

高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响

——基于农业新质生产力的中介作用

张应良 龚燕玲

(西南大学 经济管理学院/商贸学院,重庆 400715)

摘要:基于全国10省1032份农户的微观调查数据,使用内生转换回归模型实证分析了高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响。研究发现:(1)高标准农田建设参与显著提升农民种粮收益,且平均处理效应表明,参与高标准农田建设可使农民种粮收益提高2.77%。(2)异质性分析表明,相较于小农户,规模户参与高标准农田建设能够提升种粮收益;高标准农田建设参与不仅促进兼业农户增加种粮收益,而且促进纯农户增加种粮收益;相较于非粮食主产区,粮食主产区农户参与高标准农田建设的种粮收益提升效果更明显。(3)机制分析表明,高标准农田建设参与通过提升农业新质生产力水平,从而提高农民种粮收益。据此,鼓励农民积极参与高标准农田建设管理工作,制定出台农户参与高标准农田建设的差异化政策,同时加快培育和发展农业新质生产力,以实现农民种粮收益提升。

关键词:高标准农田建设;农民种粮收益;农业新质生产力;内生转换回归模型

中图分类号:F301.0 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2024)03-0110-15

一、引言

粮食安全事关国运民生,始终是“三农”工作的头等大事。“三农”问题的核心是农民问题^[1],而农民问题的实质是农户收入问题^[2]。然而,农资价格保持高位运行、种粮成本不断攀升,《中国农村统计年鉴》中农产品成本与收益数据显示,2015—2022年种植稻谷、小麦和玉米的平均总成本由1090.04元/亩上升到1252.70元/亩,年均增长率为2.01%,三大作物在此期间的年平均净利润为20.48元/亩,粮食种植的低收益回报严重挫伤了农民种粮意愿^[3]。为提高农民种粮积极性和保障国家粮食安全,2021年农业农村部印发《全国高标准农田建设规划(2021—2030年)》,党中央、国务院高度重视高标准农田建设工作。建设好高标准农田是夯实粮食安全根基、促进农业高质量发展、提高农业综合效益的关键举措。早期高标准农田建设实行中央统筹、省负总责、市县抓落实的“自上而下”实施模式,忽视农户对高标准农田的个性化需求,导致已建高标准农田权属分散、经营主体缺位,无法实现集约化、规模化经营和高质高效的科学化管理,进而导致利用模式单一,产业效益低下。

近年来国家高度重视高标准农田建设与乡村战略规划融合,充分尊重和听取民意,引导农户自愿参与高标准农田建设,把高标准农田建设项目工程规划与当地产业结构调整、乡

收稿日期:2024-03-13

基金项目:国家社会科学基金重点项目“深入实施藏粮于地、藏粮于技战略的路径与政策研究”(21AZD032);国家社会科学基金重点项目“新形势下提升中国粮食产业战略竞争力的重点方略与路径选择研究”(20AGL023)

作者简介:张应良,男,西南大学经济管理学院教授,博士生导师;龚燕玲,女,西南大学经济管理学院博士生。

村环境整治、生态环境保护等有机结合,让农民从“见证者”转变为“参与者”,满足农民对高标准农田建设利益性的诉求^[4]。高标准农田建设参与行为体现农户的自主性,其参与建设后能否促进粮食种植收益增加是农户重点关注的问题,具有现实意义。回顾已有文献,谢金华等^[5]研究发现地方政府主导模式和新型农业经营主体主导模式的农地整治均能促进农户收入提高。张超正等^[6]从整治模式和地貌类型的异质性视角进行分析,认为新型农业经营主体主导模式的增收效应大于地方政府主导模式,以及平原农地整治的增收效应高于山区。崔民等^[4]通过解构收入来源,指出农户参与农地整治显著提高家庭总收入,对促进农业收入的增收作用大于非农收入,但是会扩大收入差距。既有文献主要关注农地整治对家庭总收入或人均纯收入的影响,而缺乏对种植业收入的考察。只关注家庭总收入可能存在高标准农田建设对农业生产增值的检验偏差。同时,既有文献较少对高标准农田建设参与和农户收益之间的作用机制进行探讨,高标准农田建设带动农业生产力发展,提高农业生产力可以促进农民增收,而关于农业生产力在高标准农田建设和农户收益之间关系的讨论还缺乏定量层面的实证支持。此外,由于农户个体认知差异和地区资源禀赋差异,均会影响高标准农田建设参与行为和农户的种粮收益水平,忽视差异性孤立地审视高标准农田建设参与和农民种粮收益之间的关系,可能导致判断有所偏颇。基于上述分析,本文运用全国10省1032份农户调研数据进行实证检验,探讨高标准农田建设参与和农民种粮收益之间的关系及其影响机制,同时从农户异质性和生产功能区异质性视角进行分类讨论。

二、理论分析与研究假说

(一) 高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响

农户参与高标准农田建设是在农户自愿的前提下,将土地集中流转并实现整体地块改造升级,根据农业机械化、规模化生产的要求进行土地平整和配套相应的基础设施^[7]。实践表明,农户参与能够合理配置农业生产要素、加快农业生产经营方式转型和优化农业生产结构,促使小农经营向农业规模经营转变,同时高标准农田建成后以粮食种植为主,农户参与是实现家庭增收的重要路径^[8]。第一,土地是农村社会中重要的生产资料,依托土地进行农业生产是农民的必然选择。农民对土地的利用情况最为熟悉,农户参与高标准农田建设可以通过整治后自愿进行权属调整,适当进行小块合大块,农地质量得以提升,从而提高农业生产力、促进粮食作物优质高产,进而增加农户种粮收益^[9]。第二,农民对土地依赖程度较高,对土地的高价值定位使其展现对土地的珍惜心理^[10]。农户参与高标准农田建设后更加注重保护耕地生态环境,通过整治从一定程度上促进粮食产能提高和粮食质量提升,使粮食产业表现出更高的市场价值,能够提高农户的生产收益。第三,农户参与高标准农田建设有助于土地承包经营权调整,并推动土地适度规模流转。农地转入扩大土地经营规模,解决了小规模分散化经营特征下无法内生出的规模经济问题,以及耕地要素的连片经营降低了生产资料在地块之间的转换成本,一定程度上减少了农户单位投入成本,稳定了农业经营主体的收益预期,提升了粮食种植的经济效益^[11]。对此,本文提出研究假说1。

H₁: 高标准农田建设参与能够提升农民种粮收益。

(二) 高标准农田建设参与、农业新质生产力与农民种粮收益

伴随高标准农田建设的不断深入推进,生产力逐渐向更高层次的、更高效率的、更高质量的方向转变,传统生产力也随之发生了质变,“新质生产力”应运而生^[12]。一方面,新质生产力概念的内核是生产力,内含生产力的基本要素^[13];另一方面,新质生产力是对生产力在“量

