

高标准农田建设对农业生产的影响*

——基于农业要素弹性与农业全要素生产率的视角

孙学涛^{1,2} 张丽娟³ 王振华⁴

摘要：高标准农田建设通过补齐农业基础设施短板，提高了土地要素质量，成为推动农业高质量发展的新路径。在运用有向无环图框架讨论高标准农田建设对农业生产影响的基础上，本文基于280个地级市的数据，采用变系数随机前沿模型测算农业全要素生产率，运用空间计量模型探讨高标准农田建设对农业生产的影响。研究发现：高标准农田建设、农业要素与农业全要素生产率存在着时变效应；高标准农田建设对农业要素投入具有替代效应，即高标准农田建设会减少农业劳动要素和化肥要素的投入，但会增加土地要素和农业机械要素的投入；高标准农田建设会提高农业全要素生产率和农业要素替代弹性；高标准农田建设对农业生产的影响存在区域非均衡特征，即与农业欠发达地区相比，高标准农田建设对农业发达地区的影响更为显著。

关键词：高标准农田建设 农业生产 要素配置 要素弹性 全要素生产率

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

世界各国都重视农业发展，采取直接补贴、低息贷款和农业保险补贴等形式支持农业发展。按照WTO协议计算口径，发达国家的农业支持总量占农业总产值的比重达30%~50%，2020年美国、日本和欧盟的农业支持总量占农业总产值的比重分别为39.86%、81.79%和24.89%^①。农业支持政策促进了农业生产，但在限制“黄箱”政策背景下，世界各国都在削减直接补贴，通过“绿箱”补贴政策推进本国农业的规模化、机械化和专业化，进而提高本国农业竞争力（Biagini et al., 2020）。美国通过

*本文是国家自然科学基金青年项目“高标准农田建设对农业的多途径影响：时空规律、要素替代与效率提升”（编号：72203212）、2022年山东省社会科学规划研究项目“高标准农田建设对山东农业的多途径影响：要素替代与效率提升”（编号：22DJJJ22）和2021年度青岛市社会科学规划研究项目“高标准农田建设实施效果及作用机制研究：基于农地效率的视角”（编号：QDSKL2101025）的阶段性研究成果。本文通讯作者：王振华。

^①资料来源：作者根据OECD数据库中美国、日本和欧盟数据计算得到。

实施耕地保护性休耕项目和环境质量激励项目建立了农业生态补偿机制(Lang and Rabotyagov, 2022);日本出台了 130 多项土地保护政策;欧盟也实施了共同农业政策来保护耕地(Bazyli et al., 2020)。从世界范围来看,通过保护耕地的方式来支持农业发展,不仅提高了农业综合生产能力,而且符合 WTO 农业协定的框架(Leonard et al., 2020)。

由要素质量理论可知,要素质量是影响全要素生产率的重要因素(张屹山和胡茜, 2019)。土地质量越高,土地生产潜力就越大(Leonard et al., 2020),农业整体生产率就越高(张超正和杨钢桥, 2021)。这为推进农业生产提供了新思路:以改善农地质量的方式改变农业要素弹性和提升农业全要素生产率。在建设农业强国的背景下,通过实施高标准农田建设提高耕地质量,是推动中国农业生产的新驱动力。高标准农田建设通过对中低产田和基本农田进行改造和提升,补齐了农业强国建设的短板。根据农业农村部的相关统计资料,实施高标准农田建设可以使农田亩产提高 10%~20%,亩均增收 500 余元^①。国家早在 2012 年就提出了高标准农田建设任务,农业农村部于 2021 年 9 月出台了《全国高标准农田建设规划(2021—2030 年)》,提出到 2022 年建成 10 亿亩高标准农田、到 2030 年建成 12 亿亩高标准农田的目标。为进一步推进高标准农田建设,党的二十大报告提出逐步把永久基本农田全部建成高标准农田的目标,2022 年中央“一号文件”提出了全面完成高标准农田建设阶段性任务、2022 年建成 1 亿亩高标准农田的具体任务。

实施高标准农田建设,为学术界提出了两个可供研究的问题:一是高标准农田建设对农业要素弹性产生了怎样的影响?由要素替代效应可知,土地要素质量改善会影响农业要素弹性,但高标准农田建设如何影响农业要素弹性目前尚未可知。二是高标准农田建设对农业全要素生产率产生了怎样的影响?高标准农田建设作为提升土地要素质量的一种方式,理论上会提高农业全要素生产率,同时,高标准农田建设还会对农业要素配置产生影响。不过,在高标准农田建设影响农业要素弹性的情况下,高标准农田建设对农业全要素生产率产生了怎样的影响尚未可知。回答好这两个问题,有助于明晰高标准农田建设对农业生产的影响,进而探索促进农业生产的源泉。

二、文献综述与研究假说提出

(一) 文献综述

中国农业补贴逐渐接近 WTO “黄箱”补贴的上限,“绿箱”政策逐渐成为支持农业发展的重要方式。高标准农田建设属于“绿箱”政策,不仅能够解决农业价格补贴等政策执行成本高、效率低等问题(黄季焜等, 2015),而且符合 WTO 支农政策要求。在此背景下,高标准农田建设在 2004 年被写入中央“一号文件”,随后学者开始关注高标准农田建设。学者主要关注了高标准农田建设面临的障碍(王兆林等, 2019)、农户对高标准农田建设的需求(王柳等, 2021)以及高标准农田建设的监管机制(师诺等, 2022)等。高标准农田建设优化了农业生态环境(刘春芳等, 2018),平整了农业

^①资料来源:《“十四五”,我们这样开局起步:高标准农田建设量质齐增》, http://www.moa.gov.cn/ztl/gdzlbhysj/mtbd_28775/mtbd/202112/t20211203_6383662.htm。

用地（魏昊等，2020），使耕地质量综合等级平均提升了 1.05 个等级（张天恩等，2022）。高标准农田建设通过提高土地要素质量（朱道才和金晓卉，2021），推动了农村经济发展（张正峰和谭翠萍，2019）。学者在研究高标准农田建设实施效果的同时，也关注了高标准农田建设的模式（张睿智等，2021）和制度设计（赵谦和陈祥，2019）。部分学者从实证研究角度分析了高标准农田建设的经济效应，发现高标准农田建设优化了农业生产系统（刘春芳等，2018），促进了粮食生产（赵和楠和侯石安，2021），推动了新型职业农民培育（赵宇和孙学涛，2022）和化肥减量化（梁志会等，2021）。

高标准农田建设作为支农惠农政策，是影响土地数量和质量的重要因素。理论上，农业要素投入结构和质量的优化会提高农业全要素生产率。高标准农田建设通过平整土地、保护农业生态环境和完善农业基础设施等，逐步推进了农业规模化和机械化（Bradfield et al., 2021），促进了农业生产。例如，“十一五”期间平整后的农地质量会提升 1 个等级，农业全要素生产率会提高 15% 左右（刘新卫等，2012）。因此，在促进农业生产的过程中，高标准农田建设逐渐成为农村土地整治的重点。但部分学者研究发现，高标准农田建设追求“田成方、渠相连”，会改变土地的自然布局，不利于农业生产（张宗毅，2020），即以高标准农田建设为代表的农业支持政策可能不会对农业全要素生产率产生影响（Baráth et al., 2020）。在推动农业机械化的过程中，高标准农田建设会加速机械要素对劳动力要素的替代，这种替代效应的加速会增加农业生产损失（胡凌啸和周应恒，2016），进而不利于农业全要素生产率的提升。虽然现有文献从不同角度分析了高标准农田建设的作用，但研究还存在以下两点可拓展之处：一是当前缺少系统评估高标准农田建设对农业要素弹性影响的研究，并且高标准农田建设与农业全要素生产率之间关系的研究相对较少。因此，本文尝试从农业要素弹性和农业全要素生产率角度研究高标准农田建设对农业生产的影响。二是高标准农田建设不仅会影响农业全要素生产率，而且还会影响农业要素弹性。现有文献不仅没有将高标准农田建设对农业要素弹性和农业全要素生产率的影响纳入同一框架内，而且没有系统讨论高标准农田建设如何影响农业要素投入与农业全要素生产率，鉴于此，本文尝试在有向无环图（directed acyclic graph，简称 DAG）框架下分析高标准农田建设对农业要素和农业全要素生产率的影响。

