

# 制度激励诱发农户的亲环境行为吗?

## ——来自精准扶贫政策的微观证据

洪燕真<sup>1</sup>,王斐兰<sup>1,2</sup>,罗必良<sup>3</sup>

(1. 福建农林大学 经济与管理学院,福建 福州 350002;

2. 福建商学院 国际经贸学院,福建 福州 350012;

3. 华南农业大学 国家农业制度与发展研究院,广东 广州 510642)

**[摘要]** 探讨制度激励如何诱发农户稳定的亲环境行为,是实现生态文明建设与乡村振兴战略深度融合的关键议题。本文基于制度经济学和行为情境理论,构建“制度情境—激励机制—行为响应”的分析框架,利用精准扶贫政策的准自然实验,结合2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据,实证检验制度激励诱发三类亲环境行为(绿色生产、绿色生活以及环境治理参与)的作用机制,重点解析机制传导的异质性特征。研究发现:第一,精准扶贫形成的制度激励有效诱发了绿色生产与绿色生活行为,但对环境治理参与行为的影响有限,表现出制度激励效应的差异性;第二,制度激励通过发展信心、治理认同与社会信任三条作用机制有效激发了绿色生产与绿色生活行为响应,但这三条机制对环境治理参与行为的作用均不显著;第三,制度激励效应呈现显著的群体异质性,受教育程度高、有宗教信仰、有过灾害经历、家庭网络条件良好以及村庄生态产业基础较强的农户,对绿色生产与绿色生活行为的响应程度更高。研究结论为理解制度激励的行为效应提供了新的经验证据,并为巩固脱贫攻坚成果与乡村绿色转型的协同推进提供理论依据和政策参考。

**[关键词]** 制度激励;亲环境行为;精准扶贫政策;效应分化

**[中图分类号]** F323.22

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1671-6973(2025)06-0096-15

## 一、问题的提出

经典制度经济学理论指出,社会发展的根本动力在于制度激励对个体行为的导向与约束<sup>[1]</sup>。

**[收稿日期]** 2025-09-23

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“南方集体林区森林生态产品价值实现机制研究:基于需求和供给视角的实证”(72473021);国家自然科学基金面上项目“农户行为响应视角下生态公益林补偿机制研究:基于框架田野实验和追踪调查的实证”(72073029);广东省哲学社会科学规划特别委托项目“农民共同富裕的生态逻辑及其实现路径”(GD22TWCXGC08)。

**[作者简介]** 洪燕真(1984—),女,福建人,管理学博士,博士生导师,福建农林大学经济与管理学院教授,主要研究方向为林业经济理论与政策、森林生态产品价值实现;王斐兰(1985—),女,江西人,福建农林大学经济与管理学院在读博士生,主要研究方向为林业经济理论与政策;通讯作者:罗必良(1962—),男,湖北人,管理学博士,博士生导师,华南农业大学文科资深教授,主要研究方向为农业经济与制度经济。

在这一视角下,生态环境问题不仅是资源短缺或技术滞后的结果,更是制度激励失衡所导致的行为扭曲。当制度无法有效传递生态激励与约束时,个体在追求短期利益的过程中往往忽视环境后果,从而引发生态退化的累积性风险<sup>[2]</sup>。因此,在当下全球生态治理转型的背景下,制度激励如何诱发亲环境行为,成为关系到生态文明能否实现从理念转化为行动的关键命题。在中国情境下,制度激励诱发亲环境行为的研究具有鲜明的现实指向。我国生态文明建设的主要阵地兼具生态重要性与环境脆弱性,并与历史上的贫困地区高度重叠<sup>[3]</sup>。在此背景下,国家将欠发达地区的生态文明建设置于重要战略地位,将绿色发展理念系统性地融入农村减贫与乡村振兴的政策体系中。党的十八大以来,从“精准扶贫”战略的提出,到“生态扶贫”模式的试点探索,再到明确要求“加快推进脱贫地区乡村产业、人才、文化、生态、组织等全面振兴”<sup>①</sup>,一条兼顾经济发展与生态持续改善的协同治理路径日渐明晰。这一以制度激励为核心的政策体系,通过多层次的制度安排,在脱贫与生态保护之间构建起内在的激励联动机制。由此形成的治理逻辑,促使脱贫攻坚与生态保护的双重目标在微观层面必然交汇,决定了贫困农户<sup>②</sup>既是政策的受益者,也是生态环境保护的关键参与者。因此,本文关注的问题是,制度激励能否诱发农户的亲环境行为?国家主导的减贫政策在实现脱贫之后,能否持续推动农户的绿色转型与生态实践?

长期以来,关于贫困与亲环境行为的关系,学界形成了两类主要观点。一类观点强调资源禀赋论,认为低收入群体因资源匮乏及能力限制,更倾向于优先满足即时生计需求,而非追求长期环境收益<sup>[4]</sup>。社会心理学的研究亦表明,经济匮乏状态强化个体的当下偏好,削弱其对未来环境收益的感知,从而抑制亲环境行为产生<sup>[5]</sup>。另一类观点则对“资源约束”解释框架提出修正,强调亲环境行为生成的“情境嵌入”特性<sup>[6]</sup>。“防御型环境主义”强调贫困者在特定制度、社会与文化情境中可能采取积极的环境行动,尤其在生态风险高、土地依赖性强的地区,亲环境行为往往被视为贫困者维护生计安全、争夺资源控制权的策略,即“穷人的环保主义”<sup>[7]</sup>。国内的经验研究进一步表明,家庭经济地位对亲环境行为的影响显著受到制度安排与社会网络的调节<sup>[8]</sup>。而关于从制度激励角度解释亲环境行为诱发的逻辑,已有研究表明生态补偿、成本惩罚等经济工具与声誉激励、社会规范等非经济工具能够通过激励机制影响个体预期,从而诱发亲环境行为<sup>[9-10]</sup>。由此可见,单一的资源禀赋约束框架难以完整解构亲环境行为的生成逻辑,深入探究制度激励对亲环境行为的塑造机制更为关键。相较于争论贫困者是否亲环境,更具研究价值的是揭示何种制度与激励条件可诱发亲环境行为。

中国的精准扶贫政策为观察这一命题提供了准自然实验场景。该政策自2013年正式提出以来,逐步建立起以精准识别建档立卡贫困户为基础,结合驻村干部制度、财政转移支付、村级项目投入、医疗救助、教育培训等多元制度激励体系<sup>[11]</sup>。研究表明,这一制度激励不仅显著提升贫困户收入水平和公共服务可及性<sup>[12]</sup>,更在社会心理层面产生了深远影响:一方面,通过组织嵌入和社会动员重构了农村治理格局,增强了农户的村庄事务参与度与制度信任<sup>[13]</sup>;另一方面,通过“扶志”与“扶智”路径激发了贫困群体的主体意识与发展信心,改善其政策认知与集体认同<sup>[14]</sup>。Chen et al. 的最

