



农业资源与环境学报

CSCD 核心期刊
中文核心期刊
中国科技核心期刊

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESOURCES AND ENVIRONMENT

欢迎投稿 <http://www.aed.org.cn>

农田水利改革、增产激励与面源污染风险——基于云南陆良县改革试点的实证研究

陈之晗, 花文元, 罗良国, 刘静

引用本文:

陈之晗, 花文元, 罗良国, 刘静. 农田水利改革、增产激励与面源污染风险——基于云南陆良县改革试点的实证研究[J]. 农业资源与环境学报, 2023, 40(6): 1494–1506.

在线阅读 View online: <https://doi.org/10.13254/j.jare.2022.0761>

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

麦季农田流失养分植物拦截技术体系研究

刘红江, 郑建初, 孙国峰, 盛婧, 张岳芳, 郭智, 周炜, 陈留根

农业资源与环境学报. 2021, 38(4): 611–617 <https://doi.org/10.13254/j.jare.2020.0424>

武清区典型蔬菜种植区土壤重金属的风险评估和空间分布特征

苏辉跃, 王璐, 钱欢, 韩玥江, 刘江川

农业资源与环境学报. 2021, 38(6): 1122–1131 <https://doi.org/10.13254/j.jare.2021.0538>

活化水灌溉在农业生产中的应用研究进展

穆艳, 赵国庆, 赵巧巧, 刘皓, 王全九

农业资源与环境学报. 2019, 36(4): 403–411 <https://doi.org/10.13254/j.jare.2019.0106>

青岛市农田土壤残膜污染现状及其治理对策

李妍超, 李海萍, 王永显, 孙亚萍, 王凯荣, 杨青贤

农业资源与环境学报. 2017, 34(3): 226–233 <https://doi.org/10.13254/j.jare.2016.0310>

生态空间格局优化与景观要素耦合视角下环水有机农业面源污染控制技术

王磊, 席运官, 潘阳, 陈秋会, 和丽萍, 李丽娜, 吴见珣, 杨育文, 刘明庆, 杨涛明, 杨赵, 田伟, 高吉喜

农业资源与环境学报. 2021, 38(2): 160–166 <https://doi.org/10.13254/j.jare.2020.0219>



关注微信公众号, 获得更多资讯信息

陈之晗, 花文元, 罗良国, 等. 农田水利改革、增产激励与面源污染风险——基于云南陆良县改革试点的实证研究[J]. 农业资源与环境学报, 2023, 40(6): 1494–1506.

CHEN Z H, HUA W Y, LUO L G, et al. Irrigation reform, yield stimulation, and risk of non-point source pollution: evidence from a pilot region in Luliang County, Yunnan[J]. *Journal of Agricultural Resources and Environment*, 2023, 40(6): 1494–1506.

农田水利改革、增产激励与面源污染风险 ——基于云南陆良县改革试点的实证研究

陈之晗¹, 花文元¹, 罗良国^{1*}, 刘静²

(1. 中国农业科学院农业环境与可持续发展研究所, 北京 100081; 2. 中国农业科学院农业经济与发展研究所, 北京 100081)

摘要:过度施肥导致的农业面源污染问题制约着我国农业发展,而完善农田水利设施、加强农业用水管理是促进农业可持续发展的重要举措。国家正在推进的农田水利改革能否在促进农业用水方式改变的同时减少农业面源污染,是值得关注的问题,但目前学界较少从农田水利改革视角为农业面源污染的防治提供新的理论与实践依据。本研究利用云南省陆良县的农户调查数据,通过多元回归模型探索农田水利改革对当地农田氮、磷面源污染排放量的影响,并采用中介效应模型进一步分析其作用机制。结果表明,就灌溉区位条件较差的研究区域而言,在农业活动外部性约束机制尚未建立的背景下,农田水利设施的完善会导致农田氮、磷面源污染排放量增加,这与农户的增产激励行为紧密相关。具体来看,农田水利改革改变了试点村农户的轮作方式、种子用量及灌溉用水量,即由改革前早春农田撂荒或马铃薯少量种植向复耕或扩大马铃薯种植规模转变,农田种子用量及灌溉用水量增加,使得当地农田面源污染风险增大。此外,非农就业比例在农户增产激励行为与农田水利改革之间发挥了一定的调节效应。在灌溉基础相对薄弱的地区进行农田水利改革时,应同步推进农田节水灌溉以及化肥减施、适施等行动,提高农户节水节肥意识,适时开展农业绿色生产技术推广,积极发展农业社会化服务。

关键词:农田水利改革;面源污染;排放量;清单分析法;中介效应

中图分类号:F327;X52;X71 文献标志码:A 文章编号:2095-6819(2023)06-1494-13 doi: 10.13254/j.jare.2022.0761

Irrigation reform, yield stimulation, and risk of non-point source pollution: evidence from a pilot region in Luliang County, Yunnan

CHEN Zhihan¹, HUA Wenyuan¹, LUO Liangguo^{1*}, LIU Jing²

(1. Institute of Environment and Sustainable Development in Agriculture, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China; 2. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

Abstract: Agricultural non-point source pollution caused by excessive fertilization is hindering China's agricultural development. Improving farmland irrigation facilities and strengthening agricultural water management are important measures to promote the sustainable development of agriculture. Thus, exploring whether the ongoing reform can simultaneously improve agricultural water management and control non-point source pollution is of great significance. However, few studies have provided a theoretical and practical basis for non-point source pollution control, especially from the perspective of agricultural irrigation and water conservancy reform. Based on the survey data collected in Luliang, Yunnan, we investigated the impact of the agricultural irrigation and water conservancy reform on local non-point source pollution emissions using the multiple regression model. Furthermore, we analyzed the mechanism driving the impact using the intermediary effect model. Our findings suggest that, in the villages with relatively poor irrigation systems, the reform increased the emissions of N and P non-point source pollution in the case of the absence of intervention for the externalities in agricultural activity. The increasing emissions were found to be closely related to farmers' short-term motivation to increase the volume of agricultural production.

收稿日期:2022-10-28 录用日期:2023-01-17

作者简介:陈之晗(1999—),女,河南开封人,硕士研究生,研究方向为农业环境政策。E-mail:82101202097@caas.cn

*通信作者:罗良国 E-mail:luoliangguo@caas.cn

基金项目:国家重点研发计划项目(2017YFE0133000)

Project supported: The National Key Research and Development Program of China(2017YFE0133000)

<http://www.aed.org.cn>

Specifically, the reform has changed the pilot villages' crop rotation, which is captured by the re-cultivation or expansion of abandoned lands for planting spring potato, and also increases the irrigation water use and seed consumption. These changes in agricultural production arising from the reform eventually aggravate local non-point source pollution. Moreover, the yield stimulation is moderated by non-agricultural employment. Our findings provide some policy implications for areas with poor irrigation systems, the irrigation and water conservancy reform should keep pace with guiding farmers' proper application of chemical fertilizers, increasing their environmental awareness, promoting green technologies in agricultural production, and supporting agricultural socialized services.

