

数字素养对农户财产性收入的影响

李成顺 凌晓红 吴 雨

内容提要:提升农户的财产性收入,释放农村地区的经济活力,对于缩小城乡差距和促进乡村振兴具有重要的现实意义。本文利用2017年和2019年中国家庭金融调查数据,通过构建数字素养指数,实证分析农户数字素养对家庭财产性收入的影响。研究结果表明,农户数字素养的提升通过提高金融市场参与度与低风险资产持有比例、增强经济金融信息关注度,以及缓解流动性约束并提升金融服务可得性影响农户财产性收入,且前两个路径在低数字化地区表现出更强的边际效应。异质性分析结果显示,数字素养对处于低数字化水平地区、低传统金融发展水平地区的农户以及低教育水平、非正规就业农户的财产性收入具有更为明显的积极效应。本文的研究为制定促进数字化发展与增加农户收入来源的相关政策提供了参考。

关键词:数字素养 农户 财产性收入 共同富裕 乡村振兴 数字化水平 非正规就业

中图分类号:F49;F126;F323.8

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)10-0075-16

一、问题提出

大国“三农”,农民为先,首先需要解决农户的收入问题。农户的收入主要由经营性收入、工资性收入、转移性收入与财产性收入组成,前三个部分的增长空间相对有限,唯有财产性收入具有较大的增长潜力^[1]。2022年党的二十大报告强调,“完善按要素分配政策制度”“多渠道增加城乡居民财产性收入”。2023年中央一号文件明确指出,将“赋予农民更加充分的财产权益”作为“拓宽增收致富渠道”的重要举措。然而,目前中国农户财产性收入仍存在较大的问题。一方面,农户财产性收入总额较小、占总收入的比重过低,增速缓慢。国家统计局数据显示,2023年农村居民的人均财产性收入为540元,仅为城镇居民人均财产性收入的1/10,不足城镇居民人均可支配收入的3%^[2]。同时,尽管农户财产性收入呈现逐年增长的趋势,但增速相对缓慢,低于城镇居民财产性收入增速5%以上^[3]。另一方面,农户财产性收入的来源较为单一。农村居民由于缺乏投资理财资金与意识,主要依靠土地承包经营权流转、征地补偿等非金融资产获得财产性收入,而理财、股票、基金等金融资产的潜力尚未被充分释放^[4]。根据2019年中国家庭金融调查数据,仅有4%的农户家庭拥有风险性金融资产,远低于城镇家庭水平。由此可见,农户的财产性收入未能得到多元化提升,

收稿日期:2025-04-28;修回日期:2025-09-11

作者简介:李成顺 南京大学商学院博士研究生,南京,210008;

凌晓红 南京农业大学金融学院博士研究生,通信作者,南京,210095;

吴 雨 南京农业大学金融学院教授、博士生导师。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

而依赖度过高的单一收入渠道限制了农户财产性收入的增长空间。基于上述背景,如何提高农户财产性收入,切实推动共同富裕目标实现已成为社会的关键议题。

2021年脱贫攻坚取得全面胜利后,乡村振兴战略成为新时代“三农”工作的重心^[5]。数字乡村建设作为乡村振兴的重要战略方向,不仅为乡村经济的发展持续赋能,还为数字经济与“三农”的融合指明了道路。近年来,随着“宽带乡村”等工程的稳步推进,农村地区的数字基础设施得到极大的提质升级,全国行政村光纤和4G覆盖率超98%^[6],有效地补齐了农村网络发展短板,减缓了农村多维相对贫困^[7]。在数字化社会不断发展的当下,数字素养已成为跟上时代步伐的关键因素。与其他职业相比,农民的数字素养得分排名最低,仅为18.6分,低于平均值57%,是名副其实的“数字洼地”^[6]。国家接连出台《提升全民数字素养与技能行动纲要》《2024年提升全民数字素养与技能工作要点》等方案,将提升全民数字素养作为工作重点纳入国家战略层面。已有研究发现,数字素养的提升能够提高农户的金融可得性,增强其对线上金融产品服务的接受度^[8],促进家庭风险性金融资产持有比例的增加,进而提高家庭金融资产组合的有效性。然而,鲜有研究讨论农户数字素养是否有助于提高财产性收入。若数字素养能促进农户财产性收入提高,又是通过何种机制渠道发挥作用,是否存在区域位置、人力资本以及物质资本上的差异性?

基于上述分析,本文采用2017年和2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据,参考张鹏等(2024)^[9]和王汉杰(2024)^[10]的研究,从数字接入、数字信息获取和数字生活三个方面构建农户数字素养指数,实证研究农户数字素养对家庭财产性收入的影响及其作用机制。本文可能的边际贡献主要表现在:第一,在研究维度层面,以往研究聚焦土地制度改革或传统人力资本,缺乏基于数字时代新要素分析^[11],本文将研究视角聚焦于数字素养对农户财产性收入的影响,不仅拓宽了已有关于财产性收入因素的研究边界,还为如何提高农村居民财产性收入,推动共同富裕的实现提供了新的角度;第二,在机制分析层面,区别于传统的单一路径分析,本文从金融信息关注度、流动性约束和金融服务可得性三个视角分析数字素养提高农户财产性收入的微观作用机制,丰富了数字素养和微观经济行为的作用机制相关研究,为未来制定数字化发展和农户增收相关政策提供政策参考。

二、文献综述

与本文密切相关的文献包括农户财产性收入的影响因素、农户财产性收入的增长路径和数字素养对农户增收的影响三个方面。

农户财产性收入主要由两个部分组成,一部分是以土地房屋租金、征地补偿为代表的非金融财产性收入,另一部分是以存款利息、股票、基金、债券、理财产品收入等为代表的金融财产性收入^[12]。从影响因素看,已有研究主要从个体特征、家庭禀赋和政策因素三个方面展开讨论。个体特征方面,有研究发现教育程度、金融知识、政治身份等因素能够影响财产性收入。从人力资本角度出发,教育水平较高的个体通常具备更强的信息获取能力,能够显著促进家庭参与金融市场,从而增加财产性收入^[13]。家庭的金融素养水平也会通过促进家庭金融市场参与和推动土地转出获得土地租金两种方式对家庭财产性收入产生影响^[14]。从政治身份出发,程名望等(2016)研究发现,有政治身份的农户的财产性收入比非政治身份农户高21.11%,一定程度上是由于干部农户的寻租行为^[15]。家庭禀赋方面,包括家庭物质资本、社会资本、非农就业率等因素,如资本市场具有马太效应的特点,即高财富的家庭能够更快、更多地积累财产性收入。对于农村家庭来说,有土地的家庭能够获得更多的财产性收入。王文涛和谢家智(2017)实证研究发现,家庭的金融市场参与受预期社会化的影响,从而增加

