



基于农地流转视角的中国农业技术效率分析

匡远配,杨佳利

(湖南农业大学 经济学院,湖南 长沙 410128)

摘要:农地流转是发展适度规模现代农业的重要举措,对农业技术效率具有重要影响。基于2005—2014年中国农业省级面板和全国农村经济情况统计资料相关数据,运用随机前沿分析SFA模型,测算出样本期各省的农业技术效率值,从农地流转的广度和深度引入农地流转的代理变量,建立非效率方程,分析了农地流转对农业技术效率的影响。结果显示:(1)样本期我国农业技术效率平均值仅为0.57,且存在明显地区差异。(2)农业技术效率保持了年均2.1%的增长,成为农业全要素增长率的主要动力。(3)农地流转对农业技术效率有显著影响,从流转广度来看,流转农地占比越高,越能显著提高农业技术效率;从流转深度来看,流转的规模农户占比越大,反而会降低农业技术效率值,从而验证了农地流转中要坚持适度规模的原则。其隐含的政策含义是在农业现代化进程中要通过培养技术农民,以适度规模为原则因地制宜分类指导农地流转等来提高农业技术效率。

关键词:农地流转;农业技术效率;随机前沿分析SFA;流转广度;流转深度;非效率方程

中图分类号:F323.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2018)02-0138-11

一、问题的提出与文献回顾

改革开放40年来,我国农业取得了举世瞩目的成就,特别是近十多年来农业产值显著提升。2001—2007年间,我国农业总产值增长率为8.7%,2008—2015为10.4%^①。学者们普遍认为中国农业经济增长主要有两个来源:一是要素投入的增加,二是全要素生产率(TFP)的提高。由于农业资源的稀缺性和资本投入带来的社会成本增加,农业粗放式增长难以为继,从长期来看,农业的长足发展应该更多专注于后者。TFP的提高可通过农业技术进步和技术效率提升来实现。然而,长期以来我国科技成果推广率较低,农业技术进步缓慢,家庭联产承包责任制下细碎化、分散经营又约束了农业技术效率的提升。随着城乡一体化进程加快和农村人口向城市转移,耕地面积减少和土地撂荒现象日趋严重,农业依然面临很大挑战。农地流转作为一种资源优化配置的创新手段,近10年来受到政府的重视。从2007年《中华人民共和国物权法》规定“农村土地承包经营权人有权将土地承包经营权采取转包、互换、转让等方式流转”,正式确立了土地承包经营权的用益物权,到2013—2017年的中央一号文件持续强调,要坚持依法自愿有偿原则,引导农村土地承包经营权有序流转,发展多种形式的适度规模经营,加上土地登记和确权制度不断完善,农地流转得以在全国范围内快速推动。截至2014年底,全国农地流转耕地

收稿日期:2017-06-08

基金项目:国家自然科学基金项目“中国农地流转的综合效益评价:基于双SE框架”(71473080);国家自然科学基金项目“农业基础设施的粮食增产效应及其影响机理研究”(71573081);湖南省教育厅重点项目“农地流转的综合效益评价”(14A065)

作者简介:匡远配,男,湖南农业大学经济学院院长,教授,博士生导师;杨佳利,女,湖南农业大学经济学院博士研究生。E-mail:463065479@qq.com

① 该增长率为本文作者根据《中国统计年鉴》(2001—2015)中农业总产值数据计算得到几何平均增长率。

面积约 4.03 亿亩,占家庭承包耕地面积的 30.4%。农地流转是适应城乡一体化,推动中国农业由传统小农经济逐渐向规模化、资本增密的高效现代化农业迈进的重要举措。

农地流转对 TFP 增长率和农业技术效率影响的研究,学术界已积累了一定研究成果。文献主要针对农地流转带来的土地或劳动生产率变化的单要素指标展开研究。在土地生产率方面,有学者研究得出传统农地细碎化经营会带来技术效率损失,农地流转能有效提高土地生产率^[1-3];也有一些学者得出完全相反的结论:耕地细碎化有利于农户灵活调整作物结构和发挥精耕细作的优势,提高土地生产率,农地流转的规模化经营反而会降低这种效率^[4-6];陈杰、苏群则通过固定观察点数据分析得出农地流转规模与土地生产率之间存在倒“U”型关系^[7]。劳动生产率方面结论则基本一致,农地流转通过规模化经营和资本对劳动的替代,实现了农业劳动生产率的提高^[8-10]。

有学者对单要素指标考量提出质疑,认为用单要素生产率度量农业综合生产效率不仅会产生偏差,且不能对农业生产效率作出合理的解释。为更好地度量农地流转的生产效率,有必要测度能够观测到的要素投入组合的产出效率,有学者提出使用 TFP 增长率来综合衡量^[11-12],之后有学者对此展开了深入研究。Banerjee 等研究了 West Bengal 实施的土地租赁制度改革对农业生产效率的影响,发现租赁改革能够显著提高农业 TFP 增长率^[13];Goldstein and Udry 研究了 Ghana 土地产权再分配对 TFP 增长率的影响,发现清晰的产权有利于农业 TFP 增长率的提升^[14]。

