农田灌溉设施的全要素生产率增长效应

栾 健,韩一军

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)

摘 要: 基于中国15个小麦主产省2000—2017年面板数据,采用SFA-Malmquist指数法和面板工具变量法探讨了农田灌溉设施的小麦全要素生产率增长效应及作用机制,结果表明:2000—2017年间,小麦全要素生产率年均提升1.66%,技术进步率和效率提升率年均增长1.21%和0.38%,总体表现为技术诱导型的增长模式;农田灌溉规模的扩张可以在保障小麦生产效率提升的同时推动技术进步,实现小麦全要素生产率增长的双重驱动;农田灌溉质量的提升表现出正向的技术进步效应,但对技术效率却产生了微弱负向影响,且全要素生产率增长效应不显著。因此,在保持灌溉规模扩张对小麦全要素生产率驱动作用的同时,挖掘灌溉质量提升带来的全要素生产率增长潜能,将会是实现小麦稳产增产的关键。

关键词: 农田灌溉设施; 小麦生产; 全要素生产率; 技术效率; 技术进步

中图分类号: F323.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2020)03-0084-10

一、引言

提高农业全要素生产率是保障粮食安全、实现农业现代化和可持续发展的关键[1]。1978—2017年,中国粮食产量由30476.5万吨提升至66160.72万吨,年均增长率高达2.10%,其原因就在于生产要素投入规模的扩大和全要素生产率的提升[2]。作为农业高质量发展的基础工程,农田灌溉设施与农业生产紧密相关,对防灾减灾、提高生产效率和保障粮食稳产增产具有重要意义[3-5]。随着农田水利投资的不断增加,中国农田灌溉设施建设实现了快速发展,不仅提高了水资源与作物种植规模的空间匹配度,降低了作物灌溉环节的劳动力投入和管理费用,也有助于优化配置其他环节的要素投入,更为新型技术的推广与采用创造了条件。厘清农田灌溉设施对农业全要素生产率的影响,识别农田灌溉设施全要素生产率增长效应的作用路径,对于推进农业现代化、实现农业可持续发展具有重要意义。

当前,关于农业灌溉设施对农业生产影响的研究日益丰富,已有学者从农田灌溉设施的成本节约效应[6]、粮食增产效应[7]以及对农业区位与种植结构调整[8]、要素投入变化[9]、农业技术效率和经济增长[10]的影响等多角度展开了丰富研究。总体来说,农田灌溉设施的改善是提高农业产出和农业生产效率的重要因素[11],也是实现农户由传统经营方式向现代农业经营方式转变的推动力量[12]。从农田灌溉设施对农业全要素生产率影响的研究看,已有研究从以下几方面做出了解释:首先,作为发挥规模经营等成本节约手段的"先行投资"[13],农田灌溉设施对农业生产过程中的劳动力、资本等投入要素具有替代或互补效应[14],在农村劳动力日益稀缺的背景下,农田灌溉设施可以促进资本替代劳动来实现要素投入的优化配置[9];其次,农田灌溉水平的提升是抵御水旱灾害的重要保障[15],可以有效降低农业自然灾害带来的粮食灾损量和额外投入,最终表现为生产成本

收稿日期: 2020-01-06 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2020.03.008

基金项目: 国家现代农业产业技术体系(CARS-03-08B);国家社会科学基金重大项目(18ZDA074)

作者简介: 栾 健(1991—),男,山东烟台人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: luanjian110550@126.com

的降低和产量提升；第三，农田灌溉率的提升可以改善土壤的质量，有助于促进农作物新品种和新技术的采纳，实现农业技术进步[16]，推动生产前沿面移动。以往研究为后续研究奠定了坚实的理论基础、提供了充足的实证依据，但多从农田灌溉设施的规模扩张角度研究了农田灌溉设施的全要素生产率增长效应[17-19]，对灌溉设施质量提升带来的红利鲜有关注，这使得农田灌溉设施的全要素生产率增长效应无法得到准确识别。

小麦是中国三大主粮之一，也是高耗水作物，多种植于水资源短缺的北方地区，对农田灌溉条件依赖性强。考虑到不同农作物的需水特性、种植农艺和生长环境的差异，选取小麦而非农业或粮食整体进行研究，对实现小麦生产提质增效具有重要现实意义。因此，本文基于 2000—2017 年中国 15 个小麦主产省数据，建立包含农田灌溉设施的内生增长模型进行理论机制分析，从规模扩张和质量提升两个视角实证检验农田灌溉设施对小麦全要素生产率的影响程度和作用机制，为小麦稳产增产和农业可持续发展提供对策建议。

