

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2026.03.002

非农就业能促进耕地保护吗?

——基于外包服务与土地流转视角

倪国华^a, 张立^a, 王赛男^b

(北京工商大学 a. 经济学院; b. 马克思主义学院, 北京 100048)

摘要: 在非农就业持续扩张背景下, 如何实现耕地保护成为推动农业现代化发展的重要议题之一。本文基于中国土地经济调查数据, 系统考察了非农就业对耕地保护的影响及其作用机制。研究表明: 非农就业促进了耕地保护。机制分析发现, 非农就业主要通过外包服务和土地流转两条路径推动耕地保护。进一步细分外包服务类型发现, 非农就业促进了犁地外包服务和收获外包服务。异质性分析发现, 非农就业对耕地保护的促进效应在异地非农就业、经营规模大、承包地道路可达性好的条件下更明显。本文从农业生产方式与要素配置结构调整的视角, 拓展了非农就业与耕地保护的研究, 为政府制定更高效的耕地保护政策和农业发展道路提供了理论参考与对策建议。

关键词: 非农就业; 耕地保护; 外包服务; 土地流转; 粮食安全

中图分类号: F321.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2026) 03-0015-13

一、问题提出

耕地是粮食生产的核心要素, 耕地保护是保障国家粮食安全、维护社会稳定、实现中国式现代化的战略支撑^[1]。中国已从制度体系建设的高度明确提出“健全耕地数量、质量、生态‘三位一体’保护制度体系”, 社会各界对耕地保护的重要性也已达成高度共识。然而, 实践中常常因高度重视而进行深度干预, 易导致微观主体利益发生扭曲, 出现事与愿违的结果^[2]。因此, 厘清耕地保护的核心推动力, 选择正确有效的策略与路径推动耕地保护至关重要。

从要素禀赋视角来看, 耕地是中国农业生产的稀缺要素, 而农业劳动力要素则相对过剩^[3]。只有推动农业劳动力向第二、三产业流动, 提高农业劳动者的劳均增加值, 才能保障农户等微观主体的利益, 以此作为核心驱动力, 耕地保护方能事半功倍。分析非农就业如何通过调整农业劳动力结构影响耕地保护, 对中国实施高效的耕地保护措施具有重要的理论与现实意义。

梳理已有文献发现, 多数学者普遍关注非农就业对农业生产与土地利用的影响, 而对于非农就业能否促进耕地保护这一问题尚无定论。部分学者认为, 非农就业可能通过削弱农业劳动力投入导致经营规模缩小、耕地撂荒甚至土地抛荒等问题^[4]。这类研究多基于劳动力迁移减少农业生产要素投入的逻辑, 强调非农就业可能通过减少农业劳动力, 降低土地利用强度, 进而引发耕地的非生产性利用、闲置或撂

收稿日期: 2026-01-09; 修回日期: 2026-04-17

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“耕地数量、质量、生态‘三位一体’保护制度体系构建及政策研究”(24&ZD101); 国家自然科学基金青年科学基金项目“中国现代化进程中粮食市场各利益主体价格风险承受能力的政策模拟研究”(72403016)

作者简介: 倪国华, 北京工商大学经济学院教授、博士生导师; 张立, 北京工商大学经济学院博士研究生; 王赛男, 北京工商大学马克思主义学院副教授, 通信作者。

荒问题。然而,另一部分学者认为,非农就业并非导致耕地撂荒的决定性因素。基于土地分配视角,非农就业有助于缓解人口与土地之间的结构性矛盾,促进土地向具备比较优势的经营主体集中,在避免耕地闲置撂荒的同时,提高农业生产的专业化水平与整体效率^[5-6]。

在非农就业对耕地保护影响结论分化的背景下,学术界开始关注相关制度安排和生产组织方式的作用。在农业社会化服务与土地流转方面,既有研究系统分析了外包等社会化服务与土地流转对农业生产效率及耕地保护的影响^[7-8]。农业社会化服务能够通过提高专业化程度、引入先进技术和规模化生产组织,推动农户农业经营规模扩张和经营效率提升,从而为耕地利用结构的优化创造条件。农业社会化服务的多样性与普及性能够促进农户采纳绿色可持续农业生产方式,从而保护耕地^[9]。针对土地流转,既有研究普遍认为土地流转能够促进耕地向具备经营能力和长期投入意愿的主体集中,有助于改善农业生产组织方式,从而提高耕地利用效率和质量^[10-12]。土地流转能够推动农业生产的集约化和规范化经营,提高农机、化肥和农药等生产要素的合理配置水平,降低单位耕地面积的资源消耗和环境压力,从而保护耕地。并且,稳定的土地流转关系有助于增强经营主体的长期收益预期,激励其采取保护耕地行为。

总体来看,尽管学术界对非农就业能否促进耕地保护尚存争议,但对农业社会化服务与土地流转在促进耕地保护方面的积极作用已形成相对一致的认识。进一步梳理相关文献可以发现,现有研究仍存在以下不足:第一,现有研究主要从耕地数量出发,探究非农就业对耕地撂荒或退出的影响,而对耕地质量与生态的讨论相对有限;第二,现有研究尚未将农业生产方式与要素配置结构转变纳入统一理论框架中,未能揭示非农就业对耕地数量、质量、生态“三位一体”保护成效的影响。

对此,本文利用中国土地经济调查数据,系统考察非农就业对耕地保护的影响及其作用机制,并提出针对性的对策建议。本文可能的边际贡献主要有以下三个方面:第一,从耕地数量、质量、生态“三位一体”保护出发,为非农就业对耕地质量及生态保护的影响提供经验证据,拓宽现有文献以数量变化为主的研究视角;第二,将农业社会化服务与土地流转纳入非农就业与耕地保护的统一理论分析框架中,深入揭示非农就业通过外包服务和土地流转影响耕地保护的内在作用机制,系统阐释非农就业如何通过改变农业生产方式和要素配置结构影响耕地保护;第三,进一步分析相关效应在不同条件下的异质性,揭示了不同空间就业距离、经营规模和基础禀赋下非农就业对耕地保护的影响,为制定针对性的耕地保护对策提供参考。