为了更具体清晰地说明农地流转带来的 TFP 增长率的来源,学者们提出应该从 TFP 增长率分解的角度,细分出农地流转带来的效率。最为常见的是将 TFP 增长率分解为技术进步率和技术效率变化,也有学者认为应将规模效率变化和配置效率变化纳入分解之列,并分别展开了相关研究。一是农地流转的技术效率变化。Restuccia 和 Santaaulalia-Llopis 研究了 Malawi 农地分配与生产效率的关系,得出农地的有效再分配能将农业生产效率提升至少 3 倍的结论^[15]。黄祖辉等、高欣等基于农户、地块的投入产出数据,运用 DEA-Tobit 研究方法,研究了农地流转前后转入户和转出户的农业生产效率变化,得出农地流转能显著提高农业技术效率^[16-17]。陈海磊等指出在完全竞争市场中,农地会从低效率农户转向高效率农户,流转后两类农户技术效率都会得到提升^[18]。二是农地流转的技术进步率。Adamopoulos and Restuccia 研究了 1988 年 Philippines 农户规模存在巨大差异的原因及其对农业技术进步率的影响^[19];匡远配等认为农地流转能推动资本增密型技术进步,从而带动全要素生产率的提高^[20]。郭卫东等通过分析农业生产环境变化对农地流转的影响机理,认为农地流转与技术进步率之间存在双向因果关系^[21]。三是农地流转的规模效率变化。Philip Woodhouse、李谷成等证明了农地流转能提高规模效率,规模的扩大改善了不同生产要素间的协调效率,使它们的组合生产力得到最大程度的发挥^[22-23]。四是农地流转的配置结构效率变化。Hsieh 等、姚洋认为农地流转可产生边际产出拉平效应与交易收益效应,提升要素的配置效率^[24-25];贺振华等论证了农地流转是当前工资价格持续上涨背景下市场调节资源配置的选择^[4];张丁等、曹建华等认为农地流转是解决当前中国农地细碎化及撂荒问题的一种有效途径,使农地和劳动力资源得到重新配置,增进了资源供需双方的福利,提高了配置效率^[26-27];朱喜等研究得出,若能有效消除资本和劳动配置的扭曲,农业 TFP 增长率仍具有较大增进空间^[28]。

上述文献基于农地流转的 TFP 增长率的细分层面,从理论上论述了农地流转对 TFP 增长率各细分层面的影响。但是,对农地流转的 TFP 增长率进行分解和综合测算的文献极少,笔者所检索的文献中,仅检索到两篇。陈训波等、俞文博等基于微观调查数据,采取不考虑随机误差的 DEA 非参数法,将 TFP 增长率分解为规模效率、技术效率和技术进步率,测算了 TFP 增长率^[29-30]。这类研究将农户分为转出、转入、没有流转三种类型,通过对局部地区家庭农户动态

跟踪调查,获取三类农户的投入产出数据,建立计量模型,测算出技术效率,仅对微观范围内农业生产率进行测量,无法对中国农业生产效率展开一个宏观认识,也没有考虑到地区之间的差异。

本文在上述研究的基础上,使用 2005—2014 年中国农业省级面板和全国农村经济情况统计资料相关数据,尝试运用超越对数函数的参数随机前沿函数 SFA 模型,创新性地引入流转土地占比(用来描述农地流转广度)和 50 亩以上的规模农户占比(用来描述农地流转深度)作为农地流转水平的代理变量,测算了样本期各省农业技术效率值,并分析了农地流转对农业技术效率的影响,研究考虑了中国农地流转效率的地区差异,按东部、中部和西部三个区域分析了我国农业技术效率的时序与空间分布特征,分类指导农地流转,因地制宜地提出合理的政策建议来提高农业技术效率。

二、模型设定与变量选择

(一) 模型选择

农业技术效率是实际农业产出与理想农业产出之比,两者比值为 1,则为完全技术效率;两者比值小于 1,则存在技术非效率。研究方法上,目前主要采用假定不考虑随机误差的 DEA 非参数法,而运用参数的随机前沿函数方法来测算技术效率的研究相对较少,研究认为,DEA 是一种确定性前沿分析法,没有考虑农业生产过程中气候、天气等随机因素和统计噪声的影响。传统的非前沿方法因完全忽略技术非效率则更不符合农业实际。

研究选定的模型为随机前沿分析(SFA)模型。该模型是用来测量决策单元(DMU)技术效率。Battese 和 Coelli 在确定性随机前沿函数模型的基础上增加了技术非效率因素以测算技术与非技术双重因素对产出的影响^[31]。Kumbhakar 和 Lovell^[32]将模型的一般形式概括为:

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp(v_{it} - \mu_{it}) \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示第 i 个决策单元第 t 期的实际产出; $f(x_{it}, \beta)$ 表示生产函数; x_{it} 表示第 i 个决策单元第 t 期的一组投入向量; β 是一组矢量参数; $v_{it} - \mu_{it}$ 为合成误差项,由服从正态分布的随机扰动项 $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 与服从截尾正态分布的非负技术非效率项 $\mu_{it} \sim N(u, \sigma_\mu^2)$ 之差构成。假定 μ_{it} 与 v_{it} 独立不相关, $f(x_{it}, \beta) \exp v_{it}$ 为生产前沿, $\exp(-\mu_{it})$ 表示生产中的技术非效率。技术非效率一般表示为:

$$u_{it} = \delta Z_{it} + W_{it} \quad (2)$$

Z_{it} 为影响生产无效率外生变量; W_{it} 为随机误差项; δ 为技术非效率方程的变量系数待估计值。

利用 MLE 方法可以确定非效率函数中的参数并得出每个省市每年的技术效率值,第 i 个 DMU 在第 t 年的技术效率定义为:

$$TE_{it} = y_{it} / f(x_{it}, \beta) \exp(v_{it}) = \exp(-\mu_{it}), 0 \leq \exp(-\mu_{it}) \leq 1 \quad (3)$$

模型将技术进步率定义为:确定性前沿生产函数随时间变化的外扩, $\Delta TP = \frac{\partial \ln f(x_n, \beta, t)}{\partial t}$ 。