Keywords: reform of agricultural irrigation and water conservancy; non-point source pollution; emissions; inventory analysis; mediation effect

长期以来,中国农业生产对灌溉的依赖性较强,农业用水量占全社会用水总量的60%以上,其中灌溉用水量占农业用水量的90%以上。根据《2020年中国水资源公报》,全国农田灌溉水有效利用系数仅为0.565。在全球水资源短缺现象日益严重、农业水资源利用效率亟待提高的现实背景下,2018年3月,水利部印发《深化农田水利改革的指导意见》,要求坚持节水优先方针,加强农业用水管理,同步推进农业水价综合改革,推动农田水利建设从提高供水能力向更加重视提高节水能力转变。显然,进行农田水利改革的主要目的是完善农田水利工程设施、激发农村发展活力,促进农业用水方式由粗放型向集约节约型转变。粗放的用水方式通常也伴随着粗放的生产资料的投入,引发一系列资源环境问题,如农业面源污染。因其具有广泛性、分散性和隐蔽性,农业面源污染治理难度较大。2021年3月,生态环境部和农业农村部联合印发《农业面源污染治理与监督指导实施方案(试行)》,提出面源污染要精细监管,尊重农民群众意愿,实施“一区一策”,因地制宜采取治理措施。根据云南省曲靖市政府报告,自2014年陆良县恨虎坝中型灌区、中坝村被列为全国农田水利改革试验区以来,陆良县已建成高效节水灌溉面积11 053.33 hm²,灌溉水利用系数提高到0.85,灌溉保证率提高到90%以上,恨虎坝46.67 hm²微灌示范区实现水利现代化。因此,就陆良县农田水利改革的实践来看,农田水利改革是否在完善农田水利设施的同时对农业面源污染的防控起到附加作用?能否兼顾节水与减污?值得深入研究。

关于面源污染治理、水资源、粮食生产以及三者之间的关系,自20世纪90年代以来,不少学者从农田水分养分运移机理层面探讨了如何通过节水控肥获得高产的同时又能减少面源污染,实现农业清洁生产。茆智^[1]、马立珊等^[2]通过田间试验发现,在稻田进行的控水灌溉经济效益显著,且能有效控制农业面源污染。在此基础上,万玉文等^[3]探寻了节水、增产、减

污相统一的农田灌溉系统。水资源与粮食生产息息相关,水安全是粮食安全的基础,大量研究表明,建立粮食生产-水资源-生态系统平衡机制是保障水资源与粮食安全、促进农业发展的关键。马晓河等^[4]通过对比不同地区间粮食产量和用水量的数据,认为直接影响当地粮食生产水平的因素是灌溉水资源的获取能力而非用水量,因此构建可持续农业生产能力的重点是农业节水设施的建设、农业节水技术的研究和水污染的治理。目前,我国粮食生产对化肥的依赖性仍很大,张郁等^[5]分析了黑龙江垦区的多年生产数据,发现粮食生产与化肥施用造成的面源污染之间多次出现扩张性耦合关系,农业生产的面源污染防治任务仍然艰巨。杨世琦^[6]基于我国局部面源污染风险仍较大的判定,提出了基于粮食安全的农业面源污染防治技术体系。也有众多学者分析农户的施肥行为,从农户层面探究降低农业面源污染的有效途径^[7-8]。

针对农田水利工程等基础设施的建设,国内外学者对其与农业生产的关系进行了研究,研究成果大致可分为两个方向:部分学者认为交通、农田水利等基础设施能够降低农业生产成本^[9-11];部分学者则发现农田水利设施和农村公路的增加有利于增加农业生产要素投入。根据吴清华等^[12]、曾福生等^[13]的研究成果,农业基础设施建设对粮食生产中的劳动要素具有替代效应,对资本要素和中间要素具有互补效应。卓乐^[14]认为农业基础设施的修建改善了生产条件,能够促进播种面积增加,提高粮食生产效率、防范自然风险,从而提高粮食产量,增加农民种植收入。由此可见,在农田水利工程等农业基础设施与农业生产投入关系的相关研究中,学术界并未形成一致的研究结论。从理论上讲,对于自然资源禀赋及灌溉条件较差的地区来说,农业基础设施建设,尤其是农田水利设施的完善,有效缓解了农民灌溉难的问题,提升了农民的灌溉便利度,对其生产积极性和生产投入具有一定的激励作用。

目前国内在农田面源污染领域的实证型研究并

不少,但较少关注农田水利改革背景下的区域农田面源污染治理问题。具体来看,本研究的潜在创新点主要体现在以下两个方面:①现有研究大多从农田水分养分运移机理与微观农户行为层面探讨农业面源污染问题,少有研究聚焦于农田水利改革制度背景下的农业面源污染防治效果,而本研究基于云南省陆良县农田水利改革试点的调查,实证分析了以农田水利设施建设为核心的农田水利改革政策对农田面源污染的影响,从农田水利改革视角丰富了有关农业面源污染的研究;②少数探讨水利改革的环境效应的研究,更多地从工程技术视角展开,缺乏针对政策本身生态环境溢出效应的研究,本研究着重探讨了农田水利改革环境效应的作用机制,考察农田水利建设与化肥、种子等物质资料投入的关系,为农业基础设施与农业生产投入关系的研究提供证据,对推动农业可持续发展具有重要的现实意义。

1 分析框架与研究假说

农业基础设施不仅是农业生产的基石,同时也是农村贫困治理的重要手段,在提高粮食产量、促进农民增收方面发挥着举足轻重的作用。农户作为理性经济人,在进行农业生产决策时遵循最优化原则^[10]。出于对较高收入水平的期待,农田水利设施的建立与完善释放的土地生产潜力会对农民形成生产激励,激发其生产积极性,加大生产要素的投入。因此,对于自身灌溉条件较差的区域来说,农田水利设施的建设与完善在促进灌溉便利的同时,会导致化肥投入量的增加,而其中未被作物吸收的氮、磷等养分则会随着地表径流、淋溶等方式进入水体,从而引发面源污染风险^[15]。同时,由于环境是一种共享资源,化肥施用量所致的环境问题难以责任具体化,农民在享受化肥带来较高经济利润的同时却不需对环境损害负责,农业活动的外部性割裂了农业生产和与之生存发展密切相关的生态环境之间的联系^[16]。在农业活动外部性的约束机制尚未建立的背景下,农民在利益最大化的驱使下,更多关注施用化肥的增产效应,而忽视其所进行的生产活动对外部资源环境产生的影响。鉴于此,本研究提出如下假说:

H1(假设1):就灌溉区位条件较差的地区而言,在农业活动外部性的约束机制尚未建立的背景下,农田水利设施的完善可能会导致农田面源污染风险的提高。

从上述分析可知,农户的增产激励导致农田面源

污染风险提高,而农户的增产激励行为可能反映在两个方面:种植制度的调整和生产要素投入的改变。在实地调查中了解到,陆良地区春季干旱少雨,而早春马铃薯的用水需求较大,因而农户在春季的种植积极性不高,大多数选择少种或不种。而在农田水利改革试点区内,水利设施的建立与完善极大地缓解了春旱,农户为了增加收益,纷纷选择种植或扩种早春马铃薯。陆良地区的农业水利改革政策使得当地的早春马铃薯种植经历了从“不种”到“种”,从“少种”到“多种”的转变过程。其中,由“不种”到“种”涉及种植制度的变化,而由“少种”到“多种”更多涉及农业生产要素投入的改变。我国的农业种植调整更多伴随着农用化学品投入力度的加大^[17]以及面源污染的加剧。根据陆良县农田水利改革的实践,农田水利设施的兴建推动形成了试点村早春马铃薯-玉米-秋马铃薯一年三季的轮作方式。而在试点区之外,水资源的季节性不均衡限制了春季大田作物的生产,年内轮作方式仍以玉米-秋马铃薯为主。在追求更高产量目标和更充足作物养分补给的前提下,三季轮作往往需要比两季轮作投入更多的肥料,由此带来的潜在农田面源污染排放风险也会更大。

实地调研发现,在陆良县农田水利改革试点区内,关于农业生产要素最直观的改变有两方面:一是灌溉用水量;二是种子用量。大量研究表明,农田面源污染增加的主要原因是化肥施用量的提高,而较高的化肥施用量和较高的灌溉用水量往往是关联的^[18]。由上文分析可知,农田水利设施建设降低了灌溉成本,提升了农田的灌溉便利度,农户将在增加产量、提高收入方面投入更多的资金与精力,对化肥的需求会逐渐增加。此外,种子作为化肥的直接作用对象,其用量的多寡与化肥的增减关系十分密切,较高的种子用量映射出较高的种植密度,而随着种植密度的增加,马铃薯干物质积累量以及商品薯率均有降低的趋势^[19],进而促使农户增施化肥以保证马铃薯产量及商品薯率。据此,本研究提出如下假说:

H2(假设2):以种植制度与农业生产要素投入的变化为表征的农户增产激励行为在农田水利改革与面源污染之间发挥了中介效应。

随着城镇化进程的加快,农村地区存在广泛的非农就业现象,非农就业促进了农民工资性收入的增加,提高了农民整体收入水平。研究表明,非农就业会挤占农民进行田间管理的时间^[8],为避免产量损失,兼业农户将增加短期资本投入以弥补田间管理的

不足^[20]。在经营性收入与工资性收入的双重驱动下,农户会继续加大生产要素投入(比如增大播种量或化肥用量)以兼顾产量与非农就业(图1)。基于以上分析,本研究提出如下假说:

H3(假设3):非农就业在农田水利改革与农户增产激励行为之间发挥了调节效应。

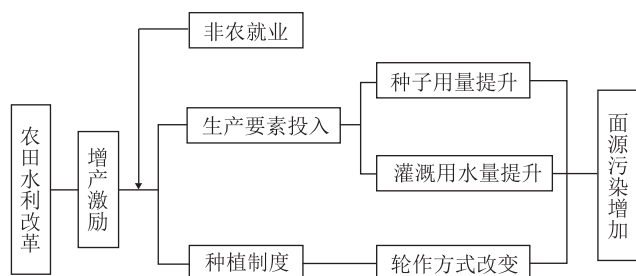


图1 陆良县农田水利改革对面源污染的影响机制

Figure1 The mechanism of the reform on non-point source pollution in Luliang County

2 数据来源与研究设计

2.1 研究区域概况

调研区域云南省陆良县位于滇中地区,居南盘江上游,在北纬24°44′~25°18′、东经103°23′~104°02′之间。全县坝区面积771.99 km²,占总面积的38.8%,是云南省第一大高原平坝。陆良县海拔1 840 m,冬干夏湿,年均气温14.7℃,年降雨量900~1 000 mm,但降雨量年内分配不均匀,水资源季节性变幅大,春季水资源短缺风险高。陆良县隶属的曲靖市,是云南省种植薯类最多的地区,种植面积占全省种植面积的29.55%^[21],马铃薯种植是陆良县农业支柱性产业。2020年,陆良县马铃薯种植面积达24 333.33 hm²,产量超过65万t,是云南省马铃薯种植的主产区和高产区之一。然而陆良县春季工程性缺水 and 季节性缺水与早春马铃薯的用水需求相冲突,严重制约了当地早春马铃薯种植业的进一步发展。

2.2 数据来源

调查采用分组抽样的方法,抽样总体为陆良县2020年从事早春马铃薯种植的农户。根据研究目的及意义,本次调查以是否进行水利改革作为分组依据,将抽样总体分为两组,分别是改革组和未改革组,在每一组内进行简单随机抽样,并对被抽调的每一户农户进行入户访谈式调研。为保障调查质量,所有调研人员均在前期接受了相关培训。本次调查共发放农户问卷345份,回收的有效样本为345份。

调查的主要内容包含三个层面:一是农户层面,包括农户及其家庭成员的基本信息、家庭农业经营状况等;二是地块层面,包括地块基本特征、肥料种子等物料投入及早春马铃薯产出信息(考虑到当地地形以低山丘陵为主,地块较为分散,农户仅凭记忆可能难以将地块间的种植差异进行量化,因此,参考梁志会等^[22]的做法,本研究仅调查农户种植早春马铃薯最大地块的相关信息);三是集体层面,包括粮食补贴、环保宣传及化肥减施行动等相关信息。

2.3 变量选择

2.3.1 结果变量

本研究的结果变量为化肥面源污染排放量。国内学者常采用单元调查评估法、排污系数法、清单分析法、输出系数模型、等标污染负荷法等方法进行农业面源污染排放量的核算。本研究参考赖斯芸等^[23]、罗斯炫等^[24]基于单元调查的清单分析方法,利用调研数据,通过逐步确定产污单元、各产污单元污染物的产污系数以及各产污单元污染物的污染排放系数,进一步估算化肥面源污染排放量。计算公式如下:

$$E = \sum_l EU_l \times \rho_l \times C_l = \sum_l PE_l \times C_l \quad (1)$$

式中: l 代表各产污单元,由于化肥中造成环境污染的主要是氮肥、磷肥,钾肥并不直接造成面源污染,根据以往研究^[24],将产污单元确定为氮肥、磷肥和复合肥3种。 EU_l 为产污单元 l 指标统计数,具体为单位面积早春马铃薯生产氮肥、磷肥及复合肥施用折纯量,kg·hm⁻²。 ρ_l 为产污单元 l 的产污系数,本研究采用以往研究^[23-24]做法,根据化肥折纯的化学成分来计算产污系数。其中,氮肥、磷肥中的氮元素产污系数分别为1、0,氮磷钾养分比例为1:1:1的复合肥中氮元素产污系数为0.33;氮磷钾养分比例非1:1:1的复合肥按照其养分比例折合为纯氮量,其氮元素产污系数为1。氮肥、磷肥中的磷元素产污系数分别为0、0.44,氮磷钾养分比例为1:1:1的复合肥中磷元素产污系数为0.15;氮磷钾养分比例非1:1:1的复合肥按照其养分比例折合为纯磷量,其磷元素产污系数为0.44。 PE_l 为产污单元 l 的污染产生量,kg·hm⁻², C_l 为产污单元 l 的污染排放系数,参考任天志等^[25]的《全国农田面源污染排放系数手册》,根据调研地种植制度及其地形地块特征,对应选取手册中的南方山地丘陵区-缓坡地-非梯田-顺坡-旱地-大田两熟及以上(模式26)肥料流失系数:总氮流失系数为1.241%,总磷流失系数为0.255%。

通过以上过程,本研究具体测算了两种污染负荷排放标准,分别是单位面积氮污染排放量($\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$)和单位面积磷污染排放量($\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$)。

此外,参考以往文献的做法^[24],采用调研数据计算所得的单位面积氮、磷折纯用量($\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$)来表征氮、磷施用强度,并将氮、磷折纯用量细分为底肥氮、磷折纯用量和追肥氮、磷折纯用量,进一步检验回归结果的稳健性。

氮、磷折纯用量既包括氮肥、磷肥的折纯用量,也包括复合肥中的氮、磷折纯量。其中,氮肥、磷肥的折纯用量分别根据氮肥、磷肥中含N、 P_2O_5 的比例计算得出,复合肥中的氮、磷折纯量则根据不同复合肥中氮、磷、钾的养分比例计算得出。计算公式如下:

$$EU = T \times R \quad (2)$$

式中: T 为受访农户氮肥、磷肥及复合肥的总使用量, $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$; R 代表不同种类氮肥、磷肥及复合肥中所含N、 P_2O_5 的比例。

2.3.2 关键解释变量

农户所在村集体是否进行了农田水利改革是本研究的关键解释变量,考虑到陆良县农田水利改革试点村的水利设施建设工程只在农田水利改革试点村开展,尚未在非试点村进行推广,因此依照分组抽样的组别来衡量农户是否处于农田水利改革试点村。

2.3.3 其他解释变量

农户的肥料使用状况受多种因素的影响。本研究根据被调研地区的具体情况,结合现有研究的做法^[26],将其他解释变量分为受访农户特征、家庭及耕地特征、信息认知与获取特征。其中:受访农户特征包括农户年龄、性别、文化程度、务农经验;家庭及耕地特征包括家庭总收入、土地地形、土地肥力、农家肥有机肥施用情况;信息认知与获取特征包括是否加入合作社、化肥施用过量污染认知、化肥减施技术指导。

此外,考虑到农户的化肥施用行为在一定程度上还受到预算的约束^[27],因此还纳入了家庭总收入和粮食补贴金额两个控制变量。由于本研究被调研农户集中于固定区域——陆良县范围内,村与村之间的肥料价格几乎无差异,因此本研究不考虑肥料价格变量。