二、理论分析与研究假设

耕地兼具公共物品和私有财产的双重属性。作为公共物品,耕地是国家粮食生产的关键资源。耕地保护具有显著的长期正外部性,其重要性不言而喻^[13-14]。作为财产,耕地是农户的重要生产资料和收入来源,与农户家庭生计息息相关。农户既是耕地权利人,也是理性经济人。根据理性选择理论,农户是在既定制度环境和资源约束下,以追求家庭整体效用最大化为目标的理性决策主体^[15]。农户在就业与生产决策中,会结合自身资源禀赋、社会环境和他人经验等信息,综合权衡收入稳定性、生计风险以及耕地长期生产能力等因素。根据国际经验,依托规模化经营与技术应用有效降低生产成本,才能提高农业生产效率,激励农户保护耕地^[16-17]。然而,中国的耕地资源条件有限,农业劳动力规模较为庞大,比例远超5%。中国农业劳动者的劳均增加值远低于其他行业,农业收入的比较劣势明显^[18]。在此现实背景下,非农就业不仅是农户优化家庭劳动结构、缓解资源约束作出的理性选择,更是中国农业劳动力配置与耕地保护之间的重要调节机制。非农就业能够在不突破土地制度约束的前提下,对耕地利用与保护产生积极影响。

具体而言,非农就业通过改变农业生产的要素配置与经营方式,为耕地保护提供了重要支撑^[19]。其一,非农就业增加了农户家庭的资本积累,避免了农户因短期生计压力而过度透支耕地,从而提高农户长期投入和保护耕地的意愿,保障耕地的长期可持续利用。其二,农户家庭劳动力减少使得合作外包与

机械化作业等经营方式成为理性选择,这不仅缓解了劳动力约束,也客观促进了农药减量、机械化深耕等耕地保护行为^[20]。在此基础上,不同耕地经营模式下的耕地利用与保护行为,可视为农户理性选择的结果,具体分为三类:一是“全耕职业”模式,即农户家庭成员全职从事农业生产,农户完全依赖农业收入。在当前中国农业劳均增加值不高的背景下,“全耕职业”家庭收入单一、风险承载力有限,当面对生计压力时,常通过增加化学要素投入或过度使用耕地来弥补收入不足,追求短期收益最大化成为农户的理性选择,从而忽视耕地保护。二是“半工半耕”模式,即部分家庭成员外出务工进行非农就业,剩余家庭成员从事农业生产^[21]。相比“全耕职业”,该模式下非农就业为农户提供了稳定的收入来源,使其在农业生产中摆脱短期收益约束,能够对耕地长期生产能力进行权衡,进而提高耕地保护行为的概率。三是“全工流转”模式,即农户将所有耕地流转给其他农户。一方面,农户自身可以获得稳定的租金收益,并降低直接经营耕地所面临的风险;另一方面,承接流转耕地的农户实现规模化经营,通过规范化机械作业等行为,保护耕地质量^[22-23]。在“半工半耕”与“全工流转”模式中,追求耕地长期收益最大化是农户的理性选择,是耕地保护不可或缺的推动力。

据此,本文提出假设1:非农就业有助于促进耕地保护。

对于非农就业促进耕地保护的机制,本文认为可能存在以下两条路径。

第一,促进外包服务。非农就业推动大量农业劳动力向第二产业和第三产业转移,改变了农户家庭的要素禀赋结构,提高了农业劳动力的稀缺性。这不仅促使农村剩余的“职业农民”在生产经营方式上重新作出理性选择与调整,也推动了机械制造业和社会服务业的发展。依据诱致性技术变迁理论,技术进步的方向并非外生给定,而是对相对稀缺要素的理性响应。当农业劳动力要素趋于稀缺时,会诱使农户等生产主体采取节约劳动、提高劳动生产率的技术路径^[24-25]。此外,在中国存在大量“小农”的现实条件下,单个农户往往面临规模不足和资金约束而难以直接购买大型农机设备或独立引入先进技术。相比之下,农业社会化服务所提供的外包服务通过专业化组织将机械设备、技术能力与管理经验进行集中供给,以相对低廉的成本向农户提供“可分割、可获取”的劳动节约型技术,成为农户优化家庭生产结构的理性选择^[26]。农户在农业生产过程中使用外包服务,实质上是通过市场化方式引入技术生产要素,推动农业生产由家庭劳动力自给向专业化分工和精细化管理转变,从而提高资源配置效率和耕地利用效率。外包服务的专业化作业和标准化操作能够有效抑制高强度、低效率的投入行为,减少农药化肥等化学要素的过度使用,从而实现对耕地的长效保护^[27]。因此,非农就业通过诱导农业技术和服务模式向节约劳动力的方向演进,并借助外包服务等农业社会化服务,促进了农户耕地保护行为。

第二,推动土地流转。改革开放以来,中国逐渐形成以农户家庭承包为基础,承包地“所有权、承包权、经营权”三权分置的农地产权制度。这一制度安排在稳定农户土地承包预期的同时,也为耕地经营权的市场化流转提供了制度基础,是推动农业现代化、建设农业强国的重要保障^[28]。随着中国经济快速发展,第二、三产业的劳均增加值逐渐提高,部分农业劳动者进城务工、向非农部门转移,这一行为成为农户优化家庭生计结构的理性选择。从事非农就业的农民仍保有耕地承包权,可根据需求放弃相对收益不足的分散耕地经营,通过土地流转将耕地经营权转移给具备农业生产比较优势的农户或新型农业经营主体,从而推动农业经营由分散化向规模化转型,使农业生产在更大经营规模上实现要素集约配置,形成规模效应^[29]。规模化经营为标准化、规范化和机械化作业提供了必要条件,进而保护耕地。一方面,统一作业和集中管理减少了重复投入和粗放使用行为,降低了化学要素和能源的消耗;另一方面,规模主体在生产决策中更加重视土地的长期生产能力和生态功能,倾向于维护耕地质量与生态^[30-31]。因此,非农就业通过土地经营权合理流转,促使耕地向具备规模经营优势的主体集中,提升耕地利用效率和可持续性,进而促进耕地保护。

