

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2026.01.010

黄毅祥, 康家馨, 赵敏娟. 数字素养赋能杂粮生产的实证研究——来自燕麦和荞麦种植户的证据 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2026, 48(1): 115-133.

# 数字素养赋能杂粮生产的实证研究

## ——来自燕麦和荞麦种植户的证据

黄毅祥, 康家馨, 赵敏娟

西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100

**摘要:** 杂粮产业的高质量发展是践行大食物观的重要组成部分, 在数字经济背景下厘清农户数字素养对杂粮种植的影响具有现实意义。基于陕、甘、晋 3 个杂粮主产区 618 名种植户的调研数据, 采用 Ologit 模型、中介效应模型、调节效应模型等方法, 分析数字素养对农户杂粮生产的影响效应和作用路径。研究发现: 数字素养对农户杂粮种植意愿的影响呈现倒“U”形关系, 这一结论通过内生性检验和稳健性检验后依然成立。异质性分析表明, 数字素养对杂粮种植意愿的倒“U”形影响在不同的农户家庭存在显著差异, 数字素养的提升对决策者受教育水平低、家庭人均收入低、种植规模小的家庭赋能效果更好。机制分析表明, 数字素养通过赋能信息获取和生产效率提高农户杂粮种植意愿, 社会资本在这一影响中起负向调节作用, 土地细碎化起到正向调节作用。进一步分析发现, 数字素养的赋能效果不仅体现在心理层面, 对种植选择行为也有显著的影响。

**关键词:** 数字素养; 杂粮生产; 种植意愿; 种植行为;

倒 U 形关系

中图分类号: F326.11

文献标识码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2026)01-0115-19

## An Empirical Study on the Empowerment of Digital Literacy in Coarse Cereals Production

### ——Evidence from Oat and Buckwheat Growers

HUANG Yixiang, KANG Jiabin, ZHAO Minjuan

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

**Abstract:** The high-quality development of the coarse cereals industry is an important part of practicing an

收稿日期: 2025-03-20

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72403200); 教育部人文社科基金项目(24YJC790068; 22YJC790099); 陕西省自然科学基金基础研究计划项目(2024JC-YBMS-586); 杨凌示范区科技计划项目(2024RKX-03); 中央高校基本科研业务费人文社科项目(2452025076)。

作者简介: 黄毅祥, 博士, 副教授, 硕士研究生导师, 主要从事产业经济学和农林经济管理研究。

all-encompassing approach to food. Under the background of the digital economy, it is of practical significance to clarify the impact of farmers' digital literacy on the willingness to grow coarse cereals. Based on the survey data of 618 farmers in the major producing regions of Shaanxi, Gansu, and Shanxi, the study used methods such as the Ologit model, mediating effect model and moderating effect model to analyze the impact and action path of digital literacy on farmers' willingness to cultivate coarse cereals. The research found that there was an inverted U-shaped relationship between digital literacy and farmers' willingness to plant coarse cereals, a conclusion that remained valid after endogeneity and robustness tests. The heterogeneity analysis showed that the inverted U-shaped impact of digital literacy on the planting willingness varied significantly among different farmer households. The improvement of digital literacy had a better enabling effect on households characterized by lower educational attainment among decision-makers, lower per capita income and smaller-scale cultivation. The mechanism analysis indicated that the improvement of digital literacy enhanced farmers' planting willingness by empowering their information acquisition ability and production efficiency. Social capital played a negative moderating role in this impact, while land fragmentation played a positive moderating role. Further analysis revealed that the empowering effect of digital literacy extended beyond psychological dimensions, significantly influencing farmers' planting choice behaviors well.

**Key words:** digital literacy; coarse cereals production; planting willingness; planting behavior; inverted U-shaped relationship

2025 年中央一号文件重点提到, 要确保国家粮食安全, 抓好粮食和重要农产品的生产, 倡导树立大农业观、大食物观, 多渠道拓展食物来源。在乡村振兴战略持续推进以及国内国际双循环新发展格局构建的大背景下, 仅从主粮视角出发已不足以应对食物的多元化需求, 充分发挥杂粮谷物的作用对保障国家粮食安全至关重要。数据显示, 随着人民生活水平提升和健康理念普及, 杂粮食品的市场需求呈现强劲增长势头, 2023 年市场规模达 922.95 亿元, 近 5 年年均增长率达 12.04%。相较于市场需求的迅猛扩张, 杂粮供给却略显疲态<sup>[1]</sup>。中国杂粮的种植面积和产量逐年萎缩, 年产量由 1950 年占全国粮食总产量的 21.8% (历史最高水平), 降低到 2023 年的不足 2%<sup>[2-3]</sup>。农业数字化转型为解决这一困境提供了思路, 作为新质生产力的重要组成部分, 赋予粮食生产新动能。但实现农业数字化转型, 不仅需要大力发展农村数字化技术装备与数字化基础设施, 更需要积极推进农户数字素养培育。因此, 在“大食物安全观”和农业数字化转型的双重背景下, 农户数字素养的提升对杂粮生产的赋能效果有多大? 赋能路径和制约因素有哪些? 回答上述问题, 有助于完善杂粮供给体系、拓展食物来源。

种植意愿是农户综合考量利弊而产生的种植倾向和动机, 是影响农户生产决策的关键。围绕农户种植意愿及其影响因素, 国内外学者已开展大量研究, 根据研究对象可以归纳为两类。一类是从农户生产主体出发, 聚焦于个体特征和家庭特征对农户种植意愿的影响。具体来说, 个体特征包括户主性别、年龄、文化程度和种植年限等<sup>[4-5]</sup>, 家庭特征包括劳动力人口、务农收入和种植规模等<sup>[6]</sup>。数字素养作为农业数字化转型的重要驱动力, 对农户生产意愿影响深远<sup>[7]</sup>。另一类是从外部条件出发, 重点关注政策补贴、价格和市场销售环境对农户种植意愿的影响。例如, 文献[8]研究山西省谷子种植户时发现, 生产收益低是农户杂粮种植意愿低的主要原因, 加强政府支持、改善销售环境能有效提高农户杂粮种植积极性。此外, 地理环境、饮食习惯、人力资本与技术适配性等因素, 也对农户种植作物选择有重要影响<sup>[9-10]</sup>。综合来看, 学界对农户种植意愿及其影响因素进行了广泛研究, 但研究结论因研究载体和样本区域选择的不同而存在一定差异, 且数字素养赋能对杂粮种植的影响效应和逻辑机制有待进一步明晰。

随着农业现代化的持续推进, 数字技术与信息正引导着农业生产方式的深刻变革。部分学者发现技

术进步是推动经济增长的主要动力,农业技术能有效降低信息搜寻成本与缓解农业信息不对称问题,优化农业资源配置,对农业生产具有赋能效应<sup>[11-12]</sup>。但也有学者认为,数字技术的因地制宜与差异性扩展缺失会导致信息要素协同发展不足,难以突破数字发展的初期壁垒,数字技术对农户生产效率没有显著影响或者影响不稳定<sup>[13-14]</sup>。同时,“数字颠覆理论”认为,技术的迅猛发展远超经济社会的发展速度。由于基础设施建设薄弱、资源分配不均和农民自身素养不高等各种问题,农业数字化转型进程面临着诸多挑战<sup>[15]</sup>。现有研究结论的差异,很大程度上来源于对宏观汇总数据的使用,掩盖了数字技术对微观层面农户主体影响的异质性,尤其是在数字技术使用能力方面的不同。因此,如何有效发挥数字技术对生产效率的赋能效应,提高农户种植积极性,关键在于打开“数字素养”黑箱,揭示其对农户种植意愿的影响和作用路径。

在数字技术向农业农村扩散的背景下,农户数字素养在实现数字经济与农业深度融合的进程中发挥着重要作用,深刻影响农户生产行为和决策。其一,数字技术工具的应用有助于拓宽信息渠道、提高农户对土地产权的认知,同时强化农村社会互动,促进土地流转市场培育,农户数字素养对农地流转行为具有显著影响<sup>[7, 16-17]</sup>。其二,数字素养能提高农户人力资本水平和对新兴职业的适应性,并缓解劳动力市场信息不对称问题,提高农户发现各类就业机会的可能性,促进农户创业<sup>[18]</sup>、电商参与<sup>[19]</sup>以及非农就业<sup>[20]</sup>等行为,推动农村劳动力多元化发展。其三,数字素养与生产资本配置的关系研究发现,农户通过使用互联网缓解了借贷压力、拓展了非农就业渠道,进而影响到了化肥使用量<sup>[21-22]</sup>,数字素养的提升有助于树立绿色生产理念、高效选择施药机械和学习科学施药技术,促进绿色生产。此外,数字素养在土地、劳动力和资本三大生产要素配置中发挥纽带作用,促进农户生产要素联合配置行为<sup>[23]</sup>。