（二）研究假说的提出

农业要素效率提升是促进农业生产的核心（杜志雄和胡凌啸，2023），农业要素结构优化是促进农业生产的关键（胡浩等，2022；夏显力等，2019）。高标准农田建设可以补齐农业基础设施短板，直接提高农业全要素生产率，即高标准农田建设会通过提升农业效率促进农业生产；同时，高标准农田建设还会通过优化农业要素投入结构提高农业要素配置效率，要素配置也是促进农业生产的一个路径。基于以上分析，本文从高标准农田建设对农业全要素生产率的影响以及高标准农田建设对农业要素的影响两个方面，研究高标准农田建设对农业生产的影响。

高标准农田建设通过补齐农业基础设施短板和提高土地质量等多种渠道提高农业全要素生产率（张屹山和胡茜，2019），助推农业生产。补齐农业基础设施短板主要是指高标准农田建设通过完善农田的机耕道、推进外部灌排骨干工程建设和促进农田平整等方式，建设与现代农业生产经营方式相适应的旱涝保收、高产稳产的农田，提高单位面积的土地产出和农业生产效率，促进农业生产。提高土地质量是指高标准农田建设通过修复土壤、推广绿色可持续技术和培育土壤肥力等方式提升耕地地

力或防止地力下降，为农业生产提供“高质量”土地。在其他要素投入不变的情况下，土地质量的提升会提高农业全要素生产率，促进农业生产。基于以上分析，本文提出研究假说 H1。

H1：高标准农田建设会通过提高农业全要素生产率促进农业生产。

由要素替代理论可知，某种要素质量提升会对其他要素产生替代效应（罗慧等，2021）。从农业机械要素角度看，农业机械化对农村道路、农业经营规模和土地坡度有一定的要求，高标准农田通过平整土地、开展宜机化改造等，优化农业机械作业环境，从而为农业机械化水平提升创造条件。从农业土地要素角度看，高标准农田建设推动土地平整与土壤改良，改变了耕地高低不平的现状，在一定程度上消除了不同耕地间的质量差异，有助于推进土地集中连片经营、降低农业经营成本，提高了农业生产便利性和土地产出效率，也会扩大农业用地面积。从农业劳动力要素角度看，高标准农田建设的重点内容是土地整理、土地深松和深翻，这不仅能够降低土壤压实程度、减少土壤水分蒸发，而且能够提高土壤蓄水保墒能力和有机质含量，从而有效减少农业灌溉、土壤翻松和施肥等农业生产活动的频次，最终优化农业劳动力要素投入。从农业化肥角度看，根据诱致性变迁理论，耕地质量和基础地力差的地区通过加大化肥等投入来提高农业产出效率的方式是合理的（Leonard et al., 2020），笔者在调研中也发现了类似现象。高标准农田建设提高了土地要素质量，为降低化肥投入提供了可能，从而优化了农业要素投入。由要素替代理论可知，高标准农田建设带来农业要素投入的变化，农业要素投入弹性也随之发生变化，因此高标准农田建设也会对农业要素投入弹性产生影响。基于以上分析，提出本文的研究假说 H2。

H2：高标准农田建设通过优化农业要素配置促进农业生产。

由扩展的要素禀赋理论可知，在原始农业阶段，农业发展主要源于农业要素投入；在传统农业阶段，农业发展主要源于农业要素投入和技术进步；在现代农业阶段，提升农业要素质量逐渐成为农业发展的新源泉（胡新艳和戴明宏，2022）。高标准农田建设对农业发展的影响可能会受到自然环境和社会经济发展水平的影响（孙学涛等，2022）。具体而言，农业发展水平较高地区（以下简称农业发达地区）的高标准农田建设更容易提升其农业全要素生产率；而农业发展水平较低地区（以下简称农业欠发达地区）的农业发展受自然环境和社会经济条件的制约更大，高标准农田建设虽然能够促进该地区农业发展，但这种促进作用要比农业发达地区小。农业发达地区的自然环境适宜，社会经济条件相对较优越，在农业发达地区实施高标准农田建设更能够提高农业全要素生产率水平；农业欠发达地区的自然环境相对较差，社会经济条件有待进一步提高。与农业发达地区相比，在这些地区实施高标准农田建设会更多受到自然环境和社会经济条件的制约，高标准农田建设效果可能会相对较差。综上所述，高标准农田建设对农业发展水平不同地区农业要素和农业全要素生产率的影响存在着差异。基于以上分析，本文提出研究假说 H3。

H3：高标准农田建设对农业发展水平不同地区的农业要素和农业全要素生产率的影响存在差异。

三、数据来源与模型构建

（一）数据来源与变量选取

本文的样本数据为地级市层面数据。农业全要素生产率测算与控制变量的数据主要来源于 2019—

2021年的《中国城市统计年鉴》。高标准农田建设数据的获得方式为网上收集或发函咨询，相关数据主要来源于各省份的农业农村厅和市级农业农村局公布的高标准农田建设数据。对没有公布高标准农田建设数据的地级市，笔者向这些市的农业农村局或其所在省份的农业农村厅发函咨询。本文收集到2018—2020年的分地级市高标准农田建设相关数据，后续研究主要运用这部分数据进行分析。

核心解释变量为高标准农田建设情况。考虑不同地区的耕地面积存在差异，借鉴胡新艳和戴明宏（2022）的方法，本文采用高标准农田建设面积占全部耕地面积的比重来衡量高标准农田建设情况。

被解释变量为农业生产，根据前文所述，以农业要素弹性和农业全要素生产率衡量。农业全要素生产率是指农业产出增长率超出农业要素投入增长率的部分，农业要素投入变量包括劳动力要素投入（以第一产业从业人数衡量）、耕地要素投入（以耕地面积衡量）、机械要素投入（以农业机械总动力衡量）和化肥要素投入（以农用化肥施用量衡量），农业产出采用第一产业增加值衡量。本文运用变系数随机前沿模型测度农业全要素生产率。为了便于比较分析，本文还利用数据包络分析（data envelopment analysis，简称DEA）方法，基于产出导向型规模报酬可变模型计算Malmquist指数，以此衡量农业全要素生产率。具体测度方法参见孙学涛和王振华（2021）的研究。农业生产不仅受到农业全要素生产率的影响，还会受到农业要素投入结构的影响（梁志会等，2021）。根据农业要素投入特点，并借鉴罗斯炫等（2022）的研究，本文从劳动力弹性、耕地弹性、机械弹性和化肥弹性四个方面分析高标准农田建设对农业要素投入弹性的影响。所有农业要素弹性均为要素投入产出弹性，即增加一单位要素投入所带来的产出增加程度。要素弹性均利用变系数随机前沿模型测度得到。

控制变量。理论上讲，农业生产会受到人力资本、交通运输、信息化和地区财政经济发展的影响。因此，本文借鉴龚斌磊和王硕（2021）、罗斯炫等（2022）的研究，将人力资本、交通运输情况、信息化程度、财政支持状况等变量纳入模型。其中：人力资本采用每万人在校中学学生数衡量；交通运输情况采用人均公路货运量衡量；信息化程度采用使用互联网的用户数量衡量，社会消费水平采用人均社会消费品零售总额衡量；工业发展水平采用规模以上工业总产值与地区生产总值的比值衡量；外资利用情况采用当年实际使用外资规模与地区生产总值的比值衡量。

