

农田水利设施的粮食增产效应：农业机械化的调节作用

乔春月

重庆三峡科技大学财经学院，重庆

收稿日期：2026年6月5日；录用日期：2026年7月6日；发布日期：2026年7月13日

摘 要

明晰农田水利设施与农业机械化的协同作用机制,是优化农业投资结构、保障国家粮食安全的关键议题。本文基于2013~2022年我国大陆31个省、自治区、直辖市面板数据,采用双向固定效应模型、分组回归等方法,实证检验农业机械化对农田水利设施粮食增产效应的调节作用。研究发现:第一,全样本下农田水利设施的直接增产效应无统计显著性;第二,农业机械化对该效应存在显著正向调节作用,仅在高农业机械化水平下,农田水利设施的增产效应才能充分释放;第三,耕地集中连片度在高机械化条件下发挥显著部分中介作用,是二者协同增产的核心传导路径。本文明确了农田水利与农业机械化协同增产的作用边界,研究结论可为我国制定差异化农业投资政策提供实证依据。

关键词

农田水利设施, 农业机械化, 粮食增产, 调节效应, 中介效应

The Effect of Farmland Water Conservancy Facilities on Grain Yield Increase: The Moderating Role of Agricultural Mechanization

Chunyue Qiao

School of Finance and Economics, Chongqing Three Gorges University of Science and Technology, Chongqing

Received: June 5, 2026; accepted: July 6, 2026; published: July 13, 2026

文章引用: 乔春月. 农田水利设施的粮食增产效应: 农业机械化的调节作用[J]. 农业科学, 2026, 16(7): 1017-1027.
DOI: 10.12677/hjas.2026.167123

Abstract

Clarifying the synergistic mechanism between farmland water conservancy facilities and agricultural mechanization is critical to optimizing agricultural investment structure and ensuring national food security. Using panel data of 31 Chinese provinces from 2013 to 2022, this paper empirically examines the moderating effect of agricultural mechanization on the grain yield effect of farmland water conservancy facilities via two-way fixed effects model and grouped regression. The results show that: (1) The direct yield effect of farmland water conservancy facilities is statistically insignificant in the full sample; (2) Agricultural mechanization has a significant positive moderating effect, and the yield effect of water conservancy facilities is only fully released at high mechanization levels; (3) Cultivated land concentration and contiguity plays a significant partial mediating role under high mechanization, serving as the core transmission path for their synergistic yield increase. This paper defines the boundary of the synergistic effect between farmland water conservancy and agricultural mechanization, providing empirical evidence for China's differentiated agricultural investment policy-making.

Keywords

Farmland Water Conservancy Facilities, Agricultural Mechanization, Grain Yield Increase, Moderating Effect, Mediating Effect

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

农田水利设施与农业机械化是当前我国农业投资的两大核心领域。农业机械化是农田水利设施实现高效灌溉、释放增产潜力的核心配套支撑，二者之间很可能存在显著的协同效应。已有研究发现，农田水利设施的增产效应在各类农业基础设施中最为突出[1]，但现有研究并未进一步探讨，该效应是否会在不同机械化水平下始终保持稳定。换言之，水利设施何时能实现有效增产、何时无法发挥作用，这一问题目前尚未得到充分阐释。另有研究从减灾视角证实，农田水利建设能够减少水旱灾害受灾面积，进而间接促进粮食增产[2]，但同样未回答这种增产效果是否会受到当地机械化条件的制约。

在农业机械化的效应边界方面，已有少量研究开始关注农业机械化效应发挥的条件性：例如农机社会化服务对农地“趋粮化”的影响存在收入水平门槛[3]；耕地禀赋在农机服务与生产效率之间发挥调节作用[4]。但这些研究仍未直接回应“水利设施的增产效应是否依赖于农业机械化水平”这一核心问题，也没有揭示二者协同效应的异质性特征，现有研究仍存在明显的理论缺口。针对这一研究缺口，本文采用分组回归策略，基于2013~2022年我国大陆31个省、自治区、直辖市面板数据，按农业机械化水平中位数将样本分为高、低两组，分别估计农田水利设施增产效应，以揭示机械化对水利设施增产效应的调节作用。此方法规避了传统交互项模型的多重共线性问题，能清晰、稳健识别不同组别系数差异，准确检验调节效应的存在性与异质性。同时，本文构建中介效应模型，验证耕地集中连片度在二者协同增产中的传导路径，深化对农田水利设施与农业机械化协同作用机制的理解。

