

参与农村产业融合对农户绿色生产转型的影响

张济舟 陈哲 夏显力

(西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100)

摘要:农村产业融合作为连接小农户与现代农业的核心纽带,是驱动农户绿色生产转型的关键抓手。本文基于山东、陕西两省 1031 户农户的微观调查数据,采用非期望产出 SBM 模型测度农户绿色生产转型程度,检验参与农村产业融合对农户绿色生产转型的影响效应及作用机制。研究发现:(1)参与农村产业融合可显著促进农户绿色生产转型,其作用路径体现为信息效应、资源效应和技术效应;(2)农户参与不同融合模式对其绿色生产转型的影响效应存在明显差异,参与多功能拓展型融合促进农户绿色生产转型的效果最明显,参与产业链延伸型融合次之;(3)高收入、高风险偏好及加入合作社的农户更容易通过参与农村产业融合实现绿色生产转型。本文研究结论为从农村产业融合参与视角促进农户绿色生产转型提供了经验证据和政策启示。

关键词:农村产业融合;绿色生产转型;小农户;现代农业

中图分类号:F323.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2026)01-0148-13

一、引言

党的二十大报告指出“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”,并提出要倡导绿色消费,推动形成绿色低碳的生产方式和生活方式,这为我国经济社会绿色转型提供了新方向和新要求。农业既是生态文明建设的重要载体,也是稳定经济社会的“压舱石”,其全面绿色转型对破解我国资源环境约束难题、实现经济社会高质量发展具有重大意义。农户作为承载农业生产与生态保护功能的基本单元,其绿色生产转型是实现农业全面绿色转型的关键。实践中,农户在绿色生产转型时面临较大挑战:一方面,大量农户为追求短期经济收入会削减对绿色生产资源的投入,从而形

收稿日期:2025-09-25

基金项目:共青团中央“青少年发展研究”课题“青年电商助力乡村产业高质量发展的影响机理及实现路径研究”(KT2024403289);西北农林科技大学研究生创新项目“融入电商价值链对脱贫稳定性的影响研究”(JGYJSCXXM202404);国家自然科学基金面上项目“制度环境、治理结构与农村宅基地制度改革成效:作用机制与政策优化”(72573123)

作者简介:张济舟(1998—),男,陕西汉中,西北农林科技大学经济管理学院博士生;

陈哲(1995—),男,湖北仙桃,西北农林科技大学经济管理学院副教授,本文通讯作者。

夏显力(1973—),男,安徽怀宁,西北农林科技大学经济管理学院教授。

成逐量舍质的二元悖论^[1]；另一方面，受制于农户绿色生产意识薄弱、绿色知识匮乏以及信息获取渠道狭窄等禀赋约束，其绿色生产转型内生动力明显不足，易陷入“有心无力”的窘境^[2]。目前，农户农业生产面临的生态环境污染问题依然严峻，依靠增加化学品投入和高度能源消耗提产的传统生产方式仍未发生实质性改变。因此，必须不断激发农户绿色生产转型动力以实现农业绿色发展的根本性变革。

农户绿色生产转型决策是内外部因素共同作用的结果。一是内部因素，已有研究从主观规范、绿色认知和声誉激励等心理因素角度进行探讨。王建华等指出农户会受到亲朋等群体意见的影响，在群体规范和示范效应诱导下积极实施绿色生产转型决策^[3]。陈哲等发现农户绿色认知水平的提升促使其深刻认识到绿色生产对环境、经济和社会的益处，由此形成的超额收益更有可能倒逼农户积极采用新的绿色技术和改变生产方式，进而实现绿色生产转型^[2]。尽管绿色生产转型能够实现经济和环境双重收益，但其具有投入大、门槛高、周期长和风险大的特点，即使具备较高认知意识的农户也不一定愿意投入较多资金主动进行绿色生产转型^[4]。这表明，单纯依赖内部心理驱动难以实现绿色转型，外部条件的支持与撬动至关重要。二是外部因素，政府支持、市场诱导、金融支持以及正外部性等要素为农户绿色生产转型提供了良好的外部环境。然而，绿色生产转型具有较强的技术正外部性和环境正外部性特征，单纯依赖政府和市场支持无法形成有效的激励机制，还可能因为“搭便车”问题而削弱农户绿色转型动力^[5]。那么，是否存在一种路径或模式，既能有效提升农户认知并将其转化为实际行动，又能将外部资源要素与小农经营有机结合，最终驱动农户主动进行绿色生产？

现有研究指出，农村产业融合是农业供给侧结构性改革的关键载体，将农业生产与其他产业生产经营相融合，不仅可以汲取其他产业的先进生产要素和资源，还可以通过农业生产各环节融合及功能性拓展增加农产品附加值，实现农户家庭有效增收和绿色生产^[6]。这使得农村产业融合在理论上成为连接内外因素、破解绿色转型困境的重要路径。具体而言，农村产业融合通过产业联动、技术渗透等方式形成各类主体共生的产业形态^[7]，为促进农户绿色生产转型创造了渠道：一方面，农村产业融合借助契约农业、农社对接等模式搭建起质量传递通道，有效降低了绿色认证产品的交易成本，使得绿色产品质量信号更能顺畅地传递给消费者，进而提升产品市场认可度，通过溢价激励倒逼生产者实现绿色生产转型^[6]；另一方面，农村产业融合通过产业集群构建了技术溢出网络，企业、合作社和农户等主体间技术交流频繁，有助于缓解绿色技术采纳过程中的外部性问题，降低农户获取绿色技术的成本与难度，进而为实现农户绿色生产转型提供可靠的外部支持^[8]。然而，既有研究大多聚焦于农村产业融合在发展农业经济、拓展农民增收渠道等方面的作用。尽管已有文献开始关注其对农业绿色生产转型的影响，但这些探讨多立足于宏观或中观维度^{[6][9]}，较少从微观层面深入分析其在推动农户做出绿色生产转型决策中的重要性与具体机制。本文从农户是否参与农村产业融合及其参与模式的微观视角切入，致力于回答如下问题：农户参与农村产业融合能否促进其绿色生产转型？通过何种路径促进绿色生产转型？农户参与不同产业融合模式的影响效应是否存在差异？厘清这些问题不仅有助于更加全面地评估农村产业融合的绿色生产转型效应，还能为农业绿色可持续发展提供具体的施策方向。

