

粮食生产技术效率增长路径识别： 直接影响与溢出效应

李俊鹏¹, 冯中朝¹, 吴清华²

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 武汉大学 经济发展研究中心, 湖北 武汉 430072)



摘要 粮食生产技术效率是粮食生产水平的直接体现,识别粮食生产技术效率增长路径是实现粮食增产的关键。利用 1990—2014 年中国大陆 30 个省(市/区)的面板数据,在核算各省(市/区)粮食生产技术效率的基础上,根据拓展的 Solow 理论模型,构建空间杜宾(Durbin)计量模型测算各因素的直接影响和溢出效应。研究发现,溢出效应是我国粮食生产技术效率提升的主导。其中,城市化水平对粮食生产技术效率存在显著的正向直接影响和溢出效应;农业灾害存在显著的负向直接影响;农民教育水平与人均耕地规模则存在显著的负向溢出效应。由此提出发展适度规模经营、培养职业农民、设立粮食功能主产区、加强财政与社会化服务体系对粮食种植的支持等建议。

关键词 粮食生产技术效率; 空间计量; 直接影响; 溢出效应; 增长路径

中图分类号:F 323 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)01-0022-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2018.01.003

2015 年我国粮食实现“十二连增”^①,为我国的粮食安全提供了有力保障。但未来粮食问题依旧严峻:一方面,在可预期的将来,我国粮食需求还会有较大幅度的增长^[1]。吕新业等预测 2020 年粮食需求量为 6.93 亿吨^[2],较 2015 年要增产 0.69 亿吨。另一方面,制约粮食增产的因素日益显现:耕地的非农化与退化,导致种粮耕地面积减少,降低了我国粮食综合生产能力;除此之外,农村劳动力外流、水资源短缺、农药和化肥过度消耗造成的环境破坏^[3]等因素都对可持续的粮食生产有消极影响。

基于以上两点,可以预见未来我国粮食增产将受到诸多不利因素的限制。由于农业生产要素投入过度以及由此引发的环境恶化,投入要素的边际收益递减,粮食增产缓慢。在此情况下,提升粮食全要素生产率(TFP)是未来实现粮食增产的主要途径。根据 Caves 等对全要素生产率的分解可知^[4],在不考虑技术进步的前提下,提高生产技术效率可以直接使全要素生产率得到提升。因此,识别粮食生产技术效率提升路径,可以为粮食增产提供理论支持。为此,本文拟回答如下问题:(1)哪些因素影响我国粮食生产技术效率?(2)这些影响因素的影响机理是什么,即直接影响还是溢出效应?

一、文献回顾

技术效率最早由 Farrell 提出,在固定产出的前提下,将其定义为生产一定单位产品所需最小投入与实际投入的比值^[5]。之后 Leibenstein 在固定投入的前提下,将技术效率定义为在一定投入下实际产出与最大产出的比值^[6]。在农业经济领域,技术效率通常是指在一定技术条件和投入要素的前

收稿日期:2017-01-06

基金项目:农业部“国家现代农业产业技术体系建设专项(油菜)”(CARS-12);国家自然科学基金青年项目“基于多尺度分析的我国生猪市场价格驱动机制与预测模型研究”(71501079);国家社会科学基金西部项目“基于新型农户视角的农业用水合作与水价制度设计研究”(15XJY015)。

