

数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响

——来自中国农村家庭追踪调查的证据

宋文豪 黄祖辉 叶春辉

摘要: 本文基于2015年、2017年和2019年中国农村家庭追踪调查数据,采用渐进倍差法、PSM-DID方法和工具变量法实证分析数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响及其作用机制。研究表明,数字金融使用对农村家庭选择务农主导型生计策略具有显著的负向影响,但对农村家庭选择务工主导型和创业主导型生计策略具有正向促进作用。机制分析表明,数字金融使用可以通过提升家庭金融资本、拓宽信息获取渠道和增强社会信任程度促进农村家庭选择非农主导型生计策略。异质性分析表明:对于原本选择务农主导型生计策略的家庭而言,数字金融使用促进这类家庭生计策略向非农化转变;对于原本选择务工主导型生计策略的家庭而言,数字金融使用不仅促进这类家庭继续选择务工主导型生计策略,还可以增大其选择创业主导型生计策略的概率;而对于原本选择创业主导型生计策略的家庭而言,数字金融使用会强化这类家庭继续采取创业主导型生计策略。数字支付和数字理财会显著提升农村家庭选择务工主导型生计策略的概率;而数字支付和数字借贷对农村家庭选择创业主导型生计策略具有显著的促进作用。

关键词: 数字金融 农村家庭 生计策略 非农化

中图分类号: F328; F832 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十大报告指出要“拓宽农民增收致富渠道”,“增进民生福祉,提高人民生活品质”^①。在新发展阶段,加快农村家庭生计策略转型是实现农民增收和共同富裕的关键。事实上,农民生计问题一直是中国政府关注的焦点。中央“一号文件”多次强调要拓宽农村居民生计选择空间,以确保农民生活品质有提高、长远生计有保障。农户生计可持续发展需要金融的支持。然而,传统农村金融服务模式由于存在成本高、风险大、收益低和覆盖范围有限等缺点(黄益平等,2018),一直难以满足

^①资料来源:《习近平:高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》, http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

农民的实际需求，严重制约了农村家庭生计改善。数字金融的兴起改变了触达用户的成本和效率，减少了物理网点和营业时间的限制，使金融服务得以覆盖农村地区和农民群体，从而打破了传统金融的地域和身份歧视，为农民提供了充足的资本要素。因此，从微观视角探究数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响，有助于更好地理解数字经济时代农村家庭生计策略的形成和演变。

随着数字金融在农村地区的快速发展和广泛使用，数字金融与农村家庭生计活动的关系逐渐受到学术界关注。按照受关注的生计活动类型，可以将已有文献归纳为三类：第一类是数字金融与农业生产活动关系的研究。有研究指出，数字金融发展会促使农村家庭减少农业生产，因为数字金融对非农经营活动效率的影响大于对农业生产活动效率的影响，扩大了两种经济活动效率之间的差距(Liu et al., 2021)。第二类是数字金融与外出务工活动关系的研究。研究发现，数字金融的发展能够创造大量就业岗位，增加农村劳动力外出务工的概率(陈东平等, 2022)。第三类是数字金融与非农创业活动关系的研究。研究表明，数字金融对农村家庭非农创业行为具有显著的正向影响，且该效应在物质资本、社会资本和人力资本匮乏的家庭中更为明显(何婧和李庆海, 2019)。此外，王晶(2021)的研究是为数不多直接讨论数字金融使用对农村家庭生计策略选择影响的文献，该文基于2015年中国家庭金融调查数据研究发现，数字金融使用会促进农村家庭参与非农经营活动，同时显著提升其生计多样化水平。

现有研究为本文提供了重要参考，但仍然存在一定局限性。在理论研究方面，现有研究仅从生计资本方面分析了数字金融使用对农村家庭生计策略的作用机制，对其他可能存在的影响路径探讨不足。数字金融使用还可以拓宽农户信息获取渠道(琚琼, 2023)，提升其社会信任水平(周云波和黄祺雨, 2023)，而这些因素与生计策略选择密切相关(Anadozie et al., 2021)。因此，数字金融使用影响农村家庭生计策略的间接作用路径需要进一步研究。在实证研究方面，现有研究主要以各项生计活动收入占家庭总收入的比重作为农村家庭生计策略的分类标准，但家庭收入具有随机性而且易受外部事件影响，难以反映家庭在某项生计活动上的投入。此外，现有研究大多基于截面数据，采用Probit模型进行分析。该做法存在一定缺陷：一是使用截面数据回归无法控制家庭层面的不可观测特征，这些特征可能与模型解释变量相关，导致估计结果有偏；二是农村家庭会随时间推移调整其生计策略，因此截面数据分析也无法反映生计策略的动态变化，难以识别数字金融使用对家庭生计策略的动态影响。

为了弥补现有研究的不足，本文利用2015年、2017年和2019年中国农村家庭追踪调查(China Rural Household Panel Survey, 简称CRHPS)的三期平衡面板数据，通过实证分析回答以下问题：数字金融使用能否改变农村家庭的生计策略？如果能，如何改变？本文的边际贡献在于：第一，本文拟构建一个理论分析框架，从提升家庭金融资本、拓宽信息获取渠道和增强社会信任程度三个方面剖析数字金融使用对生计策略选择的影响机理，尝试弥补数字金融影响农村家庭生计策略选择理论研究的不足，有助于政府部门针对性地制定数字金融推广政策。第二，本文以家庭各项收入占比和家庭职业分布比例作为农村家庭生计策略的分类基础，采用多指标结合的方式将农村家庭生计策略分为务农主导型、务工主导型和创业主导型三种类型，克服仅以收入结构作为生计策略分类标准的局限性。第三，本文利用全国范围的大样本农村家庭追踪调查数据，采用渐进倍差法、PSM-DID方法和工具变量法等

识别数字金融使用对农村家庭生计策略所产生的影响，不仅可以控制家庭层面不随时间变化的因素，还可以消除自选择偏误和反向因果问题，得到的研究结果更为可靠。

二、理论分析与研究假说

数字金融使用主要通过提升家庭金融资本、拓宽信息获取渠道、增强社会信任程度三个方面影响农村家庭的生计策略选择。

1.数字金融使用可以提升家庭金融资本。根据可持续生计框架，家庭生计资本是形成生计策略的基础，拥有更多生计资本的家庭可以更灵活地选择生计策略（Ellis，2000）。然而，长期以来，农村地区一直面临严重的金融排斥问题。金融资本匮乏严重阻碍了农村家庭参与非农经营活动（董艳等，2020）。数字金融使用可以从根本上改善农村家庭的金融资本状况（Agnello et al.，2012）。具体而言，数字金融将现代信息技术与传统金融服务结合起来，通过采集和分析农户的交易信息为其精准画像，降低信息不对称程度，缓解传统金融服务的信贷歧视。缺乏抵押和担保的农村家庭可以利用数字金融更便捷地获取信贷资金（王小华等，2022）。另外，数字金融向农村家庭提供种类丰富、门槛较低的金融理财产品，农村家庭可以通过手机或电脑随时随地参与金融市场交易（吴雨等，2021），增加了投资便利性，促进了家庭金融资产存量增长。金融资本提升会直接促进农村家庭选择非农主导型生计策略以获取可持续收入。首先，金融资本可以为家庭创业提供启动资金，有利于创业活动顺利开展。其次，金融资本可以为家庭劳动力外出务工提供消费条件和基础，有助于满足其日常生活需要。最后，可持续生计框架中的资本转换理论认为，金融资本提升可以促进农村家庭生计资本多元化转换，从而增加家庭生计策略选择灵活性（Bebbington，1999）。具体而言，金融资本不仅可以用于社交活动以增加家庭社会资本，还可以用于教育投资以提升家庭人力资本。社会资本和人力资本增加会进一步促进农村家庭选择非农主导型生计策略（李聪等，2013）。据此，本文提出研究假说H1。

H1：数字金融使用可以通过提升家庭金融资本促进农村家庭选择非农主导型生计策略。

2.数字金融使用可以拓宽信息获取渠道。信息获取成本是影响农村家庭生计策略选择的重要因素。数字金融可以为农村家庭提供具有时效性、规模性的经济信息，进而影响其生计策略的选择。数字金融的支付、借贷和理财功能均能够发挥信息传递的作用（何婧和李庆海，2019）。当农村家庭使用数字金融时，应用程序会根据用户填写的信息、页面停留时长、访问次数等判断用户偏好（丁晓蔚，2021），并通过个性化推荐功能，有针对性地为其推送符合需求的经济信息，提高农村家庭的信息获取效率。同时，农村家庭在利用数字金融投资理财的过程中，会产生频繁的网络信息互动，通过在线交易和交流提升社会互动水平（吴雨等，2021），而社会互动是家庭获取经济信息的重要途径（Hirshleifer and Teoh，2003）。实际上，与农业生产决策相比，创业和务工决策在更大程度上依赖农户的信息获取能力（吴本健等，2014）。即便缺乏农产品市场信息，农村家庭仍可以依据过去积累的经验和传统知识做出农业生产决策（Huang and Rozelle，2010）。然而，只有了解市场需求、行业趋势和政策法规等信息，农村家庭才能做出正确的创业决策（Shane and Stuart，2002）。同样，农村家庭需要了解薪资待遇、工作地点、工作强度等信息，才能做出合理的就业规划。因此，本文认为，数字金融使用有助