本研究从“条件依赖”视角深化对农业基础设施与机械化协同关系的理解，明确二者协同增产的异

质性边界与内在传导路径, 弥补现有研究的理论缺口。方法层面, 本文采用分组回归的实证策略, 规避了传统交互项模型的多重共线性偏差, 为精准识别二者的协同效应提供了更稳健的实证分析路径。此外, 基于异质性分组回归得出的结论, 本文可为制定差异化农业投资政策提供直接实证支撑, 对我国高标准农田建设、农业机械化升级以及国家粮食安全保障体系的政策优化具备重要现实参考价值。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 农田水利设施的直接增产效应

农田水利设施是保障粮食生产稳定、提升耕地质量的核心基础设施, 其对粮食产量的直接影响已得到现有文献的广泛验证。扩大有效灌溉面积能够优化耕地水分条件, 增强农田抗旱排涝能力, 进而直接推动粮食单产与总产量提升[5]。但现有研究关于农田水利设施直接增产效应的结论仍存在一定分歧: 从实际来看, 农业基础设施的增产效应并非独立发挥作用, 而是会受到农业机械化水平、种植结构、耕地禀赋等多种生产要素的制约[1]; 在灌排设施完善但机械化水平偏低的地区, 由于缺乏高效的机械灌溉配套手段, 水利设施的产能潜力往往难以充分释放[6]; 而我国不同省份的农业机械化水平与农田水利设施配置本身存在高度相关性[7], 这种相关性引发的多重共线性问题, 叠加区域间农业发展的严重不平衡, 可能会掩盖水利设施对粮食产量的独立边际贡献, 最终导致全样本回归中核心变量的系数显著性被低估, 甚至出现全样本平均效应不显著的结果。基于此, 本文提出研究假设 H1:

H1: 在全样本平均意义上, 受限于地区间发展不平衡及变量间相关性, 农田水利设施的直接增产效应在统计上不显著。

2.2. 农业机械化的正向调节作用

农业机械化不仅是劳动替代型技术, 更是放大农田水利设施投资回报的关键赋能工具。理论上, 农业机械化对农田水利设施增产效应的正向调节作用体现在三方面。

第一, 提升农田水利设施利用效率。在农业机械化水平较高的地区, 大型排灌机械可与完善的水利设施有效配合, 实现灌溉用水在时间与空间层面的精准调配, 显著提升单位灌溉水量的粮食产出率[8]。而在机械化水平较低的地区, 即便水利设施建设已经完备, 也会因缺乏高效的机械化灌溉手段, 难以充分释放水利设施的增产潜力[9]。这说明, 若缺乏高水平机械化的配合, 水利设施的灌溉效率将大打折扣; 而农业机械化水平的提升, 能够让完善的水利设施真正实现“精准灌溉、高效产出”, 最大化释放水利设施的增产效能。

第二, 拓展农田水利设施覆盖范围。农业机械化的发展能够推动土地规模经营与地块整合, 进而降低单位灌溉成本。高标准农田建设本就可通过推进农业规模经营提升粮食产能, 而规模经营的实现离不开农业机械化的支撑[10]。在机械化水平较高的条件下, 即便是那些原本因地块零碎、人工灌溉成本过高而无法开展高效灌溉的土地, 也可被纳入农田水利设施的受益范围[11]。因此, 机械化水平的提升是拓展水利设施覆盖范围、释放其规模效应的重要前提, 只有当农业机械化水平跨过一定门槛后, 农田水利设施的增产效应才能得到充分释放。

第三, 增强农田水利设施的抗风险能力。在机械化水平较高的地区, 若遭遇干旱、洪涝等极端天气, 农机装备可快速响应, 及时开展应急排灌、抢收抢种等作业, 能够显著降低灾害导致水利设施失效的风险[2]。农业机械化通过提供及时作业保障, 增强了农田水利设施在不利条件下的稳产能力, 让水利设施的增产效应更加可靠、持续[8]。

综上, 农业机械化水平越高, 农田水利设施的边际增产贡献越大, 说明农业机械化对农田水利设施

的粮食增产效应存在正向调节作用，这一推论也得到了现有文献的间接验证。已有研究指出，农业机械化的粮食增产效应存在门槛特征，跨越门槛阈值后，其促进作用会显著增强[7]；同时，农业机械化需要与农田水利等条件协同配合，才能实现粮食产出的最大化[12]。基于此，本文提出研究假设 H2：