作者简介:李俊鹏(1988-),男,博士研究生;研究方向:农业经济理论与政策。

通讯作者:吴清华(1983-),男,助理研究员,博士;研究方向:农业经济学、劳动力供给。

① 根据《2015 年国民经济和社会发展统计公报》,2015 年粮食产量 62 144 万吨,比上年增加 1 441 万吨,增产 2.4%。

前提下,农业实际产出与最大产出的比值。

目前,关于粮食生产技术效率的研究可以大致分为三类:(1)单纯测算粮食生产技术效率。该类研究往往只是测算粮食生产技术效率,并在此基础上分析测算结果的变动趋势。Rae等测算发现,我国农业技术效率以改革开放为“分水岭”:之前呈下降趋势,之后大幅度提升^[7]。马林静等在测算2001—2012年中国大陆30个省份粮食生产技术效率基础上,分析了我国粮食主产区、主销区和平衡区的粮食生产技术效率的空间非均衡性和收敛性^[8]。虽然这一类研究分析了粮食生产技术效率趋势特征,但缺乏深层次的机制分析。(2)粮食生产技术效率的影响因素分析。如Yao等通过研究发现,自然灾害阻碍我国粮食生产技术效率提高^[9];闵锐等通过测算1978—2010年中国大陆28个省(市/区)的粮食生产技术效率,分析了国内粮食生产与资源环境协调性的空间分异特征以及粮食生产技术效率的影响因素^[10]。这类研究,从不同层次分析了粮食生产技术效率的影响因素。但遗憾的是都没有分析其作用机理,即未量化与说明其影响程度和方式。(3)运用空间计量经济学研究粮食生产技术效率。相对于第(2)类研究中的传统分析方法,空间计量方法能够定量测度空间单元之间的相互影响,在分析各影响因素的基础上,将因素影响作用分解为“直接影响”和“溢出效应”,能更全面分析各影响因素对粮食生产技术效率的作用机理。但相关文献较少,比较典型的是高鸣等运用Moran's I指数,检验我国各省区粮食生产技术效率的空间相关性,发现我国各省区粮食生产技术效率存在显著正相关,并证明我国粮食生产技术效率存在空间“涟漪效应”^[11]。该研究揭示了我国粮食生产技术效率的空间特征。

本文拟在计算各省(市/区)粮食生产技术效率的基础上,考虑空间单元之间的相互影响,运用空间杜宾(Durbin)计量模型,定量分析各影响因素的直接影响和溢出效应,理清粮食生产技术效率各影响因素的作用机理,试探性识别粮食生产技术效率的提升路径。

二、粮食生产技术效率的度量

1. 度量方法的选择:DEA-te模型

目前,测算技术效率的方法主要有两种:参数下的随机前沿分析法(SFA)和非参数下的数据包络分析法(DEA)。虽然DEA存在指标设计要求严格、指标数量限制、线性前沿等局限性,但相对SFA,DEA可以很好地解决技术中性和技术非有效等问题。为了更贴近研究对象,引入改进的DEA-te模型,并将测算的技术效率值作为内生变量引入空间计量模型。

通过DEA测算的技术效率有综合技术效率和纯技术效率之分。综合技术效率是指规模报酬不变条件下的技术效率,纯技术效率则是规模报酬可变条件下的技术效率。粮食技术效率重在考察投入要素和规模等变量的影响,因此,本文选择技术改造优化后的综合技术效率^[11]。其具体形式为:

$$\begin{aligned} & \rho_i^* = \min \rho \\ & \text{s.t.} \left\{ \begin{array}{l} \sum \lambda_i X_i + S_i^- = \rho X_0 \\ \sum \lambda_i Y_i - S_i^+ = Y_0 \\ \lambda_i \geq 0, i=1, \dots, n; S_i^- \geq 0, S_i^+ \geq 0 \end{array} \right. \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, ρ_i^* 为粮食生产技术效率,且 $\rho_i^* \in [0, 1]$; λ_i 为权重系数; X_i 、 Y_i 分别为投入产出要素; S_i^- 为投入要素的不足值; S_i^+ 为产出要素的不足值。 $\rho_i^* = 0$ 表示无技术效率, $\rho_i^* = 1$ 表示技术效率最优,无改进空间。

2. 粮食生产技术效率的度量

本文利用DEAP2.1软件计算了1990—2014年各省(市、区)粮食生产技术效率,其测算指标数据、来源见表1。

需要说明的是:(1)本文引入虚拟变量“是否取消农业税”,考察政策因素对粮食生产技术效率的影响。具体为2004年以前为“0”,之后为“1”^[11]。(2)测算所采用的指标数据为平均值,具体处理步

骤为:先求得各地区三种作物各种费用及用工数量的亩平均值;将三种作物亩平均值算数平均^①以求得粮食生产各投入要素的亩平均值。(3)为了便于空间计量,合并与剔除相关空间单元,具体为:北京市、天津市并入河北省,上海市并入江苏省,海南省并入广东省,重庆市并入四川省;由于数据缺失,剔除西藏^②。技术效率测算结果见表 2。

表 1 粮食产出、投入要素

要素名称	具体内容	单位	来源
粮食产量	小麦、玉米、水稻产量	吨	1991—2015 年《中国农村统计年鉴》
直接费用	种子、农家肥、化肥、农膜、农药、畜力、机械、灌溉、燃料动力、棚架材料、其他	元	1991—2015 年《全国农产品成本收益资料汇编》
间接费用	固定资产折旧、小农具购置与维修、管理和其他、销售	元	1991—2015 年《全国农产品成本收益资料汇编》
用工数量	每亩用工数量	天/亩	1991—2015 年《全国农产品成本收益资料汇编》
种植面积	小麦、玉米、稻谷种植面积	万亩	1991—2015 年《中国农村统计年鉴》

