

中国粮食生产技术效率区域差异及其影响因素

——基于超越对数形式随机前沿生产函数的测度

曾雅婷¹, 李宾^{1*}, 吕亚荣²

(1. 北京化工大学经济管理学院, 北京 100029; 2. 中国人民大学农业与农村发展学院, 北京 100872)

摘 要: 基于 2000—2014 年省级面板数据, 采用超越对数形式的随机前沿函数 (SFA) 测度了在同一生产前沿面下中国粮食生产效率、不同投入要素的产出弹性, 以及粮食生产技术效率的主要影响因素。研究表明: 中国粮食生产技术效率不断提高, 从 2000 年的 0.790 稳步上升至 2014 年的 0.859; 地区间技术效率存在显著差异, 东中西部地区技术效率依次降低且东部地区增速最快, 非粮食主产区虽落后于粮食主产区但增速更快; 粮食生产中土地要素投入的产出弹性最高, 农资和农具要素次之, 劳动力投入产出弹性最低且为负值, 粮食生产中仍存在劳动力过度投入问题, 且中部地区和粮食主产区此问题尤为严重; 人均地区生产总值、第一产业增加值占比、粮食生产机械化率、户均农地规模、平原面积占比等因素均对粮食生产技术效率有显著正向影响。

关 键 词: 粮食生产; 技术效率; 区域差异; 粮食主产区

中图分类号: F325.15

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2018)06-0013-09

Regional differences of grain production technical efficiency and its influencing factors in China: A method of stochastic frontier analysis on trans-logarithmic production function

ZENG Yating¹, LI Bin^{1*}, LU Yarong²

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China;

2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on the provincial panel data from 2000 to 2014, this paper uses the trans-logarithmic stochastic frontier analysis function (SFA) to measure the technical efficiency of grain production, calculate the output elasticity of different input factors and test the influencing factors of grain production technical efficiency. The results show that :The technical efficiency of grain production in China is increasing steadily, which changed from 0.790 in 2000 to 0.859 in 2014. There are significant differences among regions. The technical efficiency of the eastern, central and western regions is reduced, and the eastern region has the fastest growth rate. Although the technical efficiency of the non-main grain production area lags behind that of the main grain production area, it is growing faster. The output elasticity of land input in grain production is the highest, the investment of agricultural capital and agricultural machinery is the second, the output elasticity of labor is the lowest and negative, so it can be seen that there is excessive labor input in grain production, and the problem is especially serious in the central region and the main grain production area. Gross regional product per capita, proportion of primary industry in total GDP, total mechanization rate of grain production, scale of farmland, proportion of plain area have significant positive impact on the technical efficiency of grain production.

Keywords: grain production; technical efficiency; regional differences; main grain production area

一、问题的提出

收稿日期: 2018 - 10 - 21

基金项目: 国家自然科学基金青年项目 (71703042);
中国人民大学重大规划项目 (2015030210)

作者简介: 曾雅婷 (1990—), 女, 江苏盐城人, 讲师, 博士, 主要从事农业经济与会计研究。*为通信作者。

粮食生产是安天下、稳民心的战略问题, 党的十九大报告明确提出, “ 要确保国家粮食安全, 把中国人的饭碗牢牢端在自己手中。 ” 在城市化快速推进的背景下, 我国粮食需求呈刚性增长, 城市用

地需求也不断增加,增加农业用地的难度非常大,因此提高农业生产效率是保障国家粮食安全的必由之路。改革开放以来,我国农业生产方式从传统向现代化快速转变,呈现出了一些新的发展态势。其一,农业劳动力不断减少。随着工业化和城镇化的快速推进,我国大量的农村劳动力从农业部门转移到非农部门,农业从业人员不断减少,劳动力成本不断提高。其二,随着土地流转市场放开,农业经营主体的平均经营规模不断扩大。据统计,至2015年底,全国已有近三分之一的耕地参与到了土地流转之中,多种形式的规模化经营主体得到快速发展。其三,农业生产方式呈现较大变化,具体体现在农业机械化水平不断提高、化肥等现代农业生产要素得到广泛应用。随着我国农业产业发展转型以及市场经济的不断完善,农产品供求逐渐平稳,农业发展的重点转为解决供给方的质量和效率问题,由此中央提出“农业供给侧改革”。要在“确保国家粮食安全”的背景下加快推进农业供给侧结构性改革,有必要总结分析我国农业发展新态势下农业生产投入要素不断调整对粮食生产技术效率的影响,并以此发现进一步提高粮食生产效率的有效切入点。

关于我国粮食生产技术效率的已有研究意见并不一致。有学者认为,我国粮食生产技术效率在不断提高,如高鸣和宋洪远^[1]根据1978—2012年31个省份的面板数据使用DEA-Moran's I-Theil Index模型分析认为,我国3个粮食功能区的技术效率不断提高,农业科技贡献率的提升和规模效应促进了粮食生产技术效率的提高;还有学者则认为,我国粮食生产技术效率在下降,如乔世君^[2]基于我国1992、1995、1999年的县级数据,采用SFA函数测算发现我国农业生产的技术效率在1992—1999年下降了1%,且在地理空间上差距较大。已有研究认为劳动力、土地、资金要素投入以及要素间的匹配情况等都会对技术效率产生影响,但关于具体要素对农业生产技术效率影响的结论并不一致。土地要素方面,王晓兵、黄祖辉等^[3,4]学者认为,实行土地规模化经营有利于提高粮食生产技术效率,目前我国农户进行农地流转的主要目的之一就是扩大农地经营规模,这会有利于提高生产技术效率;而罗必良等学者则认为农业并不是一个存在显

