

互联网使用对农民创业行为的影响及机理分析研究

——基于CFPS微观调查数据

李宛玲, 杨登洁

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年3月30日; 录用日期: 2025年4月14日; 发布日期: 2025年5月23日

摘 要

本文基于2022年中国家庭追踪调查(CFPS)数据, 实证检验互联网使用对农民创业行为的影响及其群体异质性。研究发现, 互联网使用显著促进农户创业行为发生概率并提升其创业收入, 这些正向影响在使用工具变量法纠正了内生性问题后依然存在, 异质性分析表明中年群体使用互联网能促进其创业, 而对青年群体的影响未达显著水平。其次, 在性别纬度上, 互联网使用对男性创业概率的提升效应显著高于女性群体。研究揭示数字技术赋能的年龄差异化特征, 为优化农村创业支持政策提供依据: 建议通过强化互联网基础设施、构建社会网络支持体系、提升农民机会识别能力等路径, 针对性激发中年农户创业潜力, 同时关注青年群体创业激励政策的创新设计。

关键词

家庭创业, 互联网建设, 创业收入

The Impact and Mechanism Analysis of Internet Use on Farmers' Entrepreneurial Behavior

—Based on CFPS Micro-Survey Data

Wanling Li, Dengjie Yang

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Mar. 30th, 2025; accepted: Apr. 14th, 2025; published: May 23rd, 2025

文章引用: 李宛玲, 杨登洁. 互联网使用对农民创业行为的影响及机理分析研究[J]. 电子商务评论, 2025, 14(5): 1669-1684. DOI: 10.12677/ec.2025.1451448

Abstract

This paper is based on the 2022 China Family Panel Studies (CFPS) data to empirically examine the impact of internet use on farmers' entrepreneurial behavior and its group heterogeneity. The study finds that internet use significantly increases the probability of entrepreneurial behavior among rural households and enhances their entrepreneurial income. These positive effects remain after correcting for endogeneity issues using the instrumental variable method. Heterogeneity analysis indicates that internet use promotes entrepreneurship among middle-aged groups, while its impact on the youth group is not significant. Additionally, in terms of gender, the positive effect of internet use on the entrepreneurial probability of men is significantly higher than that of women. The study reveals the age-differentiated characteristics of digital technology empowerment and provides a basis for optimizing rural entrepreneurship support policies. It is recommended to enhance the entrepreneurial potential of middle-aged rural households through strengthening internet infrastructure, building social network support systems, and improving farmers' ability to identify opportunities. At the same time, attention should be paid to the innovative design of entrepreneurial incentive policies for the youth group.

Keywords

Family Entrepreneurship, Internet Development, Entrepreneurial Income

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

数字技术重构社会生产生活方式, 推动农村创业生态发生系统性变革。随着互联网基础设施向乡村延伸, 农民群体突破传统资源壁垒, 依托数字平台实现创业模式革新, 这种技术赋能效应正在重塑乡村经济形态。

对于国家发展, 互联网技术和互联网平台将传统创业和互联网产业联系起来, 数字经济的重要作用不容忽视(周广肃、樊纲, 2018) [1]。根据《中国互联网络发展状况统计报告》, 截至 2022 年 12 月, 我国网民规模达 10.67 亿, 互联网普及率达 75.6%。其中, 农村网民规模为 3.08 亿。随着网络媒体、通讯工具、社区平台以及电子商务等网络应用在乡村地区的逐步普及, 农村互联网产业正展现出其巨大的市场潜力。互联网的社交网络和销售平台, 以其跨越时空、对象平等、成本低的独特优势, 为农民创业的推广升级注入了新的活力[2]。

改革开放以来, 农村创业经历了“脱农”(1978~1991 年)、“离村”(1992~2006 年)、“回乡”(2007 年至今)的过程[3]。部分农民希望返乡及后续创业得到高额回报[4]。长期以来, 农业基础薄弱问题持续存在, 农民收入增速滞后于城镇居民, 且缺乏稳定长效的增收机制。面对这一挑战, 如何通过自主创业激活农村经济, 推动农村经济增长成为亟待解决的关键问题。农民的自主创业不仅能够有效缓解就业压力, 促进农村剩余劳动力转移, 还能为农民开辟更多创收途径, 提升其收入水平。同时, 这一举措还有助于缓解农村人地矛盾, 推动农业向适度规模经营转变, 进而提升农业生产效率, 为农村经济环境的改善和持续增长注入新动力。