于拓宽信息获取渠道，对农村家庭创业就业具有更大的帮助。据此，本文提出研究假说 H2。

H2：数字金融使用可以通过拓宽信息获取渠道促进农村家庭选择非农主导型生计策略。

3.数字金融使用可以增强社会信任程度。社会信任是指个体对陌生人或社会上大多数人的信任程度（Putnam, 1995）。社会信任对农村家庭生计策略选择具有重要影响。数字金融广泛使用可以改善社会信任环境，提高家庭的社会信任程度（张海洋和韩晓，2021）。首先，数字金融可以通过提高交易透明度和可追溯性，增强农村家庭的社会信任程度（姜睿，2020）。数字金融能自动记录交易信息并生成交易凭证，使农村家庭更易跟踪金融交易，从而减少交易纠纷，降低欺诈风险。其次，数字金融业务的安全性比传统金融更强。随着信息技术进步和安全防护措施加强，家庭的资金和信息得到有效保护。农村家庭使用数字金融可以获得良好的用户体验和足够的安全保障，有助于提高其对金融机构的信任感。最后，数字金融还可以通过支持农民互助组织或村庄共同基金增进农村家庭间合作，这些合作关系可以提高农村家庭的社会信任程度（赵昶和董翀，2019）。户主的社会信任程度越高，其家庭开办私营企业或从事个体经营的概率越大（周广肃等，2015）。在高信任环境中，个体之间更易达成合作契约，形成创业团队（杨金龙，2018）。社会信任还能增强外出务工人员的权利平等感和主观幸福感，对农村劳动力外出就业具有促进作用（高虹和陆铭，2010）。据此，本文提出研究假说 H3。

H3：数字金融使用可以通过增强社会信任程度促进农村家庭选择非农主导型生计策略。

三、数据来源、实证策略与变量选取

（一）数据来源

本文使用的 CRHPS 数据来源于浙江大学“中国家庭大数据库”（Chinese Family Database，简称 CFD）和西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“中国家庭金融调查”（China Household Finance Survey，简称 CHFS）^①。CRHPS 包含了 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年的五轮追踪样本，调查范围覆盖全国 29 个省（区、市），数据具有良好的代表性（Qian, 2020）。CRHPS 数据内容十分全面，涵盖个体、家庭和村庄三个层级的信息。为了分析数字金融使用对农村家庭生计策略的影响，本文对样本进行清洗与合并：首先，由于 CRHPS 从 2015 年开始全面调查农村家庭数字金融使用情况，本文选取了 2015 年、2017 年和 2019 年的三期数据；其次，本文剔除城镇样本，仅保留农村样本；再次，本文筛选出参与过三期调查的受访户，删除变量信息缺失样本；最后，对所有连续型变量进行了 1%和 99%分位点的缩尾处理，消除极端值的影响。本文构建了一个三期平衡面板数据集，涵盖 5492 个农村家庭的 16476 个观测值，样本分布在全国 28 个省（区、市）的 220 个区县（区）^②。

（二）实证策略

1.基准回归模型。本文采用渐进倍差模型识别数字金融使用对农村家庭生计策略的影响。该模型的基本思想是：先将农户家庭按照是否使用数字金融分成实验组和对照组，其中，使用数字金融的家

^①CFD 与 CHFS 前五轮的调查样本完全一致，但部分农村家庭变量为浙江大学独占型变量，二者可以合并为 CRHPS。

^②由于 CRHPS 数据缺少 2015 年上海市农村家庭，在本文数据清洗过程中，上海市数据被剔除。

庭属于实验组，未使用数字金融的家庭属于对照组；再分别计算实验组和对照组在使用数字金融前后生计策略的变化；最后测算数字金融使用对农村家庭生计策略的净影响。在现实中，每个家庭开始使用数字金融的时间通常存在先后差异，是一个渐进使用的过程。因此，本文采用兼顾渐进性变化特征的渐进倍差模型进行分析。该模型既可以控制不可观测的非时变家庭特征，又能消除经济发展等随时间变化因素的干扰，得到的估计结果更加准确。具体模型设定如下：

$$Livelihood_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{it} + X_{it}'\beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： $Livelihood_{it}$ 代表第 i 个农村家庭在第 t 期选择的生计策略类型。 DF_{it} 表示数字金融使用，其具体定义为， $DF_{it} = Treat_i \times Post_t$ 。其中， $Treat_i$ 为农村家庭 i 是否使用数字金融的虚拟变量，若使用则 $Treat_i = 1$ ，进入实验组；反之 $Treat_i = 0$ ，进入对照组。 $Post_t$ 为时间虚拟变量，若时间是在使用之前赋值为 0，在使用当年及之后则赋值为 1。 X_{it} 是包括家庭生计资本和村庄特征在内的一系列控制变量。 μ_i 表示家庭固定效应，用来控制家庭层面不随时间变化的不可观测因素。 λ_t 表示年份固定效应，用以控制宏观经济环境等随时间变化但不随家庭变化的影响因素。 ε_{it} 是随机扰动项。系数 α_0 为截距项，系数 α_1 是本文关注的数字金融使用对农村家庭生计策略选择的处理效应， β 是控制变量的估计系数。

2. 样本自选择问题的处理。尽管渐进倍差模型可以消除部分内生性，但并不能很好地解决实验组样本的自选择问题。例如，数字金融更容易被家庭成员文化程度较高的家庭接受，相应地，拥有更高人力资本的家庭更可能使用数字金融。为了消除样本自选择效应对实证结果的影响，本文采用 Heckman et al. (1997) 提出的 PSM-DID 方法进行稳健性检验。该方法的基本思想是，如果自选择偏差取决于家庭的可观测特征，则可以寻找那些与使用数字金融的家庭具有相似特征但未使用数字金融的家庭作为“反事实”对照组，再借助渐进倍差模型获取数字金融使用对家庭生计策略的净影响。本文中，使用 PSM-DID 方法的步骤如下：首先，根据一组家庭的特征变量以及家庭是否使用过数字金融的结果，利用 Logit 模型计算出每个家庭使用数字金融的条件概率 $p(Z_i)$ ，即倾向得分值；其次，根据倾向得分值为每一个实验组家庭匹配尽可能相似的对照组家庭，一般而言，匹配后两组样本的协变量之间不存在系统性差异；最后，基于匹配后的实验组和对照组样本，采用渐进倍差模型估计出数字金融使用对家庭生计策略影响的平均处理效应。Logit 模型和渐进倍差模型分别设定如下：

$$P_i(Treat_i = 1 | Z_i) = F(\gamma_0 + \gamma_1 z_1 + \dots + \gamma_k z_k) \quad (2)$$

$$Livelihood_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{it} + X_{it}'\beta + \chi_i + \delta_t + \omega_{it} \quad (3)$$

(2) 式中： Z_i 为协变量，不仅包括前文的控制变量，还包含金融素养、风险态度和是否拥有智能手机等可能影响农村家庭数字金融使用的变量。为了保证匹配质量，本文尽可能地将影响处理变量 $Treat_i$ 和结果变量 $Livelihood_{it}$ 的相关变量纳入 Logit 模型。(3) 式中： χ_i 是家庭固定效应， δ_t 是年份固定效应， ω_{it} 为随机扰动项，其他符号含义与 (1) 式一致。

3.反向因果问题的处理。本文模型解释变量和被解释变量之间可能存在反向因果关系,即在数字金融使用影响农村家庭生计策略选择的同时,农村家庭选择某种生计策略也可能反过来影响其是否使用数字金融。例如,采取非农主导型生计策略的家庭与外界的经济互动更加频繁,可能更需要通过数字金融获取便捷的支付、收款、借贷等金融服务。为了缓解反向因果导致的内生性偏误,本文采用工具变量法进行2SLS回归。借鉴已有文献的工具变量构造思路(王小华等,2022),本文选取每年居住在本县同等收入阶层^①农村家庭的数字金融使用平均水平作为工具变量。一方面,数字金融具有同伴效应和示范效应,家庭会根据参考群体是否使用数字金融判断自身是否需要使用数字金融,因此,农村家庭的数字金融使用情况与所在县域同等收入阶层其他居民的数字金融使用平均水平存在较大相关性;另一方面,县域层面同等收入阶层农村家庭的数字金融使用平均水平几乎不会通过其他渠道影响生计策略,满足外生性原则。因此,本文在(1)式的基础上应用2SLS的方程设定如下:

$$DF_{it} = \theta_0 + \theta_1 ADF_{it} + X_{it}'\gamma + \eta_i + \pi_t + \phi_{it} \quad (4)$$

$$Livelihood_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{DF}_{it} + X_{it}'\beta + \rho_i + \sigma_t + \varphi_{it} \quad (5)$$