著规模经济的产业,农户对适度规模难以有效把握,盲目扩大农地规模会导致农业技术、资本投入与土地投入的不匹配,从而导致农业生产技术效率的下降^[5,6]。劳动力要素方面,有学者认为我国大量优质劳动力外流,由此导致农业劳动力老龄化、女性化,可能使农地流向农业生产效率较低的农户,进而导致我国农业生产技术效率的下降^[7];也有学者持不同意见,认为由于我国农业仍存在冗余劳动力,再加上生产方式向现代化转变,因此农业劳动力的变化并不会导致农业生产技术效率的下降^[8,9]。

已有研究较好地探讨了我国粮食生产技术效率的变动及其影响因素,但鲜有基于宏观面板数据对我国不同地区粮食生产技术效率的区域差异进行多维比较的研究。而现实中,由于我国不同地区的经济发展水平、粮食生产条件和生产能力都有较大差异,各地粮食生产技术效率也不会相同。从经济发展水平来说,东部、中部、西部地区^①存在较大差距,为粮食生产提供的经济条件自然也有差异;从粮食生产能力来说,根据国家统计局公布的数据,全国2016年粮食总产量达6.16亿吨,13个粮食主产省(区)^②的产量就达到了4.7亿吨,占全国总产量的76%,可见粮食主产区与非粮食主产区的生产能力存在明显差别。基于此,本研究拟采用超越对数形式的随机前沿函数分析21世纪以来我国粮食生产技术效率的变化及其影响因素,并对不同区域的技术效率进行比较分析,以期为推进农业供给侧结构性改革决策提供参考依据。

二、理论分析和模型构建

Farrell认为经济体的技术效率包括规模效率、纯技术效率两个部分,本研究沿用此框架。规模效率反映优化配置投入要素对产出产生作用的大小。随着农户在非农行业收入的不断提高,农业收入已成为很多农户家庭的补充收入,很多农户早已不愿意为农业的“三瓜两枣”流汗受累,多通过粗放生产或购买农业服务简单种完、收完了事^[11]。小规模农户对农业重视程度的下降,直接导致了农业生产投入的浪费、资源配置效率的下降。但随着我国农业生产要素市场的逐步放开,包括土地、劳动力、农业专业技术等市场的形成与发展,我国农业生产

要素能够在市场上得到更合理的配置,如让土地流转转到更愿意从事农业生产、在农业生产中有技术优势的劳动者手中,这可在一定程度上实现农业生产的规模效益,由此提高农业生产中的资源配置效率。因此从规模效率的角度来说,我国农业生产技术效率会得到提高。纯技术效率则反映农户努力生产的情况下,不同技术水平与管理能力带来的产出差异。随着我国经济的不断发展,土地和劳动力的稀缺性不断上升,土地要素的稀缺性诱导出了生物技术为代表的土地节约型技术进步,而劳动力要素的稀缺性则驱动了以农业机械为代表的劳动力节约型技术进步。Williamson^[12]认为农业技术的投资(如农业机械等)通常资产专用性较强,投资形成后就难以转变为其它用途,即使转变用途也会造成经济损失。新世纪以来,我国农业生产不断减少冗余的农业劳动力投入,增加了成本更低的农业机械以及化肥农药等要素的投入,这有利于不断降低农业生产成本、提高农业生产纯技术效率,粮食生产技术效率也会由此提高。而分地区来看,通常经济发展水平更高的地区,新技术、新要素的应用通常会更为广泛,技术效率的提高应该也更快。

关于技术效率的测算方法,当前最常用的方法之一就是随机前沿分析方法,此方法自被 Aigner、Meeusen 和 Broeck 等^[13,14]提出后,后经 Forsund、Pitt、Schmidt、Bauer、Battese 等人^[15-19]改进,目前已成为研究技术效率的主流方法。随机前沿分析模型在测算生产技术效率时,首先要估计生产函数。假定生产函数如下:

$$Y_{it} = f(X_{it}, t; \beta) \exp(V_{it} - U_{it}) \quad (1)$$

取对数,可得:

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, t; \beta) + V_{it} - U_{it} \quad (2)$$

公式(1)、(2)中 Y 代总产出, $f(\cdot)$ 表示生产函数,它代表了现有技术条件下的前沿产出水平, X_{it} 代表各投入要素的投入量, β 为待估参数; V_{it} 为随机误差项,为样本在生产中不能控制的因素,如地理因素、气候、自然灾害、统计误差等都可能对生产带来影响,而且这种影响的方向是不定的,因此随机误差项设为双边误差项,即 $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$; U_{it} 为管理误差项,指的是样本产出与生产可能性边界的距离,生产中只有完全无管理误差、技术水平达到最优($U_{it}=0$)的情况下,产出才会在前沿面上。

受到生产者努力程度、管理者的水平、技术有效性等诸多因素的影响,现实生产中普遍存在技术损失的情况,因此假设 U_{it} 服从截尾正态分布, $U_{it} \sim N(u_i, \sigma_u^2)$, 管理误差均值为 u_i , 并以此反映技术效率损失。