① 参见《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》, [https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content\\_5594969.htm? TPWlanWarnChecked=0](https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content_5594969.htm? TPWlanWarnChecked=0)。

② 本文所称“贫困农户”,系指在精准扶贫政策实施过程中,通过建档立卡被纳入重点帮扶范围的农户群体。该群体已于2020年如期实现全部脱贫,而本文仍沿用“贫困农户”这一表述,旨在标识其制度干预背景,并不涉及对其脱贫成果及当前经济状态的重新界定。

新研究证据还表明,异地扶贫搬迁显著降低了贫困县的森林砍伐率,并间接塑造了环境友好行为<sup>[15]</sup>,提示精准扶贫政策在生态领域展现出绿色行为效应。但已有研究仍存在明显不足:其一,多数研究侧重于政策的减贫成效与治理绩效,缺乏对政策干预产生的制度激励如何在脱贫之后持续塑造个体亲环境行为的考察;其二,即便有少量研究涉及生态效果,亦多停留在整体趋势或单一行为的评估层面,未能细化和识别不同类型亲环境行为的影响差异。事实上,亲环境行为是多维度的行为集合,若忽视分类考察,容易导致机制识别片面或政策含义偏差。基于此,本文将精准扶贫政策作为制度激励的典型示例,在对农户亲环境行为分类的基础上,以“制度情境—激励机制—行为响应”为分析框架,利用中国乡村振兴综合调查数据库(CRRS),系统识别制度激励对亲环境行为的影响效应、作用机制及异质性。本文的边际贡献在于:一是突破“贫困抑制环保”的传统认知,揭示制度激励在特定情境下诱发农户亲环境行为的内在逻辑;二是构建“制度情境—激励机制—行为响应”的分析框架,阐明制度如何通过激励机制诱发亲环境行为响应;三是对农户亲环境行为进行分类考察与解构,揭示不同类型行为的响应差异。研究为乡村绿色转型与生态保护政策制定提供理论依据与实证支持。

## 二、理论框架及其假说

### (一)农户亲环境行为的内涵及分类

亲环境行为(Pro-environmental behavior)通常被界定为个体基于环境责任意识,主动采取减少环境负面影响或促进生态可持续发展的行为<sup>[16]</sup>。尽管学界对其内涵已形成基本共识,但在类型划分上仍存在分歧。Stern根据亲环境行为的属性将其划分为私人领域与公共领域行为<sup>[17]</sup>。Kollmuss和Agyeman则指出亲环境行为受制于教育背景、社会规范与文化结构等多重因素,难以套用单一的分类标准<sup>[18]</sup>。近年来,中国农村社会的亲环境行为研究更体现出与西方经验相异的分类逻辑,强调生计策略、制度规训与村庄社会网络之间的互动关系<sup>[19]</sup>。本文在Stern行为属性划分的基础上,融合个体行为与集体行动的区分视角,将亲环境行为划分为三类:一是绿色生产行为,指农户在生产过程中主动采取减少资源消耗与环境污染、提升生态效益的行为<sup>[20]</sup>。行为以生产工具理性为核心,侧重在经济与生态收益之间进行理性权衡。二是绿色生活行为,涵盖日常生活中节水、节能等绿色生活方式转型与公共服务接纳<sup>[21]</sup>。行为体现了农户生活方式从“生存”向“绿色品质”的进阶,其响应程度主要取决于生活条件及农村基础设施改善。三是环境治理参与行为,表现为农户参与村庄环境整治、资源管护、生态监督等公共事务。此类行为具备典型的公共物品属性<sup>[22]</sup>,高度依赖制度与组织协调。以上分类为系统识别制度激励对亲环境行为的差异化影响提供了基础。

### (二)农户亲环境行为:“制度情境—激励机制—行为响应”的逻辑线索

制度经济学强调制度激励对个体决策的关键影响。North指出,制度通过降低交易成本与不确定性,为个体提供可预期的机会集合,构成其行为抉择的基础。亲环境行为具有长期性、非竞争性与外部性等特征,决定了个体通常无法清晰预期行为结果,进而难以做出行为选择<sup>[23]</sup>。特别是在贫困背景下,农户迫于资源约束与生计压力,其行为更趋于短期化和工具理性,倾向于获取即时回报,而忽视环境退化带来的长期风险。因此,制度情境对亲环境行为的生成至关重要。制度提供的稳定、清晰的决策参照,成为其认知与行为转变的重要依托,使农户参与亲环境行为具有现实可能性。

制度情境对行为的影响并非是直接的,而是借助多重激励机制进行有效传导。(1)从物质激励

到发展信心的生成。明确的制度安排通过收入支持与成本补偿等方式,降低亲环境行为的经济门槛,改善农户的成本收益认知<sup>[24]</sup>。使其逐步摆脱以短期回报为主的生计导向,转而形成对长期收益的感知与行为期待。在此过程中,农户的发展信心得以重建,其对自身发展与未来预期的主观信念增强,从而内生出采纳亲环境行为的动机与意愿。(2)从规范引导到治理认同的内化。清晰的政策标准与执行规则既提供可操作的行为指南,更通过在执行中所产生的治理体验影响农户对基层治理效能的感知和主观认同。随着治理认同的不断增强,农户将规范遵守与政策采纳内化为日常自觉,推动亲环境行为向常态转化。(3)从价值传导到社会信任的构建。制度通过价值传导嵌入社会关系网络,在共享价值观的基础上强化个体对制度信号的情感认同与行为趋同<sup>[25]</sup>。尤其在中国农村熟人社会中,当制度信号有效融入农村社会网络,并持续传递环境保护与集体福祉等核心理念,容易在群体内部形成一致的价值预期与行为取向,推动农户形成基于共同价值观的社会信任,由此促进亲环境行为由制度规训转化为社会规范。

值得关注的是,农户亲环境行为并非同质化的行为集合,不同类型行为的决策逻辑与响应机制存在显著差异,可能导致行为响应分化。一方面,绿色生产及生活行为在多重机制联动中更易形成行为响应闭环。此类行为主要发生在农户私人领域,其成本收益明确、行为边界清晰,使得制度激励与行为结果之间容易形成直接关联。物质激励为绿色生产投入和生活方式转型提供现实支撑与收益预期,增强农户的信心;规范引导通过明确绿色行为标准,促使政策要求向日常行为内化;绿色价值观则依托农村熟人网络的社会信任机制传导,增强行为采纳的集体认同与行为扩散。另一方面,环境治理参与行为在机制传导中存在结构性断裂风险,难以转化为实际行动。个体参与环境治理的边际收益有限,而边际成本却需个人承担<sup>[26]</sup>。因此,物质激励难以形成个体可感知的直接回报,发展信心对其收益结构重塑的作用弱化。同时,行为天然面临“搭便车”与“集体行动困境”的挑战,规范引导由于缺乏对个体收益的明确指向,导致约束力不足、治理预期弱化,制度遵循意愿难以稳定内化;社会信任也无法对分散决策的集体行动产生稳定的行为规训力和扩散效应<sup>[27]</sup>。