变”基础上的扩展,衍生出生产力的质变和跃迁,“以新带质”是其最显著的特征^[14]。农业新质生产力是新质生产力在农业领域中的体现,涉及农业新领域、新业态,依靠农业科技创新摆脱传统农业高投入、高消耗的生产力发展方式,是更符合农业高质量发展要求的新型生产力^[15]。本文将农业新质生产力定义为由农业技术革命性突破、农业生态创新性发展、农业数字深度融合、农业产业转型升级而催生的当代先进农业生产力,以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的质变,实现农业核心竞争力提升。

高标准农田建设是促进农业生产力发展的关键举措,也是农业现代化的必然要求^[16]。通过合理归并和平整土地,加强与耕地利用相关的道路、灌溉、排水等基础设施建设,实现了田块平整,增强了农田保土、保肥能力,带动了农业机械化提档升级,加快了农业新型主体培育^[17],有效提升了农业新质生产力发展水平。农户作为高标准农田的主要使用者,基于农户种植需求进行农田建设和改造能够促进农业经济发展和人口资源环境形成良性循环;农户也是高标准农田建设的重要参与者,在农田建设中发挥“补短板”和“抓重点”的作用,引领带动农田高质量发展。对于参与高标准农田建设的农户而言,该类群体在资金、技术以及人力资本等方面占据优势,是培育和发展农业新质生产力的内驱动力。具体到粮食产业上,农户参与高标准农田建设对农业新质生产力的促进作用引致农民增收体现在以下方面:一是参与高标准农田建设的农户更倾向于高效利用土地资源、引入精细化种植技术、加大农业机械化作业程度等,通过农业科技创新等手段提升农业新质生产力水平,推动粮食生产以数量增长为主向高产优质并重转换,提高了粮食价格,从而实现粮食产业增效和农民种粮增收^[18]。二是农户参与高标准农田建设后主要以绿色能源和清洁种植为导向进行农业生产,缓解粮食增产与生态保护之间的矛盾^[19],提高了农业新质生产力的生态保育水平,以高效率、低能耗的“用绿增效”发展打造特色品牌,有助于推进粮食产业提质增效和提升粮食产品价值力和市场占有率,是引领带动农民种粮增收的“助推剂”。三是高标准农田建设为农业数字化建设提供良好的基础设施,参与高标准农田建设的农户更愿意运用数字农田新技术及时监测地力、监控粮食作物长势情况以及进行灾情预警,强化了农业新质生产力水平^[20];同时数字化转型推动发展“订单农业”,减少粮食储存、运输等交易成本,确保农民种粮增收。四是参与高标准农田建设的农户从主观能动性上具有推动传统农业优化升级的意愿,通过产业规模扩张、产业融合发展和产业体系完善等措施不断提升农业新质生产力,新质生产力驱动农业产业链纵向延伸以衍生相对可观的增值收益,并对农民增收产生持续的正向激励作用^[21]。对此,本文提出研究假说2。

H₂: 高标准农田建设参与通过提升农业新质生产力水平,进而提高农民种粮收益。

三、模型构建、数据来源与变量选取

(一) 模型构建

1. 高标准农田建设参与对农民种粮收益影响的模型设定

农户是否参与高标准农田建设并不属于完全随机选择,一般会受个体特征、家庭特征及所在地区等不可观测因素的影响,由此产生的样本自选择和内生性问题可能导致模型估计结果存在偏误。鉴于此,本文采用 Lokshin 等^[22]提出的内生转换回归模型(ESR)分析高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响。ESR 模型具备如下优势:一是在处理高标准农田建设参与的“自选择”问题与内生性问题时,可同时考虑可观测因素与不可观测因素的影响;二是可分别对高标准农田建设参与组和未参与组的粮食种植收益影响因素方程进行估计分析;三是使用全信息最大似然估计法,可以更好地避免有效信息遗漏问题。

本文重点关注高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响,故构建如下基本方程:

$$Y_i = \beta_i X_i + \alpha Farmland_i + \varepsilon \tag{1}$$

其中, Y_i 为农民种粮收益; X_i 为控制变量; $Farmland_i$ 为虚拟变量, $Farmland_i = 1$ 表示农户参与高标准农田建设, $Farmland_i = 0$ 表示农户未参与高标准农田建设; β_i 和 α 为待估参数; ε 为随机误差项。

式(1)中变量 $Farmland_i$ 是农户基于风险收益分析的“自选择”,存在未知因素同时影响高标准农田建设参与 $Farmland_i$ 和农民种粮收益 Y_i , 故高标准农田建设参与决策方程为:

$$Farmland_i^* = \gamma Z_i + \mu_i, Farmland_i = 1(Farmland_i^* > 0) \tag{2}$$

其中, $Farmland_i^*$ 为高标准农田建设参与决策 $Farmland_i$ 的隐含变量; Z_i 为农户的家庭特征、粮食生产经营特征及村庄特征等一系列影响农户参与高标准农田建设的外生解释变量; γ 为待估参数; μ_i 为随机误差项。

每个农户基于不同的高标准农田建设参与决策,农民种粮收益也具有差异性。当不可观测因素同时影响农户高标准农田建设参与决策 $Farmland_i$ 和种粮收益 Y_i 时,导致(1)式中的 $Farmland_i$ 与 ε 相关,因而直接估计(1)式可能导致回归结果产生偏差。故将高标准农田建设参与决策方程(2)估计得到的逆米尔斯比率 λ_{id} 、 λ_{in} 引入农民种粮收益方程。对于全样本而言,参与和未参与高标准农田建设的农民种粮收益方程可表示为:

$$Y_{i1} = \beta_1 X_{i1} + \sigma_{\mu 1} \lambda_{i1} + \delta_{i1} \quad \text{if } Farmland_i = 1 \tag{3}$$

$$Y_{i0} = \beta_0 X_{i0} + \sigma_{\mu 0} \lambda_{i0} + \delta_{i0} \quad \text{if } Farmland_i = 0 \tag{4}$$

其中, Y_{i1} 、 Y_{i0} 分别为参与和未参与高标准农田建设的农民种粮收益; λ_{i1} 、 λ_{i0} 分别为参与和未参与高标准农田建设的逆米尔斯比率; $\sigma_{\mu}^2 = \text{var}(\mu)$, $\sigma_{\mu 1} = \text{cov}(\varepsilon_1, \mu)$; $\varphi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为服从正态分布的密度函数和分布函数; $\sigma_{\mu 0} = \text{cov}(\varepsilon_0, \mu)$, 将 σ_{μ}^2 标准化为 1; δ_{i1} 和 δ_{i0} 满足零均值的条件。ESR 模型运用完全信息最大似然法对式(2) — (4) 进行联立估计。