2.3.4 中介变量与调节变量

基于上述的理论分析,本研究从种植制度和农业生产要素投入两个方面检验农田水利改革对农田化肥氮磷面源污染影响的中介效应。其中,种植制度的变化用农户的轮作方式来表征:0代表不轮作,即同一地块一年内只种植一种作物;1代表两季轮作,即

同一地块一年内轮作玉米和秋马铃薯两种作物;2代表三季轮作,即同一地块一年内轮作早春马铃薯、玉米和秋马铃薯三种作物。农业生产要素投入的中介效应包括灌溉用水量与种子用量。鉴于陆良县农田水利改革试点的灌溉工程始建于2014年,2016年正式投入使用,因此灌溉用水量的变化以农户对比2016年前的用水量表征:1代表用水量增加;2代表用水量无明显变化;3代表用水量减少。种子用量指农户在种植早春马铃薯最大地块中投入的单位面积种子数量。此外,以家庭非农就业比例来表征非农就业,检验其在水利改革与农户生产激励之间的调节效应。家庭非农就业比例为受访农户家庭中存在非农就业行为的人口数与家庭总人口数的比值。

表1展示了各变量的定义与描述性统计结果。由表1可知,受访农户的平均年龄为48岁,其中,男性受访农户占比高达96.81%,可以看出,在从事农业生产的传统家庭中,男性为主要的生产决策者。受访农户平均受教育年限为7.56 a,文化程度分布较广,但以初中水平以下为主,整体受教育程度偏低。从耕地特征来看,受访农户种植早春马铃薯的最大地块以平地为主,7成以上的农户认为自家土地在肥力上属于一等地或二等地。另外,80%的农户在种植早春马铃薯的过程中会施用有机肥或农家肥,而接受过化肥减施技术指导的农户与未接受过技术指导的农户在人数上基本相等。表2展示了各变量在水利改革组和未改革组的均值差异。由表2可知,关键解释变量氮面源污染排放量与磷面源污染排放量在水利改革组与未改革组之间的均值差异在1%的水平下显著,这表明在陆良县试点村进行的农田水利改革对当地氮磷污染排放量产生了较大的影响。在稳健性检验的结果变量中,氮折纯用量、底肥氮折纯、磷折纯用量、底肥磷折纯存在显著的组间差异,而追肥阶段的氮磷折纯用量并没有显著的组间差异。因而本研究采用多元回归模型对水利改革对面源污染的影响进行更准确估计。

2.4 模型设定

2.4.1 基准回归模型

目前针对农户施肥行为的相关研究主要运用Logit模型、Probit模型、Heckman模型、一般线性模型等方法。Logit模型与Probit模型为离散选择模型,所适用的被解释变量为离散数据而非连续数据^[28],本研究的结果变量氮、磷面源污染排放量根据农户的化肥施用情况计算所得,并非离散数据,因此Logit模型与

表 1 变量说明与描述性统计特征
Table 1 Variable explanation and descriptive statistics

变量类别 Category	变量名称 Variable	变量释义 Variable explanation	均值 Mean	标准差 Standard deviation	最小值 Minimum	最大值 Maximum
关键解释变量	是否进行水利改革	农户所在村集体是否进行了农田水利改革:是=1;否=0	0.623	0.485	0	1.000
结果变量	氮污染排放量	单位面积氮元素污染排放(kg·hm ⁻²)	6.473	3.550	0	27.439
	磷污染排放量	单位面积磷元素污染排放(kg·hm ⁻²)	0.527	0.331	0	2.817
稳健性检验结果变量	氮折纯用量	单位面积氮肥折纯用量(kg·hm ⁻²)	521.585	286.063	0	2 211.000
	底肥氮折纯	单位面积底肥氮肥折纯用量(kg·hm ⁻²)	419.277	240.485	0	1 779.000
	追肥氮折纯	单位面积追肥氮肥折纯用量(kg·hm ⁻²)	100.389	144.551	0	747.000
	磷折纯用量	单位面积磷肥折纯用量(kg·hm ⁻²)	469.367	294.566	0	2 511.000
	底肥磷折纯	单位面积底肥磷肥折纯用量(kg·hm ⁻²)	454.077	277.568	0	2 151.000
	追肥磷折纯	单位面积追肥磷肥折纯用量(kg·hm ⁻²)	14.954	49.773	0	405.000
中介变量	种植制度	被调研农户年内轮作方式:不轮作=0;两季轮作=1;三季轮作=2	0.903	0.453	0	2.000
	灌溉用水量	被调研农户对比调研期与2016年前的用水量:用水量增加=1;用水量无明显变化=2;用水量减少=3	1.517	0.732	1.000	3.000
	种子用量	被调研农户种植早春马铃薯的单位面积种子用量(kg·hm ⁻²)	5 071.153	5 401.823	1 200.000	51 000.004
调节变量	非农就业比例	被调研农户家庭成员存在非农就业行为的人口比例	0.199	0.179	0	0.667
控制变量	年龄	被调研农户年龄(岁)	48.443	8.842	25.000	75.000
	性别	男=1;女=2	1.032	0.176	1.000	2.000
	文化程度	被调研农户受教育的具体年限(a)	7.562	3.093	0	18.000
	务农经验	被调研农户从事农业生产的年限(a)	27.538	10.783	1.000	60.000
	家庭总收入	被调研农户家庭2020年总收入(万元)	16.025	35.070	0.724	534.900
	土地地形	种植早春马铃薯最大地块地形:平地=1;坡地=2;洼地=3	1.217	0.525	1.000	3.000
	土地肥力	种植早春马铃薯最大地块的肥力:一等地=1;二等地=2;三等地=3;等外地=4	1.858	0.866	1.000	4.000
	粮食补贴	被调研农户家庭2020年粮食补贴金额(万元)	0.106	0.156	0	2.500
	是否加入合作社	是=1;否=0	0.216	0.412	0	1.000
	农家肥或有机肥施用	被调研农户在种植早春马铃薯的生产过程中是否施用农家肥或有机肥:是=1;否=0	0.810	0.393	0	1.000
	化肥施用污染认知	被调研农户是否认为化肥施用过量会造成污染:是=1;否=0	0.794	0.405	0	1.000
	化肥减施技术指导	被调研农户是否接受过化肥减施技术的指导:是=1;否=0	0.513	0.534	0	1.000

注:变量释义及单位下同。
Note: Variable explanation and unit are the same below.

Probit 模型与本实证研究的适配性较低;Heckman 二阶段模型主要用于解决选择性偏差带来的内生性问题,而本研究可能的内生性来源也是样本自选择偏差,即村庄基于一些不可观测因素,选择成为农田水利改革试点村,例如一些自然条件较好的村庄更容易开展水利改革,因而更可能成为试点村,这种自选择偏差会导致估计系数存在偏误。但是,处理组(试点村)与对照组(非试点村)均在同一县域,自然条件、地理位置等不可观测因素的差异较小,难以形成显著的样本自选择偏差,故 Heckman 二阶段模型不适用于本研究的实证需要。综上所述,选择最小二乘法(OLS)来估计自变量与因变量间的相关关系,以便对比考察不同组别样本间的具体差异^[8]。模型的一般形式如下:

$$Y = \alpha G + \beta X + \varepsilon + c$$

(3)

式中:Y为结果变量,表示单位面积面源污染排放量,kg·hm⁻²,具体包括单位面积氮污染排放量、单位面积磷污染排放量;G表示农田水利改革组的虚拟变量,当农户位于农田水利改革范围内取1,反之取0;X代表一系列与农业生产条件及农户生产行为相关且可能会影响结果变量的控制变量; α 、 β 为回归系数,分别代表变量G与变量X对结果变量Y的影响程度; ε 为随机扰动项;c为常数项。

2.4.2 中介效应模型

为了分析陆良县农田水利改革对农田化肥氮磷面源污染的影响机制,本研究借鉴 Baron 等^[29]、温忠麟等^[30]逐步回归法构建如下模型,进行中介效应的检验:

表2 变量组间差异

Table 2 The differences in all the variables between reform group and non-reform group