本文仅测算了样本期各省 TE_{it} 值并分析了农地流转对农业技术效率的影响,考虑到文章篇幅,技术进步效率 ΔTP 暂不测算。

只有当 $TE = 1$ 时,表示生产完全有效率。Aigner 等通过对合成误差项的推导,得出 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_\mu^2$, $\gamma = \sigma_\mu^2 / \sigma^2$ 。 $0 \leq \gamma \leq 1$, 并且 γ 服从 $(0, 1)$ 分布,如果 FRONTIER 软件得出的 γ 值统计意义显著,则说明运用 SFA 模型分析效率是有意义的,且 γ 越接近 1,表明技术非效率是合成扰动项的主要构成部分,越适用于 SFA 模型进行研究。

(二) SFA 的生产函数形式与变量

测算技术效率目前运用最多的是形式较为简单的 C-D 生产函数,但在现实中,很难满足其严格的假设;另一种是“超越对数生产函数”,它没有 C-D 严格的假设条件,函数形式可以灵活根据研究实际进行调整,拟合结果较为准确。故本文将选择超越对数生产函数,引进了解释变量的二次项和交叉项,综合考察解释变量的交互影响及技术效率随时间变化的状况等,能有效提高估计的精度,模型的形式为:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{nit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{n'=1}^N \beta_{nn'} \ln x_{nit} \ln x_{n'it} + \sum_{n=1}^N \beta_{in} t \ln x_{nit} + \beta_1 t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + v_{it} - \mu_{it} \quad (4)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2), \mu_{it} \sim N(u, \sigma_\mu^2)$$

x_{nit} 、 x_{jit} 分别表示第 i 个省份第 t 年第 n 种投入要素、第 j 种投入要素, t 表示技术变化的时间趋势。根据农业生产的特点,本文选取农业投入要素指标为:土地 x_1 、劳动力 x_2 、农业资本存量 x_3 和资本品中间投入 x_4 。

(三) 技术非效率函数形式与变量

影响农业技术效率有很多因素,如农地流转、农地的自然条件、农民受教育水平、技术创新与推广、政策制度制定与落实、机械化水平、政府公共投资、农业生产或经营形式等等。农地流转是技术效率的重要影响因素这一点已得到国内外学者的论证^[15-18]。选取流转土地占比 Z_1 和规模农户占比 Z_2 为农地流转水平的代理变量主要是基于以下考虑:第一,各个省份流转农地占耕地面积比例能非常直观地在空间范围内反映出农地流转的广度;第二,规模农户占比这个指标可以反映各个省份农地流转的深度,体现出各地区农地流转中农户的流转规模化程度。通过对数据的研究发现,农户经营规模多集中在 50 亩以下,说明目前我国农地流转的整体规模化水平不高。将经营面积为 50 亩以上的农户定义为规模农户是根据钱克明等在测量我国农户粮食生产适度规模研究中的成果并结合我国 2005—2014 年农地流转规模数据得出^[33]。

为了防止非效率方程解释变量遗漏,本文参考了李璐等学者在测算农业生产效率的研究成果^[34],尽可能全面地考虑以下几个解释变量:劳均农机总动力 Z_3 (农机总动力/第一产业就业人数),反映资本深化程度;复种指数 Z_4 (播种面积/耕地面积),反映农业自然生产条件;有效灌溉率 Z_5 (有效灌溉面积/耕地面积),反映农业基础设施水平;财政支农占比 Z_6 (地方财政用于农林水事务支出/地方一般预算财政支出),反映政府财政支农力度;因无法获取样本期各省技术农民数据,这里用农村高中(含中专)及以上文化人数占比 Z_7 (农村高中及以上文化劳动力人数/第一产业就业人数),一定程度上反映了农村劳动力素质和受教育水平;时间趋势变量 t ,用来反映技术非效率受时间影响的趋势性变化。结合公式 $u_{it} = \delta Z_{it} + W_{it}$,得到技术非效率方程:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 Z_1 + \delta_2 Z_2 + \delta_3 Z_3 + \delta_4 Z_4 + \delta_5 Z_5 + \delta_6 Z_6 + \delta_7 Z_7 + \delta_8 t + W_{it} \quad (5)$$

三、数据来源与变量统计性说明

(一) 数据来源

为了测算农业技术效率,研究从 2005—2014 年《中国农业统计年鉴》中获取全国 30 个省份 10 年农业投入产出面板数据(西藏数据不全),非效率方程所需数据则根据 2005—2014 年《中国农业统计年鉴》《全国农村经济情况统计资料》和《中国统计年鉴》中相关数据整理并计算得出,构建出一个较大的面板,基本上能反映 2005—2014 年全国农业经济增长情况。考虑通货膨胀的影响,首先利用各地区农业总产值指数的环比数据,计算得到 2004 年为基期的定基指数,再参考 2004 年可比价格进行折算。

考虑地区间宏观、微观因素的差异,研究认为农业技术效率存在地区差异。本文按照传统

划分方法将中国划分为东部、中部和西部三大地区,运用 STATA13.0 对测算出的农业生产技术效率值分区、分阶段处理,并进行差异比对。

(二) 变量的统计性说明

根据研究惯例,选取农业总产值表示产出 y ,用耕地总面积表示土地 x_1 ,第一产业就业人数表示劳动力 x_2 ,分别用机械总动力和化肥施用量表示农业资本存量 x_3 和资本品中间投入 x_4 。

农业产出、投入和技术非效率指标的统计描述见表 1。投入产出变量变异系数在 0.7~1,属于中度变异,耕地面积指标相对最稳定。技术非效率解释变量中规模农户占比 Z_2 的变异系数最大且超过 1,属于强变异,流转土地占比 Z_1 其次,为 0.89,说明 Z_2 、 Z_1 在时间和空间上离散程度较大,相对不稳定,其他技术非效率解释变量均在中度变异范围之内。