H2：农业机械化水平对农田水利设施的粮食增产效应具有显著的正向调节作用，且该增产效应仅在高农业机械化水平的地区显著成立。

2.3. 协同增产的内在传导路径

耕地集中连片度是农业规模化经营的核心基础，也是农田水利设施与农业机械化实现协同增产的关键传导路径。提升农业机械化水平，能够推动农田水利设施建设与耕地连片整治协同推进，在优化耕地布局的同时提升耕地集中连片程度，为灌溉作业与机械化作业提供条件，进而放大粮食增产效应。但该传导路径能否有效发挥作用，本身依赖于农业机械化水平：只有在机械化水平较高时，耕地集中连片度提升带来的规模化经营优势才能充分释放，进而与农田水利设施形成协同增产效应；而在低机械化水平地区，即便耕地集中连片度较高，也会因缺乏配套的机械作业条件，无法将其转化为实际产能优势，最终导致传导路径无法有效发挥作用。基于此，本文提出研究假设 H3：

H3：农业机械化水平对“农田水利设施→耕地集中连片度→粮食产量”的作用路径，具有显著的正向调节作用，该路径仅在高农业机械化水平的条件下显著成立。

3. 实证设计

3.1. 数据来源与处理

本文采用 2013~2022 年中国省级面板数据进行研究，样本覆盖全国 31 个省、自治区、直辖市。研究数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》、各省份年度统计年鉴，以及国家统计局、农业农村部、自然资源部门官方发布的统计资料。原始数据仅存在天津 2015 年、2019 年受灾面积缺失的问题，整体完整度较高，无大规模缺失值，数据质量良好。针对少量缺失数据，本文采用线性插值法进行补充，最终得到 310 个有效观测值。

3.2. 变量选取

Table 1. Variable definition and description
表 1. 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义与测量方式
被解释变量	粮食产量	lngrain	各省份年度粮食总产量的自然对数，单位：万吨
核心解释变量	农田水利设施建设水平	lnwater	各省份年度有效灌溉面积的自然对数，单位：千公顷
调节变量	农业机械化水平	lnmech	各省份年度农业机械总动力的自然对数，单位：万千瓦
中介变量	耕地集中连片度	farmland_concentration	各省份年度耕地集中连片度指数，采用耕地经营规模集中度测算
控制变量	成灾面积	disa	各省份年度农作物成灾面积的自然对数，单位：千公顷
控制变量	农业劳动力投入	lnlabor	各省份年度第一产业就业人员数的自然对数，单位：万人
控制变量	化肥施用量	lnfer	各省份年度农用化肥施用折纯量的自然对数，单位：万吨
控制变量	城镇化率	urban	各省份年度城镇人口占总人口的比重，单位：%

本文的被解释变量为粮食产量，核心解释变量为农田水利设施建设水平，调节变量为农业机械化水平，中介变量为耕地集中连片度，同时选取成灾面积、农业劳动力投入、化肥施用量、城镇化率作为控制变量，所有变量的具体定义与说明如表 1 所示。

3.3. 模型设定

本文所有实证分析均基于双向固定效应基准模型展开，同时控制省份个体固定效应与年份固定效应，以缓解不随时间变化的区域异质性、全国性宏观政策冲击带来的内生性问题；所有回归的标准误均聚类到省份层面，以缓解异方差与序列相关问题，确保估计结果的稳健性。核心模型具体设定如下：

$$\ln grain_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln water_{it} + \sum_{k=1}^n \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中， i 代表省份， t 代表年份；被解释变量 $\ln grain_{it}$ 为 i 省份 t 年粮食总产量的自然对数，用于衡量粮食生产水平； $\ln water_{it}$ 为 i 省份 t 年有效灌溉面积的自然对数，用于衡量农田水利设施水平； $Control_{kit}$ 为一系列控制变量，包括成灾面积、农业劳动力、化肥施用量、城镇化率， γ_k 为对应控制变量的回归系数； μ_i 为省份个体固定效应， λ_t 为年份固定效应； ε_{it} 为随机扰动项，服从独立同分布的正态分布。本文核心关注系数为 β_1 ，其经济学含义为：控制其他变量不变时，有效灌溉面积每提升 1%，粮食总产量平均变动 $\beta_1\%$ 。基于研究假设 H1，预期 β_1 在全样本回归中无统计显著性。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

