t 值
$\beta_0$	常数项	1.693 7 ***	0.288 6	5.868 2
$\beta_1$	$\ln L$	-1.027 ***	0.247 3	-4.153 3
$\beta_2$	$\ln J$	0.377 6 ***	0.118 6	3.185 4
$\beta_3$	$\ln H$	0.321 9 ***	0.101 1	3.185 0
$\beta_4$	$\ln M$	1.085 2 ***	0.252 7	4.295 4
$\beta_5$	$\ln L \times \ln J$	0.104 2 ***	0.058 7	1.776 3
$\beta_6$	$\ln L \times \ln H$	0.022 6	0.046 1	0.489 3
$\beta_7$	$\ln L \times \ln M$	-0.674 7 ***	0.121 1	-5.573 1
$\beta_8$	$\ln J \times \ln H$	-0.002 7	0.0354	-0.076 2
$\beta_9$	$\ln J \times \ln M$	0.054 5	0.0486	1.120 0
$\beta_{10}$	$\ln H \times \ln M$	0.082 8 **	0.046 1	1.796 2
$\beta_{11}$	$1/2 (\ln L)^2$	0.598 3 ***	0.103 9	5.755 6
$\beta_{12}$	$1/2 (\ln J)^2$	-0.250 3 ***	0.031 4	-7.960 6
$\beta_{13}$	$1/2 (\ln H)^2$	-0.054	0.047 4	-1.139 1
$\beta_{14}$	$1/2 (\ln M)^2$	0.695 6 ***	0.118 5	5.868 9
$\beta_{15}$	$T$	-0.012 4	0.024 8	-0.498 2
$\beta_{16}$	$1/2 (T^2)$	-0.001 9	0.002 2	-0.878 5
$\beta_{17}$	$T \times \ln L$	0.003 9	0.006 7	0.577 5
$\beta_{18}$	$T \times \ln J$	0.017 1 ***	0.006 5	2.618 5
$\beta_{19}$	$T \times \ln H$	-0.015 9 **	0.006 2	-2.552 6
$\beta_{20}$	$T \times \ln M$	-0.005 7	0.0085	-0.664 2
$\sigma^2$		0.059 3 ***	0.002 5	23.645 8
$\gamma$		0.755 6 ***	0.094 1	8.026 5

极大似然估计值

极大似然单侧检验值 = 700.89

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 0.10、0.05、0.01 水平显著。

2.2 河北县域农业技术效率时空演化趋势分析

Frontier 4.1 还得出了 2001—2010 年河北省 140 个县(市)的农业生产技术效率(数据略)。利用 SPSS 对 140 个县的技术效率结果进行聚类分析,由高到低共分为 4 类地区,并利用地理信息系统软件 Supermap 将 4 类地区的分布展示在地图上(图 1),可清晰地了解各县的农业技术效率分布情况。

根据计算结果和图 1,10 年间 140 个县的平均农业技术效率为 0.458,说明河北县域农业技术效率还有 54.2% 的提升空间。技术效率在 0.6 以上的只有 36 个县,其余 104 个县均低于 0.6,可见河北县域间农业技术效率普遍较低。一类地区农业技术效率较高,平均为 0.805 6,包含 25 个县,主要