总之,制度情境通过物质激励、规范引导与价值传导三重激励机制,作用于发展信心、治理认同与社会信任,促使三类亲环境行为的差异化响应(如图1所示)。

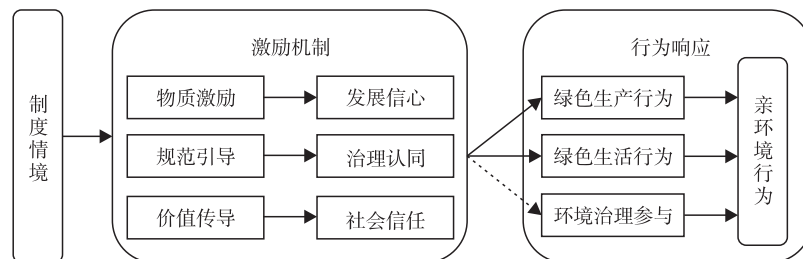


图1 农户亲环境行为：“制度情境——激励机制——行为响应”的逻辑线索

### (三)制度激励诱发亲环境行为的路径——以精准扶贫政策为例

#### 1. 制度嵌入与路径生成:精准扶贫政策诱发绿色生产与生活行为的机制

农户的亲环境行为根植于制度提供的稳定决策情境与行为生成机制,精准扶贫政策正是这一逻辑的具象化。精准扶贫政策具备明确的目标、组织体系与执行架构,具有高度制度化特征,为农户的行为转变提供了制度激励支持。通过建档立卡、驻村帮扶、项目引导等制度性安排,精准界定了贫困农户的政策身份与制度归属,构建起一条贯通资源赋权到价值传导的系统性路径,有效传递

绿色发展理念并激发行为响应。

首先,以“资源赋权”作为物质激励的逻辑起点,通过财政投入、产业扶持与能力建设等方式,有效拓展了贫困农户的行为选择空间。这一过程不仅为贫困农户采纳绿色行为奠定了物质基础,更通过“扶志”理念的制度化实践,显著增强其发展信心与自我提升动机<sup>[28]</sup>。这种内生动力机制具有双重效应:既缓解了贫困农户对绿色转型成本的顾虑,又强化了其对生态价值与生活品质的重视,从而系统性地促进绿色生产与生活方式的采纳。

其次,以“组织嵌入”作为行为规范引导的实施载体,依托驻村干部制度、结对帮扶等制度安排,将贫困农户纳入规范化治理体系之中,构建起农户与基层制度之间的稳定联结<sup>[29]</sup>。这种制度嵌入不仅提升了政策执行的稳定性,更构建了持续输出行为规范与政策信号的通道。贫困农户对精准扶贫政策治理绩效与制度公平性的体验逐步内化为治理认同,这种制度认同感的增强提升其对政策导向行为的接受意愿,从而推动绿色生产标准与生活环保规范从政策倡导转化为行为自觉。

最后,在熟人社会与舆论网络高度耦合的乡村结构中,通过“价值传导”实现制度规则与激励信号的情感嵌入与认同扩散。环境保护与绿色发展理念通过驻村干部宣讲、村庄事务协同治理等形式融入农村日常生活,推动其转变为群体认知与共同价值观<sup>[30]</sup>。这一过程源于社会信任机制的双重传导:一方面,精准扶贫政策通过资源分配的程序正义与执行规范,强化贫困农户对基层组织及村庄集体的制度信任;另一方面,借助熟人社会的差序信任网络,农户在示范效应与集体认同的交互作用下,显著降低绿色生产及生活行为的社会心理成本,最终推动绿色行为在乡村群体中形成从个体效仿到集体扩散的链式反应。因此,提出以下研究假说:

H1:精准扶贫制度激励对绿色生产、绿色生活等亲环境行为具有正向促进效应。

H2:精准扶贫制度激励通过提升发展信心、治理认同与社会信任,促进绿色生产与生活行为生成。

## 2. 机制断裂反思:精准扶贫政策诱发环境治理参与行为的失效

与生产和生活领域的绿色行为相比,环境治理参与行为具有更强的公共物品属性,制度激励信号在此类行为中的传导路径可能发生阻滞,致使既有的中介机制难以有效驱动实际行动。首先,发展信心机制可能面临认知提升但行为回避的转化障碍。精准扶贫政策通过资源供给与“扶志”措施增强了贫困农户对未来发展的信心,有利于提升其对绿色发展长期价值的认知。但在环境治理参与领域,尽管农户可能具备了相应的认知基础,但由于集体事务的非排他性与回报滞后性,个体难以建立明确的行为收益联结,导致认知未必能有效转化为实际行动。其次,治理认同机制可能引发过度依赖和责任外包效应。精准扶贫政策通过完善基层治理服务与制度建设,显著提高贫困农户的制度认同感,但也可能强化其对政府与村庄组织的过度依赖心理<sup>[31]</sup>。具体表现为:农户可能将环境治理责任视作村干部或政府职能范畴,导致个人参与动机反而受到抑制,结果是虽然治理认同感提升,但个人责任感和实际行动并未同步增强。最后,社会信任机制可能陷入“信任—合作”转化失效的困境。环境治理高度依赖多元主体的协同参与和成本分担。尽管精准扶贫政策提升了贫困农户对基层组织与村庄集体的信任度,但信任仅是集体行动的必要非充分条件。在缺乏明确的激励约束机制、责任划分以及协调组织的情境下,农户仍可能选择“搭便车”策略,致使环境治理参与行为难以实现。综上,进一步提出研究假说:

H3:制度激励路径在环境治理参与领域可能存在传导障碍,表现为激励效应弱化或失效。

### 三、实证研究设计

#### (一)数据来源

本研究的数据来源于中国乡村振兴综合调查(CRRS)。该调查于2020年组织实施,采用多阶段分层随机抽样方法开展:首先,依据区域分布、经济发展水平和农业发展情况,抽取广东、浙江、山东、安徽、河南、黑龙江、贵州、四川、陕西和宁夏回族自治区等10个省(自治区);其次,按照县级人均GDP等距随机确定样本县,随后根据当地乡镇和村庄经济发展水平随机抽取样本乡(镇)和样本村;最终,通过村委会提供的花名册随机抽取样本农户。调查共覆盖全国50个县(市)、156个乡镇,获取306份村庄调查问卷和3833份农户调查问卷。本研究剔除了数据缺失和异常观测值,形成了1899个有效观测样本。