变量类别 Category	变量名称 Variable	水利改革组 Reform		未改革组 Non-reform		组间差异 Inter-group difference
		样本量 Observation	均值 Mean	样本量 Observation	均值 Mean	
关键解释变量	是否进行水利改革	215	1.000	130	0	—
结果变量	氮污染排放量	210	7.018	130	5.593	1.425***
	磷污染排放量	210	0.606	130	0.398	0.209***
稳健性检验结果变量	氮折纯用量	210	565.478	130	450.681	114.797***
	底肥氮折纯	214	453.777	130	362.484	91.292***
	追肥氮折纯	211	107.901	130	88.197	19.704
	磷折纯用量	210	540.459	130	354.527	185.932***
	底肥磷折纯	214	524.640	129	337.019	187.621***
	追肥磷折纯	211	14.826	130	15.162	-0.336
中介变量	种植制度	214	0.995	127	0.748	0.247***
	灌溉用水量	210	1.352	113	1.823	-0.471***
	种子用量	214	5 454.299	120	4 387.875	1 066.424*
调节变量	非农就业比例	215	0.163	130	0.257	-0.095***
控制变量	年龄	215	46.986	130	50.854	-3.868***
	性别	215	1.019	130	1.054	-0.035*
	文化程度	215	7.647	130	7.423	0.223
	务农经验	215	26.093	125	30.024	-3.931***
	家庭总收入	215	17.411	130	13.732	3.680
	土地地形	215	1.330	130	1.031	0.299***
	土地肥力	215	2.009	130	1.608	0.402***
	粮食补贴	215	0.114	129	0.092	0.021
	是否加入合作社	214	0.294	129	0.085	0.209***
	农家肥或有机肥施用	214	0.864	128	0.719	0.146***
	化肥施用污染认知	212	0.792	128	0.797	-0.004
	化肥减施技术指导	215	0.581	130	0.400	0.181***

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。下同。

Note:***, **, and * represent the significance at the level of 1%, 5%, and 10%, respectively. The same below.

$$Y = cG + \beta_0 X + \varepsilon_0 + c_0 \quad (4)$$

$$M = aG + \beta_1 X + \varepsilon_1 + a_0 \quad (5)$$

$$Y' = c'G + bM + \beta_2 X + \varepsilon_2 + c_0' \quad (6)$$

式中:若待估系数 a 、 b 、 c 都显著,则表明中介变量 M 发挥显著的中介效应。若回归系数 c 显著,而 a 、 b 至少有一个不显著,则不能判断中介变量 M 发挥了中介效应。此时需进一步进行Sobel检验,如果显著,则说明变量 M 的中介效应显著,否则中介效应不存在,检验结束。在中介效应存在的基础上,还应继续进行完全中介检验,即检验系数 c' ,如果不显著,说明变量 M 发挥完全中介作用,若显著,则说明存在部分中介效应。 ε_0 、 ε_1 、 ε_2 为随机扰动项; c_0 、 a_0 、 c_0' 为常数项。

2.4.3 调节效应模型

$$Y = \alpha G + \beta X + \gamma E + \delta (G \times E) + \varepsilon + c \quad (7)$$

式中: Y 代表被解释变量,具体为种植制度、灌溉用水

量与种子用量。考虑到非农就业与农户个人特征、家庭总收入的共线性,调节效应模型去除年龄、性别、文化程度、务农经验、家庭总收入5个控制变量。 E 为调节变量非农就业。 $G \times E$ 表示是否进行水利改革与调节变量的交互项,若待估系数 δ 显著,则表明调节变量发挥显著的调节效应。

3 结果与分析

3.1 基准回归结果

以单位面积氮污染排放量、单位面积磷污染排放量为结果变量,使用已建立的线形模型展开计量检验。为了使变量间具有可比性并缓解异方差问题,本研究对相关变量进行了量纲调整,并对家庭总收入与粮食补贴两个变量进行对数化处理。基准回归结果如表3所示。由列(1)、(3)可知,是否进行水利改革

的估计系数为正,且无论是对氮污染排放量的处理效应还是对磷污染排放量的处理效应,均在1%的统计水平上显著,这表明在云南省陆良地区进行的农田水利改革试点行动并不能降低试点村的氮、磷污染水平,反而使得试点村的氮、磷污染水平有所上升。由列(2)、(4)可知,在控制了其他影响农户化肥施用行为的因素后,农田水利改革对农田氮、磷污染排放量的正效应仍然显著,印证了上述基准回归结果的稳健性。基准回归结果印证了前文对于水利改革与面源污染风险关系的分析,理论假设1得以验证。此外,

由列(2)、(4)可知,受访农户的文化程度、粮食补贴、是否加入合作社以及对化肥施用的污染认知对氮、磷面源污染排放量有不同程度的影响。其中,受访农户的文化程度、是否加入合作社以及对化肥施用的污染认知与氮面源污染排放量呈显著负相关关系,由此可见,农户受教育水平越高、对化肥施用的污染认知越深,其采用正确施肥行为的可能性就越高,由此产生的面源污染排放风险就会越低。加入合作社也对农户的正确施肥行为有一定的引导作用,已有研究证实,农业合作社主要通过科学种植行为示范和市场议价能力提升这两种渠道来引导农户正确的施肥行为^[31]。此外,我们也应注意到粮食补贴与农田氮、磷污染排放量的正向相关关系,粮食补贴在一定程度上缓解了农户的种植压力,增加了农户的种植收益,但只针对粮食种植面积与种类的补贴会促使农户增加农田的化肥投入,从而增加氮、磷面源污染排放风险,这一发现也得到了相关实证研究的印证^[32]。

综合对比表3中的参数估计结果可以发现,无论是否纳入控制变量,农田水利改革对氮污染排放水平的提升作用都大于对磷污染排放水平的提升作用。这与巨晓棠等^[33]、侯萌瑶等^[34]的研究结果具有一致性。因此在陆良县农田水利改革试点中,出于对作物产量与品质的期待,农户在增施化肥的同时,更可能大幅增加氮肥施用量,从而造成较大幅度的氮面源污染风险提升。

3.2 稳健性检验

为了进一步验证上述结果的可靠性,参考以往文献的做法^[24],本研究选取单位面积氮、磷折纯用量($\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$)表征氮、磷施用强度,进一步考察陆良地区的农田水利改革对当地农田面源污染的作用。此处计算的氮、磷折纯用量既包括氮肥、磷肥的折纯用量,也包括复合肥中的氮、磷折纯量。其中,氮肥、磷肥的折纯用量分别根据氮肥、磷肥中含N、 P_2O_5 的比例计算得出,复合肥中的氮、磷折纯量则根据不同复合肥中氮、磷、钾的养分比例计算得出。另外,为了深入探讨农田水利改革对农户施肥过程产生的影响,进一步将氮、磷折纯用量细分为底肥氮、磷折纯用量和追肥氮、磷折纯用量,稳健性检验结果如表4、表5所示。

根据表4中的估计结果,由列(1)可知,在陆良地区进行的农田水利改革对当地早春马铃薯的单位面积施氮折纯用量具有显著的增长效应。对比列(2)、(3)的估计结果可以看出,农田水利改革在不同施肥时期的作用不同,具体来讲,水利改革显著增加了农

表3 农田水利改革对农田氮、磷污染排放量的回归结果

Table 3 Regression result of the agricultural irrigation reform on N, P non-point source pollution emissions

变量名称 Variable	(1) 氮污染 排放量 N emission	(2) 氮污染 排放量 N emission	(3) 磷污染 排放量 P emission	(4) 磷污染 排放量 P emission
是否进行水利改革	0.095*** (3.750)	0.083*** (3.059)	0.014*** (6.361)	0.012*** (5.376)
年龄		-0.003 (-1.211)		0* (-1.662)
性别		0.247** (2.399)		0.010 (1.362)
文化程度		-0.008** (-1.969)		0 (-1.289)
务农经验		-0.024 (-0.820)		-0.001 (-0.436)
家庭总收入		-0.023 (-1.428)		-0.003** (-2.355)
土地地形		0.017 (0.659)		0.002 (0.730)
土地肥力		0.026* (1.809)		0 (0.246)
粮食补贴		0.014*** (2.802)		0.001*** (3.676)
是否加入合作社		-0.047* (-1.689)		0 (-0.179)
农家肥或有机肥施用		0.009 (0.221)		0.001 (0.192)
化肥施用污染认知		-0.049* (-1.722)		-0.005 (-1.639)
化肥减施技术指导		0.023 (0.920)		0.002 (0.826)
常数项	0.373*** (19.531)	0.536* (1.928)	0.027*** (17.720)	0.067*** (2.784)

注:括号内数值为稳健标准误。下同。
Note: Values in brackets are robust standard error. The same below.