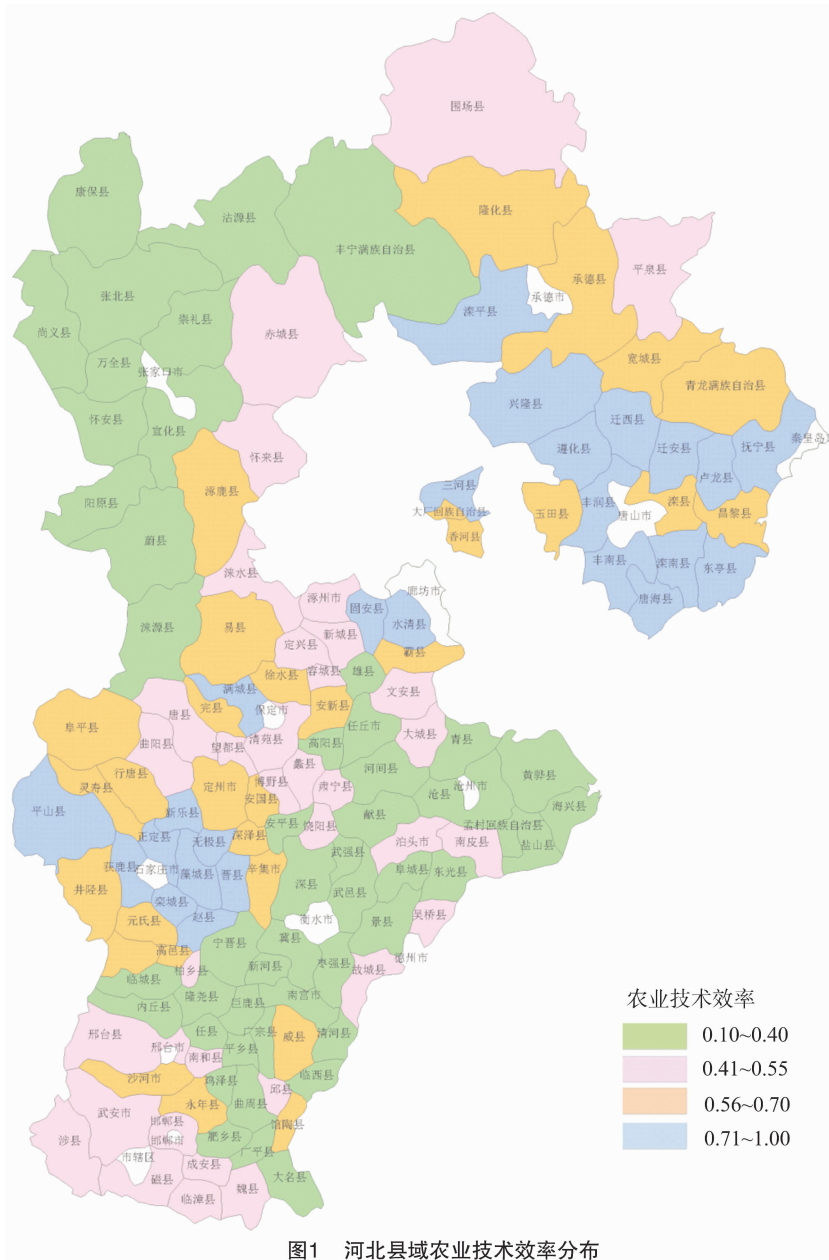


图1 河北县域农业技术效率分布

分布在河北省中部的石家庄和唐山、廊坊、秦皇岛地区,技术效率在 0.8 以上的只有唐海、遵化等 12 个县,其中正定县技术效率最高,为 0.920 6;二类地区技术效率平均为 0.622 2,为中等偏上水平,包含 17 个县,主要分布在河北中部和东北部的保定、承德等地区;三类地区农业技术效率较低,平均值为 0.4672,包含 48 个县;四类地区技术效率最低,平均为 0.295 2,包括 50 个县,其中张北、康保、沽源等 23 个县均低于 0.3;沽源县技术效率最低,只有 0.132 6。三类和四类地区主要分布在河北省西北部张家口、承德、保定和东南部的邢台、邯郸、沧州、衡水等地区。由此可见,河北区区间技术效率差异比较显著,具有明显的不均衡性。从区域分布来看,区县农业技术效率水平呈“高高积聚、低低积聚”的分布趋势,说明技术效率较高的地区对周围地区具有辐射作用。

为了进一步研究各类地区的效率差异,分别计算 2001—2010 年的 4 类地区的年平均技术效率变异系数,并计算所有

140 个县的各年平均技术效率,得到 10 年来河北县域平均农业技术效率收敛趋势(图 2)。由图 2 可以看出,2001—2010 年,河北县域农业技术效率虽有波动,但总体看来呈缓慢上升趋势,2001—2004 年农业技术效率不断提高,2005—2007 年略有下降,2008—2010 年再次呈上扬趋势,平均技术效率水平始终在 0.4~0.55 之间,说明河北整体农业技术效率较低,严重阻碍农业生产率的增长。此外,各类地区平均农业技术效率的变异系数反映了各地区的效率差异,一类和二类地区(共 42 个县)的技术效率变异系数呈收敛趋势,说明这 2 类地区内部效率差距不断缩小;而三类地区和四类地区(共 98 个县)的农业技术效率变异系数 2001—2005 年有收敛趋势,但是从 2006 年开始逐渐呈加大趋势,说明这 2 类地区内部各县的技术效率差距仍在加大,而且高效率地区的技术效率差距小于低效率地区的差距,具有明显的不均衡性。因此,需要进一步分析影响河北农业技术效率的原因。