#### (二)变量选取

##### 1. 被解释变量

根据前文,将亲环境行为分为三类:绿色生产行为包括农药、化肥减量等;绿色生活行为包括安全饮水、使用无害化厕所等;环境治理参与行为包括污水处理排放、农药包装处置等。实证检验中,以农药减量、安全饮水、污水处理排放作为三类亲环境行为的代理变量。

##### 2. 核心解释变量

以“是否为建档立卡贫困户”作为精准扶贫政策的代理变量,不仅反映了个体政策资格的获取状态,更标志着国家反贫困制度激励体系的正式介入。被纳入建档立卡体系意味着农户获得了制度激励与行为规训的系统支持,从而可能影响其亲环境行为选择。因此,该变量是评估制度激励诱发亲环境行为的理想代理变量。

##### 3. 中介机制变量

以问卷中“5年后你家生活会变得怎样”作为衡量农户发展信心的代理变量;以“对村委会各项工作开展情况满意程度”的主观评价作为农户治理认同的代理变量;并用“是否信任村干部”来捕捉农户在村庄社会网络中的信任关系,作为社会信任的代理变量。

##### 4. 控制变量

借鉴张露和罗必良的研究,从农户与村庄两个层面构建控制变量体系。农户层面的变量全面反映了个人及家庭特征、资源禀赋及生产能力。村庄层面的变量反映了村庄规模、区位条件、村级治理能力和组织化程度等。变量描述详见表1。

表1 变量定义及描述性统计

类别	变量名称	定义和赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色生产行为	与五年前相比的农药用量,减少或不变=1,增加=0	0.5852	0.4928	0	1
	绿色生活行为	您家的饮水是否安全,是=1,否=0	0.8502	0.3570	0	1
	环境治理参与	污水是否处理排放,是=1,否=0	0.3314	0.4708	0	1
核心解释变量	精准扶贫政策	是否建档立卡贫困户,是=1,否=0	0.2397	0.4270	0	1
	户主性别	男=1,女=0	0.9457	0.2266	0	1
	户主年龄	户主受访时的年龄(岁)	55.6297	10.9054	22	92
控制变量	户主政治面貌	是中共党员=1,不是=0	0.1979	0.3985	0	1
	户主受教育程度	户主受教育年限(年)	7.5852	3.2018	0	16
	户主宗教信仰	有宗教信仰=1,无宗教信仰=0	0.1616	0.3681	0	1

类别	变量名称	定义和赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
控制变量	户主担任村职务	是村干部=1,不是=0	0.1684	0.3743	0	1
	户主健康状况	赋值1-5,取值越大健康状况越好	3.5806	1.0023	1	5
	家庭人数	家庭常住人口数量(人)	4.0537	1.5535	1	10
	家庭年收入	2019年家庭收入总额(取对数)	10.5434	1.1061	5.3033	15.6920
	土地经营面积	2019年经营总面积(取对数)	2.3149	1.2961	0.0296	7.6967
	农地细碎化	经营总面积除以地块数量(亩/块)	4.9724	16.0345	0.02	400
控制变量	村庄位置	是否为城市郊区,是=1,否=0	0.1770	0.3818	0	1
	村常住人口数	常住人口数(人,取对数)	7.1757	0.8751	4.4308	9.4572
	村土地总面积	土地总面积(亩,取对数)	9.3730	1.1601	5.8348	12.7293
	村集体资产总额	集体资产总额(万元,取对数)	5.5108	1.4831	0.1823	9.2103
	村到县政府距离	村委会到县政府的距离(取对数)	3.0156	0.7270	0.6931	4.8363
机制变量	发展信心	对5年后的生活预期,赋值1-5	4.2801	0.7672	1	5
	治理认同	对村委会工作的满意度,赋值1-5	4.3140	0.7520	1	5
	社会信任	对村干部的信任,赋值1-5	4.3592	0.7402	1	5
工具变量	村庄地势	平原=1,山区或丘陵=0	0.4362	0.4960	0	1
	贫困村	是=1,否=0	0.3543	0.4756	0	1

### (三)模型设定

#### 1. 基准模型

为实证检验精准扶贫政策是否有效激发亲环境行为,构建如下基准模型:

$$pro - env_i = \alpha + \beta_1 poverty_i + \gamma X_i + \delta_p + \epsilon_i \quad (1)$$

其中, $pro - env_i$ 表示第*i*位农户的亲环境行为, $poverty_i$ 表示精准扶贫政策, $X_i$ 表示农户和村庄层面的控制变量, $\delta_p$ 表示省份固定效应, $\epsilon_i$ 为误差项。

#### 2. 中介模型

为解析精准扶贫政策对亲环境行为影响的作用机制,构建中介效应模型:

$$M_i = \alpha + \theta_1 poverty_i + \gamma X_i + \delta_p + u_i \quad (2)$$

$$pro - env_i = \alpha + \beta_2 poverty_i + \varphi M_i + \gamma X_i + \delta_p + \epsilon_1 \quad (3)$$

其中, $M_i$ 表示机制变量,包括发展信心、治理认同与社会信任; $\theta_1$ 为精准扶贫政策对机制变量的影响强度。若 $\beta_2$ 较 $\beta_1$ 明显减弱,且 $\varphi$ 显著,则表明存在部分中介效应;若 $\beta_2$ 不再显著而 $\varphi$ 显著,则为完全中介。

## 四、实证结果

### (一)基准回归结果

基准回归采用Logit模型,并对标准误进行村庄聚类修正,结果见表2。由第(1)(4)(7)列可见,精准扶贫政策显著提高了绿色生产、绿色生活行为的发生概率;但未控制个体及村庄特征时,政策对环境治理参与行为的影响显著为负,可能是因为无控制变量时放大了短期生计压力对治理参与行为的挤出效应。在控制个体特征、村庄特征及省份固定效应后,第(2)(5)列及(3)(6)列的结果显示,精准扶贫政策对绿色生产与绿色生活行为仍具有显著的正向影响。然而,第(8)和(9)列的结果显示,控制变量及干扰减弱后,该政策对环境治理参与行为的直接效应不显著。总之,精准扶贫政策促进了绿色生产、绿色生活等亲环境行为的发生,前文假说H1得证。

表 2 基准回归结果

变量	绿色生产行为			绿色生活行为			环境治理参与行为		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
精准扶贫政策	0.8856*** (8.18)	0.5109*** (3.14)	0.4661*** (3.14)	0.5232** (2.42)	0.6354** (2.23)	0.5421* (1.91)	-0.3004*** (-2.8)	-0.1974 (-1.25)	-0.1243 (-0.79)
控制变量	否	是	是	否	是	是	否	是	是
省份固定效应	否	否	是	否	否	是	否	否	是
观测值数	1899	1899	1899	1899	1899	1899	1899	1899	1899
调整后 R <sup>2</sup>	0.0232	0.0345	0.0511	0.0054	0.0277	0.0734	0.0028	0.0595	0.1065