综上,现有研究已对农户种植意愿及其影响因素、数字技术对农业生产效率的影响以及数字素养与农户生产行为的关系进行探讨,为本文奠定了良好的基础。但以下几个方面还需进一步完善:①在研究视角上,现有研究侧重于数字技术接入对农户生产行为的影响,忽略了农户对数字技术使用水平的差异。探究数字素养对农户生产行为的影响,有助于完善和扩展农户数字素养边界,提升相关研究深度。②在研究内容上,现有研究聚焦于数字素养对农户生产行为层面的影响。根据计划行为理论,行为意向是行为的前提与基础,从心理层面完善数字素养对影响农户生产行为的系统理解具有合理性。通过构建“数字素养→信息获取、生产效率→种植意愿”的理论分析框架,考察基于社会资本和土地细碎化等资源禀赋的差异性影响,可丰富与扩展农户行为学和信息经济学的理论体系,有助于产生更具有政策靶向性的结论。③在研究载体上,大多数研究聚焦于水稻、玉米等主要粮食作物,根据国务院办公厅2024年发布的《国务院办公厅关于践行大食物观构建多元化食物供给体系的意见》中多元化扩展食物来源、保障国家粮食安全的要求<sup>[24]</sup>,补充对燕麦、荞麦等杂粮的研究,有利于大食物观的践行与落实。因此,本文基于陕、甘、晋3个省618名燕麦和荞麦种植户的调查数据,实证检验数字素养对农户杂粮种植意愿的影响效应与作用路径,以期为提高农户杂粮种植积极性,促进杂粮产业发展提供切实可行的对策和建议。

## 1 理论分析与研究假说

### 1.1 数字素养对农户杂粮种植意愿的影响效应

理性小农理论指出,农户追求经济利益最大化,其行为意愿的高低取决于行为是否符合合理性与最高效益的原则。已有研究表明成本和收益是影响农户种植意愿的重要因素,提高农业生产效率是增强种植意愿的关键<sup>[8]</sup>。随着数字乡村建设的推进,数字技术嵌入已从缓解农业信息不对称、优化要素配置等多方面提高农业生产效率<sup>[11, 25]</sup>,但也对农户的数字素养水平提出了更高的要求。农户数字素养的提升能否有效赋能杂粮生产,与农户杂粮生产积极性存在怎样的作用关系?从农户数字素养的相关研究来看,在农户数字素养相对弱时,数字素养能缓解农业生产信息不对称问题,优化生产要素配置和交易匹配度,进而提高农业生产效率,赋能农户粮食生产<sup>[12]</sup>;在农户具有一定数字素养后,数字技术带来的信息化能打破农村劳动

力市场的信息不对称,让农民看到更多的就业机会,促进农民兼业和非农就业<sup>[26]</sup>,抑制其从事农业生产活动的意愿。劳动力的供给不足造成农业全要素生产率下降,进一步抑制农户的粮食生产意愿<sup>[27]</sup>。此外,一些关于农户杂粮种植意愿的相关研究,也为数字素养对农户杂粮种植意愿的非线性影响提供了试探性证据。文献[28-29]的研究表明,数字素养显著扩大了农户间的收入差距,由此激发的收入渴望对农户种植意愿呈现倒“U”形影响。文献[30-31]的研究发现,随着受教育水平的提高,农户更容易学习和掌握数字技能,对农户种植意愿呈现倒“U”形影响。基于此,提出假说(H1)。

(H1)农户数字素养的提升与杂粮种植意愿呈现倒“U”形影响关系。

## 1.2 数字素养对农户杂粮种植意愿的影响作用机制

数字素养如何对农户杂粮种植产生影响?根据新经济增长理论和农户行为理论,数字素养作为释放农业技术进步效果的驱动力,能提高农户信息获取能力、积累信息优势,推动农业生产方式的转变、提高生产效率,进而影响到农户杂粮生产意愿,且这一影响路径受到农户家庭社会资本和土地细碎化等资源禀赋的影响。具体逻辑如下:

第一,信息获取。数字素养的提升能帮助农户熟练使用数字工具,增加信息资本的积累,提升农户获取信息(包括知识技能信息、市场销售信息等)的数量和质量,提高个体发现经济机会的能力<sup>[32]</sup>。当前农业生产格局是:杂粮生产分布在偏远且土地贫瘠的山区,多为小规模散户经营,由于市场波动较大和销售模式不完善,大部分农户种植杂粮用于改善家庭膳食结构或当地灵活零售;经济作物生产主要分布于地形平缓、土地肥沃的地区,多为规模化经营,对人力资本水平和技术要求相对更高<sup>[33]</sup>。在农户数字素养相对弱时,数字素养的提升赋予农户更强的生产信息与市场信息获取能力,有益于优化农业生产和销售,但此时农户能力尚不足以打破地理环境和技术制约种植经济作物,杂粮种植意愿将随数字素养的提升而增强。当农户数字素养达到一定水平后,出于经济效益最大化的动机,农户对待杂粮生产的态度将发生改变。一方面,更强的信息获取能力赋予农户更多就业机会,促进兼业生产和劳动力非农转移,抑制农户杂粮种植积极性<sup>[26]</sup>;另一方面,即使农业劳动力选择留在农村,具有信息优势的农户也更容易接受新兴技术,提升人力资本水平和技术适配性,突破经济作物种植的地理环境限制,选择种植经济作物<sup>[10]</sup>。基于此,提出假说(H2)。

(H2)信息获取在数字素养对农户杂粮种植意愿的倒“U”形影响中发挥非线性中介作用。

第二,生产效率。数字素养的提升能有效促进农户对数字技术的使用,对家庭生产要素配置有着重要影响<sup>[23]</sup>。其一,数字素养赋能农户掌握数字农业技术,对农业生产实现更智能、更科学的管理。比如,使用物联网技术监测农业生产环境、利用大数据技术挖掘分析农业数据等,通过优化劳动、资本等生产要素的配置来提高生产效率。其二,赋能农户更强的社交沟通能力和数字平台利用能力,使农户及时、便捷地与交易对象协商争议问题,降低信息搜寻成本和交易成本。其三,赋能农户更强的数字金融平台使用能力,提高农户生产性资金借贷概率,降低信贷成本,缓解农业生产的资金约束。数字素养的提升虽然从多方面优化农业生产要素配置,可以提高农业生产效率和种植意愿。但当农户的数字素养达到一定水平后,他们对数字时代新兴职业需求的适应性更强,具备更多的非农就业机会,促进农户非农就业<sup>[34]</sup>。劳动者的过度流出会抑制农业生产效率,进而降低农户的杂粮种植意愿<sup>[27]</sup>。基于此,提出假说(H3)。

(H3)生产效率在数字素养对农户杂粮种植意愿的倒“U”形影响中发挥非线性中介作用。

第三,社会资本。中国作为典型的关系社会,社会关系在农户的生产意愿和行为决策中发挥着重要作用。农户兼有“经济人”和“理性人”的双重身份,在生产活动中追求最大效益和最小风险。不同农户家庭的社会资本累积不同,数字素养对其杂粮种植意愿的边际影响存在差异。对数字素养较低的农户,由于自身能力约束,遇到真假难辨的网络信息时,不会贸然采纳用于生产决策,而是借助社会网络渠道对新的信息进行讨论<sup>[35]</sup>。农户通过社会网络的信息,完成技术抉择,优化资源配置并提高生产效率,推动数字素养与杂粮种植的倒“U”形曲线拐点左移。但社会资本雄厚的农户通常是种植大户,根据边际效应递减规律,数

字素养对杂粮种植意愿的激励效应将放缓, 即倒“U”形曲线左侧趋于平缓。对于数字素养较高的农户来说, 本身具备更强的信息获取能力、更高的技能水平, 参与非农就业概率更大。但已经构建起强农村社会网络的高数字素养农户, 他们更不愿意走出农业的“舒适圈”, 会选择继续进行农业生产, 这一定程度上削弱了对劳动力外流的抑制作用, 对称轴右侧曲线也趋于平缓。基于此, 提出假说(H4)。

(H4)社会资本会负向调节数字素养与农户杂粮种植意愿的倒“U”形关系, 使曲线拐点左移, 曲线形态趋于平缓。

第四, 土地细碎化程度。土地细碎化程度是农户生产活动能否实现规模经营的关键, 也是影响农户生产效率的重要因素。随着土地细碎化程度的提高, 数字素养对农户杂粮种植意愿的边际积极影响发生了一定变化。当农户数字素养相对低时, 提高数字素养能有效赋能技术采纳, 提升农业生产效率。但受到土地因素的局限, 数字要素与土地要素之间的协同作用和协同要求较弱, 这意味着数字素养带来的效率促进效应更快达到峰值, 同时更容易打破数字农业的“生产率悖论”, 强化效率促进效应<sup>[36]</sup>。在作用曲线上, 表现为倒“U”形曲线的拐点向左移动, 曲线左侧更加陡峭。当农户具有一定数字素养时, 随着土地细碎化程度的提高, 由于无法通过规模效应提升生产收益, 往往更偏向于采取多样化种植的模式<sup>[37]</sup>。一方面, 农户会依据作物价值和耕地质量来配置土地, 质量较好的地块通常会用于经济效益更高的作物, 这种多元化的种植结构会在一定程度上削弱杂粮种植在农户种植选择中的优先级; 另一方面, 多样化种植模式通过对时间的平滑作用有效降低田间管理难度、分散劳动强度, 使得农户将更多的精力投入到非农业劳动中, 进一步削弱了农户的种植意愿<sup>[38]</sup>, 使得数字素养与农户杂粮种植意愿的倒“U”形曲线右侧趋于陡峭, 即随着土地细碎化程度的提高, 数字素养对农户杂粮种植意愿的边际消极影响减弱。基于此, 提出假说(H5)。