表4 农田水利改革对农户单位面积氮折纯用量的回归结果

Table 4 Regression result of the agricultural irrigation reform on the pure N in fertilizer consumption

变量名称 Variable	(1)	(2)	(3)
	氮折纯量 N consumption	底肥氮折纯量 N consumption in base fertilizer	追肥氮折纯量 N consumption in top dress fertilizer
是否进行水利改革	0.204** (2.531)	0.262*** (2.689)	0.256 (1.558)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	2.205*** (2.604)	2.586*** (2.694)	-0.662 (-0.446)

表5 农田水利改革对农户单位面积磷折纯用量的回归结果

Table 5 Regression result of the agricultural irrigation reform on the pure P₂O₅ in fertilizer consumption

变量名称 Variable	(1)	(2)	(3)
	磷折纯量 P ₂ O ₅ consumption	底肥磷折纯量 P ₂ O ₅ consumption in base fertilizer	追肥磷折纯量 P ₂ O ₅ consumption in top dress fertilizer
是否进行水利改革	0.371*** (4.150)	0.393*** (4.372)	-0.015 (-0.175)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	2.256** (2.412)	2.386** (2.556)	0.262 (0.253)

户在底肥阶段的化肥氮投入,而对追肥阶段的化肥氮投入并没有产生显著的影响。表5中的估计结果同样显示农田水利改革显著增加了农户单位面积磷肥折纯量的投入,尤其是底肥阶段磷折纯量的投入。马铃薯在各个生长阶段,均需要不同数量和种类的养分供应,施肥是满足马铃薯植株生长需求的有效手段。根据武新娟等^[35]的研究成果,相较于追肥,底肥施肥量在一定范围内对马铃薯前期植株生长影响较大,施足底肥可促进马铃薯前期枝叶繁茂、根系发达,有利于后期块茎的膨大,这与本研究的发现具有一致性。上述稳健性检验进一步验证了前文理论假设1的内容,即在陆良地区进行的农田水利改革对当地农田氮、磷污染排放量有增加效应。

3.3 中介效应检验

表6展示了种植制度作为中介变量的中介效应检验结果。列(1)、(2)是对本研究基准回归结果的再现,列(3)的估计结果表明,农田水利改革对农户的种植制度具有显著的正效应,说明农田水利改革改变了农户的轮作方式,增加了轮作季数。列(4)、(5)的估计结果显示,种植制度的改变对农田化肥氮、磷面源

表6 种植制度中介效应检验结果

Table 6 The mediation effect of cropping patterns

变量名称 Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	氮面源污 染排放量 N emission	磷面源污 染排放量 P emission	种植制度 Cropping pattern	氮面源污 染排放量 N emission	磷面源污 染排放量 P emission
是否进行水利改革	0.082*** (2.975)	0.012*** (5.152)	0.180** (2.584)	0.070** (2.511)	0.011*** (4.708)
种植制度				0.077*** (2.701)	0.006** (2.326)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.561** (2.089)	0.074*** (3.132)	-1.237** (-2.554)	0.670** (2.399)	0.082*** (3.444)

污染排放量具有显著的增加效应,即农田水利改革带来轮作季数的增加显著增大了化肥氮、磷面源污染排放风险,这与上述理论相符。进一步对比列(1)、(4)和列(2)、(5)可以发现,当模型中加入中介变量种植制度后,本研究关键解释变量的估计系数由0.082、0.012分别减少至0.070、0.011,这表明在农田水利改革对农田化肥氮磷面源污染的增加效应中,有一部分是通过种植制度的变化实现的。

表7、表8展示的是生产要素作为中介变量的中介效应检验结果。表7中列(3)的估计结果表明,农田水利改革对农户灌溉用水量变化具有显著的负效应,根据灌溉用水量表征数值的含义,这代表农田水利改革显著增加了农户的灌溉用水量。由表8中列(3)的估计结果可知,农田水利改革显著增加了农户的单位面积种子用量。表7中列(4)、(5)的估计结果显示,灌溉用水量的变化对农田化肥氮、磷面源污染都存在显著的负相关性,这表明灌溉用水量的增加显著加剧了当地化肥氮磷面源污染水平。表8中列(4)、(5)的估计结果表明,种子用量的增加使得农田化肥氮磷面源污染排放量显著增加。综合对比表7、表8中的列(1)、(4)和列(2)、(5),当模型中加入中介变量后,本研究关键解释变量的估计系数由0.082、0.012分别减少至0.073、0.010(表7)和0.065、0.011(表8)。由此可以看出,在农田水利改革对农田化肥氮磷面源污染的增加效应中,有一部分是通过农业要素投入的变化实现的。

农田水利改革政策下的水利设施建设使得陆良县试点村早春马铃薯高产的灌溉条件得以满足。为提高产量、增加收入,试点村农户势必对生产种植行为进行调整,以充分利用农田水利改革这一强农惠农政策对生产条件的改善作用,将政策的强农惠农效果

表7 灌溉用水量中介效应检验结果

Table 7 The mediation effect of irrigation water consumption

变量名称 Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	氮面源污染排放量 N emission	磷面源污染排放量 P emission	灌溉用水量 Irrigation water consumption	氮面源污染排放量 N emission	磷面源污染排放量 P emission
是否进行水利改革	0.082*** (2.975)	0.012*** (5.152)	-0.463*** (-4.457)	0.073** (2.499)	0.010*** (4.099)
灌溉用水量				-0.029* (-1.800)	-0.003* (-1.760)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.561** (2.089)	0.074*** (3.132)	1.466* (1.742)	0.509* (1.835)	0.079*** (3.149)

表8 种子用量中介效应检验结果

Table 8 The mediation effect of seed consumption

变量名称 Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	氮面源污染排放量 N emission	磷面源污染排放量 P emission	种子用量 Seed consumption	氮面源污染排放量 N emission	磷面源污染排放量 P emission
是否进行水利改革	0.082*** (2.975)	0.012*** (5.152)	0.201*** (3.012)	0.065** (2.488)	0.011*** (4.893)
种子用量				0.070** (2.479)	0.004* (1.891)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.561** (2.089)	0.074*** (3.132)	5.378*** (10.561)	0.448 (1.418)	0.076*** (2.751)

落到实处。根据本研究对种植制度、生产要素投入的中介变量检验,在农田水利改革的背景下,农户会提高春季生产的积极性,通过增加轮作、增加种子及灌溉水的用量以适应灌溉条件的改善,从而达到产量的提升,上述理论假设2得以验证。

3.4 调节效应检验

表9展示了家庭非农就业比例作为调节变量的检验结果。列(1)的估计结果显示,是否进行水利改革与家庭非农就业比例的交互项系数为负,且在5%的水平下显著,这表明家庭非农就业比例在水利改革与种植制度变化间发挥显著的调节作用。水利改革带来的生产激励使得农户在轮作方式选择上更倾向于三季轮作,而由于调研区域机械化发展不足,因非农就业而导致的家庭部分农业劳动力的缺位无法通过农业机械得到有效补充,因此在水利改革的背景下,非农就业也会在一定程度上影响农户轮作方式的选择,即非农就业会减弱水利改革对轮作季数的增加效应。由列(3)可知,是否进行水利改革与家庭非农就业比例的交互项系数为正,且在10%的水平下显