研究中所涉及变量的含义和描述性统计分析结果如表1所示。

表1 变量的含义、赋值与描述性统计分析结果

变量	含义	平均值	标准误	最小值	最大值
农业全要素生产率	根据变系数随机前沿模型测度得到	0.842	0.719	0.771	0.997
劳动力弹性	根据变系数随机前沿模型计算得到劳动力弹性	0.662	0.405	0.201	0.999
耕地弹性	根据变系数随机前沿模型测度计算得到耕地弹性	0.724	0.371	0.308	0.903
机械弹性	根据变系数随机前沿模型测度计算得到机械弹性	0.599	0.449	0.322	0.858
化肥弹性	根据变系数随机前沿模型测度计算得到化肥弹性	0.643	0.968	0.290	0.915
高标准农田建设情况	高标准农田建设面积占全部耕地面积的比重	0.302	0.266	0.001	0.391
人力资本	每万人在校中学学生数（人）	9.487	0.376	8.381	11.921
交通运输情况	人均公路货运量（吨）	3.381	1.870	1.142	7.348
财政支持情况	财政支出规模与地区生产总值的比值	0.087	0.121	0.023	0.209

表1 (续)

社会消费水平	人均社会消费品零售总额 (万元)	10.320	0.904	7.765	13.487
工业发展水平	规模以上工业总产值与地区生产总值的比值	0.632	1.298	0.056	12.549
信息化程度	使用互联网的用户数 (万户)	4.109	0.590	2.881	5.092
外资利用情况	当年实际使用外资金额与地区生产总值的比值	0.021	0.109	0.001	0.302

(二) 计量模型

农业生产水平提升不仅体现为农业全要素生产率提高, 而且体现为农业要素配置结构优化。由前文理论分析可知, 高标准农田建设不仅会对农业全要素生产率产生影响, 而且还可能影响农业要素弹性。在实证分析高标准农田建设对农业全要素生产率的影响之前, 本文尝试运用 DAG 框架讨论高标准农田建设与农业要素弹性、农业全要素生产率的关系。本文借鉴 Korobilis (2013) 的研究方法, 在传统线性回归模型的基础上引入因子扩展向量自回归模型, 并对模型进行时变处理 (Boivin et al., 2009)。构建的模型为:

$$y_t = b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \dots + b_p y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

(1) 式中: $y_t = [TFP_t, G_t]$, 其中, TFP_t 表示农业全要素生产率, G_t 表示高标准农田建设情况, 并且 G_t 为 $1 \times l$ 维向量; t 表示时期, p 表示滞后阶数; b_p 表示 $(l+1) \times (l+1)$ 维系数矩阵; v_t 为随机扰动项, 并且 $v_t \sim N(0, \Omega)$, Ω 表示 $(l+1) \times (l+1)$ 维协方差矩阵。

本文将不可观测共同因子 f_t 引入模型内, 同时令模型的系数矩阵和扰动项协方差矩阵随时间的变化而变化, 则简化的时变模型可以表示为:

$$y_t = b_{1t} y_{t-1} + b_{2t} y_{t-2} + \dots + b_{pt} y_{t-p} + v_t \quad (2)$$

(2) 式中: $y_t = [TFP_t, G_t, f_t]$; b_{jt} 为 $m \times m$ 维系数矩阵, l 表示可观测变量个数, m 表示内生变量数量, 且 $m = k + l + 1$; 其余变量及符号含义与 (1) 式一致。

借鉴 Gong (2018) 基于变系数随机前沿模型构建农业生产函数的方法, 本文构建农业生产函数为:

$$y_{it} = h_0(\theta_{it}) + \sum_{k=1}^p h_k(\theta_{it}) x_{it}^k - \mu_{it} + v_{it} \quad (3)$$

(3) 式中: y_{it} 表示农业产出; x_{it}^k 表示第 k 种农业生产要素投入; v_{it} 表示误差项; μ_{it} 表示非负的随机变量; i 表示地区, t 表示时期, k 表示 k 类农业生产要素; $h_k(\theta_{it})$ 表示第 k 类农业生产要素投入在 i 地区 t 时期的弹性; p 表示农业要素投入的总量, 为 θ_{it} 的非参数方程。农业全要素生产率的变化一部分来自技术进步所引致的效率变化, 另一部分来自要素质量和要素结构的变化 (Gong, 2018)。

(3) 式中, $h_k(\theta_{it})$ 表示要素质量和结构变化对农业全要素生产率的影响, 而 $h_0(\theta_{it})$ 是与要素质量和结构无关的农业全要素生产率。由 (3) 式可以看出, $h_0(\theta_{it})$ 不能被要素所解释, 而 $h_k(\theta_{it})$ 能被要素所解释, 根据农业全要素生产率的定义, $h_k(\theta_{it})$ 为农业全要素生产率。

地区农业经济之间存在着空间相关性 (孙学涛等, 2022), 因此, 本文采用空间计量模型分析高标准农田建设对农业生产的影响。考虑到空间自回归项和空间误差项可能会同时存在, 本文设定模型为:

$$Y_{it} = \rho_{it}W_{it}Y_{it} + X_{it}\beta_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

$$\mu_{it} = \lambda_{it}M_{it}\mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(4)式和(5)式中： Y_{it} 表示农业生产，包括农业全要素生产率和农业要素弹性； i 表示地区， t 表示时期； X_{it} 表示高标准农田建设情况等解释变量； β_{it} 表示估计系数； μ_{it} 表示残差项； W_{it} 和 M_{it} 表示 $n \times n$ 阶时空权重矩阵，其中， W_{it} 表示被解释变量的 $n \times n$ 阶时空权重矩阵， M_{it} 表示误差项的 $n \times n$ 阶时空权重矩阵， W_{it} 与 M_{it} 可以相同，也可以不同，权重矩阵均基于城市之间的距离运用欧氏距离公式计算得到； ε_{it} 表示独立同分布的随机扰动项，并且， $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ； λ_{it} 为残差自回归系数； ρ_{it} 为空间自回归系数，表示被解释变量之间相互影响的参数， ρ_{it} 显著（不显著）表示变量之间存在（不存在）空间溢出效应。

四、高标准农田建设对农业生产的实证分析

本文的经验分析主要包括三部分：首先在DAG框架下分析高标准农田建设与农业生产的动态关系；其次运用空间SARAR模型分析高标准农田建设对农业生产的影响；最后分析高标准农田建设对农业生产影响的异质性。

(一) 构建变量的无向完全图

本文借鉴殷红等（2020）的DAG框架分析高标准农田建设、农业要素弹性和农业全要素生产率之间的动态关系。格兰杰因果检验对样本期要求较高且滞后期选择具有主观性，因此本部分没有运用传统的格兰杰因果检验进行分析，而是在DAG框架下识别高标准农田建设、农业要素弹性和农业全要素生产率之间的关系，并运用节点和有向边表示变量之间的关系。高标准农田建设、农业要素弹性和农业全要素生产率之间的关系如图1左边所示。