表 1 随机前沿生产函数模型变量的描述性统计

变量分类	变量名称	最小值	最大值	均值	标准差	变异系数
产出	农业总产值(亿元) y	25.48	4765.80	1150.30	971.96	0.85
投入	耕地总面积(万亩) x_1	178.24	12998.40	4213.50	2977.9	0.71
	第一产业就业人数(万人) x_2	19.41	2075.00	751.09	546.79	0.73
	农业机械总动力(万千瓦) x_3	95.31	13101.40	2878.20	2800.5	0.97
	化肥施用量(万吨) x_4	4.25	705.80	175.67	142.12	0.81
非效率影响因素	流转土地占比 Z_1	0.01	0.72	0.16	0.14	0.89
	流转规模农户占比 Z_2	0.01	0.51	0.07	0.09	1.35
	劳均机械动力 Z_3	0.99	10.86	4.36	2.14	0.49
	复种指数 Z_4	0.66	3.13	1.97	0.58	0.30
	有效灌溉耕地面积占比 Z_5	0.29	1.00	0.77	0.35	0.45
	财政支农占比 Z_6	0.01	0.19	0.10	0.04	0.41
	高中(中专)及以上文化占比 Z_7	0.06	0.46	0.17	0.07	0.42

四、模型检验、估计与结果分析

(一) 模型设定检验

为了确保模型的客观有效性和稳定性,需要对模型设定进行两方面的检验:一是 SFA 生产函数检验,技术非效率 μ_{it} 的存在性检验;二是技术非效率方程解释变量存在性检验,研究利用似然比检验方法在原假设 H_0 和备择假设 H_1 两种情况下,计算出两组对数似然函数值, $1nR_R$ 表示在 H_0 下的对数似然函数值, $1nR_U$ 表示在 H_1 下的对数似然函数值。根据统计量的计算公式: $LR = -2[1nR_R - 1nR_U]$ 。在原假设成立的条件下,LR 统计量服从自由度为约束个数的渐进卡方分布或混合卡方分布,即 $LR \sim \chi^2(k)$,若 $LR < \chi^2_{\alpha}(k)$,则接受原假设;否则,拒绝原假设,模型设定检验结果见表 2。

模型设定的似然比检验结果显示,合成误差项中存在非零的技术非效率因素对农业产出有显著影响(检验 1 拒绝 $\mu_{it} = 0$ 的原假设);7 个技术非效率影响因素中至少有一个对技术非效率有显著影响(检验 2 拒绝 $\delta_1 = \delta_2 \dots = \delta_7 = 0$ 的原假设)。检验结果说明 SFA 模型和非效率方程设定是合理有效的。

表 2 模型设定检验

检验类型	原假设	检验统计量	P 值	检验结果
检验 1	$\mu_{it} = 0$	124.68	0.000	拒绝
检验 2	$\delta_1 = \delta_2 \dots = \delta_7 = 0$	76.45	0.000	拒绝

(二) 估计结果分析

通过对数据整理, 运用 FRONTIER4.1 对 (4) 和 (5) 两式进行极大似然估计, 得出 SFA 参数结果, 如表 3 所示:

表 3 随机前沿生产函数模型极大似然估计结果

解释变量	参数	回归系数	T 统计量	解释变量	参数	回归系数	T 统计量
常数项	β_0	80.380 ***	79.620	$\ln X_{4t}$	β_{14}	-0.036 **	-3.051
$\ln X_1$	β_1	-2.242 ***	-75.753	t	β_t	0.334 **	-2.783
$\ln X_2$	β_2	-2.710 ***	-3.517	$0.5 t^2$	β_{11}	-0.003	-0.885
$\ln X_3$	β_3	3.714 ***	3.264	非效率方程			
$\ln X_4$	β_4	10.529 ***	8.937	常数项	δ_0	0.735 ***	25.534
$0.5 \ln X_{12}$	β_{11}	1.009 *	18.223	Z_1	δ_1	-0.985 ***	-7.328
$0.5 \ln X_{22}$	β_{22}	0.036	0.292	Z_2	δ_2	0.022 *	0.164
$0.5 \ln X_{32}$	β_{33}	0.353	1.560	Z_3	δ_3	0.1795 ***	3.9061
$0.5 \ln X_{42}$	β_{44}	1.077 ***	7.841	Z_4	δ_4	-0.0961 *	-1.934
$0.5 \ln X_1 \ln X_2$	β_{12}	0.157	1.138	Z_5	δ_5	-0.0212	0.334
$0.5 \ln X_1 \ln X_3$	β_{13}	-0.858 **	-3.556	Z_6	δ_6	-0.985 ***	-7.328
$0.5 \ln X_1 \ln X_4$	β_{14}	-1.105 ***	-5.978	Z_7	δ_7	-0.8091	-1.1351
$0.5 \ln X_2 \ln X_3$	β_{23}	0.880 ***	3.706	t	δ_8	-0.015 ***	-0.306
$0.5 \ln X_2 \ln X_4$	β_{24}	-0.834 ***	-4.473	σ^2		0.029 ***	10.304
$0.5 \ln X_3 \ln X_4$	β_{34}	-0.693 ***	-2.164	γ		0.972 ***	35.446
$\ln X_{1t}$	β_{1t}	0.033 **	3.201	对数似然函数对数值		113.353	
$\ln X_{2t}$	β_{2t}	0.004	0.387	单边偏误似然比		61.323	
$\ln X_{3t}$	β_{3t}	0.001	0.050				