(4)式中: ADF_{it} 表示工具变量, η_i 是家庭固定效应, π_t 是年份固定效应, ϕ_{it} 为随机扰动项, θ_0 为截距项, θ_1 和 γ 分别是工具变量和控制变量的估计系数,其他符号含义与(1)式一致。(5)式中: \hat{DF}_{it} 是通过第一阶段回归得到的 DF_{it} 的估计值, ρ_i 是家庭固定效应, σ_t 是年份固定效应, φ_{it} 为随机扰动项,其余符号含义与(1)式保持一致。

(三) 变量选取

1.被解释变量。本文参考已有研究(Walegign et al., 2017),综合考虑家庭收入构成和成员的职业分布,将5492个农村家庭在2015年、2017年和2019年的数据作为整体,采用K-均值聚类分析法对样本家庭的生计策略进行分类。本文选取农村家庭的农业经营收入、工资性收入、非农自营收入、财产性收入和转移性收入占家庭总收入的比重,以及家中参与农业生产活动、务工活动和非农自营活动的人数占家庭总人数的比重作为聚类分析的投入指标。本文将K-均值聚类分析的类别设置为3类,每类家庭的生计特征如表1所示。通过对比各项投入指标在3个类别中的均值可以发现,农业经营收入占比、转移性收入占比和务农人数占比在第1类家庭中的均值最大;工资性收入占比和务工人数占比在第2类家庭中的均值最大;非农自营收入占比和非农自营人数占比在第3类家庭中的均值最大。因此,本文将第1类家庭的生计策略定义为“务农主导型”,该类型家庭农业经营收入和转移性收入占家庭总收入比重高达93.93%,务农人数占家庭总人数的比重最大,均值为54.59%;将第2类家庭的生计策略定义为“务工主导型”,该类家庭的工资性收入占家庭总收入的比重最高,均值为78.41%,家中务工人数占比最大,均值为40.92%;将第3类家庭的生计策略定义为“创业主导型”,该类家庭非农自营收入占比最高,均值为55.41%,非农自营人数占家庭总人数的比重最大,均值为48.29%。

^①本文将每年的样本按县域和家庭总收入进行分组,根据家庭总收入的四分位数设置了4个分组,分别为0~8450元、8451~24349元、24350~55560元和55560元以上。

表 1 各项投入指标在不同类型生计策略家庭中的均值

| 指标 | 第1类：务农主导型 | 第2类：务工主导型 | 第3类：创业主导型 | 总样本均值 |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-------|
| 农业经营收入占比 (%) | 46.53 | 10.92 | 12.77 | 30.08 |
| 工资性收入占比 (%) | 2.55 | 78.41 | 17.96 | 34.33 |
| 非农自营收入占比 (%) | 0.11 | 0.44 | 55.41 | 3.45 |
| 财产性收入占比 (%) | 3.42 | 1.10 | 2.29 | 2.41 |
| 转移性收入占比 (%) | 47.40 | 9.12 | 11.58 | 29.73 |
| 务农人数占比 (%) | 54.59 | 35.35 | 35.53 | 45.65 |
| 务工人数占比 (%) | 4.17 | 40.92 | 12.07 | 19.59 |
| 非农自营人数占比 (%) | 0.62 | 1.23 | 48.29 | 3.63 |

2.核心解释变量。本文核心解释变量为数字金融使用 DF_{it} ， $DF_{it} = Treat_i \times Post_t$ 。本文首先通过受访者对问题“您家主要使用过哪些形式的银行服务（可多选）^①？”的回答识别使用数字金融的家庭，如果受访者选择“网上银行”或“手机银行”，则认为该家庭使用数字金融。考虑到数字支付、数字借贷和数字理财3类服务使用频率最高，本文借鉴何婧和李庆海（2019）的做法，利用CRHPS问卷中关于数字支付、数字借贷和数字理财的信息进一步识别农村家庭的数字金融使用情况。具体问题为：您和您家人在购物时（包括网购），是否使用过数字支付（包括网上银行、手机银行、支付宝、微信支付和Apple pay等）；您家是否因农业/工商业生产经营、购买住房等原因使用过数字借贷（例如在网络借贷平台上借款等）；您家是否使用过数字理财（例如余额宝、微信零钱通、京东小金库和百度百赚等互联网理财产品）。如果受访家庭使用过三者中任何一种，则本文认为其使用了数字金融。

3.控制变量。为了尽可能排除其他因素对农村家庭生计策略选择的影响，本文在模型中加入生计资本和村庄特征控制变量。根据可持续生计框架，生计资本包括人力资本、物质资本、金融资本、社会资本和自然资本5种类型。参考相关研究（王君涵等，2020；王晶，2021），本文各类资本度量方式如下：人力资本反映家庭成员拥有的知识技能、劳动能力和健康水平，使用家庭人口规模、家庭成员文化程度、家庭劳动力占比和家庭成员健康状况衡量^②。物质资本是家庭为维持生计所需要的公共基础设施和基本生产资料，用家庭房屋价值、车辆价值和农机价值衡量。金融资本指家庭流动资金、储备资金和获取外部融资的能力，以家庭金融资产总值和是否获得借贷来衡量^③。社会资本指家庭所处社会地位为其带来的信任、互惠和社会网络资源，选取人情往来支出和家中是否有村干部作为衡量

^①选项包括：银行或信用社网点柜台、网上银行、电话银行、“村村通”惠农金融服务点、手机银行、自助银行和其他。

^②家庭成员文化程度选项包括：没上过学、小学、初中、高中、中专或职高、大专或高职、大学本科、硕士和博士。本文将其依次换算为0年、6年、9年、12年、13年、15年、16年、19年和22年受教育年限（尹鸿飞等，2021）。家庭成员健康状况选项包括：非常好、好、一般、不好和非常不好。本文将身体状况非常好、好或一般定义为身体健康。

^③家庭金融资产包括现金、存款、社保账户余额、股票、债券、基金、金融衍生品、金融理财产品、非人民币资产、黄金、其他金融资产和借出款。问卷中询问了家庭的借贷信息，本文将因开展生产经营活动或购买住房、商铺、汽车等“有尚未还清的银行贷款或信用社贷款”和“有尚未还清的民间借款”的家庭定义为“获得借贷的家庭”。

指标^①。自然资本包括土地、林地等可直接利用的资源资本，用人均承包土地面积衡量^②。村庄特征也会对农村家庭生计策略选择产生影响，本文选用村庄银行营业网点和村庄到市场距离反映村庄特征^③。

4.协变量。在控制变量的基础上，本文还选取了金融素养、风险态度和是否拥有智能手机3个变量作为PSM模型的协变量。各变量度量方式如下：金融素养用受访者正确回答调查问卷中关于利率计算和通货膨胀理解相关问题的个数来度量；风险态度通过受访者对问题“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目？”的回答来度量。是否拥有智能手机根据受访者对问题“请问您目前使用的手机是哪一种？”的回答度量。

（四）描述性统计

主要变量的定义与描述性统计如表2所示。在5492户农村家庭样本中，有2326户农村家庭使用数字金融，占比为42.35%。从2015年、2017年、2019年开始使用数字金融的家庭分别为493户、698户、1135户。实验组家庭选择务农主导型生计策略的比例比对照组家庭低29.8个百分点，但实验组家庭选择务工主导型和创业主导型生计策略的比例分别比对照组家庭高21.3个和8.5个百分点。

表2 主要变量的定义与描述性统计

| 变量名称 | 变量定义及赋值 | 总样本 (n=16476) | | 实验组 (n=6978) | | 对照组 (n=9498) | |
|-----------|---------------------------|---------------|--------|--------------|--------|--------------|--------|
| | | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 务农主导型生计策略 | 是否选择务农主导型生计策略：是=1，否=0 | 0.535 | 0.499 | 0.363 | 0.481 | 0.661 | 0.473 |
| 务工主导型生计策略 | 是否选择务工主导型生计策略：是=1，否=0 | 0.407 | 0.491 | 0.530 | 0.499 | 0.317 | 0.465 |
| 创业主导型生计策略 | 是否选择创业主导型生计策略：是=1，否=0 | 0.058 | 0.234 | 0.107 | 0.310 | 0.022 | 0.145 |
| 数字金融使用 | 是否使用数字金融的虚拟变量×使用前后的时间虚拟变量 | 0.243 | 0.429 | 0.575 | 0.494 | 0.000 | 0.000 |
| 家庭人口规模 | 家庭成员人数（人） | 3.669 | 1.826 | 4.298 | 1.705 | 3.207 | 1.774 |
| 家庭成员文化程度 | 家庭成员平均受教育年限（年） | 6.114 | 2.940 | 6.907 | 2.785 | 5.531 | 2.914 |
| 家庭劳动力占比 | 劳动力人数/家庭总人数（%） | 63.254 | 34.116 | 72.969 | 24.507 | 56.116 | 38.178 |
| 家庭成员健康状况 | 身体健康人数/家庭总人数（%） | 69.778 | 32.947 | 77.876 | 26.629 | 63.829 | 35.757 |
| 房屋价值 | 家庭拥有房产的价值（万元） | 17.651 | 29.031 | 25.578 | 35.646 | 11.827 | 21.178 |
| 车辆价值 | 家庭拥有车辆的价值（万元） | 1.263 | 3.291 | 2.301 | 4.365 | 0.500 | 1.847 |
| 农机价值 | 家庭拥有农机的价值（万元） | 0.245 | 0.735 | 0.352 | 0.916 | 0.166 | 0.553 |
| 金融资产 | 家庭金融资产总值（万元） | 2.775 | 6.135 | 4.487 | 7.972 | 1.517 | 3.856 |
| 是否获得借贷 | 家庭是否获得借贷：是=1，否=0 | 0.349 | 0.477 | 0.420 | 0.494 | 0.298 | 0.457 |