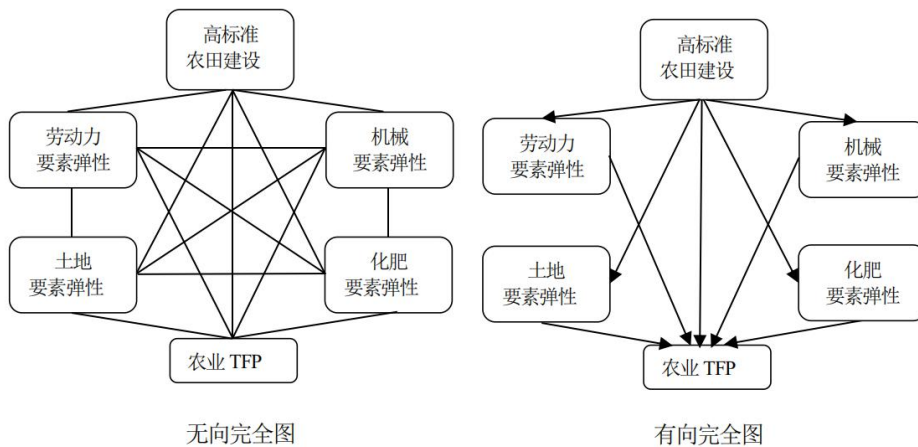


图1 高标准农田建设对农业生产的影响

首先，本文将高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率运用无方向的线连接，表示高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率之间可能存在的关系。其次，本文运用SPSS 22.0

软件分析变量间的相关系数。如果变量间的 Person 相关系数在 5% 统计水平上显著，则保留变量间的连接线；如果变量间的 Person 相关系数在 5% 统计水平上不显著，则删除变量间的连接线^①。在运用 Person 相关系数分析变量间关系的同时，本文运用 ADF 方法对变量进行单位根检验，分析变量的平稳性。本部分运用计量模型分析高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率的无约束关系，得到残差项的相关系数矩阵，进而根据残差项的相关系数矩阵对变量的关系进行分析。本文的样本数据为 2018—2020 年地级市数据，样本量相对较小。根据高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率之间统计上的显著性，本文对连接线进行“去边”和“定向”：如果变量之间的系数为 0，则去除变量间的连接线；对系数不为 0 的变量，尝试分析变量间的偏相关系数，从而识别出变量间的同期关系及指向，进而形成有向无环图（如图 1 右边所示）。变量之间的关系具体为：高标准农田建设不仅会对农业劳动力、土地、农业机械和农业化肥等农业要素的弹性产生显著影响，而且还会对农业全要素生产率产生显著的影响。

本文进一步对识别出的残差项进行结构性分解，得到的残差项 u_i 与结构性扰动项 e_i 之间的数量关系为 $u_i = Ae_i$ ，具体可以表示为：

$$\begin{bmatrix} u_{TFP,t} \\ u_{g,t} \\ u_{l,t} \\ u_{m,t} \\ u_{n,t} \\ u_{c,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{42} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{52} & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & a_{62} & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{TFP,t} \\ \varepsilon_{g,t} \\ \varepsilon_{l,t} \\ \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{n,t} \\ \varepsilon_{c,t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

(6) 式中： g 表示高标准农田建设情况， l 表示劳动要素， m 表示机械要素， n 表示土地要素， c 表示化肥要素， ε 表示扰动项， μ 表示残差项， a 表示相关系数， t 表示时期。

在本文中，DAG 框架主要用于判断同期的高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率之间的关系；方差分解法可以识别不同时期变量间的关系。考虑到高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率之间的关系可能会随着时间的变化而变化，本文尝试进一步分析高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率之间的时变效应，在 DAG 框架下分析三者之间的变化轨迹。

(二) 空间相关性分析

高标准农田建设、农业要素投入和农业全要素生产率可能存在空间相关性，如果三者中至少有一个变量具有空间相关性，则本文运用空间计量模型进行实证分析就是合理的。本部分基于空间 Moran's I 指数对三者进行空间相关性检验，检验结果见表 2。

^①在小样本量数据背景下，运用 DAG 框架分析变量间的关系会降低其显著性水平，借鉴殷红等（2020）的研究方法，本文尝试根据 5% 的统计水平判断变量间关系的显著状况。

高标准农田建设对农业生产的影响

表2 空间相关性检验结果

年份	高标准农田建设		劳动力要素		耕地要素	
	Moran's I	标准误	Moran's I	标准误	Moran's I	标准误
2018	0.018**	0.010	0.062***	0.011	0.069***	0.015
2019	0.017**	0.010	0.065***	0.011	0.070***	0.015
2020	0.016**	0.010	0.061***	0.011	0.074***	0.015
年份	机械要素		化肥要素		农业全要素生产率	
	Moran's I	标准误	Moran's I	标准误	Moran's I	标准误
2018	0.032**	0.008	0.051**	0.014	0.043***	0.011
2019	0.028**	0.008	0.048**	0.014	0.047***	0.011
2020	0.025**	0.008	0.047**	0.014	0.051***	0.011

注：①检验结果由 GeoDa1.10 软件输出；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

由表 2 可以看出，高标准农田建设、农业要素与农业全要素生产率均存在显著的空间相关性，这表明，高标准农田建设虽然是各个地区独立实施的政策，但一个地区推行高标准农田建设会受到其他地区实施高标准农田建设的影响。同时，一个地区农业要素投入和农业全要素生产率的变化也会受到其他地区的农业要素投入和农业全要素生产率的影响。因此，在分析高标准农田建设对农业生产的影响时，运用空间计量模型进行分析是合理的。

(三) 基准回归结果与分析

高标准农田建设不仅会对农业要素弹性产生影响，而且还会对农业全要素生产率产生影响，然而，高标准农田建设对农业要素弹性和农业全要素生产率的影响并非相互独立，而是同时发生。借鉴龚斌磊和王硕（2020）的研究方法，本文尝试运用变系数随机前沿模型研究高标准农田建设对农业生产的影响。

表3 基准模型回归结果

变量名称	农业要素弹性				农业全要素生产率	
	方程1 劳动力弹性	方程2 耕地弹性	方程3 机械弹性	方程4 化肥弹性	方程5 变系数随机 前沿模型	方程6 DEA模型
高标准农田建设情况	0.855*** (0.220)	0.057*** (0.011)	0.092** (0.041)	0.063*** (0.007)	0.044*** (0.016)	0.104*** (0.008)
人力资本	0.432*** (0.027)	0.322*** (0.014)	1.063*** (0.051)	2.666*** (0.100)	0.192*** (0.020)	0.216*** (0.008)
交通运输情况	2.421*** (0.208)	0.70*** (0.010)	0.605*** (0.039)	1.201*** (0.077)	0.041*** (0.015)	0.033*** (0.008)
财政支持情况	-4.300 (5.478)	-0.030 (0.272)	5.843*** (1.027)	1.341*** (0.205)	2.173*** (0.395)	2.483*** (0.187)

表3 (续)

社会消费水平	-0.054 (0.051)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.009)	-0.015 (0.018)	0.011*** (0.004)	0.002 (0.002)
工业发展水平	-2.375*** (0.112)	-0.151*** (0.006)	-0.484*** (0.021)	-0.877*** (0.041)	0.086*** (0.008)	0.046*** (0.004)
信息化程度	-1.058*** (0.332)	-0.033** (0.016)	-0.405*** (0.062)	0.197 (0.122)	0.116*** (0.025)	0.028* (0.013)
外资利用情况	1.204*** (0.051)	0.822*** (0.026)	0.313*** (0.010)	0.536*** (0.019)	-0.552*** (0.039)	-0.319*** (0.018)
空间自回归项	0.085** (0.037)	0.048** (0.020)	0.045*** (0.017)	0.066*** (0.014)	0.068*** (0.018)	-0.042*** (0.008)
空间自相关项	-0.201 (0.209)	-0.379** (0.179)	-0.427** (0.179)	-0.679*** (0.125)	0.912*** (0.027)	0.355** (0.161)
空间误差项	0.052*** (0.002)	0.001*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)
调整的伪R ²	0.892	0.969	0.981	0.976	0.968	0.993
广义似然比检验	224.830	1904.674	1161.526	772.518	1666.938	2338.040
样本量	840	840	840	840	840	840

注：①结果由 Stata 14.0 软件输出；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内为标准误。