在这一过程中, 互联网的作用愈发显著。一方面, 互联网拓宽了信息获取渠道[5], 它打破了信息壁

垒, 让农民能够轻松获取市场动态、新技术等创业关键信息, 极大地拓宽了他们的视野和认知。另一方面, 互联网构建了新的销售与推广渠道, 使农产品及农村特色服务能迅速触达外部市场, 有效降低了创业者的营销成本。

互联网技术通过优化信息获取路径、提升人力资本、重构交易模式等机制, 显著改善了农村经济生态。农村劳动力能够通过互联网识别创业机会, 突破传统资源约束, 实现创业决策优化。在此背景下, 探究互联网如何赋能农民创业、提升经营收益, 对破解农村发展瓶颈、推进乡村振兴具有重要现实意义。基于 CFPS2022 数据的实证研究表明, 互联网使用显著提升农村居民创业概率及经营收益, 且存在代际差异: 35~65 岁中年群体呈现显著正向响应, 而青年群体效应未达显著水平。这一发现揭示数字技术赋能的群体异质性特征, 表明中年农户更善于将互联网资源转化为创业资本。研究结果为完善农村数字基础设施、构建代际适配的创业支持体系提供实证依据, 对激发乡村振兴内生动力具有现实指导价值。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 互联网与农户创业

近年来关于互联网的研究数量很多, 其中互联网的增收作用的研究与本文关联性很强。通过互联网使用, 会通过网络进行农产品的销售和农资的采购, 这对其创业绩效有显著的正向效应[6]。

党的二十大明确提出, 农业现代化是推进农业发展的根基, 需依托数字技术构建新型农业经营模式[7]。这一战略导向与经典创业理论形成呼应: Cantillon (1775) 强调创业本质是风险承担活动, Timmons (1999) 则指出机会识别、资源配置与环境适应构成创业过程的核心要素[8]。农户创业是经济增长的动力, 有助于缓解相对贫困, 增加财富积累[9]。在我国乡村振兴背景下, 农户创业既是突破收入增长瓶颈的关键路径, 也是学术界持续关注的热点问题。

既有研究表明, 农户创业呈现显著异质性特征: 创业决策受个体风险偏好影响(陈波, 2009)[10], 创业绩效受组织管理能力制约(Mcdougall 等, 1994), 且存在“失败学习效应”(魏娟等, 2020)[11]。绩效评估体系涵盖个体收入增长与组织发展双重维度(罗明忠等, 2015; 苏岚岚等, 2016)[12][13], 而互联网技术通过优化农产品流通[14]、降低交易成本等机制成为破解传统创业约束的重要变量。周广肃、樊纲(2018)基于 IV-Probit 模型证实互联网使用可使农户创业概率提升 3%, 周洋、华语音(2017)进一步验证其对创业收入的倍增效应[15]。综上所述, 互联网在促进农户创业方面发挥了重要作用。基于以上分析, 提出以下假设:

假设 H1: 互联网使用能够显著提高农户创业概率并提升其创业收入水平。

2.2. 互联网使用影响农户创业的作用机制

互联网在资源信息获取、机会识别方面具有显著优势, 极大地便利了农村地区的社会交往和信息获取, 从而激发了农民的创业意愿[6]。互联网为农户提供了丰富的创业信息获取渠道。通过互联网, 农户可以及时了解市场动态、政策法规、新技术和新品种等信息, 拓宽了创业视野, 为创业决策提供了科学依据。刘晓倩和韩青(2018)发现, 农户通过使用智能手机和互联网, 能够获取更多信息, 并可能通过网络技术进行农产品销售, 提高销售价格, 进而增加收入[16]。姚柱(2020)指出, 互联网的普及使农户能够更方便地与外界交流, 学习创业知识和经验, 从而提升创业绩效[17]。创业信息的获取有助于农户把握市场机遇, 降低创业风险, 提高创业成功率。由此, 提出本文第二个假设:

假设 H2: 互联网使用可通过提高信息获取能力, 积累社会资本提高农户创业可行性。

张应良、汤莉(2013)的研究表明, 除了外部宏观因素外, 农户的社会关系也对其创业行为和创业绩效水平有重要影响[18]。互联网的普及促进了社会资本的积累。通过网络社交平台, 农户能够与外界进行更广泛和便捷的交流, 拓展社会关系网络, 学习创业知识和经验, 获取潜在的合作伙伴和资源[19]。这种社

会资本的积累不仅增强了农户的创业信心, 而且关于“社会资本-金融资本”的转化机制, 有效解决了农村创业者的启动资金瓶颈[19][20]。综合以上观点和分析, 本文提出第三个假设:

假设 H3: 互联网使用通过提高社会互动水平, 降低资金借贷难度, 促进农户开展创业活动。

需要说明的是, 本研究聚焦于互联网使用对农户创业活动的促进作用, 而非深入探讨信贷可得性本身的原因。这是因为信贷可得性的影响因素复杂多样, 涉及金融政策、农村金融机构的运营模式、农户的信用状况等多个方面, 已有专门研究对此进行了深入分析。而本研究旨在突出互联网在促进农户创业过程中的独特作用, 因此主要关注互联网如何通过提升社会互动水平、降低资金借贷难度、提高信息获取能力以及积累社会资本等方面来推动农户创业。

3. 数据统计分析与变量定义

3.1. 数据来源

本文所采用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的中国家庭追踪调查(CFPS)。鉴于该调查具备广泛的覆盖面, 样本极具代表性, 所以本文选用了其 2022 年的数据。CFPS 覆盖 31 个省市区, 含手机网络、户收入、个体特征、礼金支出、政府补贴等详细信息, 特别是家庭经济问卷详询农业经营、个体私营情况及成本投入, 为研究互联网对农户创业影响提供了坚实数据。本文整合个人与家庭经济问卷, 筛选农村样本, 保留有效观测 8379 个。

3.2. 变量选取及描述性统计

3.2.1. 被解释变量

本文选取农村地区作为特定分析对象, 将被解释变量设定为家庭是否创业及家庭创业收入情况。利用(CFPS) 2022 年问卷中的“过去 12 个月, 您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业?”这一问题, 来衡量家庭是否参与了创业活动。据此, 构建了一个虚拟变量“是否创业”, 若家庭有成员从事个体经营或开办企业则赋值为 1, 否则为 0。该变量反映了农户从传统农业或打工模式转向自主创业的倾向, 直接体现了农村创业活跃度, 是农村创业生态的基础构成。

同时, 本文还采用 CFPS 问卷中个体经营者的经营净利润作为衡量户主创业收益的变量, 即创业收入。这一指标是衡量农户创业经济成效的关键, 直观展现了创业活动所带来的经济回报。

3.2.2. 解释变量

核心解释变量确定为互联网使用。参考孙国锋等(2021)[20]和柳松等(2020)[21]的研究方法, 本研究借助 2022 年 CFPS 调查问卷里的“是否移动设备上网”与“是否电脑上网”两项内容, 对农户互联网使用情况加以评估。若受访农户针对这两个问题, 至少有一个给出“是”的回答, 便认定其存在互联网使用行为, 赋值记作 1; 反之, 则赋值为 0。

3.2.3. 中介变量

社会网络: 参考张文武(2021)[22]、宋伟(2022)[23]等人的研究, 社会网络可由人情礼金支出、通讯支出表征。在此基础上, 本文选取农户一年内人情礼节的总花销, 以及非假期时段的通讯费用, 取二者对数, 以此作为衡量社会网络的替代指标。

信息获取: 本文参考周广肃等人在 2018 年的研究成果, 选用问卷里“网络对您的学习及获取资讯有多重要?”这一问题, 来作为信息渠道的替代衡量指标。具体赋值规则为: 当回答者认为网络在学习及获取资讯方面的重要性非常低时, 赋值为 1; 而当他们觉得网络在此方面极其重要时, 则赋值为 5, 按照重要程度由低到高, 依次在 1~5 这个区间内进行相应赋值。