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平。

1. 总体分析

由表 2 可以看出, 模型中 32 个待估参数中有 17 个在 1% 的水平下显著, 4 个在 5% 水平下显著, 3 个在 10% 水平下显著。 $\gamma = \sigma_\mu^2 / \sigma^2 = 0.972$, 且在 1% 显著水平下通过了 T 检验, γ 值非常接近 1, 表明技术非效率是合成扰动项的主要构成部分, 运用 SFA 模型分析效率是有意义的。合成扰动项 $v_{it} - \mu_{it}$ 中, 随机误差项对非效率的影响所占比例仅为 2.8%。实际产出与前沿产出存在差距, 说明 2005—2014 研究期内农业投入要素使用存在生产技术损失。 σ^2 为 0.029 且在 1% 的水平上具有统计显著性, 可知传统的生产函数并不能充分地拟合研究数据。对数似然函数对数值和单边偏误似然比都较大, 表明 SFA 模型设定是稳定可靠的。

2. SFA 生产函数参数估计值解释

四类投入要素参数都在 1% 的水平上通过了 T 检验, 耕地、劳动力的产出弹性为负。

(1) 耕地投入参数 β_1 为负。较合理的解释有三个原因: 第一, 政府从 1998 年开始实施“退耕还林”, 直接导致耕地面积的减少。第二, 城乡一体化和土地非农化。近些年来由于城市化、工业化用地经济收益远远大于农地, 农地非农化和非粮化步伐加快, 耕地大量减少。第三, 农村各项制度完善, 政府对农业公共投资的增加, 农业机械化推动的技术进步, 农药化肥等投入要素的增加, 良种的使用, 粮食作物播种面积的增加^①, 农作物单改双加上农地流转进程加快带来的配置效率、规模效率的提升等这些因素在一定程度上弥补了耕地面积的减少, 极大地促进了农业产生近十年依然快速攀升。但要注意的是, 任何投入要素不能无限制地减少, 否则, 由于某一投入要素严重缺失, 农业产出也会出现大幅下降的局面。

① 2006—2014 年粮食作物播种面积实现了持续稳步上升, 由 2006 年的 10496 万公顷上升到 2015 年的 11334 万公顷, 2016 年略有下降, 为 11303 万公顷。

(2) 劳动力投入参数 β_2 为负。yoshin R M、周燕等的研究对此问题给予了解释^[35-36]。中国农村劳动力在从农业向工业转移的过程中,局部存在劳动力需求大于供给的现象,即“民工荒”,这类劳动力供需失衡本质上属于短期摩擦性劳动力供给不足,从整体和长远来看,农村剩余劳动力仍然大量存在,城市工业化对农村剩余劳动力的吸收仍然存在较大的空间,刘易斯拐点尚未到来。引导边际产出为零的农村剩余劳动力向第二、第三产业转移将有利于农业技术效率的提高。此外,农业机械化水平的提高带来的机械对劳动力替代一定程度上弱化了农业劳动力投入减少带来的影响。

(3) 机械和化肥投入参数 β_3 和 β_4 为正。表明化肥和农业机械投入对于农业产出具有正效应。随着近几年劳动力与资本价格比不断上升,农村要素配给不断由传统劳动力向资本增密的机械化替代,一方面,农业机械使用的增加能够促进农业的规模化经营,产生规模经济效益,提高农业产出;另一方面,农业机械减轻了劳动力的工作强度,有效提高了劳动者生产率。 β_4 远远大于 β_3 ,样本期内化肥施用量逐年增加,提高了土壤肥力,说明化肥是农业产出增加的强心针,这个结论与杜鑫研究中提出中国农业增长很大部分归因于化肥投入增加的结论是基本一致的^[37]。

(4) β_1 的估计值为正。 β_1 表示的是生产率水平与时间变化的关系, β_1 为正数,表明农业生产中的存在技术进步。投入要素的二次项均为正(β_{22} 、 β_{33} 统计意义不显著, β_{11} 、 β_{44} 分别在10%和1%上显著),说明随着时间推移,要素投入具有递增的边际效应;全部投入要素交叉项都在1%的水平上高度显著,除了 β_{23} 这一组参数为正,其他交叉组合皆为负,说明单独增加投入要素有可能促进农业的发展,但投入要素的两两结合带来的产出的间接效应是负向的,一方面可以说明,我国农业投入要素组合没有达到较优的搭配,依然存在提升的空间;另一方面说明交叉项存在着可变替代弹性,投入要素之间可能存在一定的替代效应。

3. 技术非效率效应函数参数估计值解释

根据公式(5)的估计结果,非效率截距项、流转土地占比和规模农户占比的估计参数在统计上显著。流转土地占比 Z_1 参数为负,说明流转的农地越多,能显著提高农业技术效率。农地流转作为农业技术效率的决定因素,在耕地面积减少和农业劳动力转移等约束下,我国农业在近十年依然实现突飞猛进的发展,跟农地流转带来的效率增加是分不开的。然而,值得注意的是,规模农户占比对非效率的影响 δ_2 为0.022(10%显著),即农地流转过程中,50亩以上规模农户占比越多,反而会降低农业技术效率。这一点可以通过经济学得到解释:农地细碎化经营状态下农户通过流转土地来扩大规模,会产生规模报酬递增的现象;农户经营规模继续扩大到一定水平,会产生规模报酬不变的现象;如果继续通过流转扩大经营规模,则会导致规模报酬递减。这一方面说明了既要鼓励农地有序流转,增加农地流转的广度,但也要控制单个农户流转的规模(流转的深度),另一方面验证了政府在推动农地流转过程中强调的发展适度规模农业的原则。