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平下显著;括号中的数字为 Z 统计量的值。下同

## (二)内生性检验

基准回归结果可能存在内生性问题:其一,贫困识别并非随机过程,农户是否被纳入建档立卡体系受多重因素影响;其二,亲环境行为亦受农户价值观、生态意识等不可观测的内在特质影响,可能导致估计结果偏差。因此,选取“村庄是否为贫困村”和“村庄地势类型”作为工具变量,对内生解释变量进行联合拟合。在理论与经验层面,二者符合相关性、外生性与识别有效性的要求:一是相关性强。建档立卡识别以户为单位,但贫困村往往整体经济发展水平低,农户贫困概率高,因此精准扶贫政策的投入强度和干预频率通常更高;地势类型决定了村庄的自然禀赋与资源可及性,山区、丘陵地区往往被纳入扶贫重点区域,与精准扶贫政策实施高度相关。表 3 中第一阶段回归结果显示,工具变量联合 F 值为 19.1,高于阈值 10,有效排除了弱工具变量问题。二是外生性强。“村庄是否为贫困村”是由上位政策划定的结果,在控制了村级层面的控制变量和固定效应后,其对个体亲环境行为的影响主要是通过精准扶贫政策的实施力度和干预频率间接发生;“村庄地势类型”属于自然地理特征,控制了村土地规模、距县政府距离、是否城市郊区等农业特征与交通可达性变量后,能够有效隔离地势对行为选择的直接路径影响。Hansen J 过度识别检验结果显示,P 值分别为 0.456、0.401 和 0.783,均未拒绝原假设,支持工具变量满足外生性要求。三是共线性风险可控。针对两个工具变量同时纳入的共线性干扰问题,执行方差膨胀因子(VIF)检验。结果显示 VIF 值分别为 1.19 和 1.44,远低于经验阈值 5,说明共线性风险极低,识别效力稳定可靠。表 3 中第二阶段回归结果显示,精准扶贫政策对绿色生产行为具有显著正向影响,对环境治理参与行为的影响不显著,这与基准回归结论一致。但是绿色生活行为的估计结果不显著,可能源于工具变量法识别的是边际响应农户的局部政策效应,其对绿色生活行为的政策弹性本就较低。此外,绿色生活行为高度依赖村庄基础设施与公共服务供给,政策激励的传导在该领域可能存在滞后性。尽管结果不显著,但回归系数仍为正,方向与基准回归一致,说明政策影响方向总体稳健。

表 3 工具变量回归结果

变量	绿色生产行为	绿色生活行为	环境治理参与行为
第二阶段回归			
精准扶贫政策	0.9404* (1.92)	0.8421(1.13)	-0.2290(-0.40)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
观测值数	1896	1896	1896
第一阶段回归			
村庄地势	-0.0503**(-2.44)	-0.0503**(-2.44)	-0.0503**(-2.44)
是否贫困村	0.1235*** (5.92)	0.1235*** (5.92)	0.1235*** (5.92)

变量	绿色生产行为	绿色生活行为	环境治理参与行为
第一阶段 F 值	19.1	19.1	19.1
Hansen/Sargan 过度识别检验(P 值)	0.4558	0.4007	0.7827

### (三)稳健性分析

#### 1. 模型替换法:Probit、LPM 对比检验

为排除模型设定对实证结果的干扰,本文采用 Probit 模型与线性概率模型(LPM)进行回归。表 4 的结果显示,在不同模型设定下,精准扶贫政策对绿色生产与生活行为的影响均显著为正,但对环境治理参与行为的影响不显著。结果与基准回归一致,表明政策效应在不同模型下具有良好的稳健性。

表 4 回归模型替换检验

变量	绿色生产行为		绿色生活行为		环境治理参与行为	
	Probit	LPM	Probit	LPM	Probit	LPM
精准扶贫政策	0.2870*** (2.85)	0.1054*** (2.92)	0.2784** (2.05)	0.0389** (2.15)	-0.0812 (-0.87)	-0.0236 (-0.81)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值数	1899	1899	1899	1899	1899	1899
调整后的 R <sup>2</sup>	0.0510	0.0550	0.0740	0.0288	0.1067	0.1098

#### 2. 被解释变量替换法:亲环境行为替换

本文进一步选取其他变量替代基准回归中的亲环境行为。如表 5 所示,在绿色生产方面,以“化肥减量”替代“农药减少”,结果显示精准扶贫政策对化肥减量化行为具有显著正向影响;在绿色生活方面,用“使用无害化厕所”替代“安全饮水”,结果仍为显著正向影响;在环境治理参与方面,以“农药包装物处置”作为替代变量的回归结果未通过显著性检验。以上结果与基准回归一致,证实了政策效应的稳健性。

表 5 亲环境行为的指标替换检验

变量	绿色生产行为	绿色生活行为	环境治理参与行为
精准扶贫政策	0.3262** (2.25)	0.2995* (1.79)	-0.0334(0.23)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
观测值数	1899	1899	1899
调整后的 R <sup>2</sup>	0.0472	0.2019	0.0904

#### 3. 倾向得分匹配法(PSM)

为缓解样本选择偏误带来的估计偏差,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法进行稳健性检验。以 Logit 模型估计农户接受精准扶贫的倾向得分,匹配变量包括农户个体特征和村庄特征等控制变量,并纳入省份固定效应。分别采用一对一最近邻匹配(neighbor=1, caliper=0.01)、卡尺限制下的多邻居匹配(neighbor=5, caliper=0.01)以及核匹配三种方法,估计平均处理效应(ATT)。表 6 结果显示,精准扶贫政策对绿色生产和生活行为均产生显著正向影响。在绿色生产方面,三种匹配方法下的 ATT 估计值分别为 0.0968、0.0997 与 0.1027,均在 5%或 1%水平显著;绿色生活行为的 ATT 估计值分别为 0.0997、0.0681 与 0.0626,均在 5%或 10%的水平显著。相较之下,精准扶贫政策对环境治理参与行为的 ATT 在三种匹配方法下均不显著。这一结果与前文基准回归高度一致,结论具有较强稳健性。

表 6 倾向得分匹配估计结果(ATT)汇总表

行为类型	匹配方法	ATT	标准误	T 值
绿色生产行为	最近邻匹配	0.0968**	0.0461	2.10
	卡尺+多邻居匹配	0.0997***	0.0352	2.83
	核匹配	0.1027***	0.0319	3.22
绿色生活行为	最近邻匹配	0.0997**	0.0457	2.18
	卡尺+多邻居匹配	0.0681*	0.0345	1.97
	核匹配	0.0626**	0.0313	2.00
环境治理参与行为	最近邻匹配	0.0616	0.0400	1.54
	卡尺+多邻居匹配	0.0037	0.0329	0.11
	核匹配	-0.0201	0.0301	-0.67