3.2.4. 控制变量

本文依据吴晓瑜(2014) [24]、胡金焱(2014) [25]等过往有关创业的研究资料, 引入了户主层面的特征变量, 涵盖性别、年龄、婚姻状况、户口性质以及健康状况; 还有家庭层面的特征变量, 像是家庭成员数量、是否购入金融产品、有无获得政府补助、是否遭遇重大事件等。其中, 除了年龄、创业所获收入、接受教育的年限、家庭成员数目、家庭现金与存款这些以实际数值呈现外, 其余变量均采用虚拟变量形式, 即通过 0 或 1 等简单二元形式来体现其有无或类别差异, 以此构建起较为全面的研究变量体系, 为后续深入分析提供基础支撑。如表 1:

Table 1. Variable definitions and descriptive statistics

表 1. 变量定义及描述性统计

变量名	观测量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
创业行为	10,726	0.092	0.289	0.000	0.000	1.000
创业收入	912	75560.450	1.82e+05	-1.50e+06	50000.000	2.30e+06
互联网使用	9860	0.724	0.447	0.000	1.000	1.000
年龄	11,212	45.838	19.051	9.000	46.000	100.000
性别	11,212	0.505	0.500	0.000	1.000	1.000
城乡分类	5125	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
已婚	9541	2.099	0.944	1.000	2.000	5.000
健康	10,906	2.879	1.210	1.000	3.000	5.000
政府补助	10,713	0.311	0.463	0.000	0.000	1.000
金融产品	10,641	0.109	0.311	0.000	0.000	1.000
重大事件	10,645	4.545	1.270	1.000	5.000	5.000
家庭规模	10,726	3.487	1.904	1.000	3.000	16.000
网络对信息获取的重要性	8356	3.824	1.237	1.000	4.000	5.000
通讯费用	10,606	245.430	244.640	0.000	200.000	4000.000
人情支出	10,487	3988.172	6727.856	0.000	2000.000	2.00e+05

3.3. 公式模型构建

3.3.1. 基准回归模型

本文还重点关注农村地区互联网给创业决策和创业收入造成的影响。首先聚焦互联网使用在农户创业行为方面发挥的作用。此处的被解释变量——创业行为, 仅存在“是”与“否”这两种呈现状态, 相应取值即为 0 和 1, 无疑是十分典型的二分类变量。鉴于此, 我们选取二元 Probit 模型, 以此来深入考察网络对创业行为的具体影响。详细的模型设定如下:

$$\text{Pro}(y_i) = \Phi(\alpha 1_{\text{Internet}i} + \beta' x_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

其中, 用 y_i 指代户主的创业决策, $\text{Internet}i$ 代表户主 i 是否使用网络, 涵盖了家庭中户主的各类特征变量以及家庭整体的特征变量, x_i 作为控制变量存在。 $\alpha 1$ 、 β 属于待估系数, 这里要注意, β 呈现向量形式。

ε_i 则是误差项。重点关注的 α_1 这个估计系数, 若 α_1 显著为正, 那就意味着网络推动了农户的创业意愿, 使之更倾向于创业; 反之, 若 α_1 不满足显著为正的情况, 就表明网络在一定程度上对农户的创业倾向起到了抑制作用。

在完成上述对创业行为影响的探究基础之上, 本文还将进一步深挖互联网对于创业家庭收入提升方面是否起到了促进作用。采用线性回归的 OLS 方法, 模型设定如下:

$$q_i = \alpha_2 \text{Internet}_i + \gamma' x_i + \mu_i \quad (2)$$

其中, q_i 代表创业户主 q_i 的创业收入, Internet_i 表示创业户主是否使用网络, x_i 是控制变量, 涵盖了与前面模型相同的户主特征变量、户主家庭特征变量、省固定效应以及常数项。 α_2 、 γ 为待估系数, 这里 γ 呈向量形式, μ_i 为误差项。 α_2 是本文重点关注的估计系数, 若 α_2 显著为正, 意味着网络使用使农户的创业收入提高了; 反之, 若 α_2 不显著为正, 则表明网络使用可能降低了农户的创业收入。