基于回归得到的前沿生产函数,可以计算出每一个样本的生产技术效率(TE)及效率损失(u_i),并可由此分析影响效率损失的因素,其中:

$$TE_{it} = \frac{E(Y_{it} | u_{it}, X_{it})}{E(Y_{it} | u_{it} = 0, X_{it})} \quad (3)$$

(3)式右边的分子 $E(Y_{it} | u_{it}, X_{it})$ 为样本的实际总产出,分母则是给定投入水平下最大可能产出, TE_{it} 为两者的比值,在 0 到 1 之间。 TE_{it} 越接近 1,技术效率越高;越接近 0,则技术效率损失越高。

$$u_{it} = \sum_{k=1}^n \delta_{kt} Z_{kit} + \omega_{it} \quad (4)$$

(4)式中 u_{it} 为(2)式中测算出的每个样本的技术损失值,反映样本的实际生产水平与最优技术水平的差距; Z_{kit} 表示影响生产技术损失值的第 k 项变量; δ_{kt} 为待估参数,反映变量 Z_{kit} 对技术损失的影响,当 δ_{kt} 为负时表明该变量对技术效率有正向影响,为正时则表明有负向影响; ω_{it} 为服从极值分布的随机变量。

在具体的回归分析中,早期学者采用的方法是“两步法”:第一步先估计随机前沿生产函数,计算出样本的技术效率;第二步根据回归得出的效率值再选择影响技术效率的变量进行回归,从而确定各个因素对技术效率的影响方向和程度。然而,由于方程中包含技术效率因素和随机扰动因素两个不可观测变量,误差项不满足最小二乘法的经典假设,从统计角度看,利用“两步法”估计技术得到的参数是低效的和有偏的。为了解决这一问题,本研究采用 Battese 和 Coelli^[19]提出的参数替代法,用两个参数 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 和 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 替代观察误差的方差 σ_v^2 和技术效率的方差 σ_u^2 ,用非线性估计技术可以得到所有参数最大似然估计量,实现对随机前沿生产函数和技术损失影响因素同时进行估计。

本研究拟采用短面板数据,因此模型假定同一地区的自然风险在一定期间不变。为提高模型的灵活性和包容性,更好地在生产函数中反映不同投入

要素对产量的联合影响,本研究运用超越对数形式的随机前沿生产函数模型测度各省粮食生产效率,根据理论模型(2)设定的具体模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{jit} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \beta_{jl} \ln X_{jit} \ln X_{lit} + \beta_{tt} t^2 + \sum_j \beta_{jt} t \ln X_{jit} + v_{it} - \mu_{it} \quad (5)$$

(5)式中 Y 为 i 省第 t 年的粮食总产量,包括夏秋两季谷类、豆类、薯类作物的总产量; β_0 、 β_j 、 β_{jl} 、 β_{tt} 、 β_{jt} 等为待估参数向量; t 代表年份; X 为四类投入要素,包括劳动力、土地、农业机械、农资投入量,其中劳动力投入为农户在生产粮食时投入的总人数,土地投入为考虑复种情况下的粮食作物总播种面积,农业机械投入为当年粮食生产农业机械总价值的折旧额,农资投入为粮食生产中化肥等农资的总投入金额,其中 j 、 l 下标代表不同的生产投入要素。

根据理论模型(4)设定的技术损失影响因素具体模型如下:

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 areala_{it} + \delta_2 mech_{it} + \delta_3 gdp_{it} + \delta_4 firstprorate_{it} + \delta_5 plainrate_{it} + \omega_{it} \quad (6)$$

(6)式中 μ_{it} 为 i 省在第 t 年粮食生产中的技术损失值。技术损失影响因素可以分为内因与外因,内因主要是与粮食生产相关的自然条件、技术条件等,外因主要是影响粮食生产的地区经济发展水平等。在具体变量的选取中,本研究选择了5类影响因素,以农地经营规模($areala$)和地区地形条件($plainrate$)反映粮食生产自然条件,以地区农业生产机械化水平(mec)反映粮食生产技术条件,以地区经济发展水平(gdp)和地区农业经济占比($firstprorate$)反映当经济发展水平,具体解释如下:

农地经营规模以地区内户均农地规模,即地区农地总面积除以从事农业生产的总户数的值来反映。户均农地规模反映了农业生产规模化水平,张忠明、杨皓天等^[20,21]认为在农业生产规模较小情况下,农地规模的增加有利于更好地应用农业机械等新技术提高农业生产效率,故预期户均农地规模会对粮食生产技术损失产生负向影响。

地形情况以地区平原占比来反映。农业生产对自然条件的依赖性远高于其它产业,而地形条件是自然条件的重要组成部分,一般来说,地形条件越好(如农地为集中连片的平坦大田块),生产越便

利,越有利于以更低的成本应用农业生产新技术,从而提高生产技术效率,因此预期平原面积占比会对粮食生产技术损失产生负向影响。

机械化水平以粮食生产机械化率来体现,借鉴吴昭雄^[22]等学者的方法,本研究将农业生产分为耕、种、收三个阶段。对机械耕整(机耕)水平、机械播种(机播)水平、机械收获(机收)水平进行加权平均,三个阶段的权重分别为0.4、0.3和0.3,各阶段的农机化水平即为使用农机的生产面积比上总生产面积,最后以加权平均法计算总机械化率。农业机械能够实现对劳动力的有效替代、提高劳动力的工作效率,因此预期粮食生产机械化率会对技术损失产生负向影响。

