中国农业大学学报　2026,31(12):324-336
Journal of China Agricultural University　http://zgnydxxb.ijournals.cn

李治,陈春丽. 高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率的影响机制——基于玉米种植户样本的微观数据[J]. 中国农业大学学报,2026,31(12):324-336.
LI Zhi, CHEN Chunli. Impact mechanism of high-standard farmland construction on grain green total factor productivity: Evidence from micro-data of maize-growing households[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2026, 31(12): 324-336.
DOI: 10.11841/j.issn.1007-4333.2026.12.24

# 高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率的影响机制——基于玉米种植户样本的微观数据

李　治　陈春丽
（河南工业大学 粮食经济研究中心,郑州 450001）

**摘　要**　为探究高标准农田建设在提升粮食绿色全要素生产率中的作用,利用黑龙江、山东、河南、四川等10省的708个玉米种植户样本,探讨高标准农田建设对微观农户粮食绿色生产行为的多维度效应,并从异质性农户行为出发,把农户绿色生产技术采纳行为分解为保护性耕作技术、施用有机肥、高效节水灌溉技术,深入理解农户绿色生产技术的内在构成与作用机制。研究发现:1)高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率的影响具有显著正向影响,具体表现为在其他条件不变的情况下,参与高标准农田建设农户的粮食绿色全要素生产率比非参与农户高14.43%。2)异质性分析发现,高标准农田建设的绿色增产效应存在明显的结构性差异:其对中老年粮食生产农户与全职粮食生产农户、中西部地区以及土地流转活跃区域的促进效果更强。3)进一步分析发现,高标准农田建设通过推动农地规模经营和绿色生产技术采纳提升粮食绿色全要素生产率,按照贡献率大小依次为保护性耕作技术、施用有机肥、高效节水灌溉技术。基于此,当前高标准农田建设在提升粮食绿色全要素生产方面具有整体有效性、个体异质性,未来需进一步从政策方式、区域差异、技术推广和政策协同等多个维度优化高标准农田建设政策的实施路径。

**关键词**　高标准农田建设;绿色全要素生产率;粮食;农户
**中图分类号**　F323.211;F326.11　　**文章编号**　1007-4333(2026)12-0324-13　　**文献标志码**　A

# Impact mechanism of high-standard farmland construction on grain green total factor productivity: Evidence from micro-data of maize-growing households

LI Zhi, CHEN Chunli
(Research Center of Grain Economics, Henan University of Technology, Zhengzhou 450001, China)

**Abstract**　This study aims to investigate the role of high-standard farmland construction (HSFC) in enhancing the green total factor productivity of grain. Using a sample of 708 maize-growing households from ten provinces including Heilongjiang, Shandong, Henan, and Sichuan, this study explores the multi-dimensional effects of HSFC on the green production behaviors of micro-level farmers. From the perspective of heterogeneous farmer behavior, this study decomposes farmers´ green technology adoption behaviors into three aspects: conservation tillage, organic fertilizer application, and efficient water-saving irrigation technology. This analytical framework deepens the understanding of the internal composition and mechanisms of these technologies. The research findings are as follows: 1) HSFC has a significantly positive impact on grain green total factor productivity (GGTFP). Specifically, equal conditions, GGTFP of farmers participating in HSFC is 14.43% higher than that

收稿日期:2026-01-07;接受日期:2026-03-10
基金项目:河南省高等学校哲学社会科学创新人才支持计划(2025-CXRC-10)
第一作者:李治(ORCID:0009-0009-5313-4831),教授,博士生导师,主要从事粮食安全与政策研究,E-mail:tolizhi@163.com

of non-participating farmers. 2) Heterogeneity analysis reveals distinct structural differences in the green productivity-enhancing effects of HSFC: the promoting effect is greater among middle-aged and older farmers, full-time farmers, central and western regions, and areas with active land transfer. 3) Further analysis indicates that HSFC enhances GGTFP by promoting farmland scale management and the adoption of green production technologies. According to the contribution rate from highest to lowest, these include conservation tillage, organic fertilizer application, and efficient water-saving irrigation technology. In conclusion, the current HSFC policy demonstrates overall effectiveness in enhancing GGTFP, albeit with individual heterogeneity. Future efforts should further optimize the implementation pathway of HSFC policy along multiple dimensions: policy approaches, regional disparities, technology extension, and policy coordination.

**Keywords**　high-standard farmland construction; grain green total factor productivity; grain; farmer

党的二十届四中全会明确提出，加力实施新一轮千亿斤粮食产能提升行动，高质量推进高标准农田建设。截至2024年底，全国累计建成高标准农田超过10亿亩（约 $6.67\times10^7$ $hm^2$），农业综合生产能力明显提高，为我国粮食生产连续多年稳产丰收提供了重要支撑。然而，长期存在的耕地、水资源约束，叠加近期频发的极端天气灾害，加剧了粮食生产的不稳定性[1]，同时“高投入、高污染”为特征的传统粮食集约化生产模式导致农业面源污染严重和农田碳排放强度上升，使得粮食生产面临资源环境紧约束与实现“双碳”目标的双重挑战。粮食绿色全要素生产率（GGTFP）作为融合资源效率、环境约束与经济产出的综合指标，其研究框架逐步从单一生产视角转向“资源-环境-经济”协同视角，成为考察粮食产出增长和绿色生产转型的重要指标。

学术界围绕粮食绿色全要素生产率主要以下三方面展开研究。1）测度方法。目前关于将农业污染物视为非期望产出纳入到粮食生产绿色全要素生产率进行测算的方法主要有2种途径，一种是随机前沿分析法（SFA），另一种是数据包络分析法（DEA）。2）测算体系构建。绿色全要素生产率主要是基于投入产出框架，具体包括投入变量、期望产出变量和以环境污染为核心的非合意产出（或投入）三部分。3）影响因素。其一是内生性要素投入维度，聚焦于劳动力禀赋[2]、土地综合整治[3]等核心要素的规模效应与质量提升路径；其二是外源性驱动维度，农业补贴[4]、社会资本积累[5]等是绿色全要素生产率提升的多元外部驱动力。

作为系统性农业生态工程，高标准农田建设已为粮食增产与碳减排协同构筑了产能、效能、生态与经济基础[6]。一方面，高标准农田建设通过推广水肥一体化、保护性耕作和病虫害生物防治等高效、精准、绿色等农业技术和资源管理方式，直接推动粮食生产的低碳转型。另一方面，高标准农田建设通过土地规模化经营、生产性服务业渗透等方式，带动农户突破原有的低端农业技术锁定，改善农业绿色生产技术的推广方式和应用效率，但其效应发挥具有一定的滞后性[7]。