^①人情往来支出是指家庭因节假日、红白喜事等给非家庭成员现金或礼物的总价值。

^②家庭承包土地面积=耕地面积+林地面积+草地面积+园地面积+其他农用地面积。

^③银行营业网点是指有银行工作人员为客户办理业务的营业场所，只有ATM机等自助终端设备的网点不属于营业网点。

表2 (续)

| | | | | | | | |
|----------|---------------------------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
| 人情往来支出 | 给非家庭成员现金或礼物的总价值 (万元) | 0.224 | 0.377 | 0.309 | 0.447 | 0.162 | 0.302 |
| 是否有村干部 | 家庭是否有村干部: 是=1, 否=0 | 0.066 | 0.248 | 0.093 | 0.291 | 0.045 | 0.208 |
| 人均承包土地面积 | 家庭承包土地面积/家庭总人数 (亩/人) | 3.423 | 19.127 | 3.372 | 24.645 | 3.461 | 13.726 |
| 村庄银行营业网点 | 村庄内是否有银行营业网点: 是=1, 否=0 | 0.187 | 0.390 | 0.195 | 0.396 | 0.182 | 0.386 |
| 村庄到市场距离 | 村庄到最近的农贸市场或自由市场的距离 (千米) | 5.976 | 7.860 | 5.587 | 7.209 | 6.262 | 8.294 |
| 金融素养 | 受访者正确回答相关问题的个数 (个) | 0.194 | 0.472 | 0.260 | 0.535 | 0.145 | 0.413 |
| 风险态度 | 受访者偏好的投资项目类型 ^a | 1.540 | 1.439 | 1.700 | 1.564 | 1.423 | 1.328 |
| 是否拥有智能手机 | 受访者是否拥有智能手机: 是=1, 否=0 | 0.400 | 0.490 | 0.627 | 0.484 | 0.234 | 0.423 |

注: a 变量选项及其赋值为: 高风险、高回报的项目=6, 略高风险、略高回报的项目=5, 平均风险、平均回报的项目=4, 略低风险、略低回报的项目=3, 不愿意承担任何风险=2, 不知道=1。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

渐进倍差模型的回归结果如表3所示。其中, (1)列、(3)列和(5)列没有加入控制变量, 而(2)列、(4)列和(6)列加入了家庭和村庄层面的控制变量。结果显示, 在未加入控制变量的情况下, 数字金融使用对务农主导型生计策略具有负向影响, 而对务工主导型和创业主导型生计策略具有正向影响。这说明与未使用数字金融的农村家庭相比, 使用数字金融的农村家庭选择务农主导型生计策略的概率更低, 选择务工主导型和创业主导型生计策略的概率更高。在控制家庭特征和村庄特征后, 虽然估计系数绝对值减小, 但其符号和显著性均未改变, 结果与前面一致。

表3 数字金融使用对农村家庭生计策略选择影响的基准回归结果

| | 务农主导型生计策略 | | 务工主导型生计策略 | | 创业主导型生计策略 | |
|----------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 数字金融使用 | -0.139*** (0.013) | -0.060*** (0.013) | 0.108*** (0.014) | 0.040*** (0.014) | 0.031*** (0.007) | 0.020*** (0.007) |
| 家庭人口规模 | | -0.072*** (0.004) | | 0.071*** (0.004) | | 0.001 (0.002) |
| 家庭成员文化程度 | | -0.017*** (0.003) | | 0.018*** (0.003) | | -0.001 (0.001) |
| 家庭劳动力占比 | | -0.178*** (0.022) | | 0.172*** (0.021) | | 0.006 (0.009) |

表3 (续)

| | | | | | | |
|-------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 家庭成员健康状况 | -0.101*** (0.014) | | 0.098*** (0.014) | | 0.003 (0.006) | |
| 房屋价值 | 0.000 (0.000) | | -0.000* (0.000) | | 0.000** (0.000) | |
| 车辆价值 | -0.002 (0.002) | | -0.002 (0.002) | | 0.004*** (0.001) | |
| 农机价值 | 0.025*** (0.008) | | -0.027*** (0.007) | | 0.002 (0.004) | |
| 金融资产 | -0.002*** (0.001) | | 0.001 (0.001) | | 0.001** (0.001) | |
| 是否获得借贷 | -0.002 (0.010) | | -0.007 (0.010) | | 0.008* (0.005) | |
| 人情往来支出 | -0.011 (0.011) | | 0.001 (0.011) | | 0.011 (0.007) | |
| 是否有村干部 | -0.039** (0.020) | | 0.050** (0.021) | | -0.011 (0.012) | |
| 人均承包土地面积 | 0.000* (0.000) | | -0.000* (0.000) | | 0.000 (0.000) | |
| 村庄银行营业网点 | 0.016 (0.011) | | -0.019* (0.011) | | 0.003 (0.005) | |
| 村庄到市场距离 | -0.001 (0.001) | | 0.001* (0.001) | | -0.000 (0.000) | |
| 常数项 | 0.565*** (0.005) | 1.146*** (0.024) | 0.376*** (0.005) | -0.188*** (0.024) | 0.060*** (0.002) | 0.041*** (0.010) |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 组内 R ² | 0.013 | 0.088 | 0.010 | 0.081 | 0.003 | 0.011 |
| 观测值数 | 16476 | 16476 | 16476 | 16476 | 16476 | 16476 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

从回归结果可以看出，不同类型生计资本对农村家庭生计策略选择的影响存在显著差异。首先，人力资本、金融资本和社会资本对农村家庭选择务农主导型生计策略具有显著的负向影响。这可能因为上述三类资本较高的家庭更倾向于选择非农主导型生计策略，以获取更高的非农收入。而物质资本和自然资本则对农村家庭选择务农主导型生计策略具有积极的影响。其次，人力资本和社会资本对农村家庭选择务工主导型生计策略具有正向影响。这可能是因为，外出务工活动需要更高质量的劳动力投入和一定的社会网络关系，选择务工主导型策略的家庭更依赖于人力资本和社会资本。最后，物质资本和金融资本对农村家庭选择创业主导型生计策略具有正向影响。如果家庭拥有房屋，就可以将其

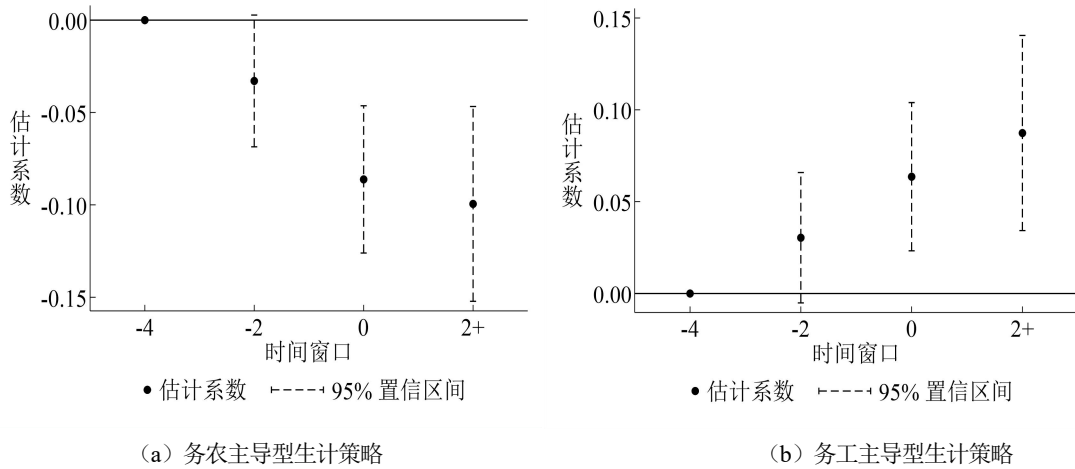
作为创业场所，降低创业成本；而交通工具则提高了创业家庭的出行效率，方便与客户沟通和交流；同时，稳定的资金供给也是创业的必要条件。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。使用渐进倍差法识别策略的一个重要前提是实验组与对照组的被解释变量在使用数字金融前必须满足平行趋势假设。为此，本文参照已有研究（Chen and Lan, 2017；黄祖辉等，2022a），利用事件分析法考察实验组和对照组事前的平行趋势，回归模型设定如下：