二、农田灌溉设施内生增长理论机制

农田灌溉设施是一种具有公共物品属性的基础设施[20]。从新古典经济学到内生增长理论，公共物品投资与经济增长关系的研究始终是理论经济学探讨的热点问题。从全要素生产率的提升机制看，可以将全要素生产率的增长分解为技术进步和技术效率提升两条路径，即生产前沿面的移动和要素投入的优化配置。首先建立将农田灌溉设施看成投入要素的小麦生产模型，在此基础上考虑农田灌溉设施对其他投入要素的替代或互补关系，逐步分离出农田灌溉设施的技术进步效应和效率提升效应。借鉴 Mittal 和 Nault[21] 的研究思路，假定单位面积小麦生产仅有资本 K 和劳动 L 两种投入，建立农田灌溉设施对全要素生产率影响的内生增长模型如下：

$$Y = A(W)K^{\alpha}L^{\beta}W^{\gamma} \tag{1}$$

(1)式中，Y 表示小麦单产；A 表示小麦生产技术水平；K 和 L 分别表示资本投入和劳动投入；W 为农田灌溉水平，是各类农田灌溉设施灌溉能力的综合体现；α、β、γ 分别为资本、劳动和农田灌溉水平的产出弹性。从(1)式可以看出，农田灌溉设施从两方面影响产出增长：一是作为一种直接投入，和其他投入要素共同促进产出增长；二是技术进步效应，即通过希克斯中性效率函数 $A(W)$ 影响技术进步，使得整个生产函数发生变化，最终作用于小麦单产。

由于农田灌溉水平的提升可以影响要素投入配置，农田灌溉设施会影响到小麦生产资本和劳动要素的投入。为进一步将农田灌溉设施对小麦生产要素投入的优化配置作用分离出来，设定农田灌溉设施对资本和劳动投入的影响如下所示：

$$K_W = K\varphi(W) = Ke^{\delta W} \tag{2}$$

$$L_W = L\varphi(W) = Le^{\eta W} \tag{3}$$

其中 $0<\delta<1$，$0<\eta<1$。将(2)式和(3)式带入(1)式中可得到扩展形式的生产函数方程：

$$Y = A(W)(Ke^{\delta W})^{\alpha}(Le^{\eta W})^{\beta}W^{\gamma} = A(W)e^{\kappa W}K^{\alpha}L^{\beta}W^{\gamma} \tag{4}$$

(4)式中，$\kappa = \alpha\delta + \beta\eta$，是资本和劳动产出弹性的加权平均值。在此基础上，全要素生产率 TFP 可以表示为：

$$\mathrm{TFP} = \frac{Y}{K^{\alpha}L^{\beta}W^{\gamma}} = A(W)e^{\kappa W} \tag{5}$$

对(5)式取对数得：

$$\ln\mathrm{TFP} = \kappa W + \ln A(W) \tag{6}$$

由(6)式可知，农田灌溉水平 W 对全要素生产率的影响被分解为两部分：效率提升效应 κW 和技术进步效应 $\ln A(W)$。因此，农田灌溉设施全要素生产率增长效应的作用路径有两条：农田灌溉

设施的完善可以通过优化要素投入配置实现技术效率的提升,促进小麦全要素生产率增长,即效率提升效应 κW;农田灌溉水平的提升为小麦生产前沿面的移动提供了支撑作用,通过促进技术进步推动小麦全要素生产率增长,即技术进步效应 $\ln A(W)$。

农田灌溉水平可以从灌溉规模和灌溉质量两方面体现。从灌溉规模看,完善的农田灌溉设施可以扩大耕地灌溉范围,使更多耕地的小麦生产水资源供给得以保障,缓解旱灾对小麦生产的负面影响;考虑到水资源投入与其他要素投入的替代与互补关系,灌溉规模的扩大可以通过优化小麦种植环境,提高土地、劳动和资本的边际产出,促进小麦生产效率的提升;灌溉规模的扩大也会伴随着土地整理和田垄破除,可以降低耕地细碎化程度,改善耕地质量和数量,从而推动小麦规模化种植,促进新型农业技术采纳,推动生产前沿面前移。从灌溉质量看,各类节水灌溉设施的采用可以降低小麦生产的水资源投入,缓解小麦生产的水资源约束;节水灌溉还可以减少农业生产中的劳动力配置,提高劳动力的单位产出,缓解农业劳动力老龄化和女性化问题对农业生产的不利影响,为资本密集型技术采纳提供条件。因此,农田灌溉设施可以从灌溉规模和灌溉质量两方面影响小麦生产技术效率和技术进步,推动小麦全要素生产率提升。