据此,本文提出假设2:非农就业通过外包服务和土地流转两条路径促进耕地保护。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据主要来源于中国土地经济调查 (China Land Economic Survey, CLES) 数据库^[32]。CLES 项目由南京农业大学人文社科处于 2020 年发起, 并由金善宝农业现代化研究院提供调查支持。该项目依托江苏省农村固定观察点平台, 自 2020 年起在江苏省开展基线调研, 旨在为中国“三农”研究提供高质量的微观数据支撑。CLES 调查问卷内容涵盖土地市场、农业生产、乡村产业、生态环境、脱贫攻坚、农村金融等多个领域, 能够反映农业产业发展、农村地区经济、农民生产生活等多维特征。调查采用概率比例规模抽样 (Probability Proportionate to Size Sampling, PPS) 与不等概率抽样相结合的设计, 通过一对一入户访问的方式填写问卷, 以确保样本的代表性和数据质量。具体而言, 项目在江苏省 13 个地级市中抽取 26 个调研区县 (每个地级市抽取 2 个样本区县), 再从每个区县抽取 2 个样本乡镇, 每个乡镇抽取 1 个行政村, 最后在每个村简单随机抽取约 50 户农户作为调查对象。2020 年基线调查共覆盖 52 个行政村, 合计 2 600 余户农户。2021 年, CLES 项目在江苏省 12 个地级市开展了追踪调查, 平均样本追踪率为 63.8%。对于未能追踪到的样本, 调查团队按照原样本量在同村随机抽取其他农户予以补充, 以保持样本规模稳定。结合本文研究所需的相关指标, 本文对 2020 年和 2021 年两年调查数据进行整合, 形成一个混合截面数据集。根据 CLES 数据说明, 地块相关信息来自农户承包经营面积最大的一块地 (相邻连片地块视为同一块地)。在剔除关键信息缺失或存在明显异常的样本后, 最终得到 1 654 份有效问卷, 为本文的样本量。

(二) 模型构建

为系统检验非农就业对耕地保护的影响, 本文基于中国土地经济调查 (CLES) 2020 年和 2021 年两年混合截面数据, 设定如下基准回归模型:

$$CQ_i = \alpha_0 + \alpha_1 NFP_i + \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i1} \quad (1)$$

在模型 (1) 中, CQ_i 为被解释变量耕地保护, 使用是否对农户 i 承包的耕地实施保护行为来衡量; NFP_i 为核心解释变量非农就业, 使用农户 i 的非农就业状况衡量; \mathbf{X}' 为控制变量向量, 涵盖农户特征、户主特征以及地块特征等维度; ε_{i1} 为随机扰动项。

结合前述理论分析, 为检验外包服务和土地流转的作用路径, 借鉴江艇^[33] 提出的两步法, 本文构建如下机制检验模型:

$$OS_i = \beta_0 + \beta_1 NFP_i + \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_{i2} \quad (2)$$

$$SM_i = \delta_0 + \delta_1 NFP_i + \mathbf{X}'\boldsymbol{\delta}_2 + \varepsilon_{i3} \quad (3)$$

在模型 (2) 中, OS_i 表示农户 i 承包地是否使用了农业外包服务, 用以刻画外包服务的机制路径。本文不仅探讨了整个生产过程是否使用外包服务, 还对不同外包服务进行分类分析, 通过是否使用犁地、育秧、栽种、喷洒农药和收获外包服务的具体表现, 以细化外包服务的机制效应。在模型 (3) 中, SM_i 表示农户 i 承包地是否流转, 本文分别从农户个体和所在村庄两个层面的耕地流转规模, 进行机制验证。 β_0 和 δ_0 为常数项, β_1 、 β_2 、 δ_1 、 δ_2 为待估计系数, ε_{i2} 和 ε_{i3} 为随机扰动项, 其余变量与模型 (1) 一致。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

作为推进耕地保护的重要举措, 秸秆还田的耕地质量保护与耕地生态修复效果显著^[34-36]。理论上, 秸秆还田增加了土壤有机质与土壤有机碳含量, 改善了土壤理化性质, 提高了耕地质量; 同时, 秸秆还田还提高了土壤微生物的多样性, 有利于稳固耕地的生态系统, 从而改善耕地生态^[37]。现实中, 秸秆还田是能够被观察和记录的农户行为, 能够在微观调查数据集中体现。政策上, 近年来中央对农作物秸秆综合利用工作给予支持, 并将“推进秸秆科学还田”作为重点任务之一。2025 年中央一号文件在“加强农村生态环境治理”的内容中指出“支持秸秆综合利用”。因此, 本文参考邹等 (Zou et al.) 的研究思路^[38], 以农作物生产环节中是否实施秸秆还田作为耕地保护 (CQ) 的代理变量。具体而言, 在调查年度中, 若农

户承包耕地在生产环节中采取了秸秆还田措施,无论是自家经营还是流转给其他农户经营,也无论是通过购买专业外包服务还是依靠自家机械完成作业,均视为实施了耕地保护, CQ 取值为 1; 否则, CQ 取值为 0。

2. 解释变量

非农就业已成为农民增收的重要途径,是农民重要的就业选择,对如期完成脱贫攻坚目标、巩固拓展脱贫攻坚成果并持续推进共同富裕具有显著的推动作用^[39-40]。伴随城乡要素流动加快和农村劳动力结构调整,非农就业不仅增加了农户收入,还通过改善农村人地资源配置和拓展城乡社会网络,为农业可持续发展与乡村振兴提供了新的动力来源。基于中国土地经济调查(CLES)数据,非农就业类型主要包括自营、受雇稳定工作、打零工等多种非农业劳动,本文将调查年度内农户全部劳动力从事非农工作的天数与其全年工作总天数的比值,作为核心解释变量非农就业(NFP)的代理变量。该比值能够较为全面地反映农户家庭劳动力从事非农工作的强度,较好地刻画农户非农就业的整体参与程度。

3. 控制变量

为减少潜在遗漏变量所带来的估计偏误,借鉴已有研究^[41-42],本文在模型中纳入了农户特征、户主特征以及地块特征等多维度控制变量。在农户特征方面,本文纳入了农户年收入、农户年支出、政府补贴和是否干部家庭等变量,分别用调查年度中农户基本收入总金额、农户支出总金额、当年农户获得的政府农业补贴总金额,以及当年农户是否存在担任干部职务的成员来表征。在户主特征方面,本文纳入了户主性别、户主年龄、户主文化程度和户主农业技术经验等变量,分别通过调查年度中户主性别虚拟变量、户主的实际年龄、户主在校受教育年限以及户主是否接受过农业技术教育或培训来表征。在地块特征方面,本文纳入了承包耕地总面积、耕地地块总数、耕地碎片化等变量,分别使用调查年度中农户承包的耕地总面积、农户经营耕地的地块总数以及农户经营的耕地中不足 1 亩(约 666.67 平方米)的地块数来表征。这些维度的控制变量能够充分反映农户家庭的经济资源情况、户主的人力资本水平和决策能力以及耕地规模和生产环境,有效提高模型估计的准确性。

此外,鉴于本文所使用的数据为两期混合截面数据,为控制区域和时间层面的潜在影响,模型进一步引入了区域控制变量和时间控制变量。具体而言,区域控制变量以县级行政单位的标识码进行表征。县域作为中国基层治理的核心主体,不仅是推动乡村振兴战略的基本实施单位,也是统筹城乡关系、保障农业发展的重要主体^[43-44]。时间控制变量则采用年份刻画。主要变量描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计结果