注:所有匹配均基于 logit 模型估计倾向得分,控制变量与基准回归一致,含省份固定效应

## 五、作用机制及进一步分析

### (一)作用机制检验

为检验精准扶贫政策的制度激励对亲环境行为的影响机制,本文采用 Baron 和 Kenny 回归法,并结合 Bootstrap 法(重复抽样 1000 次,构造间接效应的置信区间)检验三类机制的中介效应。回归结果见表 7—表 9。

#### 1. 发展信心机制

从表 7(1)看,精准扶贫政策对发展信心的影响显著为正,表明该政策显著提升了农户对未来收入与生活水平的预期。在控制中介变量后,政策对绿色生产与生活行为的影响系数分别下降为 0.0961 与 0.0340,且中介变量本身的系数显著为正,经 Bootstrap 方法检验,中介效应显著,验证了发展信心在推动绿色生产、绿色生活行为中的部分中介作用。

表 7 发展信心机制效应检验

变量	(1)M←X	(2)Y←X+M		
		绿色生产行为	绿色生活行为	环境治理参与行为
发展信心	—	0.0606*** (4.25)	0.0319*** (3.61)	0.0247* (1.86)
精准扶贫政策	0.1537*** (2.72)	0.0961*** (2.68)	0.0340* (1.84)	-0.0274 (-0.95)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观察值数	1899	1899	1899	1899
调整后的 R <sup>2</sup>	0.1055	0.0778	0.0511	0.1238
中介效应	—	0.0074*** (3.04)	0.0014** (2.32)	-0.0014 (-1.22)

#### 2. 治理认同机制

如表 8 所示,治理认同在绿色生产与生活行为中均呈现出显著正向作用。回归结果显示,治理认同对两类行为的正向影响均达到统计显著水平,且 Bootstrap 检验验证了中介效应的显著性。这表明精准扶贫政策通过提升农户对基层治理绩效与制度的认可度,有效激励其参与绿色生产和践行绿色生活。

表 8 治理认同机制效应检验

变量	(1)M←X	(2)Y←X+M		
		绿色生产行为	绿色生活行为	环境治理参与行为
治理认同	—	0.0362** (2.30)	0.0329*** (3.14)	0.0258* (1.81)
精准扶贫政策	0.1159** (2.16)	0.0962*** (2.64)	0.0311* (1.74)	-0.0290 (-0.99)

变量	(1)M←X	(2)Y←X+M		
		绿色生产行为	绿色生活行为	环境治理参与行为
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观察值数	1876	1876	1876	1876
调整后的 R <sup>2</sup>	0.0649	0.0701	0.0492	0.1241
中介效应	—	0.0044** (2.09)	0.0012** (2.01)	-0.0013(-1.06)

### 3. 社会信任机制

表9显示,精准扶贫政策显著提升了农户对村干部的信任水平,该信任机制对绿色生产和生活行为均产生显著正向影响,Bootstrap检验结果进一步验证了中介效应的显著性。这一结果表明,精准扶贫政策通过强化社会信任网络,有效引导农户遵循社会规范,从而促进其采纳绿色生产与生活方式。

表9 社会信任机制效应检验

变量	(1)M←X	(2)Y←X+M		
		绿色生产行为	绿色生活行为	环境治理参与行为
社会信任	—	0.0338** (2.07)	0.0361*** (3.40)	0.0415*** (3.04)
精准扶贫政策	0.1436*** (2.64)	0.1000*** (2.75)	0.0309* (1.74)	-0.0304(-1.03)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观察值数	1865	1865	1865	1865
调整后的 R <sup>2</sup>	0.0566	0.0725	0.0515	0.1244
中介效应	—	0.0043** (2.18)	0.0016** (2.07)	-0.0023(-1.35)

#### (二)异质性分析

制度激励能否诱发亲环境行为,还取决于农户的认知能力、激励的可达性与可兑现性。农户的受教育水平是亲环境行为的重要认知基础,深刻影响其理解能力与接受程度;宗教信仰作为一种深层价值取向,可能影响其对自然的伦理认知与道德规范;而灾害经历则影响其对生态系统脆弱性的直接感知和风险认知。家庭网络条件代表农户与外部信息之间的连接程度,决定了信息的可达性与扩散速度,村庄旅游发展则提供亲环境行为的收益兑现与支持。因此,本文从受教育程度、宗教信仰、灾害经历、家庭网络条件及村庄旅游等五个维度,检验精准扶贫制度激励诱发亲环境行为的异质性。结果如表10所示。

##### 1. 受教育程度

结果显示,在受教育年限高于样本均值的农户群体中,精准扶贫政策对绿色生产和绿色生活行为均产生显著正向影响;而在低受教育水平农户中,政策效应未达到统计显著性。这一发现验证了教育在绿色行为中的认知赋能作用。值得注意的是,在环境治理参与维度,政策激励未达到显著水平,表明教育虽有助于提升农户绿色行为参与度,但对环境治理这类集体行动的推动作用仍较为有限。

##### 2. 宗教信仰

结果显示,有宗教信仰的农户中,精准扶贫政策对绿色生产与生活行为的促进作用显著;相较之下,无信仰者群体的政策响应系数均明显下降,激励效应显著减弱。这表明宗教信仰通过强化行为规范与道德约束,有效增强了政策在生产生活领域的绿色行为引导效能。但是,宗教信仰对环境治理参与行为的促进作用仍不显著,说明环境治理参与行为的激励更依赖制度性安排,而非伦理约束。

### 3. 灾害经历

以问卷中“近3年是否遭受自然灾害”作为农户灾害经历的代理变量。结果显示,有灾害经历的农户对政策的响应更为积极,绿色生产和绿色生活行为均显著受政策正向激励。说明环境风险经历强化了农户对环境保护重要性的认知,促使该群体在政策引导下更倾向于采取具有前瞻性的亲环境行为。然而,灾害经历未能显著提升农户在环境治理参与行为上的表现,印证了个体风险经验难以自发转化为公共事务参与动力,制度性协同机制的缺位仍是制约环境治理集体行动的关键因素。

### 4. 家庭网络条件

以问卷中“您家里网络条件如何?”作为家庭网络条件的代理变量。结果表明,网络条件良好的农户在绿色生产与绿色生活方面对精准扶贫政策具有更强的响应,表明信息可达性强化了政策传导效能。然而,在环境治理参与行为方面,家庭网络条件的改善仍未显著提升实际行动,说明仅靠信息流通难以激发集体行动。

### 5. 村庄旅游发展

以问卷中“本村是否有乡村旅游?”作为村庄旅游的代理变量。结果显示,在开展乡村旅游的村庄,农户绿色生产与绿色生活行为的激励效果显著优于非乡村旅游村庄。但环境治理参与行为仍未呈现显著性,表明生态产业虽能激发个体绿色行为动能,但要推动环境治理这类集体行动,仍需完善制度支持体系。