已有研究在探讨高标准农田建设与粮食绿色生产关系方面取得了一定进展。研究认为，高标准农田建设能显著提升农业绿色全要素生产率[7]。同时，高标准农田建设的规模化倾向及建成后农田用途管制的强化[8]，使高标准农田建设对粮食绿色生产的影响更为复杂。此外，已有研究多从宏观层面进行分析，缺乏对农户个体行为的微观考察，难以揭示高标准农田建设对粮食绿色生产行为影响的具体作用机制。因此，本研究拟采用黑龙江、山东、河南、四川等10省708个玉米种植户样本的微观调查数据，利用PSM和中介效应模型，分析不同驱动因素对粮食绿色全要素生产率造成的影响，并深入探析高标准农田建设提升粮食绿色全要素生产率的适用情境，以期为完善高标准农田建设的绿色效应提供针对性、差异化的政策方案，同时也为推动粮食绿色生产影响因素的分析理论发展提供经验证据。

## 1　理论分析与假设

### 1.1　高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率的直接影响

一是根据要素生产理论，高标准农田建设通过土地平整、土壤改良等措施，改善农业生产的基础条件。同时，通过先进技术的推广应用，实现了“硬条件”改善与“软技术”嵌入相结合，为粮食绿色全要素生产率的提升奠定了要素基础。二是基于诱

致性技术变迁理论，田块规整度与田间道路通达性的根本改善，改变了农业生产的技术选择约束与要素相对价格，从而诱导产生技术性与组织性变迁。一方面，绿色农业机械的广泛应用促进技术效率提升；另一方面，土地连片与规模经营，推动农业生产方式向专业化、集约化转型，从而实现了期望产出的有效增长。三是依据可持续发展理论，高标准农田建设促进了耕地质量的提升，农户对化肥、农药等化学投入品的依赖程度自然降低，降低粮食生产非期望产出的同时提高粮食绿色收益。

假设$H_1$：高标准农田建设能够直接促进粮食绿色全要素生产率的提升。

### 1.2 高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率的作用机制

#### 1.2.1 农地规模经营的中介作用

高标准农田建设是推动农地规模经营的有效抓手，其通过多维度作用为规模经营赋能，进而促进粮食绿色生产。一是高标准农田建设通过“小田并大田”“化零为整”、坡耕地田坎修建等途径，解决耕地分散化和细碎化问题，将农地经营规模扩大到适宜水平。其经营规模的扩大改变了传统狭小的分散经营方式，优化了机械与劳动之间的配置，使得在农业生产中以最小成本获取最大经济收益成为可能[9]。二是根据规模经济理论，规模经营能够促进通过横向和纵向两方面分工使各个环节能够更加高效地协作和配合，实现生产要素的优化配置和生产过程的精细管理，有效降低生产成本，实现粮食生产的提质增效与减污降碳。

假设$H_2$：高标准农田建设通过促进农地规模经营提高粮食绿色全要素生产率。

#### 1.2.2 绿色生产技术采纳的中介作用

绿色生产技术采纳是衔接高标准农田建设与粮食绿色生产的关键中介，其通过三重路径发挥作用：一是促进粮食提质增效。采用粮食绿色生产技术，如秸秆还田、施用有机肥等技术，增强土壤有机质含量、通透性、含水性，促进土壤养分平衡，提升耕地质量等级，带动粮食产量和质量的提升。二是降低面源污染。经过整治后的农田，更加直接适配节水灌溉、测土配方施肥等技术，通过改善田间小气候和作物健康状况，降低农业对环境的负面影响。三是减少粮食生产过程的碳排放。绿色生产技术的应用能够提高农资利用率、有效节约资源以及提高缩短农业劳动时间，采用精准施肥、保护性耕作技术等绿色生产技术替代传统化肥、农药等专业化学品的投入，减少粮食生产过程的碳排放，促进粮食绿色全要素生产率的提升。

假设$H_3$：高标准农田建设通过促进绿色生产技术采纳进而提高粮食绿色全要素生产率，助力粮食绿色生产。

## 2 数据来源、变量设置与模型选择

### 2.1 数据来源

本研究采用的数据来自2022年中国社会科学院农村发展研究所中国乡村振兴综合调查（CRRS）。课题组采用分层抽样、等距抽样与随机抽样结合的方法，在东、中、西、东北地区的省份中随机抽取样本，其次在各层内以县（区）为初级抽样单元，按人均GDP排序后进行等距抽样；最后在抽中的村内随机抽取农户，确保了样本在全国层面的代表性。由于研究对象为玉米种植户，首先，初步确定了1 500个样本农户，随后，按照以下明确标准进行样本筛选：第一，剔除因变量中（雇佣和家庭劳动力投入总和、种子使用数量、种子单价等）存在缺失值、极端值的样本。其中关于种子使用数量、种子单价等变量是否为异常值的参考2022年《全国农产品成本收益资料汇编》[10]；第二，本研究剔除了在控制变量中（个体特征、家庭特征）存在缺失值和极端值的样本。最终，本研究获得708个玉米种植户样本。

### 2.2 模型构建

#### 2.2.1 回归模型

为分析高标准农田建设在不同的年龄、就业情况等对农户粮食绿色全要素生产率的影响，建立模型如下：

$$Y_i=\alpha+\alpha_1 x_i+\sum_{k=1}^{n}\alpha_2 c_k+\varepsilon_i \quad (1)$$

式中：$Y_i$为$i$第个农户粮食绿色全要素生产效率值；$x_i$为高标准农田建设，$c_k$为第$k$个控制变量；$\alpha_1$、$\alpha_2$为待估计系数；$\varepsilon_i$为随机扰动项。

#### 2.2.2 机制分析模型

本研究认为高标准农田建设会通过农地规模经营和绿色生产技术采纳影响农户粮食绿色生产效率。参考江艇[11]的建议，由于中介变量和被解释变量之间的因果关系在理论上较为直观可靠，不需

要采用回归模型论证，只需对解释变量与中介变量之间的因果关系进行检验即可，故构建机制分析模型，具体形式如下：

$$M_i = \varphi_0 + \varphi_1 x_i + \varphi_2 X_i + v_i \quad (2)$$

式中：$M_i$为农地规模经营、绿色生产技术采纳强度；$X_i$为控制变量；$\varphi_0$、$\varphi_1$、$\varphi_2$均为待估计参数；$\nu_i$为随机误差项。

### 2.3　变量设置

#### 2.3.1　被解释变量

粮食绿色全要素生产率作为被解释变量，在构建指标体系时，参考相关研究[12-13]，考虑环境保护、资源节约与粮食安全协同发展问题，从投入、期望产出、非期望产出3个方面选取测度指标，具体指标见表1。