基于此，本文选取山东与陕西的1031户农户微观调查截面数据，构建非期望产出SBM模型测度农户绿色生产转型程度，检验参与农村产业融合对农户绿色生产转型的影响及其作用机制。与既有文献相比，本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，既有研究大多关注农村产业融合对宏观层面产业绿色发展或微观层面农户家庭福利的影响，较少从微观家庭出发探讨其与农户绿色生产转型间的关系。本文基于农户微观调查数据，探讨农户参与农村产业融合对绿色生产转型的影响，并进一步区分不同农村产业融合模式的异质性效应，拓展了该领域在微观层面的研究。第二，已有研究多采用单一绿色技术采纳指标或综合指标法测度农户绿色生产转型程度，难以全面涵盖绿色生产转型特征，而农户绿色生产转型是一个动态渐进的过程，主要表现为通过绿色技术采纳实现绿色全要素生产率的持续改善，本文采用绿色全要素生产率能够更全面、准确地测度农户绿色生产转型程度，有效弥补了现有研究指标的缺陷。第三，现有文献较少从微观主体视角厘清参与农村产业融合影响农户绿色生产转型的机制“黑箱”，本文基于信息获取、资源整合与技术采纳三个维度，深入剖析参与产业融合

助推农户绿色生产转型的作用路径,有效回应了农村产业融合如何助推农户绿色生产转型这一关键问题,为理解绿色转型机制提供了微观机理解释。

二、理论分析与研究假设

农村产业融合作为实现农业现代化的重要路径,其内涵与模式划分是理论研究的起点。现有研究基于融合路径与表现形式的差异,普遍将农村产业融合划分为三种典型模式:产业链延伸型融合、多功能拓展型融合与技术渗透型融合^{[10][11]}。产业链延伸型融合强调农业向产后环节拓展,涵盖加工、物流与销售等纵向一体化过程;多功能拓展型融合侧重于挖掘农业的生态、文化与社会功能,发展休闲观光与乡村旅游等横向业态;技术渗透型融合则依托信息技术与数字平台等手段,重构农业生产与经营方式,以电子商务为主要代表。农户通过参与上述融合模式,得以高效地获取信息、整合资源与采纳技术,从而为其绿色生产转型提供了关键支撑。因此,本文将从信息、资源与技术三个维度展开理论分析。

(一)信息效应

在传统农业生产模式下,农户面临信息源有限、传播渠道不畅及信息处理能力不足等困境,致使其在绿色生产转型过程中不仅难以接触到更广泛、更前沿的绿色生产信息,而且面对复杂多样的信息也往往难以甄别和有效利用,进而极大地制约了其绿色生产转型的意愿与能力^[12]。一方面,参与农村产业融合能够拓宽农户的信息获取渠道,提升农户的信息搜集与获取能力。农户参与农村产业融合本质上是将家庭农业生产与其他产业进行交叉渗透、优化重组的过程^[13],通过参与产业链延伸、多功能拓展及技术渗透等多元融合活动,得以与上下游先进企业、服务组织及各类市场主体紧密互动。这不仅重塑信息环境,打破传统农业生产中的信息壁垒,构建更为多元化、多向度的开放信息流通网络,显著提升农户的绿色信息获取水平,还能增加信息的边际利用价值进而有效克服信息不对称难题,提高农户获取绿色技术信息的及时性与便捷性^[14]。即农户参与农村产业融合会降低农户绿色生产转型的不确定性与信息成本,从而增强农户转型意愿。另一方面,参与融合还能改善信息传递质量,增强农户的信息处理与应用能力。在产业链合作中,掌握绿色技术与管理经验的上下游先进企业,能直接为农户传递最新的绿色生产工艺和市场需求信息^[15]。借助这些绿色信息和知识,农户可以更好地优化生产经营方式和及时调整经营策略,提高绿色技术的投入力度,逐步实现从传统生产模式向绿色生产模式转型^[2]。基于此,参与农村产业融合有助于提升农户信息能力进而促进其绿色生产转型。

(二)资源效应

绿色生产转型的成本高、不确定性大、周期长,需要农户持续地进行资金和要素投入,同时逆向选择和道德风险也大大降低了农户绿色生产转型的有效性和持续性。仅依靠政府主导的绿色技术推广和农户自愿实施,往往会面临要素资源供需不对等和较高成本压力。因此,外部先进要素资源的注入和整合,是激励农户进行绿色生产转型的重要因素。一方面,参与农村产业融合有助于拓展农户的资源获取渠道,提高其资源获取能力。分散的小农生产往往会面临较大的不确定性风险,其外部资源和风险管理能力相对于大规模农户和农业企业都处于弱势地位,而参与农村产业融合能够拓展要素资源的获取边界,缓解小农户面临的资源约束^[16]。通过参与产业链延伸型融合,农户能与上下游产业形成稳定协作关系,不仅能延长产业链长度、拓展产业链宽度、增加产业链厚度^[17],还能使大量绿色要素资源更加畅通地流动和交换,从而显著降低农户获取绿色生产要素的搜寻成本和交易成本,极大拓展了农户获取绿色生产要素资源的边界,从而推动其绿色生产转型^[18]。另一方面,参与农村产业融合还能促进农户进行资源共享与优化配置,提升农户的资源配置效率。农户通过与其他融合主体协同合作可以实现资源共享^[19]。农户通过将先进的绿色生产技术和资源迅速应用到生产中,不仅能直接优化其绿色资源配置,加快绿色生产技术靶向应用,还能有效提升其绿色认知能力和水平,进而实现绿色生产转型^[20]。此外,农村产业融合催生的新业态和新产业能有效吸引绿色资源和专业人才的集聚,通过人力资本重塑和绿色资源导入,可有效突破个体资源约束,激发农户主动采用绿色生产