表 2 1990—2014 年间主要年份各省区粮食生产技术效率

年份	1990	1995	2000	2005	2010	2014
河北	0.906	0.699	0.753	0.697	0.775	0.723
山西	0.946	0.496	0.608	0.775	0.682	0.636
内蒙古	0.912	0.505	0.742	0.675	0.831	0.675
辽宁	0.801	0.761	0.865	0.938	0.844	0.571
吉林	1.000	0.897	0.879	1.000	1.000	0.868
黑龙江	0.911	0.910	1.000	1.000	1.000	0.762
江苏	0.922	0.659	0.991	0.932	0.862	0.614
浙江	0.900	0.565	1.000	1.000	1.000	0.634
安徽	0.900	0.885	0.958	0.710	0.803	0.600
福建	0.717	0.567	0.892	0.792	0.842	0.223
江西	0.792	0.566	1.000	0.711	0.751	0.606
山东	0.992	0.608	0.905	0.793	0.899	0.727
河南	0.788	0.591	0.870	1.000	1.000	1.000
湖北	0.796	0.713	0.999	1.000	0.927	0.666
湖南	0.887	0.613	1.000	0.821	0.903	0.603
广东	0.984	0.529	0.944	0.748	0.770	0.631
广西	0.889	0.429	0.965	0.548	0.603	0.538
四川	1.000	0.794	1.000	1.000	1.000	0.871
贵州	1.000	0.548	0.884	0.769	0.909	0.631
云南	0.724	0.545	0.900	0.672	0.718	0.782
陕西	0.873	0.484	0.834	0.605	0.607	0.646
甘肃	0.638	0.228	0.381	0.440	0.425	0.428
青海	1.000	0.539	0.541	0.765	0.066	0.062
宁夏	0.781	1.000	0.706	0.606	0.703	0.652
新疆	0.962	0.647	1.000	1.000	0.851	1.000

① 方法参照历年的《全国农产品成本收益资料汇编》。

② 因数据缺失,港澳台地区也没有包含进来,这仅限于一种学术研究上的处理。

由测算结果知,我国粮食生产技术效率整体上呈现出波动中略有下降,东、中、西部技术效率逐渐趋同的趋势^[8]。具体来看,东部省份粮食生产技术效率出现了较大幅度下降,如东北三省、山东、福建等;中、西部地区下降幅度较低:云南、河南、新疆技术效率有所提升,甘肃和宁夏相对平稳;但受资源与环境双重压力^[10],青海、贵州等省(市/区)技术效率下降明显。可见,技术效率不同幅度与方向的变动实现了地区间的趋同。整体来看,农业经营者面临的高农业投入和机会成本,促使其选择粗放的经营模式^[12],降低了粮食生产技术效率。地区间,由于不同省(市/区)粮食生产技术效率的影响因素不同,如东部省(市/区)耕地资源的减少,环境的恶化^[10];中西部省(市/区)劳动力的减少,环境恶化、资源条件和人力资本等^[10]的限制,导致地区间粮食生产技术效率不同幅度的与方向的变动。这也为空间计量模型的应用奠定了现实基础。

三、计量模型的构建

考虑前文测算粮食生产技术效率所涉及的投入产出要素,根据拓展的 Solow 模型^①,本文选择适当变量,构建计量模型。由拓展的 Solow 模型知,影响农业生产的因素可以分为农业投入要素、社会因素。农业投入要素包括:人力资本、资本和土地;社会因素包括:经济因素和政策制度因素。此外,为全面描述粮食生产,引入自然条件因素。

(1)资本投入。资本是农业生产中最活跃的因素,农业技术进步(如农业机械技术进步)主要以农业资本形式出现,农业基础设施建设、农业灾害防治、农业科技研发等都依赖于大量资本投入^[13]。已有研究表明,我国农业的持续发展源于农业资本深化^[14]。农业资本投入增加促进我国粮食生产技术效率提高。相对于农业固定资产投资数据,政府农业投资的内涵更丰富,且综合性地反映农业发展水平,本文采用农业财政投资与财政总支出的比值描述资本要素。

(2)人力资本。人力资本能够显著提高农业劳动力的知识水平、信息采集与利用能力、农业技术应用能力,提高农业生产力和粮食生产技术效率^[13]。教育是人力资本投资最重要的形式^[15],受教育水平则是人力资本最直接的表现。受教育水平的提高,一方面可以促使农业劳动力通过“干中学”,积累知识、经验,更好地指导生产;另一方面,可以提升农业劳动力“向他人学习”的能力,加速农业技术的传播与交流^[16]。本文选取农村劳动力平均受教育水平作为衡量人力资本的指标^[17]。