地区经济发展水平以地区上一年人均地区生产总值来体现。通常来说,农业生产中新技术、新产品的采用都需要资金的支持,而对于大部分农户来说,农业生产投入多来自于前期的积累,因此本研究采用上一年人均地区生产总值反映经济水平,并预期其会对粮食生产的技术损失产生负向影响。

地区农业经济重要程度以地区第一产业增加值占地区总产值的比重来衡量农业经济在该地区的重要程度。通常当地农业产值占比越高,当地对农业重视程度也会越高,越愿意积极改善农业生产技术效率,因此预期地区农业经济重要程度会对粮食生产技术损失产生负向影响。

三、数据来源及其计量结果分析

20世纪90年代后半期,我国城市化、工业化对农业的冲击加剧,农业税负重,而农产品价格被抑制,农民种粮积极性极大受挫。自2000年以来,党中央着力发展“三农”,农业产业发展进入了新时期。因此本研究选取2000—2014年全国除香港、澳门、台湾以外31个省市自治区的粮食生产投入和产出数据。基础数据来自历年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》和《全国农业机械化统计年鉴》,缺失数据通过查阅各省历年统计年鉴补齐。粮食总产量、粮食播种面积、人均生产总值等变量可以直接查出,但缺乏粮食作物直接生产投入数据。本研究基于《中国统计年鉴》中公布的劳均粮食产量和粮食作物的总产量,用后者除以前者得出粮食生产中劳动力总投入量;基于《中国农村统计

年鉴》中公布的各要素投入量中的化肥使用量，与对应作物的总播种面积相乘后加总得到粮食生产的化肥使用量；基于《全国农业机械化统计年鉴》中公布的农业机械原值除以 5（将农机的折旧时期设定为五年）得出每年农业机械的折旧额，以此获得当年粮食生产的劳动力投入、化肥投入和机械投入值。

根据样本数据统计：粮食生产投入产出方面，自 2000 年以来，我国省均粮食作物产量从 2000 年的 1490.89 万吨提高至 2014 年的 1958.15 万吨，粮食总产量实现了稳定增长，年均增长率达 1.97%。劳动力投入方面，我国粮食生产中省均投入的劳动力从 2000 年的 418.44 万人下降至 2014 年的 303.68 万人，劳动力投入在下降，年均减少 2.26%。土地投入方面，我国粮食生产中省均投入的土地从 2000 年的 3498.79 千公顷下降至 2014 年的 3636.21 千公顷，土地投入略有增加。农具投入方面，我国粮食生产中省均投入的农具量从 2000 年的 18.37 亿元下降至 2014 年的 56.70 亿元，农具投入快速增加，年均增长率达 8.38%。农资投入方面，我国粮食生产中省均投入的农资量从 2000 年的 91.65 万吨增加至 2014 年的 129.69 万吨，农资投入略有增加，年均增长率达 2.51%。总体来说，粮食产量的历年增长率高于劳动力、土地等投入要素的增长率，但低于农具、农资等投入要素的增长率，这也在一定程度上反映了 21 世纪以来我国粮食生产投入要素发生了较大变化。粮食生产技术效率的影响因素方面，我国各省户均农地经营规模较小，仅为 0.72 公顷，属于国际上小农户经营规模定义的范围。各省平原面积占比的均值为 27.57%，从 2000 年以来地形变化不大。各省粮食生产机械化率的均值为 36.65%，从 2000 年的 27.26% 快速上涨至 2014 年的 61.71%，增长非常迅速。各省人均地区生产总值为 25302.96 元，从 2000 年的 7942 元上升至 2014 年的 47203 元，年均增长率达 13.58%。各省第一产业增加值占总产值的比重均值为 12.93%，从 2000 年的 14.68% 不断下降至 2014 年的 9.06%。

1. 超越对数随机前沿生产函数估计结果分析

运用 Stata12.0 软件对模型(5)和模型(6)进行回归分析，同时估计出粮食生产投入产出随机前沿生产函数和技术效率的影响因素，估计结果分别见表

1 和表 2。关于“没有无效率项”的原假设 H_0 的检验，检验出的 $\text{chibar2}(01)$ 值为 40.46， P 值为 0.000，在 1% 的水平上拒绝了原假设，即认为存在无效率项。随机前沿生产函数模型中 P 检验值为 0.0000，说明超越对数形式的生产函数对粮食生产的拟合效果较好，可采用此函数进行检验。根据回归结果中的 σ_v 和 σ_u 值，可计算出 γ 系数为 0.7343，表明复合误差项有 73.43% 来自于管理误差，可见，进一步改进粮食生产管理方法能够有效提高技术效率。

表 1 粮食生产投入产出随机前沿生产函数回归结果

变量	估计系数	标准差	Z 检验
常数项	-8.277***	0.694	-11.92
劳动力投入	0.172	0.231	0.74
土地投入	5.728***	0.307	18.68
农具投入	0.004	0.063	3.25
农资投入	-5.187***	0.367	-14.15
时间项	0.070*	0.040	1.74
劳动力二次项	0.056	0.042	1.31
土地二次项	-0.690***	0.046	-14.96
农具二次项	0.003	0.003	0.97
农资二次项	-0.660***	0.049	-13.21
时间二次项	0.0001	0.001	0.11
劳动力×土地	-0.062	0.077	-0.80
劳动力×农具	0.005	0.011	0.49
劳动力×农资	-0.099**	0.049	-2.03
劳动力×时间	0.001	0.006	0.15
土地×农具	-0.005	0.015	-0.32
土地×农资	1.485***	0.091	16.39
土地×时间	-0.019**	0.009	-2.20
农具×农资	-0.009	0.013	-0.68
农具×时间	-0.001	0.003	-0.36
农资×时间	0.021**	0.008	2.46