变量名称	变量说明	样本量	均值	标准差
耕地保护	在生产环节是否对农户承包耕地(无论是自家经营还是流转给其他农户经营)进行秸秆还田,是=1,否=0	1 654	0.707 4	0.455 1
非农就业	农户全部成员从事非农工作天数与劳动总天数之比	1 654	0.611 1	0.358 9
农户年收入	农户的基本收入总金额,加 1 取对数处理,单位:元	1 654	7.333 4	3.641 3
农户年支出	农户支出总金额,加 1 取对数处理,单位:元	1 654	10.219 4	0.841 3
政府补贴	农户获得的政府农业补贴的总金额,加 1 取对数处理,单位:元	1 654	6.026 4	2.181 1
是否干部家庭	农户是否存在担任干部职务的成员,是=1,否=0	1 654	0.137 2	0.344 2
户主性别	户主的性别,男=1,女=0	1 654	0.927 4	0.259 5
户主年龄	户主的实际年龄,单位:岁	1 654	62.136 6	9.643 5
户主文化程度	户主在校受教育年限,单位:年	1 654	6.964 9	3.604 3
户主农业技术经验	户主是否受过农业技术教育或培训,是=1,否=0	1 654	0.331 3	0.470 8
承包耕地总面积	农户承包的耕地总面积,加 1 取对数处理,单位:亩	1 654	1.785 7	0.544 1
耕地地块总数	农户经营耕地的地块总数,单位:块	1 654	8.370 9	53.133 1
耕地碎片化	农户经营的耕地中不足 1 亩的地块数,单位:块	1 654	1.994 6	9.576 5

四、实证分析

(一) 基准回归

基于 CLES 两期混合截面数据, 本文通过模型 (1) 检验非农就业对耕地保护的影响。由于耕地保护变量是二元虚拟变量, 基准回归使用 Probit 模型进行估计。在已有控制变量的基础上, 模型同步纳入了区域控制变量和时间控制变量, 以考察模型的稳定性。同时, 为进一步提升结果的可信性, 本文采用 Logit 模型和 OLS 模型作为对照方法进行验证, 结果如表 2 所示。

表 2 列 (1)—列 (3) 报告了 Probit 模型的边际效应, 列 (4) 和列 (5) 分别报告了 Logit 模型的边际效应和 OLS 模型的估计系数。其中, 列 (1) 未加入区域控制变量, 列 (2) 未加入年份控制变量。实证结果显示, 无论采用何种估计方法, 非农就业对耕地保护影响的回归系数均显著为正, 说明非农就业对耕地保护具有促进作用, 假设 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
非农就业	0.099 9 ^{***} (3.328 5)	0.101 1 ^{***} (3.283 7)	0.108 1 ^{***} (3.600 8)	0.109 9 ^{***} (3.588 4)	0.094 7 ^{***} (3.071 4)
家庭年收入	-0.001 6 (-0.525 8)	-0.001 5 (-0.452 2)	-0.000 7 (-0.213 5)	-0.000 6 (-0.176 5)	-0.001 2 (-0.372 3)
家庭年支出	0.005 9 (0.427 1)	0.008 7 (0.620 8)	0.006 9 (0.508 4)	0.005 9 (0.433 8)	0.014 8 (1.054 3)
政府补贴金额	0.019 6 ^{***} (3.832 9)	0.024 6 ^{***} (4.648 4)	0.020 7 ^{***} (3.982 5)	0.020 2 ^{***} (3.922 0)	0.026 2 ^{***} (4.458 6)
是否干部家庭	-0.002 0 (-0.062 0)	0.007 7 (0.232 1)	0.011 0 (0.335 4)	0.011 6 (0.351 6)	0.008 0 (0.244 0)
户主性别	-0.006 8 (-0.163 2)	-0.002 6 (-0.060 6)	0.002 1 (0.049 7)	0.005 3 (0.123 9)	0.012 2 (0.287 4)
户主年龄	-0.000 4 (-0.345 9)	-0.000 3 (-0.229 1)	0.000 3 (0.246 9)	0.000 3 (0.202 2)	-0.000 1 (-0.101 9)
户主文化程度	-0.0012 (-0.375 0)	-0.001 7 (-0.492 5)	-0.000 3 (-0.089 0)	-0.000 8 (-0.233 4)	-0.001 2 (-0.342 4)
户主农业技术经验	-0.023 9 (-0.990 6)	-0.007 0 (-0.283 9)	-0.000 8 (-0.034 1)	0.001 8 (0.075 3)	0.008 2 (0.328 4)
承包耕地总面积	0.043 0 [*] (1.954 2)	0.030 8 (1.234 1)	0.030 9 (1.268 3)	0.028 4 (1.152 3)	0.049 0 ^{**} (2.105 7)
耕地地块总数	0.008 7 ^{***} (2.751 9)	0.008 6 ^{***} (2.969 7)	0.009 0 ^{***} (3.146 1)	0.010 1 ^{***} (3.378 2)	0.000 2 ^{**} (2.445 7)
耕地碎片化	-0.005 0 (-0.985 2)	-0.005 2 (-1.205 5)	-0.006 1 (-1.431 2)	-0.007 3 (-1.436 2)	0.001 2 [*] (1.737 7)

表2(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常数项					0.166 6 (0.827 8)
区域控制变量	未控制	控制	控制	控制	控制
年份控制变量	控制	未控制	控制	控制	控制
样本量	1 654	1 654	1 654	1 654	1 654

注: Probit 模型与 Logit 模型对应变量的边际效应, OLS 模型对应变量的估计系数; 括号中, Probit 回归与 Logit 回归对应为 z 值, OLS 回归对应为 t 值; ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

(二) 内生性分析

考虑到基准模型的估计结果可能因反向因果问题而存在内生性偏误, 本文采用工具变量法进行检验, 结果如表 3 所示。参考既有研究工具变量的选取思路^[45-46], 本文选取同年同村其他农户非农就业均值作为工具变量, 以缓解模型潜在的内生性问题。一方面, 农村非农就业机会往往依托熟人介绍、社会网络和集体外出等渠道形成, 同村农户在就业信息获取与就业路径选择上相似, 同村其他农户的非农就业参与度能够通过示范效应和信息扩散效应, 降低个体农户非农就业搜寻成本, 从而提高非农就业概率, 说明该工具变量与非农就业具有相关性。另一方面, 对于农户的承包地, 其他农户既不拥有该耕地的承包权, 也不参与其经营权归属的决策, 因此不直接影响该农户承包地的耕地保护结果, 说明该工具变量具有排他性, 满足工具变量的要求。表 3 列 (1) 报告