(3)土地规模。从人均角度而言,土地投入表现为人均经营耕地面积。在农业劳动力供给减少的背景下,土地利用效率提高成为中国农业增长的又一源泉^[18]。我国普遍以农户小规模经营为主,规模的适度扩大能够带来规模效应,降低农业生产成本,提高资源利用率与农业生产技术效率^[19-20]。因此,本文以农业劳动力人均耕地面积描述土地规模。

(4)社会因素。经济发展过程中生产要素流向比较收益较高的产业,在一定程度上阻碍农业技术效率的提高。基于二元经济理论与“诱致性技术变迁理论”,农业劳动力大量输出,引致劳动节约型技术需求增加^[19],促进农业技术效率提高。城市化水平反映经济发展程度和农业劳动力流动状况,本文以城市化水平(非农人口比)描述经济因素。同时考虑经济发展带来的技术进步,本文引入农业科技因素。农业科技可以提高农业生产技术效率^[21],其中,农技人员是农业科技推广体系中最活跃的因素^[22]。考虑到数据可得性,本文以农村每万人农业技术人员拥有量衡量农业科技力量。

(5)自然条件。农业属于弱质性产业,自然灾害阻碍农业生产。已有研究表明,自然灾害降低了农业生产要素生产率与农业产出,制约农业生产技术效率提升^[13]。根据数据可得性和已有研究,引入农作物受灾面积比衡量自然条件的影响。所用数据均来源于相应年份的《中国农村统计年鉴》和《中国统计年鉴》,变量名称及含义见表 3。

① 拓展的 Solow 模型关注人力资本、劳动力、资本投入、政策制度对经济发展的影响。

表 3 空间计量模型变量选取

变量类型	含义	变量名称	具体含义
内生变量		$TecEff$	各空间单元历年粮食生产技术效率
	知识水平	$EduLe$	农村劳动力平均受教育水平 ^①
	城市化水平	$NonagrP$	非农人口比例
	规模水平	$Land$	农业劳动力人均耕地面积
外生变量	农科水平	$Tech$	农村每万人拥有农业技术人员数量
	自然条件	$AgrD$	农作物播种面积受灾比
	农业资金	$AgrEx$	各空间单元历年农业财政支出占总财政支出比
	空间权重矩阵	w	由空间单元距离平方倒数构成的空间权重矩阵

基于以上理论分析和变量选择,为便于空间计量模型选择,本文首先构建不含空间交互作用的传统计量模型:

$$TecEff = \alpha + \beta_1 EduLe + \beta_2 NonagrP + \beta_3 Land + \beta_4 Tech + \beta_5 AgrD + \beta_6 AgrEx + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

在此模型基础上,研究所需的空间计量模型将在下文通过系列检验确定。

四、空间计量实证分析

1. 计量模型的选择

Anselin 等指出当空间单元之间存在联系时,空间面板模型会包含空间滞后变量或者误差项服从空间自回归过程(spatial auto regressive, SAR)。前者为空间滞后模型(spatial lag model, SLR),后者为空间误差模型(spatial error model, SEM)^[23]。LeSage 等拓展以上两个模型,提出更具广泛意义的杜宾模型(spatial Durbin model, SDM)^[24]。SAR、SEM 模型具体形式依次如式(3)、(4):

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x'_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = x'_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \varphi_{it} \varphi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \varphi_{jt} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)中, y_{it} 为时间 t , 空间对象 i 的内生变量值, 其中 $i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$; w_{ij} 为空间权重矩阵 w 的元素。研究发现距离平方的倒数矩阵对误差不敏感、结果具有可比性, 因此本文选择距离平方的倒数作为矩阵元素^[11]; y_{jt} 为时间 t , 除对象 i 之外的空间对象的内生变量值; $\delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ 为除 i 之外空间对象对 i 的交互影响; δ 为衡量交互影响强度的未知参数; x'_{it} 为外生变量; β 为系数向量; ϵ_{it} 为误差项, 均值为 0、方差为 δ^2 ; μ_i 为空间特定效应, 控制所有空间特定、时间恒定的变量; λ_t 为时间特定效应, 控制所有时间特定、空间恒定的变量^[25]。

式(4)中, ρ 为空间相关系数, 其余符号与式(3)相同。

为判定空间计量模型(SAR 或 SEM)是否优于传统面板模型, 需要基于非空间模型(式(2))计算残差的拉格朗日乘数检验(LM)和稳健拉格朗日乘数检验, 其残差服从 $\chi^2(1)$ 分布^[26]。