3.3.2. 中介效应模型

在当今数字化浪潮蓬勃兴起的背景下, 互联网的深度渗透已然重塑了社会经济格局, 其对家庭创业选择所产生的多元影响引发了广泛关注。就本文的研究脉络而言, 亟待深入探究的核心问题聚焦于: 互联网使用究竟经由何种具体渠道, 直接或间接地对家庭创业选择起到促进作用。

本研究针对性地增设了互联网使用对上述各中介变量的回归分析, 并依循学术规范构建了如下公式(3)。与此同时, 在公式(1)的既有架构基础之上, 审慎地引入中介变量, 进而推导出公式(4), 其具体数学表达式陈列如下:

$$\text{Pro}(M_i) = \Phi(\alpha_3 \text{Internet}_i + \delta' x_i + \theta_i) \quad (3)$$

$$\text{Pro}(y_i) = \Phi(\alpha_4 \text{Internet}_i + \vartheta M_i + \rho' x_i + \omega_i) \quad (4)$$

在对回归结果进行解析时, 如果公式(1)里的系数 α_1 表现出显著特征, 那就得严格遵循中介效应三步法, 接着去检验公式(3)中的 α_3 、公式(4)中的 α_4 以及另外所涉及的系数 ϑ 是否显著。若这三个系数均显著, 且 $\alpha_3 * \vartheta$ 与 α_4 的符号一致, 那就意味着存在部分中介效应。

同样的道理, 为了全方位探究信息获取、社会网络在互联网使用影响农户创业收入这件事上有没有发挥中介作用, 本研究额外增加了互联网使用对信息获取或者社会网络的回归分析环节, 构建出公式(5), 还在公式(2)的基础上引入中介变量, 进而推导出公式(6), 具体表达式如下:

$$M_i = \alpha_5 \text{Internet}_i + \sigma' x_i + \tau_i \quad (5)$$

$$q_i = \alpha_6 \text{Internet}_i + \square M_i + \epsilon' x_i + \varphi_i \quad (6)$$

在针对这一组公式的回归结果分析中, 若公式(2)中的 α_2 显著, 则需依循中介效应三步法, 严谨检验公式(5)中的 α_5 、公式(6)中的 α_6 以及 $\square$ 是否显著。倘若三个系数均显著, 且系数 $\alpha_5 * \square$ 与 α_4 同号, 则意味着存在部分中介效应。

需要着重说明的是, 在上述公式体系中, α_6 代表中介变量(涵盖信息获取、社会网络), θ_i 、 ω_i 、 τ_i 、 φ_i 则为随机误差项。

4. 互联网使用对农户创业行为的实证分析

4.1. 基准回归

表 2 展示了农村地区互联网使用之于创业决策以及创业收入的影响估计结果。其中, 第 1 列呈现的是网络对创业选择影响的全样本估算情况, 第 2 列则是网络对创业家庭收入影响的全样本估算情形。需要注意的是, 在探究网络对创业收入的影响时, 因研究范畴仅限于已创业的家庭, 使得样本观测值大

幅减少。

4.1.1. 互联网使用对创业行为的影响

在表 2 中考察创业行为的 Probit 模型结果可以看出，互联网使用变量系数为 0.268，同样在 1%的显著性水平下显著(z 统计量为 4.699)。这意味着互联网使用显著提高了农户参与创业的概率。这清晰地揭示出互联网在塑造农户创业意愿、打破传统观念束缚方面发挥了关键催化作用。

4.1.2. 互联网使用对创业收入的影响

从表 2 的回归结果来看，互联网使用变量的系数为 48383.797，且在 1%的显著性水平下显著(t 统计量为 3.040)。这表明互联网使用对农户创业收入具有极为显著的正向拉动作用。具体而言，在控制其他因素不变的情况下，农户每提升一单位的互联网使用水平，其创业收入平均将增加 48383.797 单位(依变量实际测量单位而定)。这一发现有力地证实了前文理论预期，即互联网作为信息传播与商业拓展的强大工具，为农户创业开辟了广阔增收途径。

Table 2. The impact of the internet on rural households' entrepreneurship
表 2. 互联网对农户创业的影响