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 2 粮食生产技术损失影响因素回归结果

变量	估计系数	标准差	Z 检验
常数项	4.527***	0.405	11.17
户均农地规模	-0.016***	0.004	-3.81
平原地区面积占比	-0.168**	0.068	-2.48
粮食生产机械化率	-0.002***	0.001	-2.96
人均地区生产总值	-0.391***	0.039	-10.55
第一产业增加值占比	-2.167***	0.251	-8.64
σ_v	-3.900***	0.140	-27.94
σ_u	-6.484***	0.639	-10.15
Log 似然值	300.813		
Wald chi2(20)	57 804.430		
Prob>=chibar2	0.000 0		

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

2. 粮食生产投入要素产出弹性比较分析

由于本研究采用的是超越对数生产函数,因此各要素投入的产出弹性并不能直接从回归结果中看出,需基于结果进一步计算。将(2)式中对数形式的前沿生产函数对时间项 t 及各投入要素 x 进行求导^③,可以得出 2000—2014 年粮食生产的前沿技术进步率 and 不同投入要素产出弹性的计算方法。再根据表 1 中超越对数函数的回归结果,可分别计算出前沿技术进步率和粮食生产中各投入要素的产出弹性。进一步根据地区分组的统计结果,可以得出各地区的投入要素产出弹性(表 3)。前沿技术进步率指的是控制投入要素之后前沿技术水平随时间变化的程度,2000—2014 年我国粮食生产的前沿技术进步率为 0.0041,数值为正,说明新世纪以来我国粮食生产的前沿技术水平有所进步。从各要素的产出弹性来看,总样本的劳动力投入的产出弹性为 -0.0616,产出弹性小于 0,说明我国粮食生产中仍存在劳动力的过度投入,与已有相关研究结论一致^[23,24]。从东中西部地区对比来看,中部地区粮食生产劳动力投入的产出弹性为 -0.1169,远低于东部和西部地区,可见中部地区粮食生产中存在更为严重的劳动力投入冗余;从是否粮食主产省的划分比较来看,粮食主产省劳动力投入的产出弹性为 -0.1242,远低于非粮食主产省的 -0.0164,说明粮食主产省的劳动力投入冗余更为严重。结合前文的分析,虽然我国粮食生产中的劳动力投入逐年下降,

但由于农业机械、化肥农药等生产要素的快速增加,农户如仍维持小规模农地开展农业生产,显然难以充分利用劳动力,因此需要通过进一步调整农户经营规模(尤其是中部地区和粮食主产省),提高单位劳动力产出效率。总样本中土地投入的产出弹性为 0.8154,这是产出弹性最高的投入要素,说明土地在粮食生产中是最稀缺的要素,增加粮食播种面积是增加粮食产出的主要抓手。分地区比较土地产出弹性,东中西部按照技术效率由高到低排序为东部、中部、西部地区,东部地区在粮食生产中土地要素的使用效率更高;按照是否粮食主产省的划分比较来看,粮食主产省的 0.8570 高于非粮食主产省的 0.7853,可见粮食主产区在粮食生产中对土地的使用效率相对较高。总样本的农具投入的产出弹性为 0.0087,分地区比较农具产出弹性,东中西部按照技术效率由高到低排序为西部、东部、中部地区,非粮食主产省(0.0103)高于粮食主产省(0.0063),可见非粮食主产省和西部地区在粮食生产中更依赖农具,农具投入的产出弹性也更高。总样本的农资投入的产出弹性为 0.2329,农资产出弹性仅次于土地要素,对产出影响较大,进一步分地区比较农资产出弹性,东中西部按照技术效率由高到低排序为西部、中部、东部地区,粮食主产省效率高于非粮食主产省,尤其需要注意的是东部地区的农资产出弹性为负,说明农部地区已经开始出现农资冗余投入的情况。

表 3 2000—2014 年中国粮食生产全要素生产率分解

全要素生产率分解	总样本	东中西部地区			是否粮食主产省	
		东部地区	中部地区	西部地区	粮食主产省	非粮食主产省
前沿技术进步率	0.004 1	--	--	--	--	--
劳动力投入产出弹性	-0.061 6	-0.069 5	-0.116 9	-0.002 8	-0.124 2	-0.016 4
土地投入产出弹性	0.815 4	1.229 4	0.721 0	0.403 7	0.857 0	0.785 3
农具投入产出弹性	0.008 7	0.008 4	0.007 1	0.010 0	0.006 3	0.010 3
农资投入产出弹性	0.232 9	-0.178 2	0.431 1	0.548 5	0.309 3	0.177 8
样本量	465	180	135	150	195	270

3. 粮食生产技术效率地区差异比较分析

本研究在同一生产前沿面下测算出了各省的粮食生产技术效率(表 4)。从总样本情况来看:第一,各省粮食生产的技术效率均值不断提高,但省间差异在缩小。总样本的均值从 2000 年的 0.790 稳步上升至 2014 年的 0.859,可见 2000 年以来,我国粮食生产技术效率在不断提高;而总样本历年的标准