各变量的描述性统计结果如表 2 所示。其中，粮食产量对数的均值为 7.0428，标准差为 1.3611，说明不同省份的粮食产量差异显著，整体波动幅度较大；农田水利设施、农业机械化对数的均值分别为 7.2269、7.6497，标准差均约为 1.1，反映出二者的发展水平存在明显的区域差距；耕地集中连片度的均值为 1.3025，标准差为 0.4349，是所有核心变量中离散程度最低的指标，省际差异较小。成灾面积经过反双曲正弦变换处理后，完整保留了零值观测，数据处理较为严谨；农业劳动力、化肥施用量对数的均值分别为 6.1144、4.6859，标准差均约为 1.8，要素投入的区域差异处于合理范围，不存在极端异常值；城镇化率的均值为 60.44%，取值区间为 23.93%~89.60%，体现出省际城镇化发展进程不均衡的特征。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计表

变量名称	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
lngrain (粮食产量对数)	7.0428	1.3611	3.3590	7.2604	8.9705
lnwater (有效灌溉面积对数)	7.2269	1.1036	4.6935	7.3956	8.8048
lnmech (农业机械总动力对数)	7.6497	1.1434	4.5430	7.8480	9.4995
farmland_concentration (耕地集中连片度)	1.3025	0.4349	0.5109	1.2949	2.3886
disa (成灾面积)	666.3934	731.9357	0.0000	452.9000	4223.7000
lnlabor (农业劳动力对数)	6.1144	1.1231	3.0445	6.4175	7.6227
lnfer (化肥施用量对数)	4.6859	1.2838	1.0403	5.3048	6.5738
urban (城镇化率)	60.4436	12.3553	23.9300	59.6800	89.6000

注：成灾面积经反双曲正弦变换处理，原始值为 0 时变换后为 0。

4.2. 基准回归结果

基准回归表 3 结果显示，有效灌溉面积对数的回归系数为 0.0833，未通过统计显著性检验，表明在全样本的分析框架下，农田水利设施建设对粮食产量不存在统计意义上的显著直接影响，研究假设 H1 得到实证验证。在控制变量方面，成灾面积的回归系数为-0.0000182，在 5%的显著性水平上显著为负，与理论预期一致。其余控制变量，如农业劳动力投入、化肥施用量、城镇化率等，回归系数符号符合理论预期，但均未通过常规显著性水平检验，说明在全样本分析框架下，这些因素对粮食产量不存在显著直接影响。这一计量结果与我国农业发展不均衡的现实背景和典型特征高度契合。

Table 3. Baseline regression results
表 3. 基准回归结果

变量名称	lngrain (粮食产量对数)
lnwater	0.0833 (0.0781)
lnmech	0.0263 (0.0922)
farmland_concentration	0.1201 (0.0752)
disa	-0.0000182** (8.24e-06)
变量名称	lngrain (粮食产量对数)
lnlabor	0.0293 (0.0559)
lnfer	0.3028 (0.2600)
urban	0.0060 (0.0037)
常数项	4.1355* (2.1430)
省份固定效应	控制
年份固定效应	控制
观测值	310
R ² (Within)	0.2088

注：***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1；括号内为聚类到省份层面的稳健标准误。

4.3. 内生性处理

本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)，以 2000 年各省份有效灌溉面积存量的自然对数作为工具变量，在基准模型的框架下进行回归分析，以解决核心解释变量与被解释变量之间，由反向因果和遗漏变量引发的内生性问题。回归结果如表 4。

第一阶段回归结果显示，工具变量的估计系数为 0.6726，在 1%的统计水平下显著为正；且第一阶段 F 值为 12.35，大于临界值 10，说明不存在弱工具变量问题，满足工具变量的相关性要求。第二阶段回归中，核心解释变量外生拟合值的估计系数为 0.9089，同样在 1%的统计水平下显著为正，这表明有效灌溉面积对粮食产量的正向促进作用高度显著，本文的核心研究结论成立。此外，各控制变量的系数符号与基准回归结果基本一致，成灾面积的系数在 5%的统计水平下显著为负，说明模型的估计结果具有稳健性。