表9 家庭非农就业比例调节效应检验结果

Table 9 The moderating effect of non-agricultural employment

变量名称 Variable	(1)	(2)	(3)
	种植制度 Cropping pattern	灌溉用水量 Irrigation water consumption	种子用量 Seed consumption
是否进行水利改革	0.318*** (4.015)	-0.473*** (-3.616)	0.171* (1.932)
非农就业比例	0.533** (2.480)	0.352 (0.955)	0.863*** (3.484)
是否进行水利改革×非农就业比例	-0.635** (-2.252)	-0.119 (-0.254)	0.585* (1.834)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.283** (2.172)	1.907*** (8.576)	5.374*** (34.470)

著,这体现出在水利改革对种子用量的增加效应中,家庭非农就业比例发挥了显著的正向调节作用。在水利改革的增产激励下,农户会加大生产要素的投入,同时也期望通过加大生产要素的投入来确保家庭劳动力非农就业下的作物产量。因此,家庭非农就业比例

越高,水利改革对种子用量的增加效应越大。这检验了非农就业在水利改革对农户的增产激励行为中的调节效应,前文理论假设3得以验证。

4 研究结论与政策建议

本研究以农田水利改革为切入点,以云南省曲靖市陆良县农田水利改革试点为研究对象,利用试点村与非试点村的截面数据进行对比分析,探讨农田水利改革对农田面源污染的效应及其作用机制。主要结论包括以下四个方面:

(1)基准回归结果表明,陆良地区以水利设施建设为核心的农田水利改革试点对当地农田化肥氮、磷面源污染有显著的增加效应,其中,水利改革对氮面源污染的增加作用大于对磷面源污染的增加作用。

(2)稳健性检验结果表明,水利改革显著提升了试点村单位面积施氮、磷使用折纯量,对于不同施肥阶段而言,水利改革显著提升了底肥阶段的氮、磷折纯用量,对追肥阶段的氮、磷折纯量并没有显著影响。

(3)效应机制分析结果表明,以水利设施建设为核心的农田水利改革通过对农户的增产激励实现对陆良县试点村农田化肥氮、磷污染排放量的增加效应。具体地,农田水利改革使试点村增加轮作季数、种子用量及灌溉用水量,从而导致试点村农田面源污染风险加大。

(4)农户家庭非农就业比例在农田水利改革对试点村农户的轮作及种子投入的改变中发挥调节作用,即非农就业会减弱水利改革对轮作季数的增加效应,放大水利改革对种子用量的增加效应。

农田面源污染的加剧反映了农业发展与生态环境保护之间的矛盾,农田水利改革的目的是促进农业节水 and 农业可持续发展。我国疆幅辽阔,地区间的资源禀赋差异极大,因此在资源禀赋相对较差、灌溉条件相对落后的地区进行以农田水利工程建设为基础的农田水利改革,一方面解放了土地生产力,增加了农民收入,另一方面水利工程对农户形成了生产激励,使农户加大生产要素的投入,而在农村非农就业现象广泛存在的情况下,水利改革对农业要素投入的增加作用被再次放大。水利改革、非农就业的叠加提高了农户农业生产的要素投入,同时也带来了化肥使用量的增加和氮磷面源污染的加剧。调研数据显示,陆良地区农田水利改革试点村马铃薯单位面积产量为 $37.66 \text{ t} \cdot \text{hm}^{-2}$,非试点村马铃薯单位面积产量为 $26.98 \text{ t} \cdot \text{hm}^{-2}$ 。根据《云南统计年鉴 2021》,2020 年云

南省马铃薯平均产量为 $27.20 \text{ t} \cdot \text{hm}^{-2}$ 。产量的提升离不开现代化农业生产资料的投入,该试点村相关数据表明,农田水利设施的完善可以大幅度提升作物产量,促进农民增收;非试点村的马铃薯生产力还有很大的提升空间,土地生产潜力有待进一步挖掘,但同时也应当警惕面源污染继续增大的风险。据此,本研究提出以下政策建议:

第一,针对灌溉条件较为薄弱的地区,应在开展农田水利设施工程建设的同时全面推进农田节水灌溉以及化肥减施、适施等行动,增强农户节水节肥、保护环境意识,避免农业生产时大水大肥。

第二,鼓励农户加入农业生产合作社:一方面利用合作社平台,指导合作社成员(农户)标准化规范化地应用各种灌溉节水、化肥减量等绿色种植技术,改变农户习惯性大水大肥的生产行为;另一方面充分借助农业生产合作社的产业化经营优势,提升绿色种植的综合效益,正向激励农户进行可持续绿色生产。

第三,积极推进农业社会化服务,以弥补农民非农就业造成的劳动质量与劳动时间投入不足,发挥农业社会化服务对农业标准化、规范化、规模化生产的促进与引导作用,助力农产品质量提升、实现对农田面源污染的防控治理。

农田水利改革是实现农业现代化的重要途径,同时需协调好作物产量与生态环境的关系,正确把握农村劳动力结构的变化,根据地区生产发展实际,指导农户正确用水、用肥。当然,受试点范围和改革年份的限制,本研究更多讨论了农业灌溉基础薄弱地区农田水利改革在较短时期内对面源污染的影响,其中一些结论可能还会因为地区生产条件、改革年份的不同而发生变化。农田水利改革在灌溉基础条件较好的地区及长期范围内会产生哪些影响,仍有待进一步研究。

参考文献:

- [1] 茆智. 水稻节水灌溉及其对环境的影响[J]. 中国工程科学, 2002, 4(7): 8-16. MAO Z. Water saving irrigation for rice and its effect on environment[J]. *Strategic Study of CAE*, 2002, 4(7): 8-16.
- [2] 马立珊, 汪祖强, 张水铭, 等. 苏南太湖水系农业面源污染及其控制对策研究[J]. 环境科学学报, 1997, 17(1): 39-47. MA L S, WANG Z Q, ZHANG S M, et al. Pollution from agricultural non-point sources and its control in river system of Taihu Lake, Jiangsu[J]. *Acta Scientiae Circumstantiae*, 1997, 17(1): 39-47.
- [3] 万玉文, 茆智. 节水防污型农田水利系统构建及其效果分析[J]. 农业工程学报, 2015, 31(3): 137-145. WAN Y W, MAO Z. Construction and effect of water-saving and pollution prevention irrigation sys-