通过上述检验, 如果原假设被拒绝, 可判定 SAR 或 SEM 相对于非空间模型更适合数据描述, 则需进一步检验 SDM 模型的适用性。SDM 模型形式如式(5):

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x'_{it} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x'_{jt} \theta + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, x'_{jt} 为空间单位 j 的空间滞后外生变量向量; θ 为待估系数向量。

为判定 SDM 的适用性, 需进行 Wald 检验。即检验两个假设条件: $H_0^1: \theta = 0$ 与 $H_0^2: \theta + \delta \beta = 0$ 。

^① 本文平均受教育水平根据 IFPRY 公式得出, $EduLe = \text{小学学历比例} \times 6 + \text{初中学历比例} \times 9 + \text{高中或中专学历比例} \times 12 + \text{高等学历比例} \times 14$ 。

通过三个模型表达式可知,第一个假设条件用以判定 SDM 是否可以简化为 SAR,而第二个则是判定 SDM 是否可以简化为 SEM。只有同时拒绝两个假设条件时才说明 SDM 更合适。若只有一条假设通过,则应选用相应的模型(SAR 或 SEM)。

空间效应、时间效应分别有随机形式和固定形式之分,需采用 Hausman 检验判定,其假设条件为 $H_0: h = 0$ 。若拒绝原假设,则表明固定效应模型更适合。

对于 SAR、SEM 和 SDM 的固定效应模型中参数存在的偏误,本文参照 Lee 等的纠正方法^[27]。

2. 实证结果分析

本文在构建不含空间交互作用的传统面板模型的基础上,通过系列检验,选择计量模型。由表 4-1 部分结果可知,空间固定效应和时间固定效应同时存在,说明模型中应保留 μ_i 与 λ_t 。同时,表 4-2 部分第五列四个 LM 检验统计量全部在 10% 的显著水平上通过检验,则证明 SAR 与 SEM 同时成立。

表 4-1 空间和时间固定效应联合显著性检验

	统计量	P 值
空间固定效应	349.376 2	0.000 0
时间固定效应	263.792 2	0.000 0

表 4-2 LM 检验结果

	混合估计模型(OLS)	空间固定效应模型	时间固定效应模型	空间和时间固定效应模型
变量空间滞后影响统计量	217.331 9***	247.213 9***	51.078 0***	4.756 5**
变量空间滞后影响统计量(稳健)	9.639 7***	1.553 9	41.317 1***	7.304 7***
空间误差自相关影响统计量	209.842 1***	245.943 2***	26.053 8***	3.184 0*
空间误差自相关影响统计量(稳健)	2.149 9	0.283 2	16.292 9***	5.732 2**

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

由于 SAR 和 SEM 同时成立,需继续估计 SDM 模型。根据所选变量,其具体形式为:

$$\begin{aligned}
 TecEff_{it} = & \alpha + \delta \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \times TecEff_{jt} + \beta_1 EduLe_{it} + \beta_2 NonagrP_{it} + \beta_3 Land_{it} + \beta_4 Tech_{it} + \\
 & \beta_5 AgrD_{it} + \beta_6 AgrEx_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \times EduLe_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \times NonagrP_{jt} + \theta_3 \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \times Land_{jt} + \\
 & \theta_4 \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \times Tech_{jt} + \theta_5 \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \times AgrD_{jt} + \theta_6 \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \times AgrEx_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (6)$$

由表 5 结果知,Wald 检验统计量均显著,说明 SDM 模型相对于 SAR 或 SEM 更合适。同时,本文利用 Lee 的误差修正方法,得出修正后的空间和时间固定效应的 SDM 模型估计结果,见表 5 第 2 列。