三、模型、变量与数据

(一)模型设定

为分析农田灌溉设施对小麦全要素生产率的影响,首先采用面板随机前沿函数(SFA)及 Malmquist 生产率指数对小麦全要素生产率进行测算和分解。为避免函数形式的误设,选择采用包络性强的超越对数生产函数,并以 Battese 等[22]提出的随机前沿生产函数模型为基础,具体设定如下:

$$\begin{aligned}\ln Y_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln F_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 T + \beta_5 \ln L_{it} \ln F_{it} + \beta_6 \ln L_{it} \ln K_{it} + \\ & \beta_7 \ln F_{it} \ln K_{it} + \beta_8 (\ln L_{it})^2 + \beta_9 (\ln F_{it})^2 + \beta_{10} (\ln K_{it})^2 + \beta_{11} T \ln L_{it} + \\ & \beta_{12} T \ln F_{it} + \beta_{13} T \ln K_{it} + \beta_{14} T^2 + v_{it} - u_{it}\end{aligned} \tag{7}$$

其中 Y_{it} 表示第 i 小麦主产省在第 t 年时的单产;L_{it}、F_{it} 和 K_{it} 分别表示第 i 小麦主产省第 t 年的劳动、化肥和资本;T 为表征技术变迁的时间趋势项,$\beta_0 \sim \beta_{14}$ 待估计系数;v_{it} 为独立同分布的随机误差项,且 $v_{it} \sim i.i.d.\ N(0, \sigma_v^2)$;$u_{it}$ 为技术无效率参数。

在得到模型参数后,小麦生产技术效率可以表示为:

$$\mathrm{TE}_{it} = e^{-u_{it}} \tag{8}$$

基于此,第 t 期到第 $(t+1)$ 期的技术效率变化则可以表示为:

$$\mathrm{TECH}_i^{t,t+1} = \mathrm{TE}_{i,t+1} \div \mathrm{TE}_{it} \tag{9}$$

技术进步可以用时间趋势项的边际产出表示,用 $\ln Y$ 对时间趋势项 T 求导得出。考虑到技术进步可能存在非中性特征,即技术进步会因要素投入的改变而表现出差异,因此使用几何平均值表示相邻时期的技术变化,具体如下所示:

$$\mathrm{TPCH}_i^{t,t+1} = \exp\left[\frac{1}{2}\left(\frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial T} + \frac{\partial \ln Y_{i,t+1}}{\partial (T+1)}\right)\right] \tag{10}$$

在规模报酬不变的假定[23-24]下①,根据 Malmquist 生产率指数的分解式,全要素生产率的提升可以用技术进步和效率提升的乘积表示,即:

① 在估计随机前沿函数后进行了规模报酬不变假设的 Wald 检验,检验值为 0.68,P 值为 0.41,不能拒绝规模报酬不变(即各要素产出弹性系数等于 1)的假设,因此这一假定合理。

$$TFP_i^{t,t+1} = TEC_i^{t,t+1} \times TPCH_i^{t,t+1} \tag{11}$$

(11)式中，$TEC_i^{t,t+1}$ 表示效率提升指数，反映了在既定技术条件下，决策单元技术效率的提升对全要素生产率增长的作用；$TPCH_i^{t,t+1}$ 表示技术进步指数，反映了从 t 期到($t+1$)期内生产前沿面的扩张对全要素生产率增长的贡献。

基于此，建立农田灌溉设施对小麦全要素生产率影响回归模型如下：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it} + \alpha_2 Q_{it} + \theta \text{Control}_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

(12)式中，y_{it}为全要素生产率；α_0 为待估计常数项；农田灌溉水平用灌溉规模 S_{it}和灌溉质量 Q_{it}表示，α_1 和 α_2 为待估计系数，分别表示灌溉规模 S_{it}和灌溉质量 Q_{it}对小麦全要素生产率的影响程度；Control_{it}表示控制变量矩阵，包括农村人力资本、人均耕地面积、城镇化率、机械化程度、农业政策和农业自然灾害成灾率；θ 表示相应的回归系数；η_i 为省市维度的个体固定效应，用于消除一些可能被遗漏但同时影响农田灌溉设施和小麦全要素生产率的区域特征变量的影响；λ_t为年度虚拟变量，用以控制各类农业政策对小麦全要素生产率的影响；ε_{it}为随机扰动项。在此基础上，分别以技术进步指数和效率提升指数作为因变量进行(12)式的回归，以期明确农田灌溉设施小麦全要素生产率增长效应的实现机制。考虑到实证模型中的内生性问题，如全要素生产率、技术效率和技术进步提升较快的地区，可能更倾向于加强农田灌溉设施建设，分别选取灌溉规模和节水灌溉率的一阶滞后项作为工具变量，进行 2SLS 估计。

(二)变量选取

小麦生产投入产出变量。产出变量为小麦单产，用小麦亩均产出表示；选取劳动、化肥和资本表征投入情况，具体来说分别用亩均用工量、亩均化肥投入量和亩均扣除化肥费后的其他费用投入表示。为剔除物价水平的影响，使用各省生产资料价格指数对每亩扣除化肥费后的其他费用进行平减，将其折算为 2000 年不变价格。