由表 3 方程 5 和方程 6 的估计结果可知，高标准农田建设情况对农业全要素生产率的影响为正，且均在 1%统计水平上显著。这说明高标准农田建设能够提高农业全要素生产率，验证了研究假说 H1。可能的解释是：第一，高标准农田建设通过平整土地实现了集中连片经营，优化了农业土地结构和布局，最终在农业其他要素投入不变的情况下提高了农业全要素生产率（盖庆恩等，2017）。第二，伴随着高标准农田建设的实施，农业部门会增加农田水利和电力等领域的农业基础设施投入。农业基础设施投入增加一方面会提升农业产出，另一方面会优化农业要素投入结构，进而提升农业全要素生产率（朱喜等，2011）。

对比方程 5 与方程 6 的估计结果可以发现，基于变系数随机前沿模型测度的高标准农田建设对农业全要素生产率影响的估计系数要小于基于 DEA 模型测度的估计系数。这是因为：在 DEA 模型中，各类生产要素的投入弹性是固定的，高标准农田建设对农业要素配置的影响被包含在高标准农田建设对农业全要素生产率的影响中。而变系数随机前沿模型将农业要素配置的影响从农业全要素生产率中分离出来，进而得到高标准农田建设对农业要素弹性和农业全要素生产率的影响。高标准农田建设通过提高劳动力、土地、机械和化肥等要素弹性的方式增加农业产出。

由表 3 方程 1~方程 4 的估计结果可知，高标准农田建设情况对农业劳动力弹性、耕地弹性、机械弹性和化肥弹性的影响均为正，且至少在 5%统计水平上显著。这说明，高标准农田建设会提升农业要素弹性，验证了研究假说 H2。可能的解释是：高标准农田建设作为改变土地要素质量的一种方式，会改善农业要素投入结构。随着农业要素投入结构的变化，农业要素弹性也随之发生变化（罗斯炫等，2022）。

由表 3 的估计结果可知,控制变量对农业要素弹性和农业全要素生产率具有显著影响。人力资本和交通运输情况等对农业要素弹性和农业全要素生产率存在显著的正向影响,说明人力资本提升和交通设施完善是提升农业全要素生产率的关键。信息化程度对农业劳动力、耕地和机械弹性的影响为负,对农业全要素生产率的影响为正,说明信息化程度提升不仅会对农业劳动力、土地和机械要素产生替代效应,而且还会提升农业全要素生产率。

(四) 作用机理分析

无向完全图主要分析同期高标准农田建设、农业要素弹性与农业全要素生产率的关系。高标准农田建设会通过影响农业要素投入的方式对农业全要素生产率产生影响,因此,本部分借鉴孙学涛等(2022)的研究思路,在 DAG 框架下运用 SARAR 模型研究高标准农田建设对农业要素投入的影响(估计结果如表 4 所示)。

表 4 高标准农田建设影响农业要素投入的估计结果

变量名称	农业要素投入			
	方程1 劳动要素投入	方程2 土地要素投入	方程3 机械要素投入	方程4 化肥要素投入
高标准农田建设情况	-0.727*** (0.091)	0.869*** (0.042)	0.217*** (0.037)	-0.411*** (0.092)
人力资本	0.576*** (0.112)	0.672*** (0.052)	0.589*** (0.045)	0.723*** (0.051)
交通运输情况	0.263*** (0.086)	0.278*** (0.040)	0.501*** (0.035)	0.508*** (0.107)
财政支持情况	0.289*** (0.022)	0.195*** (0.010)	0.643*** (0.090)	-0.281 (0.274)
社会消费水平	-0.014 (0.022)	0.026*** (0.010)	-0.002 (0.008)	-0.004 (0.028)
工业发展水平	0.270*** (0.047)	-0.010 (0.022)	-0.239*** (0.019)	0.437*** (0.059)
信息化程度	0.203*** (0.014)	0.479*** (0.064)	0.138*** (0.006)	0.236*** (0.017)
外资利用情况	-0.100*** (0.022)	-0.199*** (0.010)	0.154*** (0.009)	-0.383*** (0.027)
空间自回归项	-0.026*** (0.008)	-0.006 (0.005)	0.011** (0.006)	0.066*** (0.015)
空间自相关项	0.575*** (0.100)	0.081 (0.159)	-0.189 (0.178)	0.183* (0.111)
空间误差项	0.009*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.014*** (0.001)
调整的伪R ²	0.995	0.9973	0.998	0.975

表 4 (续)

广义似然比检验	721.228	1153.947	1231.139	602.909
样本量	840	840	840	840

注：①结果由 Stata 14.0 软件输出；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内表示标准误。

表 4 方程 1~方程 5 调整的伪 R^2 均大于 0.9，说明高标准农田建设及控制变量能够较大程度解释农业要素投入的变化。

由表 4 方程 1 的估计结果可知，高标准农田建设情况对劳动力要素投入的影响为负，且在 1%统计水平上显著。这说明高标准农田建设会减少农业劳动力要素的投入，即高标准农田建设会对农业劳动力要素投入产生替代效应，部分验证了研究假说 H2。可能的解释是：高标准农田建设通过平整土地、集中连片经营和完善农业配套设施等方式提高了水土资源利用效率和防灾抗灾减灾能力，水土资源利用效率的提升、农业配套设施的完善和土地的平整能在保持农业产出不变的情况下减少农业劳动力要素投入。笔者在山东省菏泽市郓城县调研时发现，在进行高标准农田建设之前，该地一些地区耕地坡度较大，在灌溉过程中需要将大块耕地划分为小块耕地，分别进行灌溉，以保证各地块的灌溉均匀度。这不仅需要投入大量劳动力，而且耕地跑水跑肥跑土严重。高标准农田建设通过平整土地，将坡耕地变为田面高差不超过 4 厘米的耕地，减少了灌溉过程中农业劳动力的投入。

由表 4 方程 2 的估计结果可知，高标准农田建设情况对农业土地要素投入的影响为正，且在 1%统计水平上显著。这说明高标准农田建设会增加农业土地要素投入，即高标准农田建设会对农业土地要素投入产生促进作用，部分验证了研究假说 H2。可能的解释是：高标准农田建设通过平整土地、集中连片经营等方式对农村地区的田、水、路、林综合整治，将分散的耕地集中起来。在耕地集中过程中，田坎、沟渠、田间道路等会减少，相应的耕地面积也会增加。笔者在重庆市丰都县龙河镇调研时发现，高标准农田建设将细碎、零乱的耕地建设成集中连片的耕地，使耕地面积增加了近 7%。

由表 4 方程 3 的估计结果可知，高标准农田建设情况对农业机械要素投入的影响为正，且通过了显著性检验。这说明高标准农田建设会增加农业机械要素的投入，即高标准农田建设会对农业机械要素投入产生促进作用，部分验证了研究假说 H2。可能的解释是：高标准农田建设通过土地整治、补齐农业基础设施短板等方式，打造了配套设施完善、宜机化的基本农田。土地要素的这种改变会使得土地更适合农业机械耕作，为推进农业机械化提供了条件。

由表 4 方程 4 的估计结果可知，高标准农田建设情况对农业化肥要素投入的影响为负，且通过了显著性检验。这说明高标准农田建设会减少农业化肥要素投入，即高标准农田建设会对农业化肥要素投入产生替代效应，部分验证了研究假说 H2。可能的解释是：高标准农田建设通过促进农业规模经营等方式，提高了农户对专用性资产的投资，进而为化肥减量化提供了可能。梁志会等（2021）研究发现，高标准农田建设会提高农户购买专业施肥机械的概率，这种专业施肥机械会提升化肥利用效率，最终促进化肥减量。