(H5)土地细碎化会正向调节数字素养与农户杂粮种植意愿的倒“U”形关系, 使曲线拐点左移, 曲线形态趋于陡峭。

基于上述论证, 构建数字素养赋能农户杂粮生产的理论框架如图 1 所示。

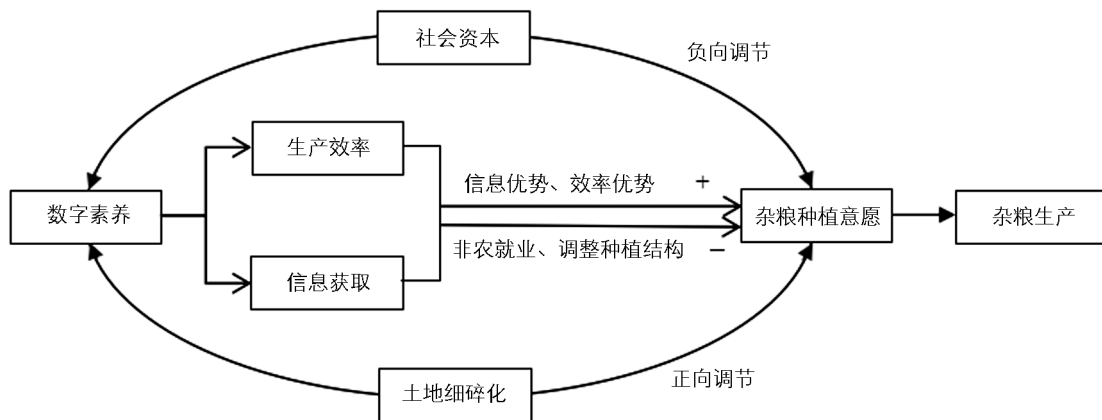


图 1 数字素养赋能农户杂粮生产的理论框架图

## 2 研究设计

### 2.1 数据来源

本文数据来源于西北农林科技大学燕麦和荞麦产业研究课题组于 2024 年在陕、甘、晋 3 个省开展的实地调查。因为杂粮种植具有明显的区域局限性, 本次调查选取陕西省、甘肃省和山西省 3 个盛产燕麦和荞麦的杂粮主产省, 在 28 个乡镇、45 个村, 调查收集了农户 2023 年和 2024 年燕麦、荞麦种植相关信息。课题组在实地调查前做了问卷设计、专家讨论和预调查等充分的准备工作, 同时调查使用二次抽样法: 第一次采用非概率抽样, 确定了榆林和庆阳两个重点调查地区, 结合调查实际情况选取其他调

研地区；第二次采用分层随机抽样，以确定每个调查点的具体调查对象。该抽样方式下，样本数据能更好地代表 3 个省的情况。本次调查共计发放 674 份问卷，回收 665 份，剔除残缺值、异常值后，最终获得有效农户样本 618 份，有效率为 91.7%。样本特征上，调研样本数字素养综合指数均值为 0.191，反映出农业生产决策者的数字素养相对较低；2024 年，家庭拥有土地平均面积为 4.803 hm<sup>2</sup>，种植燕麦或荞麦的平均面积为 1.566 hm<sup>2</sup>，平均家庭农业总收入 11.787 万元；69.42% 的家庭生产燕麦粒、荞麦粒的同时，生产燕麦草和荞麦草，养殖牛羊。

## 2.2 变量选取与描述性统计

1) 被解释变量：种植意愿。通过直接询问农户“未来是否愿意种植燕麦或荞麦”来测度农户种植意愿的强弱程度，题项设置“非常不愿意”“比较不愿意”“一般”“比较愿意”“非常愿意”5 个递进等级，采用数字 1~5 依次编码，数字越大表示种植意愿越强。

2) 核心解释变量：数字素养。借鉴欧盟数字素养框架 Dig-Comp 2.2 的分类标准，并结合文献[39]的研究，将数字素养分为数字媒介素养、数字沟通素养、数字创新素养和数字金融素养 4 类，并采用熵值法构建综合数字素养指标。在问卷中设置“每天使用互联网的时间”“家里是否接入宽带”来测度数字媒介素养；设置“是否加入过农业生产交流群”来测度数字沟通素养；设置“是否通过互联网开展农业经营相关活动”来测度数字创新素养；设置“销售农产品或购买农资时是否使用移动支付”来测度数字金融素养。

3) 中介变量：信息获取、生产效率等。通过在问卷中设置“是否通过数字媒介获取农产品价格信息”“是否通过数字媒介获取农作物品种改良信息”“是否通过数字媒介获取农业政策相关信息”和“是否通过数字媒介获取贷款信息”4 个问题，并采用熵值法构建信息获取综合指标进行衡量。采用 CCR-DEA 模型对农户种子、肥料、农膜、灌溉、人工、机械和杂粮种植收入等投入产出指标进行测算来衡量生产效率。

4) 调节变量：社会资本、土地细碎化等。社会资本借鉴文献[40]的研究，根据调查问卷中“对亲戚朋友信任程度”“手机联系人个数”“红白喜事帮忙人数”等 21 个相关变量，采用因子分析法从社会信任、社会声望(家庭面)、社会声望(乡村面)、社会网络(内部面)、社会网络(外部面)5 个维度构建社会资本的综合评价指标。土地细碎化借鉴文献[41]，采用均地块数进行衡量。

5) 控制变量：参考文献[5, 8]等已有研究，选择以下可能影响农户种植意愿的因素作为控制变量，包括年龄、性别、受教育水平和种植年限等农业生产决策者的个体特征，劳动力人口、务农收入、土地规模、土地质量和机械拥有等家庭特征，以及前一期价格和补贴情况等外部环境因素，同时设置地区虚拟变量对不同地域特征进行了控制。

6) 工具变量：参考文献[39]，选取同村其他样本数字素养均值及其二次项作为工具变量。

7) 其他变量：种植选择行为。根据 2024 年农户选择种植面积最大的作物类别进行衡量，包括杂粮、主粮和经济作物，采用数字 1~3 依次编码。

表 1 为变量说明及描述性统计。

表 1 变量说明及描述性统计

变量类别	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	种植意愿	1 表示非常不愿意；2 表示比较不愿意；3 表示一般；4 表示比较愿意；5 表示非常愿意	3.128	1.180
核心解释变量	数字素养	熵值法计算综合指标	0.191	0.160
中介变量	信息获取	熵值法计算综合指标	0.464	0.396
	生产效率	采用 CCR-DEA 模型测算得到	0.619	0.103
调节变量	社会资本	采用因子分析法构建得到	0.000	0.510
	土地细碎化/(块·hm <sup>-2</sup> )	土地块数/土地面积	3.058	4.153

续表 1

变量类别	变量名称	变量定义	均值	标准差
控制变量	年龄/岁	农业第一决策者的年龄	55.173	10.751
	性别	农业第一决策者的性别: 1 表示男, 0 表示女	0.934	0.249
	受教育水平/年	农业第一决策者的受教育年限	6.561	3.534
	种植年限/年	农业第一决策者从事农业的年限	33.751	13.144
	劳动力人口/人	家庭劳动力人口数量	3.040	1.357
	务农收入/元	家庭从事农业生产年收入	117 868.600	246 195.900
	土地规模/hm <sup>2</sup>	家庭拥有土地面积	4.803	6.569
	土地质量	家庭土地质量: 1 表示非常差; 2 表示比较差; 3 表示一般; 4 表示比较好; 5 表示非常好	3.649	1.006
	机械拥有	是否拥有中型及以上农业生产机械: 1 表示是, 0 表示否	0.833	0.373
	前一期价格/(元·kg <sup>-1</sup> )	前一期燕麦或荞麦的市场价格	0.405	0.093
	补贴情况	是否享受政府补贴	0.338	0.473
	地区变量 1	是否属于陕西省: 1 表示是, 0 表示否	0.485	0.500
	地区变量 2	是否属于甘肃省: 1 表示是, 0 表示否	0.400	0.490
	工具变量	IV1	同村其他样本数字素养的均值	0.191
IV2		同村其他样本数字素养的均值平方	0.062	0.046
其他变量	种植选择行为	2024 年种植面积最大的作物种类: 1 表示杂粮, 2 表示主粮, 3 表示经济作物	1.998	0.710

注: 变量务农收入在回归中采用加 1 并取对数的方式进行处理。

### 2.3 模型设定

1) 基准回归模型。本文核心解释变量“种植意愿”是有序多元变量, 采用多元有序 logit 模型分析数字素养对农户杂粮种植意愿的影响, 模型具体形式如下:

$$\text{Logit}(P_j) = \ln \left[ \frac{P(W \leq j)}{P(W \geq j+1)} \right] = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 D_i^2 + \lambda V_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式中:  $P$  表示概率;  $i$  表示农户;  $W$  表示农户燕麦种植意愿;  $j$  表示意愿的取值范围为有序数集  $\{1, 2, 3, 4, 5\}$ , 其赋值 1—5 表示种植意愿由弱到强;  $D$  表示数字素养;  $V$  表示可能影响农户燕麦种植意愿的其他控制变量;  $\alpha_0$  为常数项;  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  和  $\lambda$  表示各变量的待估系数;  $\epsilon$  表示随机误差项。