模式的意愿,进而有效推动农户绿色生产转型^[21]。基于此,参与农村产业融合通过促进农户资源整合进而促进其绿色生产转型。

(三)技术效应

绿色生产技术是推动传统农业生产方式向现代化绿色生产方式转变的重要生产要素^[22],但农户自身较为封闭的生产模式和薄弱的技术应用能力,导致分散经营模式下绿色生产技术应用有限。一方面,参与农村产业融合能通过增加农户绿色生产技术认知提升其转型意愿。农村产业融合体系所形成的分工协作网络 and 产业集群效应,能有效促进农户对绿色技术的认知提升和学习,进而激发其绿色生产转型的内生动力。基于技术扩散理论,农户通过参与农村产业融合所形成的分工协作网络和产业集群效应,加快了“纵向”和“横向”产业链间的技术渗透进程^[23],不仅能够降低农户绿色生产转型的技术门槛和获取成本,还能向农户精准传递和指导应用适配的绿色技术,降低绿色技术采纳的试错成本,破解绿色生产转型过程中绿色技术应用存在的“碎片化”陷阱,从而促进农户实现绿色生产转型^[6]。另一方面,参与产业融合还能通过形成绿色技术生产规范促进农户绿色生产转型。农户参与农村产业融合通常面临较高的硬性准入门槛和隐性准入壁垒,合同或协议中一般要求农户必须遵守绿色技术标准。此外,上游企业和下游市场也对农产品的品质和绿色属性提出了严格要求,这种外部压力会对农户的绿色生产技术采纳形成强制性约束,迫使农户突破传统生产模式的路径依赖,进而倒逼农户实现绿色生产转型^[24]。就具体模式而言,产业链延伸型融合通过上下游协作促进工艺与加工技术的改进,多功能拓展型融合在发展休闲农业和生态旅游过程中推动绿色技术的综合应用,而技术渗透型融合则依托信息化平台加速绿色技术的传播与采纳。通过参与上述融合模式,农户能够在与其他主体的互动中获取并学习先进的绿色生产经验,并结合自身生产条件优化生产技术和工艺,以技术应用的持续迭代实现从传统高能耗生产向绿色生产转型跨越^[25]。基于此,参与农村产业融合通过推动农户采纳绿色技术进而促进其绿色生产转型。

综合以上分析,本文提出假设:参与农村产业融合有助于推动农户绿色生产转型。

三、数据来源、变量选取和模型构建

(一)数据来源

文中使用的数据来自课题组2024年7—9月在山东和陕西开展的农户微观调查。山东和陕西作为中国的农业大省,均出台了政策文件将农业绿色生产转型作为农业高质量发展的重要推进环节,因此选取这两个省份研究农户绿色生产转型具有较强的代表性。调查采取多阶段分层抽样和随机抽样相结合的方法,分别抽取山东省的栖霞市、蓬莱区和沂水县,陕西省的蒲城县、礼泉县和米脂县,在每个县(市)按照经济发展水平高低分别选取了2~3个乡镇;然后,在每个乡镇随机选择2~3个自然村,每个行政村(社区)内再随机抽取15~20个样本农户进行问卷调查。在剔除存在明显逻辑错误和关键信息缺失的问卷后,最终回收有效问卷1031份,问卷有效率为96.00%。

(二)变量选取与定义

1.被解释变量:绿色生产转型程度。农户绿色生产转型是指其生产经营方式从以破坏环境为代价的粗放式生产逐渐转向绿色可持续生产模式的过程,主要表现为生产环节应用更多绿色生产技术,最终使环境负面影响降低和绿色可持续发展能力增强的动态过程。部分学者采用绿色技术采纳决策和是否愿意绿色转型对农户绿色生产转型进行测度,但上述变量大多仅能表征农户绿色转型决策,无法全面反映农户从生产决策到经营方式的绿色系统性变革。鉴于此,本文借鉴相关学者的研究^[26],采用非期望产出SBM模型测算绿色生产转型程度,该模型涉及生产投入指标和产出指标。(1)生产投入指标包括:土地投入,使用农作物种植面积(亩)衡量;劳动力投入,使用农作物种植投入的劳动力数量(人)衡量;农资投入,包括化肥成本(元)、农药成本(元)、机械成本(元)和种子成本(元)。(2)生产产出指标包括:期望产出与非期望产出,其中期望产出用农业收入(元)衡量,非期望产出中面源污染排放量主要包括总氮(TN)、总磷(TP),分别采用氮污染排放量(kg)和磷污染排放量(kg)衡量。具

体而言,氮、磷折纯用量涵盖氮肥、磷肥及复合肥中的相应养分。其中,氮肥、磷肥按所含 N、P₂O₅ 比例折算,复合肥则按其氮、磷、钾养分比例分别计算折纯量。调研地区农户所施化肥种类主要包括复合肥、尿素、碳铵和过磷酸钙。尿素规格为 50kg/袋,复合肥规格为 50kg/袋,其他类型肥料规格为 25kg/袋。复合肥的含 N 量和含 P₂O₅ 量因配方而异,常用的平衡型配比分别约为 15%和 15%,尿素含 N 量约为 46%,碳铵含 N 量约为 17%,过磷酸钙的含 P₂O₅ 量约为 12%。总氮(TN)、总磷(TP)根据农户各类肥料施用袋数计算具体重量,再通过上述配比折算出含 N 量和含 P₂O₅ 量。具体公式如下:

$$\begin{aligned} \min \rho &= \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{x_{n0}}}{1 + \frac{1}{M+1} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{y_{m0}} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^u}{u_{i0}} \right)} \\ \text{s.t. } \sum_{k=1}^K z_k x_{nk} + s_n^x &= x_{n0}, n=1, 2, \dots, N \\ \sum_{k=1}^K z_k y_{mk} - s_m^y &= y_{m0}, m=1, 2, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k u_{ik} - s_i^u &= u_{i0}, i=1, 2, \dots, I \\ \sum_{k=1}^K z_k &= 1 \\ z_k \geq 0; s_n^x \geq 0; s_m^y \geq 0; s_i^u &\geq 0 \end{aligned} \tag{1}$$

式(1)中,农业生产共有 k 个决策单元(农户), n 、 m 和 i 分别代表 n 类投入要素、 m 类期望产出和 i 类非期望产出, ρ 为绿色生产转型程度; x_{n0} 和 y_{m0} 分别为农业生产的投入和期望产出, u_{i0} 为非期望产出; z_k 为权重系数; s_n^x 和 s_i^u 分别表示农业生产中投入与非期望产出的冗余, s_m^y 表示期望产出的不足; x_{nk} 、 y_{mk} 、 u_{ik} 分别为农业生产各决策单元 k 的生产投入、期望产出和非期望产出。