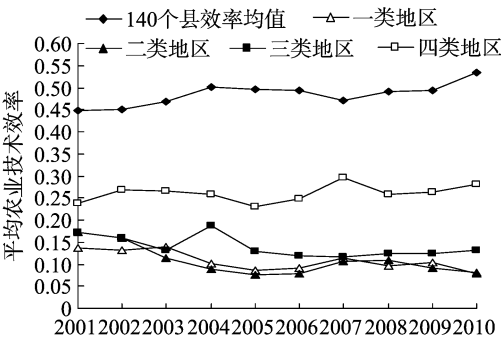


图2 2001—2010年河北县域平均农业技术效率

2.3 农业技术效率损失影响因素分析

从表 2 可见,大多数变量都通过了显著检验,对农业技术效率起促进作用的按系数大小依次是有效灌溉率、人均机械动力、农技人员比例,说明提高农业机械化水平、加大农田水利基础设施建设、提高耕地抗旱能力及加强农村科技服务工作是提高河北县域农业技术效率的主要推动力。对技术效率起负面作用的有人均播种面积、复种指数、亩均化肥施用量。人均播种面积与技术效率呈负相关,支持了我国存在小规模耕作更有效率的说法。复种指数与化肥施用量与农业技术效率负相关,说明河北存在复种指数过高及过度施用化肥现象,易造成土地退化及农业面源污染,从而降低农业技术效率。

表 2 随机前沿模型 - 效率函数的估计结果

变量	解释变量	系数	标准差	t 值
delta 0	常数项	0.890 4 ***	0.121 0	7.358 6
delta 1	PJ	-0.045 2 ***	0.009 1	-4.968 3
delta 2	PM	1.128 3 ***	0.164 5	6.857 3
delta 3	MH	0.018 9	0.092 0	0.205 4
delta 4	GL	-0.454 8 ***	0.054 4	-8.360 2
delta 5	FZ	0.039 8 ***	0.012 6	3.153 3
delta 6	NJ	-0.001 8 ***	0.000 4	-4.051 0
delta 7	T	-0.007 0	0.010 4	-0.669 1
delta 8	SJZ	-0.284 3 ***	0.040 9	-6.945 5
delta 9	TS	-0.618 5 ***	0.060 5	-10.232 3
delta 10	QHD	-0.386 3 ***	0.067 4	-5.731 6
delta 11	HD	-0.043 9	0.040 0	-1.096 8
delta 12	XT	0.045 5 *	0.035 0	1.300 4
delta 13	BD	-0.003 3	0.041 2	-0.081 2
delta 14	ZJK	0.139 0 ***	0.050 9	2.733 7
delta 15	CD	-0.297 9 ***	0.051 0	-5.845 3
delta 16	CZ	0.084 0 **	0.036 5	2.302 2
delta 17	LF	-0.345 6 ***	0.042 0	-8.222 8

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 0.10、0.05、0.01 水平显著。

时间变量的系数为负,但统计上不显著,说明河北县域农业技术效率增长不显著,这与前面的分析结果一致。地区虚变量系数除了邯郸市和保定市外,其他都通过了显著检验,说明区域差异对技术效率也有显著影响。河北地势西北高、东南低,由西北向东南依次为坝上高原、燕山和太行山山地、河北平原三大地貌,南北温差较大,东南地区降水较丰富。河北西北部的坝上高原主要是林区,以丘陵为主,耕地面积较大,但土质较差,降水较少,农业生产条件很难有效改善;而滦河和太行山麓拥有优质土壤环境,具有较好农业生产条件,因此自然资源环境也是导致河北农业技术效率差异较大的原因。