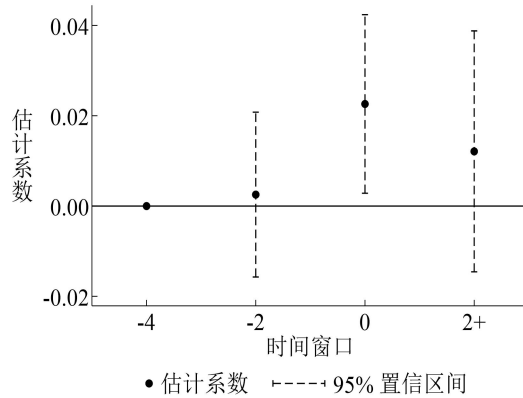
$$Livelihood_{it} = \alpha_0 + \sum_{s=-4}^{2+} \alpha_s DF_s + X_{it}'\beta + \tau_i + \psi_t + v_{it} \quad (6)$$

(6) 式中： α_s 是本研究关注的估计系数，捕捉了实验组和对照组在时间趋势上的差异。 s 表示使用数字金融的时间窗口。其中： $s=-4$ 表示使用前第 4 年； $s=-2$ 表示使用前第 2 年； $s=0$ 表示使用当年； $s=2+$ 包括了使用数字金融后第 2 年及其之后年份的时间窗口^①。需要说明的是， $s=-4$ 被设定为基准年份。 τ_i 是家庭固定效应， ψ_t 是年份固定效应， v_{it} 是随机扰动项。图 1 展示了 3 组估计系数的时间趋势。观察图 1 可以看出，在使用数字金融之前，实验组与对照组的生计策略不存在明显差异，满足平行趋势假设；在使用数字金融当年，数字金融使用对农村家庭生计策略具有显著的影响；随着时间推移，数字金融使用对务农主导型和务工主导型生计策略的影响逐渐增强^②。



^①由于 $s=4$ 的样本量较少，故本文参考张军等（2021）的做法，将 $s=2$ 和 $s=4$ 合并为 $s=2+$ 。

^②图 1 (c) 结果显示，在样本农户使用数字金融 2 年后，数字金融使用对创业主导型生计策略的影响变得不显著。可能的原因是，有的农村家庭在使用数字金融当年开始创业，但此后几年可能由于经营不善而放弃了创业主导型生计策略。在本文样本农户中，2015 年、2017 年和 2019 年从事工商业生产经营的家庭分别为 531 户、477 户和 424 户，这反映随着时间推移，放弃非农自营的家庭数量多于新创业家庭的数量。



(c) 创业主导型生计策略

图1 平行趋势检验结果

注：横轴时间窗口表示距农村家庭使用数字金融的相对年份。当横轴数值小于0时，它表示使用数字金融前的年份；当横轴数值大于0时，它表示使用数字金融后的年份。纵轴表示(6)式中 DF_s 的估计系数。

2.PSM-DID 方法。为了缓解样本自选择偏差，本文接下来使用PSM-DID方法进行稳健性检验。首先，本文运用Logit模型计算了每个农村家庭使用数字金融的倾向得分^①；其次，根据倾向得分值，本文按最近邻匹配法为实验组家庭匹配特征最为相似的对照组家庭；最后，为了保证匹配效果，使用PSM-DID方法必须对两组样本进行平衡性检验，检验结果见表4。从表4中可以看出：在匹配前，除了人均承包土地面积、村庄银行营业网点、村庄到市场距离，其他协变量的标准化偏差都大于10%，且多数协变量的t检验结果在1%的水平上显著；在匹配后，所有协变量的标准化偏差明显缩小且绝对值均小于5%，同时，t检验结果也表明实验组家庭和对照组家庭的协变量之间不存在系统性差异。这说明，匹配后两组样本的可比性大幅增强，满足随机实验的要求。除此之外，匹配后实验组与对照组满足共同支撑的区域较大，表明实验组和对照组具有可比性，排除了实验组样本可能存在的自选择效应。基于满足共同支撑假设的样本，本文进行下一步的渐进倍差模型估计。

表4 协变量平衡性检验结果

| 变量 | 匹配前 | | | | 匹配后 | | | |
|----------|--------|--------|----------|----------|--------|--------|----------|-------|
| | 实验组 | 对照组 | 标准化偏差(%) | t值 | 实验组 | 对照组 | 标准化偏差(%) | t值 |
| 家庭人口规模 | 4.298 | 3.207 | 62.7 | 39.66*** | 3.998 | 4.008 | -0.5 | -0.23 |
| 家庭成员文化程度 | 6.907 | 5.531 | 48.3 | 30.51*** | 6.393 | 6.410 | -0.6 | -0.27 |
| 家庭劳动力占比 | 0.730 | 0.561 | 52.5 | 32.31*** | 0.704 | 0.713 | -2.6 | -1.25 |
| 家庭成员健康状况 | 0.779 | 0.638 | 44.6 | 27.66*** | 0.728 | 0.727 | 0.6 | 0.27 |
| 房屋价值 | 25.578 | 11.827 | 46.9 | 30.90*** | 17.213 | 16.529 | 2.3 | 1.17 |
| 车辆价值 | 2.301 | 0.500 | 53.7 | 36.06*** | 1.071 | 0.969 | 3.0 | 1.69* |
| 农机价值 | 0.352 | 0.166 | 24.5 | 16.12*** | 0.262 | 0.261 | 0.0 | 0.02 |

^①限于篇幅，Logit模型回归结果从略。

表4 (续)

| | | | | | | | | |
|----------|-------|-------|------|----------|-------|-------|------|-------|
| 金融资产 | 4.487 | 1.517 | 47.4 | 31.62*** | 2.656 | 2.486 | 2.7 | 1.35 |
| 是否获得借贷 | 0.420 | 0.298 | 25.6 | 16.33*** | 0.381 | 0.391 | -2.1 | -0.89 |
| 人情往来支出 | 0.309 | 0.162 | 38.6 | 25.18*** | 0.233 | 0.223 | 2.7 | 1.19 |
| 是否有村干部 | 0.093 | 0.045 | 19.0 | 12.36*** | 0.067 | 0.060 | 2.7 | 1.20 |
| 人均承包土地面积 | 3.372 | 3.461 | -0.4 | -0.29 | 3.508 | 3.678 | -0.8 | -0.31 |
| 村庄银行营业网点 | 0.195 | 0.182 | 3.4 | 2.19** | 0.186 | 0.198 | -3.1 | -1.34 |
| 村庄到市场距离 | 5.587 | 6.262 | -8.7 | -5.46*** | 5.953 | 5.890 | 0.8 | 0.35 |
| 金融素养 | 0.379 | 0.223 | 28.4 | 18.27*** | 0.295 | 0.290 | 0.9 | 0.38 |
| 风险态度 | 2.610 | 2.192 | 35.8 | 22.98*** | 2.447 | 2.422 | 2.1 | 0.90 |
| 是否拥有智能手机 | 0.627 | 0.234 | 86.5 | 55.44*** | 0.480 | 0.496 | -3.5 | -1.38 |

注: ***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

PSM-DID 方法的回归结果见表 5。结果显示,在引入控制变量的情况下,数字金融使用对于务农型生计策略、务工型生计策略和创业型生计策略影响的系数分别为-0.083、0.064 和 0.019,且至少在 5%的水平显著,与基准回归结果基本一致。这进一步验证了,数字金融使用对农村家庭选择务农型生计策略具有抑制作用,但对务工主导型和创业主导型生计策略的选择具有显著的促进作用。

表 5 PSM-DID 方法的回归结果

| | 务农主导型生计策略 | | 务工主导型生计策略 | | 创业主导型生计策略 | |
|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 数字金融使用 | -0.161*** (0.023) | -0.083*** (0.023) | 0.135*** (0.023) | 0.064*** (0.022) | 0.026** (0.010) | 0.019** (0.010) |
| 控制变量 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 组内 R ² | 0.018 | 0.106 | 0.016 | 0.098 | 0.003 | 0.013 |
| 观测值数 | 8266 | 8266 | 8266 | 8266 | 8266 | 8266 |

注: ①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。③最近邻匹配采用有放回、1对1的匹配方法。

3.工具变量法。考虑到反向因果关系可能会引致内生性问题,本文采用工具变量法对此进行处理。表 6 汇报了使用工具变量法的回归结果。结果显示,第一阶段工具变量数字金融使用平均水平估计系数为 0.600,且在 1%的水平上显著,说明满足相关性原则。第二阶段数字金融使用的估计系数分别为 -0.625、0.546 和 0.079,且均在 1%的水平上显著。这表明在考虑内生性问题之后,数字金融使用仍然对农村家庭选择务农主导型生计策略具有显著的负向影响,而对务工主导型和创业主导型生计策略具有显著的促进作用。同时, Kleibergen-Paap rk LM 统计量数值为 986.793,拒绝“工具变量不可识别”的原假设,即工具变量不存在识别不足问题; Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 1574.182,大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%水平上的临界值 16.38,说明不存在弱工具变量的情况。总体而言,