- tem[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2015, 31(3):137-145.
- [4] 马晓河,方松海.中国的水资源状况与农业生产[J].中国农村经济,2006(10):4-11,19. MA X H, FANG S H. Water resources situation and agricultural production in China[J]. *Chinese Rural Economy*, 2006(10):4-11, 19.
- [5] 张郁,刘洁,杨青山.黑龙江垦区农业生产与面源污染的脱钩分析与调控模拟[J].经济地理,2017,37(6):177-182. ZHANG Y, LIU J, YANG Q S. Decoupling analysis and simulation of agricultural production and nonpoint source pollution in the Heilongjiang land reclamation area[J]. *Economic Geography*, 2017, 37(6):177-182.
- [6] 杨世琦.基于国家粮食安全下的农业面源污染防治体系思考[J].中国农业科学,2022,55(17):3380-3394. YANG S Q. Thought of pollution comprehensive prevention and control system of non-point sources based on national food security[J]. *Scientia Agricultura Sinica*, 2022, 55(17):3380-3394.
- [7] 高晶晶,彭超,史清华.中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究:基于1995—2016年全国农村固定观察点数据的发现[J].管理世界,2019,35(10):120-132. GAO J J, PENG C, SHI Q H. Study on the high chemical fertilizers consumption and fertilization behavior of small rural household in China: discovery from 1995—2016 national fixed point survey data[J]. *Journal of Management World*, 2019, 35(10):120-132.
- [8] 何浩然,张林秀,李强.农民施肥行为及农业面源污染研究[J].农业技术经济,2006(6):2-10. HE H R, ZHANG L X, LI Q. Study on farmers' fertilization behavior and agricultural non-point source pollution[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2006(6):2-10.
- [9] TERUEL R G, KURODA Y. Public infrastructure and productivity growth in Philippine agriculture, 1974—2000[J]. *Journal of Asian Economics*, 2005, 16(3):555-576.
- [10] KALDOR D R. Transforming traditional agriculture[J]. *Science*, 1964, 144(3619):688-689.
- [11] 朱晶,晋乐.农业基础设施与粮食生产成本的关联度[J].改革,2016(11):74-84. ZHU J, JIN Y. The relationship between agricultural infrastructure and the cost of grain production[J]. *Reform*, 2016(11):74-84.
- [12] 吴清华,周晓时,冯中朝.基础设施降低了农业生产成本吗?基于分位数回归方法[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(5):53-59. WU Q H, ZHOU X S, FENG Z C. Does infrastructure reduce agricultural production cost? Based on quantile regression[J]. *Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2014(5):53-59.
- [13] 曾福生,李飞.农业基础设施对粮食生产的成本节约效应估算:基于似无相关回归方法[J].中国农村经济,2015(6):4-12,22. ZENG F S, LI F. Estimating the cost-saving effects of agricultural infrastructure on food production: based on a seemingly unrelated regression method[J]. *Chinese Rural Economy*, 2015(6):4-12, 22.
- [14] 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. ZHUO L. Mechanism and effect analysis of agricultural infrastructure on grain yield increase[J]. *Seeker*, 2021(4):125-132.
- [15] 张维理,武淑霞,冀宏杰,等.中国农业面源污染形势估计及控制对策 I. 21 世纪初期中国农业面源污染的形势估计[J].中国农业科学,2004,37(7):1008-1017. ZHANG W L, WU S X, JI H J, et al. Estimation of agricultural non-point source pollution in China and the alleviating strategies I. Estimation of agricultural non-point source pollution in China in early 21 century[J]. *Scientia Agricultura Sinica*, 2004, 37(7):1008-1017.
- [16] 杜江,罗珺.我国农业面源污染的经济成因透析[J].中国农业资源与区划,2013,34(4):22-27,42. DU J, LUO J. Insight to the economic reasons of agricultural non-point source pollution in China[J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2013, 34(4):22-27, 42.
- [17] 吴义根,冯开文,李谷成.人口增长、结构调整与农业面源污染:基于空间面板 STIRPAT 模型的实证研究[J].农业技术经济,2017(3):75-87. WU Y G, FENG K W, LI G C. Population growth, structural adjustment and agricultural non-point source pollution: an empirical study based on spatial panel STIRPAT model[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2017(3):75-87.
- [18] 徐振剑,华璐,蔡典雄,等.农田水肥关系研究现状[J].首都师范大学学报(自然科学版),2007,28(1):83-88. XU Z J, HUA L, CAI D X, et al. Research of relationship between water and fertilizers on dry land[J]. *Journal of Capital Normal University (Natural Science Edition)*, 2007, 28(1):83-88.
- [19] 王岩,刘畅,李云开,等.种植密度对滴灌马铃薯生长、产量的影响[J].排灌机械工程学报,2020,38(1):90-94. WANG Y, LIU C, LI Y K, et al. Effects of sowing density on growth and yield of potato under drip irrigation[J]. *Journal of Drainage and Irrigation Machinery Engineering*, 2020, 38(1):90-94.
- [20] 夏秋,李丹,周宏.农户兼业对农业面源污染的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2018,28(12):131-138. XIA Q, LI D, ZHOU H. Study on the influence of farmers' concurrent business behavior on agricultural non-point source pollution[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 28(12):131-138.
- [21] 朱洪燕.云南马铃薯产业发展概况研究[J].时代金融,2016(12):62,68. ZHU H Y. Study on potato industry development in Yunnan[J]. *Times Finance*, 2016(12):62, 68.
- [22] 梁志会,张露,张俊飏.土地转入、地块规模与化肥减量:基于湖北省水稻主产区的实证分析[J].中国农村观察,2020(5):73-92. LIANG Z H, ZHANG L, ZHANG J B. Land inward transfer, plot scale and chemical fertilizer reduction: an empirical analysis based on main rice producing areas in Hubei Province[J]. *China Rural Survey*, 2020(5):73-92.
- [23] 赖斯芸,杜鹏飞,陈吉宁.基于单元分析的非点源污染调查评估方法[J].清华大学学报(自然科学版),2004,44(9):1184-1187. LAI S Y, DU P F, CHEN J N. Evaluation of non-point source pollution based on unit analysis[J]. *Journal of Tsinghua University (Science and Technology)*, 2004, 44(9):1184-1187.
- [24] 罗斯炫,何可,张俊飏.增产加剧污染? 基于粮食主产区政策的经验研究[J].中国农村经济,2020(1):108-131. LUO S X, HE K, ZHANG J B. The more grain production, the more fertilizers pollution? Empirical evidence from major grain-producing areas in China

- [J]. *Chinese Rural Economy*, 2020(1):108-131.
- [25] 任天志, 刘宏斌, 范先鹏, 等. 全国农田面源污染排放系数手册[M]. 北京: 中国农业出版社, 2015:33. REN T Z, LIU H B, FAN X P, et al. National farmland non-point source pollution emission coefficient manual[M]. Beijing: China Agriculture Press, 2015:33.
- [26] 赵昶, 孔祥智, 仇焕广. 农业经营规模扩大有助于化肥减量吗? 基于全国1274个家庭农场的计量分析[J]. 农业技术经济, 2021(4): 110-121. ZHAO C, KONG X Z, QIU H G. Does the expansion of farm size contribute to the reduction of chemical fertilizers? Empirical analysis based on 1274 family farms in China[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2021(4): 110-121.
- [27] 马骥. 农户粮食作物化肥施用量及其影响因素分析: 以华北平原为例[J]. 农业技术经济, 2006(6): 36-42. MA J. Analysis on the amount of fertilizer applied to grain crops and its influencing factors: a case study of North China Plain[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2006(6): 36-42.
- [28] 聂冲, 贾生华. 离散选择模型的基本原理及其发展演进评介[J]. 数量经济技术经济研究, 2005, 22(11): 151-159. NIE C, JIA S H. Research on the theoretical basis and evolution of discrete choice models[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2005, 22(11): 151-159.
- [29] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [30] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620. WEN Z L, ZHANG L, HOU J T, et al. Testing and application of the mediating effects[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 2004, 36(5): 614-620.
- [31] LIU T S, WU G. Does agricultural cooperative membership help reduce the overuse of chemical fertilizers and pesticides? Evidence from rural China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(5): 7972-7983.
- [32] PAN S L, DI C H, ABBAS A C. Investigating the impact of grain subsidy policy on farmers' green production behavior: recent evidence from China[J]. *Agriculture*, 2022, 12(8): 1191.
- [33] 巨晓棠, 谷保静. 我国农田氮肥施用现状、问题及趋势[J]. 植物营养与肥料学报, 2014, 20(4): 783-795. JU X T, GU B J. Status-quo, problem and trend of nitrogen fertilization in China[J]. *Journal of Plant Nutrition and Fertilizer*, 2014, 20(4): 783-795.
- [34] 侯萌瑶, 张丽, 王知文, 等. 中国主要农作物化肥用量估算[J]. 农业资源与环境学报, 2017, 34(4): 360-367. HOU M Y, ZHANG L, WANG Z W, et al. Estimation of fertilizer usage from main crops in China[J]. *Journal of Agricultural Resources and Environment*, 2017, 34(4): 360-367.
- [35] 武新娟, 金光辉, 唐贵, 等. 不同施肥类型对马铃薯生长发育及产量效益的影响[J]. 中国马铃薯, 2020, 34(3): 158-163. WU X J, JIN G H, TANG G, et al. Effects of different fertilization types on potato growth and yield benefit[J]. *Chinese Potato Journal*, 2020, 34(3): 158-163.