2. 高标准农田建设参与对农民种粮收益影响的平均处理效应

通过比较真实情境和反事实情境下参与和未参与高标准农田建设农户的种粮收益期望值,估计高标准农田建设对农民种粮收益影响的平均处理效应。

在真实情境下,参与和未参与高标准农田建设农户的种粮收益期望值分别为:

$$E(Y_{i1} | Farmland_i = 1) = \beta_1 X_{i1} + \sigma_{\mu 1} \lambda_{i1} \tag{5}$$

$$E(Y_{i0} | Farmland_i = 0) = \beta_0 X_{i0} + \sigma_{\mu 0} \lambda_{i0} \tag{6}$$

同时考虑两种反事实假设情形,即参与高标准农田建设农户如果未参与时种粮收益的条件期望值和未参与高标准农田建设农户如果参与时种粮收益的条件期望值,表示为式(7)和式(8):

$$E(Y_{i0} | Farmland_i = 1) = \beta_0 X_{i1} + \sigma_{\mu 0} \lambda_{i1} \tag{7}$$

$$E(Y_{i1} | Farmland_i = 0) = \beta_1 X_{i0} + \sigma_{\mu 1} \lambda_{i0} \tag{8}$$

那么,实际参与高标准农田建设(处理组)的农民种粮收益平均处理效应(ATT)表述为式(5)与式(7)之差:

$$ATT = E(Y_{i1} | Farmland_i = 1) - E(Y_{i0} | Farmland_i = 1) = (\beta_1 - \beta_0) X_{i1} + (\sigma_{\mu 1} - \sigma_{\mu 0}) \lambda_{i1} \tag{9}$$

类似地,未参与高标准农田建设(控制组)的农民种粮收益平均处理效应(ATU)表述为式(8)与式(6)之差:

$$ATU = E(Y_{i1} | Farmland_i = 0) - E(Y_{i0} | Farmland_i = 0) = (\beta_1 - \beta_0) X_{i0} + (\sigma_{\mu 1} - \sigma_{\mu 0}) \lambda_{i0} \tag{10}$$

(二) 数据来源

本文使用的数据来源于中国农业发展与粮食生产调查(China Agricultural Development

and Grain Production Survey, 简称 CADGPS) 的微观调研数据。课题组于 2022 年 1—2 月和 2022 年 7—8 月对农户进行抽样问卷调查, 主要考察农户 2021 年的粮食生产经营情况。首先, 遵循高标准农田建设区域划分和粮食生产功能区域划分相结合的原则, 抽取了内蒙古、河北、山东、河南、安徽、重庆、四川、贵州、山西和陕西 10 个省份。其次, 在综合考虑地理区位差异及农业生产经营情况基础上, 在每个样本省份分别抽取 4~6 个样本县, 采用随机抽样方法在各个样本县抽取 1~2 个乡镇, 每个乡镇抽取 2~3 个行政村。最后, 随机选取农户进行问卷调查和开放式访谈, 每个村随机选取 5~10 个农户。问卷主要了解被访农户个体特征和家庭特征、农业生产经营情况、高标准农田建设和利用等相关问题, 并关注村庄基本特征。两次调研一共获取问卷 1081 份, 剔除无效问卷后, 共获得有效问卷数量 1032 份。

(三) 变量选取与描述性统计

1. 被解释变量

本文重点关注农民种植粮食的收益情况, 参照已有研究^[18], 采用三大主粮(玉米、水稻和小麦)的亩均净利润衡量农民种粮收益。种粮收益受投入成本和销售价格因素影响, 首先, 计算玉米作物的净利润, 以玉米销售总收入减去玉米物质与服务成本计算得到; 水稻和小麦作物作类似计算。其次, 将玉米、水稻和小麦作物的净利润相加得到三大主粮总净利润。最后, 用三大主粮总净利润除以三大主粮总播种面积, 得到三大主粮的亩均净利润, 并对农民种粮收益取对数处理, 以缩小变量的尺度, 减弱模型的异方差问题。

2. 核心解释变量

高标准农田建设项目的推进呈现参与主体多元化的特征, 各级政府和村干部通过宣传和培训, 提高农民对高标准农田建设的认识和参与度, 鼓励农民自愿参与高标准农田建设项目, 并与当地农民建立良好的合作机制。本文选取高标准农田建设参与作为处理变量, 若农户参与高标准农田建设^①, 取值为 1; 若农户未参与高标准农田建设, 则取值为 0。样本中参与和未参与高标准农田建设的农户分别为 576 户和 456 户, 分别占总样本的 55.81% 和 44.19%。

3. 识别变量

为保证 ESR 模型可识别, 本文借鉴崔民等^[4]的研究, 选取“村庄高标准农田建设情况”作为识别变量, 采用同一行政村除本农户外其他农户参与高标准农田建设面积的平均值进行衡量。其一, 村级层面其他农户参与高标准农田建设会直接影响农户的参与行为, 这是同村邻里参与高标准农田建设的示范效应, 导致未参与农户产生跟随心理并表现出同群效应, 将会带动未参与高标准农田建设的农户也尝试参与建设高标准农田, 即满足识别变量与核心解释变量的相关性要求。其二, 农户之间具有经济独立性, 农户种粮收益是家庭经营的结果, 并不会直接受到同一行政村其他农户参与高标准农田建设的影响, 满足识别变量的外生性要求。

4. 控制变量

本文参考已有文献^[17,23], 选取家庭特征、粮食生产经营特征与村庄特征共计 12 个对高标准农田建设参与和农民种粮收益有重要影响的变量作为控制变量。其中, 选取决策者性别、决策者年龄、决策者健康状况和劳动力占比反映家庭特征; 选取政府补贴、农户参与合作社情况、耕地细碎化程度、耕地坡度、灌排条件和农业种植结构反映粮食生产经营特征; 选取村庄交通状况、村庄经济水平反映村庄特征。此外, 考虑到地区差异, 本文进一步控制了区域虚拟变量。

变量的描述性统计结果如表 1 所示。

① 高标准农田建设包含八个方面内容, 农户参与其中一方面及以上的建设内容(如政府雇佣农户进行田块整治或土壤改良项目), 或者农户参与了高标准农田建设的资金筹集、方案设计等, 本文均视为农户参与了高标准农田建设。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
农民种粮收益	三大主粮亩均净利润(元,对数)	6.444	0.390
高标准农田建设参与	农户是否参与高标准农田建设(1=是;0=否)	0.558	0.497
家庭特征			
决策者性别	1=男;0=女	0.778	0.416
决策者年龄	家庭经营决策者的年龄(岁)	56.398	10.419
决策者健康状况	身体健康状况(1=较差;2=一般;3=良好)	2.542	0.596
劳动力占比	劳动力占家庭人口的比值	0.405	0.288
粮食生产经营特征			
政府补贴	2021 年农业生产获得政府补贴金额(万元)	0.551	1.395
农户参与合作社情况	是否加入合作社(1=是;0=否)	0.451	0.498
耕地细碎化程度	农户家庭地块数(块)	7.522	7.694
耕地坡度	1=25°及以上坡地;2=小于25°坡地;3=平地	2.119	0.725
灌排条件	灌溉排水是否方便(1=是;0=否)	0.643	0.479
农业种植结构	粮食作物播种面积占农作物播种面积的比值	0.899	0.185
村庄特征			
村庄交通状况	1=很差;2=较差;3=一般;4=较好;5=很好	3.405	0.923
村庄经济水平	1=很低;2=相对低;3=一般;4=比较高;5=很高	2.947	0.869
区域虚拟变量	各省份区域虚拟变量	—	—
村庄高标准农田建设情况	同一行政村除本农户外其他农户参与高标准农田建设面积的平均值	5.725	3.407