	(1)	(2)
	创业行为 Probit	创业收入 OLS
互联网使用	0.268*** (4.699)	48383.797*** (3.040)
年龄	-0.006*** (-3.671)	-606.114 (-0.998)
性别	0.064* (1.650)	14784.628 (1.069)
已婚	0.054** (2.097)	2344.365 (0.221)
健康	-0.008 (-0.437)	-5555.175 (-0.850)
政府补助	-0.119*** (-2.685)	-1.49e+04 (-0.958)
金融产品	0.178*** (3.189)	84888.201*** (4.486)
重大事件	-0.015 (-1.034)	6005.309 (1.247)
家庭规模	0.116*** (11.346)	11133.565*** (2.790)
常数	-1.737*** (-12.959)	7267.669 (0.172)
观测数	8710	754

注：括号内是标准值。*、**和***依次代表估计系数在 10%、5%和 1%水平上显著，下同。

4.1.3. 控制变量分析

通过表 2 可以看出，控制变量对农户创业行为和创业收入产生了不同的影响。

第一是对于农户创业行为的影响分析，年龄变量对创业行为有显著抑制作用，年长农户创业积极性与行动力降低。性别变量在创业行为上男性略占优势但不明显。已婚状态对创业行为有一定促进作用，家庭支持助力创业决策。健康和重大事件变量对创业行为影响不显著，家庭支持与农村创业特性或削弱健康因素影响，重大事件复杂效应未在模型中显著体现。政府补助对创业行为有显著抑制作用，反映出补助政策需优化。家庭规模对创业行为有显著正向影响，大家庭资源优势推动创业决策与开展。金融产品对创业行为和收入均有显著正向促进作用，为创业提供资金保障与发展动力。

第二是控制变量对农户创业收入的分析，部分变量对创业收入影响不显著，在创业收入模型中，年龄、健康、政府补助、重大事件变量的系数均未达到显著水平，表明这些因素对农户创业收入的直接影响不明显。年龄因素未显著影响创业收入可能源于农村创业项目多样性，不同年龄段可在不同领域发挥优势；健康状况未显著关联或因农村创业劳动强度与家庭互助机制缓冲；政府补助未达预期效果可能是政策实施问题；在农村创业这个领域，男女在获取收入方面的差异正逐步缩小。已婚变量系数不显著，尽管婚姻可整合家庭资源，但在本研究中未明显转化为创业收入增长优势。

4.2. 稳健性检验

为了确保回归结果是否可靠稳健，本文分别从以下 2 个方面进行稳健性检验。

4.2.1. 改变实证模型

考虑本文的被解释变量农户创业行为是二值变量，进一步采用 Logit 模型来检验估计结果的稳健性，对于创业收入采用 Robust 回归进行验证。结果如表 3 所示，在创业行为 Logit 模型和创业收入 Robust 模型中，互联网使用系数仍显著为正(分别为 0.559 和 48383.797)，与基准模型一致，表明互联网对农户创业影响结果稳健。多数控制变量系数符号和显著性也与原模型大体相符，进一步增强了结果可信度。

Table 3. Empirical test results of the internet's impact on rural households' entrepreneurial behavior

表 3. 互联网对农户创业影响改变实证模型的检验结果

	(1)	(2)
	创业行为 Logit	创业收入 Robust
互联网使用	0.559*** (4.757)	48383.797*** (2.775)
控制变量	已控制	已控制
常数	-3.099*** (-11.914)	7267.669 (0.172)
观测数	8710	754

4.2.2. 遗漏变量问题

本文核心指标是互联网使用，一些农户家庭自身经济能力要素有可能对创业行为和收入产生影响，如现金及存款总额等。为避免潜在的遗漏变量问题，本文进一步增加控制变量“现金及存款总额”。稳健性检验结果如表 4，在创业行为和创业收入模型中，互联网使用系数仍显著为正(0.263***和 32815.101**),

显示其稳健正向影响。多数控制变量与原结果趋势相符,如年龄、已婚等。新增“现金及存款总额”变量显著,这表面本文结论具有良好稳健性。

Table 4. Empirical test results of the internet's impact on rural households' entrepreneurial behavior with additional control variables