差从 0.161 稳步缩小至 0.093,说明各省份技术效率逐渐趋同,省间技术效率差异不断缩小。第二,至 2014 年,各省粮食生产技术效率均值为 0.859,可见,粮食生产还存在约 14% 的技术效率损失,结合表 2 的计量分析结果可得粮食生产技术效率损失主要来源于管理误差项,说明我国粮食生产中如能更好地配置已有资源或有针对性地提高经营管理水

平，技术效率将可进一步提高。

按照东、中、西部地区划分对各地区的粮食生产技术效率进行进一步统计整理分析可得（表 4）：第一，从技术效率的均值来看，东部地区的技术效率（0.866）>中部地区技术效率（0.841）>西部地区技术效率（0.801），可见我国东中西部地区的粮食生产技术效率存在差异，且与经济发展水平的差异相一致；第二，从技术效率的增速来看，我国东、中、西部的粮食生产技术效率均有所提高，但不同地区间增速存在差异。2000—2014 年，我国东部地区的粮食生产技术效率从 0.798 增长至 0.874，为三个地区中技术效率提升最快的地区，2000—2008 年东部地区的技术效率快速提高，最高达到 0.912，

但 2008 年以后东部地区技术效率表现出不增反降的趋势；中部地区从 0.825 提高到 0.844，虽然中部地区 2000 年的技术效率最高，但增速最慢；西部地区从 0.764 稳步提高到 0.832，技术效率提升速度较快。笔者认为，东部地区技术效率增速快与经济发展水平较好以及对农业重视程度的提高有关；中部地区则可能因为是传统农业生产优势地区，农业生产基础条件较好，但经济发展较慢，因此新世纪以来在粮食生产中存在“吃老本”的情况，对改进生产技术、优化资源配置不够重视，技术效率增速最慢；西部地区虽然 2000 年的粮食生产技术效率最低，但通过不断提高对农业生产新技术、新要素的应用，技术效率得到稳步提高。

表 4 总样本及东、中、西部 2000—2014 年粮食生产技术效率比较分析

年份	总样本		分地区比较								
			东部地区			中部地区			西部地区		
	均值	标准差	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
2000	0.790	0.161	0.798	0.542	0.977	0.825	0.520	0.979	0.764	0.516	0.962
2001	0.804	0.149	0.815	0.620	0.985	0.828	0.452	0.981	0.771	0.498	0.962
2002	0.820	0.141	0.819	0.610	0.977	0.868	0.584	0.979	0.777	0.528	0.974
2003	0.812	0.140	0.816	0.629	0.933	0.820	0.606	0.965	0.799	0.550	0.982
2004	0.835	0.121	0.847	0.679	0.961	0.849	0.666	0.967	0.808	0.584	0.968
2005	0.829	0.127	0.839	0.635	0.960	0.837	0.589	0.962	0.810	0.559	0.961
2006	0.829	0.122	0.894	0.725	0.975	0.861	0.638	0.977	0.755	0.588	0.950
2007	0.840	0.123	0.898	0.742	0.972	0.820	0.589	0.973	0.779	0.596	0.965
2008	0.837	0.117	0.912	0.764	0.980	0.862	0.600	0.983	0.823	0.620	0.950
2009	0.869	0.122	0.895	0.753	0.979	0.813	0.537	0.983	0.823	0.628	0.940
2010	0.848	0.116	0.885	0.755	0.973	0.832	0.589	0.979	0.817	0.636	0.931
2011	0.848	0.113	0.902	0.781	0.977	0.850	0.626	0.980	0.808	0.664	0.939
2012	0.857	0.098	0.899	0.788	0.973	0.854	0.657	0.981	0.825	0.677	0.929
2013	0.862	0.095	0.898	0.791	0.976	0.855	0.668	0.975	0.817	0.681	0.939
2014	0.859	0.093	0.874	0.797	0.973	0.844	0.671	0.978	0.832	0.652	0.938
总均值	0.837	--	0.866	--	--	0.841	--	--	0.801	--	--
样本	465		180			135			150		

进一步，本研究按照是/否粮食主产区对粮食生产技术效率进行了统计分析，结果见表 5。比较分析两组样本的技术效率可见，两组的技术效率存在明显差异。第一，从技术效率水平来看，粮食主产区的粮食生产技术效率均高于非粮食主产区，且粮食主产区各省的技术效率分布更为集中（在 0.587 至 0.983 之间）。第二，从粮食生产技术效率的增长速度来看，非粮食主产区的技术效率从 2000 年的 0.743 稳步上升至 2014 年的 0.841，实现了快速提高。笔者认为这可能一方面是因为 2000 年以来非粮食主产区日益重视农业生产，增加了对农业生产新技术、新要素的推广使用，提高了资源的配置

效率；另一方面是因为非粮食主产区 2000 年的技术效率较低，提高空间也比较大。粮食主产区的技术效率只从 2000 年的 0.850 波动式增长至 2014 年的 0.866，技术效率增速较慢。笔者认为可能一方面因为粮食主产区一直比较重视粮食生产，2000 年的生产技术效率就相对较高，进入了技术效率提升的瓶颈；另一方面，粮食主产区大多为经济相对较弱的省份，在进一步改善技术损失的影响因素方面可投入的资源相对有限。