表 10 精准扶贫政策对三种亲环境行为影响的异质性分析

行为类型	分组变量	分组值	精准扶贫系数值	Z 值	观测值数	调整后的 R <sup>2</sup>
绿色 生产行为	教育水平	高	0.6859***	3.02	1130	0.0572
		低	0.2491	1.15	769	0.0784
	宗教信仰	有	0.6910**	2.17	311	0.1154
		无	0.3935**	2.16	1588	0.0616
	灾害经历	有	0.7052***	2.76	772	0.0462
		无	0.2937	1.42	1119	0.0706
	网络条件	好	0.4217**	2.42	1503	0.0524
		差	0.3748	1.05	370	0.0940
	村庄旅游	有	1.0220***	2.98	451	0.0881
		无	0.3475**	2.02	1389	0.0409
绿色 生活行为	教育水平	高	0.7164*	1.74	1115	0.3075
		低	0.3352	1.18	752	0.2046
	宗教信仰	有	2.4041**	2.45	277	0.5034
		无	0.3480	1.39	1494	0.1914
	灾害经历	有	0.6251**	2.24	749	0.1493
		无	0.7306*	1.88	1118	0.3666
	网络条件	好	0.5484**	2.18	1476	0.2707
		差	0.5075	0.64	365	0.2075
	村庄旅游	有	0.8868**	2.13	382	0.3709
		无	0.6194**	2.47	1364	0.2316

注:异质性分析模型与基准回归一致,控制了个体和村庄层面控制变量以及省份固定效应,采用村庄聚类标准误。由于环境治理行为均不显著,故未列出具体的数据

## 六、结论与政策启示

### (一)研究结论

作为我国反贫困制度创新的重要实践,以精准扶贫政策为代表的制度激励不仅显著提升了经济福祉,更对农户行为产生了深刻影响。基于2020年的CRRS调查数据,本文聚焦“制度激励如何诱发亲环境行为”这一核心问题,系统识别了精准扶贫形成的制度激励对三类亲环境行为的影响效应及其作用机制。主要结论如下:(1)精准扶贫政策形成的制度激励整体上促进了亲环境行为产生,但不同类型行为的响应存在结构性差异。政策对绿色生产与生活行为均具有显著的正向影响,但对环境治理参与行为的激励效果不显著。(2)发展信心、治理认同与社会信任三条机制共同形成的中介路径,有效驱动了绿色生产与生活行为的发生,但这三条机制对环境治理参与行为的中介作用均不显著。(3)异质性分析结果显示,精准扶贫政策对特定群体具有更强的绿色生产与生活行为激励效应。受教育程度较高、有宗教信仰、有过灾害经历、家庭网络条件良好及村庄生态产业基础较强的农户,其绿色行为响应更积极。但在环境治理参与领域,激励机制普遍不显著,反映出当前农村环境治理制度性配套机制的缺位仍是重要掣肘。

### (二)政策建议

基于以上研究发现,本文提出以下针对性政策建议:

(1)构建绿色行为制度激励体系,推动生态目标与巩固脱贫攻坚成果的深度融合。在脱贫攻坚成果巩固与乡村全面振兴阶段,将生态保护目标嵌入到农村治理、产业发展与社会保障等制度体系中,实现绿色转型与扶贫成果巩固的“双赢”。针对绿色生产与生活行为,可通过绿色补贴、节能奖励、技术培训等手段强化“可视化激励”,提升收益感知。在此基础上,形成物质激励与制度引导相结合的政策体系,促进农户绿色行为的持续化与规范化。

(2)完善农村生态环境治理参与机制,提升多元主体协同治理效能。针对制度激励未有效激发环境治理参与行为的问题,应建立健全农户参与生态环境治理的制度化支持体系。一方面,通过建立生态积分、绿色村民评议、村庄公共事务参与奖补等激励机制,增强公共事务参与的价值感知与利益联结;另一方面,完善治理责任分担、行为规范约束与奖惩联动机制,构建包含资源补偿、过程指导与结果激励的多层次制度体系,培育农户的环境治理主体意识与制度认同感,从根源上提升生态治理的群众基础与集体行动能力。

(3)实施差异化引导及效益联动策略,激发弱势群体与生态敏感区域的绿色转型动能。针对制度激励响应较弱的群体,特别是受教育程度较低、数字基础设施薄弱的农户,应加强绿色知识普及、绿色技术培训与生态价值教育,提升其环境认知与行为转化能力。同时,在生态敏感度高、资源禀赋突出的地区(如生态保护区、旅游特色村等),应强化生态保护意识与风险防范措施,重点构建生态补偿与产业联动机制,推动生态保护与经济良性互动。同时,应关注低收入群体的生态参与机会,确保绿色转型过程中的公平性与包容性。

(4)强化数字赋能与社会动员渠道建设,促进绿色发展理念向乡村规范的有效转化。着力提升农村地区数字化水平,推进数字乡村建设与生态文明发展深度融合。通过搭建智慧管理平台、完善数字村务公开机制、推广绿色行为积分制等方式,构建政策宣传、舆论引导与行为激励三位一体的信息传播体系。同时,注重亲环境行为的社会化培育,充分发挥村规民约、模范带动、社会团体的规范功能,多措并举推动政策激励向社会规范的内化转化。

总之,以精准扶贫政策为代表的制度激励在诱发农户亲环境行为方面已显现出显著效应。未来应进一步着力完善制度设计、强化政策协同,推动亲环境行为实现三个转变:从政府主导向多元共治转变,从政策驱动向规范内化转变,从单一响应向系统协同转变。通过持续完善制度设计与激励结构,实现生态文明建设与乡村振兴战略的深度融合与协同发展。