核心变量为农田灌溉水平。农田灌溉设施主要包括蓄水、引水、输水配水、提水、灌水等环节的设施以及量测水设施和灌溉试验站等[25]，采用某一类或几类农田灌溉设施无法充分反映出农田灌溉设施质和量的总体水平[17]，因此选取有效灌溉面积表示农田灌溉设施的规模，为缓解异方差等问题对估计有效性的影响，对有效灌溉面积取对数处理；选取节水灌溉率表示农田灌溉设施的质量，具体来说用节水灌溉面积除以耕地面积表示。

控制变量。控制变量选取农村人力资本、人均耕地面积、城镇化率、机械化程度和农业自然灾害受灾率。农村人力资本是改造传统农业、促进农业现代化发展的关键性因素[26]，对提高生产效率、推动技术进步具有重要影响，用各级文化程度人口比重乘以该级受教育年限系数表示，其中各级受教育年限系数按照小学、初中、高中、中专、大专及以上依次取值 6、9、12、12 和 16 年，为缓解异方差等问题，对该值取对数处理。人均耕地面积用各省耕地面积除以乡村人数表示。人均耕地面积是农地资源禀赋的直接体现，会对农户的生产经营及技术采纳行为产生直接影响。考虑到经营规模与生产效率可能存在非线性关系，引入人均耕地面积平方项进行控制。城镇化率用各省城镇人口数除以总人口数表示。城镇化主要通过劳动要素再配置、规模经营和资本深化等方面对农业全要素生产率产生影响[27]。农业机械化的推广可以有效缓解农村劳动力投入不足，改善投入要素配置，农业机械化水平用各省农业机械总动力除以农作物总播种面积表示。农业自然灾害可以直接影响小麦产出[28]，也会增加小麦种植的管理成本和其他要素投入，对小麦全要素生产率产生影响，农业自然灾害受灾率用各省受灾面积除以农作物总播种面积表示。

(三)数据来源

研究样本为中国15个小麦主产省[①],时间跨度为2000—2017年。小麦投入产出变量数据来源于《农产品成本收益资料汇编》(2001—2018),其他变量数据来源于2001—2018年的《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国水利统计年鉴》以及国家统计局数据网站,部分缺失数据查询各省统计年鉴或采用插值法补齐,最终整理出18年的面板数据。所选变量描述性统计结果如表1。

表1 变量选择与描述性统计

变量类别	变量名称	单位	均值	标准差	最小值	最大值
小麦投入产出变量	小麦亩产	千克/亩	326.35	78.68	100.90	494.28
	劳动投入	日/亩	6.75	3.22	0.26	17.50
	化肥投入	千克/亩	22.22	6.61	9.40	37.42
	资本投入	元/亩	120.65	30.57	61.01	192.16
影响因素变量	有效灌溉面积	千公顷	2866.82	1495.18	398.79	6030.97
	节水灌溉率		0.24	0.13	0.04	0.79
	农村人力资本		806.13	76.98	285.57	926.90
	人均耕地面积	公顷/人	0.25	0.21	0.06	1.03
	城镇化率		0.44	0.10	0.23	0.69
	机械化程度		0.52	0.24	0.17	1.27
	农业自然灾害成灾率		0.27	0.16	0.01	0.70

四、结果分析

(一)农田灌溉水平和小麦全要素生产率的时序演变轨迹

表2报告了随机前沿函数估计结果。基于估计结果,结合(8)~(11)式即可得到小麦生产技术效率变化、技术进步和全要素生产率。由于随机前沿模型的估计结果高度依赖模型的函数设定形式,为保证估计结果的准确性,采用LR检验分别进行了是否采用CD函数形式检验、技术无进步检验、技术非中性检验和非技术效率效应检验。LR检验均拒绝原假设,且结果中绝大多数变量的估计参数均显著,表明模型设定合理有效。

表2 随机前沿函数估计结果

变量	系数	标准误	变量	系数	标准误
劳动投入	−1.084**	0.522	化肥×资本	−0.559**	0.242
化肥投入	3.178***	0.956	劳动×时间	−0.026***	0.005
资本投入	−1.208	1.647	化肥×时间	0.049***	0.010
时间	0.134***	0.037	资本×时间	−0.033***	0.011
劳动平方项	−0.054**	0.023	常数项	2.766	3.711
化肥平方项	−0.245*	0.133	γ	0.615**	0.249
资本平方项	0.342	0.228	η	0.026*	0.015
时间平方项	−0.002***	0.000	似然值	233.71	
劳动×化肥	0.150	0.093	Wald检验值	361.36	
劳动×资本	0.273***	0.104	N	270	