其他非效率影响因素中,除了劳均机械动力 Z_3 的估计参数 δ_3 为正之外,其他均为负数(δ_5 和 δ_7 不显著)。 δ_3 为正,说明农村中存在低效率的资本增密和资本深化,阻碍了农业经济发展,这可能是由生产要素拥挤效应、诱致性的农业结构调整等因素造成的^[16]。复种指数 Z_4 、有效灌溉耕地面积占比 Z_5 、财政支农占比 Z_6 、高中(中专)以上文化占比 Z_7 对技术非效率有负效应,表明农业自然条件、农田水利基础设施的改善、政府的财政支持和农民文化素质的提高,都能有效促进农业生产技术效率的提高;时间趋势变量 t 的估计参数 δ_8 为负,反映了技术效率有上升的趋势。

4. 农业技术效率分析

通过FRONTIER4.1计算得到的2005—2014年我国各省(西藏除外)的农业技术效率值^①,

① 因数据量较大,此处省略。如需要,可跟作者联系。

整理出我国各地区农业平均技术效率分布频数图(图 1)。

(1) 技术效率值分析

总体上看,平均农业技术效率值只有 0.57,说明实际农业产出距离生产最优前沿面还有较远的距离和较大的增长空间。根据图 1 可以看出,样本期各地区农业技术效率值主要分布在 0.47~0.62 之间。

从空间上看,北京平均技术效率水平最高,为 0.8409;安徽平均技术效率水平最低,为 0.4306。2005—2014 年平均技术效率水平大于 0.7 的只有北京、辽宁、上海、浙江。效率值低于 0.5 的却有 11 个地区,且集中在中部地区,呈现出较明显的地理分布特征。

从时序上看,2005—2014 年期间农业技术效率总体水平是缓慢上升的(图 2),样本期农业技术效率保持了年均 2.1% 的增长,这跟全炯振、陈卫平等研究学者测量出改革开放后农业技术效率增长为负的结论不一致^[38-39],造成这种偏差的可能原因有:一是研究方法不同。大部分使用确定性前沿 DEA 方法,即使有学者使用随机前沿分析,在考虑非效率方程时,变量选取不同,都会对效率值产生影响。二是数据来源不同。本研究着眼于宏观数据,目前很多学者的成果多数基于微观农户数据,得出的结论是农户规模效率的正效应大于技术效率的负效应。三是样本期不同。已有研究成果主要集中在技术效率水平相对偏低的十几年前。近 10 年来,农业技术的开发、应用和扩散进程加快,促进了技术效率水平的提高。

(2) 分区域效率值分析

为了便于观察中国三大地区的农业技术效率的整体动态变化和地区差异,将 2005—2014 年我国各省(西藏除外)的农业技术效率值进行了分阶段、分区域处理。样本按时间分割为三个时间段,空间上分为东、中、西三个区域,运用 STATA13.0 对技术效率值进行了整理,得到表 4。三个时间段中,农业技术效率具有领先优势的是东部,其次是西部,最低的是中部。该结论与彭代彦、吴翔测量出来的东部最高、西部最低顺序存在差异^[40],这主要是由研究视角不同造成的。本文重点考察了农地流转对农业技术效率的影响。样本期内,西部地区不论在农地流转广度还是深度上,都保持较快的增长水平。东部地区效率值最高,是因为农地流转的实现本身需要具备一定的条件:技术农民、政策制度制定与落实、机械化水平、资本和农地自身条件等,东部地区在这些方面占有得天独厚的先天优势,技术效率最高,跟这些因素是分不开的。三个地区效率值变异系数则没有表现出明显的规律性。各区技术效率值虽然逐阶段提高,但是结合图 3 来看,东部与中部、东部与西部之间的平均技术效率值之差有上升的趋势,中部与西部之间的平均技术效率值之差有缩小的趋势。