以上检验说明,选取每年居住在同县同等收入阶层农村家庭的数字金融使用平均水平作为工具变量具有合理性。

表 6 使用工具变量法的回归结果 I

| | 第一阶段 数字金融使用 | 第二阶段 务农主导型 生计策略 | 第二阶段 务工主导型 生计策略 | 第二阶段 创业主导型 生计策略 |
|---------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 数字金融使用 | | -0.625*** (0.041) | 0.546*** (0.041) | 0.079*** (0.020) |
| 数字金融使用平均水平 | 0.600*** (0.016) | | | |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| F 统计量 | 283.52 | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | | 986.793 | 986.793 | 986.793 |
| Cragg-Donald Wald F 统计量 | | 1574.182 | 1574.182 | 1574.182 |
| Centered R ² | 0.390 | 0.070 | 0.046 | 0.003 |
| 观测值数 | 16476 | 16476 | 16476 | 16476 |

注:①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

上述做法还存在一种担心是,采用集聚层面的变量作为工具变量可能会引入“噪声”,进而增加遗漏变量导致的偏误,因为无法保证高级区划层面上的特征值是完全外生的。为了确保研究结论的稳健性,本文又选取农村家庭是否拥有智能手机和是否拥有电脑作为数字金融使用的工具变量。理论上,智能手机和电脑是农村家庭使用数字金融的主要硬件设备,因此两个工具变量与数字金融使用紧密相关,满足相关性条件。另外,使用智能手机和电脑可能会通过一些遗漏变量影响农村家庭生计策略选择。鉴于此,笔者在回归中进一步加入家庭是否使用互联网作为控制变量,以保证工具变量的外生性要求,回归结果如表 7 所示。

表 7 使用工具变量法的回归结果 II

| | 第一阶段 数字金融使用 | 第二阶段 务农主导型 生计策略 | 第二阶段 务工主导型 生计策略 | 第二阶段 创业主导型 生计策略 |
|----------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 数字金融使用 | | -0.308*** (0.087) | 0.193** (0.087) | 0.115** (0.045) |
| 是否拥有智能手机 | 0.100*** (0.008) | | | |
| 是否拥有电脑 | 0.088*** (0.011) | | | |

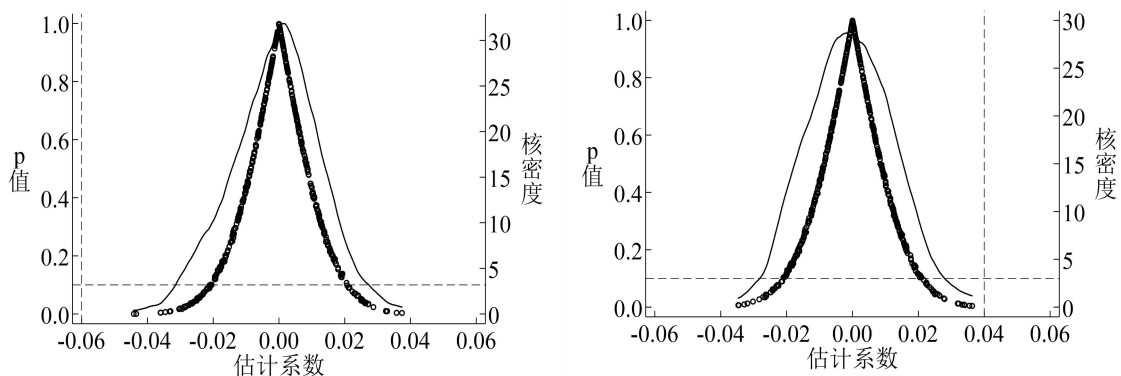
表 7 (续)

| | | | | |
|---------------------------|--------|---------|---------|---------|
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| F 统计量 | 230.06 | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | | 224.200 | 224.200 | 224.200 |
| Cragg-Donald Wald F 统计量 | | 143.719 | 143.719 | 143.719 |
| Hansen J 检验的 p 值 | | 0.162 | 0.827 | 0.291 |
| Centered R ² | 0.322 | 0.051 | 0.061 | 0.010 |
| 观测值数 | 16476 | 16476 | 16476 | 16476 |

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内的数值是家庭层面的聚类稳健标准误。

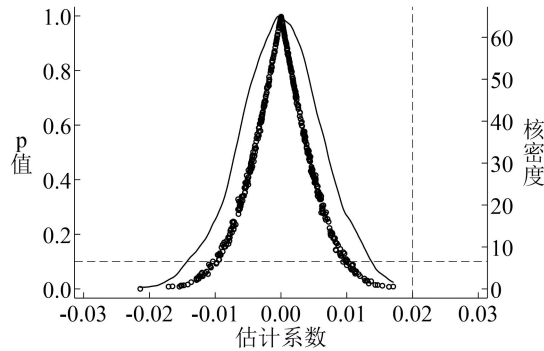
4. 安慰剂检验。虽然前文的一系列稳健性检验验证了基准回归结果的稳健性，但估计结果还可能受到一些无法观测的随机性因素影响。本文借鉴黄祖辉等（2022b）的做法，采用安慰剂检验来判断农村家庭生计策略的调整是否由其他随机性因素引起的。具体而言，本文按照样本中数字金融使用情况，从 5492 个家庭中随机选取 2326 个家庭作为“伪实验组”，并将剩余家庭设定为对照组。

为确保各年份使用数字金融家庭数量分布情况与真实情况保持一致，本文将 2015 年、2017 年、2019 年进入“伪实验组”的家庭数量设定为 493 户、698 户、1135 户。基于随机生成的组别虚拟变量 $Treatsim_i$ 和时间虚拟变量 $Post_t$ ，本文构造了新的模拟交互项，并使用（1）式进行回归，得到模拟的估计系数 α_{1sim} 。由于“伪实验组”是随机生成的，因此理论上模拟交互项不会对生计策略产生显著影响。为了排除小概率事件的干扰，本文将上述随机过程重复了 500 次，并在图 2 中展示了 500 个模拟估计系数 α_{1sim} 的分布及相应的 p 值。根据图 2，模拟估计系数大多数集中在零点附近，大部分估计系数的 p 值都大于 0.1，且图中竖线对应的真实估计系数明显属于异常值。这说明，基准模型的估计结果并不是随机性因素驱动的。换言之，数字金融使用确实影响了农村家庭生计策略选择。



(a) 务农主导型生计策略

(b) 务工主导型生计策略



(c) 创业主导型生计策略

◦ p值 —— 核密度线

图2 安慰剂检验结果

注：横轴表示500个模拟交互项 $Treatsim_i \times Post_t$ 的估计系数；曲线是估计系数的核密度分布，圆点是估计系数对应的p值；竖线所对应的横轴的值表示基准回归结果中数字金融使用的估计系数（分别为-0.06、0.04和0.02）。

(三) 作用机制分析

1.提升家庭金融资本。根据前文的理论分析，数字金融使用缓解了信息不对称问题，提高了农民的信贷可得性。同时，数字金融也丰富了金融理财产品供给，极大地提升了投资便利性，进而促进了家庭金融资产增加。为了验证这一假说，本文检验了数字金融使用对家庭金融资产和是否获得借贷的影响。结果如表8（1）列和（2）列所示。可以看出，数字金融使用对金融资产和是否获得借贷的影响均显著为正。这表明，数字金融使用有助于提升家庭金融资本，从而验证了假说H1。在现实中，数字金融凭借技术优势，囊括了传统金融工具囿于成本、信息等因素难以惠及的长尾人群，改善了农村家庭金融服务可得性，具有普惠功能。

2.拓宽信息获取渠道。获取经济信息对农村家庭的生计策略选择具有重要作用。数字金融为农民提供了便捷的金融服务平台，有助于提升农村家庭获取经济信息的数量和效率，并促进其选择非农主导型生计策略。为了验证这一假说，本文借鉴华怡婷和石宝峰（2022）的方法，利用受访者对问题“您平时对经济、金融方面的信息关注程度如何^①？”的回答来衡量经济信息关注度。根据表8（3）列估计结果，数字金融使用对经济信息关注度的影响显著为正，表明数字金融使用有利于家庭经济信息获取，从而验证了假说H2。事实上，传统金融仅能为客户提供各种金融服务，无法为家庭带来额外的市场信息，而数字金融在信息传递方面具有独特优势，拓宽了农村家庭的信息获取渠道。