表 2 比较了参与高标准农田建设农民和未参与高标准农田建设农民的种粮收益差异及基本特征差异。均值检验表明,参与高标准农田建设的农民种粮收益显著高于未参与高标准农田建设的农民种粮收益,其差值在 1%水平上正向显著。此外统计结果显示,参与高标准农田建设的农民多表现为以男性为主、年龄较小、身体健康状况良好、家庭劳动力占比较高、获取政府补贴较多、参与合作社程度较高、家庭地块数较少、耕地较平坦、灌溉条件较方便、粮食播种面积占农作物播种面积比值较高等特征。

表 2 参与高标准农田建设农民与未参与高标准农田建设农民基本特征比较

变量名称	变量定义	参与建设 农民均值	未参与建设 农民均值	差异
农民种粮收益	三大主粮亩均利润(元,对数)	6.574	6.280	0.294***
决策者性别	1=男;0=女	0.800	0.750	0.050*
决策者年龄	家庭经营决策者的年龄(岁)	54.929	58.254	-3.325***
决策者健康状况	身体健康状况(1=较差;2=一般;3=良好)	2.604	2.463	0.141***
劳动力占比	劳动力占家庭人口的比值	0.458	0.338	0.120***
政府补贴	2021 年农业生产获得政府补贴金额(万元)	0.897	0.114	0.783***
农户参与合作社情况	是否加入合作社(1=是;0=否)	0.465	0.432	0.033
耕地细碎化程度	农户家庭地块数(块)	6.174	9.224	-3.050***
耕地坡度	1=25°及以上坡地;2=小于25°坡地;3=平地	2.297	1.895	0.402***
灌排条件	灌溉排水是否方便(1=是;0=否)	0.826	0.412	0.414***
农业种植结构	粮食作物播种面积占农作物播种面积的比值	0.912	0.884	0.028**

注:①***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;②差异为参与和未参与建设农民均值之差。

四、实证结果与分析

(一) 高标准农田建设参与决策模型与农民种粮收益模型联立估计

高标准农田建设参与决策与农民种粮收益模型联立估计结果如表 3 所示。两阶段方程独立性 LR 检验结果表明参与决策方程与结果方程并不相互独立,在 1% 水平上拒绝了原假设。拟合优度 Wald 检验在 1% 水平上显著,表明采用内生转换模型具有合理性。误差相关系数 ρ_1 为正,说明参与高标准农田建设农户相较于一般农户的种粮收益更高;误差相关系数 ρ_0 为负,表明未参与高标准农田建设农户相较于一般农户的种粮收益更低。

表 3 高标准农田建设参与决策模型与农民种粮收益模型联立估计结果

变量	参与决策模型	结果方程	
	高标准农田建设参与 (1)	参与高标准农田建设农户 (2)	未参与高标准农田建设农户 (3)
决策者性别	-0.027(0.120)	0.013(0.026)	-0.001(0.051)
决策者年龄	-0.004(0.005)	0.001(0.001)	-0.001(0.002)
决策者健康状况	0.058(0.090)	0.029(0.020)	-0.050(0.038)
劳动力占比	0.095(0.203)	0.145*** (0.040)	0.104(0.085)
政府补贴	-0.522*** (0.085)	-0.010(0.007)	-0.220*** (0.073)
农户参与合作社情况	0.379*** (0.112)	0.073*** (0.023)	0.009(0.050)
耕地细碎化程度	-0.001(0.007)	0.001(0.002)	-0.002(0.003)
耕地坡度	0.375*** (0.077)	0.056*** (0.019)	-0.110*** (0.032)
灌排条件	1.046*** (0.109)	0.021(0.030)	0.050(0.051)
农业种植结构	1.264*** (0.274)	0.070(0.060)	-0.259** (0.123)
村庄交通状况	-0.071(0.064)	0.012(0.014)	-0.016(0.026)
村庄经济水平	-0.163** (0.070)	0.031** (0.014)	0.088*** (0.030)
村庄高标准农田建设情况	0.086*** (0.007)		
常数项	-2.247*** (0.518)	6.184*** (0.116)	6.594*** (0.221)
地区特征	控制	控制	控制
ρ_1		0.422*** (0.111)	
$Ln \rho_1$		-1.406*** (0.033)	
ρ_0			-0.162(0.111)
$Ln \rho_0$			-0.793*** (0.034)
方程独立性 LR 检验		11.010***	
拟合优度 Wald 检验		32.070***	
对数似然值		-683.640	
样本量		1032	

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。下表同。

1. 农户参与高标准农田建设的影响因素估计结果

表 3(1) 列为农户参与高标准农田建设决策影响因素估计结果。结果显示:政府补贴对农户参与高标准农田建设具有显著的负向影响,原因在于政府补贴属于财产性收入,主要促进低收入农户收入的增加^[24],农户获取种粮补贴主要用于购买农业物资或用于家庭消费以提高生活水平,对于改善农田基础设施、实施耕地质量保护与提升行动的参与意愿较低。农户参与合作社情况对高标准农田建设参与产生显著的正向影响,说明合作社的制度安排能够将分散的农民组织起来达成集体行动^[25],通过宣传教育、技术培训、成员相互监督等,引导农户积极参与高标准农田建设。耕地坡度和灌排条件均在 1% 水平上显著促进农户参与高标准农田建设,表明耕地越平坦、灌溉排水越方便,农户的生产种植意愿越强烈,从而有利于提升

农户对高标准农田建设的参与度。农业种植结构对农户参与高标准农田建设具有显著的正向影响,表示粮食播种面积占农作物播种面积越大,农户参与高标准农田建设的可能性越大。村庄经济水平对农户参与高标准农田建设具有显著的负向影响,原因在于村庄经济水平较低的地区农田基础设施和农业生产条件也较差,农户有更强烈的意愿通过参与高标准农田建设以推动农业经营方式、生产方式、资源利用方式的转变。村庄高标准农田建设在 1%水平上显著促进农户参与高标准农田建设,表明同一行政村除本农户外其他农户参与高标准农田建设面积越多,农户的高标准农田建设参与倾向性就越高。