财产性收入^[16]。政策因素方面,主要是财产性制度和市场化制度。由于中国农村土地归农村集体所有,产权边界使得农户通过流转土地获得财产性收入的增长并不显著^[17]。但近年来随着土地确权和土地市场改革的深化,农户依靠土地获得的财产性收入有了一定程度的提高。

从农户财产性收入的增长路径看,现有文献主要从城镇化和农村土地制度改革两方面进行分析。第一,在城镇化进程中,推进了农村金融的发展,拓宽了农户财产性收入增收渠道。农业转移人口市民化通过学习效应和交流效应来提升农业转移人口的金融素养,从而提高财产性收入^[18]。第二,有学者认为土地确权、土地承包经营权流转、农地整治、农村集体经营性建设用地入市等促进了农户财产性收入增加。农村土地确权工作的开展有利于促进农户土地经营权流转,从而拓宽农户财产性收入来源。张国林和何丽(2021)研究发现,拥有土地经营权证书的农户比土地未确权的农户财产性收入高 18.5%,平均高 419 元^[11]。同时,农地整治工作也有利于提高农户家庭的耕地质量和农业基础条件,从而提高耕地价值,增加土地流转租金,推动家庭财产性收入的提升^[19]。此外,杨庆媛等(2017)研究发现,采用市场机制配置农村建设用地推动了农村集体建设用地经济价值的实现并促进了劳动力转移,提高了农户的土地财产性收入和工资性收入,为农户增收提供多渠道来源^[20]。

在数字经济快速发展的背景下,数字技术正重塑农户财产性收入的生成逻辑。根据埃希特-阿尔卡莱(Eshet-Alkalai, 2004)的数字素养框架,数字技能已成为数字时代公民必备的生存能力^[21]。劳等人(Law et al., 2018)进一步强调,数字素养包含信息管理、安全使用及价值创造等多维能力^[22]。现有研究揭示,数字技术可通过降低信息获取成本、拓展社会资本网络和优化资产配置效率三条路径来影响农户收入^[23-25]。具体到财产性收入领域,单德朋等(2022)指出,数字素养的增收效应具有场景依赖性,严肃类数字活动(如在线学习、电子政务等)较娱乐化社交行为更能促进财富积累^[26]。罗千峰等(2023)基于中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据的实证分析表明,数字技能对低教育群体、中老年群体及丘陵山区农户的增收效应更为显著,其作用机制涵盖信息强化、网络拓展与资产优化三大维度^[27]。进一步的研究发现,数字素养通过代际传递机制强化子代数字化生存能力,有效地降低了代际收入固化风险^[28],同时通过非农就业创业渠道改善家庭收入结构^[29]。

综上所述,虽然已有部分文献研究了影响农户财产性收入的因素、增收途径以及数字素养对农户家庭的增收作用,但仍存在以下问题。第一,已有文献缺乏对农户家庭禀赋与财产性收入潜在关系的探讨,忽略了农户个人能力对提高财产性收入的作用。同时,现有研究主要聚焦于以土地为代表的非金融性质的财产性收入,而对中国农户的金融财产性收入讨论还较少。第二,对农户数字素养增收效应的研究不够深入,鲜有文献全面分析数字素养对农户财产性收入的影响,这不利于充分理解数字素养对推动农村地区共同富裕的作用。基于以上情况,本文一方面构建包含数字接入、信息获取、数字生活三个维度的指标,以量化农户数字素养;另一方面,进一步在实证层面通过机制分析验证金融信息关注度提升、流动性约束缓解和金融服务可得性增强三条路径对于农户财产性收入增加的影响,形成“指标构建—路径解析—政策优化”的逻辑框架,为数字时代农户增收政策的制定提供微观证据与差异化方案。

三、理论分析与研究假设

互联网技术与金融市场的深度融合推动了金融产品和服务的创新,有效地促进了金融产品和服务下沉,深刻地影响了农户的金融投资行为。一方面,高数字素养的农户具备较强的数字技术应用能力和信息处理能力,

使其更容易接受并使用互联网以及网络交易平台,从而降低传统金融交易的进入门槛,提高农户主动参与风险资产投资的可能性与持有比例,进而推动农户财产性收入的增加^[30];另一方面,中国农村金融发展起步晚、基础薄弱,而近年来兴起的数字金融以与生俱来的普惠性,在农村金融市场中发挥“鲶鱼效应”,有效地优化了农村金融服务^[31]。而农户的数字素养作为机制作用,不仅能够放大数字普惠金融对家庭金融市场参与广度和深度^[32],还能优化金融资产组合的有效性,提高资产收益率,从而提升家庭财产性收入^[33]。此外,高数字素养的农户能够更便捷地把握金融市场前瞻性趋势,享受普惠金融服务,从而更积极地提高风险金融资产配置效率^[4]。若将风险金融资产分为高风险金融资产和低风险金融资产,数字素养较高的农户能够对金融市场运作及其风险收益特征有更全面的认识,使其在投资决策中倾向于选择收益稳定、风险较低的低风险金融资产,以实现财富的稳健增值。综上,农户数字素养的提升直接增强了其对金融产品的信息获取与筛选能力,通过降低信息不对称性,突破地域限制接触多元化理财产品,从而拓展金融市场参与广度;数字素养的提升使得农户具备更强的风险定价与收益预测能力,通过精准匹配风险收益特征提升投资收益率;同时,数字素养的提高使农户能够更有效地利用数字平台的风险测评与模拟交易功能,强化理性决策能力,在风险可控范围内主动增加低风险金融资产配置比例,最终实现财产性收入增长与风险管理的双重优化。

基于上述分析,本文提出研究假设1:数字素养能够提高农户金融市场参与广度、深度与收益率,从而增加财产性收入,且农户会增加低风险金融资产持有比例。

在数字经济蓬勃发展的背景下,移动互联网作为一种非传统信息渠道突破了时空限制,成为农村家庭获取金融市场动态和政策信息的重要渠道^[34]。数字素养的提升使农户能够更熟练地利用移动互联网和数字化工具获取、分析和利用金融信息,降低对金融信息的关注成本。一方面,对于尚未参与金融市场的农户来说,数字素养能够帮助其依托网络平台,发现能够为家庭带来额外收入的金融投资信息,进而在“羊群效应”的驱动下促使其参与金融市场^[35],从而增加财产性收入;另一方面,对于已有投资经验的农户,数字素养有利于加强农户对金融信息的全面获取与理性判断,提高对金融信息内容的甄别能力,促进其在经济金融领域的行为理性化^[36],从而形成从金融信息关注到金融知识提升的良性循环,促进其资产配置多样化和组合分散化,有利于增加农户家庭财产性收入^[37]。综上,数字工具应用使农户能高效利用移动终端、金融科技平台等渠道获取市场动态,降低信息搜寻成本;信息关注度的提升促使农户捕捉市场机遇,从而增加利息、股息、资本利得等财产性收入获得的可能。