除上述因素外,影响河北农业技术效率的还有其它因素,如自然灾害和政策。河北省是我国农业自然灾害频发地区之一,自然灾害种类多、频次高、范围广,也是导致农业技术效率不高的一个原因。农业政策对农业技术效率也有影响,一方面近年来我国在三农方面的政策不断完善,极大地鼓舞了农民的生产积极性,会促进农业技术效率的提高;另一方面对农产品质量安全问题的日益重视,也会使农业技术效率出现波动性变化。由于数据获取困难,本研究没有具体分析这些因素对效率的影响,今后会对这方面作进一步研究。

3 讨论与结论

本研究运用基于超越对数函数的随机前沿分析方法对 2001—2010 年河北 140 个区县的农业技术效率的波动趋势及县域间差异进行了研究,并进一步探讨了影响农业技术效率的主要因素,主要得出以下结论:(1) 2001—2010 年,河北县域农业存在着明显的技术效率损失,农业技术效率整体水平较低,近 2/3 的县农业技术效率不足 0.6,但是长期看来,农业技术效率呈逐年缓慢上升趋势,仍具有很大的提升空间;(2) 通过对农业技术效率影响因素的分析发现,人均机械动力、有效灌溉率、农技人员比例对县域农业技术效率具有积极的促进作用,而人均播种面积、亩均化肥使用量、复种指数对技术效率具有阻碍作用,说明传统盲目投入的粗放式农业生产已不符合发展现代农业的要求,需要转变生产观念,优化资源配置,重点提高农业技术进步和技术效率;(3) 研究期内,发现技术效率较高的地区各县效率差距具有收敛趋势,而低效率地区的各县效率差距较大,说明可通过适当的政策和制度调整提高技术效率,可以有效地缩小区域间技术效率差异,各地区应因地制宜,制定符合本地的发展政策。例如一类地区农业技术效率较高,提升空间有限,应合理控制有效投入,重点加强农村科技服务工作实现技术进步,自主创新与模仿创新相结合,促使农业生产前沿上移,如良种的引用培育等;对于二类和三类技术效率中等地区,应该将提升技术效率与技术创新两手抓,进一步优化资源配置,加强农业基础设施建设,加强农村科技提高效率,缩小差距;对于技术效率较低的四类地区,则应重点挖掘技术效率提升潜力,优化资源配置,加强农村基础设施建设、提高耕地有效灌溉能力和抗旱能力,加强农村科技人员投入和科技服务推广工作,缩小与发达县之间的差距。由此可见,无论对于何种地区,财政支农支出均是提高农业技术效率的有力保障,各地区应做好农村金融信贷工作,充分利用政策性贷款,拓宽融资渠道,推进省直管县的财政体制改革,提高财政支农效率,从而促进农业技术效率的提高,改善农业综合生产能力,才能有效保障粮食安全,促进现代农业快速、可持续地发展。

参考文献:

[1] Charnes A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the efficiency of decision making units[J]. European Journal of Operational Research, 1978, 2(4): 429 - 444.

[2] Aigner D, Lovell C, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models[J]. Journal of Econometrics, 1977, 6(1): 21 - 37.

刘 红,何蒲明. 农村劳动力务农机会成本对粮食安全的影响及对策[J]. 江苏农业科学,2014,42(9):427-429.

# 农村劳动力务农机会成本对粮食安全的影响及对策

刘 红,何蒲明

(长江大学湖北农村发展研究中心,湖北荆州 434023)

**摘要:**近年来,我国农民的工资性收入逐年上升,农村劳动力务农的机会成本也随之上升,影响了农民种粮的积极性,从而对我国粮食安全产生了现实、潜在的影响。探讨了打工经济对我国粮食安全的影响,结果表明,农村居民人均工资性收入占人均纯收入的比重、第一产业就业人数、政策因素对粮食播种面积的比重影响较为显著,农业机械总动力、农村居民的人均补贴收入对粮食播种面积的比重变化影响不大,并提出了相应的对策。