**表1　粮食绿色全要素生产率的指标体系**

Table 1　Indicator system for measuring grain green total factor productivity

| 变量类型 Variable type | 一级指标 Primary indicator | 二级指标 Secondary indicator | 指标含义 Definition | 备注 Note |
|---|---|---|---|---|
| 投入指标 Input indicators | 土地投入 | 土地投入 | 粮食播种面积，66.67 $hm^2$ | |
| | 劳动力投入 | 劳动力投入 | 粮食生产中劳动力总投入量，人小时 | 雇佣和家庭劳动力投入总和 |
| | 资本投入 | 种子投入 | 粮食生产中种子投入费用，元 | 种子使用数量×种子单价 |
| | | 农药投入 | 粮食生产中农药投入费用，元 | 杀虫剂、除草剂、防病药物 |
| | | 化肥投入 | 粮食生产中化肥投入，kg | |
| | | 机械投入 | 粮食生产中机械投入，% | 机械服务比重 |
| | 水资源投入 | 农业用水投入 | 粮食生产中灌溉投入，$h/hm^2$ | 单位面积平均灌溉总时长 |
| 产出指标 Output indicators | 期望产出 | 粮食产量 | 粮食产量，kg | 粮食总产量 |
| | | 碳汇 | 粮食生产中的总碳汇量，kg | |
| | 非期望产出 | 碳排放 | 粮食生产中的碳排放量，kg | |
| | | 面源污染 | 粮食生产中的面源污染排放量，kg | |

1）投入指标　参考已有研究[12]在投入指标上根据生产要素三元论的思想，基于土地、劳动和资本的视角，选取土地投入、劳动投入和资本投入作为评价指标（表1）。考虑到水资源是农业生产不可或缺的生产要素。基于CRRS数据，一方面，各地区农业水价不同，导致农业用水无法用货币直接衡量；另一方面，小农户的农业用水多取自地表水（河流、水渠）和降水，并普遍采用漫灌方式，其用水量难以精确计量。本研究将单位面积平均总灌溉时长作为水资源投入的代理变量。

2）期望产出指标　本研究从粮食产量和农业碳汇2个方面表示粮食生产的期望产出。本研究基于粮食生产所产生的全部有机物质的总量计算碳汇，具体的计算公式如下：

$$C = \sum_i^k C_i = \sum_i^k C_i \times Y_i \times (1-\beta)/H_i \quad (3)$$

式中：$C$为粮食作物的碳汇总量；$C_i$为某一具体的粮食作物的碳吸收量；$k$为粮食作物种类数量；$Y_i$、$\beta$、$H_i$分别为某一具体的粮食作物的经济产量、含水量、经济系数，其中碳吸收率与经济系数参考田云等[14]设定。

3）非期望产出指标　本研究从碳排放和面源污染2个方面表征非期望产出。首先，对于粮食生产碳排放量，结合调研地区实际情况，本研究采用化肥、农地耕作的排放量乘以相应碳排放系数后相加的总量来计算碳排放量，其碳排系数设定参考田云等[14]、畅倩等[15]研究。

其次，在非期望产出的面源污染排放量中，主要包括总氮（TN）、总磷（TP）和化学需氧量（COD）。但农作物种植活动排放的COD量极低，对环境的整体污染效应几乎可以忽略不计，故本研究重点关注化肥导致的面源污染，其核算面源污染排放量计算公式如下：

$$E=\sum_i \mathrm{EU}_i \rho_i C_i=\sum_i \mathrm{PE}_i C_i \quad (4)$$

式中：$E$为面源污染排放量；$\rho_i$为产污强度系数；$\mathrm{EU}_i$为农户$i$的指标统计数。上述系数参考《污染源普查农业系数手册》[16]和相关文献获得。

**2.3.2** 核心解释变量

本研究的解释变量是高标准农田建设，参考已有研究[17]采用“截至上年村庄建设了高标准农田（是=1，否=0）”进行表征。其中，有效样本量708份，未参与高标准农田建设426户，占比60.2%，参与高标准农田建设282户，占比39.8%。

**2.3.3** 控制变量

参考相关研究[12-13]，本研究从户主个体特征、家庭特征、农业经营特征、村庄特征4方面选取匹配变量。

**2.3.4** 中介变量

农地规模经营。借鉴姜松等[18]的做法，从总量和效率的双重维度对农地适度规模经营进行评估，在效率层面，用单位面积产量衡量，在总量层面，用土地经营面积的自然对数衡量。

绿色生产技术采纳。依据2018年农业农村部印发的《农业绿色发展技术导则（2018—2030年）》《农垦农业绿色优质高效技术模式提升行动方案》并借鉴相关研究，本研究的绿色生产技术主要包括保护性耕作技术、使用喷灌、滴灌等高效节水灌溉技术、施用有机肥。其中对保护性耕作技术的界定，借鉴邓远远等[19]的研究，即农户在粮食生产中采纳了免耕直播、秸秆还田中的至少一种技术。

各变量定义和描述性统计如表2。

**表2 变量定义和描述性统计**

Table 2 Definition of variables and descriptive statistics

| 变量类型 Variable type | 变量 Variable | 变量含义 Definition | 均值 Mean | 标准差 SD |
|---|---|---|---|---|
| 结果变量 Dependent variable | 粮食绿色全要素生产率 | 由超效率SBM模型测得 | 0.523 | 0.325 |
| 核心解释变量 Core independent variable | 高标准农田建设 | 是否建设了高标准农田：1=是；0=否 | 0.398 | 0.490 |
| 个体特征 Individual characteristics | 年龄 | 户主年龄，岁 | 56.692 | 9.778 |
| | 受教育程度 | 户主受教育年限 | 7.790 | 3.086 |
| | 健康状况 | 户主健康程度：1=非常不健康；2=比较不健康；3=一般；4=比较健康；5=非常健康 | 3.661 | 1.072 |
| | 就业状况 | 1=全职务农；0=兼业（农业或非农业） | 0.651 | 0.477 |
| 家庭特征 Household characteristics | 家庭规模 | 家庭人口总数 | 4.281 | 1.811 |
| | 组织参与 | 是否加入农民专业合作社或家庭农场？1=是；0=否 | 0.239 | 0.427 |
| 农业经营特征 Farm operation characteristics | 土地流转 | 土地是否流转？1=是，0=否 | 0.500 | 0.500 |
| | 耕地细碎化 | 实际经营地块数量/家庭实际经营耕地面积 | 0.565 | 0.576 |
| 村庄特征 Village characteristics | 村庄经济水平 | 当年人均可支配收入，元 | 13 194.646 | 4 114.263 |
| | 城市郊区 | 是否为城市郊区？1=是；0=否 | 0.109 | 0.312 |
| | 村县距离 | 村委会距离所在县政府距离，km | 24.013 | 16.400 |
| | 信息技术培训 | 本村是否有村干部接受了信息技术培训？1=是；0=否 | 0.898 | 0.302 |
| | 村庄地势 | 村庄地形是否为平原？1=是，0=否 | 0.415 | 0.493 |