2. 高标准农田建设参与对农民种粮收益影响的估计结果

表 3(2)列和(3)列分别为参与高标准农田建设与未参与高标准农田建设的农民种粮收益模型估计结果。结果显示:劳动力占比对参与高标准农田建设的农民种粮收益产生显著的正向影响,这表明家庭劳动力占比越大,劳动力分工越明确且劳动力可支配程度越高,农户参与高标准农田建设的敏感度也越高,从而增加农民种粮积极性和种粮收益。政府补贴对未参与高标准农田建设的农民种粮收益产生显著的负向影响,原因可能是对于未参与建设的农户而言,仍然采取家庭小农细碎化的耕作方式,加之政府补贴数额较小,农户在农地规模化经营、集聚资本科技资源、捕捉农业市场信息等方面不具优势,无法显著降低农业生产成本,导致农户无法实现明显的种粮增收效果。农户参与合作社情况对高标准农田建设参与的农民种粮收益具有显著的正向影响,这表明农户通过参与合作社,能够增强农户的合作意识和帮助农户联结市场、获取规模经济,从而提高农业生产效益。耕地坡度对参与高标准农田建设的农民种粮收益具有显著的正向影响,而对未参与高标准农田建设的农民种粮收益产生显著的负向影响,这是由于耕地越平整,农户参与高标准农田建设的成本越低,农户参与建设积极性增强,有效促进农业规模化、标准化经营,同时平坦的耕地为农业社会化服务提供作业空间,机械化替代作用能够提高农地经营效率,促进粮食生产效益提高。农业种植结构对未参与高标准农田建设的农民种粮收益在 5%水平上负向显著,这表明对于未参与农户而言,耕地仍存在碎片化、质量下降问题,以及设施不配套等导致农户扩大粮食播种面积也无法实现种粮增收的目标。村庄经济水平对参与高标准农田建设和未参与高标准农田建设农民的种粮收益均产生显著的正向影响,表明村庄经济水平越高,乡村基础设施建设越完备,越有利于提高农业生产效率和促进农民增收。

(二) 高标准农田建设参与对农民种粮收益的处理效应分析

基于式(5)一式(8)计算高标准农田建设参与对农民种粮收益的平均处理效应,结果如表 4 所示,高标准农田建设参与对农民种粮收益的平均处理效应在 1%显著水平上正向显著。其中,ATT 结果表明,在考虑反事实假设下,当参与高标准农田建设的农民若未参与时,其种粮收益将降低 0.182,降低比例为 2.77%。ATU 结果表明,当未参与高标准农田建设的农民若参与时,其种粮收益将提高 0.382,提高比例为 6.48%。由此可见,参与高标准农田建设显著提升了农民种粮收益,研究假说 H₁得以验证。

表 4 参与高标准农田建设对农民种粮收益影响的平均处理效应

农民种粮收益	参与高标准农田建设	未参与高标准农田建设 (反事实)	ATT	t 值	变化率
	6.575(0.002)	6.393(0.003)	0.182*** (0.004)	41.329	2.77%

农民种粮收益	参与高标准农田建设 (反事实)	未参与高标准农田建设	ATU	t 值	变化率
	6.280(0.006)	5.898(0.019)	0.382*** (0.004)	17.478	6.48%

(三) 稳健性检验

为验证上述结果的稳健性,以及考虑到样本的自选择问题,本文使用倾向得分匹配法(PSM)估计高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响效应。为此,将参与高标准农田建设的农民设定为实验组,尚未参与高标准农田建设的农民设定为控制组。同时采用 K 近邻匹配、卡尺匹配和核匹配三种匹配策略进行估计,结果如表 5 所示。发现高标准农田建设参与对农民种粮收益影响的 ATT 值分别为 0.310、0.294 和 0.293,均在 1% 水平上显著。这意味着高标准农田建设参与对农民种粮收益有显著促进作用,其估计结果与 ESR 模型相一致,验证表 3 回归结果具有稳健性。

表 5 稳健性检验:倾向得分匹配法估计

匹配方式	处理组	对照组	ATT	标准误	t 值
近邻匹配	6.575	6.265	0.310***	0.055	5.67
卡尺匹配	6.571	6.277	0.294***	0.054	5.47
核匹配	6.575	6.282	0.293***	0.052	5.69

(四) 高标准农田建设参与对农民种粮收益影响的异质性分析

1. 农户异质性

农户种植规模与高标准农田建设参与行为有着紧密联系。相对经营规模较小的农户而言,农地经营规模较大的农户更愿意积极改善地力、增加农业投资,以参与农田基础设施建设来提高农地产出率^[26]。一般而言,农地规模经营会以较低的农资成本和较高的农产品销售价格,实现农业规模经济。此外,农村劳动力非农转移加剧了农户分化,农户分化意味着农户家庭劳动力在农业领域或非农领域重新配置。相对于纯农户而言,参与非农就业的兼业农户可能将增加的非农收入投入农田建设,以此提高耕地的利用效率和增加务农收益^[27]。那么,不同资源禀赋的农户针对高标准农田建设参与对种粮收益的影响可能存在差异。本文重点从农户种植规模和农户家庭劳动者从业情况两方面进行划分。

第一,以农户种植规模划分。参照李尚蒲等^[28]及章丹等^[29]已有研究对农地经营规模进行的划分,本文将当年经营农地面积超过 10 亩的农户界定为规模户,其余为小农户。表 6 结果显示,针对小农户而言,参与高标准农田建设可能导致种粮收益降低,其原因为小农户参与高标准农田建设需要付出一定的时间成本和机会成本,以及在农业生产经营中小农户的种植规模较小、后期资金和技术投入不足以及缺乏市场化运作等问题,农业生产力效能难以充分发挥,从而降低小农户种粮收益^[5]。针对规模户而言,参与高标准农田建设的规模户如果未参与高标准农田建设,其规模户种粮收益将下降 0.360,降低比例为 5.49%。由此可见,规模户参与高标准农田建设能够显著提高种粮收益。

第二,以农户家庭劳动力从业情况划分。根据问卷中“2021 年家庭是否有成员从事非农工作或者依靠经营农业以外的其他事业获取收入”的问项结果,将回答“是”的农户划分为兼业农户,其余农户划分为纯农户。数据表明,有 636 个农户属于兼业农户类型,占总样本的 61.63%;有 396 个农户属于纯农户,占比为 38.37%。表 6 结果显示,针对兼业农户而言,参与高标准农田建设的兼业农户如果未参与高标准农田建设,其种粮收益将下降 0.208,降低比例为 3.16%。针对纯农户而言,参与高标准农田建设的纯农户如果未参与高标准农田建设,其种粮收益也降低,其降低比例为 2.53%。由此表明,兼业农户参与高标准农田建设的种粮收益提升效果要高于纯农户参与高标准农田建设的增收效果。

表 6 异质性分析：基于农户资源禀赋维度划分

分组变量	农户差异	参与高标准农田建设	未参与高标准农田建设（反事实）	ATT
种植规模	小农户	6.593(0.003)	6.700(0.003)	-0.107*** (0.005)
	规模户	6.562(0.004)	6.202(0.018)	0.360*** (0.013)
家庭劳动者从业情况	兼业农户	6.576(0.004)	6.368(0.006)	0.208*** (0.007)
	纯农户	6.574(0.004)	6.408(0.008)	0.166*** (0.008)