**关键词:**务农机会成本;粮食安全;打工经济

**中图分类号:** F326.11;F323.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2014)09-0427-03

近年来,随着城市化、工业化的发展,农村劳动力务农机会成本不断提高,由于农业生产经营效益低下,致使农民的家庭经营收入增长缓慢。2012 年,我国农村居民人均纯收入为 7 916.6 元,其中工资性收入为 3 447.5 元,较上年增长 16.3%;家庭经营收入为 3 533.4 元,较上年增长 9.7%,工资性收入所占比重逐年上升,家庭经营收入所占比重逐年降低。越来越多的青壮年选择了外出务工,对我国的粮食安全产生了现实及潜在的影响。笔者深入分析打工经济对我国粮食安

全的影响,尤其是农村劳动力务农机会成本对粮食安全的影响,旨在为保障我国粮食安全提供依据。

## 1 我国粮食安全面临的问题

### 1.1 农村居民工资性收入增幅较大,家庭经营收入增幅较小

由于农业生产具有经济性、自然性的特点,通常被认为是集经济再生产、自然再生产为一体的人类活动,具有较为明显的季节性特征。在农业生产过程中,不仅有资金、技术、人工等投入,还有自然再生产中的人工闲置问题<sup>[1]</sup>。劳动力作为一种资源,其稀缺性将伴随着经济的不断发展而日益显现,其机会成本在农民生产决策中的作用也会越来越大。所谓机会成本是指一种资源(如资金或劳动力等)用于本项目而放弃用于其他机会时可能损失的利益。农村劳动力务农机会成本指农民选择进城务工所获得的工资收入<sup>[2]</sup>。长期以来,我国农产品收购价格始终较低,化肥、种子、农药等农资价格却节

收稿日期:2013-12-08

基金项目:教育部人文社会科学青年基金(编号:13YJC790040);长江大学优秀青年教师科研支持计划(编号:cyc201311)。

作者简介:刘 红(1990—),女,湖北武汉人,硕士研究生,主要从事农业经济理论与政策研究。

通信作者:何蒲明,博士,副教授,从事农业经济理论与政策研究。

E-mail:hepuming0806@163.com。

[3] Førsund F R, Lovell C, Schmidt P. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement[J]. Journal of Econometrics, 1980, 13(1): 5-25.

[4] Armagan G, Ozden A, Bekcioglu S. Efficiency and total factor productivity of crop production at NUTS1 level in Turkey: Malmquist index approach[J]. Quality & Quantity, 2010, 44(3): 573-581.

[5] Kim K, Chavas J P, Barham B, et al. Specialization, diversification, and productivity: a panel data analysis of rice farms in Korea[J]. Agricultural Economics, 2012, 43(6): 687-700.

[6] Gelan A, Muriithi B W. Measuring and explaining technical efficiency of dairy farms: a case study of smallholder farms in East Africa[J]. Agrekon, 2012, 51(2): 53-74.

[7] Battese G E, Coelli T J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India[J]. Journal of Productivity Analysis, 1992, 3(1/2): 153-169.

[8] Soleimani - Damaneh M. Another approach for estimating RTS in dynamic DEA[J]. Journal of Productivity Analysis, 2013, 39(1): 75-81.

[9] 孟令杰. 中国农业产出技术效率动态研究[J]. 农业技术经济, 2000(5): 1-4.

[10] 田 伟,柳思维. 中国农业技术效率的地区差异及收敛性分

析——基于随机前沿分析方法[J]. 农业经济问题, 2012(12): 11-18, 110.

[11] 马述忠,冯 晗. 中国农业生产的技术效率衰退会终结吗?——基于开放与收敛视角的考察[J]. 中国农业科学, 2012, 45(15): 3189-3196.

[12] 鲍学东,郑循刚. 基于 SFA 的四川农业生产技术效率分析[J]. 科技管理研究, 2008, 28(9): 80-82, 90.

[13] 金怀玉,营利荣,焦立新. 安徽省农业技术效率变动的实证分析[J]. 中国科技论坛, 2011(7): 129-133, 146.

[14] 薛彩霞,姚顺波,郭亚军,等. 陕西省吴起县农户种植技术效率及影响因素分析——基于随机前沿分析方法[J]. 北京林业大学学报:社会科学版, 2011, 10(1): 65-69.

[15] 王 玺. 农户技术效率差异及影响因素实证分析——基于随机前沿生产函数与果农微观数据[J]. 经济问题, 2011(6): 72-77.

[16] 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.

[17] Battese G E, Corra G S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 1977, 21(3): 169-179.