4. 粮食生产技术损失影响因素分析

为了寻找引致粮食生产技术效率地区差异背后的深层原因，本研究还分析了户均农地规模、粮

食生产机械化率、地区经济发展水平、地区农业经济重要性、地形条件等五类变量对技术损失的影响,回归结果见表2。

在影响粮食生产技术效率的自然因素方面,户均农地规模的估计系数为-0.016,且在1%的水平上显著,说明农户经营规模的扩大有利于提高粮食生产技术效率。可见我国土地家庭承包制导致的农地细碎化问题对粮食生产技术效率产生了严重的负面影响,农地流转等政策通过扩大农户的农地经营规模,能够降低粮食生产平均成本,提高粮食生产技术效率。平原地区面积占比的估计系数为-0.168,且在5%的水平上显著,说明地形条件会对粮食生产技术效率产生显著影响,且土地平整程度越高,粮食生产的技术效率越高。可见通过平整土地等方式改善地形条件对粮食生产技术效率的提升有重要意义。这也解释了粮食主产省等粮食生产自然条件相对较好的地区技术效率高的原因。

在影响粮食生产技术效率的技术因素方面,粮食生产机械化率的估计系数为-0.002,且在1%的水平上显著,说明粮食作物机械化生产有利于提高粮

食生产技术效率。笔者分析,随着经济的不断发展,劳动力、土地等要素的稀缺程度不断提高,对应的要素价格也在不断上升,基于速水和拉坦提出的“诱致性技术变迁”理论,农业机械可以实现对劳动力、土地等要素的替代,从而有利于提高粮食生产技术效率。

在影响粮食生产技术效率的地区经济因素方面,人均地区生产总值的估计系数为-0.391,且在1%的水平上显著,说明当地经济发展水平与粮食生产技术效率呈正相关。一般来说,经济发展水平越高的地区越有能力改善生产技术,因此地区经济发展水平越高,粮食生产的技术效率通常也越高,这也解释了东部地区效率快速提升的原因。第一产业增加值占地区总产值比重的估计系数为-2.167,且在1%的水平上显著,说明第一产业增加值占比越高的地区,粮食生产技术效率也越高。通常来说,第一产业增加值占比越高的地区,地区对农业的重视程度也会更高,粮食生产技术效率也相对较高,粮食主产省的情况正印证了这一点。

表5 粮食主产区和非主产区2000—2014年粮食生产技术效率比较分析

年份	主产区			非主产区		
	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
2000	0.850	0.627	0.979	0.743	0.516	0.969
2001	0.857	0.636	0.982	0.766	0.452	0.985
2002	0.884	0.631	0.979	0.772	0.528	0.974
2003	0.852	0.605	0.965	0.782	0.550	0.982
2004	0.882	0.679	0.967	0.801	0.584	0.968
2005	0.876	0.676	0.962	0.795	0.559	0.961
2006	0.887	0.725	0.977	0.805	0.588	0.975
2007	0.864	0.661	0.973	0.818	0.589	0.972
2008	0.897	0.718	0.983	0.848	0.600	0.980
2009	0.857	0.597	0.983	0.842	0.537	0.979
2010	0.870	0.637	0.979	0.831	0.589	0.973
2011	0.888	0.698	0.980	0.834	0.626	0.977
2012	0.888	0.704	0.981	0.843	0.657	0.973
2013	0.889	0.740	0.976	0.838	0.668	0.974
2014	0.866	0.697	0.978	0.841	0.652	0.972
总均值	0.874	--	--	0.811	--	--
样本数		195			270	

四、研究结论及其政策含义

上述研究结果表明:从时间维度来看,我国粮食生产技术效率不断提高,从2000年的0.790稳步

上升至2014年的0.859;但到2014年,我国粮食生产技术效率仍存在14.1%的损失,且技术效率损失主要来自于管理误差,可见我国粮食生产效率还有较大进步空间。从空间维度来看,地区间差异在

缩小但仍存在显著差异,东中西部的粮食生产技术效率从高到低排序为东部、中部、西部地区,且东部地区增速最快,非粮食主产区生产技术效率落后于粮食主产区但增速更快。2000 至 2014 年,我国粮食生产中土地要素的产出弹性最高、农资要素其次,农具要素再次,劳动力产出弹性最低且为负值,可见粮食生产中由于农地规模小等原因,劳动力仍存在过度投入,且中部地区、粮食主产区这一问题尤为严重。户均农地规模、平原地区面积占比、粮食生产机械化率、人均地区生产总值以及地区第一产业增加值占经济总产值比重均对粮食生产技术效率有显著正向影响。

以上结论对于促进粮食生产和推进农业供给侧结构性改革具有以下政策含义:一是应进一步深化农村土地改革、创新农村土地流转制度,在农户自愿的基础上,推动农村土地流转,向其它产业转移农业劳动力,让农地向有生产管理技术优势的农户集中,形成当前农业生产技术水平下的适度规模经营,从而改善农地资源配置效率、提高粮食生产技术效率。二是应提高农业生产机械化率,改变农业生产方式,通过完善社会化农机服务市场等方式降低农户机械化生产成本,提高农机使用效率,以此提高粮食生产技术效率。三是应通过平整农地等方式改善农业生产的自然条件,以此提高粮食生产技术效率。四是应重点突破中部地区和粮食主产省的农业生产技术效率提升的技术瓶颈。2000 年以来,我国中部地区和粮食主产区的技术效率增长速度较慢,政府应该有针对性地对这些地区的粮食生产给予相关政策引导,通过进一步优化农业生产资源配置、提高生产管理水平等方式,帮助这些地区突破粮食生产技术效率的提升瓶颈。