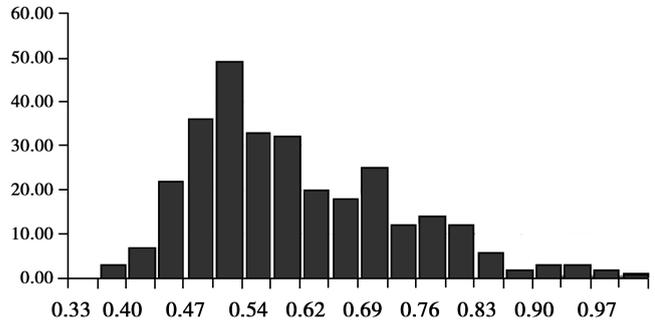


图 1 2005—2014 年我国各地区农业平均技术效率分布频数

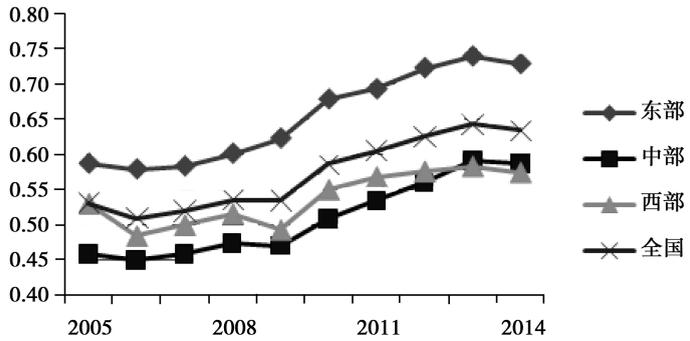


图 2 2005—2014 年我国东、中、西部地区农业平均技术效率变化趋势

表 4 2005—2014 我国分阶段分区的技术效率状况

时间	统计量	东部	中部	西部	全国
2005	平均值	0.5868	0.4579	0.5297	0.5315
	变异系数	0.1707	0.1269	0.1949	0.1938
2006	平均值	0.5788	0.4495	0.4838	0.5095
	变异系数	0.1576	0.1418	0.1643	0.1872
2007	平均值	0.5829	0.4590	0.4992	0.5192
	变异系数	0.1868	0.1561	0.1573	0.1940
2008	平均值	0.6013	0.4733	0.5154	0.5356
	变异系数	0.1769	0.1637	0.1333	0.1852
2009	平均值	0.6228	0.4701	0.4925	0.5343
	变异系数	0.2179	0.1119	0.1589	0.2207
2010	平均值	0.6785	0.5083	0.5495	0.5858
	变异系数	0.2074	0.1413	0.1979	0.2263
2011	平均值	0.6931	0.5351	0.5674	0.6049
	变异系数	0.1832	0.1723	0.1767	0.2085
2012	平均值	0.7232	0.5596	0.5755	0.6254
	变异系数	0.1667	0.2166	0.1737	0.2131
2013	平均值	0.7397	0.5911	0.5828	0.6426
	变异系数	0.1513	0.2405	0.1593	0.2078
2014	平均值	0.7290	0.5860	0.5743	0.6341
	变异系数	0.1380	0.2456	0.1443	0.2011
2005—2014	平均值	0.6536	0.509	0.537	0.5723
	变异系数	0.1943	0.2042	0.1742	0.2203

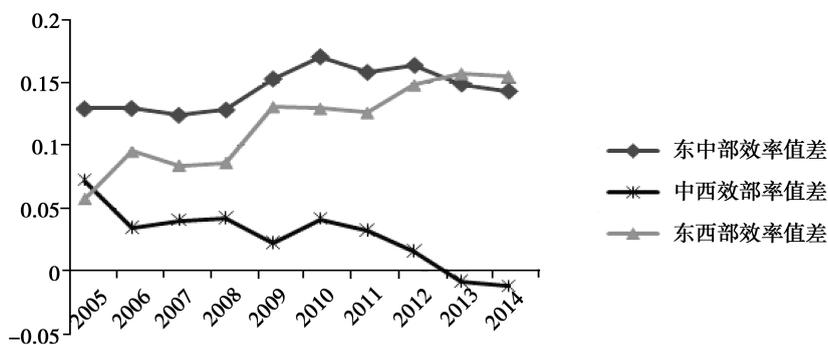


图 3 2005—2014 年中国东中、中西、东西部农业平均技术效率之差变化趋势

五、结论与政策建议

本文运用 2005—2014 年中国省级农业面板数据和 SFA 模型,引入流转土地占比(广度)和规模农户占比(深度)作为农地流转水平的代理变量,分析了农地流转对农业技术效率的影响,通过 Frontier4.1 测算出各省样本期的农业技术效率值,分析了其时序与空间分布特征,得出以下结论:第一,2005—2014 年间,农业技术效率年增长率为 2.1%,农业技术进步在一定时间保持稳定的条件下,农业技术效率增长成为推动我国近几年农业发展和全要素增长的主要动力。第二,农业技术效率平均为 0.57,水平偏低,农户土地资源配臵不当,存在较大的改进空间,技术效率提升具有很大的潜力。第三,实证检验证明,农地流转对提升农业生产效率有重要影响,流转农地占比越高,能显著提高农业技术效率。流转规模农户占比越大,反而会降低农业技术效率值,验证了农地流转中要坚持适度规模的原则。第四,农业技术效率具有阶段性特征,按时间

段递增。第五,农业技术效率地区之间不平衡,主要表现为东部地区的效率高于西部、中部地区和全国平均水平,且地区之间的平均效率值之差有明显拉大的趋势。

基于上述研究成果,本文提出以下政策建议:第一,因地制宜,完善流转机制,健全农地流转市场。首先,流转中应考虑到地区资源环境、农业技术运用程度、劳动力禀赋、资本和机械化水平等因素的差异,因地制宜分类指导农地流转,针对不同地区制定不同的农地流转原则和方式,动态监测与调整农地流转的效率与模式,从而完善政府监督农地流转的制度体系。其次,要考虑到农地流转效率的地区差异性,完善农村土地管理体系,形成规范、高效的农地交易市场,探索“三权分置”实现的有效途径;最后,还应强化政府在土地利用、农地流转、耕地保护、土地储备及用途管制等方面的制度功能,充分发挥政府政策的导向作用。第二,坚持农地流转适度规模的原则。目前小农户依然是农地经营主体,大部分农户处在规模报酬递增阶段,通过扩大农地流转广度和小农户流转规模,利用现代农业技术提升农业生产率,同时要对经营大户进行引导,防止规模过大导致的效率下降。第三,既要推动农村剩余劳动力转移,又要培养技术农民。农村中依然存在过剩的劳动力,积极推动三产融合,延伸农业产业链和增加农业附加值,促进剩余劳动力向第二第三产业转移;将技术农民培养纳入国民教育体系,全面提升农民的综合技能。第四,保护耕地和优化要素的配置。土地投入不能无限制减少,防止因为土地投入不足导致的农业产值大幅下降。农业投入要素之间存在交互和替代效应,通过技术革新和方法改进,推动农业要素配给交互效应由负向向正向的转变;第五,继续加大对第一产业的财政支持力度并指导农村合理使用资本,防止资本投入过多导致的生产要素拥挤效应,进一步完善技术效率水平较低地区的农田水利设施建设。

参考文献:

- [1] Rahman S, Rahman M. Impact of Land Fragmentation and Resource Ownership on Productivity and Efficiency: The Case of Rice Producers in Bangladesh[J]. Land Use Policy, 2009(1).
- [2] 朱建军,郭霞,常向阳.农地流转对土地生产率影响的对比分析[J].农业技术经济,2011(4).
- [3] 刘涛,曲福田,金晶,等.土地细碎化、土地流转对农户土地利用效率的影响[J].资源科学,2008(10).
- [4] 贺振华.农户外出、土地流转与土地配置效率[J].复旦学报(社会科学版),2006(4).
- [5] 高梦滔,张颖.小农户更有效率?——八省农村的经验数据[J].统计研究,2006(8).
- [6] 孙屹,杨俊孝,刘凯辉.农户农地流转的土地生产效率影响因素实证研究——以新疆天山北坡经济带玛纳斯县为例[J].干旱区研究,2014(6).
- [7] 陈杰,苏群.土地流转、土地生产率与规模经营[J].农业技术经济,2017(1).
- [8] Bartelsman E J, Haltiwanger J, Scarpetta S. Cross-country Differences in Productivity: The Role of Allocation and Selection[J]. The American Economic Review, 2013(1).
- [9] 许庆,尹荣梁,章辉.规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J].经济研究,2011(3).
- [10] 陈园园,安详生,凌日萍.土地流转对农民生产效率的影响分析——以晋西北地区为例[J].干旱区资源与环境,2015(3).
- [11] Carter C, Chen J, Chu B. Agricultural Productivity Growth in China: Farm Level versus National Measurement, Department of Agricultural and Resource Economics University of California Davis[R]. Working Paper, 1999.
- [12] Fan S, Zhang X. Production and Productivity Growth in Chinese Agriculture: New National and Regional Measures [J]. Economic Development and Cultural Change, 2002(4).
- [13] Banerjee A V, Gertler P J, Ghatak M. Empowerment and Efficiency: Tenancy Reform in west Bengal[J]. Journal of Political Economy, 2002(2).
- [14] Goldstein M, Udry C. The Profits of Power: Land Rights and Agriculture Investment in Ghana[J]. Journal of Political Economy, 2008(6).

- [15] Restuccia D, Santaaulalia-Llopis R. Land Misallocation and Productivity[R]. Working paper, 2014.
- [16] 黄祖辉, 王建英, 陈志钢. 非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响[J]. 中国农村经济, 2014(11).
- [17] 高欣, 张安录, 杨欣, 等. 湖南省5市农地流转对农户增收及收入分配的影响[J]. 中国土地科学, 2016(9).
- [18] 陈海磊, 史清华, 顾海英. 农户土地流转是有效率的吗?——以山西为例[J]. 中国农村经济, 2014(7).
- [19] Adamopoulos A, Restuccia D. The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences[J]. The American Economic Review, 2014(6).
- [20] 匡远配, 唐文婷, 刘志雄. 农地流转中资本增密及其风险分析[J]. 管理世界, 2016(5).
- [21] 郭卫东, 关建勋, 薛建良. 技术进步视角下的土地流转研究[J]. 经济问题 2014(7).
- [22] Philip Woodhouse. Beyond Industrial Agriculture? Some Questions About Farm Size, Productivity and Sustainability[J]. Journal of agrarian change, 2010(3).
- [23] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2010(1).
- [24] Hsieh C-T, Klenow P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009(4).
- [25] 姚洋. 中国农地制度: 一个分析框架[J]. 中国社会科学, 2000(2).
- [26] 张丁, 万蕾. 农户土地承包经营权流转的影响因素分析——基于2004年的15省(区)调查[J]. 中国农村经济, 2007(2).
- [27] 曹建华, 王红英, 黄小梅. 农村土地流转的供求意愿及其流转效率的评价研究[J]. 中国土地科学, 2007(5).
- [28] 朱喜, 史清华, 盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究, 2011(5).
- [29] 陈训波, 武康平, 贺炎林. 农地流转对农户生产率的影响——基于DEA方法的实证分析[J]. 农业技术经济, 2011(8).
- [30] 俞文博. 新时期农地流转对农业生产率的影响——基于江苏省调研数据的实证分析[J]. 广东农业科学, 2016(4).
- [31] Battese E, Coelli T. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India [J]. Journal of Productivity Analysis, 1992(1/2).
- [32] Kumbhakar S C, Lovell C A K. Stochastic Frontier Analysis[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [33] 钱克明, 彭廷军. 我国农户粮食生产适度规模的经济分析[J]. 农业经济问题, 2014(3).
- [34] 李璐, 朱洪兴, 单奎. 基于SFA模型和Malmquist指数的河南省区域技术创新效率分析科技管理研究[J]. 2014(9).
- [35] Yoshin R M, Ma X X. The Turning Point of Chinese Economy: Compared with Japanese Experience[J]. China Economic Journal, 2010(2).
- [36] 周燕, 佟家栋. “刘易斯拐点”、开放经济与中国二元经济转型[J]. 南开经济研究, 2012(5).
- [37] 杜鑫. 劳动力转移、土地租赁与农业资本投入的联合决策分析[J]. 中国农村经济, 2013(10).
- [38] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析: 1978—2007年——基于随机前沿分析(SFA)方法[J]. 中国农村经济, 2009(9).
- [39] 陈卫平. 中国农业生产率增长、技术进步与效率变化: 1990—2003[J]. 中国农村观察, 2006(1).
- [40] 彭代彦, 吴翔. 中国农业技术效率与全要素生产率研究——基于农村劳动力结构变化的视角[J]. 经济学家, 2013(9).

(责任编辑: 宋雪飞)