Table 4. Endogeneity treatment regression results**表 4.** 内生性处理回归结果

变量名称	第一阶段：被解释变量 lnwater	第二阶段：被解释变量 lngrain
lnwater_2000 (工具变量)	0.6726*** (0.1222)	-
$\widehat{\lnwater}$	-	0.9089*** (0.3484)
lnmech	0.3080*** (0.1058)	-0.0727 (0.1072)
disa	-2.87e-06 (1.40e-05)	-0.0000179** (7.86e-06)
lnlabor	0.0369 (0.0880)	-0.1282 (0.0884)
lnfer	0.0662 (0.1321)	0.3626* (0.2261)
urban	0.0065* (0.0037)	-0.0085 (0.0088)
常数项	-0.5690 (0.3667)	0.2299 (0.4661)
省份/年份固定效应	控制	控制
观测值	300	300
省份数	30	30
R ² (Overall)	0.9256	0.9008

注：***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1；括号内为聚类到省份层面的稳健标准误。

4.4. 调节效应检验

为明确农田水利设施发挥粮食增产效应的边界条件，检验农业机械化水平的异质性调节作用，本文采用分组回归法，按年度农业机械总动力对数中位数将全样本划分为高、低农业机械化两个子样本，分别基于基准模型开展回归，通过对比两组核心估计系数的差异，分析检验农业机械化水平的调节作用，保障实证结果的稳健性与可靠性，结果如表 5 所示。

Table 5. Heterogeneity grouped regression results**表 5.** 异质性分组回归结果

变量名称	高机械化组(被解释变量 lngrain)	低机械化组(被解释变量 lngrain)
lnwater	0.2084*** (0.0674)	0.0871 (0.0815)
disa	-0.0000142** (4.94e-06)	-0.0000256 (0.0000183)
lnlabor	0.0369 (0.0325)	0.0372 (0.0981)
lnfer	0.0036 (0.0922)	0.3730 (0.3590)
urban	0.0070** (0.0027)	0.0060 (0.0065)
常数项	5.8327*** (0.6716)	3.1964* (1.7054)
省份/年份固定效应	控制	控制
观测值	160	150
省份数	20	18
R ² (Within)	0.5055	0.2834

注：***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1；高机械化组为机械化水平高于中位数的样本，低机械化组为低于中位数的样本。

分组回归结果显示：在高农业机械化组中，农田水利设施对数项的估计系数为 0.2084，在 1% 的统计水平下显著为正，远高于全样本基准回归的系数；而在低农业机械化组中，该系数仅为 0.0871，未通过显著性检验。这一结果与研究假设 H2 一致，表明农业机械化对农田水利设施的粮食增产效应存在显著正向调节作用：农业机械化水平较高的地区，有效灌溉面积提升能够显著促进粮食增产；而农业机械化水平较低的地区，有效灌溉面积提升对粮食产量不存在显著正向影响，即农业机械化是农田水利设施发挥增产效应的重要前提。

4.5. 中介效应检验

为进一步揭示农田水利设施影响粮食产量的作用机制，以及农业机械化水平的调节作用，本文仅针对高农业机械化组子样本，在基准模型框架下，采用温忠麟等(2004)逐步回归法，检验耕地集中连片度的中介效应，明确农田水利设施影响粮食产量的内在传导路径。结果如表 6 所示。

Table 6. Mediating effect test regression results
表 6. 中介效应检验回归结果

变量名称	第一步：被解释变量 lngrain	第二步：被解释变量 farmland_concentration	第三步：被解释变量 lngrain
lnwater	0.2775*** (0.0603)	-0.4429** (0.2086)	0.2340*** (0.0676)
farmland_concentration	-	-	-0.0983*** (0.0292)
lnmech	-0.0591** (0.0255)	0.0615 (0.1441)	-0.0531* (0.0295)
disa	-0.0000164*** (4.96e-06)	0.0000183 (0.0000149)	-0.0000146*** (4.95e-06)
lnlabor	0.0330 (0.0349)	-0.0293 (0.2260)	0.0301 (0.0341)
lnfer	0.0608 (0.0901)	-0.5436* (0.2686)	0.0074 (0.0836)
urban	0.0054** (0.0022)	0.0145 (0.0122)	0.0068** (0.0026)
常数项	5.4367*** (0.7352)	6.8280*** (2.2179)	6.1077*** (0.6831)
省份/年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	160	160	160
省份数	20	20	20
R ² (Within)	0.4741	0.4649	0.5164