3.增强社会信任程度。社会信任程度是影响农村家庭生计策略选择的重要因素。数字金融运用技术优势保证了农村家庭的交易可靠性和资产安全性，有助于提升农村家庭对社会的信任程度，促进其选择非农主导型生计策略。本文采用受访者对问题“您在不认识的人信任度如何^②？”的回答来测量

^①选项赋值：非常关注=4，比较关注=3，一般=2，不太关注=1，完全不关注=0。

^②选项赋值：非常信任=4，比较信任=3，一般=2，不太信任=1，非常不信任=0。

社会信任程度。表 8 (4) 列结果表明, 数字金融使用对农村家庭的社会信任程度具有显著的正向影响, 假说 H3 得到验证。这说明, 相较于传统金融, 数字金融还增加了“社会信任强化功能”。传统金融市场诈骗事件频发, 手段不断翻新, 金额越来越大, 严重影响了社会信任; 而数字金融提供的安全稳定的交易环境, 有利于提升家庭对社会的信任感。

表 8 作用机制检验结果

| | (1) 金融资产 | (2) 是否获得借贷 | (3) 经济信息关注度 | (4) 社会信任程度 |
|-------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 数字金融使用 | 3.355*** (0.489) | 0.079** (0.033) | 0.204** (0.097) | 0.146** (0.062) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 组内 R ² | 0.070 | 0.013 | 0.029 | 0.034 |
| 观测值数 | 16476 | 16476 | 10890 | 6182 |

注: ①为了避免可能存在的反向因果问题, 本文选取每年居住在同县同等收入阶层农村家庭的数字金融使用平均水平作为工具变量进行 2SLS 回归, 表中汇报了第二阶段回归结果。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③括号内的数值是家庭层面的聚类稳健标准误。④控制变量剔除了“金融资产”和“是否获得借贷”。

(四) 异质性分析

1. 家庭初始生计策略异质性。前文已经证明数字金融使用会促进农村家庭选择非农主导型生计策略, 但对于使用数字金融前选择不同生计策略的农村家庭, 数字金融使用会如何引起家庭在生计策略上的变化和调整? 为此, 本文将从家庭初始生计策略异质性视角出发, 利用分样本回归, 进一步探究选择不同生计策略类型的农村家庭使用数字金融对其生计策略调整的影响。为了达到研究目的, 本文在该部分分析中删除了从 2015 年开始使用数字金融的家庭, 并按照农村家庭 2015 年选择的生计策略类型进行分类, 将样本分为务农主导型家庭、务工主导型家庭和创业主导型家庭, 然后利用 (1) 式模型分别进行估计。

表 9 报告了数字金融使用对农村家庭生计策略调整的估计结果。从中可以看出, 对于 2015 年选择务农主导型生计策略的家庭而言, 数字金融使用会降低这部分家庭继续选择务农主导型生计策略的概率, 增加其选择务工主导型和创业主导型生计策略的概率, 实现生计策略由农业向非农的转化。对于使用数字金融前就选择务工主导型生计策略的家庭而言, 数字金融使用既有助于家庭继续选择务工主导型生计策略, 还能促进其选择创业主导型生计策略。而对于使用数字金融前就选择创业主导型生计策略的家庭而言, 数字金融使用会促进其继续选择创业主导型生计策略, 抑制其选择务农主导型和务工主导型生计策略。

表9 异质性分析结果 I

| 子样本 | 变量和观测值数 | 务农主导型生计策略 | 务工主导型生计策略 | 创业主导型生计策略 |
|---------|---------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 务农主导型家庭 | 数字金融使用 | -0.179*** (0.018) | 0.156*** (0.018) | 0.023*** (0.008) |
| | 观测值数 | 8652 | 8652 | 8652 |
| 务工主导型家庭 | 数字金融使用 | -0.116*** (0.018) | 0.077*** (0.019) | 0.039*** (0.010) |
| | 观测值数 | 5577 | 5577 | 5577 |
| 创业主导型家庭 | 数字金融使用 | -0.104** (0.048) | -0.100** (0.050) | 0.204*** (0.050) |
| | 观测值数 | 768 | 768 | 768 |

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

2.家庭数字金融使用异质性。CRHPS 问卷收集了农村家庭数字支付、数字借贷和数字理财 3 种数字金融服务使用情况数据，本研究以此进一步分析不同数字金融服务对农村家庭生计策略选择影响的差异。换言之，数字金融对非农主导型生计策略的促进效应是使用何种数字金融服务导致的？表 10 汇报了 3 种数字金融服务对农村家庭生计策略的影响。结果显示：数字支付、数字理财和数字借贷对农村家庭选择务农主导型生计策略具有显著的负向影响；数字支付和数字理财会显著提升农村家庭选择务工主导型生计策略的概率；数字支付和数字借贷对农村家庭选择创业主导型生计策略具有促进作用。产生上述结果的具体原因可能如下：首先，当前越来越多的农村家庭选择使用数字支付。数字支付能够提高支付效率和安全性，降低支付风险，从而增加农村家庭务工和创业的信心。同时，数字支付缩短了支付的时间和距离，使农村家庭可以更加便利地进行支付和结算，从而极大降低了其务工和创业的成本。而且，使用支付宝、微信支付等数字支付方式还有助于农村家庭通过 App 获取各类经济信息，信息获取渠道的拓展，可以进一步提高农村家庭参与务工和创业的概率。其次，相较于传统金融“嫌贫爱富”和低收益的特点，数字理财向农村家庭提供了货币基金、保险等理财产品，提高了家庭金融资源的配置效率，促进了家庭金融资本的提升（吴雨等，2021），为农民外出务工提供了消费保障。同时，数字理财不仅提高了金融的包容性，还确保了金融产品的透明度和安全性，有利于提升农村家庭的社会信任感，从而增强其外出务工意愿^①。最后，数字借贷降低了农村家庭申请借贷的门槛，缓解了传统金融发展中的信贷歧视，既能实现经济公平，提升社会信任水平，还可以帮助农村家庭更便捷地获取创业所需资金，进一步激发企业家精神，促进其选择创业主导型生计策略^②。

^①数字理财对创业主导型生计策略的影响虽然为正，但在统计上不显著，可能的原因是创业对金融资本有更高的要求，数字理财带来的金融资本的提升更适合于满足家庭日常生活中的消费需求，难以支持创业活动的开展。

^②数字借贷对务工主导型生计策略虽然具有正向影响，但在统计上不显著，这可能是由于农民外出务工更加关注工作机会、薪资待遇和工作强度等因素，对借贷资金的需求不大。因此，数字借贷使用并没有显著推动农村家庭外出务工。

表 10 异质性分析结果 II

| | 务农主导型生计策略 | 务工主导型生计策略 | 创业主导型生计策略 |
|------|----------------------|--------------------|--------------------|
| 数字支付 | -0.059*** (0.015) | 0.040** (0.016) | 0.019** (0.009) |
| 观测值数 | 14391 | 14391 | 14391 |
| 数字理财 | -0.042*** (0.014) | 0.033** (0.015) | 0.009 (0.008) |
| 观测值数 | 14892 | 14892 | 14892 |
| 数字借贷 | -0.183* (0.105) | 0.168 (0.106) | 0.015** (0.007) |
| 观测值数 | 9558 | 9558 | 9558 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

五、结论与政策启示

本文利用 2015 年、2017 年和 2019 年中国农村家庭追踪调查 (CRHPS) 的三期平衡面板数据, 综合运用渐进倍差法、PSM-DID 方法和工具变量法, 实证检验了数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响。研究得出以下结论: 整体而言, 数字金融使用对农村家庭选择务农主导型生计策略具有显著的负向影响, 但对农村家庭采取务工主导型和创业主导型生计策略具有正向促进作用。从作用机理来看, 数字金融使用可以通过提升家庭金融资本、拓宽信息获取渠道和增强社会信任程度促进农村家庭选择非农主导型生计策略。在家庭初始生计策略异质性方面, 对于原本就选择务农主导型生计策略的家庭而言, 数字金融使用能促进农村家庭生计策略调整, 实现农业向非农的转化; 对于原本选择务工主导型生计策略的家庭而言, 数字金融使用不仅支持了家庭继续选择务工主导型生计策略, 还增加了其选择创业主导型生计策略的概率; 而对于原本选择创业主导型生计策略的家庭而言, 数字金融使用会强化家庭继续采取创业主导型生计策略。在家庭数字金融使用异质性方面, 数字支付、数字理财和数字借贷均会抑制农村家庭选择务农主导型生计策略; 数字支付和数字理财会显著提升农村家庭选择务工主导型生计策略的概率; 而数字支付和数字借贷对农村家庭选择创业主导型生计策略具有显著的促进作用。