五、异质性分析与稳健性检验

(一) 异质性分析：农业发展水平差异

不同地区的农业发展水平存在着显著差异，因此，分析高标准农田建设对农业生产的影响需要考虑农业初始发展水平差异。本文借鉴孙学涛等（2022）的研究，采用 2017 年城市第一产业增加值衡量城市农业初始发展水平，并将农业初始发展水平与高标准农田建设情况的交互项（以下简称交互项）引入模型中。为了进一步分析高标准农田建设对农业生产影响的非均衡效应，本文尝试以城市 2017 年第一产业增加值为标准划分样本数据，将 2017 年第一产业增加值排名前 93 位的城市界定为农业发达地区，将排名后 93 位的城市界定为农业欠发达地区，其余为农业发展中地区^①。具体估计结果如表 5 所示。

表 5 高标准农田建设影响农业生产的地区农业发展水平异质性估计结果

变量名称	农业要素弹性				农业全要素生产率			
	方程1 劳动力 弹性	方程2 耕地弹性	方程3 机械弹性	方程4 化肥弹性	方程5 全部地区	方程6 农业发 达地区	方程7 农业发 展中 等地区	方程8 农业欠 发 达地区
高标准农田 建设情况	-0.819** (0.346)	0.393*** (0.052)	0.164*** (0.022)	-0.453*** (0.051)	0.111*** (0.009)	0.352*** (0.092)	0.170 (0.127)	0.175*** (0.021)
交互项	0.360*** (0.127)	0.011*** (0.003)	0.023** (0.011)	0.354*** (0.094)	0.120*** (0.016)	0.0379** (0.018)	-0.016 (0.024)	0.036*** (0.004)
人力资本	-0.431*** (0.027)	0.315*** (0.013)	0.105*** (0.005)	-0.265*** (0.010)	0.196*** (0.020)	0.231*** (0.044)	0.281*** (0.050)	0.263*** (0.060)
交通运输情况	0.242*** (0.021)	0.164*** (0.010)	0.594*** (0.039)	1.187*** (0.0787)	0.038** (0.016)	-0.030 (0.036)	0.043 (0.038)	-0.009 (0.053)
财政支持情况	-4.299 (5.479)	-0.020 (0.268)	5.851*** (1.023)	0.134*** (0.020)	0.218*** (0.040)	4.273*** (0.712)	0.540 (0.777)	-1.312 (1.307)
社会消费水平	-0.055 (0.051)	-0.001 (0.002)	-0.006 (0.009)	-0.020 (0.018)	0.010*** (0.004)	0.003 (0.011)	0.005 (0.005)	0.011* (0.006)
工业发展水平	-2.375*** (0.112)	-0.150*** (0.005)	-0.484*** (0.021)	-0.878*** (0.041)	0.086*** (0.009)	0.092*** (0.020)	0.060*** (0.023)	0.046 (0.047)
信息化程度	-1.050*** (0.337)	-0.021 (0.016)	-0.3823*** (0.063)	0.225* (0.124)	0.121*** (0.025)	0.102* (0.054)	0.079* (0.041)	0.264*** (0.058)
外资利用情况	0.120*** (0.005)	0.795*** (0.026)	0.307*** (0.010)	0.530*** (0.019)	-0.564*** (0.040)	-7.060*** (1.114)	-4.577*** (0.649)	-4.598*** (1.050)

^①考虑到第一产业增加值排名前 93 位的城市农业经济较发达，排名后 93 位的城市农业经济发展较缓慢，因此借鉴孙学涛等（2022）的异质性分析方法，本文尝试以城市 2017 年第一产业增加值为标准划分样本数据。

表 5 (续)

空间自回归项	0.086** (0.037)	0.060*** (0.020)	0.050*** (0.017)	0.069*** (0.014)	0.067*** (0.018)	-0.005 (0.054)	0.041 (0.053)	-0.021 (0.018)
空间自相关项	-0.202 (0.210)	-0.471*** (0.174)	-0.456** (0.178)	-0.684*** (0.124)	0.911*** (0.027)	0.888*** (0.043)	0.834*** (0.060)	0.412** (0.161)
空间误差项	0.052*** (0.002)	0.001*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)
调整的伪R ²	0.891	0.966	0.981	0.976	0.968	0.961	0.956	0.981
广义似然比检验	224.839	1912.400	1163.881	773.395	1667.463	533.103	605.269	574.492
样本量	840	840	840	840	840	279	282	279
经验P值							0.140**	

注：①结果由 Stata 14.0 软件输出；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内为标准误；④经验 p 值用于检验高标准农田建设情况的组间系数差异的显著性，通过自体抽样 (Bootstrap) 1000 次得到。

限于篇幅，本文未给出高标准农田建设对不同地区农业要素弹性影响的估计结果，只给出高标准农田建设对农业发达地区、农业中等地区和农业欠发达地区农业全要素生产率影响的估计结果。

由表 5 方程 1~方程 5 的估计结果可以看出，高标准农田建设情况对耕地弹性、机械弹性和农业全要素生产率的影响均为正，都在 1%统计水平上显著；高标准农田建设情况对劳动力弹性和化肥弹性的影响为负，分别在 5%和 1%统计水平上显著。这与前文估计结果基本一致。交互项对农业要素弹性和农业全要素生产率的影响也均为正，都在 1%统计水平上显著。这说明，与农业欠发达地区相比，农业发达地区的高标准农田建设对农业生产的影响更大，验证了研究假说 H3。可能的解释是：农业发展水平较高的地区农业发展基础较好，高标准农田建设通过补齐农业发展短板的形式增加了农业投入，由“马太效应”可知，在农业发展水平较高的地区实施高标准农田建设更可能提高其农业全要素生产率；而农业发展水平较低地区的农业受自然环境和社会经济条件的制约更大，高标准农田建设虽然能够提升该地区农业生产水平，但这种提升作用相对农业发展水平高的地区而言较低。

由表 5 方程 6~方程 8 的估计结果可以看出，高标准农田建设情况对农业欠发达地区和农业发达地区农业全要素生产率的影响均为正，都在 1%统计水平上显著；高标准农田建设对农业发展中地区农业全要素生产率的影响也为正，但没有通过显著性检验。高标准农田建设对农业发达地区和农业欠发达地区农业全要素生产率的影响系数分别为 0.352 和 0.175，由 Bootstrap 法得到的经验 P 值为 0.140，在 5%统计水平上显著。这说明，高标准农田建设对不同地区农业全要素生产率影响的差异在统计上是显著的，这种差异表现为高标准农田建设对农业发达地区的影响要大于对农业欠发达地区的影响，再次验证了研究假说 H3。

(二) 异质性分析：自然禀赋差异

农业生产不仅受到社会经济发展的影响，而且还受到自然环境的影响。因此，高标准农田建设对不同自然环境下的地区农业生产的影响存在差异。本文按照地形进一步对样本进行分组，分析高标准农田建设情况对不同自然环境下的地区农业生产的影响差异。基于东中西部地形条件差异，本文将城

市划分为平原地区、丘陵地区和山地地区^①，以探究高标准农田建设对不同地形下农业生产的差异性影响。具体估计结果如表 6 所示。

表 6 高标准农田建设影响农业全要素生产率的地形异质性估计结果

变量名称	地形差异		
	方程1 平原地区	方程2 丘陵地区	方程3 山地地区
高标准农田建设情况	0.153*** (0.013)	0.144*** (0.037)	0.120*** (0.012)
人力资本	0.214*** (0.015)	0.274*** (0.033)	0.118*** (0.011)
交通运输情况	0.086*** (0.009)	-0.056 (0.034)	-0.001 (0.010)
财政支持情况	0.781*** (0.281)	2.204*** (0.401)	0.984** (0.485)
社会消费水平	0.002 (0.002)	-0.002 (0.004)	-0.005* (0.003)
工业发展水平	0.179*** (0.010)	0.109*** (0.010)	0.022*** (0.007)
信息化程度	0.061*** (0.014)	0.123*** (0.033)	0.100*** (0.028)
外资利用情况	-3.188*** (0.192)	-5.179*** (0.553)	-2.388*** (0.289)
空间自回归项	-0.012 (0.020)	-0.008 (0.012)	-0.023*** (0.008)
空间自相关项	0.232 (0.484)	0.433*** (0.166)	-0.147 (0.174)
空间误差项	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制
调整的伪R ²	0.998	0.997	0.997
广义似然比检验	1123.542	458.964	702.806
样本量	390	174	276