注释

- ① 根据统计局2003公布的标准,本研究中的东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西和海南12个省市自治区,中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南和湖北9个省市自治区,西部地区包括四川、贵州、云南、重庆、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆10个省市自治区。
- ② 根据国家粮食局公布,全国13个粮食主产省(区)包括河北、河南、黑龙江、吉林、辽宁、湖北、湖南、江苏、江西、内蒙古、山东、四川和安徽。

③ 具体的推导过程本处不详述,如有需要,可向作者索取。

参考文献:

- [1] 高鸣,宋洪远.粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应[J].管理世界,2014(7):83-92.
- [2] 乔世君.中国粮食生产技术效率的实证研究——随机前沿面生产函数的应用[J].数理统计与管理,2004,23(3):11-16.
- [3] 王晓兵,侯麟科,张砚杰,等.中国农村土地流转市场发展及其对农业生产的影响[J].农业技术经济,2011(10):40-45.
- [4] 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):4-16.
- [5] 罗必良.农地经营规模的效率决定[J].中国农村观察,2000(5):18-24.
- [6] 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,2016,43(4):180-185.
- [7] 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):95-103.
- [8] 成德宁,杨敏.农业劳动力结构转变对粮食生产效率的影响[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2015,15(4):19-26.
- [9] 王晓兵,许迪,张砚杰,等.农场规模、劳动力投入量与技术效率及其相关性问题研究[J].资源科学,2016,38(3):476-484.
- [10] Farrell M J .The measurement of productive efficiency[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1957, 120(3): 253-290.
- [11] 何秀荣.关于我国农业经营规模的思考[J].农业经济问题,2016,29(9):4-15.
- [12] Williamson O E .Strategizing economizing and economic organization[J]. Strategic Management Journal, 1991, 12(S2): 75-94.
- [13] Aigner D , Lovell C A K , Schmidt T P . Formulation and estimation of stochastic frontier production function models[J]. Journal of Econometrics, 1977, 6(1): 21-37.
- [14] Meeusen W , Broeck J V D . Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error[J]. International Economic Review, 1977, 18(18): 435-444.
- [15] Forsund F R , Lovell C A K , Schmidt T P . A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement[J]. Journal of Econometrics, 1980, 13(13): 5-25.

(下转第 36 页)

- 位序——来自重庆市的经验证据[J]. 中国土地科学, 2013, 27(8): 10-18.
- [21] 梁发超. 农地承包经营权流转模式探讨[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2016, 16(1): 26-30.
- [22] 杨璇, 杨朝现, 陈荣蓉, 等. 出租还是入股: 农地转出户的选择及影响因素[J]. 西南师范大学学报(自然科学版), 2018, 43(1): 135-141.
- [23] 李克强. 论我国经济的三元结构[J]. 中国社会科学, 1991(3): 65-82.
- [24] 陈超, 任大廷. 基于前景理论视角的农民土地流转行为决策分析[J]. 中国农业资源与区划, 2011, 32(2): 18-21.
- [25] 李文瑛, 肖小勇. 价格波动背景下生猪养殖决策行为影响因素研究——基于前景理论的视角[J]. 农业现代化研究, 2017, 38(3): 484-492.
- [26] 刘文勇. 关于中国农地流转的一个制度分析——范式、实证与反思[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013: 87-124.
- [27] 何欣, 蒋涛, 郭良燕, 等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013~2015 年 29 省的农户调查数据[J]. 管理世界, 2016(6): 79-89.
- [28] 任天驰, 康丕菊, 彭志远, 等. 欠发达地区农户兼业对其土地转出行为的影响——基于云南省 558 户农户的调查[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(7): 205-216.
- [29] 王兆林, 杨庆媛. 农户兼业行为对其耕地流转方式影响分析——基于重庆市 1096 户农户的调查[J]. 中国土地科学, 2013, 27(8): 67-74.

责任编辑: 李东辉

(上接第 21 页)

- [16] Pitt M M, Lee L F. The measurement and sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry[J]. Journal of Development Economics, 1981, 9(1): 43-64.
- [17] Schmidt P. Frontier production functions[J]. Econometric Reviews, 1985, 4(2): 289-328.
- [18] Bauer P W. Recent developments in econometric estimation of frontiers[J]. Journal of Econometrics, 1990, 46(1-2): 39-56.
- [19] 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.
- [20] 张忠明, 钱文荣. 农户土地经营规模与粮食生产效率关系实证研究[J]. 中国土地科学, 2010, 24(8): 52-58.
- [21] 杨皓天, 刘秀梅, 句芳. 粮食生产效率的随机前沿函数分析——基于内蒙古微观农户层面 1312 户调研数据[J]. 干旱区资源与环境, 2016, 30(12): 82-88.
- [22] 吴昭雄. 农业机械化投资行为与效益研究[D]. 武汉: 华中农业大学, 2013.
- [23] 弓秀云, 秦富. 贫困地区农业劳动力产出弹性分析[J]. 中国农村观察, 2006(5): 13-17.
- [24] 李谷成, 梁玲, 尹朝静, 等. 劳动力转移损害了油菜生产吗?——基于要素产出弹性和替代弹性的实证[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2015(1): 7-13.

责任编辑: 李东辉