表 5 模型估计及相关检验

变量系数	空间和时间固定效应模型(误差修正)	空间和时间随机效应模型
δ	0.629 0*** (16.212 2)	0.158 0** (2.469 4)
β_1	0.016 8 (1.467 0)	0.003 0 (0.134 3)
β_2	0.253 9*** (3.074 6)	0.509 2*** (3.667 9)
β_3	-0.013 0 (-0.248 7)	-0.033 6 (-0.550 4)
β_4	0.000 1 (0.092 7)	0.000 3 (0.550 8)
β_5	-0.281 5*** (-5.661 5)	-0.130 8*** (-2.837 9)
β_6	0.492 2 (1.342 6)	0.579 8 (1.507 9)
θ_1	0.025 0* (1.774 5)	-0.096 4** (-2.045 2)
θ_2	-0.184 0 (-1.169 8)	1.116 0*** (3.457 5)
θ_3	0.181 8 (1.416 8)	-0.397 7** (-2.022 8)
θ_4	-0.002 7** (-2.180 3)	0.001 9 (1.148 9)
θ_5	0.299 1*** (4.012 7)	-0.027 8 (-0.294 0)
θ_6	-1.182 1** (-2.479 7)	-0.655 1 (-0.611 9)
R^2	0.420 0	0.555 8
对数似然值	278.482 9	410.892 6
Wald 内生变量空间滞后统计检验量	41.372 3***	16.346 6**
Wald 误差项空间自回归统计检验量	43.712 8***	17.956 3***
Hausman 检验	10.781 8	$P = 0.629$ 1

注:括号内为 t 统计量; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

值得注意的是,目前所有的检验都建立在固定效应前提下,而固定效应是否能够准确的刻画数据

关系,还需要进一步进行 Hausman 检验。由检验结果可知,无法拒绝空间和时间随机效应的假设。因此,可以确定空间和时间随机效应的 SDM 模型。表 5 第 3 列为考虑时间因素和空间因素的随机效应模型估计结果。

由实证结果可知,粮食生产技术效率受本省非农人口比例、自然灾害,以及外省非农人口比例、农业劳动力受教育水平和耕地规模的影响。本省、外省非农人口比例上升都对本省粮食生产技术效率有着显著的正向作用,表明城市化提升了技术效率。原因在于非农人口比例上升减少了农业劳动力供给,诱致劳动节约型技术变迁,提高了农业劳动生产率^[19],利于生产技术效率提升。本省耕地规模不显著,而外省耕地规模对本省有显著的消极影响,这与设想相反,可能的原因是规模扩大是一个多方面协同的过程,现阶段本省在缺乏相关辅助(如机械、新品种、大量资金的投入)的情况下,扩大经营规模未必会带来技术效率提升^[28];同时,由于我国地区间耕地经营规模的显著差异,部分地区盲目发展规模过大的种植大户、家庭农场,一方面导致农业资源集聚,另一方面降低了资源利用率,不利于粮食生产技术效率提高^[20]。省内受教育水平不显著,而外省受教育水平的消极影响显著,这是因为农业劳动力文化水平越高,越容易获得非农就业机会^[29]。外省农业劳动力的非农就业情况对本省农业劳动力的择业是一种强力的示范作用。可见仅依赖传统教育,缺乏有针对性的知识、技能的培训是不利于粮食生产的。

至此,本文可以得出以下结论:第一,城市化能够提升粮食生产技术效率;第二,在生产要素投入未能实现“帕累托效率”的情况下,耕地规模扩大不能提升技术效率;第三,农业劳动力受教育水平提高未必会提升粮食生产技术效率。

五、影响因素作用机制分析

在模型分析的基础上,运用 LeSage 等提出的计算方法^[24],可以获得各个影响因素的直接影响和溢出效应。

1. 度量方法

根据 LeSage 等提出的方法^[24],设定如下形式的 SDM:

$$Y = (I - \delta w)^{-1} \alpha + (I - \delta w)^{-1} (X' \beta + w X' \theta) + (I - \delta w)^{-1} \epsilon \quad (7)$$

求 Y 关于第 K 个内生变量 X' 的偏微分得式(8):

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial x_{Nk}} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial Y_N}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \delta w)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_K \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (8)$$

上式右侧矩阵对角线元素的均值即为直接影响,每行或每列除去对角线元素剩余元素的均值为间接影响,即溢出效应。通过 D 次抽样运算,可得到直接影响和溢出效应的均值。但该算法过程复杂、工作量大,LeSage 等将 $(I - \delta w)^{-1}$ 做如下分解:

$$(I - \delta w)^{-1} = I + \delta w + \delta^2 w^2 + \delta^3 w^3 + \dots \quad (9)$$

通过事先给定 δ 和 w 的次数(如次数为 100),简化直接影响与溢出效应的运算过程。

2. 度量结果分析

表 6 结果表明:农业灾害仅具有显著的直接影响,农业劳动力受教育水平、非农人口比例、人均耕地规模存在显著的溢出效应。且从整体来看,三个因素的溢出效应程度至少是直接影响的两倍,说明溢出效应是我国粮食生产技术效率提升的主要路径。