2) 中介效应模型。为验证信息获取和生产效率在数字素养对农户杂粮种植意愿的影响中的非线性中介作用, 本文借鉴文献[42]的研究, 设定如下模型:

$$\text{Logit}(P_j) = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 D_i^2 + \lambda V_i + \epsilon_i \quad (2)$$

$$I = \beta_0 + \beta_1 D_i + \lambda V_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$$\text{Logit}(P_j) = \gamma_0 + \gamma_1 D_i + \gamma_2 D_i^2 + \gamma_3 I_i + \gamma_4 I_i^2 + \lambda V_i + \epsilon_i \quad (4)$$

$$E = \delta_0 + \delta_1 D_i + \delta_2 D_i^2 + \lambda V_i + \epsilon_i \quad (5)$$

$$\text{Logit}(P_j) = \theta_0 + \theta_1 D_i + \theta_2 D_i^2 + \theta_3 E_i + \lambda V_i + \epsilon_i \quad (6)$$

式中:  $I$  表示信息获取,  $E$  表示生产效率; 式(2)至式(4)用于检验信息获取在数字素养对杂粮种植意愿影响中的中介作用, 式(2)、式(5)和式(6)用于检验生产效率在数字素养对杂粮种植意愿影响中的中介作用;  $\beta_0$ 、 $\gamma_0$ 、 $\delta_0$  和  $\theta_0$  为常数项;  $\alpha_i$  ( $i=1, 2$ )、 $\beta_1$ 、 $\gamma_i$  ( $i=1, 2, 3, 4$ ) 和  $\theta_i$  ( $i=1, 2, 3$ ) 均为待估系数。

3) 调节效应模型。为验证社会资本和土地细碎化在数字素养对农户杂粮种植意愿的影响中的调节效应, 本文构建如下模型:

$$\text{Logit}(P_j) = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 D_i^2 + \alpha_3 Z_i + \alpha_4 Z_i \times D_i + \alpha_5 Z_i \times D_i^2 + \lambda V_i + \epsilon_i \quad (7)$$

式中:  $Z_i$  表示调节变量, 即社会资本和土地细碎化;  $\alpha_i (i=1, 2, 3, 4)$  为待估系数, 根据文献[43]的研究, 判断倒“U”形关系的调节效应及其特征分为如下三步: 首先, 根据自变量二次项与调节变量交互项的系数  $\alpha_5$  显著性来判断是否存在调节效应, 若  $\alpha_5$  显著则说明存在调节效应。其次, 若  $\alpha_1 \alpha_5 - \alpha_2 \alpha_4 < 0$ , 说明曲线拐点随调节变量的增强而向左移动; 若  $\alpha_1 \alpha_5 - \alpha_2 \alpha_4 > 0$ , 说明曲线拐点随调节变量的增强而向右移动。最后, 若系数  $\alpha_5$  显著为正, 说明倒“U”形曲线随调节变量的增强趋于平缓; 若系数  $\alpha_5$  显著为负, 则倒“U”形曲线随调节变量的增强趋于陡峭。

## 3 实证分析

### 3.1 基准回归结果

为更好地分析和估计数字素养对农户杂粮种植意愿的影响, 逐步向模型中加入各类控制变量, 基准回归结果如表 2 所示。

表 2 基准回归结果

	仅加入一次项	加入二次项	加入个体特征	加入家庭特征	加入外部环境因素
数字素养	-0.259 (0.422)	1.820* (1.047)	1.929* (1.074)	2.001* (1.084)	2.822** (1.131)
数字素养二次项		-3.179** (1.339)	-3.081** (1.349)	-3.101** (1.396)	-3.742** (1.457)
年龄			-0.015 (0.011)	-0.015 (0.011)	-0.001 (0.011)
性别			0.233 (0.239)	0.348 (0.259)	0.375 (0.247)
受教育水平			-0.046* (0.024)	-0.040 (0.024)	-0.036 (0.024)
种植年限			0.007 (0.009)	0.008 (0.009)	0.002 (0.009)
劳动力人口				-0.129** (0.062)	-0.099* (0.058)
务农收入				-0.030 (0.031)	-0.050 (0.038)
土地规模				-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
土地质量				-0.158** (0.077)	-0.109 (0.081)

续表 2

	仅加入一次项	加入二次项	加入个体特征	加入家庭特征	加入外部环境因素
机械拥有					-0.058 (0.258)
前一期价格					0.725* (0.408)
补贴情况					0.835*** (0.183)
地区特征	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制
拐点		0.286	0.313	0.323	0.377
N	618	618	618	618	618

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内数值为稳健标准误。下同。

仅加入核心解释变量一次项时,数字素养的系数为负且未通过显著性检验,表明数字素养与农户杂粮种植意愿可能不是线性关系。加入核心解释变量二次项后,二次项的系数在5%的水平下显著为负,一次项的系数在10%的水平下显著为正,可以初步得出数字素养对农户种植意愿的影响是非线性的结论,但尚未控制相关的影响因素。因此,逐步加入个体特征、家庭特征和外部环境因素等控制变量,以尽可能地解决因遗漏重要变量所导致的估计偏误。结果显示,在逐步加入各类控制变量后,实证结论依旧稳健。据此,以最后一列作为基准结果展开分析。数字素养一次项系数为2.822,二次项系数为3.742,且二者均在5%的水平下显著。

计算不同数字素养水平下的边际效应,绘制边际效应变化图(图2)。根据图2可以发现,低意愿类别(种植意愿为1,2)的边际效应呈现递增趋势,并由负转正;高意愿类别(种植意愿为4,5)的边际效应呈现递减趋势,并由正转负。这表明随着数字素养的提高,低种植意愿的概率先减少后增加,高种植意愿的概率先增加后减少。进一步计算拐点 $2.822/(2 \times 3.742) \approx 0.377$ ,其经济意义是当数字素养水平低于0.377时,数字素养水平提升会显著提高农户杂粮种植意愿;但当数字素养水平跨过0.377时,

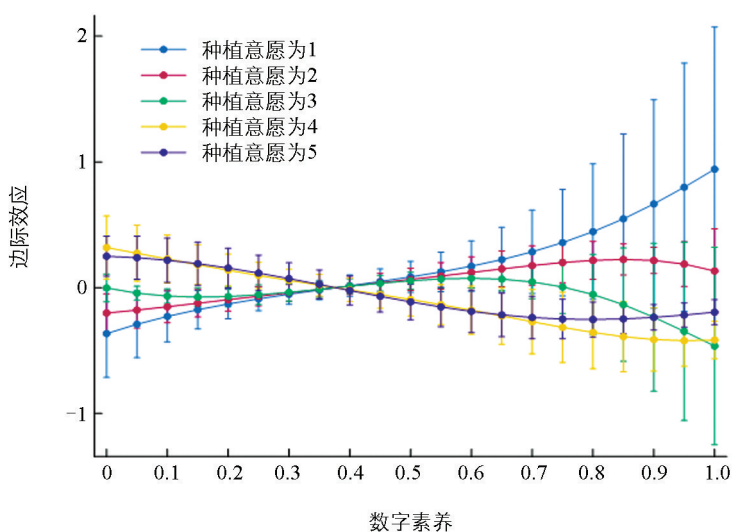


图2 数字素养对杂粮种植意愿的边际效应变化图

数字素养的提高会抑制农户杂粮种植意愿,两者呈现出倒“U”形关系。这与前述理论分析一致,在农户数字素养相对弱时,数字素养有效缓解了农业生产中的信息不对称问题,提升技术应用效率,优化农户生产配置行为;同时,信息化提高了农产品交易的匹配度,农户杂粮种植意愿得到激励。当农户具有一定数字素养时,数字技术引发的信息化打破农村劳动力市场的信息壁垒,农民借此获取更多就业机会,兼业与非农就业现象增加,直接降低了农户从事农业生产活动的意愿;农业劳动力的持续流出还会导致农业生产率下降,间接抑制农户杂粮种植意愿。假说(H1)得证。

### 3.2 内生性检验和稳健性检验

1) 内生性检验。原模型虽不存在双向因果,但可能遗漏一些影响农户种植意愿并且难以观测的变量导致内生性问题。比如,种植年限虽然一定程度上反映了农户农业生产的经验与能力,但并不代表其种植杂粮的经验与能力,且“能力”很难通过指标进行精确度量。因此,为解决由于测量误差和遗漏解释变量这两种情况可能引发的内生性问题,参考文献[39],本文选取同村其他农户数字素养平均值及其二次项作为工具变量进行检验。中国农村是以亲缘和地缘等关系为基础的差序格局,亲朋好友等身边人的认知、期望和行为深刻影响农户决策。具体来说,当同村其他农户数字素养较高时,在从众心理的作用下,农户会模仿和学习他人,提高自身数字技术应用能力,但同村其他农户的数字素养与受访农户的杂粮种植意愿没有直接的联系,这表明该工具变量满足相关性和外生性的要求。由表 3 工具变量法检验结果可知,第一阶段工具变量  $IV1$  与  $IV2$  均在 1% 的水平下显著,并且在第二阶段的回归结果与基准回归一致。Kleibergen-Paap rk LM statistic 下 LM 统计量(18.588)通过 1% 水平的显著性检验, Kleibergen-Paap Wald rk F statistic 下的  $F$  值(17.505)大于所有显著性水平下的临界值。由此判断,模型通过不可识别检验和弱工具变量检验。在工具变量法控制内生性问题下,结论仍然是稳健的。