基于上述分析,本文提出研究假设2:数字素养能够提升农户对金融信息的关注度,从而增加农户的财产性收入。

根据马科维茨(Markowitz, 1952)的现代投资组合理论,家庭通过多元化投资来实现风险与回报的平衡,选择适合自身风险承受能力的资产组合^[38]。然而,由于信贷约束的存在,农户无法完全自由地进出信贷市场,可能导致家庭无法获得足够的信贷,从而限制其金融市场参与和资产选择行为^[39-40]。从需求端角度出发,数字素养的提升能帮助农户借助互联网平台获取金融信息,了解贷款政策并申请贷款,缓解农户在借贷领域的“柠檬市场”现象。从供给端角度出发,数字工具的应用优化了贷款申请流程,提高了审批效率,进而使得农户更容易获取信贷服务^[41],有利于降低借方的财富门槛,缓解金融对农户群体的排斥效应。而流动性约束的缓解,能有效促进农户在金融市场中的参与,提高风险资产的持有比例,进而推动家庭财产性收入的增加^[42]。综上,数字工具应用能力使农户能依托移动支付、网络借贷等平台突破地域限制,降低融资交易成本,提高短期资金周转效率;流动性的改善为农户提供了更多可支配资源,使其能够抓住投资机遇或参与

高收益金融活动,最终通过资本增值扩大财产性收入规模。

基于上述分析,本文提出研究假设 3:数字素养能够缓解流动性约束,从而增加农户的财产性收入。

一方面,在传统金融领域,数字素养有助于消除信用评估中的信息盲区,使农户更易获得正规信贷支持^[5,8],提高农户的传统金融可及性,推动金融服务范围覆盖长尾人群,形成金融资产的初始积累,能够促进农户的金融市场参与,增加风险金融资产配置比重^[43],从而有利于提高农户财产性收入;另一方面,数字操作技能增强能够推动农户突破物理空间限制,通过数字平台参与远程证券交易、基金理财等数字化金融服务产品,拓宽资产配置的时空边界,提高农户家庭的数字金融服务可得性,提高金融市场参与广度和深度,增加农户财产性收入^[44]。综上,数字工具应用能力使农户能依托移动终端突破物理网点限制,远程办理储蓄、理财及信贷业务,减少时空约束;数字化技能培训则强化了农户对在线金融产品的操作与风险识别能力,降低参与门槛,使其能更高效地捕捉利息、股息、资本利得等收益机会,最终通过金融资源优化配置实现财产性收入增长。

基于上述分析,本文提出研究假设 4:数字素养能够提高金融服务的可得性,从而增加农户的财产性收入。

四、实证设计

(一)数据来源

本文数据来源于 2017 年和 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据。CHFS 是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心自 2011 年起开展的项目,每两年进行一次,涵盖家庭的人口统计特征、家庭股票、基金、债券、金融衍生品等金融资产持有及持有收入情况,为本文实证研究家庭财产性收入提供了可靠的数据支撑。为缓解异常值对本文结果的影响,对各价值型连续变量和户主年龄进行上下 1%的缩尾处理,在剔除缺失值之后,最终得到 19 353 个样本。

(二)模型设定

本文使用双向固定效应模型估计农户数字素养与家庭财产性收入之间的因果关系,具体模型设定如下:

$$Proper_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 digitalliteracy_{it} + X'_{it}\beta + \pi_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Proper_{it}$ 表示第 i 个农村家庭在 t 年财产性收入总额的对数值。 $digitalliteracy_{it}$ 表示第 i 个家庭在 t 年的数字素养指数。 X'_{it} 为控制变量向量,表示一系列可能影响家庭财产性收入的户主特征和家庭特征变量。 π_i 是家庭固定效应, ω_t 是年份固定效应, ε_{it} 是随机扰动项。

(三)变量说明

1. 被解释变量

根据国家统计局《住户收支与生活状况调查方案(2021)》的定义,财产性收入是指家庭或家庭成员将其所拥有的金融资产、住房等非金融资产和自然资源交由其他机构单位、住户或个人支配而获得的回报,包括金融财产性收入(存款利息收入、理财产品收入、股票收入、基金收入、债券收入、衍生品收入、非人民币资产收入、贵金属收入、其他金融资产收入和借出款利息收入等)和非金融财产性收入(房屋出租收入和土地租金收入)。考虑到中国农村地区土地流转的规模、速度和方式存在明显差异以及居民购房

的门槛较高,本文参考宁光杰(2014)^[45]对家庭金融资产财产性收入的定义,将财产性收入限定为金融财产性收入。由于部分样本家庭财产性收入为0,为确保数据的连续性及有效性,本文将家庭财产性收入加1后取对数处理。

2. 解释变量

2021年出台的《提升全民数字素养与技能行动纲要》明确提出,“数字素养与技能是数字社会公民学习工作生活应具备的数字获取、制作、使用、评价、交互、分享、创新、安全保障、伦理道德等一系列素质与能力的集合”。参考张鹏等(2024)^[9]和王汉杰(2024)^[10]的研究,结合CHFS问卷信息,本文基于数字接入、数字信息获取和数字生活三个维度构建农户数字素养体系,具体指标如表1所示。

表1 解释变量定义

数字素养指标	具体界定
数字接入	是否拥有智能手机
	家里是否拥有电脑
	是否使用互联网
数字信息获取	是否使用网络进行社交
	是否使用网络获取资讯
数字生活	是否使用移动支付
	是否使用网络购物

注:若农户回答为“是”或“使用”,赋值为1,否则赋值为0。

在基准回归中,本文采用熵值法进行赋权,并进一步得到农户数字素养指数。在稳健性检验中,采用因子分析法和加总法衡量农户数字素养。KMO检验值为0.8632,大于0.6,且巴特利特(Bartlett)球形度检验值对应的P值在1%水平下显著,表明本文选取的指标具有良好的信度和效度。

金融市场参与表示农户是否拥有正规金融市场的风险资产,有取值为1,否则为0;风险资产包括理财产品、股票、基金、债券、金融衍生品、非人民币资产、贵金属、其他金融资产和借出款,风险资产占比等于农户风险资产总额占家庭总资产的比重。此外,本文根据CHFS数据构建“经济金融信息关注度”变量,若农户关于“平时对经济、金融信息关注度如何”这一问题的回答为关注,变量取值为1,否则为0;使用“是否使用信用卡”衡量农户流动性约束,未开通信用卡的农户定义为受到流动性约束,取值为1,否则为0。