具体来看:(1)知识水平存在负的溢出效应。这意味着其他省份农业劳动力受教育水平越高,越不利于本省粮食生产技术效率提高。其原因在于受教育水平越高,选择比较收益高的非农就业的概率就会越高;(2)城市化水平的溢出效应和直接影响显著为正,表明城市化水平带动了省内外的粮食生产技术效率提高。主要表现在以下几个方面:城市化促进了农业“相对剩余劳动力”转移,为农业机

械化和规模经营创造了现实条件,提高了粮食作物生产效率^[19];劳动力流动,特别是随着一批高素质人才“回流”到农业生产和经营活动中,促进了农业在生产方式、销售模式等方面的“诱致变迁”或创新;(3)耕地规模的溢出效应显著为负。原因是在农业劳动力供给减少背景下,以资本替代劳动力、发展适度规模经营成为我国农业发展必由之路^[14,19]。当前我国农业主要以小规模经营为主,部分地区盲目扩大经营规模,超出了经营主体的经营能力,降低了资源利用率,同时导致资源的集聚,加剧了部分地区资源的匮乏^[20]。

表6 直接影响与溢出效应

变量	空间和时间固定效应模型(误差修正)			空间和时间随机效应模型		
	直接影响	溢出效应	总效应	直接影响	溢出效应	总效应
EduLe	0.022 1** (2.078 7)	0.090 7*** (3.981 6)	0.112 8*** (5.323 8)	-0.000 5 (-0.021 9)	-0.109 2* (-2.040 6)	-0.109 7*** (-2.185 7)
NonagrP	0.248 1** (2.688 9)	-0.063 0 (-0.148 5)	0.185 1 (0.393 2)	0.546 5*** (3.939 2)	1.391 6*** (3.612 2)	1.938 1*** (4.566 7)
Land	0.010 6 (0.174 2)	0.452 9 (1.320 9)	0.463 5 (1.225 0)	-0.046 7 (-0.769 8)	-0.468 9* (-1.970 4)	-0.515 5*** (-2.064 2)
Tech	-0.000 3 (-0.537 7)	-0.007 0* (-1.967 0)	-0.007 4* (-1.843 1)	0.000 4 (0.659 0)	0.002 3 (1.136 6)	0.002 7 (1.183 7)
AgriD	-0.264 0*** (-5.325 6)	0.317 5* (1.984 4)	0.053 5 (0.319 2)	-0.133 6*** (-2.905 5)	-0.059 2 (-0.561 8)	-0.192 8* (-1.886 5)
AgriEx	0.361 7 (1.050 1)	-2.250 2** (-2.592 6)	-1.888 6** (-2.185 4)	0.565 4 (1.518 3)	-0.664 4 (-0.546 4)	-0.099 0 (-0.077 1)

注:括号内为t统计量;*,**,***分别表示在10%,5%,1%的水平上显著。

六、结论与建议

在保障我国粮食安全的背景下,本文采用空间计量分析方法,实证分析影响粮食生产技术效率的因素,测算各影响因素直接影响和溢出效应,并识别粮食生产技术效率的提升路径。通过实证结果,得出以下结论:城市化在一定程度上提升了粮食生产技术效率;未能实现互补效应、规模效应的机械、资金等要素投入,难以带来技术效率提升;缺乏针对性的农业劳动力教育,未显著提升粮食生产技术效率;溢出效应是提升我国粮食生产技术效率的主要路径。

针对研究结论,本文提出如下建议:(1)发展适度规模经营。各地区要结合本地区与周边地区机械化水平、技术推广程度、资金投入量、农业劳动力等状况,确定适度的经营规模,重点发展以家庭劳动力投入为主的家庭农场;(2)加强专业农民职业培训。积极推广种粮农民职业化,加强其在粮食生产知识、技能,粮食储藏、加工、销售等方面培训,发挥综合经营效益高的种粮农民的示范作用。同时,建立长期教育机制,不断提高其知识与技能;(3)加强对农村的财政支持,完善农业社会化服务体系。财政支出和社会服务要侧重于农业机械化水平、人力资本等农业发展内在条件的提升,以及基础设施、农业金融服务、农业科技推广等外在条件的改善;(4)加强粮食生产功能区建设。溢出效应是提升我国粮食生产技术效率的主要方向,通过粮食生产功能区的建设,在农业基础设施建设、农业资源配置、农业技术推广应用等方面对周边地区产生辐射与带动作用,推动全国性的粮食生产技术效率提升。

需要注意的是,本研究发现随着时间推移,粮食生产技术效率整体呈现波动下降的趋势,这可以部分解释为在农业经营的高投入和高机会成本背景下,东部地区生态环境恶化、耕地资源减少,中西部地区劳动力减少和资源约束等原因,但不排除还有其他因素的影响。因此,鉴于其对我国粮食生产有重要理论和现实意义,这个问题还有待深入研究。

参 考 文 献

- [1] 朱信凯,夏薇.论新常态下的粮食安全:中国粮食真的过剩了吗? [J].华中农业大学学报(社会科学版),2015(6):1-10.
- [2] 吕新业,胡非凡.2020年我国粮食供需预测分析[J].农业经济问题,2012(10):11-18.
- [3] 潘丹,应瑞瑶.环境污染约束下农业生产率增长地区差异及其动态分布演进[J].中国科技论坛,2013,5(5):60-67.