表2（续）

| 变量类型 Variable type | 变量 Variable | 变量含义 Definition | 均值 Mean | 标准差 SD |
|---|---|---|---|---|
| | 农地规模经营 | 单位面积产量 | 441.964 | 178.629 |
| | | 经营面积 | 17.061 | 25.729 |
| 中介变量 Mediating variable | 绿色生产技术 | 本研究如果农户采纳其中一种技术则赋值为1；采纳2项技术赋值为2；采纳3项技术赋值为3；否则赋值为0 | 0.980 | 0.668 |
| | 保护性耕作技术 | 粮食生产中采纳了免耕直播、秸秆还田技术中的一种？1＝是，0＝否 | 0.588 | 0.493 |
| | 施用有机肥 | 是否施用？1＝是，0＝否 | 0.323 | 0.468 |
| | 高效节水灌溉技术 | 是否施用？1＝是，0＝否 | 0.069 | 0.254 |

注：数据来源：根据相关数据统计分析得出。

Note：Data source：Compiled and calculated by the authors based on relevant statistical data.

## 3　结果与分析

### 3.1　匹配结果分析

#### 3.1.1　Logit倾向得分估计

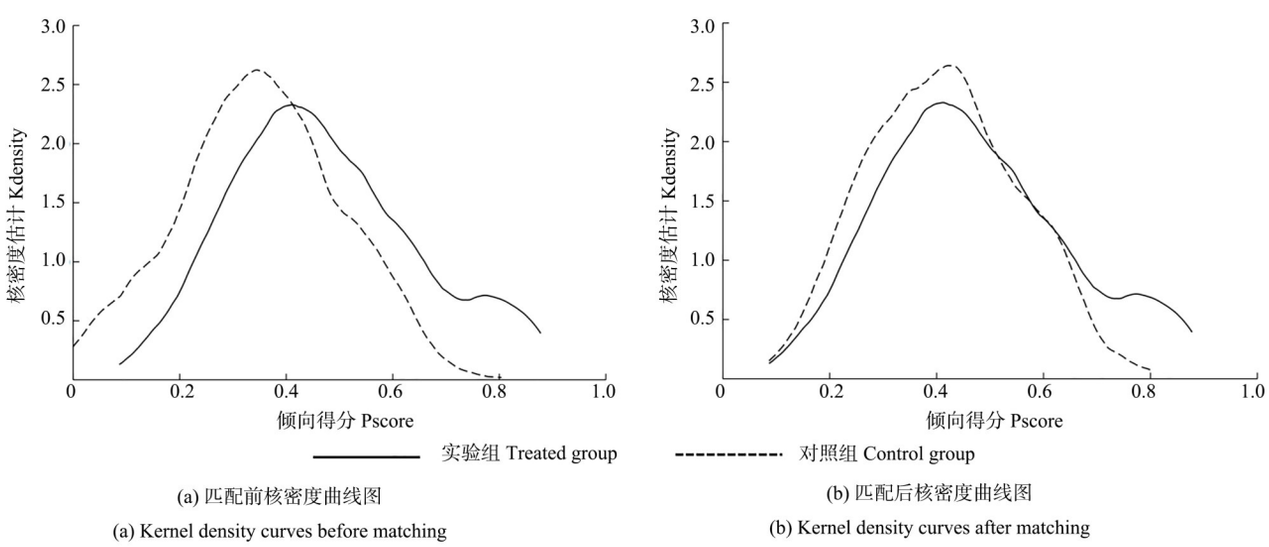
运用Stata18.0进行匹配，Logit估计LR统计量为93.73，小于$P$值的概率为0，模型整体显著，拟合效果较好。村庄经济水平、城市郊区显著影响高标准农田建设；耕地细碎化对粮食种植户参与农田建设具有显著负向影响，其可能的原因，耕地细碎化治理本质上是人地关系的优化调整，不同农户对建设方案的诉求存在差异，部分农户担心地块调整后自家利益受损，达成统一意见的难度极大。

#### 3.1.2　共同支撑域

在获得农户参与高标准农田建设的倾向得分后，本研究通过共同支撑域进一步分析匹配质量。由图1结果可知，匹配后处理组和对照组的倾向得分区间重合度较高，且多数观察值处于共同取值范围内，表明样本中匹配程度良好。

#### 3.1.3　平衡性检验

在6种匹配方法下（表3），伪$R^2$的值从匹配前的0.099下降到匹配后的0.004～0.009，解释变量从匹配前的高度显著到匹配之后不再显著，匹配后的解释变量均值偏差和中位数偏差均大幅下降。倾向得分匹配较好降低处理组与对照组之间的解释变量差异，满足平衡性假定。




(a) 匹配前核密度曲线图

(a) Kernel density curves before matching

(b) 匹配后核密度曲线图

(b) Kernel density curves after matching

**图1　倾向得分匹配前后的核密度曲线比较结果**

Fig. 1　Comparison of kernel density curves before and after PSM

**表 3 PSM 平衡性检验结果**

Table 3 Balance test for PSM

| 匹配方法 Matching method | 伪 $R$ 方 Pseudo $R^2$ | LR 统计量 LR chi$^2$ | $P$ 值 $P$-value | 均值偏差 Mean bias | 中位数偏差 Med bias |
|---|---|---|---|---|---|
| 匹配前 Before matching | 0.099 | 94.11 | 0.000 | 15.3 | 9.2 |
| $K$ 近邻匹配（$K$=2） $K$-nearest neighbor（$K$=2） | 0.006 | 4.40 | 0.986 | 4.4 | 3.6 |
| $K$ 近邻匹配（$K$=4） $K$-nearest neighbor（$K$=4） | 0.004 | 2.87 | 0.998 | 3.6 | 3.6 |
| 卡尺内 $K$ 近邻匹配（$K$=2，卡尺=0.04） Radius matching with $K$-nn（$K$=2，caliper=0.04） | 0.007 | 4.79 | 0.979 | 4.9 | 4.5 |
| 核匹配 Kernel matching | 0.005 | 3.63 | 0.995 | 4.6 | 3.6 |
| 半径匹配（卡尺=0.04） Radius matching（caliper=0.04） | 0.005 | 3.30 | 0.997 | 4.4 | 3.1 |
| 局部线性匹配 Local linear matching | 0.009 | 6.88 | 0.908 | 6.0 | 4.8 |

### 3.1.4 影响效果分析

由表 4 可知，在采用 6 种匹配方法之后，所得到的匹配结果非常相近。由处理组和对照组影响效应平均差异可知，处理组的平均影响效应为 0.575，对照组为 0.492，增幅为 14.43%，说明高标准农田建设能够促进粮食绿色全要素生产率的提升，进而促进粮食绿色生产，证明 $H_1$ 成立。同时，在采用 6 种匹配方法之后，所得到的匹配结果非常相近，说明用不同的匹配方式结论基本一致，估计结果也比较稳健。