3. 机制变量

4. 控制变量

本文主要从户主个体特征和家庭特征两个层面选取控制变量,其中,户主特征包括户主性别、年龄、婚姻、受教育程度以及风险态度^①;家庭特征变量包括家庭资产、不健康人数占比、老人占比以及儿童占比^②。为缓解不随时间变化的家庭因素和宏观经济特征对财产性收入的影响,本文控制了家庭固定效应和年份固定效应。

3. 机制变量

(四) 描述性统计

在剔除异常样本和极端值后,各变量的描述性统计结果如表2所示。平均而言,约3.92%的农户持有财

① 参考已有研究^[28]的做法,家庭取得财产性收入的主观原因来自对资产的配置,而这一决策取决于风险意识^[46],因此根据CHFS问卷中受访者对“如果您有一笔资金用于投资,最愿意投资哪个项目”的回答,若回答为“高风险高回报”或“略高风险略高回报”,定义为风险偏好;若回答为“略低风险略低回报”或“不承担任何风险”,定义为风险厌恶。

② 借鉴已有研究^[47]的做法,家庭的赡养和抚养压力直接关系到家庭的经济情况,本文选取不健康人数占比、儿童占比以及老人占比,均为与家庭总人数的比值。其中,健康状况由受访者自评得到(非常健康=1,比较健康=2,一般=3,不太健康=4,很不健康=5),将回答为4和5的受访者定义为不健康。儿童指15岁以下家庭成员,老人指60岁以上家庭成员。

产性收入,财产性收入的均值为 440.872 9 元,表明中国农村地区的家庭金融市场参与度较低、财产性收入较少。户主平均年龄约为 56.9 岁,平均受教育年限为 7.355 3 年,88.21%的家庭户主为男性,89.08%的户主已婚,80.03%的家庭厌恶风险,96.05%的家庭拥有自有住房,家庭总资产的对数为 11.915 8,家庭不健康人数占比均值为 0.128 9,儿童占比的均值为 0.105 1,老人占比的均值为 0.272 7。

表 2 描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
被解释变量	财产性收入	19 353	440.872 9	1.750 0	0	1 300 280	10 773.653 0
解释变量	数字素养指数	19 353	0.181 6	0.056 2	0	1	0.252 7
机制变量	金融市场参与	19 353	0.039 2	0	0	1	0.194 1
	风险资产占比	19 353	0.059 5	0	0	1	0.181 0
	经济金融信息关注度	19 353	0.156 2	0	0	1	0.363 0
	流动性约束	19 353	0.916 8	1	0	1	0.276 2
控制变量	户主年龄	19 353	56.926 5	56	24	85	11.713 3
	户主年龄 ² /100	19 353	33.817 9	31.360 0	2.890 0	136.890 0	13.608 7
	户主性别	19 353	0.882 1	1	0	1	0.322 5
	户主婚姻	19 353	0.890 8	1	0	1	0.311 9
	户主受教育年限	19 353	7.355 3	9	0	19	3.302 6
	风险厌恶	19 353	0.800 3	1	0	1	0.399 8
	房产	19 353	0.960 5	1	0	1	0.194 7
	ln 总资产	193 53	11.915 8	12.122 7	0.693 2	18.425 9	1.589 4
	不健康人数占比	19 353	0.128 9	0	0	1	0.230 5
	儿童占比	19 353	0.105 1	0	0	0.833 3	0.157 6
	老人占比	19 353	0.272 7	0.142 9	0	1	0.355 6

五、实证结果与分析

(一) 基准回归

本部分检验了农户数字素养与家庭财产性收入之间的关系,回归结果如表 3 所示。列(1)为控制户主和家庭特征变量的估计结果,其中农户数字素养的提升对家庭财产性收入影响的回归系数显著为正。列(2)是在列(1)的基础上控制年份固定效应和家庭固定效应的估计结果,核心解释变量数字素养的回归系数为 0.860 4,在 1%的统计水平下显著,表明数字素养的提升促进了农户家庭财产性收入的增加。数字素养每提升 1 个单位,农户家庭财产性收入的对数值提升 0.860 4。

其他控制变量方面,户主已婚、风险厌恶以及不健康人数占比的回归系数显著为负,可能的原因是这类家庭更倾向于保守的投资策略,更倾向于将资金投资于低风险、低收益的金融产品,限制了家庭财产性收入的增长潜力;拥有房产的家庭可能会因为房产的流动性较差而限制了他们的投资选择,进一步影响家庭财产性收入。此外,随着家庭财富的增加,财产性收入也有所上升。

表3 农户数字素养与财产性收入的回归结果

变量	(1)	(2)
数字素养指数	0.900 9*** (0.071 7)	0.860 4*** (0.108 5)
户主年龄	-0.009 4 (0.009 8)	0.014 3 (0.018 1)
户主年龄 ² /100	0.010 8 (0.008 6)	-0.011 9 (0.016 1)
户主性别	0.047 0 (0.053 8)	-0.029 1 (0.087 4)
户主婚姻	0.141 2** (0.056 5)	-0.193 2** (0.094 3)
户主受教育年限	0.074 1*** (0.005 5)	0.011 0 (0.011 0)
风险厌恶	-0.172 4*** (0.041 6)	-0.211 4*** (0.051 1)
房产	-0.819 6*** (0.087 7)	-0.759 0*** (0.130 1)
ln 总资产	0.567 0*** (0.011 7)	0.402 5*** (0.023 7)
不健康人数占比	-0.702 6*** (0.076 1)	-0.319 6*** (0.106 7)
儿童占比	-0.499 9*** (0.114 0)	0.106 2 (0.182 6)
老人占比	0.267 2*** (0.061 9)	0.048 5 (0.117 7)
常数项	-4.309 6*** (0.308 1)	-2.033 0*** (0.576 2)
家庭固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
观测值	19 353	19 353
R ²	0.188 9	0.057 4

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著；括号内数值为行政村层面的聚类稳健标准误。后表同。

表4 数字素养与金融市场参与的回归结果

变量	金融市场参与	风险资产占比
数字素养指数	0.115 9*** (0.013 5)	0.021 0** (0.009 3)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.003 1 (0.054 1)	0.005 5 (0.045 3)
家庭固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	19 353	19 353
R ²	0.025 9	0.008 6

① 根据 CHFS 2019 年的数据,仅有约 11.4%的家庭在股票市场中盈利。

② 本文将户主年龄分为小于 30 岁、30~39 岁、40~49 岁、50~59 岁和 60 岁及以上五个年龄段,并构造年龄段虚拟变量。

接下来,本文分析农户数字素养的提升是否通过促进家庭金融市场参与概率和参与深度两方面来提升家庭财产性收入。由表 4 可知,数字素养提升了家庭拥有财产性收入的概率,即数字素养水平越高,家庭的金融市场参与概率越大,这与周雨晴和何广文(2020)^[32]的研究结论一致。同时,数字素养还提升了家庭的风险资产占比。