表 3 内生性检验与稳健性检验

	工具变量法		probit	替换解释变量	缩尾处理
	第一阶段回归	第二阶段回归			
数字素养		4.742*** (1.731)	1.729*** (0.655)	0.242** (0.102)	2.7244* (1.139)
数字素养的二次项		-5.310** (2.658)	-2.351*** (0.855)	-0.029** (0.012)	-3.553** (1.471)
$IV1$	0.880*** (0.197)				
$IV2$	1.060*** (0.326)				
拐点			0.368	4.148	0.383
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
$N$	618	618	618	618	618

注: Utest 检验结果中, Sasabuchi 检验的  $t$  值为 2.42 ( $p=0.008$ ), 拐点为 0.377, 基于 Fieller 方法的 95% 水平的置信区间为 [0.219, 0.595], 倒 U 曲线左右侧系数分别为 2.822 ( $t=2.494$ )、4.662 ( $t=-2.416$ )。

同时,农户的数字素养很大程度上取决于家庭禀赋和外部环境条件,但也受到农户自愿选择的影响,即可能存在选择偏差问题。为解决由样本选择偏差可能引起的内生性问题,本文引入文献[44]提出的广义倾向得分匹配法(GPSM)。一方面,GPSM 拥有传统倾向得分匹配的特点,能够通过消除处理组与控制组在接受处理前的异质性所导致的测量误差,有效地解决研究中自选择偏差以及模型设定错误原因带来的内生性困扰;另一方面,GPSM 能够突破传统 PSM 只能处理二元离散变量的局限性,能对处理变量为连续型变量的情况进行效应评估。具体实施步骤如下:首先,将整个样本按数字素养水平平均划分为 4 等份。其次,在经过平衡性检验的前提下,计算出数字素养概率广义倾向得分值。接着,构建回归模型

$$Y = T + T^2 + S + S^2 + T \times S \quad (8)$$

其中: $T$  表示数字素养, $S$  则表示广义倾向得分匹配值。使用 logit 估计结果变量“种植意愿”的条件期望。

最后, 将不同处理水平下的因果效应进行连接, 得到数字素养与农户杂粮种植意愿的“剂量反应”函数关系, 图 3a 与图 3b 分别显示了数字素养对农户杂粮种植意愿的剂量反应函数与处理效应函数曲线。由图 3 可知, 数字素养对农户杂粮种植意愿的边际效应递减, 数字素养与农户杂粮种植意愿呈现倒“U”形关系, 即在 GPSM 控制了相关内生性问题下, 结论依旧稳健。

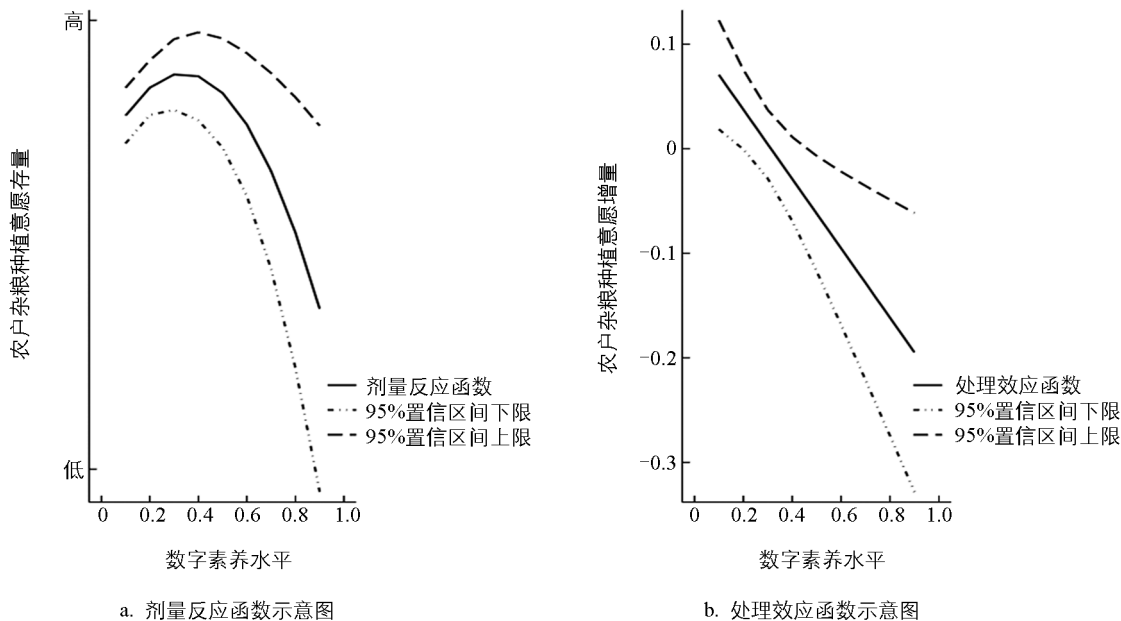


图 3 剂量反应函数与处理效应函数曲线图

2) 稳健性检验。为检验原模型结论的可靠性, 本文采用以下 4 种策略进行稳健性检验, 结果如表 3 所示: ① Utest 检验, 有学者指出仅靠一次项及二次项系数判断倒“U”形关系缺乏说服力, 本文采用 Utest 检验对倒“U”形关系进行进一步检验; ② 替换估计方法, 采用 probit 模型对原模型进行稳健性检验; ③ 改变核心解释变量, 用农户日互联网使用时长来近似代表数字素养进行回归; ④ 缩尾处理, 为克服异常值对估计带来的偏差, 本文采用 99% 的双边缩尾处理主要连续变量进行回归。

Utest 检验结果显示, 数字素养与农户杂粮种植意愿的临界拐点是 0.377, 有 95% 的置信水平落在  $[0.219, 0.595]$  之间。曲线左侧斜率显著为正 (2.822), 右侧斜率显著为负 (-4.662), 故倒“U”形关系得到了进一步支持。此外, 无论是更换估计方法, 替换核心解释变量, 还是进行缩尾处理, 得到的结果与先前结论基本一致, 结论稳健。

## 4 进一步分析

### 4.1 异质性分析

为考察数字素养对农户杂粮种植意愿的影响在不同组群中的异质性。本文考虑到受教育水平、家庭收入与数字素养的相关, 种植规模与种植意愿的相关, 将样本从农业第一决策者的受教育水平、家庭人均收入和种植规模 3 个方面进行分组回归, 分组回归结果见表 4。

1) 受教育水平。将样本按农业第一决策者是否具有高中及以上学历, 分为高受教育水平组和低受教育水平组。如表 4 所示, 低受教育水平组的数字素养及其二次项系数显著, 高受教育水平组的数字素养系数不显著。这表明数字素养在低受教育水平组中与农户杂粮种植意愿呈现显著的倒“U”形关系, 但对高受教育水平群体无显著影响。可能的解释是, 低受教育水平群体数字素养水平较低, 当其数字素养水平提高时将出现前述结论中的倒“U”形影响关系。高受教育水平群体, 一方面在高期望收益和利益最大化的驱动下, 不再愿意投身于经济收益偏低的农业生产中, 选择种植高收益作物或非农就业; 另一方面, 杂粮作物由于受到地域限制而具有一定的地理传承性, 年龄较大的农民会对其更加熟悉, 受教育水平高的年轻人因对其

不太了解而表现出种植积极性不高。样本数据显示,高受教育水平组的平均杂粮种植意愿为 2.976,比低受教育水平组的杂粮种植意愿平均要低 0.254 个意愿等级。

2) 家庭人均收入。将样本按家庭人均收入分组,以样本中位数(19 020 元)为分界点,分为高人均收入组和低人均收入组。如表 4 所示,低家庭人均收入组数字素养一次项系数显著,二次项系数不显著,高家庭人均收入组的数字素养系数不显著。这表明在低人均收入组中数字素养显著提高了农户杂粮种植意愿,而在高人均收入组中数字素养的影响不显著。可能的原因是:低人均收入组群体数字素养水平较低,处在倒“U”形曲线拐点前,提升数字素养对杂粮种植意愿具有显著促进作用。进一步观察低人均收入组的数字素养水平分布情况,低于拐点(0.377)的样本量占了 92.88%,支持了解释。