- [4] CAVES D W, CHRISTENSEN L R, DIEWERT W E. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity[J]. *Econometrica*, 1982, 6(50): 1394-1414.
- [5] FARRELL M J. The measurement of production efficiency[J]. *Journal of the royal statistical society*, 1957, 120(3): 253-281.
- [6] LEIBENSTEIN H. Allocative efficiency vs. "X-efficiency"[J]. *American economic review*, 1966, 56(3): 392-415.
- [7] RAE A N, MA H Y, HUANG J K, et al. Livestock in China: commodity-specific total factor productivity decomposition using new panel data[J]. *American journal of agricultural economics*, 2006, 88(3): 680-695.
- [8] 马林静, 王雅鹏, 吴娟. 中国粮食生产技术效率的空间非均衡与收敛性分析[J]. *农业技术经济*, 2015(4): 4-12.
- [9] YAO S, LIU Z. Determinants of grain production and technical efficiency in China[J]. *Journal of agricultural economics*, 1998, 49(2): 171-184.
- [10] 闵锐, 李谷成.“两型”视角下我国粮食生产技术效率的空间分异[J]. *经济地理*, 2013, 3(33): 144-149.
- [11] 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.
- [12] 钟甫宁. 正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题[J]. *农业技术经济(月刊)*, 2016(1): 4-9.
- [13] 魏丹, 闵锐, 王雅鹏. 粮食生产率增长、技术进步、技术效率——基于中国分省数据的经验分析[J]. *中国科技论坛*, 2010(8): 140-145.
- [14] 李谷成, 范丽霞, 冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长——对 1978~2011 年中国农业增长与资本存量的实证估计[J]. *管理世界*, 2014(5): 67-79.
- [15] 蔡昉, 张车伟. 劳动经济学[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2015.
- [16] 孔祥智, 方松海, 庞晓鹏, 等. 西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析[J]. *经济研究*, 2004(12): 85-95.
- [17] 李谷成. 人力资本与中国区域农业全要素生产率增长——基于 DEA 视角的实证分析[J]. *财经研究*, 2009(8): 120-127.
- [18] 李谷成. 资本深化、人地比例与中国农业生产率增长率——一个生产函数分析框架[J]. *中国农村经济*, 2015(1): 14-30.
- [19] 蔡昉, 王美艳. 从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战[J]. *经济研究*, 2016(5): 14-26.
- [20] 尚旭东, 朱守银. 家庭农场和专业农户大规模农地的“非家庭经营”: 行为逻辑、经营成效与政策偏离[J]. *中国农村经济*, 2015(12): 4-13.
- [21] 张朝华. 资源约束环境下农业经济增长及其影响因素——来自广东的证据[J]. *中央财经大学学报*, 2011(6): 71-76.
- [22] 王建明, 李光泗, 张蕾. 基层农业技术推广制度对农技员技术推广行为影响的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2011(3): 4-14.
- [23] ANSELIN L, GALLO J L, JAYET H. Spatial panel econometrics[M]. The econometrics of panel data. Springer Berlin Heidelberg, 2008.
- [24] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics (statistics, textbooks and monographs)[M]. Boca Raton, Fl: CRC press, 2009.
- [25] BALTAGI B H. Econometric analysis of panel data[M]3rd ed. Chichester, UK: Wiley, 2005.
- [26] ELHORST J P, FISCHER M M, GETIS A. Spatial panel data models [M]. Berlin: Springer, 2010.
- [27] LEE L F, YU J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. *Journal of econometrics*, 2010, 154(2): 165-185.
- [28] 陈飞. 农业生产技术采用的耕地规模门限效应研究[J]. *财经问题研究*, 2015(6): 78-86.
- [29] 任国强. 人力资本对农民非农就业与非农收入的影响研究——基于天津的考察[J]. *南开经济研究*, 2004(3): 3-10.

(责任编辑: 陈万红)