注：①结果由 Stata 14.0 软件输出；②***表示 1% 的显著性水平；③括号内为标准误；④控制变量同表 3 方程 5 和方程 6；⑤经验 p 值用于检验高标准农田建设的组间系数差异的显著性，通过自体抽样 (Bootstrap) 1000 次得到。

^①平原地区、丘陵地区和山地地区划分依据：以平原、丘陵和山地三者占比最大的部分作为确定城市地形类型的标准。中国城市主要分布在东部平原地区，山地城市数量相对较少，与传统所认知的“三山六水一分田”并不一致。

根据表 6 方程 1~方程 3 的估计结果, 高标准农田建设情况对平原地区、丘陵地区和山地地区农业全要素生产率的影响均为正, 且都在 1%统计水平上显著。高标准农田建设情况对平原地区、丘陵地区和山地地区农业全要素生产率的影响系数分别为 0.153、0.144 和 0.120。组间差异检验发现, 由 Bootstrap 法得到的经验 P 值为 0.101, 在 1%统计水平上显著。这说明, 在平原地区实施高标准农田建设更能够提高农业全要素生产率, 而在山地地区实施高标准农田建设的效果相对较弱。可能的解释是: 中国平原地区农业发展条件相对优越, 实施高标准农田建设更能突出平原地区的农业发展优势; 而山地坡度相对较大, 地形对农业限制相对较大, 实施高标准农田建设在一定程度上虽能补齐农业发展短板, 但难以完全消除地形对农业发展的影响。

(三) 稳健性检验

本部分采用替换高标准农田建设情况变量、改变空间计量模型权重矩阵和改变空间计量模型等方法进行稳健性检验。

表 7 高标准农田建设影响农业全要素生产率稳健性检验的估计结果

变量名称	方程1	方程2	方程3	方程4
	替换核心解释变量	改变空间权重矩阵	空间自回归模型	空间误差模型
高标准农田建设情况	0.023*** (0.008)	0.043*** (0.017)	0.179*** (0.010)	0.078*** (0.028)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整的伪R ²	0.809	0.912	0.902	0.890
广义似然比检验	1018.284	1194.878	7432.821	874.087
样本量	840	840	840	840

注: ①结果由 Stata 14.0 软件输出; ②***表示 1%的显著性水平; ③括号内表示标准误; ④控制变量同表 3 方程 5 和方程 6。

前文采用高标准农田建设面积占全部耕地面积的比重来衡量高标准农田建设情况。高标准农田建设投入资金多寡会直接影响高标准农田建设的质量和数量(胡新艳和戴明宏, 2022), 因此本文尝试采用高标准农田建设资金投入金额(万元)的自然对数衡量高标准农田建设情况。由表 7 方程 1 的估计结果可以看出, 替换核心解释变量后, 高标准农田建设情况对农业全要素生产率的影响仍然为正, 且在 1%的统计水平上显著。这说明, 高标准农田建设促进农业生产的结论具有稳健性。

前文空间计量模型中采用的权重矩阵是基于城市之间的距离运用欧氏距离公式计算得到的。本部分基于城市是否邻接来构建权重矩阵, 即如果两个城市拥有共同的边界, 则两个城市之间的权重就设定为 1, 否则两个城市之间的权重设定为 0。由表 7 方程 2 的估计结果可以看出, 改变计量模型空间权重矩阵后, 高标准农田建设情况对农业全要素生产率的影响仍然为正, 且在 1%的统计水平上显著。这说明前述分析结论是稳健的。

前文实证分析将空间自回归项和空间误差项均放在模型中进行讨论, 本部分尝试采用空间自回归模型和空间误差模型来估计高标准农田建设影响农业生产的结果。由表 7 方程 3 和方程 4 的估计结果

可以看出,无论采用哪种模型,高标准农田建设情况对农业全要素生产率的影响均为正,且在1%的统计水平上显著。这说明,高标准农田建设对农业全要素生产率存在正向影响的研究结论是稳健的。

六、结论与政策启示

高标准农田建设作为支农惠农政策,通过平整土地、保护农业生态环境等方式提升土地质量,同时还提高了农业综合生产能力,推动了农业生产。在要“全面完成高标准农田建设阶段性任务”的背景下,本文运用DAG框架讨论了高标准农田建设对农业生产的影响,基于变系数随机前沿模型测度了农业全要素生产率,并运用SARAR模型分析了高标准农田建设对农业生产的影响。研究发现:高标准农田建设对农业要素和农业全要素生产率的影响存在时变效应;高标准农田建设会显著促进农业全要素生产率和农业要素弹性的提升;高标准农田建设会减少劳动力要素和化肥要素的投入,但会增加土地要素和农业机械要素的投入;高标准农田建设对农业生产的影响存在显著的区域非均衡特征,即与农业欠发达地区相比,农业发达地区受高标准农田建设的影响更为显著。在国家大力推进高标准农田建设的背景下,本文能够得出如下政策启示:

第一,全面提升土地要素质量。由前文分析可知,高标准农田建设会提高农业全要素生产率。高标准农田建设实现了建成区内农田地块平整、农田规模化经营,进一步释放了土地潜能,夯实了提升农业全要素生产率的基础,提升了农业综合生产能力。因此,应进一步完善高标准农田建设标准,不断加大高标准农田建设投入力度,按照“一张图绘到底”的模式,构建高标准农田建设新模式,建立高标准农田建设资金投入稳定增长机制,调动各级政府推进高标准农田建设的积极性,全面提升土地要素质量。

第二,引导群众参与农田建设。应该发挥高标准农田建设项目资金的“杠杆效应”,带动新型农业经营主体等投资农业的积极性,实现小农户与现代农业的有机衔接,推进农业高质量发展,从整体上推进农业农村现代化。在建设高标准农田过程中,还应该突出农民的主体地位,积极促进高标准农田建设与治理耕地抛荒等农业政策相结合,避免高标准农田重复建设。

第三,优化农业要素配置结构。在推进高标准农田建设过程中,应充分发挥高标准农田建设“集中连片”和“设施配套”的作用,积极推动土地流转、连片规模种植。借助高标准农田建设的契机,培养一批新型职业农民,全方位提高农业经营主体素质。高标准农田建设涉及农业农村、财政、水利等多个部门,因此,推进高标准农田建设要与推进农业机械化、化肥减量化和培育高素质农民等有机衔接,最终实现农业绿色发展。

参考文献

1.杜志雄、胡凌啸,2023:《党的十八大以来中国农业高质量发展的成就与解释》,《中国农村经济》第1期,第2-17页。

2.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华,2017:《土地资源配置不当与劳动生产率》,《经济研究》第5期,第117-130页。