表 3 内生性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
工具变量		0.333 5*** (4.059 7)	
非农就业	1.846 4*** (3.581 3)		1.958 7*** (3.650 9)
控制变量	控制	控制	控制
区域控制变量	控制	控制	控制
年份控制变量	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计值		16.181 4***	
第一阶段 F 值		16.480 9***	
样本量	1 653	1 653	1 653

注: IVprobit 回归中括号内为 z 值; 2SLS 回归中, 第一阶段括号内为 t 值, 第二阶段括号内为 z 值。

了 IVprobit 模型的边际效应结果, 列 (2) 报告了 2SLS 模型的估计结果, 其中第一阶段回归中 F 统计值大于 10, 说明工具变量选取不存在弱工具变量问题, Kleibergen-Paap rk LM 统计值显著拒绝原假设, 排除了不可识别工具变量问题。内生性分析结果表明工具变量估计结果与基准结果保持一致, 即非农就业对耕地保护的影响依然显著为正, 说明非农就业促进耕地保护的结论是稳健的。

(三) 稳健性检验

本文进行了一系列稳健性检验。(1) 替换代理变量。在原有“是否进行秸秆还田”的基础上, 增加了“是否使用低毒低残留农药”的判别条件: 仅当在生产环节中对农户承包地采取秸秆还田措施的同时使用低毒低残留农药, 才被认定为实施了严格的耕地保护; 若两者仅满足其一或均未采取, 则视为未满足严格的耕地保护。(2) 聚焦水稻种植户。为避免不同作物类型可能引致的估计偏差^[47], 本文将研究对象限定为水稻种植户, 进行稳健性检验。(3) 筛选灌溉条件。筛选出具备灌溉条件的样本进行稳健性检验。(4) 调整样本组合。借鉴钱龙等^[48]的研究思路, 本文选取已成功追踪的样本构建两期平衡面板数据, 引入个体农户固定效应进行再检验。上述稳健性检验的结果 (限于篇幅不再详细报告, 留存备索) 均说明基准回归结果是可靠的。

(四) 外部有效性检验

考虑到 CLES 微观数据中关于耕地保护的相关指标仅有 2020 年与 2021 年两期, 本文基于 2020—2023 年中国省级面板数据, 从宏观层面对非农就业与耕地保护之间的关系进行外部有效性检验。

中国单位面积农药使用量约为全球平均水平的 4 倍^[49], 耕地保护势必要进行农药减量。对此, 本文基于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》数据, 以 29 个省(自治区、直辖市)为研究对象(新疆、西藏由于数据缺失较多, 未纳入), 从农药减量的视角, 通过个体和时间双向固定效应回归模型, 分析非农就业对耕地保护的影响。其中, 耕地保护用单位面积农药使用量表征, 表达式为农药使用量(吨)与农作物总播种面积(千公顷)的比值加 1 取对数, 属于逆向指标; 非农就业用第二、三产业乡村就业人员数比重表征, 表达式为 $1 - (\text{第一产业乡村就业人员数} / \text{乡村就业人员数})$, 回归结果如表 4 所示。其中, 控制变量分别为农用机械总动力(万千瓦)、农用化肥施用量(万吨)、粮食总产量(万吨)、农林牧渔业总产值(万元)、人均地区生产总值(元)、财政一般预算支出(亿元)、城镇化率(城市人口所占比率, %)。除城镇化率外, 其他控制变量均加 1 取对数处理; 列(1)使用稳健标准误, 列(2)使用个体聚类稳健标准误。结果表明, 非农就业均能够降低单位面积农药使用量, 说明非农就业对耕地保护具有积极促进作用。

综上所述, 本文通过 2020—2023 年省级面板数据进行外部有效性检验: 一方面, 从宏观层面验证了非农就业促进耕地保护的结论, 增强了基准回归中微观结果的外部有效性与稳健性; 另一方面, 也弥补了 CLES 数据的局限性, 为非农就业促进耕地保护提供了更为全面的证据支持。

表 4 外部有效性检验回归结果

变量	(1)	(2)
非农就业	-0.7607** (-2.1606)	-0.7607** (-2.1025)
控制变量	控制	控制
年份固定变量	控制	控制
个体固定变量	控制	控制
样本量	116	116

(五) 机制分析

在上述研究基础上, 本文进一步检验非农就业影响耕地保护的作用机制。理论上, 非农就业可能通过两条路径发挥作用: 第一, 非农就业导致劳动力从农业向非农产业转移, 促使农村劳动力发生再分配。由于农业劳动力减少, 农户倾向于通过购买农业外包服务来替代, 从而提升农业生产的专业化程度与技术水平, 进而提高了耕地保护的质量。第二, 非农就业推动农村土地要素在不同农户之间重新配置, 通过土地流转与规模化经营, 形成了更强的资源整合效应和规模经济效应, 有助于降低耕地保护成本、提高耕地保护收益率, 从而推动农户承包耕地受到保护。

表 5 列(1)—列(6)报告了“外包服务”机制的回归结果。由于外包服务变量均为二元虚拟变量, 本文使用 Probit 模型进行估计。结果显示, 非农就业对外包服务的边际效应显著为正, 表明非农就业提升了农户承包地在农业生产环节进行外包服务的可能性。进一步细分外包服务类型发现, 非农就业促进了犁地外包服务和收获外包服务, 这说明非农就业主要通过影响劳动强度高、时间窗口紧且高度依赖机械化的关键生产环节促进耕地保护。犁地和收获环节对作业时效性和机械化水平要求较高, 非农就业促使农户通过外包服务来降低农业生产的机会成本, 并通过引入更规范、更专业的作业方式, 改善耕地质量与生态。其他环节具有一定的时间可调节性, 其外包决策更多受技术习惯等因素影响, 非农就业的边际作用相对有限。

表5列(7)和列(8)分别从农户层面和村庄层面呈现“土地流转”机制的回归结果。鉴于土地流转变量为连续变量,本文采用OLS模型进行分析。结果显示,非农就业对农户与村庄耕地流转规模影响的回归系数均显著为正。一方面,非农就业提高了农业劳动者的劳均增加值,部分非农就业农户将承包地经营权流转给其他农户或新型农业经营主体,扩大了农户的土地流转规模。土地流转后的耕地在经营方式、技术投入和生产管理上更加专业化、规范化和规模化,从而使得流转耕地得到保护。另一方面,非农就业的普遍化推动了土地流转向集体化和制度化转变,形成较大的村庄土地流转规模。村庄流转规模的扩大有助于推动规模经营、社会化服务供给和农业治理机制的完善,最终对农户承包地的耕地保护产生正向影响。假设2得到验证。