**表 4 PSM 影响效果分析**

Table 4 Treatment effect estimation based on PSM

| 匹配方法 Matching method | 处理组 Treated group | 控制组 Control group | 平均处理效应 ATT | 标准误 SE | $Z$ 值 $Z$-statistic |
|---|---|---|---|---|---|
| $K$ 近邻匹配（$K$=2） $K$-nearest neighbor（$K$=2） | 0.575 | 0.489 | 0.086*** | 0.038 | 2.25 |
| $K$ 近邻匹配（$K$=4） $K$-nearest neighbor（$K$=4） | 0.575 | 0.487 | 0.088*** | 0.038 | 2.32 |
| 卡尺内 $K$ 近邻匹配（$K$=2，卡尺=0.04） Radius matching with $K$-nn（$K$=2，caliper=0.04） | 0.574 | 0.490 | 0.084*** | 0.038 | 2.19 |
| 核匹配 Kernel matching | 0.575 | 0.493 | 0.082*** | 0.033 | 2.50 |
| 半径匹配（卡尺=0.04） Radius matching（caliper=0.04） | 0.574 | 0.494 | 0.080*** | 0.030 | 2.68 |
| 局部线性匹配 Local linear matching | 0.575 | 0.496 | 0.079** | 0.032 | 2.46 |
| 平均值 Mean | 0.575 | 0.492 | 0.083 | | |

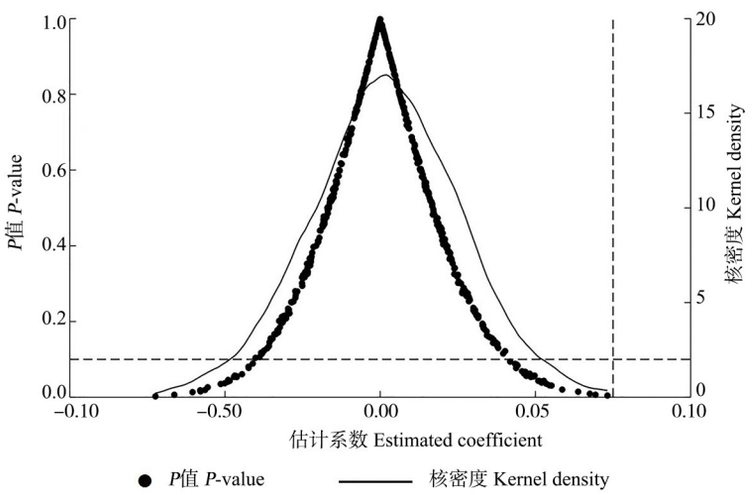
注：标准误是采用 bootstrap 自助法抽样 500 次得出的结果。表 6 同。***、**、*分别表示估计结果在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。表 4～9 同。

Note: Standard errors are bootstrapped with 500 replications. The same in Table 6. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. The same in Tables 4 to 9.

### 3.2　稳健性检验

#### 3.2.1　安慰剂检验

本研究参考白俊红等[20]的做法，利用随机生成实验的方式进行安慰剂检验，重复500次，将每次得到的虚构政策效应回归系数与基准回归的系数进行比较（图2）。从结果可以看出，估计值集中分布在0附近，图形服从正态分布，且与真实估计值（0.075）有一定距离，双边 $P$ 值为0.000，表明模型的设定是可靠的，且前述结果比较稳健。




True effect=0.075（$P$=0.000）

**图2　安慰剂检验**

Fig. 2　Placebo test

#### 3.2.2　更换估计模型

运用OLS方法进行了稳健性检验，结果见表5。可见高标准农田建设仍旧正向显著促进粮食绿色全要素生产率的提升，说明结论具有稳健性。

#### 3.2.3　替换被解释变量

本研究根据规模报酬不变（CRS）重新估计模型并再次进行回归，结果见表6。可见处理组的平均影响效应为0.441，对照组为0.381，增幅为13.61%。说明在替换被解释变量下，高标准农田建设依旧能够促进粮食绿色全要素生产率的提升，进而促进粮食绿色生产，可以看出结果仍然稳健。

#### 3.2.4　子样本回归

考虑到实际经营规模过小的农户，农业经营收入占家庭总收入的比重可能越低，其对农业生产经营的重视程度可能越低，相关决策可能会更加随意[13]。因此借鉴畅倩[15]的思路，剔除实际经营耕地面积＜0.33 $hm^2$的样本，采用子样本回归法进行稳健性检验，结果如表6，依然支持高标准农田建设对农户粮食绿色全要素生产率具有显著正向影响的结论。

**表5　OLS回归结果**

Table 5　OLS regression results

| 变量<br>Variable | 粮食绿色全要素生产率<br>Grain green total factor productivity |
|---|---|
| 高标准农田建设<br>High-standard farmland construction（HSFC） | 0.075***<br>（0.026） |
| 控制变量 Control variable | 控制 |
| 常数项<br>Constant variable | 0.624***<br>（0.209） |
| $R$ | 0.053 |
| 样本量 Sample size | 708 |

**表6 稳健性检验:替换被解释变量、子样本回归**

Table 6 Robustness checks: alternative dependent variables and subsample analyses

| 处理方法 Approach | 匹配方法 Matching method | 处理组 Treated group | 控制组 Control group | 平均处理效应 ATT | 标准误 SE | Z值 Z-statistic |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 替换被解释变量 Alternative dependent variables | K近邻匹配(K=2) | 0.441 | 0.379 | 0.062** | 0.035 | 1.79 |
| | K近邻匹配(K=4) | 0.441 | 0.378 | 0.063** | 0.034 | 1.87 |
| | 卡尺内K近邻匹配(K=2,卡尺=0.04) | 0.440 | 0.381 | 0.059** | 0.032 | 1.82 |
| | 核匹配 | 0.441 | 0.382 | 0.059** | 0.028 | 2.14 |
| | 半径匹配(卡尺=0.04) | 0.440 | 0.382 | 0.058** | 0.026 | 2.25 |
| | 局部线性匹配 | 0.441 | 0.383 | 0.058* | 0.027 | 2.14 |
| | 平均值 | 0.441 | 0.381 | 0.060 | | |
| 子样本回归 Subsample analyses | K近邻匹配(K=2) | 0.534 | 0.461 | 0.073** | 0.041 | 1.78 |
| | K近邻匹配(K=4) | 0.534 | 0.456 | 0.078** | 0.039 | 2.00 |
| | 卡尺内K近邻匹配(K=2,卡尺=0.04) | 0.534 | 0.461 | 0.073** | 0.044 | 1.66 |
| | 核匹配 | 0.534 | 0.475 | 0.059* | 0.033 | 1.77 |
| | 半径匹配(卡尺=0.04) | 0.534 | 0.470 | 0.064** | 0.033 | 1.89 |
| | 局部线性匹配 | 0.534 | 0.483 | 0.051* | 0.034 | 1.51 |
| | 平均值 | 0.534 | 0.468 | 0.066 | | |