2. 生产功能区异质性

结合粮食生产功能区维度考虑, 本文将总样本分为粮食主产区和非粮食主产区两类, 分别为 352 户和 680 户, 占总样本比例的 34.11% 和 65.89%。表 7 估计结果显示, ATT 均在 1% 水平上正向显著。其中, 在粮食主产区的农户参与高标准农田建设与未参与高标准农田建设相比, 其种粮收益提高 0.272, 提高比例为 4.16%, 表明高标准农田建设参与可以提升粮食主产区的农民种粮收益。在非粮食主产区的农户参与高标准农田建设与未参与高标准农田建设相比, 其种粮收益同样表现为增加趋势, 增加比例为 1.30%。

表 7 异质性分析：基于粮食生产功能区维度划分

分组变量	粮食主产区			非粮食主产区		
	参与高标准农田建设	未参与高标准农田建设（反事实）	ATT	参与高标准农田建设	未参与高标准农田建设（反事实）	ATT
农民种粮收益	6.545(0.009)	6.273(0.015)	0.272*** (0.017)	6.592(0.002)	6.506(0.002)	0.086*** (0.003)

五、影响机制分析

（一）农业新质生产力测度

1. 农业新质生产力的评价指标体系

农业新质生产力旨在利用农业科技创新、数字化转型等手段, 通过与劳动者、劳动资料和劳动对象的结合实现其在生产中的应用, 推动农业经济结构优化升级^[30]。农业新质生产力是对传统农业生产力的超越, “以新带质” 有助于培育农业竞争新优势, 为农业生产经营高质量发展蓄积新动能。具体而言, 农业新质生产力体现了农业科技新突破、农业生态新转型、农业数字新发展、农业产业新升级的有机统一。具体评价指标如表 8 所示。

科技创新是提升农业新质生产力的本质要求。农业新质生产力核心在于农业科技创新, 要求提高农业科技研发与应用投入, 培养和吸引高水平、高素质的农业科技人才^[31]。主要锚定于农业机械化和农业新品种等关键性技术的突破, 以及不断提升农业劳动者的人力资本投资。数据显示, 农业机械化水平稳步提高, 2022 年农作物耕种收综合机械化率达到 73%; 种业振兴深入推进, 耕种保障率提高到 75%^①; 2022 年农民工超 2.95 亿人, 大专及以上学历占比不断提高。据此, 本文采用农业机械化作业程度、农业新品种推广程度和农业劳动者素质优化程度三个指标衡量农业科技新突破。

生态保育是塑造农业新质生产力的突出表现。生态就是农业生产力, 不同于传统农业生产力的发展需要消耗大量的资源、能源, 以生态环境破坏为代价, 农业新质生产力主要遵循资源能源节约型、环境友好型的可持续发展道路, 推动绿色能源和农业清洁生产的发展^[32]。各地农业农村部门聚焦化肥农药减量增效、农业农村减排固碳等重点工作, 数据显示, 2022 年小麦、水稻、玉米三大

① 数据来源：《中国农业展望报告（2023—2032）》。

粮食作物化肥使用量连续 6 年下降,全国新型肥料施用面积 1.7 亿亩次,农药利用率超过 41%^①。高效率、低能耗的农业绿色生产形式推动农业新质生产力的提升。据此,本文采用农业生产化肥投入、农业生产农药投入和农业水肥一体化技术采纳三个指标衡量农业生态新转型。

数字应用是形成农业新质生产力的跃迁力量。农业新质生产力离不开数字化和信息化的支持,具有鲜明的数字经济特征。通过农业数字应用与传统行业的跨界融合,数据要素赋能农业生产方式变革,牵引推动农业生产力实现“质”的跃迁^[33]。具体到农业产业发展过程,产前通过开展农业关键技术培训指导,产中和产后以“互联网+流通”方式,一头联生产、一头联消费的数字化模式推进农业新质生产力的发展。据此,本文采用农业互联网技能培训、农业生产数字化程度和农产品数字化交易三个指标衡量农业数字新发展。

产业升级是检验农业新质生产力的重要标志。生产力是否更先进、是否更有效率需要生产实践来检验,农业新质生产力的关键在于培育农业新型产业^[34]。通过投入要素和生产要素不断创新和优化配置,有效促进农业规模化、专业化生产经营,推动传统农业产业向高附加值、高技术含量方向发展。据此,本文采用农业产业链延伸程度、农业生产规模扩张程度和粮食单位面积增产潜能三个指标衡量农业产业新升级。

表 8 农业新质生产力评价指标体系

评价维度	评价指标	指标解释	指标属性
农业科技新突破	农业机械化作业程度	农户机械化使用情况(1=人力;2=半机械;3=全机械)	正向
	农业新品种推广程度	农户采纳新品种情况(0=未采纳;1=采纳)	正向
	农业劳动者素质优化程度	农户受教育程度(1=小学未毕业或文盲;2=小学;3=初中;4=高中或中等技术学校、职业学校;5=大专或大学及以上)	正向
农业生态新转型	农业生产化肥投入	单位面积化肥施用量(斤/亩)	负向
	农业生产农药投入	单位面积农药施用量(斤/亩)	负向
	农业水肥一体化技术采纳	农户采纳水肥一体化情况(0=未采纳;1=采纳)	正向
农业数字新发展	农业互联网技能培训	农户采纳农业技能培训情况(0=未采纳;1=采纳)	正向
	农业生产数字化程度	将互联网用于粮食生产经营频率(1=不使用;2=很少使用;3=一般;4=较多使用;5=频繁使用)	正向
	农产品数字化交易	使用互联网销售情况(0=否;1=是)	正向
农业产业新升级	农业产业链延伸程度	农户家庭二、三产业产值/农业 GDP(%)	正向
	农业生产规模扩张程度	农户种植规模变化(1=大幅降低;2=略微降低;3=基本稳定;4=略微提高;5=大幅提高)	正向
	粮食单位面积增产潜能	粮食种植每亩增产数量(斤/亩)	正向

2. 农业新质生产力的测算方法

已有文献关于截面数据的评价指标合成法主要包括熵值法、主成分分析法、层次分析法和横向拉开档次法等。为了最大限度保留各评价对象的差异性,采用客观赋权的横向拉开档次法,从横向保证各指标在测算目标中的重要程度。本文采用横向拉开档次法测算农业新质生产力。假定有 n 个样本,每个样本有 m 个指标,在本文 $n = 1032, m = 12$ 。

(1)数据标准化处理,使各指标具有可比性。采用极值处理法,记 X_{ij} 为农户 S_i 在第 j 项指标标准化处理后的数据。

正向指标: $X_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{ij}^{min}}{x_{ij}^{max} - x_{ij}^{min}}$; 负向指标: $X_{ij} = \frac{x_{ij}^{max} - x_{ij}}{x_{ij}^{max} - x_{ij}^{min}}$