基于上述结论, 本文得到以下政策启示。首先, 应当继续推动数字金融高质量发展, 加强数字基础设施建设, 加大数字技术科技投入, 进一步加深数字技术与金融服务的融合, 简化数字金融应用流程, 并结合农村家庭生活生产的实际需求, 开发符合农民需要的数字金融产品与服务, 优化金融服务的供给机制。其次, 应积极开展农村金融知识进农村教育活动, 充分借助微信、抖音等新兴传播媒介加强金融基础知识、数字金融产品的宣传普及, 促使数字金融服务产品能以更加高效的方式被农村家庭所了解和使用, 提升农民对数字金融产品的使用能力, 以缩小农民所面临的“数字鸿沟”。最后, 政府应鼓励金融机构和互联网公司通过网络直播、更新公众号、视频号等方式, 确保农民第一时间了解经济金融动态, 为外出务工人员优先提供生活缴费、转账汇款、账户查询等金融服务, 建立外出务

工人员金融服务长效机制。同时，政府应进一步深化金融改革，推动金融机构加强对农村家庭创业的资金支持力度，适度放宽农民创业的融资门槛，增加小额信贷供给，满足创业农民多场景的融资需求，有效缓解其金融资源约束，最终实现农村家庭生计策略的优化转型。

参考文献

- 1.陈东平、丁力人、高名姿，2022：《共同富裕背景下数字金融与城乡收入差距——基于地级市面板数据的实证研究》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第6期，第171-182页。
- 2.丁晓蔚，2021：《从互联网金融到数字金融：发展态势、特征与理念》，《南京大学学报（哲学·人文科学·社会科学）》第6期，第28-44页、第162页。
- 3.董艳、陈秋生、王聪，2020：《区域金融发展如何影响农业信贷与农民创业——基于CHFS的实证研究》，《经济理论与经济管理》第6期，第72-86页。
- 4.高虹、陆铭，2010：《社会信任对劳动力流动的影响——中国农村整合型社会资本的作用及其地区差异》，《中国农村经济》第3期，第12-24页、第34页。
- 5.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 6.华怡婷、石宝峰，2022：《互联网使用对农村家庭金融市场参与行为的影响》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第5期，第130-141页。
- 7.黄益平、王敏、傅秋子、张皓星，2018：《以市场化、产业化和数字化策略重构中国的农村金融》，《国际经济评论》第3期，第106-124页、第7页。
- 8.黄祖辉、宋文豪、成威松、李夏欣，2022a：《休闲农业与乡村旅游发展促进农民增收了吗？——来自准自然实验的证据》，《经济地理》第5期，第213-222页。
- 9.黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌，2022b：《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》，《中国农村经济》第1期，第24-43页。
- 10.姜睿，2020：《我国金融科技演进逻辑、阶段特征与提升路径》，《经济体制改革》第6期，第147-152页。
- 11.琚琮，2023：《数字普惠金融发展的创业效应研究》，《大连理工大学学报（社会科学版）》第3期，第45-53页。
- 12.李聪、柳玮、冯伟林、李树茁，2013：《移民搬迁对农户生计策略的影响——基于陕南安康地区的调查》，《中国农村观察》第6期，第31-44页、第93页。
- 13.王晶，2021：《数字金融发展对农村家庭生计影响研究》，中国农业科学院博士学位论文。
- 14.王君涵、李文、冷淦满、仇焕广，2020：《易地扶贫搬迁对贫困户生计资本和生计策略的影响——基于8省16县的3期微观数据分析》，《中国人口·资源与环境》第10期，第143-153页。
- 15.王小华、马小珂、何茜，2022：《数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗？》，《中国农村经济》第11期，第21-39页。
- 16.吴本健、胡历芳、马九杰，2014：《社会网络、信息获取与农户自营工商业创办行为关系的实证分析》，《经济经纬》第5期，第32-37页。

- 17.吴雨、李晓、李洁、周利, 2021: 《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》, 《管理世界》第7期, 第92-104页、第7页。
- 18.杨金龙, 2018: 《社会信任提升有益于农业转移人口创业吗——基于中国综合社会调查(CGSS)数据的实证分析》, 《吉林大学社会科学学报》第5期, 第81-91页、第205页。
- 19.尹鸿飞、张兵、郝云平, 2021: 《信贷约束与农村家庭创业绩效: 影响效应及损失估算》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第76-89页、第189-190页。
- 20.张海洋、韩晓, 2021: 《数字金融的减贫效应研究——基于贫困脆弱性视角》, 《金融评论》第6期, 第57-77页、第119页。
- 21.张军、李睿、于鸿宝, 2021: 《交通设施改善、农业劳动力转移与结构转型》, 《中国农村经济》第6期, 第28-43页。
- 22.赵昶、董翀, 2019: 《民主增进与社会信任提升: 对农民合作社“意外性”作用的实证分析》, 《中国农村观察》第6期, 第45-58页。
- 23.周广肃、谢绚丽、李力行, 2015: 《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》, 《管理世界》第12期, 第121-129页、第171页。
- 24.周云波、黄祺雨, 2023: 《数字普惠金融与居民社会信任——基于经济公平和机会公平的双视角》, 《现代经济探讨》第1期, 第15-28页。
- 25.Agnello, L., S. K. Mallick, and R. M. Sousa, 2012, “Financial Reforms and Income Inequality”, *Economics Letters*, 116(3): 583-587.
- 26.Anadozie, C., M. Fonkam, J. P. Cleron, and M. M. Kah, 2021, “The Impact of Mobile Phone Use on Farmers’ Livelihoods in Post-insurgency Northeast Nigeria”, *Information Development*, 37(1): 6-20.
- 27.Bebbington, A., 1999, “Capitals and Capabilities: A Framework for Analyzing Peasant Viability, Rural Livelihoods and Poverty”, *World Development*, 27(12): 2021-2044.
- 28.Chen, S., and X. Lan, 2017, “There will be Killing: Collectivization and Death of Draft Animals”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 9(4): 58-77.
- 29.Ellis, F., 2000, “The Determinants of Rural Livelihood Diversification in Developing Countries”, *Journal of Agricultural Economics*, 51(2): 289-302.
- 30.Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. Todd, 1997, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme”, *The Review of Economic Studies*, 64(4): 605-654.
- 31.Hirshleifer, D., and S. H. Teoh, 2003, “Herding Behaviour and Cascading in Capital Markets: A Review and Synthesis”, *European Financial Management*, 9(1): 25-66.
- 32.Huang, J., and S. Rozelle, 2010, “Agricultural Development, Nutrition, and the Policies Behind China’s Success”, *Asian Journal of Agriculture and Development*, 7(1): 93-126.
- 33.Liu, Y., C. Liu, and M. Zhou, 2021, “Does Digital Inclusive Finance Promote Agricultural Production for Rural Households in China? Research Based on the Chinese Family Database (CFD)”, *China Agricultural Economic Review*, 13(2): 475-494.

34. Putnam, R. D., 1995, "Tuning in, Tuning out: The Strange Disappearance of Social Capital in America", *Political Science & Politics*, 28(4): 664-683.
35. Qian, W., 2020, *The Economy of Chinese Rural Households*, Singapore: Palgrave Macmillan, 1-9.
36. Shane, S., and T. Stuart, 2002, "Organizational Endowments and the Performance of University Start-ups", *Management Science*, 48(1): 154-170.
37. Walelign, S. Z., M. Pouliot, H. O. Larsen, and C. Smith-Hall, 2017, "Combining Household Income and Asset Data to Identify Livelihood Strategies and Their Dynamics", *The Journal of Development Studies*, 53(6): 769-787.

(作者单位: 浙江大学中国农村发展研究院)

(责任编辑: 柳 荻)

The Impact of Digital Finance Use on Rural Household Livelihood Strategy Selection: Evidence from the China Rural Household Panel Survey

SONG Wenhao HUANG Zuhui YE Chunhui

Abstract: This paper uses the data of China Rural Household Panel Survey (CRHPS) in 2015, 2017 and 2019 to empirically analyze the impact and mechanism of digital finance use on the choice of livelihood strategies for rural households adopting propensity score matching DID method and instrumental variable method. The study shows that the use of digital finance has a significant and negative impact on the adoption of agriculture-dominated livelihood strategies for rural households, but has a positive effect on the adoption of labor-dominated and entrepreneurship-dominated livelihood strategies. The mechanism analysis shows that the use of digital finance encourages rural households choosing non-agricultural livelihood strategies by increasing household financial capital, broadening information access channels and enhancing social trust. Heterogeneity analysis shows that for families who originally chose agriculture-dominated livelihood strategies, the use of digital finance has promoted the transformation of their livelihood strategies towards non-agricultural ones; for families who originally chose labor-dominated livelihood strategies, the use of digital finance not only supports these families in keeping choosing labor-dominated livelihood strategies, but also increases the probability of their choosing entrepreneurship-dominated livelihood strategies; for families who originally chose entrepreneurship-dominated livelihood strategies, the use of digital finance solidifies these families' choices. Finally, digital payment and digital finance significantly increase the probability of rural households' choosing labor-dominated livelihood strategies, while digital payment and digital lending have significant effects on rural households adopting entrepreneurship-dominated livelihood strategies.

Keywords: Digital Finance Usage; Rural Households; Livelihood Strategies; Non-agriculturalization