2.解释变量:参与农村产业融合。农村产业融合主要是指农业与二、三产业的相互融合渗透和相互交叉,形成三次产业之间紧密联结、协同发展的局面,最终有效延伸产业链、拓展产业范围和助推产业功能转型的过程^[27]。农户参与任何一种形式的融合都被视为其参与农村产业融合,具体定义见表 1。需要说明的是,鉴于多值处理效应模型要求处理变量必须互斥,而现实中存在少量农户参与多种模式的情况,本研究需进行唯一归类,以清晰识别各模式对绿色生产转型的净效应。具体而言,样本中共有 16 户农户存在多模式参与的情况,本文识别并选取对其家庭收入贡献最大的模式,将其定义为主导模式,并作为该农户的唯一处理类别,该处理不会对变量间的因果关系识别造成干扰。最终,参与农村产业融合的农户有 432 户,其中产业链延伸型有 125 户,多功能拓展型有 71 户,技术渗透型有 236 户;未参与的农户有 599 户。

3.机制变量。(1)信息效应。本文采用信息能力作为信息效应的代理变量,信息能力主要包括信息获取、信息识别、信息传递、信息应用和信息可得五种能力。具体而言,分别采用问卷中“您能利用各种渠道搜寻所需要的绿色技术信息”、“您能判断通过信息渠道所获取信息的真假”、“您能将所拥有的信息通过互动交流等方式分享给他人”、“您能通过所获得信息解决在生产生活中遇到的问题”以及“您能够使用较低的成本获得可用信息”进行衡量。(2)资源效应。本文采用资源整合作为资源效应的代理变量,资源配置主要包括外部资源获取与内部资源配置。具体而言,外部资源获取采用“获得政策、资金、技术等支持的机会”、“家庭获得银行贷款、亲友借款的机会”以及“获得亲朋好友和其他社会支持的机会”进行衡量;内部资源配置采用“您能够利用现有资源完善家庭资源禀赋”、“您能够有效整合现有的资源进行生产并提升经营效率”以及“您能够根据家庭生产需要不断重组相关资源”进行衡量。如表 1 所示,以上指标分别赋值为 1~5,并采用因子分析法进行合成。其中,信息能力变量的 KMO 值为 0.629,Bartlett 球形检验近似卡方值在 1%统计水平显著,累计方差贡献率为 61.43%。资

源整合变量的 KMO 值为 0.665, Bartlett 球形检验近似卡方值在 1% 统计水平显著, 累计方差贡献率为 55.51%。上述两个变量的 KMO 值均大于 0.6, 且累计方差贡献率均大于 50%, 表明题项适合因子分析。(3) 技术效应。本文采用农户采纳的绿色技术数量作为技术效应的代理变量, 题项涉及的绿色技术具体包括节水灌溉、测土配方、病虫害绿色防控、秸秆还田、有机肥堆肥、间作套种与轮作、保护性覆盖和生态养殖等。

4. 控制变量。为了尽可能控制影响农户绿色生产转型的因素^{[2][20][28][29]}, 本文引入个体特征、家庭特征和村庄特征作为控制变量。个体特征主要包括年龄、受教育程度和健康程度等变量; 家庭特征主要引入劳动力数量、种植经营收入、参加农技培训次数、加入合作社、信息交流频率和政治资本等变量, 村庄特征主要引入政府绿色宣传变量。为了控制省份间经济差异产生的影响, 本文还控制了省份地区虚拟变量。所有变量的定义和描述性统计结果列于表 1 中。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义及赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
绿色生产转型程度	绿色全要素生产率	0.1328	0.1036	0.02	1
参与农村产业融合	农户是否参与农村产业融合: 是=1, 否=0	0.4190	0.4936	0	1
产业链延伸型融合	农户是否从事农产品加工、农产品物流运输或销售环节工作: 是=1, 否=0	0.1212	0.3266	0	1
多功能拓展型融合	农户是否从事发展包括农家乐、农耕体验等在内的休闲观光农业: 是=1, 否=0	0.0689	0.2533	0	1
技术渗透型融合	农户是否采用电子商务技术开展经营或销售活动: 是=1, 否=0	0.2289	0.4203	0	1
信息能力	信息获取: 您能利用各种渠道搜寻所需要的绿色技术信息; 信息识别: 您能判断通过信息渠道所获取信息的真假; 信息传递: 您能将所拥有的信息通过互动交流等方式分享给他人; 信息应用: 您能通过所获得信息解决在生产生活中遇到的问题; 信息可得: 您能够使用较低的成本获得可用信息。以上指标对应的赋值均为: 非常不符合=1, 不太符合=2, 一般=3, 较符合=4, 非常符合=5, 并采用因子分析法进行合成	0.0000	1.0000	-1.5597	1.5783
资源整合	外部资源获取: (1) 获得政策、资金、技术等支持的机会; (2) 家庭获得银行贷款、亲友借款的机会; (3) 获得亲朋好友和其他社会支持的机会, 以上指标对应的赋值均为: 非常少=1, 较少=2, 一般=3, 较多=4, 非常多=5。内部资源配置: (1) 您能够利用现有资源完善家庭资源禀赋; (2) 您能够有效整合现有的资源进行生产并提升经营效率; (3) 您能够根据家庭生产需要不断重组相关资源, 以上指标对应的赋值均为: 非常不符合=1, 不太符合=2, 一般=3, 较符合=4, 非常符合=5, 再采用因子分析法进行合成	0.0000	1.0000	-2.3889	1.3340
绿色技术采纳	农户采纳绿色技术数量, 单位: 个	3.7003	1.2818	0	8
年龄	户主实际年龄, 单位: 岁	57.2900	8.4563	30	85
受教育程度	户主实际受教育年限, 单位: 年	7.5393	2.6739	0	16
健康程度	户主的健康状况: 非常不健康=1, 比较不健康=2, 一般=3, 比较健康=4, 非常健康=5	3.9884	1.0721	1	5
劳动力数量	家庭实际劳动力数量, 单位: 人	3.0165	1.0940	1	6
种植经营收入	种植收入占家庭总收入的比重	0.2941	0.1256	0.04	0.71
参加农技培训次数	家庭成员一年内参加农业技术培训的次数, 单位: 次	2.0892	2.1645	0	20
加入合作社	家庭是否加入合作社: 是=1, 否=0	0.1445	0.3518	0	1
信息交流频率	和他人交流农业信息的频繁程度: 从不=1, 比较少=2, 一般=3, 比较多=4, 非常多=5	3.1775	1.3768	1	5
政治资本	家庭的亲戚朋友是否有村干部或其他公职人员: 是=1, 否=0	0.3948	0.4890	0	1
政府绿色宣传	政府对绿色生产技术的推广力度: 非常小=1; 比较小=2; 一般=3; 比较大=4; 非常大=5	3.0369	1.2411	1	5
省份	所处的省份: 陕西省=1; 山东省=0	0.6615	0.4734	0	1