参考路晓蒙等(2023)^[36]将股票、外币、基金、衍生品、公司债券参与定义为高风险资产,理财产品、国债定义为低风险资产,存款利息与放贷利息定义为无风险资产的做法,本文将金融资产按照风险程度进行分组,检验数字素养增加对家庭不同风险金融资产持有比例的影响。由表 5 可知,数字素养提升促进了家庭低风险资产持有比例的提升,对高风险和无风险资产持有比例没有影响。其可能的原因是,高风险资产收益波动大^①、信息难以完全掌握,导致家庭对高风险资产投资不多;同时,对于无风险资产来说,由于其收益固定且波动性较低,受数字基础设施建设的影响较小。因此,在数字素养提升推动财产性收入提升的作用下,家庭在进行资产配置时更趋向于低风险资产投资。

(二) 内生性分析

为了缓解遗漏变量、测量误差和反向因果的内生性问题对本文估计结果的影响,本文采用与农户家庭同一城市、同一年龄段^②除农户自身外其他家庭数字素养的均值作为工具变量(IV)。本文认为,一方面,与农户同一城市且同一年龄段其他家庭的平均数字素养能在一定程度上反映该地区的数字基础设施水平,为农户接触、

表 5 数字素养与不同风险金融资产持有比例的回归结果

变量	高风险资产	低风险资产	无风险资产
数字素养指数	-0.002 2 (0.001 9)	0.045 9*** (0.007 4)	0.000 6 (0.012 9)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-0.019 3** (0.009 3)	0.013 0 (0.029 9)	-0.198 4*** (0.069 5)
家庭固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	19 353	19 353	19 353
R ²	0.005 6	0.013 4	0.011 9

学习和应用数字技术创造了必要条件,有助于提升农户数字素养;另一方面,受同群效应的影响,个体容易受到周围环境的影响,相互间的学习和交流有利于提升自身数字素养水平,因此同一城市、同一年龄段,除农户自身外其他家庭数字素养与本农户的数字素养具有相关性^[48]。同时,所在地区平均数字素养情况与回归模型中的扰动项不存在直接的相关关系,满足排他性假设。因此,该工具变量满足相关性和排他性条件。第一阶段回归结果显示,同一城市、同一年龄段其他家庭的平均数字素养与家庭自身的数字素养的回归系数显著为正,且通过了弱工具变量检验,表明工具变量与内生变量具有较强的相关性。表 6 的回归结果表明,与基准回归一致,数字素养的提升促进了家庭财产性收入的增加,验证了结论的稳健性。

表 6 内生性分析回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
工具变量 <i>IV</i>	0.942 9*** (0.015 0)	
数字素养指数		0.864 8** (0.387 2)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.388 7*** (0.074 1)	-2.446 3*** (0.830 9)
年份固定效应	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制
观测值	19 219	19 219
R ²	0.568 3	
<i>F</i>	405.344 0	
<i>chi</i> ²		264.425 0

(三) 稳健性检验

首先,当家庭遭遇自然灾害、人为灾害、重大疾病等变故后,其经济状况可能急剧恶化,对家庭金融行为产生影响,进而影响家庭财产性收入。因此,本文删除了过去两年间家庭发生重大事故的样本。由表 7 的结果可知,数字素养的回归系数仍旧显著为正,与基准估计结果基本一致。考虑到金融行业从业人员的数字金融能力普遍较高,家庭财产性收入水平整体偏高,本文将删除金融从业人员家庭后的样本进行重新估计。表 7 的回归结果显示,数字素养的提升仍然对家庭的财产性收入增长具有正向影响。此外,直辖市家

庭的数字素养也相对较高,因此,本文剔除直辖市样本后进行估计。回归结果如表 7 所示,数字素养的提升仍促进了家庭财产性收入的增加。以上结果表明本文估计结果具有稳健性。

表 7 剔除样本的稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
数字素养指数	0.942 0*** (0.114 5)	0.931 4*** (0.123 6)	0.812 8*** (0.111 2)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-2.101 8*** (0.610 0)	-1.895 4*** (0.685 5)	-2.478 7*** (0.576 5)
家庭固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	18 106	17 372	18 326
R ²	0.054 8	0.058 1	0.057 3

注:被解释变量为财产性收入(取对数)。列(1)—列(3)分别表示剔除过去两年发生重大事故家庭样本、剔除金融从业人员家庭样本和剔除直辖市家庭样本的回归结果。

其次,本文还通过替换解释变量和被解释变量等方法对基准结果进行了稳健性检验。前文基准结果中对各指标使用熵权法得到数字素养指数,本文分别使用因子分析法和加总法替换核心解释变量,以避免指数合并方式的不同导致的测量误差问题,稳健性检验回归结果如表 8 所示。在改变指数合并方式后,解释变量数字素养指数的提升仍然能提升家庭财产性收入。本文的被解释变量选取总财产性收入(取对数),为了控制家庭规模的潜在影响,从而更准确地评估提升效应是否因家庭规模而有所偏差,本文将被解释变量替换为人均财产性收入,稳健性检验回归结果如表 8 所示。同时,考虑到数据中可能存在的极端家庭收入水平,这种极端值可能会放大政策效应或掩盖真实关系,导致回归结果失真,本文对数据进行缩尾处理,剔除上下 1%的异常值后重新进行回归,结果如表 8 所示。回归结果均表明,数字素养的提升能够提升家庭的财产性收入,进一步证明了基准结论的稳健性和可靠性。

表 8 替换变量、缩尾的稳健性检验回归结果

变量	因子分析法	加总法	ln 人均财产性收入	缩尾 1%
数字素养指数_因子分析法	0.492 5*** (0.038 1)			
数字素养指数_加总法		0.230 2*** (0.016 4)		
数字素养指数			0.637 8*** (0.085 4)	0.867 2*** (0.108 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制

表8(续)

变量	因子分析法	加总法	ln 人均财产性收入	缩尾 1%
常数项	-1.350 0** (0.558 3)	-2.051 0*** (0.557 1)	-1.955 3*** (0.449 5)	-2.007 1*** (0.573 2)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 353	19 353	19 353	19 353
R ²	0.070 5	0.073 7	0.058 9	0.057 2