注:括号内为标准误;***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同。

① 这15个省份是河北、山西、内蒙古、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、湖北、四川、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆,1991—2017年间,这15个省份的小麦播种面积和产量平均占全国的94.46%和95.90%。

2000—2017 年间，15 个小麦主产省的农田灌溉水平、小麦全要素生产率及分解如表 3 所示。从灌溉规模看，有效灌溉面积在 2000—2017 年间年均提升 1.57%，从 38366.7 千公顷提升至 49994.34 千公顷，表明农田灌溉设施总体水平呈现稳步提升趋势。从灌溉质量看，节水灌溉率从 2000 年的 16.65% 逐步提升至 2017 年的 28.32%，年均增长 0.69%，低于有效灌溉面积增速，表明农田灌溉质量的提升仍然具有较大空间。从小麦全要素生产率看，2000—2017 年间，小麦全要素生产率受技术进步和效率提升两大引擎的双重驱动，年均提升 1.66%，总体保持稳定增长趋势。从技术进步看，小麦生产技术进步率年均提升 1.21%，对全要素生产率提升的贡献率达到 72.53%，对小麦全要素生产率的增长起到了主导作用。小麦全要素生产率的提升属于技术诱导型增长模式，这与杨义武等[29]的研究结论一致。从效率提升看，小麦生产技术效率年均增长 0.38%，始终保持平稳增长态势，其增长速率随时间推移呈现放缓趋势，表明既定技术下要素配置的优化已处于瓶颈阶段。

表 3　小麦主产省农田灌溉水平、全要素生产率及分解（2000—2017 年）

年份	有效灌溉面积/千公顷	节水灌溉率/%	全要素生产率	技术进步率	效率提升率
2000	38366.70	16.65	1.0000	1.0000	1.0000
2001	38708.08	18.10	1.0333	1.0287	1.0045
2002	38707.48	19.43	1.0670	1.0576	1.0089
2003	38593.01	20.71	1.0992	1.0848	1.0132
2004	39062.19	21.57	1.1234	1.1041	1.0175
2005	39550.53	22.04	1.1441	1.1200	1.0216
2006	40239.89	23.28	1.1677	1.1386	1.0256
2007	40986.99	24.39	1.1901	1.1559	1.0296
2008	41879.41	22.87	1.2116	1.1724	1.0334
2009	42519.81	26.04	1.2309	1.1868	1.0372
2010	43371.49	28.36	1.2471	1.1982	1.0409
2011	44443.39	29.65	1.2609	1.2073	1.0445
2012	45587.04	28.90	1.2722	1.2139	1.0481
2013	46651.33	23.35	1.2803	1.2177	1.0515
2014	47439.75	24.26	1.2860	1.2192	1.0549
2015	48440.80	26.06	1.2887	1.2179	1.0582
2016	49499.40	27.64	1.2874	1.2130	1.0614
2017	49994.34	28.32	1.2829	1.2052	1.0646

注：为体现各指数随年份变化的连续性、可比性变动，分别将全要素生产率、技术进步率和效率提升率换算为以 2000 年为基期（取值为 1）的累积值。

（二）农田灌溉设施的小麦全要素生产率增长效应及分解

农田灌溉设施的小麦全要素生产率增长效应及分解回归结果如表 4 所示。首先采取双向固定效应模型对（12）式进行估计，在此基础上，分别选取灌溉规模和节水灌溉率的一阶滞后项作为工具变量，进行 2SLS 估计。两个内生变量一阶段回归的 F 值均大于 10，且在 1% 水平显著，表明不存在弱工具变量问题。

灌溉规模的扩张具有显著的全要素生产率增长效应。有效灌溉面积（对数值）提升 1% 可以实现小麦全要素生产率 0.357% 的增长。从分解结果看，有效灌溉面积（对数值）提升 1% 可以实现 0.262% 和 0.038% 的技术进步和效率提升，这就释放了一个信号：农田灌溉规模的扩张可以同时

促进小麦生产的效率提升和技术进步,实现小麦全要素生产率增长的双轮驱动。一方面,农田灌溉设施为小麦生产创造了适宜的外部环境,使得化肥、劳动力和资本的投入产出率提升,也会对原有的要素投入组合实现优化配置,降低旱灾发生时的额外投入和管理成本,表现为技术效率的提升;另一方面,农田灌溉水平的提升也为小麦新品种和新型种植技术提供了支撑作用,促进了技术进步的效果,最终推动小麦全要素生产率增长。