(三)模型构建

绿色生产转型程度的取值范围为[0,1],被解释变量存在明显的截尾特征,鉴于 Tobit 模型在处理数据截尾方面存在明显优势,故本文采用 Tobit 模型验证农户参与农村产业融合对绿色生产转型的影响。具体公式如下:

$$\rho_k = \beta_0 + \beta_1 Convergence_k + \sum_{j=2}^n \beta_j Controls_j + \epsilon_k \quad (2)$$

式(2)中, ρ_k 为第 k 个农户的绿色生产转型程度; $Convergence_k$ 为农户参与农村产业融合情况; $Controls_j$ 表示一系列的控制变量,主要包括个体、家庭和村庄等特征变量和省份区域虚拟变量; ϵ_k 为随机扰动项。

四、实证分析

(一)基准回归分析

在模型估计前,对所有变量均进行多重共线性检验,VIF 检验结果均低于 4,表明变量间不存在多重共线性。表 2 为参与农村产业融合对农户绿色生产转型影响的基准回归结果。其中,第(1)至(3)列分别为未控制其他变量、未控制地区变量和包含全部控制变量的 Tobit 回归结果。从上述回归结果来看,参与农村产业融合的系数均在 1%的显著性水平上正向影响农户绿色生产转型。由列(3)可知,参与产业融合农户的绿色生产转型水平较未参与农户平均高出 0.0334 个单位,相对于样本均值,这一提升幅度约为 25.15%,这表明参与农村产业融合是破解小农户绿色转型动力不足的有效途径。本文的假设得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
参与农村产业融合	0.0477 *** (0.0064)	0.0324 *** (0.0063)	0.0334 *** (0.0063)
年龄	—	-0.0002 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)
受教育程度	—	0.0024 ** (0.0012)	0.0026 ** (0.0012)
健康状况	—	0.0014 (0.0028)	0.0012 (0.0028)
劳动力数量	—	0.0052 * (0.0031)	0.0061 * (0.0032)
种植经营收入	—	0.2137 *** (0.0272)	0.2146 *** (0.0272)
参加农技培训次数	—	0.0046 *** (0.0014)	0.0048 *** (0.0014)
加入合作社	—	0.0161 * (0.0085)	0.0163 * (0.0085)
信息交流频率	—	0.0070 *** (0.0021)	0.0069 *** (0.0021)
政治资本	—	0.0133 ** (0.0061)	0.0129 ** (0.0061)
政府绿色宣传	—	0.0125 *** (0.0025)	0.0121 *** (0.0025)
省份	—	—	-0.0113 * (0.0064)
常数项	0.1128 *** (0.0041)	-0.0474 (0.0335)	-0.0405 (0.0337)
样本数	1031	1031	1031

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

(二)内生性讨论

本文的基准回归结果可能因反向因果和遗漏变量等内生性问题而存在估计偏误。具体而言,已实现绿色生产转型的农户往往具有更高的产品质量,这有助于提升其品牌价值,进而使其在农村产业融合中获得更多合作机会。为此,本文使用工具变量法以缓解内生性问题。参考既有研究,使用村庄中除本农户外其他农户参与农村产业融合的均值作为工具变量。工具变量需满足两个条件。一是必须与内生解释变量相关,满足相关性假设。中国村庄作为典型的熟人社会,血缘和地缘的高度结合使得人们在村庄内存在高度的信任和认同感,农户参与农村产业融合会受到村庄社会网络的影响,表现出一定的同群性和从众性,因此满足相关性假设^[20]。二是工具变量与模型扰动项不相关,满足外生性假设。同一村庄内农户的绿色生产转型决策通常是独立且分散的,主要受其自身资源禀赋、经营理念及政策认知等个体层面因素驱动。其他农户参与产业融合主要通过信息传递与行为模仿等社会网络渠道影响本农户是否参与产业融合的决策,并不会直接构成自身绿色生产转型的内在激励或约束,因此满足外生性假设。工具变量排除限制性检验采用的是 Anderson-Rubin 检验的 FAR 统计量,其对应的 P 值为 0.2727,这意味着接受工具变量满足排除限制条件的原假设,验证了工具变量选取的合理性。

由于农户参与农村产业融合是一个二值虚拟变量,本文采用条件混合过程估计法(Conditional Mixed Process, CMP)进行估计,表 3 显示了相应的回归结果,选择方程中工具变量的回归系数在 1%水平上显著为正,说明村庄其他农户参与农村产业融合会明显影响该农户决策,即工具变量与内生变量存在较强相关性。同时, CMP 的统计量 atanhrho 在 1%水平上显著,说明参与农村产业融合是内生变量,采取 CMP 模型来处理内生性是合理的。在考虑内生性后,参与农村产业融合依然可以促进农户绿色生产转型,这验证了基准回归结果的稳健性。

表 3 使用工具变量的内生性估计结果

变量名称	(1)	(2)
	参与农村产业融合	绿色生产转型程度
参与农村产业融合	—	0.0500 *** (0.0080)
IV	1.1769 *** (0.2297)	—
控制变量	已控制	已控制
常数项	-3.3721 *** (0.4875)	-0.0311 (0.0329)
atanhrho	-0.1100 *** (0.0256)	
样本量	1031	