### 3.3 异质性分析

#### 3.3.1 基于年龄异质性

农户在不同的家庭生命周期阶段,由于禀赋差异、知识技能、价值观念等方面的不同,其面临的机会成本不同,导致农业生产行为选择上产生差异。参考已有研究[21],以50岁为界限,将农户分为青壮年组和中老年组,来探究不同年龄群体建设高标准农田的差异对粮食绿色全要素生产率的影响。表7结果显示,高标准农田建设对中老年农户的粮食绿色全要素生产率的提升更加明显。可能的原因是:中老年农户对土地的认知往往带有“代际传承”属性,导致其生产行为更倾向“保护而非掠夺”,从而规避短期逐利导致的绿色效率损失。

#### 3.3.2 基于农户分化异质性

农村劳动力非农转移加剧了农户分化,这种分化带来的经济社会地位差距,使农户对土地的依赖程度与价值认知出现偏差[22],最终在农田建设、农业生产经营的决策中表现出一定的异质性。表7结果显示,对于兼业农户而言,全职农户参与高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率提升更为显著,其原因:土地是核心生产资料,高标准农田建设带来的设施完善、规模效益提升等优势,能直接作用于其农业生产过程,帮助他们更高效地运用先进技术、优化种植结构,从而显著提升粮食绿色生产效率。

#### 3.3.3 基于地区差异异质性分析

考虑到不同地区的农业生产条件、经济发展水平等存在差异,将样本划分为东部、中西部来探讨政策实施的地理区域异质性。由表8估计结果可知,中西部的效果更好。其可能的原因:高标准农田建设作为一项国家粮食安全战略工程,在中西部粮食主产区往往被置于更突出的位置,地方政府的配套投入、项目管理与后续管护力度可能更强,容易形成“政策聚焦效应”。

#### 3.3.4 基于土地要素配置效率异质性

土地流转能够发挥要素配置与规模经营的双重效应。如表8所示,进行土地流转的农户的粮食绿色全要素生产率的提升较为显著,一方面,从要素配置来看,土地流转促进了土地、劳动力等生产要素的优化组合,降低高标准农田的监管与信息追溯成本,为粮食生产的绿色高效开展奠定了基础[23]。另一方面,从规模经营来看,集中连片的土地便于先进农业技术的应用,提高水资源、化肥、农药等投入的利用效率,减少农业面源污染。

**表 7　异质性分析：年龄、农户分化**

Table 7　Heterogeneity analysis: age and farmer differentiation

| 变量 Variable | 年龄异质性 Age heterogeneity | | 农户分化异质性 Farmer differentiation heterogeneity | |
|---|---|---|---|---|
| | 青壮年 Young adults | 中老年 Senior | 全职 Full-time | 兼业 Part-time |
| 高标准农田建设 High-standard farmland construction（HSFC） | 0.004<br>（0.058） | 0.101***<br>（0.029） | 0.136***<br>（0.030） | −0.013<br>（0.050） |
| 控制变量 Control variable | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 Constant | 0.653*<br>（0.361） | 0.277<br>（0.222） | 0.444*<br>（0.246） | 0.828**<br>（0.353） |
| $R^2$ | 0.139 | 0.056 | 0.083 | 0.069 |
| 样本量 Sample size | 162 | 546 | 416 | 247 |

**表 8　异质性分析：地区、土地要素配置效率**

Table 8　Heterogeneity analysis: region and land allocation efficiency

| 变量 Variable | 地区异质性 Regional heterogeneity | | 土地要素配置效率异质性 Heterogeneity in land factor allocation efficiency | |
|---|---|---|---|---|
| | 东部 Eastern | 中西部 Central-western | 有流转组 With land transfer | 无流转组 Without land transfer |
| 高标准农田建设 HSFC | 0.013<br>（0.066） | 0.100***<br>（0.030） | 0.101***<br>（0.037） | 0.054<br>（0.036） |
| 控制变量 Control variable | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 Constant | 1.199<br>（1.008） | 0.527**<br>（0.222） | 0.179<br>（0.416） | 0.824***<br>（0.252） |
| $R^2$ | 0.165 | 0.063 | 0.084 | 0.045 |
| 样本量 Sample size | 136 | 572 | 354 | 354 |

### 3.4　作用机制分析

#### 3.4.1　农地规模经营是中介效应分析

基于前述构建的中介效应模型，从农地规模经营视角分析微观农户层面高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率的影响机制，回归结果如表 9。由模型（1）和（2）可知，高标准农田建设通过农地规模经营产生显著正向影响。另外，从实践运行来看，农地适度规模经营是典型的“土地共享”理念，能够实现生产要素重新配置和替代，降低生态成本[18]，有效促进粮食绿色生产，验证 $H_2$。

#### 3.4.1　绿色生产技术采纳的中介效应分析

由表 9 模型（3）可知，高标准农田建设通过对农户采纳绿色生产技术的影响正向显著。这表明高标准农田建设通过促进农户采纳绿色生产技术进而提升粮食绿色全要素生产率，进而验证 $H_3$。为了验证农户采纳具体的绿色生产技术对粮食绿色全要素生产率的效果大小，分别对保护性耕作技术、施用有机肥、高效节水灌溉技术为中介变量进行回归。

由模型（4）和（5）可知，高标准农田建设对增施有机肥、保护性耕作等技术采纳具有正向显著影响。这表明高标准农田建设可以通过增施有机肥、保护性耕作等技术采纳，能够提升粮食绿色全要素生产率。其原因为：一方面，保护性耕作可以消除粮食生产要素配置扭曲、耕地可持续集约化利用水平，继而引致粮食生产效率变化，推动实际粮食产

量向潜在粮食产量靠近[24]。另一方面,保护性耕作技术遵循生态系统基本原理,具有持续显现的生态功能[25]。

模型(6)高标准农田建设对农户采纳高效节水灌溉技术在10%水平上正向显著。其原因:农户出于理性经济人角度考虑,考虑到喷灌、微灌、管灌等节水灌溉等投入成本较高且达不到预期,仍会采用大水漫灌等浪费水的生产行为,容易出现"高意愿、低行为"现象,对亲环境行为"望而却步"[26]。