表4 农田灌溉设施的全要素生产率增长效应及分解结果

解释变量	全要素生产率增长效应		技术进步效应		效率提升效应	
	固定效应	IV-固定效应	固定效应	IV-固定效应	固定效应	IV-固定效应
灌溉规模	0.337***	0.357***	0.244***	0.262***	0.038***	0.038***
	(0.064)	(0.067)	(0.062)	(0.065)	(0.007)	(0.007)
节水灌溉率	0.362***	0.232	0.453***	0.335**	-0.063***	-0.063***
	(0.133)	(0.168)	(0.129)	(0.162)	(0.014)	(0.017)
农村人力资本	-0.233***	-0.218***	-0.233***	-0.218***	0.015*	0.014*
	(0.079)	(0.076)	(0.077)	(0.074)	(0.008)	(0.008)
人均耕地面积	0.261	0.091	0.407	0.227	-0.086**	-0.075**
	(0.323)	(0.322)	(0.315)	(0.312)	(0.033)	(0.033)
人均耕地面积平方项	0.345*	0.416**	0.218	0.298	0.048**	0.042**
	(0.196)	(0.193)	(0.191)	(0.187)	(0.020)	(0.020)
城镇化率	0.587***	0.643***	0.618***	0.674***	-0.030**	-0.030**
	(0.128)	(0.126)	(0.125)	(0.122)	(0.013)	(0.013)
机械化水平	0.261***	0.192**	0.303***	0.235**	-0.034***	-0.032***
	(0.096)	(0.096)	(0.093)	(0.093)	(0.010)	(0.010)
农业自然灾害成灾率	-0.071	0.028	-0.035	0.052	-0.021**	-0.016*
	(0.087)	(0.087)	(0.085)	(0.085)	(0.009)	(0.009)
常数项	-0.443	-0.629	0.207	0.033	0.506***	0.514***
	(0.698)	(0.694)	(0.681)	(0.672)	(0.072)	(0.070)
双向固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	270	255	270	255	270	255

从灌溉质量看,节水灌溉率的提升仅表现出正向的技术进步效应,但对技术效率却产生了负向影响,且全要素生产率增长效应不显著。具体来说,节水灌溉率提升1%可以实现小麦生产0.335%的技术进步,表明农田灌溉质量的提升对小麦生产前沿面的移动提供了有效支撑,使得既定的生产要素投入可以达到更高产量。小麦种植受旱灾影响较为严重,节水灌溉的推广可以打破资源环境硬约束,有效挖掘粮食增产的潜力。另一方面,节水灌溉率提升1%对小麦生产技术效率具有-0.063%的微弱负向影响,表明农田灌溉质量的提升阻碍了小麦生产要素投入的优化配置。这虽超出预期,却也在情理之中,可能的原因有以下几方面:首先,与漫灌相比,喷灌、微灌、滴灌和渠道输水等灌溉方式的确可以有效降低水资源投入和劳动力投入,但节水灌溉设施尚未成熟,多处于起步阶段,通常具有较高的投资成本和维修成本,可能对技术效率产生负向影响。其次,小麦生产中的各类要素投入、技术和品种选择通常是麦农自身利润最大化目标下做出的选择,而部分节水灌溉设施的供给决策方式可能受到集体行动的影响[30],两种决策方式可能存在"脱节"。换句话说,节水灌溉的推广可能产生个体理性与社会理性的冲突[31]。第三,节水灌溉设施的采用通常具有最小规模要求,同一连片耕地上的农户可能需要就节水灌溉方式和设施维护等环节进行合

作。在此过程中，契约的达成也会增加成本，导致技术效率降低。在未来的农田灌溉设施建设中，挖掘灌溉质量提升带来的效率提升效应，将会是提高小麦全要素生产率和实现小麦稳产增产的重要保障。

在控制变量中，人力资本水平对小麦全要素生产率、技术进步产生负向影响，但对技术效率具有促进作用。一方面，受教育水平的改善提升了麦农在实际生产中的种植能力和管理水平，对小麦生产技术效率产生正向影响；另一方面，农村人力资本的提升会加剧农村劳动力分化，促进优质劳动力非农转移，加剧了小麦生产劳动力的老龄化、女性化问题，使得剩余劳动力对新型技术的认知和采纳存在抵触，阻碍了生产前沿面的扩展，且这种负向影响超过了人力资本水平对技术效率的正向影响，最终表现为农村人力资本水平的提升对小麦全要素生产率产生负向影响。人均耕地面积对小麦生产技术效率影响表现为一次项系数为负、二次项系数为正的“U”型曲线关系，但对技术进步、小麦全要素生产率无显著影响，这与朱丽娟等[32]的研究结论一致。农地经营规模的扩大促进了小麦生产的专业化分工，然而，在农业社会化服务市场不完善的背景下，因雇工带来的内部管理成本和监督成本快速提升，对小麦生产技术效率产生负向影响。当规模超越拐点后，各类资本密集型技术得以采用，使得耕地规模与各类要素投入配置得到优化，促进小麦生产技术效率提升。城镇化率和机械化水平均对小麦生产技术效率具有显著负向影响，对技术进步和全要素生产率具有显著正向影响。城镇化的推进有助于实现资本下乡，使得资本密集型技术得以推广，缓解了农业生产内卷化[33]，但可能存在生产要素配置不佳等问题，因此城镇化对技术进步具有促进作用，对技术效率却产生负面影响，最终表现为促进全要素生产率提升。机械化水平的提升实现了对劳动投入的替代，虽推动了生产前沿面移动，但可能伴随着一定效率损失，最终仍然对全要素生产率表现为促进作用。农业自然灾害仅对技术效率具有较弱的负向影响，对技术进步和全要素生产率无显著影响，这也从侧面反映出小麦生产防灾减灾能力有所提升[15]。