(四) 机制检验

1. 提升金融信息关注度

有价值的金融信息不仅能够引导家庭资金流入金融市场,还能提高家庭资金的盈利能力。基于信息获取视角,本部分验证数字素养的提升是否能够通过提升家庭金融信息关注度的路径提升财产性收入水平。由表 6 的估计结果可知,数字素养的回归系数为 0.078 6,在 1%水平下显著为正,表明数字素养提升了对家庭金融信息的关注度。一方面,数字平台能够以更快的速度提供实时更新的信息,帮助家庭减少搜索和筛选信息所需的时间成本,时间成本的降低可能鼓励家庭更加频繁地关注金融市场动态;另一方面,更高的数字素养不仅能提升农户获取信息的能力,还能够通过数字工具对信息进行筛选、对比和分析,避免盲目决策,从而对家庭的投资结构产生影响,进而对家庭财产性收入产生影响^[49]。

2. 缓解流动性约束

当家庭受信贷约束时,由于缺乏资金,无法参与高收益的投资项目,降低了家庭参与金融市场的概率,从而限制了财产性收入的增长^[50]。数字素养的提升能够帮助家庭利用数字化手段增加其对信贷的理解,从而更好地发挥信贷的牵引作用。如表 9 所示,数字素养的提升增加了家庭的信贷可得性,为家庭金融市场参与提供了资金支持,有助于家庭减少对预防性储蓄的需求,进一步扩大风险资产占比,从而提高财产性收入。

表 9 机制检验回归结果 1

变量	金融信息关注度	流动性约束
数字素养指数	0.078 6*** (0.019 5)	-0.042 8*** (0.014 6)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.092 6 (0.089 0)	1.163 4*** (0.067 3)
家庭固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	19 353	19 353
R ²	0.046 0	0.008 5

注:信息获取有缺失值。

3. 提高金融服务可得性

本文进一步从家庭金融服务可得性水平的差异来进行机制检验。目前,对金融服务可得性的定义主要从家庭和地区两个层面出发。本文着重探讨数字素养对农户家庭财产性收入的影响,而家庭的数字素养难以影响地区的金融服务水平,故本文聚焦家庭微观层面,参考王修华和赵亚雄(2022)^[8]的研究,以“家庭人均持有金融资产的规模”“家庭人均持有金融产品种类”来衡量金融服务可得性。

表 10 机制检验回归结果 2

变量	传统金融发展水平	
	高	低
数字素养指数	0.373 4 (0.455 0)	1.172 8*** (0.118 9)
控制变量	控制	控制
常数项	-2.406 0 (3.118 7)	1.079 4* (0.598 0)
家庭固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	3 395	15 958
R ²	0.210 3	0.120 5

注：被解释变量为人均金融资产规模。

表 11 机制检验回归结果 3

变量	传统金融发展水平	
	高	低
数字素养指数	0.024 1 (0.032 4)	0.041 0*** (0.009 0)
控制变量	控制	控制
常数项	0.189 7* (0.107 8)	-0.122 5*** (0.037 0)
家庭固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	3 395	15 958
R ²	0.081 1	0.026 3

注：被解释变量为人均金融产品种类。

其次,本文使用农户所在城市金融机构存贷款余额与地区生产总值(GDP)之比衡量地区传统金融发展水平,将高于中位数的地区定义为高传统金融发展水平,赋值为1,否则赋值为0。表12的回归结果显示,数字素养对低金融发展水平地区的家庭财产性收入增加具有促进作用。

表 12 基于地区的异质性分析回归结果

变量	数字化水平		传统金融发展水平	
	高	低	高	低
数字素养指数	0.293 6 (0.257 7)	1.062 2*** (0.173 7)	-0.109 6 (0.519 3)	0.921 2*** (0.125 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.839 3 (1.312 6)	0.082 4 (0.981 1)	0.232 3 (2.146 0)	-1.200 6* (0.666 0)

借鉴李晓等(2024)^[51]的研究,使用农户所在行政村附近的银行数量衡量地区的传统金融发展水平,将低于均值的地区定义为低传统金融发展水平,赋值为1,否则赋值为0。表10和表11报告了相应的机制检验回归结果。结果显示,数字素养能够帮助低传统金融发展水平地区的农户家庭提高金融服务可得性,因而数字素养可以通过提升低金融发展水平地区的金融服务可得性来提升家庭财产性收入。

(五) 异质性分析

1. 基于地区的异质性分析

考虑到数字素养对家庭财产性收入的影响可能因地区数字化水平和金融发展状况的不同而存在异质性,本文进一步从这两个维度进行分组分析,以揭示政策在不同发展水平地区的差异化效果。首先,本文将县域数字普惠金融指数作为数字化水平的衡量标准。表12的回归结果表明,数字素养对处于数字化建设较为落后地区的家庭财产性收入增加具有促进作用。在数字化建设较为落后的地区,居民可能原本缺乏获取和利用数字技术的能力,当他们的数字素养提升时,能够更有效地利用数字技术来增加财产性收入。

表12(续)

变量	数字化水平		传统金融发展水平	
	高	低	高	低
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	8 312	11 041	3 395	15 958
R ²	0.060 0	0.073 8	0.060 3	0.056 0

注:被解释变量为财产性收入(取对数)。

2. 基于家庭的异质性分析

根据户主受教育年限,将样本分为低受教育水平组和高受教育水平组,其中低受教育水平表示户主接受初中及以下教育,高受教育水平表示户主接受高中及以上教育。同时,将模型中户主受教育水平作为控制变量剔除。表 13 的回归结果显示,相较于高受教育水平家庭,数字素养对低受教育水平家庭的财产性收入增长具有更强的正向影响。

考虑到有正规就业的家庭可能因为同事之间的交流获取投资机会、政策变化或市场动态,相比非正规就业的户主家庭有更广泛和稳定的信息渠道,本文参考陈传波等(2024)^[52]的研究,根据户主的单位类型和合同签订划分家庭就业类型。具体而言,若户主就业单位为正规部门(机关、事业单位,国有企业,集体企业,外商或港澳台投资企业),且签订正规劳动合同,则被视为正规就业家庭,赋值为 1;若户主就业单位为非正规部门(自营、个体工商户、耕地承包者、自由职业者、家庭帮工、其他职业),且未签订劳动合同,则被视为非正规就业家庭。如表 13 所示,数字素养提升对非正规就业群体的财产性收入具有增加效应,这表明数字素养的提升可以弥补他们在传统职业网络上的劣势,从而提高其财产性收入^[53-54]。此外,非正规就业的家庭往往面临更大的资源约束,数字技术和平台的使用可以大大降低交易成本和资源获取的门槛,这部分家庭利用互联网平台,非正规就业者可以获得更多兼职、投资或创业机会,因而这种数字化手段的赋能效应对资源有限的群体更为显著。