表5 机制分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
非农就业	0.064 5*** (3.088 8)	0.118 4*** (3.742 9)	0.019 2 (0.697 0)	0.010 3 (0.309 6)	-0.023 8 (-1.069 0)	0.067 0*** (2.608 7)	0.100 1** (2.535 9)	0.148 2** (1.981 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 563	1 636	1 575	1 624	1 612	1 635	1 654	1 531

注:列(1)—列(8)被解释变量分别为外包服务、犁地、育秧、栽种、喷洒农药、收获服务、农户流转、村庄流转。

(六) 异质性分析

1. 非农就业类型

农业生产与耕地利用具有显著的空间依附性,往往依赖农户直接参与。非农就业是否导致农业劳动者与耕地在空间上的实质性分离,成为影响耕地经营方式和耕地保护的重要条件变量。基于此,本文从非农就业类型出发,通过农户在本县内从事非农工作天数与劳动总天数之比与农户在本县外从事非农工作天数与劳动总天数之比,区分本地非农就业与外地非农就业,对非农就业类型影响耕地保护的异质性进行分析,结果见表6列(1)和列(2)。结果显示,外地非农就业对耕地保护的边际效应显著为正,而本地非农就业对耕地保护的边际效应不显著。这说明非农就业并非仅通过单纯的收入效应影响耕地保护,其作用关键在于是否引发了农户经营行为和耕地经营主体的实质性转变。相比于本县内通勤的本地非农就业,跨县异地非农就业意味着农业劳动者与耕地在空间上高度分离,农户难以长期直接参与农业生产,更倾向将承包地经营权流转给“职业农民”,通过规模化、专业化的经营方式改善耕地质量与生态,进而保护耕地。

2. 经营规模

农户经营规模是影响农业生产方式和要素配置结构的关键因素。在非农就业影响下,不同经营规模农户对劳动力转移的响应方式可能存在差异。对此,本文以样本农户耕地经营规模的中位数为分界点,将经营规模低于中位数的样本划分为相对较小的经营规模组别,将经营规模等于或高于中位数的样本划分为相对较大的经营规模组别,结果见表6列(3)和列(4)。结果显示,当经营规模相对较大时,非农就业对耕地保护的边际效应显著为正,而当经营规模相对较小时,该边际效应不显著。对于经营规模较小的农户,非农就业可能更多表现为家庭劳动者时间分配的调整,并未改变农业生产方式和要素配置结构,难以提高长期耕地保护投入。对于经营规模较大的农户,其土地规模为农业生产方式的调整提供了现实基础,农业社会化服务与机械化作业便利程度更高,农业生产组织结构更容易转变,进而提高农业投入的规范性和资源配置效率。此外,规模效应有助于降低耕地保护的成本投入,提升耕地长期保护与改良的经济可行性,这使得非农就业对耕地保护的正向影响更为明显。

3. 道路可达性

从耕地禀赋视角出发, 道路可达性不仅影响农机进入耕地的难易程度, 也直接关系到农业社会化服务的供给成本。本文以样本农户承包地距离水泥道路距离的中位数为分界点, 将低于中位数的样本划分为承包地距离水泥道路相对较近的组别, 将等于或大于中位数的样本划分为承包地距离水泥道路相对较远的组别, 结果见表6列(5)和列(6)。结果显示, 当农户承包地距离水泥道路相对较近时, 农户非农就业对耕地保护的边际效应显著为正, 而当农户承包地距离水泥道路相对较远时, 农户非农就业对耕地保护的边际效应不显著。良好的道路条件能够显著降低农业生产的运输成本和交易成本, 并通过引入农业社会化服务和机械化作业等方式实现劳动要素向资本和技术要素的替代。这有助于提高农业生产的规范化水平和资源配置效率, 减少化肥农药等化学品的过量投入, 促进耕地的长期保护。

表6 异质性分析回归结果

变量	非农就业类型		经营规模		道路可达	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
非农就业	0.036 7 (1.182 8)	0.080 2** (2.423 8)	0.058 4 (1.240 3)	0.165 4*** (4.263 0)	0.160 8*** (3.531 3)	0.060 8 (1.550 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 654	1 654	809	839	753	898

注: 列(1)和列(2)分别为本地非农就业样本和外地非农就业样本; 列(3)和列(4)分别为经营规模相对较小样本和经营规模相对较大样本; 列(5)和列(6)分别为承包地距离水泥道路相对较近样本和承包地距离水泥道路相对较远样本。

五、结论与建议

耕地保护是保障国家粮食安全和维护经济社会稳定的必然要求。厘清非农就业对耕地保护的影响及其内在机理对实现农业现代化、推动农业强国建设具有重要的理论与现实意义。本文从要素配置调整的视角出发, 基于中国土地经济调查混合截面数据, 分析了非农就业对农户承包耕地保护的影响, 并深入探究了其作用机制及异质性影响。研究结论如下: 第一, 非农就业对农户承包耕地的保护行为具有正向影响。在进行内生性分析和替换核心代理变量、聚焦水稻种植户、筛选灌溉条件、调整样本组合、更换数据源等稳健性检验后, 结论均保持稳健。第二, 机制分析表明, 非农就业主要通过外包服务与土地流转两条途径推动耕地保护。一方面, 非农就业提高了农户对农业社会化服务的依赖程度, 推动耕地生产向专业化和高效率方向发展。特别是对机械化依赖程度较高的犁地与收获环节, 其外包作用更为明显。另一方面, 非农就业通过促进土地流转, 推动耕地向具备经营能力和长期投入意愿的主体集中, 改善农业生产组织方式。第三, 异质性分析发现, 非农就业对耕地保护的促进效应在不同农户与土地禀赋条件下存在明显差异。具体而言, 异地非农就业对耕地保护的促进作用更明显, 表明空间分离距离加深了农户通过要素配置实现耕地保护的动机; 在经营规模较大的农户中, 非农就业有助于通过规模化与专业化经营提升耕地保护成效; 对于道路可达性较好的承包地, 其承包农户非农就业对耕地保护的正向作用更为突出。

基于上述发现, 本文提出以下政策建议:

第一, 以生产方式转型为核心, 推动农业要素从家庭内人工配置向社会化服务配置转变。非农就业能否促进耕地保护, 关键在于其能否推动农业生产方式由以家庭劳动力为核心的内部要素配置, 转向以机械化和社会化服务为支撑的外部要素配置。随着农业劳动力持续向非农部门转移, 农户在生产决策中

更加依赖犁地、收获等关键环节的外包服务,通过引入现代生产要素实现劳动替代与技术升级,以改善耕地利用方式实现耕地保护。对此,应顺应生产方式转型趋势,重点支持能够改变要素投入结构的社会化服务,引导农业生产从家庭高强度人工与化学投入,向机械化、规范化和标准化作业的服务供给投入转变,以政策化方式助推非农就业带来的耕地保护效应。

第二,面向异地非农就业,完善土地流转制度,打通要素跨空间配置便利通道。异地非农就业提高了农户长期进行农业生产的机会成本,使其更倾向于将承包地经营权流转给具备长期持续投入能力的经营主体,自身实现农业生产要素的退出与再配置。对此,应将长期异地非农就业农户作为土地流转政策的重点对象,通过简化流转程序、规范合同文本、完善流转信息服务平台,增强异地非农就业农户参与土地流转的可操作性,降低其因空间分离带来的制度摩擦成本,使其能够在不直接参与农业生产的情况下,仍通过转出承包地经营权的方式进行要素再配置,以实现农户承包的持续利用与有效保护。

第三,从行政管控保护走向激励相容治理,构建长期稳定的耕地保护治理体系。在大规模非农就业和农业生产方式深刻变革的背景下,单纯依靠行政红线和刚性管控既难以长期调动农户和新型经营主体参与耕地保护的积极性,也难以适应农业要素配置结构的动态调整。应将耕地保护目标嵌入农业生产利益结构中,构建以制度激励为核心、行政约束为底线的综合治理体系,以“保护即收益、破坏即成本”为行为导向,稳定农户收益预期,为国家粮食安全和生态文明建设提供更加可持续和可执行的制度支撑。

参考文献:

- [1] 赵晶,浦男萍,谢恩怡,等. 面向中国式现代化的耕地保护与治理:基本遵循、内在逻辑与实现路径[J]. 中国土地科学,2025,39(4): 1-11.
- [2] 倪国华,张立. 耕地“三位一体”保护制度的现实困境、理论逻辑和实施路径[J]. 贵州大学学报(社会科学版),2025,43(4):20-26.
- [3] 朱光磊,裴新伟. 中国农民规模问题的不同判断、认知误区与治理优化[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2021(6):127-138.
- [4] SUN J J, LI J, CUI Y. Does non-farm employment promote farmland abandonment of resettled households? Evidence from Shaanxi, China[J]. Land, 2024, 13(2): 129.
- [5] MA W Q, JIANG G H, ZHOU T, et al. Do decaying rural communities have an incentive to maintain large-scale farming? A comparative analysis of farming systems for peri-urban agriculture in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 397: 136590.
- [6] BAI X M, SHI P J, LIU Y S. Society: realizing China's urban dream[J]. Nature, 2014, 509(7499): 158-160.
- [7] 程长明,郭小燕,高强. 农业社会化服务能促进农户进行耕地质量保护吗?——基于10省、自治区2780份粮食种植户的调查数据[J]. 农村经济,2023(9):20-30.
- [8] 杨高第,张露. 农业生产性服务对农户耕地质量保护行为的影响——来自江汉平原水稻主产区的证据[J]. 自然资源学报,2022,37(7):1848-1864.
- [9] 卢华,陈仪静,胡浩,等. 农业社会化服务能促进农户采用亲环境农业技术吗[J]. 农业技术经济,2021(3):36-49.
- [10] 谢文宝,陈彤,刘国勇. 乡村振兴背景下农户耕地质量保护技术采纳差异分析[J]. 改革,2018(11):117-129.
- [11] 赵丹丹,周宏. 农村土地流转对农户耕地质量保护选择行为的影响研究[J]. 价格理论与实践,2017(11):54-57.
- [12] 赵晓颖,郑军,张明月. 乡村振兴战略下新型农业经营主体绿色生产行为研究——基于资本禀赋的水平、结构和互补性视角[J]. 农村经济,2022(1):89-97.
- [13] 王帅,颜廷武. 农业生产性服务何以促进农户耕地持久保护?——来自湖北省959份农户调查的微观证据[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(7):133-145.
- [14] MAO H, ZHOU L, YING R Y, et al. Time preferences and green agricultural technology adoption: field evidence from rice farmers in China[J]. Land Use Policy, 2021, 109: 105627.
- [15] 李谷成,冯德奎,张梓轩. 共同富裕背景下农村居民参与非农就业的幸福效应分析[J]. 食物经济与管理,2025(2):61-74.
- [16] 钟钰,巴雪真. 农业强国视角下“农民”向“职业农民”的角色转变与路径[J]. 经济纵横,2023(9):38-47.
- [17] KUZNETS S. Economic growth of nations: total output and production structure[M]. Cambridge, MA: Belknap Press, 1971.
- [18] 倪国华,王政杰. 中国式现代化、共同富裕与未来农业发展[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2025(1):41-53.
- [19] 钟甫宁,陆五一,徐志刚. 农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J]. 中国农村经济,2016(7):36-47.