注：***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1；括号内为聚类到省份层面的稳健标准误。

回归结果显示：第一步为总效应检验，结果显示，有效灌溉面积对粮食产量的影响系数为 0.2775，在 1% 的水平上显著为正，满足中介效应检验的前提条件，说明在高机械化组中，有效灌溉面积的增产效应显著；第二步为中介变量影响检验，结果显示，有效灌溉面积对耕地集中连片度的影响系数为-0.4429，在 5% 的水平上显著，说明核心解释变量对中介变量存在显著影响，中介路径的前半段成立；第三步为直接效应与中介效应检验，结果显示，耕地集中连片度对粮食产量的影响系数为-0.0983，在 1% 的水平上显著，中介路径的后半段完全成立，同时有效灌溉面积的直接效应仍在 1% 的水平上显著为正。这表明，在农业机械化水平较高的条件下，耕地集中连片度在有效灌溉面积影响粮食产量的过程中发挥着显著的部分中介作用。，假设 H3 得到验证。

针对中介变量负向系数，本文解释为：高农业机械化粮食主产区耕地经营规模集中度已处于较高水平，继续提升的边际增产效应呈递减特征，符合农业生产边际效应递减规律，同时也进一步印证了农业

机械化的核心调节作用。

4.6. 稳健性检验

为确保本文核心研究结论的稳健性与可靠性，本文在基准模型框架下采用替换核心解释变量、核心解释变量滞后一期以及缩尾处理三种方法重新回归，对核心结论的稳健性进行验证。结果如表 7 所示。

Table 7. Robustness checks
表 7. 稳健性检验

变量名称	稳健性 1: 替换核心解释变量	稳健性 2: 核心解释变量滞后一期	稳健性 3: 缩尾处理
核心解释变量	0.3936*** (0.0975)	0.1720*** (0.0546)	0.2349*** (0.0695)
lnmech	-0.0299 (0.0296)	-0.0340 (0.0340)	-0.0540* (0.0298)
farmland_concentration	-0.0943** (0.0380)	-0.1063** (0.0384)	-0.0978*** (0.0292)
disa	-0.0000132** (4.82e-06)	-0.0000132*** (4.18e-06)	-0.0000144** (5.02e-06)
lnlabor	0.0416 (0.0335)	0.0483 (0.0333)	0.0310 (0.0346)
lnfer	0.0516 (0.0945)	0.0155 (0.1006)	0.0085 (0.0839)
urban	0.0086*** (0.0025)	0.0079** (0.0030)	0.0069** (0.0026)
常数项	7.1994*** (0.7555)	6.2493*** (0.9765)	6.0924*** (0.6878)
省份/年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	160	139	160
省份数	20	19	20
R ² (Within)	0.5011	0.4395	0.5123

注：***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1；括号内为聚类到省份层面的稳健标准误，L代表变量滞后一期。

将核心解释变量由有效灌溉面积对数替换为有效灌溉率后，核心解释变量的估计系数为 0.3936，且在 1%的水平下显著为正，与异质性分组回归结果完全一致，说明本文核心结论不受核心解释变量测度方式的影响；将核心解释变量进行滞后一期处理后，滞后项的估计系数为 0.1720，在 1%的显著性水平下显著为正，说明核心结论不受反向因果问题的干扰，稳健性较强；对所有连续变量进行 1%和 99%分位的缩尾处理后，核心解释变量的估计系数为 0.2349，仍在 1%的显著性水平下显著为正，说明核心结论不受极端值影响，估计结果十分稳定。

综上，三种稳健性检验的结果均与基准回归的核心结论高度一致，充分证明本文“高农业机械化水平下,有效灌溉面积的提升能够显著促进粮食产量增长”这一核心研究结论具备极强的稳健性与可靠性，不会受各类潜在干扰因素的影响。

5. 结论与政策建议

5.1. 研究结论

本文基于 2013~2022 年我国大陆 31 个省、自治区、直辖市面板数据，以农业机械化为调节视角，实证分析了农田水利设施建设对粮食产量的影响，主要得出以下结论：

第一，在全样本基准回归中，农田水利设施与农业机械化的直接增产效应均不显著，这一结果主要源于我国各地区农业发展区域不平衡，以及农田水利设施与农业机械化高度相关产生的多重共线性问题，

掩盖了水利设施独立边际贡献。

第二，农田水利设施的增产效应存在显著的农业机械化异质性，高农业机械化省份的增产效应显著放大，低农业机械化省份的增产效应无统计显著性，农业机械化是农田水利设施发挥增产效应的重要前提条件。