**表9 机制分析**

Table 9 Mechanism analysis

| 变量 Variable | 农地规模经营 Farmland scale management | | 模型(3):整体采纳强度 Model(3): Overall adoption intensity | 模型(4):保护性耕作技术 Model(4): Conservation tillage technology | 模型(5):施用有机肥 Model(5): Organic fertilizer application | 模型(6):高效节水灌溉技术 Model(6): Efficient water-saving irrigation technology |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 模型(1):单位面积产量 Model(1): Yield per unit area | 模型(2):经营面积 Model(2): Operated area | | | | |
| 高标准农田建设 HSFC | 0.076** (0.037) | 0.245*** (0.075) | 0.188*** (0.055) | 0.079** (0.037) | 0.071* (0.037) | 0.039* (0.021) |
| 控制变量 Control variable | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 Constant | 6.086*** (35.26) | 1.011* (0.566) | 1.342*** (0.301) | 0.846*** (0.265) | 0.186 (0.260) | 0.221 (0.135) |
| $R^2$ | 0.018 | 0.185 | 0.029 | 0.129 | 0.084 | 0.029 |
| 样本量 Sample size | 708 | 708 | 708 | 708 | 708 | 708 |

## 4 结论与建议

基于黑龙江、山东、河南、四川等10省708玉米种植户样本的微观调查数据,利用PSM和中介效应检验等方法,重点研究高标准农田建设对粮食绿色全要素生产率的影响以及作用机理。主要结论如下:

1)高标准农田建设能够显著促进粮食绿色全要素生产率的提升,且经过更换估计模型、替换被解释变量、子样本回归、安慰剂检验后,结果依然稳健。

2)异质性分析发现,高标准农田建设的绿色生产率促进效应在中老年农户、全职农户与中西部、高流转地区更为突出。

3)机制分析表明,高标准农田建设通过推动农地规模经营和绿色生产技术采纳实现粮食绿色生产。其中,在农户绿色生产技术采纳过程中,进一步实证表明按照贡献率大小依次为保护性耕作技术、施用有机肥、高效节水灌溉技术。

基于此,提出如下政策建议:

1)强化高标准农田建设的长期投入与质量监管。将高标准农田建设纳入地方粮食安全责任制考核,保障建后管护资金的常态化投入;同时增强土壤改良、生态沟渠、农田防护林等基础设施指标,提升农田生态系统的碳汇与减排能力。

2)以差异化政策精准赋能重点生产主体与区域。针对中老年粮食生产农户与全职粮食生产农户,应强化绿色技术补贴及社会化托管服务,降低技术采纳门槛;面向中西部,加大高标准农田建设投入与绿色技术推广支持;在高流转地区,完善土地经营权稳定性保障,激励规模经营主体长期投入绿色生产,精准释放不同粮食生产主体的绿色增产潜力。

3)通过引导粮食生产的土地规模化经营和农业服务规模化经营,推动绿色粮食生产技术应用,提高农户参与农业科技服务积极性和绿色生产技

术采纳程度，进而提升粮食绿色全要素生产率，加快粮食绿色生产转型。

## 参考文献　Reference


[1] 彭长生，刘阳，钟钰．高标准农田建设政策实施对粮食生产气候韧性的影响[J]．中国农村经济，2025(11)：42-62
Peng C S，Liu Y，Zhong Y．The impact of the policy of high-standard farmland construction on the climate resilience of grain production[J]．*Chinese Rural Economy*，2025(11)：42-62(in Chinese)

[2] 魏佳朔，高鸣．农业劳动力老龄化如何影响小麦全要素生产率增长[J]．中国农村经济，2023(2)：109-128
Wei J S，Gao M．How does the aging of agricultural labor force affect the growth of total factor productivity of wheat[J]．*Chinese Rural Economy*，2023(2)：109-128(in Chinese)

[3] 吴诗嫚，丁如，匡兵，程鹏，祝浩，李卓凡．土地综合整治对耕地利用生态效率的影响研究：基于农户微观数据的实证分析[J]．中国土地科学，2023，37(11)：95-105
Wu S M，Ding R，Kuang B，Cheng P，Zhu H，Li Z F．Impact of comprehensive land consolidation on ecological efficiency of cultivated land use：Empirical analysis based on the micro survey data of farmers[J]．*China Land Science*，2023，37(11)：95-105(in Chinese)

[4] 高鸣，魏佳朔．收入性补贴与粮食全要素生产率增长[J]．经济研究，2022，57(12)：143-161
Gao M，Wei J S．Income subsidy and growth of total factor productivity of grain[J]．*Economic Research Journal*，2022，57(12)：143-161(in Chinese)

[5] 孙子烨，余志刚．工商资本下乡对农业绿色发展的影响及空间溢出效应[J]．西北农林科技大学学报：社会科学版，2025，25(4)：136-149
Sun Z Y，Yu Z G．The impact and spatial spillover effect of industrial and commercial capital to the countryside on agricultural green development[J]．*Journal of Northwest A&F University：Social Science Edition*，2025，25(4)：136-149(in Chinese)

[6] 吴俊臻，高鸣．高标准农田建设赋能农业绿色低碳发展的内在逻辑与优化路径[J]．贵州财经大学学报，2025(5)：70-80
Wu J Z，Gao M．Inherent logic and optimization path of high-standard farmland construction driving agricultural green and low-carbon development[J]．*Journal of Guizhou University of Finance and Economics*，2025(5)：70-80(in Chinese)

[7] 张志新，周亚楠，丁鑫．高标准农田建设政策对农业绿色发展的影响研究[J]．农林经济管理学报，2023，22(1)：113-122
Zhang Z X，Zhou Y N，Ding X．Impact of well-facilitated capital farmland construction programs on green agricultural development[J]．*Journal of Agro-Forestry Economics and Management*，2023，22(1)：113-122(in Chinese)

[8] 杨茜，武舜臣，李乾．高标准农田建设对农户农地转出行为的影响：基于中国乡村振兴综合调查数据[J]．南京农业大学学报：社会科学版，2025，25(6)：123-136
Yang Q，Wu S C，Li Q．Impact of high-standard farmland construction on farmers' farmland transfer-out：Based on data from China's comprehensive rural revitalization survey[J]．*Journal of Nanjing Agricultural University：Social Sciences Edition*，2025，25(6)：123-136(in Chinese)

[9] 杨宇，谢志文，张丽娟，张倩．高标准农田建设政策对农业机械替代劳动的影响：基于准实验法的宏观与微观证据[J]．资源科学，2024，46(12)：2402-2418
Yang Y，Xie Z W，Zhang L J，Zhang J．Impact of high-standard farmland construction policy on labor substitution by machinery in China：Evidence from quasi-experimental approaches at the macro and micro levels[J]．*Resources Science*，2024，46(12)：2402-2418(in Chinese)

[10] 国家发展和改革委员会价格司．2022年全国农产品成本收益资料汇编[M]．北京：中国统计出版社，2023
The Department of Price of the National Development and Reform Commission．*Compilation of Cost and Benefit Data on Major Agricultural Products in China* 2022[M]．Beijing：China Statistics Press，2023(in Chinese)