3) 种植规模。根据农业农村部统计,全国经营耕地面积在 3.33 hm<sup>2</sup>(50 亩)以上的规模经营农户已超 350 万户<sup>[45]</sup>,此外一些省份也将 3.33 hm<sup>2</sup> 作为培育家庭农场的规模标准<sup>[46]</sup>,以 3.33 hm<sup>2</sup> 作为临界点,将样本分为规模经营农户和小农户。如表 4 所示,小农户群体数字素养及其二次项系数显著,且二次项系数(5.977)远大于总样本的估计系数,规模经营农户群体的数字素养系数不显著。这表明数字素养与农户杂粮种植意愿在小农户群体中呈现显著的倒“U”形关系,较总样本曲线更加陡峭,但在规模经营农户群体中对数字素养的影响不显著。可能的解释是:规模农户既追求规模效益,更注重单位面积的产出收益,杂粮种植产量相对较低、价格提升空间有限,难以满足规模农户对高收益的期望。且规模农户更倾向于迎合大型市场需求,种植小麦、玉米等在市场上有稳定需求和成熟销售渠道的大宗粮食作物,对杂粮种植积极性不高。小农户因规模有限,销售风险相对较低,部分农户还将杂粮用于丰富家庭食物来源,在数字素养赋能效应的作用下更加愿意种植杂粮。但当小农户具备一定数字素养水平后,其生产经营更具灵活性,规模小、不依赖市场,退出成本低,当发现更具经济效益的其他生产活动时更易放开杂粮种植,抑制杂粮种植意愿。

表 4 异质性分析

	受教育水平		家庭人均收入		种植规模	
	高	低	高	低	大	小
数字素养	1.003 (1.771)	3.159** (1.476)	1.385 (1.636)	3.351** (1.940)	-0.061 (1.750)	5.977*** (1.751)
数字素养二次项	-2.127 (2.168)	-3.497** (1.986)	-2.258 (1.884)	-3.687 (3.162)	-0.441 (2.178)	-8.263*** (2.454)
拐点	0.236	0.452	0.307	0.454	-0.069	0.362
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	248	370	309	309	326	292

## 4.2 机制分析

前文揭示了数字素养对农户杂粮种植意愿的影响效应以及在不同组群中的异质性,为进一步探究数字素养影响农户杂粮种植意愿的作用路径,下面进行机制分析,验证信息获取能力、生产效率的中介作用和社会资本、土地细碎化的调节作用。

### 4.2.1 中介效应分析

借鉴文献<sup>[47]</sup>对非线性中介效应的分析方法,实证检验信息获取和生产效率的中介作用,结果见表 5。

数字素养对信息获取的回归系数为 2.461,且在 5%的水平下显著为正,表明农户数字素养与信息获取呈正相关关系。数字素养提高增加了农户接触市场和农业生产等信息的概率,使得农户能更迅速、更准确地获取信息,缓解农业生产活动的信息不对称问题。信息获取及其二次项系数均在 5%的水平下

显著,数字素养及其二次项系数均在10%的水平下显著,且相较基准回归,数字素养系数均有一定程度的减小,表明信息获取在数字素养对农户杂粮种植意愿的影响中发挥非线性中介作用。将农业第一决策者的兼业情况(1表示是,0表示否)作为被解释变量,信息获取作为核心解释变量进行回归,信息获取的系数在5%的水平下显著为正,表明信息获取能力的提高促进了农户的非农就业。模型结论与理论分析相一致:当农户数字素养处于较低水平时,信息获取能力的提高降低了农户搜寻成本,优化了杂粮生产决策和市场销售渠道,由此带来的效益提升让农户更加乐意从事杂粮种植活动。当农户数字素养达到一定水平后,非农就业机会的增加,促进农户兼业生产和劳动力非农转移;不转移的农户也将调整种植结构,选择经济效益更高的作物,对杂粮种植表现出抑制作用。即信息获取发挥出非线性中介作用,假说(H2)得证。

数字素养及其二次项对生产效率的影响系数分别为0.261和-0.245,在1%的水平下显著,表明农户数字素养水平不断提升的过程中,生产效率呈现倒“U”形的变化态势。生产效率的系数在5%的水平下显著,数字素养及其二次项均在5%的水平下显著,且与基准回归相比,数字素养系数均有一定的减少,表明生产效率在数字素养对农户杂粮种植意愿的影响中发挥非线性中介作用。模型结论与理论分析相一致:在农户数字素养相对弱时,数字素养能从提高数字农业技术掌握水平、降低协商成本、缓解生产性资金借贷约束等多方面赋能杂粮生产,增强农户杂粮种植意愿。当农户具有一定数字素养后,更高的数字素养赋予农户更高的人力资本和职业适应性,促进农户非农就业;农村劳动力的跨产业流动,使农业生产因劳动供给不足导致生产效率下降,进一步降低农户杂粮种植的意愿。即生产效率发挥了非线性中介作用,假说(H3)得证。

此外,采用KHB方法对信息获取能力和生产效率的中介作用进行检验(表6)。结果显示,信息获取的中介效应分析中的总效应、直接效应和间接效应均通过10%水平的显著性检验,生产效率的中介效应分析中的总效应、直接效应和间接效应均通过5%水平的显著性检验,进一步验证了信息获取和生产效率在数字素养与农户杂粮种植意愿倒“U”形关系中的非线性中介作用。

表5 中介效应检验结果

	种植意愿	信息获取	种植意愿	兼业	生产效率	种植意愿
数字素养	2.822** (1.131)	2.461** (1.253)	2.056* (1.199)		0.261*** (0.064)	2.620** (1.234)
数字素养二次项	-3.742** (1.457)		-2.868* (1.536)		-0.245*** (0.090)	-3.551** (1.755)
信息获取			1.641** (0.728)	0.585** (0.289)		
信息获取二次项			-1.520** (0.678)			
生产效率						1.726** (0.676)
拐点	0.377		0.368			0.369
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N <sup>2</sup>	618	618	618	618	608	608

表 6 KHB 检验结果

		信息获取		生产效率	
		<i>Coefficient</i>	<i>P</i>	<i>Coefficient</i>	<i>P</i>
数字素养	总效应	2.805	0.013		
	直接效应	2.056	0.082		
	间接效应	0.748	0.045		
数字素养二次项	总效应			-3.991	0.010
	直接效应			-3.293	0.035
	间接效应			-0.697	0.021

## 4.2.2 调节效应分析

为了探究社会资本和土地细碎化的调节作用,本部分采用调节效应模型,揭示二者如何影响数字素养与农户杂粮种植意愿的关系,结果见表 7。

表 7 调节效应检验结果

	种植意愿		
	基准模型	社会资本调节效应	土地细碎化调节效应
数字素养	2.822** (1.131)	2.461** (1.253)	3.335*** (1.192)
数字素养二次项	-3.742** (1.457)	-4.165** (1.890)	-5.385*** (1.672)
社会资本		0.259 (0.169)	
社会资本 * 数字素养		-11.958*** (2.294)	
社会资本 * 数字素养二次项		15.171*** (3.856)	
土地细碎化			-0.239 (0.419)
土地细碎化 * 数字素养			16.147*** (5.563)
土地细碎化 * 数字素养二次项			-30.129*** (10.363)
拐点	0.377	0.295	0.310
控制变量	已控制	已控制	已控制
地区特征	已控制	已控制	已控制
$N^2$	618	618	611

表 7 结果显示,数字素养与社会资本交互项在 1% 的水平下显著为负(-11.958),数字素养二次

项与社会资本的交互项在 1% 的水平下显著为正(15.171), 且系数  $2.461 \times 15.171 - (-4.165) \times (-11.958) = -12.469 < 0$ , 表明社会资本对倒“U”形曲线起负向调节作用, 推动曲线拐点向左移, 曲线形态更加平缓, 如图 4a 所示, 验证了假说(H4)。在农户数字素养相对薄弱时, 随着社会资本的增加, 通过社会网络讨论新信息, 能更加高效地利用信息, 优化生产要素配置, 提高生产效率, 推动倒“U”形曲线拐点左移。社会资本越强的农户本身生产效率和种植意愿更高, 又会削弱数字素养对农户杂粮种植意愿的激励效应, 使“U”形曲线左侧更加平缓。当农户具有一定数字素养后, 数字素养的提升可以巩固和发展社会资本, 助力农户与社会资本共享信息, 对于不想留在农村的农户来说数字素养的提升会使农户兼业和非农就业概率增加。对于已在农业领域构建强社会网络的农户, 因不愿意失去原有的社会关系优势, 选择继续从事农业活动, 数字素养对杂粮种植意愿的抑制作用减弱, 倒“U”形曲线右侧更加平缓。

表 7 表明, 数字素养与土地细碎化交互项在 1% 的水平下显著为正(16.147), 数字素养二次项与土地细碎化的交互项在 1% 的水平下显著为负( $-30.129$ ), 且系数  $3.335 \times (-30.129) - (-5.385) \times 16.147 = -13.529 < 0$ , 表明土地细碎化对倒“U”形曲线起正向调节作用, 推动曲线拐点向左移, 曲线形态更加陡峭, 如图 4b 所示, 验证了假说(H5)。在农户数字素养相对薄弱时, 随着土地细碎化程度的提高, 数字素养水平的提升带来的技术进步与信息优势可以显著提高农业生产效率。但由于土地条件的限制, 数字要素与土地要素之间的协同作用和协同要求较弱, 数字素养带来的效率促进效应更快达到峰值, 也更容易打破数字农业的“生产率悖论”, 强化效率促进效应, 推动倒“U”形曲线的拐点向左移动, 且曲线左侧更加陡峭。当农户具有一定数字素养后, 土地连片程度越低, 农户往往倾向于采用多样化种植模式, 根据作物价值和耕地质量来分配土地资源, 在杂粮种植效益普遍不高的情形下抑制杂粮种植意愿。同时, 多样化种植模式有效降低了田间管理难度, 分散了劳动强度, 使得农户将更多的精力投入到非农业劳动中, 进而强化对农户杂粮种植意愿的抑制作用, 数字素养与农户杂粮种植意愿之间的倒“U”形曲线右侧亦趋于陡峭。