## [参 考 文 献]

- [1] 道格拉斯·C·诺斯. 制度、制度变迁与经济绩效[M]. 刘守英译. 上海:上海三联书店,1994:47—56.
- [2] 迈克尔·P·托达罗,斯蒂芬·C·史密斯. 发展经济学[M]. 聂巧平,程晶蓉译. 北京:机械工业出版社,2014:43—78.
- [3] 环境保护部. 坚持绿水青山就是金山银山打好环保扶贫攻坚战[EB/OL]. (2015—10—19)[2025—12—18]. [https://www.mee.gov.cn/gkml/sthjbgw/qt/201510/t20151019\\_315119\\_wh.htm](https://www.mee.gov.cn/gkml/sthjbgw/qt/201510/t20151019_315119_wh.htm).
- [4] Fairbrother, M. H. Rich people, poor people and environmental concern: Evidence across nations and time [J]. *European Sociological Review*, 2013, 29(05): 910—922.
- [5] Orihuela, J. C., Pérez Caverro, C. Contreras, C. Extractivism of the poor: Natural resource commodification and its discontents[J]. *The Extractive Industries and Society*, 2022(09): 100986.
- [6] Doumbia, D. The quest for pro-poor and inclusive growth: The role of governance[R]. Washington D. C.: The World Bank, 2018: 1—35.
- [7] Martinez-Alier, J., Neyra, R., Rincon M. A. P. Reply to Orihuela et al.'s 'Extractivism of the poor' [J]. *The Extractive Industries and Society*, 2022(10): 101065.
- [8] 王敏,王峰. 社会阶层、环保认知与亲环境行为——基于环境社会学视角的实证研究[J]. *复旦公共行政评论*, 2023(02): 252—276.
- [9] Jack, B. K., Kousky, C., Sims, K. R. Designing payments for ecosystem services: Lessons from previous experience with incentive-based mechanisms[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2008, 105(28): 9465—9470.
- [10] 贺爱忠,高婷. 环保变革型领导对员工亲环境行为的作用机理[J]. *江南大学学报(人文社会科学版)*, 2021, 20(03): 48—64.
- [11] 张国建,佟孟华,李慧,等. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. *中国工业经济*, 2019(08): 81—98.
- [12] 仇童伟,彭嫦燕. 脱贫摘帽的经济影响及财政扶持绩效——来自中国地方政府财政预决算的证据[J]. *中国经济学*, 2023(01): 104—139, 314—315.
- [13] 刘海,杨丹,刘自敏,等. 包容性增长能促使农户参与非经济性集体行动吗——兼论中国精准扶贫政策实施的非经济效应[J]. *中国农村观察*, 2024(06): 122—145.
- [14] 汪三贵,黄奕杰,郑丽娟. 中国共产党贫困治理的演进历程与未来取向——基于“赋能、赋权—资本积累”的贫困治理分析框架[J]. *中国人民大学学报*, 2022, 36(02): 40—51.
- [15] Chen F., Chen W., Qiu H. Poverty alleviation resettlement in China reduces deforestation[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2025, 122(11): 1—12.
- [16] Scannell, L., Gifford, R. The relations between natural and civic place attachment and pro-environmental behavior[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2010, 30(3): 289—297.
- [17] Stern, P. C. Toward a coherent theory of environmentally significant behavior[J]. *Journal of Social Issues*, 2000, 56(03): 407—424.
- [18] Kollmuss, A., Agyeman, J. Mind the gap: Why do people act environmentally and what are the barriers to pro-Environmental behavior? [J]. *Environmental Education Research*, 2002, 8(03): 239—260.
- [19] 王建华,沈旻旻,朱浣. 环境综合治理背景下农村居民亲环境行为研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(7): 128—139.
- [20] 张露,罗必良. 三代同堂:代际知识转移对农户亲环境生产行为的影响[J]. *农业技术经济*, 2024(01): 4—18.
- [21] 滕玉华,吴素婷,范世晶,等. 基于解释结构模型的农村居民生活自愿亲环境行为发生机制研究[J]. *干旱区资源与环境*, 2022, 36(11): 34—40.

- [22] Weimann, J., Brosig-Koch, J., Heinrich, T., et al. Public good provision by large groups—the logic of collective action revisited[J]. *European Economic Review*, 2019(118): 348–363.
- [23] Nielsen, K. S., Nicholas, K. A., Creutzig, F., et al. The role of high-socioeconomic status people in locking in or rapidly reducing energy driven greenhouse gas emissions[J]. *Nature Energy*, 2021, 6(11): 1011–1016.
- [24] 罗必良,洪炜杰,耿鹏鹏,等. 赋权、强能、包容:在相对贫困治理中增进农民幸福感[J]. *管理世界*, 2021, 37(10):166–181, 240, 182.
- [25] Ostrom, E. *Understanding institutional diversity*[M]. Princeton N. J.: Princeton University Press, 2005:72–156.
- [26] Bardhan, P., Ghatak, M., Karaivanov, A. Wealth inequality and collective action[J]. *Journal of Public Economics*, 2007, 91(09): 1843–1874.
- [27] 王亚华,舒全峰. 公共事物治理的集体行动研究评述与展望[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(04):118–131.
- [28] 胡原,曾维忠,蓝红星,等. 精准扶贫提高了贫困户的幸福感吗——基于 CLDS 数据的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2022(05):91–104.
- [29] 蔡起华,朱玉春. 社会信任、关系网络与农户参与农村公共产品供给[J]. *中国农村经济*, 2015(07):57–69.
- [30] 潘加军,杨寅强. 乡村环境弹性治理:内涵释义、逻辑维度与实践进路[J]. *江南大学学报(人文社会科学版)*, 2024, 23(04):42–50.
- [31] 庄晋财,黄曼. 驻村干部角色认同、乡土嵌入与脱贫地区的乡村振兴效果——来自海南省的证据[J]. *广西大学学报(哲学社会科学版)*, 2025, 47(01):181–196.

(责任编辑:刘浏)

## **Institutional Incentives Inducing Pro-environmental Behavior: Micro-Evidence from China's Targeted Poverty Alleviation Policy**

HONG Yan-zhen, WANG Fei-lan, LUO Bi-liang

(1. School of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China;

2. School of International Business and Economics, Fujian Business University, Fuzhou 350012, China;

3. National School of Agricultural Institution and Development, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

**Abstract:** During the period of consolidating poverty alleviation achievements and the stage of comprehensive rural revitalization, understanding how institutional incentives induce stable pro-environmental behaviors among farmers has become a critical issue for the deep integration of ecological civilization and rural revitalization. Based on institutional economics and behavioral context theory, this study constructs an analytical framework of "institutional context—incentive mechanisms—behavioral response". Utilizing the quasi-natural experiment provided by China's targeted poverty alleviation policy and data from the 2020 China Rural Revitalization Survey (CRRS) to empirically examine the differentiated effects of the institutional incentives on three types of pro-environmental behavior: green production, green living, and environmental governance participation. The study focuses on the heterogeneity of institutional incentives transmission mechanisms. The findings are as follows: (1) The institutional incentives significantly induce green production and green living behaviors but has no significant effect on participation in environmental governance, revealing clear heterogeneity in incentive effects; (2) Development confidence, governance identity, and social trust act as mediating mechanisms for green production and living behaviors, but these mechanisms show no significant impact on environmental governance participation behaviors; (3) The institutional incentives present significant group heterogeneity. Farmers with higher education levels, religious beliefs, natural disaster experiences, better household network conditions, and stronger ecological industrial foundations show more significant responses on green production and green living behaviors. This study provides new empirical evidence for understanding the behavioral effects of institutional incentives and offer theoretical and policy insights for the coordinated advancement of consolidating poverty alleviation achievements and rural green transformation.

**Key words:** institutional incentives; pro-environmental behavior; targeted poverty alleviation policy; effect differentiation