(三)稳健性检验

为了检验基准回归结果的可靠性,本文采用四种方法进行稳健性检验。第一,替换被解释变量。将非期望产出改为农户评价的主观污染感知程度,重新对农户绿色生产转型程度进行测度,估计结果见表 4 第(1)列。第二,随机抽取子样本进行再回归。为避免抽样方式对模型估计结果的干扰,本文随机抽取 80%的样本重新进行估计,估计结果见表 4 第(2)列。第三,数据截尾。为了降低异常值对估计结果产生的偏误,本文对年龄进行前后 1%的缩减,估计结果见表 4 第(3)列。第四,双重机器学习。为了避免模型设定过程中控制变量冗余可能导致的“维度诅咒”问题,以及排除人为设定模型对结论造成的影响,本文使用双重机器学习方法并将样本分割比例设定为 1:4,且加入所有控制变量的一次项、二次项和三次项进行再次检验,估计结果见表 4 第(4)列^①。由表 4 可知,在替换因变量、随机抽取样本、数据截尾和采用双重机器学习方法重新进行估计后,参与农村产业融合依然均在 1%的统计显著性水平上正向促进农户绿色生产转型,这验证了基准回归结果的稳健性。

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换因变量	随机抽取子样本	数据截尾	双重机器学习方法
参与农村产业融合	0.0346*** (0.0065)	0.0258*** (0.0064)	0.0336*** (0.0064)	0.0269*** (0.0105)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.0354 (0.0346)	-0.0536 (0.0338)	-0.0499 (0.0346)	—
模型	Tobit	Tobit	Tobit	随机森林
样本数	1031	825	1013	1031

(四)机制分析

以上分析结果表明,参与农村产业融合能显著促进农户绿色生产转型,但具体作用路径仍需深入探讨。基于理论分析,本文从信息效应、资源效应与技术效应三个路径出发,检验其传导机制。根据现有学者的研究,本文在基准模型的基础上就核心解释变量对机制变量的影响进行实证分析,机制变量对被解释变量的影响采用理论与文献相结合的方式予以论述,从而进行机制检验^[30]。表 5 结果显示,第一,参与农村产业融合对信息能力的回归系数为正且在 10%水平上显著,这表明参与农村产业融合能够显著提升农户的信息能力。在参与农村产业融合过程中农户通过与上下游主体的互动及交流,能显著提升其绿色信息获取的及时性,进而提升其信息能力。信息能力提升会增强农户对绿色技术的认知,进而增强其绿色生产转型的动力。第二,参与农村产业融合在 1%显著性水平上正向影响资源整合,这表明参与农村产业融合可以有效促进资源整合,进而有助于降低农户绿色生产成本,促进其绿色生产转型^[2]。第三,参与农村产业融合在 1%显著性水平上正向影响绿色技术采纳,这表明参与农村产业融合能显著促进农户采纳绿色技术。实际上,采纳绿色技术是农户绿色生产转型的必要技术前提^[20]。此外,进一步采用结构方程模型和 KHB 分解方法对机制效应进行分解^②,发现参与农村产业融合能通过提升信息能力、促进资源整合和绿色技术采纳等方式进而促进农户绿色生产转型,其中资源效应的贡献最大,其次是信息效应,最后是技术效应。

表 5

机制检验结果

变量名称	(1)	(3)	(5)
	信息能力	资源整合	绿色技术采纳
参与农村产业融合	0.0810* (0.0470)	0.1392*** (0.0462)	0.1568* (0.0858)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.1009 (0.2505)	-0.6974*** (0.2464)	3.3079*** (0.4575)
样本量	1031	1031	1031

五、进一步分析

(一)不同农村产业融合模式对农户绿色生产转型的影响

为探究不同融合模式对农户绿色生产转型的差异化影响,本文采用多值处理效应模型进行分析。弱非混杂性假设和无空值假设成立是采用多值处理效应模型进行分析的前提条件。本文采用重叠图进行无空值假设检验,结果证实样本在无参与组、产业链延伸型融合组、多功能拓展型融合组以及技术渗透型融合组的条件概率明显大于 0 和小于 1,且概率密度分布存在明显的重叠区间,无空值假设检验通过^③。

表6报告了参与不同农村产业融合模式对农户绿色生产转型的平均处理效应(ATE、ATET),在解决模式选择内生性问题的基础上,使用逆概率加权回归调整法(IPWRA)和扩展版逆概率加权法(AIPW)均获得一致的估计结果,同时使用逆概率加权法(IPW)进行稳健性检验,发现估计结果基本一致。第(1)列ATET结果显示,相较于未参与农村产业融合的农户,参与技术渗透型农村产业融合并没有显著促进农户实施绿色生产转型,而参与产业链延伸型农村产业融合促使农户实施绿色生产转型的可能性提升了0.0640,参与多功能拓展型农村产业融合促使农户实施绿色生产转型的可能性提升了0.0831。可以看出,不同农村产业融合参与模式对农户实施绿色生产转型的影响有所不同,参与多功能拓展型农村产业融合的促进作用最显著。可能的原因是,三种融合模式对农业生产环节的嵌入程度存在差异。第一,技术渗透型融合模式对农户绿色生产转型的促进作用尚不显著,可能源于其关键作用路径未能充分贯通。该模式虽能借助电商平台提升信息传递效率,但线上市场的高度同质化竞争与品质信号传递机制失灵,削弱了绿色农产品的溢价实现能力,导致信息效应难以转化为有效的生产激励。此外,该模式对农业生产环节的嵌入相对较浅,缺乏对农户持续稳定的资源赋能与技术支撑,因而未能有效缓解其绿色转型面临的要素与技术双重约束,整体推动作用有限。第二,产业链延伸型融合通过连接产业链主体形成绿色协同机制。农户参与此类融合通过将农业生产与加工、物流等环节纵向连接,使得其他主体出于质量管控与品牌维护的需要,会对农户生产制定明确的技术标准与规范约束。此时产业链外部压力与价值增值相结合,共同构成了推动绿色转型的激励。第三,多功能拓展型融合通过开发农业生态价值实现绿色价值变现。农户参与此类融合模式通过开发农业的生态景观、文化体验等多元功能,将绿色生产环境与过程直接转化为核心的消费产品与服务,生态价值被内部化为产业发展的根基与主要卖点,环境保护与经营收益形成了高度一致的激励相容机制,从而激发出农户最为直接和持久的内生绿色转型动力。