3.龚斌磊、王硕,2021:《财政支出对我国农业增长的多途径影响》,《农业经济问题》第1期,第54-68页。

- 4.胡凌啸、周应恒, 2016: 《农业综合开发、农技推广培训与农机购置补贴效率》, 《经济与管理研究》第8期, 第87-95页。
- 5.胡浩、江光辉、戈阳, 2022: 《中国生猪养殖业高质量发展的现实需求、内涵特征与路径选择》, 《农业经济问题》第12期, 第32-44页。
- 6.胡新艳、戴明宏, 2022: 《高标准农田建设政策的粮食增产效应》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第71-85页。
- 7.黄季焜、王丹、胡继亮, 2015: 《对实施农产品目标价格政策的思考——基于新疆棉花目标价格改革试点的分析》, 《中国农村经济》第5期, 第10-18页。
- 8.梁志会、张露、张俊飏, 2021: 《土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据》, 《中国农村经济》第4期, 第123-144页。
- 9.刘春芳、刘立程、何瑞东, 2018: 《黄土丘陵区高标准农田建设的生态系统服务响应研究——以榆中县高标准农田建设项目为例》, 《中国人口·资源与环境》第12期, 第124-130页。
- 10.刘新卫、李景瑜、赵崔莉, 2012: 《建设4亿亩高标准基本农田的思考与建议》, 《中国人口·资源与环境》第3期, 第1-5页。
- 11.罗慧、赵芝俊、钱加荣, 2021: 《要素错配对中国粮食全要素生产率的影响》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第97-110页。
- 12.罗斯炫、何可、张俊飏, 2022: 《改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角》, 《中国农村经济》第2期, 第115-136页。
- 13.师诺、赵华甫、任涛、齐瑞, 2022: 《高标准农田建设全过程监管机制的构建研究》, 《中国农业大学学报》第2期, 第173-185页。
- 14.孙学涛、王振华, 2021: 《农业生产效率提升对产业结构的影响——基于技术进步偏向的视角》, 《财贸研究》第6期, 第46-58页。
- 15.孙学涛、于婷、于法稳, 2022: 《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据》, 《中国农村经济》第2期, 第76-93页。
- 16.王柳、魏秀菊、张跃峰、张学军、赵爱琴、张秋玲、吴政文、陈松云, 2021: 《流向统计法分析中国粮食安全状况及高标准农田需求预测》, 《中国农业大学学报》第3期, 第124-137页。
- 17.王兆林、杨庆媛、罗明, 2019: 《低山丘陵区高标准基本农田建设限制性因子识别与建设方向》, 《中国农业资源与区划》第6期, 第78-88页。
- 18.魏昊、夏英、李芸、吕开宇、王海英, 2020: 《信贷需求抑制对农户耕地质量提升型农业技术采用的影响——基于农户分化的调节效应分析》, 《资源科学》第2期, 第217-231页。
- 19.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 20.殷红、张龙、叶祥松, 2020: 《中国产业结构调整对全要素生产率的时变效应》, 《世界经济》第1期, 第122-142页。
- 21.张超正、杨钢桥, 2021: 《农地整治何以促进农户收入增加——基于整治模式和地貌类型的异质分析》, 《自然

资源学报》第12期,第3114-3130页。

22.张睿智、刘倩媛、山长鑫、杨晓文,2021:《“藏粮于地”战略下高标准农田建设模式研究》,《中国农机化学报》第11期,第173-179页。

23.张天恩、李子杰、费坤、詹雪洁、高沪宁、张铭、马友华,2022:《高标准农田建设对耕地质量的影响及灌排指标的贡献》,《农业资源与环境学报》第5期,第978-989页。

24.张屹山、胡茜,2019:《要素质量、资源错配与全要素生产率分解》,《经济评论》第1期,第61-74页。

25.张正峰、谭翠萍、梁育、陈艳林,2019:《高标准农田建设对县域农村经济拉动效应的对比研究——以浙江省江山市与辽宁省盘山县为例》,《地域研究与开发》第5期,第142-147页。

26.张宗毅,2020:《“十四五”期间丘陵山区农田宜机化改造若干重大问题与举措》,《中国农村经济》第11期,第13-28页。

27.赵和楠、侯石安,2021:《乡村振兴战略下土地治理投入对粮食生产的影响——“藏粮于地”“藏粮于技”一体推进的经验证据》,《贵州社会科学》第5期,第153-160页。

28.赵谦、陈祥,2019:《领导小组功能适当化:高标准农田建设机构建制条款的规范要义》,《中国土地科学》第3期,第9-15页。

29.赵宇、孙学涛,2022:《高标准农田建设是否有助于推进新型职业农民培育:来自村庄的证据》,《农村经济》第4期,第135-144页。

30.朱道才、金晓卉,2021:《农业经济研究热点全球检视与中国展望》,《财贸研究》第6期,第59-65页。

31.朱喜、史清华、盖庆恩,2011:《要素配置扭曲与农业全要素生产率》,《经济研究》第5期,第86-98页。

32.Baráth, L., I. Fert, and T. Bojnec, 2020, “The Effect of Investment, LFA and Agri-environmental Subsidies on the Components of Total Factor Productivity: The Case of Slovenian Farms”, *Journal of Agricultural Economics*, 71(3): 853-876.

33.Bazyli, C., R. Trojanek, D. Maciej, and C. Andrzej, 2020, “Cost-effectiveness of the Common Agricultural Policy and Environmental Policy in Country Districts: Spatial Spillovers of Pollution, Bio-uniformity and Green Schemes in Poland”, *Science of The Total Environment*, 726(7): 1-14.

34.Biagini, L., F. Antonioli, and S. Severini, 2020, “The Role of the Common Agricultural Policy in Enhancing Farm Income: A Dynamic Panel Analysis Accounting for Farm Size in Italy”, *Journal of Agricultural Economics*, 71(3): 652-675.

35.Boivin, J., M. P. Giannoni, and I. Mihov, 2009, “Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated U.S. Data”, *The American Economic Review*, 99(1): 350-384.

36.Bradfield, T., R. Butler, E. Dillon, T. Hennessy, and P. Kilgarriff, 2021, “The Effect of Land Fragmentation on the Technical Inefficiency of Dairy Farms”, *Journal of Agricultural Economics*, 72(2): 486-499.

37.Gong, B., 2018, “Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015”, *Journal of Development Economics*, Vol.132: 18-31.

38.Korobilis, D., 2013, “Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(2): 157-179.

39.Lang, Z.,and S. Rabotyagov, 2022, “Socio-psychological Factors Influencing Intent to Adopt Conservation Practices in the Minnesota River Basin”, *Journal of Environmental Management*, 307(4): 1-13.

40.Leonard, B., D. P. Parker, and T. L. Anderson, 2020, “Land Quality, Land Rights, and Indigenous Poverty”, *Journal of Development Economics*, Vol.143: 1-24.

(作者单位: ¹ 山东社会科学院;

² 中国海洋大学经济学院;

³ 中国社会科学院农村发展研究所;

⁴ 沈阳农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 光 明)

The Impact of High-Standard Farmland Construction on Agricultural Production: From the Perspectives of Agricultural Factor Elasticity and Agricultural Total Factor Productivity

SUN Xuetao ZHANG Lijuan WANG Zhenhua

Abstract: The construction of high-standard farmland has improved the quality of land factors through bolstering weak spots in agricultural infrastructures and broken new ground in promoting the high-quality development of agriculture. Based on the DAG framework, the influence of high-standard farmland construction on agricultural production was discussed. This paper applies the variable coefficient production model to re-calculate agricultural total factor productivity based on the data of 280 prefecture-level cities. Spatial econometric model is used to explore the influence of high-standard farmland construction on agricultural production. The findings are as follows. (1) There is a time-varying effect between high-standard farmland construction, agricultural production factors and agricultural total factor productivity; (2) High-standard farmland construction has a substitution effect on the input of agricultural factors, that is, high-standard farmland construction reduces the input of agricultural labor factors and fertilizer factors, but increases the input of land factors and agricultural machinery factors; (3) High-standard farmland construction improves agricultural total factor productivity; (4) High-standard farmland construction promotes the high-quality development of agriculture by increasing the elasticity of substitution of agricultural factors; (5) There is an heterogeneous effect of high-standard farmland construction on agricultural production across regions, that is, compared with agricultural underdeveloped areas, high-standard farmland construction has a more significant impact in agricultural developed areas.

Keyword: High-standard Farmland Construction; Agriculture; Factor Allocation; Factor Elasticity; Total Factor Productivity