① 数据来源: https://www.ndrc.gov.cn/xwdt/ztzl/2023qhjncxz/bfjncx/202307/t20230707_1358207_ext.html。

其中, x_{ij}^{max} 和 x_{ij}^{min} 分别为第 i 个农户第 j 个指标的最大值和最小值。

(2) 指标权重确定。设定综合评价函数为: $y_i = \sum_{j=1}^m \omega_j X_{ij} \quad i = 1, 2, \cdots, n; j = 1, 2, \cdots, m$ 。其中, y_i 为所合成对象的综合评价价值, ω_j 为权重。确定权重 ω_j 的准则是能最大限度地体现各被评价对象的差异, 其整体差异可用 y_i 的总体离差平方和 $\sigma^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ 来表示。对原始数据标准化处理后, $\bar{y} = 0$, 此时 $\sigma^2 = \sum_{i=1}^n (y_i)^2 = w^T H w$ 。

其中,
$$\begin{cases} w = (w_1, w_2, \cdots, w_m)^T \\ A = \begin{bmatrix} X_{11} & \cdots & X_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{n1} & \cdots & X_{nm} \end{bmatrix} \\ H = A^T A \end{cases}$$

(3) 得到权重系数 ω_j 后, 通过对 12 个评价指标加权汇总, 得到农业科技新突破、农业生态新转型、农业数字新发展和农业产业新升级四个维度的得分, 进一步计算综合评价价值 y_i , 即农业新质生产力指数。

(二) 农业新质生产力的影响机制检验

根据理论分析, 进一步检验高标准农田建设参与通过影响农业新质生产力, 进而对农民种粮收益产生影响, 设置如下中介效应模型:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 Farmland_i + \beta_2 Controls_i + \varepsilon_i \tag{11}$$

$$lnincome_i = \theta_0 + \rho_1 Farmland_i + \rho_2 M_i + \rho_3 Controls_i + \varepsilon_i \tag{12}$$

其中, $Farmland_i$ 代表高标准农田建设参与, M_i 表示农业新质生产力, $lnincome_i$ 表示农民种粮收益, $Controls_i$ 为农户的家庭特征、粮食生产经营特征及村庄特征等一系列控制变量。 β_0 、 θ_0 为常数项, β_1 、 β_2 、 ρ_1 、 ρ_2 、 ρ_3 表示待估计系数, ε_i 为随机误差项。 β_1 为高标准农田建设参与对农业新质生产力的边际估计系数; ρ_1 为高标准农田建设参与对农民种粮收益的直接效应; β_1 、 ρ_2 是经过中介变量 M_i 的中介效应。

表 9 为农业新质生产力中介效应的估计结果。表 9(1) 列结果表明, 高标准农田建设参与显著提高农民种粮收益。表 9(2) 列和(3) 列结果表明, 高标准农田建设参与显著提高农业新质生产力水平, 农业新质生产力提升对农民种粮收益具有显著的正向影响, 在 1% 的统计水平上显著, 即模型(11) 和(12) 中的 β_1 和 ρ_2 均显著, 说明中介效应的间接效应显著。由表 9(3) 列可知高标准农田建设参与对农民种粮收益的估计系数为 0.215, 表明直接效应 ρ_1 正向显著。由此可见, 农业新质生产力在高标准农田建设参与促进农民种粮收益提升中起部分中介作用, 中介效应为 23.47%。据此, 研究假说 H_2 得到验证。

表 9 高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响机制分析 (N = 1032)

变量	农民种粮收益	农业新质生产力	农民种粮收益
	(1)	(2)	(3)
高标准农田建设参与	0.282 *** (0.027)	0.229 *** (0.008)	0.215 *** (0.037)
农业新质生产力			0.289 *** (0.112)
常数项	6.110 *** (0.139)	0.562 *** (0.039)	5.948 *** (0.152)
控制变量	控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制
R^2	0.183	0.583	0.188

六、研究结论与政策建议

高标准农田建设是加快实现农业现代化发展、推进农民增产增收的重要举措。本文基于全国10省1032个微观农户调查数据,采用内生转换回归模型,探究高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响。研究发现:第一,高标准农田建设参与能够提升农民种粮收益,表现为反事实假设情境下,参与高标准农田建设的农户若未参与时,其农民种粮收益将下降2.77%;未参与高标准农田建设的农户若参与时,其农民种粮收益将增加6.48%。第二,农户异质性分析表明,按照农户种植规模划分,小农户参与高标准农田建设可能导致种粮收益降低,而规模户通过参与高标准农田建设能够显著提高种粮收益;按照农户家庭劳动力从业情况划分,高标准农田建设参与不仅促进兼业农户种粮收益提升,还提高了纯农户种粮收益,而且兼业农户参与高标准农田建设的增收效果显著高于纯农户的增收效果。第三,生产功能区异质性表明,在粮食主产区和非粮食主产区的农户参与高标准农田建设均提高种粮收益,粮食主产区农户种粮收益的边际提升效果更明显。第四,机制分析结果表明,农业新质生产力在高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响之间起中介作用,中介效应占比为23.47%,即高标准农田建设参与显著提升农业新质生产力水平,从而增加农民种粮收益。

根据研究结论,本文得到以下三点政策建议:第一,鼓励农民积极参与高标准农田建设管理工作。各地需要充分认识高标准农田建设在促进农村集体经济组织发展和农民增收致富中的重要作用,鼓励具备相应能力的农民专业合作社、农民群众或其他新型农业经营主体,遵循基础设施建设与现代农业技术相结合原则,参与高标准农田的建设、管理和利用。同时组织开展高标准农田建设培训,提高农户参与高标准农田建设的能力和水平,不断完善机械操作、土地平整、土壤改良、生态修复等专业技能,确保高标准农田改造提升和新建任务的高质高效完成。第二,制定出台农户参与高标准农田建设的差异化政策。引导规模户、兼业农户等从满足生产经营需求出发,坚持耕地数量、质量、生态“三位一体”的保护理念,有序参与高标准农田建设与改造,国家对参与高标准农田建设的农户应提供农资优惠、技术指导等奖励措施,以及对参与建设农户发放现金直补到户的财政补贴。小农户因融资能力有限、土地资源不足,主要通过“以工代赈”参与高标准农田建设,打通“自下而上”的民主参与最后一公里,既帮助小农户就近就地多渠道就业,又有效带动小农增收,各区县政府及相关负责部门主要设计全面监督和考核机制。第三,凝聚要素合力以发挥农业新质生产力对农民收益的牵引作用。通过创新发展农业科技、优化配置生产要素、深度转型升级农业产业等方式,具体采取提高农业机械化作业程度、提升劳动者农业生产技能、促进农药化肥减量施用、提高农业数字化应用水平和延伸农业产业链条等措施,加快培育和发展农业新质生产力,增强农业发展新动能,持续拓展农户增收潜力。

参考文献:

- [1] 赵忠升. “三农”问题的核心:农民的权益与能力[J]. 农业经济问题, 2012, 33(11): 59-66.
- [2] 姜惠宸. 农村低收入人口增收: 困难挑战与促进对策[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2024, 24(1): 84-93.
- [3] 高鸣, 姚志. 保障种粮农民收益: 理论逻辑、关键问题与机制设计[J]. 管理世界, 2022, 38(11): 86-102.
- [4] 崔民, 夏显力. 农地整治对农户收入差距的影响研究[J/OL]. 农业技术经济, <http://doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20230613.003>.
- [5] 谢金华, 杨钢桥, 许玉光, 等. 农地整治对农户收入和福祉的影响机理与实证分析[J]. 农业技术经济,

- 2020(12): 38-54.
- [6] 张超正, 杨钢桥. 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[J]. 自然资源学报, 2021, 36(12): 3114-3130.
- [7] 张晓滨, 叶艳妹, 陈莎, 等. 国外农地整理权属调整技术方法研究进展及借鉴[J]. 中国土地科学, 2018, 32(11): 81-88.
- [8] 谢金华, 杨钢桥, 许玉光. 不同农地整治模式对农户生计策略的影响研究——以江汉平原和鄂西南山区部分县市为例[J]. 中国农村经济, 2018(11): 96-111.
- [9] 唐秀美, 潘瑜春, 刘玉, 等. 中国耕地整治投资实施模式与路径分析[J]. 中国土地科学, 2016, 30(8): 56-62.
- [10] 李荣耀, 叶兴庆. 农户分化、土地流转与承包权退出[J]. 改革, 2019(2): 17-26.
- [11] 李江一, 秦范. 如何破解农地流转的需求困境? ——以发展新型农业经营主体为例[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 84-99.
- [12] 任保平, 王子月. 新质生产力推进中国式现代化的战略重点、任务与路径[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 3-11.
- [13] 沈坤荣, 金童谣, 赵倩. 以新质生产力赋能高质量发展[J]. 南京社会科学, 2024(1): 37-42.
- [14] 孙绍勇. 发展新质生产力: 中国经济现代化的核心要素与实践指向[J]. 山东社会科学, 2024(1): 22-30.
- [15] 赵峰, 季雷. 新质生产力的科学内涵、构成要素和制度保障机制[J]. 学习与探索, 2024(1): 92-101.
- [16] 龚燕玲, 张应良. 高标准基本农田建设政策对粮食产能的影响[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(4): 175-190.
- [17] 龚燕玲, 张应良. “趋粮化”抑或“非粮化”: 高标准农田建设的政策效应[J]. 江西财经大学学报, 2023(6): 68-83.
- [18] 栾健, 韩一军. 农地规模经营能否实现农业增效与农民增收的趋同? [J]. 中国土地科学, 2020, 34(9): 58-66.
- [19] 葛鹏飞, 王颂吉, 黄秀路. 中国农业绿色全要素生产率测算[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 66-74.
- [20] 于法稳, 孙韩小雪, 刘月清. 高标准农田建设: 内涵特征、问题诊断及推进路径[J]. 经济纵横, 2024(1): 61-68.
- [21] 牛文涛, 郑景露, 唐轲. 农村三产融合赋能农民就业增收再审视——基于河南省孟庄镇、龙湖镇、薛店镇的案例分析[J]. 农业经济问题, 2022, 43(8): 132-144.
- [22] Lokshin M, Sajaia Z. Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models[J]. The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata, 2004, 4(3): 282-289.
- [23] 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.
- [24] 杨丹, 王晓丽, 唐羽. 农业补贴、农户增收与收入不平等[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020(5): 60-70.
- [25] 刘同山, 陈梨. 农民合作社促进了农村公共事务参与吗? [J]. 世界农业, 2023(12): 75-87.
- [26] 刘同山, 吴刚. 农地资源错配的收益损失——基于农户农地经营规模调整意愿的计量分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2019, 19(6): 107-118.
- [27] 张禹书, 张应良, 龚燕玲. 高标准农田建设抑制了耕地撂荒吗? ——基于全国10省份农户调查数据的实证[J]. 干旱区资源与环境, 2023, 37(12): 59-67.
- [28] 李尚蒲, 张路瑶. 转出抑或撂荒: 外包服务对小农户的挤出效应——来自河南省麦农的证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5): 136-149.
- [29] 章丹, 徐志刚, 刘家成. 外包与流转: 作业服务规模化是否延缓农地经营规模化——基于要素约束缓解与地租上涨的视角[J]. 中国农村观察, 2022(2): 19-38.
- [30] 王琴梅, 杨军鸽. 数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 52(6): 61-72.
- [31] 蒲清平, 向往. 新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径——推进中国式现代化的新动能[J]. 新

疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(1): 77-85.

[32] 杜传忠, 疏爽, 李泽浩. 新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J]. 经济纵横, 2023(12): 20-28.

[33] 刘友金, 冀有幸. 发展新质生产力须当拼在数字经济新赛道[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2024, 27(1): 89-99.

[34] 焦方义, 张东超. 发展战略性新兴产业与未来产业加快形成新质生产力的机理研究[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2024, 27(1): 110-116.

(责任编辑: 刘浩)

**Impact of High-standard Farmland Construction Participation
on Farmer’s Grain Income: Based on the Intermediary Role of
Agricultural New Quality Productive Forces**

ZHANG Yingliang GONG Yanling

Abstract: The problem of increasing farmers’ income is the core issue of “agriculture, countryside and farmers” work, and high-standard farmland is the important material basis of agricultural production. It is of practical significance to explore the relationship between the high-standard farmland construction and farmers’ income. Based on the microscopic survey data of 1032 farmers in 10 provinces in China, this paper empirically analyzes the impact of high-standard farmland construction participation on farmers’ grain income by using endogenous transformation regression model. The results show that: (1) Participation in high-standard farmland construction significantly improves farmers’ grain income, and the average treatment effect shows that participating in high-standard farmland construction can increase farmers’ grain income by 2.77%. (2) Heterogeneity analysis shows that, compared with small farmers, the participation of large-scale households in high-standard farmland construction can improve the grain income; Participation in high-standard farmland construction can not only promote part-time farmers to increase grain income, but also promote pure farmers to increase grain income; Compared with non-major grain producing areas, farmers in major grain producing areas participate in high-standard farmland construction, and the effect of increasing grain income is more obvious. (3) The mechanism analysis shows that the high-standard farmland construction participation can improve farmers’ grain income by improving the level of agricultural new quality productive forces. Accordingly, we should encourage farmers to actively participate in high-standard farmland construction, formulate differentiated policies for farmers to participate in high-standard farmland construction. At the same time, we should accelerate the cultivation and development of agricultural new quality productive forces in order to improve farmers’ grain income.

Keywords: High-standard Farmland Construction; Farmer’s Grain Income; Agricultural New Quality Productive Forces; Endogenous Transformation Regression Model