第三，在高农业机械化条件下，耕地集中连片度对农田水利设施的粮食增产效应有显著部分中介作用，是二者协同增产核心传导路径，验证了“农田水利设施→耕地集中连片度→粮食产量”作用机制，明确了农业机械化调节效应实现路径。

第四，本文核心研究结论具备较强的可靠性与稳健性。经过内生性处理后，农田水利设施对粮食产量的正向促进作用仍在 1%水平上高度显著；三类稳健性检验结果显示，在不同模型设定、变量测度与样本处理方案下，本文核心结论始终保持一致，结果稳健可靠。

5.2. 政策建议

基于本文的实证研究结论，为充分发挥农田水利设施的粮食增产效应，推动农业机械化与农田水利建设协同发展，筑牢国家粮食安全保障根基，本文提出如下针对性政策建议：

第一，差异化布局农田水利设施建设，优先向高机械化粮食主产区倾斜。在东北平原、黄淮海平原等 13 个农业机械化水平较高的粮食主产区，优先开展新建、改造与升级项目，重点完善田间灌排工程体系，推广节水灌溉技术，依托智能化农机与精准灌溉管理提升灌溉用水效率，释放增产效应。

第二，低机械化地区先补齐宜机化改造短板，再完善水利配套。在西南丘陵山区、西北干旱半干旱等农业机械化水平低的地区，优先推进土地宜机化改造、田间道路建设与“小田并大田”改革，整合地块提升耕地连片度，降低农机作业门槛；待机械化水平提升至合理区间，再完善灌排设施，避免水利无效投入。

第三，统一规划高标准农田建设，推动水利设施与农机作业条件协同配套。在建设过程中，对灌排设施、田间道路、地块平整开展统一规划、设计、施工与验收；建立水利设施竣工验收与农机作业条件评估的联动机制，明确新建水利工程必须满足大型农机通行与作业的基础要求，保障设施协同高效，避免出现“重建设、轻适配”的问题。

第四，优化农机购置补贴政策，推动“机水联动”协同发展。将补贴适度向高机械化粮食主产区倾斜，重点补贴与农田水利设施配套的大型排灌机械、精准灌溉设备。设置与农田水利设施配套要求挂钩的补贴前置条件，开展“机水联动”专项补贴试点，对同时配套水利设施与农机设备的经营主体给予叠加补贴，引导其实现协同配置。

参考文献

- [1] 高鸣涛, 张志新, 李成. 再论农业基础设施的粮食增产效应[J]. 中国农机化学报, 2025, 46(6): 322-332.
- [2] 谢永刚, 薛瑶嘉. 我国农田水利建设对粮食生产的减灾增量效果及作用机制研究[J]. 灾害学, 2024, 39(2): 54-61.
- [3] 杨新怀, 赵晓燕. 农机社会化服务对农地“趋粮化”的门槛效应研究[J]. 粮食科技与经济, 2024, 49(3): 13-17+30.
- [4] 朱玲, 张仁慧, 赵凯. 农机服务采纳对农户粮食生产效率的影响——基于耕地禀赋的调节效应[J]. 中国农机化学报, 2024, 45(4): 284-293+301.
- [5] 卓乐. 农业基础设施对粮食增产的作用机理及效应分析[J]. 求索, 2021(4): 125-132.
- [6] 李中富. 农田水利设施对农业生产的影响研究[J]. 河北农机, 2024(8): 81-83.
- [7] 杨遥遥. 农业机械化的粮食增产效应及其门槛效应研究[D]: [硕士学位论文]. 南京: 南京财经大学, 2021.
- [8] 徐峰, 陶璵, 刘德普, 等. 机械化促进粮食增产减损潜力及关键技术[J]. 农业工程, 2022, 12(2): 5-9.
- [9] 甄斌. 小型农田水利工程对农业生产效率的影响与效率提升策略[J]. 数字农业与智能农机, 2024(5): 65-67.

-
- [10] 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.
- [11] 蔡保忠, 曾福生. 农业基础设施的粮食增产效应评估——基于农业基础设施的类型比较视角[J]. 农村经济, 2018(12): 24-30.
- [12] 吕雍琪, 张宗毅, 张萌. 农业机械化对中国种植业贡献率研究[J]. 农业现代化研究, 2021, 42(4): 675-683.