表6 不同参与模式对农户绿色生产转型的影响

类型	(1)	(2)	(3)	(4)
	ATE(TIPWRA)	ATE(IPWRA)	ATE(AIPW)	ATE(IPW)
技术渗透型融合	-0.0051 (0.0055)	0.0009 (0.0045)	0.0008 (0.0045)	0.0013 (0.0049)
产业链延伸型融合	0.0640*** (0.0213)	0.0577*** (0.0171)	0.0562*** (0.0181)	0.0531*** (0.0158)
多功能拓展型融合	0.0831*** (0.0163)	0.0667*** (0.0104)	0.0648*** (0.0141)	0.0839*** (0.0164)

(二)参与农村产业融合对不同禀赋农户绿色生产转型的影响

本文进一步从内部与外部双重维度切入,以深入揭示农户参与农村产业融合影响绿色生产转型的作用边界。内部维度聚焦于农户的经济基础与心理特质,选取家庭收入与风险偏好进行分组,家庭收入直接决定了农户采纳绿色技术与模式的资金约束,而风险偏好则刻画了其面对转型不确定性时的主观意愿与决策倾向。外部维度主要关注组织支持情况。合作社作为重要的农业经营组织,能够通过资源共享与集体行动有效弥补个体农户在资本、信息与风险应对上的不足,是影响其绿色转型行为的重要情境因素。基于此,本文从收入、风险偏好和是否加入合作社角度进行异质性分析,考虑到分组后两组样本数量会存在差异,导致系数无法直接比较,本文参考范子英等的做法将参与农村产业融合的农户设为实验组,未参与农村产业融合的农户设为对照组^[31],按照家庭收入均值、风险偏好程度均值和是否加入合作社对实验组进行划分,再分别与对照组进行回归。表7估计结果显示,相较于低收入、低风险偏好和未加入合作社的农户,具有较高收入、较高风险偏好和加入合作社的农户参与农村产业融合的绿色生产转型效果更显著。其原因可能是高收入和高风险偏好的农户具备更强的资金实力和投资能力,更愿意购买先进的绿色技术和设备,尝试新型绿色生产模式以追求更高的潜在收益,进而实现绿色生产

转型;加入合作社的农户能够通过组织支持实现信息共享、资源整合和集体行动,进而提升生产效率,从而加速绿色生产转型。

表 7 异质性分析的结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低收入	高收入	低风险偏好	高风险偏好	未加入合作社	加入合作社
参与农村产业融合	-0.0079 (0.0058)	0.0811 *** (0.0112)	0.0177 *** (0.0061)	0.0454 *** (0.0074)	0.0285 *** (0.0077)	0.0570 *** (0.0124)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.0255 (0.0281)	0.0354 (0.0361)	-0.0325 (0.0282)	-0.0054 (0.0358)	-0.0239 (0.0003)	-0.0139 (0.0325)
样本数	831	799	797	833	952	678

六、结论与政策启示

本文基于山东和陕西两省 1031 户农户的微观调研数据,采用非期望产出 SBM 模型测度农户绿色生产转型程度,检验了参与农村产业融合对农户绿色生产转型的影响及其作用机制。实证结果表明,参与农村产业融合能够显著促进农户绿色生产转型,在借助工具变量处理内生性问题以及通过一系列稳健性检验后,该结论依然成立。具体而言,参与技术渗透型农村产业融合并没有显著促进农户绿色生产转型,而参与产业链延伸型和多功能拓展型农村产业融合均显著促进了农户绿色生产转型,且参与多功能拓展型农村产业融合对农户绿色生产转型的促进作用更显著。机制检验结果表明,参与农村产业融合可以通过信息效应、资源效应和技术效应显著促进农户绿色生产转型,其中资源效应的影响最大。参与农村产业融合对农户绿色生产转型的促进作用存在异质性,其对高收入、高风险偏好及加入合作社农户的促进作用更为显著。

基于本文的研究发现,得出三个方面的政策启示。一是健全三产融合政策体系以激活农户参与潜力。地方政府需强化农村基础设施建设,构建全链条服务体系,通过政策引导推动农业与多产业深度融合,通过延链、补链、扩链、强链等方式增强农业产业发展韧性,提升农村产业融合发展水平;同时加大财政支持力度,将产业融合纳入重点扶持范围,缓解农户资金和资源约束,降低农户参与门槛,引导其主动融入产业融合进程。二是推进差异化融合发展模式并聚焦绿色转型重点。政府应立足区域资源禀赋与发展基础,探索特色化、差异化的农村产业融合路径,形成适合地区发展现状且科学、合理的发展路径。鉴于多功能拓展型融合对农户绿色生产转型的显著促进作用,可考虑将其作为政策支持的重点方向,通过专项补贴、税收减免等工具,加强对休闲观光农业等业态的扶持,降低绿色技术应用成本,切实将多功能拓展型融合转化为乡村振兴的绿色动能。三是构建精准化政策支持体系以提升群体适配性。可着重关注高收入、高风险偏好及加入合作社的农户,通过财政补贴、税收优惠等方式激励其开展绿色生产示范,推广绿色技术设备,发挥其资金技术优势,实现产业融合对绿色转型的精准赋能,加速农业生产方式绿色化进程。

注释:

① 为节省篇幅,本文未展示双重机器学习逐步加入控制变量的一次项、二次项和三次项的结果,以及设置样本分割比例为 1:7、采用套索回归求解和双重机器学习工具变量法的详细结果,所有结果均与基准回归无较大差异,留存备案。

② 为节省篇幅,本文未展示结构方程模型和 KHB 分解的详细结果,留存备案。

③ 为节省篇幅,本文未展示条件概率分布重叠图、不同参与模式农户绿色生产转型影响因素结果及多元 Logit 模型估计结果,留存备案。

参考文献:

- [1] 刘艳霞,陈乐,周昕格.数字化转型与绿色创新:基于信息的双重效应识别[J].改革,2023(10):30-45.
 [2] 陈哲,李晓静,司伟.参与食品可追溯体系对农户绿色生产转型的影响[J].西北农林科技大学学报(社会科学)

学版), 2025(1): 89-100.