表 13 基于家庭的异质性分析回归结果

变量	户主受教育程度		就业类别	
	高	低	正规就业	非正规就业
数字素养指数	0.474 9 (0.304 2)	0.992 9*** (0.122 9)	-0.651 1 (1.075 4)	0.766 6*** (0.276 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.842 6 (4.285 5)	-3.015 0*** (0.662 4)	5.226 4 (4.019 0)	-1.084 4 (1.535 2)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2 542	16 811	1 149	9 377
R ²	0.066 9	0.060 3	0.230 2	0.056 3

注:被解释变量为财产性收入(取对数)。

六、结论与建议

本文基于 CHFS 2017 年、2019 年两轮数据,从理论和实证角度探讨了农户数字素养对家庭财产性收入的影响及其作用机制。研究结果显示,数字素养的提升促进了家庭财产性收入的增长,且数字能力的增强能够有效提升家庭的金融市场参与率和风险资产占比,从而实现家庭财产性收入的稳步提升。

机制检验结果表明,数字素养主要通过提高家庭金融信息关注度和缓解信贷约束两条途径对财产性收入产生积极作用,数字化工具不仅为家庭提供了更高效的信息获取、筛选与分析能力,还降低了资源获取和交易的成本,提升了资产投资的决策效率。此外,异质性分析显示,数字素养对财产性收入的影响在数字化水平较低、金融发展不足的地区表现得更为明显,且低受教育水平家庭和非正规就业群体受益更大,表明数字技术的发展具有弥补资源分配不均的赋能效应。

基于上述结论,本文提出以下建议。首先,构建“数字基建+宅基地改革”的联动机制。在人口集聚的农村区域,除推进数字化覆盖外,可试点建设宅基地流转数字平台,利用数字技术实现土地权属信息上链,降低交易信息不对称。同步开发农地流转收益预测模型,提升农户对土地价值的评估能力,引导其通过出租、入股等方式释放土地资产潜力。针对流转后的闲置资金,联合金融机构推出土地收益挂钩型理财产品,将流转收益转化为可交易的金融资产,拓宽财产性收入来源。其次,深化“数智教育+场景化金融”的协同创新。在低受教育水平群体培训中,增加农地流转后的资金管理模块。同时,鼓励互联网银行开发“农户专版”应用程序,集成本地化金融产品(如农业保险理赔流程指引、农资电商优惠信息),提升农户的自主投资能力。例如,可借鉴“数字农创”模式,农户通过参与农业碳汇项目获得数字积分,兑换金融产品或技术服务,形成“素养提升—行为转化—收入增长”的闭环。

参考文献:

- [1] 田代贵,马云辉.农村经营性资产与农民财产性收入的波及面:重庆例证[J].改革,2015(9):92-100.
- [2] 韩俊.以习近平总书记“三农”思想为根本遵循实施好乡村振兴战略[J].管理世界,2018,34(8):1-10.
- [3] 宁光杰,雒蕾,齐伟.我国转型期居民财产性收入不平等成因分析[J].经济研究,2016,51(4):116-128.
- [4] 何绍周,彭博,马也.农民财产性收入增长面临的制度性约束——基于市场和法治的视角[J].农业技术经济,2012(6):95-100.
- [5] 曾亿武,宋逸香,林夏珍,等.中国数字乡村建设若干问题刍议[J].中国农村经济,2021(4):21-35.
- [6] 中国社会科学院信息化研究中心.乡村振兴战略背景下中国乡村数字素养调查分析报告(2021)[R].北京:中国社会科学院,2021.
- [7] 邓金钱,刘明霞.数字乡村缓解农村多维相对贫困的机制研究——来自县域层面的经验证据[J].管理学报,2023,36(2):10-24.
- [8] 王修华,赵亚雄.数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J].中国农村经济,2022(1):44-60.
- [9] 张鹏,李小红,吴雨.农户数字素养对化学农药减量使用的影响及其机制研究[J].中国软科学,2024(2):64-73.
- [10] 王汉杰.数字素养与农户收入:兼论数字不平等的形成[J].中国农村经济,2024(3):86-106.
- [11] 张国林,何丽.土地确权与农民财产性收入增长[J].改革,2021(3):121-133.
- [12] 甘犁,秦芳,吴雨.小微企业增值税起征点提高实施效果评估——来自中国小微企业调查(CMES)数据的分析[J].管理世界,2019,35(11):80-88.
- [13] 崔颖,刘宏.教育对家庭资产选择的性别异质性影响及渠道分析[J].世界经济文汇,2021(4):1-22.
- [14] 唐丹云,李洁,吴雨.金融素养对家庭财产性收入的影响——基于共同富裕视角的研究[J].当代财经,2023(4):55-67.
- [15] 程名望,史清华, JIN Y H,等.市场化、政治身份及其收入效应——来自中国农户的证据[J].管理世界,2016(3):46-59.
- [16] 王文涛,谢家智.预期社会化、资产选择行为与家庭财产性收入[J].财经研究,2017,43(3):30-42.
- [17] 陈明.城镇化进程中农民土地财产权实现的困境与出路[J].现代经济探讨,2014(11):21-25.
- [18] 张永奇,庄天慧.农业转移人口市民化与财产性收入——基于新型城镇化与共同富裕交汇处的微观映射[J].农村经济,2023(10):91-103.