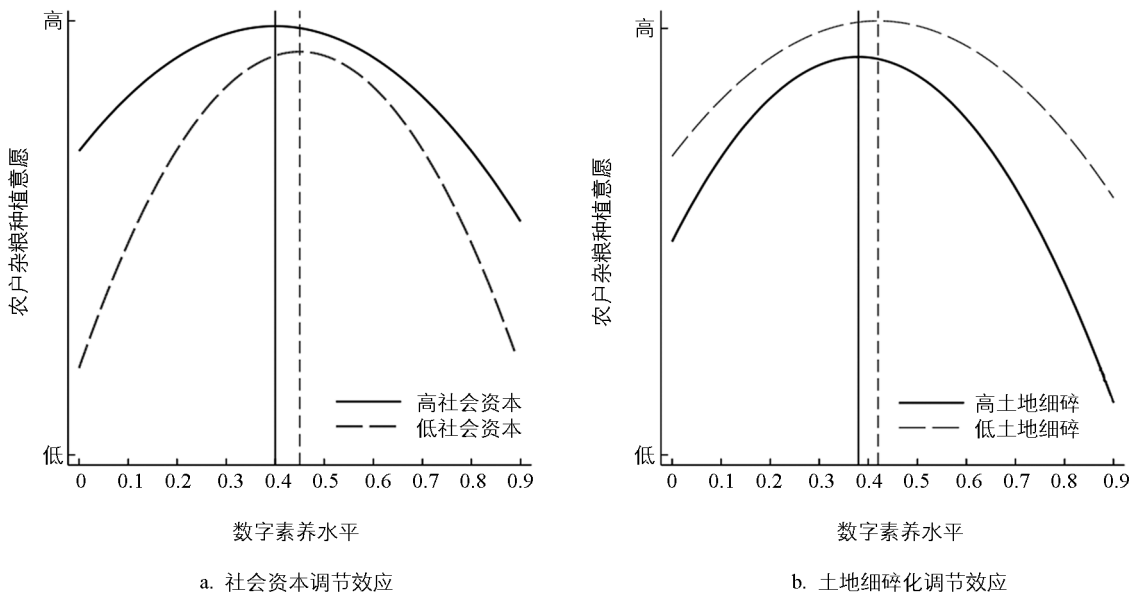


图 4 社会资本与土地细碎化的调节效应图

#### 4.3 农户对杂粮种植选择行为的研究

前文已经实证分析了数字素养对农户杂粮种植意愿的影响。考虑到个体的种植意愿是生产行为的心理表现与前奏, 为探究该影响是否仅仅局限于心理层面, 并且分析农户在杂粮、主粮和经济作物 3 类作物中的种植选择问题, 本文选取提前一期(2024 年)农户种植作物类别作为种植选择行为的核

心指标(1 表示杂粮, 2 表示主粮, 3 表示经济作物)。该指标通过询问农户“您家 2024 年种植面积最大的作物类别是哪一类?”得到。控制变量沿用前文, 采用 Mlogit 模型分析数字素养对农户种植选择行为的影响, 具体模型形式如下:

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = C = k_0 + k_1 D_i + k_2 D_i^2 + \lambda V_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

其中:  $P_i$  表示农户对不同作物种类  $i$  的选择意愿,  $C$  表示 2024 年农户种植作物类别,  $k_0$  为常数项,  $k_1$  和  $k_2$  为待估系数。

以选择种植经济作物为基准组, 分类 logit 模型的结果见表 8。列(1)和列(2)为杂粮和经济作物的对比结果, 列(3)和列(4)为主粮和经济作物的对比结果。第一列仅加入了数字素养的一次项, 数字素养的系数不显著; 列(2)加入数字素养二次项后, 数字素养系数显著为正, 数字素养二次项系数显著为负, 这表明相较于种植经济作物, 数字素养对农户杂粮种植行为呈现显著的倒 U 形影响。列(3)数字素养系数显著为负, 列(4)数字素养系数显著为负, 但二次项系数不显著, 这说明随着数字素养的提升, 农户更倾向选择种植经济作物而不是主粮作物。模型结果与理论分析相印证, 数字素养的提高会给农户带来信息优势与生产效率提升, 但在数字素养水平还相对弱时, 受到资源与技术的约束并不会显著增加农户选择种植经济作物的概率, 而会增加农户选择种植杂粮的概率。当农户数字素养达到了一定水平, 具备了更高的人力资本水平和技术适配性后, 更容易突破经济作物种植的地理环境限制, 选择种植高经济效益的经济作物, 抑制杂粮和粮食作物的种植行为。此外, 上述结果也说明数字素养的影响不仅仅局限于心理层面, 种植意愿的内生动力也会激发种植户采取实际行动实施种植选择。

表 8 数字素养对农户种植选择行为的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	杂粮/经济作物 (一次函数)	杂粮/经济作物 (二次函数)	主粮/经济作物 (一次函数)	主粮/经济作物 (二次函数)
数字素养	0.196 (0.668)	4.521** (1.833)	-2.239*** (0.765)	-2.845** (1.586)
数字素养二次项		-6.62** (2.268)		1.391 (2.038)
个体特征	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制	已控制	已控制
外部环境	已控制	已控制	已控制	已控制
地区特征	已控制	已控制	已控制	已控制
N	618	618	618	618

## 5 研究结论与对策建议

### 5.1 研究结论

本文基于陕、甘、晋 3 个省 618 名杂粮种植户的调研数据, 探究了数字素养对农户杂粮种植意愿和种植行为的影响及作用机制, 得出以下结论: ① 数字素养对农户杂粮种植意愿的影响呈现倒“U”形关系, 这一结论在内生性检验和稳健性检验后依然成立。② 异质性分析发现, 数字素养对杂粮种植意愿的倒“U”形影响在不同的农户家庭存在显著差异, 数字素养的提升对受教育水平低、家庭人均收入低、种植规模小的农户赋能效果更好。③ 机制分析表明, 信息获取能力和生产效率均在数字素养对农户杂粮种植意愿的影响中发挥非线性中介作用; 社会资本负向调节数字素养与农户杂粮种植意愿的倒“U”形关系, 使曲线拐点左

移,曲线形态趋于平缓;土地细碎化正向调节数字素养与农户杂粮种植意愿的倒“U”形关系,使曲线拐点左移,曲线形态趋于陡峭。<sup>④</sup>进一步分析表明,数字素养的赋能效果不仅体现在心理层面,对农户种植选择行为也有显著影响。

## 5.2 对策建议

第一,大力开展数字素养培育工程,精准施策驱动杂粮生产。针对数字素养水平不同的农户,量身定制数字技术培育方案。对于数字素养相对薄弱的农户,聚焦于基础通用类型数字素养的培养,强化农户对农业数字技术的应用,如智能灌溉系统、土壤监测设备的操作,同时提高使用各种信息工具的能力,促进农业生产要素的优化配置和生产决策的准确性,提高农户杂粮种植的积极性。对于具有一定数字素养的农户,侧重对创新应用类型数字素养的培育,号召他们利用数字素养优势开创杂粮生产新兴模式。比如,利用电商平台、直播带货等新兴销售渠道,拓宽杂粮销售市场,减少中间环节,提高杂粮种植生产效益;同时,推动杂粮种植与乡村旅游、农事体验等产业融合,打造生态农业产业模式,拓宽杂粮种植户的收入渠道,提高农户参与杂粮种植的积极性和稳定性。

第二,多举措改善杂粮生产环境,巩固信息优势与效率红利。中国杂粮供给疲软的关键原因是,杂粮生产的比较效益低与农业劳动力流失严重。因此,从本质上改善杂粮生产环境,有助于缓解上述问题,提升杂粮市场竞争力,激发杂粮产业活力。一方面,树立与落实大食物观,倡导健康饮食理念,通过媒体报道、科普讲座等多种方式,提高消费者对杂粮的认知度和认可度,不断完善杂粮销售模式。另一方面,加大对杂粮种植的政策支持,比如依据杂粮种植规模给予杂粮种植户更多补贴倾斜,建立杂粮价格保护机制,启动托底收购,完善农业保险体系,稳定收入预期,减少杂粮种植户的后顾之忧。

第三,“三位一体”融合治理土地细碎化,优化土地格局推动杂粮生产。土地细碎化推动数字素养与杂粮种植意愿的倒“U”形曲线趋于平缓、拐点右移,这为缓解曲线右侧的抑制作用提供了演进策略与优化思路。加强土地细碎化治理,不仅可以有效缓解数字素养的抑制效应,同时也是贯彻《中华人民共和国乡村振兴促进法》规定的“地方各级人民政府应当推进农村土地整理和农用地科学安全利用”的应有之义。<sup>①</sup>不断强化土地承包经营权的清晰界定,完善土地流转市场,运用市场的“无形之手”,促进土地资源的有效配置。<sup>②</sup>土地整治与行政赋能土地流转双管齐下,充分调动政府这只“有形之手”的力量,强化土地平整与土地权属调整,运用村社集体统筹功能,解决土地集中利用问题。<sup>③</sup>充分发挥农户自组织机制的优势,多元化积极探索如“按户连片”“虚拟确权”“土地调整”等治理模式,遵循村民自治原则的核心,优化农村土地分布格局。此外,要有机融合三大治理机制,克服单个机制带来的过度强调个体产权、政府越位和受政策影响大等弊端,协同推进土地细碎化治理,为完善杂粮供给体系提供土地保障。