- [20]高帆. 农业劳动生产率提高的国际经验与中国的选择[J]. 复旦学报(社会科学版), 2015, 57(1): 116-124.
- [21]夏柱智, 贺雪峰. 半工半耕与中国渐进城镇化模式[J]. 中国社会科学, 2017(12): 117-137, 207-208.
- [22]DAUM T, BIRNER R. Agricultural mechanization in Africa: myths, realities and an emerging research agenda[J]. *Global Food Security*, 2020, 26: 100393.
- [23]MOTTALEB K A, KRUPNIK T J, ERENSTEIN O. Factors associated with small-scale agricultural machinery adoption in Bangladesh: census findings[J]. *Journal of Rural Studies*, 2016, 46: 155-168.
- [24]RUTTAN V W. Induced innovation, evolutionary theory and path dependence: sources of technical change[J]. *The Economic Journal*, 1997, 107(444): 1520-1529.
- [25]郑旭媛, 徐志刚. 资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(1): 45-66.
- [26]陈哲, 李晓静, 夏显力. 参与环节外包对农户生产效率的影响研究——基于陕西省关中平原 887 户农户调研数据[J]. 农业技术经济, 2022(11): 131-144.
- [27]孔祥智, 李愿. 社会化服务推动农业强国建设的机理、实践与策略[J]. 改革, 2024(6): 83-92.
- [28]钱忠好, 牟燕. 乡村振兴与农村土地制度改革[J]. 农业经济问题, 2020(4): 28-36.
- [29]马国群, 吕丹阳, 谭砚文. 土地流转的节能减排效应及其机制[J]. 资源科学, 2024, 46(11): 2210-2224.
- [30]仇童伟, 罗必良. 流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”: 基于中国 29 省调查的证据[J]. 管理世界, 2022, 38(9): 96-113.
- [31]BRADFIELD T, BUTLER R, DILLON E, et al. The effect of land fragmentation on the technical inefficiency of dairy farms[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2021, 72(2): 486-499.
- [32]汪紫钰, 纪月清, 周力. 中国江苏省土地经济调查统计数据[J]. 农业大数据学报, 2023, 5(4): 138-143.
- [33]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.
- [34]程文龙, 韩上, 李敏, 等. 主要农作物秸秆养分资源现状及其肥料替代潜力分析——以安徽省为例[J]. 中国生态农业学报(中英文), 2020, 28(11): 1789-1798.
- [35]董莹, 王欢, 黄采妮. 农业社会化服务及其集成: 破解农户秸秆还田困境的机理与实证[J]. 中国农村经济, 2024(12): 44-64.
- [36]YANG X, SHANG G Y, DENG X Z. Increase or decrease? Impact of straw return on farmers' agricultural income in Jiangnan Plain, Central China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2025, 373: 123644.
- [37]HAN X, XU C, DUNGAIT J A J, et al. Straw incorporation increases crop yield and soil organic carbon sequestration but varies under different natural conditions and farming practices in China: a system analysis[J]. *Biogeosciences*, 2018, 15(7): 1933-1946.
- [38]ZOU K, TIAN J Y, ZHANG Y. Impacts of cultivated land protection practices on farmers' welfare: a dual quality and ecology perspective[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2025, 110: 107690.
- [39]王庶, 岳希明. 退耕还林、非农就业与农民增收——基于 21 省面板数据的双重差分分析[J]. 经济研究, 2017, 52(4): 106-119.
- [40]黄季焜. 加快农村经济转型, 促进农民增收和实现共同富裕[J]. 农业经济问题, 2022(7): 4-15.
- [41]SCHREINEMACHERS P, GROVERMANN C, PRANEETVATAKUL S, et al. How much is too much? Quantifying pesticide overuse in vegetable production in Southeast Asia[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 244: 118738.
- [42]梁志会, 张露, 刘勇, 等. 农业分工有利于化肥减量施用吗? ——基于江汉平原水稻种植户的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(1): 150-159.
- [43]赵俊超, 张云华. 顺应乡村发展新趋势 以县域为基本实施单元推进乡村振兴[J]. 中国经济报告, 2023(4): 113-116.
- [44]龚斌磊, 张启正, 袁菱苒, 等. 撤县设市、产业基础与县域农业发展[J]. 管理世界, 2024, 40(7): 139-157.
- [45]FISMAN R, SVENSSON J. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence[J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 83(1): 63-75.
- [46]KASSIE M, MARENDA P, TESSEMA Y, et al. Measuring farm and market level economic impacts of improved maize production technologies in Ethiopia: evidence from panel data[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2018, 69(1): 76-95.
- [47]QIN S L, LÜ X Y. Do large-scale farmers use more pesticides? Empirical evidence from rice farmers in five Chinese provinces[J]. *Journal of Integrative Agriculture*, 2020, 19(2): 590-599.
- [48]钱龙, 饶清玲, 陆华良. 施药服务外包有助于农药减量施用吗? ——来自 CLES 的经验证据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(2): 103-115.
- [49]高晶晶, 史清华. 农户生产性特征对农药施用的影响: 机制与证据[J]. 中国农村经济, 2019(11): 83-99.

Does Non-agricultural Employment Promote Farmland Protection? Evidence from the Perspectives of Outsourcing Services and Land Transfer

NI Guohua, ZHANG Li, WANG Sainan

(Beijing Technology and Business University, Beijing 100048)

Abstract: From the perspective of factor endowments, the significance of farmland lies in its scarcity as a factor of agricultural production in China, whereas agricultural labor is relatively abundant compared to developed countries. The expansion of non-agricultural employment can reshape the rural labor allocation and agricultural production modes, safeguarding the interests of micro-level entities like farmers by increasing value-added per labor, thereby enhancing the effectiveness of cultivated land conservation. This paper analyzes the impact of non-agricultural employment on the protection of contracted farmland by farmers, based on China's mixed cross-sectional data from the China Land Economic Survey, while delving into the underlying mechanisms and heterogeneous effects.

The results indicate that non-agricultural employment significantly promotes farmland protection. Mechanism analysis reveals that non-agricultural employment primarily drives farmland protection through two pathways: agricultural outsourcing services and land transfers. In particular, the outsourcing of plowing and harvesting, where mechanization dependency is high, shows more pronounced effects. Heterogeneity analysis further reveals that the positive effect of non-agricultural employment on farmland protection is more significant under conditions of larger operational scales and better road accessibility to contracted land, with off-site non-agricultural employment exhibiting even stronger farmland protection benefits.

Targeted policy implications are proposed: shifting agricultural factor allocation from household-based manual distribution to socialized service production modes; improving land transfer systems to enable non-agricultural employment and cross-regional resource allocation; and transitioning from administrative control toward incentive-compatible governance, thereby establishing a long-term, stable farmland protection system.

The paper systematically examines the impact of non-agricultural employment on farmland protection and explores the underlying mechanisms based on the data from the China Land Economic Survey. The potential contributions are as follows. First, from the perspective of a "trinity" approach encompassing farmland quantity, quality, and ecology, it provides empirical evidence on how non-agricultural employment affects farmland quality and ecological conservation. Second, by integrating socialized services and land transfer into a unified analytical framework of non-agricultural employment and farmland protection, it thoroughly delineates the intrinsic mechanisms through which non-agricultural employment affects farmland protection via outsourcing services and land transfer. Third, it further analyzes the differential effects of these mechanisms under varying conditions, uncovering the efficacy of non-agricultural employment on farmland protection across different spatial employment distances, operational scales, and underlying endowments, thereby offering targeted references for farmland protection strategies.

Keywords: non-agricultural employment; farmland protection; outsourcing services; land transfer; food security

(编校: 王 轶)