[3] 王建华, 斜露露, 马玲. 农户融入农业绿色生产转型的驱动机制分析——以农户农业废弃物资源化利用为例[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023(5): 165-177.

[4] 李坦, 王欣, 宋燕平. 资本禀赋、环境变化感知与农户种植绿肥的环境属性支付意愿——基于小农户小麦豆科绿肥间作的选择实验验证[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(2): 60-70.

[5] 陈琦. 水产绿色健康养殖行动: 养殖户的选择偏好及其异质性来源——基于最优—最劣选择实验法的分析[J]. 农业技术经济, 2023(5): 64-79.

[6] 张驰, 雷小雨. 农村产业融合与农业绿色转型: 影响效应及其作用机制[J]. 农业经济与管理, 2024(6): 155-167.

[7] 张林, 温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济, 2022(7): 59-80.

[8] 程莉, 严月岑, 田泽升. 农村产业融合对生态环境的多维影响效应研究——以长江经济带为例[J]. 农业经济与管理, 2024(4): 105-120.

[9] 张亚洲, 刘艳, 石晓平. 农村产业融合对农业绿色生产效率的影响——基于江苏省的微观证据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(5): 50-62.

[10] 赵雪, 石宝峰, 盖庆恩, 等. 以融合促振兴: 新型农业经营主体参与产业融合的增收效应[J]. 管理世界, 2023(6): 86-100.

[11] 赵霞, 韩一军, 姜楠. 农村三产融合: 内涵界定、现实意义及驱动因素分析[J]. 农业经济问题, 2017(4): 49-57.

[12] 刘铮, 周静. 信息能力、环境风险感知与养殖户亲环境行为采纳——基于辽宁省肉鸡养殖户的实证检验[J]. 农业技术经济, 2018(10): 135-144.

[13] 傅琳琳, 黄祖辉, 朋文欢. 农村产业融合经营主体“互利共生”的机理与推进路径[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022(6): 69-77.

[14] 马贤磊, 范佳旭, 郭恩泽. 农业新质生产力的内涵特征、现实条件与发展路径[J]. 农村经济, 2024(9): 11-20.

[15] 钟钰, 周琳, 高芸. 新质生产力赋能农业强国建设: 逻辑理蕴、关键问题与推进路径[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2025(2): 3-14.

[16] 梁海兵, 姚仁福. 乡村特色产业主体利益联结: 理论框架、脱钩逻辑与复联路径[J]. 农业经济问题, 2024(9): 41-53.

[17] 姚毓春, 夏宇. 中国县域城乡融合发展水平测度与高质量发展效应分析[J]. 求是学刊, 2025(1): 58-77.

[18] 田彩红, 李琳, 廖斌. 农村一二三产业融合能否促进农业绿色发展? ——以长江经济带 579 个县域为例[J]. 自然资源学报, 2024(3): 601-619.

[19] 贾伟. 产业融合助推农业强国: 作用机理、实践经验和未来发展[J]. 江西社会科学, 2024(2): 62-69.

[20] 谭永风, 陆迁, 张淑霞. 契约农业能否促进养殖户绿色生产转型[J]. 农业技术经济, 2022(7): 16-33.

[21] 郝爱民, 谭家银, 王桂虎. 农村产业融合、数字金融与县域经济韧性[J]. 农村经济, 2023(2): 85-94.

[22] Ke, C.Y., Huang, S.Z. The Effect of Environmental Regulation and Green Subsidies on Agricultural Low-carbon Production Behavior: A Survey of New Agricultural Management Entities in Guangdong Province[J]. Environmental Research, 2024, 242: 117768.

[23] 罗明忠, 魏滨辉. 农村产业融合的环境效应分析[J]. 农村经济, 2022(12): 57-66.

[24] 赵雯歆, 罗小锋, 唐林. 土地流入与产业融合对农业绿色生产率的影响[J]. 自然资源学报, 2025(3): 692-711.

[25] 卢奕亨, 尹恣昊, 田云, 等. 农村产业融合对农业碳排放的非线性影响机制[J]. 华东经济管理, 2025(2): 48-59.

[26] 李慧, 佟孟华, 张国建, 等. 产业转型升级示范区的绿色转型效应——基于“数产融合”视角[J]. 财经研究, 2025(1): 4-18.

[27] 李琳, 田彩红. 农村一二三产业融合促进了县域共同富裕吗——来自长江经济带 579 个县域的证据[J]. 农业技术经济, 2024(4): 59-75.

[28] 于世捷, 高鸣. 生产者补贴对粮食全要素生产率的影响——以玉米为例[J]. 中南财经政法大学学报, 2025(6): 26-36.

[29] 张军伟, 费建翔, 徐永辰. 金融支持对绿色农业发展的激励效应[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(6): 91-98.

[30] Chen, Y., Fan, Z., Gu, X. et al. Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(11): 3393—3430.

[31] 范子英, 周小昶. 财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究[J]. *中国工业经济*, 2022(2): 118—136.

The Impact of Participating in Rural Industrial Integration on Farmers' Green Production Transformation

ZHANG Jizhou CHEN Zhe XIA Xianli

(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: Rural industrial integration, serving as a critical link connecting small-scale farmers with modern agriculture, is a key driver for promoting the transition toward green production among farmers. Based on micro-survey data from 1031 farming households in Shandong and Shaanxi provinces, this study employs a non-desirable output SBM model to measure the degree of farmers' green production transformation. It further investigates the impact and underlying mechanisms of participation in rural industrial integration on farmers' adoption of green production transformation. The findings indicate that: (1) Participation in rural industrial integration significantly promotes farmers' green production transformation, primarily through information, resource, and technology effects; (2) The impact varies significantly across different integration models, with the multifunctional expansion model demonstrating the most pronounced effect on promoting green production transformation, followed by the industrial chain extension model; (3) Farmers with higher incomes, greater risk preferences, and membership in cooperatives are more likely to achieve green production transformation through participation in rural industrial integration. The conclusions of this study provide empirical evidence and policy insights for facilitating green production transformation from the perspective of engagement in rural industrial integration.

Key words: Rural Industrial Integration; Green Production Transformation; Small-Scale Farmers; Modern Agriculture

(责任编辑:易会文)