## 参考文献:

- [1] 郭梦. 2025年粗粮行业现状与发展趋势分析 [EB/OL]. (2025-03-04) [2025-04-15]. <https://www.chinairn.com/hyzz/20250304/173744406.shtml>.
- [2] 国家统计局农村社会经济调查司. 中国农村统计年鉴 [EB/OL]. (2024-11-15) [2024-12-05]. <https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2025020018&.pinyinCode=YMCTJ>.
- [3] 国家统计局农村社会经济调查司. 中国农业统计资料 [EB/OL]. (2020-6-01) [2024-12-05]. <https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2020090339&.pinyinCode=YZGNT>.
- [4] 周清明. 农户种粮意愿的影响因素分析 [J]. 农业技术经济, 2009(5): 25-30.
- [5] 谢花林, 欧阳振益, 陈倩茹. 耕地细碎化促进了耕地“非粮化”吗——基于福建丘陵山区农户的微观调查 [J]. 中国土地科学, 2022, 36(1): 47-56.
- [6] 王亚坤, 王慧军, 杨振立. 我国谷子种植户持续种植意愿的影响因素研究 [J]. 中国农业资源与区划, 2016, 37(2): 96-102.

- [7] 李星光, 霍学喜. 信息化、农地流转与农业经营收入 [J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2023, 29(3): 77-91.
- [8] 李玉勤. 杂粮种植农户生产行为分析——以山西省谷子种植农户为例 [J]. 农业技术经济, 2010(12): 44-53.
- [9] 叶初升, 马玉婷. 人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构? [J]. 中国农村经济, 2020(4): 34-55.
- [10] 李晓云, 张晓娇. 收入与农业生产类型对中国农村居民营养的影响 [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020(4): 37-49.
- [11] 朱秋博, 白军飞, 彭超, 等. 信息化提升了农业生产率吗? [J]. 中国农村经济, 2019(4): 22-40.
- [12] 袁俐雯, 张露, 张俊飏. 农业服务信息化对农户生产效率的影响——基于服务环节与服务对象的双重考察 [J]. 农业现代化研究, 2023, 44(6): 1059-1069.
- [13] 李士梅, 尹希文. 中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析 [J]. 农业技术经济, 2017(9): 4-13.
- [14] 黄龙俊江, 刘玲玉, 肖慧, 等. 农业科技创新、农业技术效率与农业经济发展——基于向量自回归(VAR)模型的实证分析 [J]. 科技管理研究, 2021, 41(12): 107-113.
- [15] 曲冠楠, 陈凯华, 陈劲. 颠覆性技术创新: 理论源起、整合框架与发展前瞻 [J]. 科研管理, 2023, 44(9): 1-9.
- [16] 朱琳, 陈荣赓, 廖和平, 等. 土地流转何以促进农户增收——基于收入来源的视角 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(7): 21-31.
- [17] 吴佳璇, 闵师, 王晓兵, 等. 互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置——基于西南山区农户面板数据 [J]. 中国农村经济, 2022(8): 93-113.
- [18] 苏岚岚, 彭艳玲, 周红利. 共同富裕背景下农户数字经济参与的收入效应及作用机制 [J]. 中国农村经济, 2024(8): 145-165.
- [19] 杨佳利, 吴从亮. 数字素养、电商认知与农户电商参与行为——基于湘粤地区 528 份调查数据 [J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2023, 24(6): 23-34.
- [20] 杨柠泽, 周静, 马丽霞, 等. 信息获取媒介对农村居民生计选择的影响研究——基于 CGSS 2013 调查数据的实证分析 [J]. 农业技术经济, 2018(5): 52-65.
- [21] TESFAY M G. The Impact of Participation in Rural Credit Program on Adoption of Inorganic Fertilizer: A Panel Data Evidence from Northern Ethiopia [J]. Cogent Food & Agriculture, 2021, 7(1): 1919388.
- [22] WENG F L, LIU X, HUO X X. Impact of Internet Use on Farmers' Organic Fertilizer Investment: A New Perspective of Access to Credit [J]. Agriculture, 2023, 13(1): 219.
- [23] 刘新仪, 李家辉, 赵凯. 数字素养对农户生产要素配置的影响 [J]. 经济与管理研究, 2024, 45(10): 56-76.
- [24] 国务院办公厅. 国务院办公厅关于践行大食物观构建多元化食物供给体系的意见 [EB/OL]. (2024-09-15) [2024-11-25]. [https://www.gov.cn/zhengce/content/202409/content\\_6974838.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/202409/content_6974838.htm).
- [25] 李晓阳, 刘芮含, 周承绪. 农业农村数字化助力农业“双碳”目标实现 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2025, 47(3): 84-96.
- [26] 阮若卉, 罗明忠. 农村劳动力数字素养、就业能力与非农就业 [J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2024, 25(4): 31-39.
- [27] 王善高. 数字经济与农业高质量发展: 影响效应与作用路径 [J]. 统计与决策, 2024, 40(6): 21-26.
- [28] 刘渊博, 温涛. 数字素养与农户收入差距: 加剧还是缓解? ——基于中西部地区的微观证据 [J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2024, 24(4): 91-101.
- [29] 尤亮, 李晶音, 霍学喜. 收入渴望视角下农户种植意愿研究 [J]. 财贸研究, 2024, 35(11): 56-67.
- [30] 苏岚岚, 彭艳玲. 数字化教育、数字素养与农民数字生活 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(3): 27-40.
- [31] 李福夺, 李忠义, 尹昌斌, 等. 农户绿肥种植决策行为及其影响因素——基于二元 Logistic 模型和南方稻区 506 户农户的调查 [J]. 中国农业大学学报, 2019, 24(9): 207-217.
- [32] 闫迪, 郑少锋. 现代通讯技术使用对农户要素投入的影响——基于山东省寿光蔬菜种植户的分析 [J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2021, 21(3): 137-148.
- [33] 刘祎鸿, 赵贵宾, 董孔军, 等. 甘肃小杂粮生产演变特征、存在问题及对策建议 [J]. 中国农业资源与区划, 2016, 37(10): 122-126.

- [34] 赵羚雅, 向运华. 互联网使用、社会资本与非农就业 [J]. 软科学, 2019, 33(6): 49-53.
- [35] 王洋, 郝孝露. 互联网嵌入对水稻绿色生产效率的影响研究——基于要素数字化视角 [J/OL]. 中国农业资源与区划, 2024: 1-16. (2024-12-12) [2025-04-15]. <https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?filename=ZGNZ20241211007&dbname=CJFD&dbcode=CJFQ>.
- [36] 王菲, 孙淑惠, 刘天军. 数字经济发展推进了农业生产方式变革吗——来自黄河流域地级市的证据 [J]. 中国农村经济, 2023(9): 122-143.
- [37] 卢华, 胡浩. 土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查 [J]. 农业技术经济, 2015(7): 4-15.
- [38] 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.
- [39] 苏岚岚, 彭艳玲. 农民数字素养、乡村精英身份与乡村数字治理参与 [J]. 农业技术经济, 2022(1): 34-50.
- [40] 张心洁, 罗英. 社会资本视域下农村大病患者内源防贫能力建设 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(4): 13-22.
- [41] 陈品, 钟甫宁. 农村土地调整与分配细碎化——基于诱致性制度变迁的分析框架 [J]. 农业技术经济, 2025(2): 4-19.
- [42] MACKINNON D P, DWYER J H. Estimating Mediated Effects in Prevention Studies [J]. Evaluation Review, 1993, 17(2): 144-158.
- [43] HAANS R F J, PIETERS C, HE Z L. Thinking about U: Theorizing and Testing U- and Inverted U-Shaped Relationships in Strategy Research [J]. Strategic Management Journal, 2016, 37(7): 1177-1195.
- [44] HIRANO K, IMBENS G W. The Propensity Score with Continuous Treatments [J]. Applied Bayesian Modeling and Causal Inference From Incomplete-Data Perspectives, 2004, 226164: 73-84.
- [45] 董峻. 中国全力破解“谁来种地”难题 [EB/OL]. (2016-11-17) [2024-11-25]. [http://www.moa.gov.cn/xw/qg/201611/t20161117\\_5366963.htm](http://www.moa.gov.cn/xw/qg/201611/t20161117_5366963.htm).
- [46] 向婧. 重庆将培育大批家庭农场 经营者需满足五个条件 [EB/OL]. (2013-09-04) [2024-11-25]. <http://politics.people.com.cn/n/2013/0904/c70731-22800532.html>.
- [47] PREACHER K J, HAYES A F. SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models [J]. Behavior Research Methods, Instruments, & Computers, 2004, 36(4): 717-731.

责任编辑 张枸