[11] 江艇．因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]．中国工业经济，2022(5)：100-120
Jiang T．Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]．*China Industrial Economic*，2022(5)：100-120(in Chinese)

[12] 薛永基，薛艳金，张园圆．加入合作社能否提高家庭农场绿色全要素生产率：基于苏赣陕892家种植类家庭农场的调查数据[J]．中国农村经济，2024(2)：67-89
Xue Y J，Xue Y J，Zhang Y Y．Does joining cooperatives enhance green total factor productivity of family farms：Evidence from 892 planting-oriented family farms in Jiangsu，Jiangxi，and Shaanxi Provinces of China[J]．*Chinese Rural Economy*，2024(2)：67-89(in Chinese)

[13] 张仁慧，马林燕，赵凯，张泽．农业生产托管对粮食绿色生产效率的提升作用[J]．资源科学，2023，45(11)：2248-2263
Zhang R H，Ma L Y，Zhao K，Zhang Z．The role of agricultural production trusteeship in improving green production efficiency of grain[J]．*Resources Science*，2023，45(11)：2248-2263(in Chinese)

[14] 田云，张俊飚．中国农业生产净碳效应分异研究[J]．自然资源学报，2013，28(8)：1298-1309
Tian Y，Zhang J B．Regional differentiation research on net carbon effect of agricultural production in China[J]．*Journal of Natural Resources*，2013，28(8)：1298-1309(in Chinese)

[15] 畅倩，蔡瑜，赵敏娟．生产环节外包与农业环境技术效率的"U"型关系：来自中国粮食主产区的证据[J]．西北农林科技大学学报：社会科学版，2023，23(2)：138-150
Chang Q，Cai Y，Zhao M J．The U-shaped relationship between outsourcing agricultural production and environmental technical efficiency：Evidence from China's major food producing regions[J]．*Journal of Northwest A&F University：Social Science Edition*，2023，23(2)：138-150(in Chinese)

[16] 杜建军，章友德，刘博敏，董若涵．数字乡村对农业绿色全要素生产率的影响及其作用机制[J]．中国人口·资源与环境，2023，33(2)：165-175
Du J J，Zhang Y D，Liu B M，Dong R H．Impact of digital village construction on agricultural green total factor productivity and its mechanisms[J]．*China Population，Resources and Environment*，2023，33(2)：165-175(in Chinese)

[17] 王术坤，林文声．高标准农田建设的农地流转市场转型效应[J]．中国农村经济，2023(12)：23-43
Wang S K，Lin W S．The effect of well-facilitated farmland construction on farmland rental market transformation[J]．*Chinese Rural Economy*，2023(12)：23-43(in Chinese)

[18] 姜松，周洁，邱爽．适度规模经营是否能抑制农业面源污染：基于动态门槛面板模型的实证[J]．农业技术经济，2021(7)：33-48
Jiang S，Zhou J，Qiu S．Can appropriate scale operation restrain agricultural non-point source pollution：Empirical study based on dynamic threshold panel model[J]．*Journal of Agrotechnical Economics*，2021(7)：33-4(in Chinese)

[19] 邓远远，朱俊峰．保护性耕作技术对粮食生产效率和环境效率的提升效应[J]．中国人口·资源与环境，2023，33(12)：218-228

Deng Y Y, Zhu J F. Effects of conservation tillage technology on improving grain production and environmental efficiency [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2023,33(12):218-228 (in Chinese)

[20] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度:来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78
Bai J H, Zhang Y X, Bian Y C. Does innovation-driven policy increase entrepreneurial activity in cities: Evidence from the national innovative city pilot policy[J]. *China Industrial Economics*,2022(6): 61-78 (in Chinese)

[21] 张勇超, 熊文英. 劳动力转移类型、功能诉求与农户宅基地流转意愿:来自农业转移人口的样本证据[J]. 地理研究, 2025, 44(3): 731-749
Zhang Y C, Xiong W Y. Labor migration types, function claims and household willingness of homestead transfer: Sample evidence from the agricultural transfer population[J]. *Geographical Research*,2025, 44(3): 731-749 (in Chinese)

[22] Li R, Wang H, Li Y, Xu D. The impact of non-farm employment on the stable land contracting willingness of farm households: Evidence from rural China [J]. *Land Use Policy*, 2025, 157: 107688. DOI: 10.1016/j.landusepol.2025.107688

[23] 梁伟. 高标准农田建设实践与粮食安全保障路径[J]. 华南农业大学学报:社会科学版, 2024, 23(2): 23-32
Liang W. Construction practice of high-standard farmland and supportability route of food security[J]. *Journal of South China Agricultural University: Social Science Edition*, 2024, 23(2): 23-32 (in Chinese)

[24] 高天志,冯辉,陆迁. 黄土高原区农户保护性耕作技术采用的提效与减贫效应[J]. 资源科学,2023,45(3):579-592
Gao T Z, Feng H, Lu Q. Effects on efficiency improvement and poverty reduction of conservation tillage technology adoption by farming households in the Loess Plateau area[J]. *Resources Science*,2023,45(3):579-592 (in Chinese)

[25] 司瑞石,张雪倩. 免耕技术采纳对农地转入户家庭收入结构的影响:基于陕西、甘肃、宁夏的微观实证[J]. 干旱区资源与环境,2022,36(7):47-55
Si R S, Zhang X Q. Impact of no-tillage technology adoption on family income structure of farmland transferee: Evidence from Shaanxi, Gansu, and Ningxia[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*,2022,36(7): 47-55 (in Chinese)

[26] 赵和萍, 苏向辉, 马瑛, 杨宏伟, 曾德鹏, 杨童波. 情理整合视域下干旱区农户亲环境行为与意愿悖离研究[J]. 干旱区资源与环境, 2021, 35(11): 89-96
Zhao H P, Su X H, Ma Y, Yang H W, Zeng D P, Yang T B. Paradox between farmers' pro-environmental behaviors and willingness in arid areas from the perspective of integration of sentiment and reason[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2021, 35(11): 89-96 (in Chinese)

责任编辑: 王岩



**第一作者简介:** 李治,博士,河南工业大学粮食经济研究中心教授、博士生导师。河南省政府特殊津贴专家、河南省首批35岁以下正高级青年人才、河南省高校哲社科创新人才、河南省文明教师,国家社科基金项目通讯评审专家、教育部人文社科研究项目评审专家,中国粮食经济学会理事、中国农村发展学会理事、世界粮食计划署政策专家。长期从事农业经济、粮食经济方面的科研与研究生培养工作。主持完成国家社科基金、国家出版基金2项,省级项目5项。在《光明日报》《农业经济问题》等权威报刊发表理论文章20余篇,出版著作2部,研究成果获河南省优秀社科成果奖一等奖等省级奖励5项、省委书记等省部级领导批示及国务院办公厅等中央部门采纳6项。