五、结论与政策含义

加强农田灌溉投资、提升农田灌溉水平，是小麦全要素生产率提升的重要保障。基于中国 15 个小麦主产省 2000—2017 年面板数据，运用 SFA-Malmquist 指数和面板工具变量法，从规模扩张和质量提升的双重视角探讨了农田灌溉设施对小麦生产的全要素生产率增长效应，得出结论如下：2000—2017 年间，小麦全要素生产率年均提升 1.66%，技术进步率和效率提升率年均增长 1.21% 和 0.38%，总体表现为技术诱导型的增长模式；农田灌溉规模的扩张可以同时促进小麦生产的效率提升和技术进步，实现小麦全要素生产率增长的双重驱动，有效灌溉面积（对数值）提升 1% 可以实现小麦全要素生产率 0.357% 的增长，具体表现为 0.262% 和 0.038% 的技术进步和技术效率提升；农田灌溉质量的提升表现出正向的技术进步效应，节水灌溉率提升 1% 可以实现小麦生产 0.335% 的技术进步，但对技术效率却产生了 -0.063% 的微弱负向影响，且全要素生产率增长效应不显著。

因此，在推广小麦种植新技术和新品种、促进小麦生产技术进步的同时，各小麦主产省应注重小麦生产中劳动、资本和中间要素的合理配置，保持技术进步和效率提升对小麦全要素生产率增长的双重驱动模式。其次，加强农田灌溉设施供给与农业技术研发和推广的有效衔接，保持农田灌溉规模扩张和质量提升的技术进步效应。一方面，小麦新品种和新型种植技术的研发和推广，需要充分考虑农田灌溉条件的差异；另一方面，村集体进行农田灌溉设施供给决策时，要加强与麦农尤其是小农户的沟通，充分发挥麦农在农田灌溉设施供给决策中的作用，提升农田灌溉设施类型与小麦品种、技术的匹配程度，防止出现与实际情况不符的低效投资。最后，加大节水灌溉设施

推广和资金支持力度,挖掘农田灌溉质量改善的效率提升效应。推进土地平整,为节水灌溉设施推广创造条件;对于经营规模较小且地块分散的小农户,可以采用资金支持鼓励组成灌溉小组,降低节水灌溉采用成本,实现个体理性与社会理性的统一。此外,推行建设与维护并重的农田灌溉设施运作模式是充分发挥全要素生产率增长效应的重要保障。在明确农田灌溉设施管控责任的同时,更应积极发挥麦农在农田灌溉设施中的维护作用,实现农田灌溉效果提升和小麦全要素生产率增长的良性循环。

参考文献:

[1]CAO K H, BIRCHENALL J A. Agricultural productivity, structural change, and economic growth in post-reform China[J]. Journal of Development Economics, 2013(5): 165 - 180.
[2]匡远配, 杨佳利. 基于农地流转视角的中国农业技术效率分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2018(2): 138 - 148.
[3]速水佑次郎, 神门善久, 沈金虎. 农业经济论[M]. 北京:中国农业出版社, 2003.
[4]HUANG Q Q, SCOTT R, BRYAN L, etc. Irrigation, agricultural performance and poverty reduction in China[J]. Food Policy, 2006(1): 30 - 52.
[5]TANG J J, FOLMER H, XUE J H. Technical and allocative efficiency of irrigation water use in the Guanzhong Plain, China[J]. Food Policy, 2015(1): 43 - 52.
[6]曾福生, 李飞. 农业基础设施对粮食生产的成本节约效应估算: 基于似无相关回归方法[J]. 中国农村经济, 2015(6): 4 - 12.
[7]蔡保忠, 曾福生. 中国农业基础设施投资的粮食增产效应分析: 基于省级面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2017(7): 31 - 40.
[8]吴清华, 李谷成, 周晓时, 等. 基础设施、农业区位与种植业结构调整: 基于1995—2013年省际面板数据的实证[J]. 农业技术经济, 2015(3): 25 - 32.
[9]李俊鹏, 冯中朝, 吴清华. 农田水利设施的粮食生产成本节约效应研究[J]. 改革, 2019(6): 102 - 113.
[10]汪小勤, 姜涛. 基于农业公共投资视角的中国农业技术效率分析[J]. 中国农村经济, 2009(5): 79 - 86.
[11]JOHNSON M, HAZELL P, GULATI A. The role of intermediate factor markets in Asia's green revolution: Lessons for Africa[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003(5): 1211 - 1216.
[12]BEZEMER D, HEADEY D. Agriculture, development, and urban bias[J]. World Development, 2008(8): 1342 - 1364.
[13]朱晶, 晋乐. 农业基础设施、粮食生产成本与国际竞争力: 基于全要素生产率的实证检验[J]. 农业技术经济, 2017(10): 14 - 24.
[14]MAMATZAKIS E C. Public infrastructure and productivity growth in Greek agriculture[J]. Agricultural Economics, 2003(2): 169 - 180.
[15]栾健, 韩一军. 干旱灾害与农田灌溉对小麦生产技术效率的影响[J]. 资源科学, 2019(8): 1387 - 1399.
[16]李飞, 曾福生. 中国农业基础设施的技术效应——基于MML指数和SYS - GMM的分析[J]. 农业技术经济, 2016(6): 21 - 31.
[17]李谷成, 尹朝静, 吴清华. 农村基础设施建设与农业全要素生产率[J]. 中南财经政法大学学报, 2015(1): 141 - 147.
[18]卓乐, 曾福生. 农村基础设施对粮食全要素生产率的影响[J]. 农业技术经济, 2018(11): 92 - 101.
[19]邓晓兰, 鄢伟波. 农村基础设施对农业全要素生产率的影响研究[J]. 财贸研究, 2018(4): 36 - 45.
[20]刘辉, 周长艳. 小型农田水利治理: 禀赋特征、产权结构与契约选择[J]. 农业经济问题, 2018(8): 128 - 137.
[21]MITTAL N, NAULT B R. Investments in information technology: Indirect effects and information technology intensity[J]. Information Systems Research, 2009(1): 140 - 154.
[22]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(1-2): 153-169.
[23]刘勇，孟令杰. 测量 Malmquist 生产率指数的 SFA 方法[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2002(S1)：42-44.
[24]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)：59-71.
[25]贾小虎. 基于农户收入差异视角的农田水利设施供给效果研究[D]. 杨凌：西北农林科技大学，2016.
[26]西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 北京：商务印书馆，2006.
[27]武宵旭，葛鹏飞，徐璋勇. 城镇化与农业全要素生产率提升：异质性与空间效应[J]. 中国人口·资源与环境，2019 (5)：149-156.
[28]栾健，周玉玺. 基于灰色预测模型的山东省粮食灾损量评估及灾害关联度分析[J]. 农业现代化研究，2016(6)：1068-1075.
[29]杨义武，林万龙，张莉琴. 农业技术进步、技术效率与粮食生产：来自中国省级面板数据的经验分析[J]. 农业技术经济，2017(5)：46-56.
[30]詹国辉，张新文. 农村水利设施整体性供给与社会资本的关联效应测度[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版)，2017(5)：98-103.
[31]左喆瑜. 水资源约束下农户灌溉技术选择与集体行动：基于华北地下水超采区的农户微观数据[J]. 农村经济，2019(7)：64-71.
[32]朱丽娟，王志伟. 黑龙江省种粮大户的技术效率及其影响因素[J]. 资源科学，2018(8)：1583-1594.
[33]王跃梅，姚先国，周明海. 农村劳动力外流、区域差异与粮食生产[J]. 管理世界，2013(11)：67-76.

Effects of Farmland Irrigation Infrastructures on the Improvement of TFP

LUAN Jian, HAN Yi-jun
(*College of Economics and Management*, *China Agricultural University*, *Beijing* 100083, *China*)

Abstract: Based on the panel data of 15 wheat major production provinces from 2000 to 2017, SFA-Malmquist index and panel instrumental variable method are estimated to explore degree and mechanism of effects of farmland irrigation infrastructures on the improvement of wheat TFP. Results showed that: (1) wheat TFP increases 1.66% per year on average from 2000 to 2017 and generally shows a technology induced growth pattern, where rates of technical progress and efficiency improvement increase 1.21% and 0.38% per year on average respectively. (2) Scale expansion of farmland irrigation infrastructures has promoted technical efficiency and technical progress to establish double engines of the improvement of wheat TFP. (3) Quality improvement of farmland irrigation infrastructures has positive effects on technical progress and mild negative effects on technical efficiency, while effects of which on wheat TFP are not significant. Therefore, it is of great significance to excavate the potential of wheat TFP growth brought by quality improvement of farmland irrigation infrastructures while maintaining driving effects of scale expansion of farmland irrigation infrastructures on wheat TFP.

Key Words: water irrigation infrastructure; wheat production; wheat TFP; technical efficiency; technical progress