- [19] 崔民, 夏显力. 农地整治对农户收入差距的影响研究[J]. 农业技术经济, 2024(8): 20-34.
- [20] 杨庆媛, 杨人豪, 曾黎, 等. 农村集体经营性建设用地入市促进农民土地财产性收入增长研究——以成都市郫都区为例[J]. 经济地理, 2017, 37(8): 155-161.
- [21] ESHET-ALKALAI Y. Digital literacy: a conceptual framework for survival skills in the digital era[J]. Journal of Educational Multimedia and Hypermedia, 2004, 13(1): 93-106.
- [22] LAW N, WOO D, DE LA TORRE J, et al. A global framework of reference on digital literacy skills for Indicator 4.4.2[Z]. UNESCO Information Paper No. 51, 2018.
- [23] 裴长洪, 倪江飞, 李越. 数字经济的政治经济学分析[J]. 财贸经济, 2018, 39(9): 5-22.
- [24] 钱贵明, 阳镇, 陈劲. 欧美提升数字经济竞争力的政策比较与借鉴[J]. 科学学研究, 2025, 43(3): 651-660.
- [25] ZHANG J, WANG D Q, JI M, et al. Digital literacy, relative poverty, and common prosperity for rural households[J]. International Review of Financial Analysis, 2024, 96: 103739.
- [26] 单德朋, 张永奇, 王英. 农户数字素养、财产性收入与共同富裕[J]. 中央民族大学学报(哲学社会科学版), 2022, 49(3): 143-153.
- [27] 罗千峰, 赵奇峰, 邱海兰. 数字技能与农户财产性收入——基于中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据[J]. 当代经济管理, 2023, 45(7): 54-62.
- [28] 尹志超, 仇化. “数智”还是“数滞”: 数字化转型与非农就业[J]. 经济学动态, 2024(2): 32-51.
- [29] 王杰, 蔡志坚, 吉星. 数字素养、农民创业与相对贫困缓解[J]. 电子政务, 2022(8): 15-31.
- [30] 李跟强, 高新博, 何平林. 移动互联网可及性对家庭风险投资决策的影响——基于CHFS数据的实证研究[J]. 中国软科学, 2022(2): 151-162.
- [31] 崔恒瑜, 王雪, 马九杰. 数字金融发展能否在农村金融市场发挥“鲶鱼效应”——来自中国农信机构的证据[J]. 经济理论与经济管理, 2021, 41(12): 30-41.
- [32] 周雨晴, 何广文. 数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响[J]. 当代经济科学, 2020, 42(3): 92-105.
- [33] 王小华, 李昕儒, 宋檬, 等. 数字金融、数字鸿沟与家庭金融资产组合有效性——基于城乡差异视角的分析[J]. 当代经济科学, 2024, 46(2): 45-58.
- [34] 王奇, 牛耕, 李涵. 数字基础设施建设与金融包容性发展: 中国经验[J]. 财贸经济, 2023, 44(7): 91-107.
- [35] 骆文月, 高瑜, 寇海洁. 移动支付、感知风险与中国家庭金融市场参与[J]. 南开经济研究, 2024(6): 148-166.
- [36] 路晓蒙, 王一冰, 吴卫星. 传统投资顾问和智能投资顾问: 替代还是互补? [J]. 管理世界, 2023, 39(10): 74-98.
- [37] MOUNA A, JARBOUI A. Financial literacy and portfolio diversification: an observation from the Tunisian stock market[J]. International Journal of Bank Marketing, 2015, 33(6): 808-822.
- [38] MARKOWITZ H. Portfolio selection[J]. The Journal of Finance, 1952, 7(1): 77-91.
- [39] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. American Economic Review, 1981, 71(3): 393-410.
- [40] 周利, 吴雨, 易行健. 数字经济发展、资产配置效率与居民财产性收入——来自中国家庭微观调查数据的证据[J]. 金融研究, 2024(6): 151-168.
- [41] 李国正, 李正印, 尹迪, 等. 数字支付能显著降低农户消费不平等吗? [J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版), 2024, 22(4): 80-92.
- [42] HALIASSOS M, BERTAUT C C. Why do so few hold stocks? [J]. The Economic Journal, 1995, 105(432): 1110-1129.
- [43] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 2015, 50(3): 87-99.
- [44] 连俊华. 数字金融发展、农村普惠金融与农业经济增长——来自中国县域数据的经验证据[J]. 中国软科学, 2022(5): 134-146.
- [45] 宁光杰. 居民财产性收入差距: 能力差异还是制度阻碍? ——来自中国家庭金融调查的证据[J]. 经济研究, 2014, 49(S1): 102-115.
- [46] 杨洁, 尹志超, 刘泰星. 住房负债与家庭风险资产选择[J]. 国际金融研究, 2022(12): 14-24.
- [47] 吴雨, 李晓, 李洁, 等. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 92-104.
- [48] 邓荣荣, 吴云峰. 数字基础设施建设对农村居民收入的影响效应[J]. 首都经济贸易大学学报, 2023, 25(1): 21-35.
- [49] CHEN Z W, CUI R J, TANG C, et al. Can digital literacy improve individuals' incomes and narrow the income gap? [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2024, 203: 123332.
- [50] 王亚柯, 刘东亚. 信贷约束与家庭金融市场参与[J]. 金融研究, 2023(2): 171-188.
- [51] 李晓, 李洁, 吴雨. 数字金融发展缓解了家庭金融排斥吗? 基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的分析[J]. 财贸研究, 2024, 35(4): 15-27.
- [52] 陈传波, 高端阳, 李睿. 社会保险降费改革对农民工就业类型的影响研究[J]. 农业技术经济, 2024(5): 43-57.
- [53] 孙伯驰. 数字素养何以影响居民家庭收入流动性? [J]. 经济与管理研究, 2025, 46(6): 3-23.
- [54] 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.

Impact of Digital Literacy on Farmers' Property Income

LI Chengshun¹, LING Xiaohong², WU Yu²

(1. Nanjing University, Nanjing 210008;

2. Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095)

Abstract: Increasing farmers' property income and unleashing economic vitality in rural areas are crucial for narrowing the urban-rural gap and achieving rural revitalization. With the advancement of digital rural construction and the continuous improvement of digital infrastructure, new opportunities have emerged for farmers' income growth. However, the overall digital literacy of farmers restricts their ability to obtain digital dividends. Therefore, exploring how digital literacy promotes the growth of farmers' property income holds significant practical and policy implications.

This paper uses data from the China Household Finance Survey in 2017 and 2019 to construct a digital literacy index for farmers, encompassing digital access, digital information acquisition, and digital life. It empirically studies the impact of farmers' digital literacy on household property income and its mechanism. The findings reveal that the improvement of digital literacy can promote the growth of household property income. Moreover, the enhancement of digital capabilities can effectively increase the household's participation rate in the financial market and the proportion of risky assets, thereby achieving a steady increase in property income. After conducting robustness tests, the reliability of the above conclusion is further verified.

Mechanism tests show that digital literacy promotes property income mainly by increasing household attention to financial information and alleviating credit constraints. Digital tools not only provide families with more efficient information acquisition, screening, and analysis capabilities but also reduce the cost of resource acquisition and transactions, thus improving the efficiency of asset investment decisions. Heterogeneity analysis reveals that the impact of digital literacy on property income is more pronounced in areas with lower digitalization levels and insufficient financial development, as well as among low-education families and non-formal employment groups. This suggests that the development of digital technology has an empowering effect in compensating for the uneven distribution of resources.

This paper broadens the research boundary of factors affecting property income and provides a new perspective on how to increase rural residents' property income and promote the realization of common prosperity. Different from the traditional single-path analysis, this paper analyzes the micro-mechanism of how digital literacy increases farmers' property income from three perspectives, enriching the research on the mechanism of digital literacy and microeconomic behavior. The key to digital empowerment of rural revitalization lies in mechanism linkage and innovation. Through digital infrastructure and homestead reform, pathways for land transfer and financialization can be established. By leveraging digital intelligence education and scenario-based finance, farmers' capabilities in fund management and investment can be enhanced, thereby effectively activating rural resource potential, broadening farmers' income channels, and providing a systematic solution for promoting common prosperity.

Keywords: digital literacy; farmer; property income; common prosperity; rural revitalization; digitalization level; non-formal employment

责任编辑:宛恬伊