表 4. 互联网对农户创业影响增加控制变量的检验结果

	(1)	(2)
	创业行为 Probit	创业收入 OLS
互联网使用	0.263*** (4.471)	32815.101** (2.130)
年龄	-0.006*** (-3.913)	-1371.747** (-2.356)
性别	0.060 (1.509)	14525.599 (1.095)
已婚	0.056** (2.140)	7574.068 (0.751)
健康	-0.009 (-0.471)	-8318.024 (-1.330)
政府补助	-0.106** (-2.350)	-2.11e+04 (-1.423)
金融产品	0.091 (1.504)	40010.245** (2.118)
重大事件	-0.019 (-1.297)	3773.078 (0.819)
家庭规模	0.110*** (10.358)	8329.536** (2.083)
现金及存款总额	0.000*** (4.008)	0.113*** (9.251)
常数	-1.689*** (-12.295)	50970.372 (1.256)
观测数	8378	728

4.3. 异质性分析

4.3.1. 性别异质性分析

本文参考琚琼(2021) [26]通过性别分组展开异质性检验的研究思路,把农户按性别区分开来,以此探

究互联网使用在性别这一维度上，对农户创业行为究竟有着怎样不同的影响。从表 5 呈现的分析结果来看，互联网的使用，给男性农户的创业行为以及创业收入都带来了显著的正向推动，不过在女性农户这边，却看不到明显的作用效果。很显然，互联网在助力男性农户创业这件事上，效果更为突出。

造成这种差异的缘由是多方面的。一方面，男性相较女性，大多更愿意接纳新鲜事物，在学习、运用网络知识的时候，也展现出更强的能力优势。而且，男性一般在家务、育儿这些事务上担负的责任较轻，如此一来，他们就有更多的闲暇时间与充沛精力，去钻研网络知识，用于网络学习与实践，进而在搜罗创业信息、获取融资资源的时候，能更轻松地占得先机、从中获益。

另一方面，受传统观念束缚以及社会压力等诸多因素干扰，女性往往习惯于将生活的重心偏向家务劳动，她们的社交圈子较为狭窄，资源获取途径也相对有限，这些短板使得她们很难借助互联网敏锐地捕捉到创业机会，在创业浪潮中稍显被动。

Table 5. Results of gender heterogeneity analysis
表 5. 性别异质性分析结果

	男	女	男	女
	创业行为	创业行为	创业收入	创业收入
互联网使用	0.028*** (3.496)	0.011 (1.382)	51633.756** (2.393)	8598.112 (0.390)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数	0.026 (0.820)	0.069** (2.191)	29369.063 (0.495)	81339.051 (1.479)
样本量	4258	4120	381	347

4.3.2. 年龄异质性分析

本文通过对年龄进行划分，深入考察了互联网使用在代际层面对农户创业绩效的差异化影响及其内在机制。表 6 的实证结果显示，互联网使用对 35~65 岁中年农户的创业行为和收入均具有显著正向影响，而对 18~35 岁青年农户的影响未达统计显著性。这种代际差异的形成主要源于以下三方面原因：

Table 6. Results of age heterogeneity analysis
表 6. 年龄异质性分析结果

	35~65 岁	18~35 岁	35~65 岁	18~35 岁
	创业行为	创业行为	创业收入	创业收入
互联网使用	0.040*** (3.323)	0.014 (1.140)	60253.872*** (2.828)	17822.007 (0.790)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数	0.065*** (2.740)	0.008 (0.249)	6291.182 (0.120)	34801.212 (0.533)
样本量	5482	2699	430	271

首先，在人力资本维度，中年农户凭借丰富的人生阅历和行业经验，能够更有效地将互联网信息转化为创业决策。具体表现为：(1) 市场洞察力使其能精准识别在线商业机会；(2) 专业知识有助于筛选和评估网络信息的真实性；(3) 管理经验赋能其通过数字化工具优化运营流程。相比之下，青年群体虽具备更好的技术接受能力，但经验匮乏导致其难以将信息优势转化为创业实践。

其次，社会资本积累差异构成关键影响因素。中年群体已建立稳定的商业网络，互联网的"连接器"功能可以，第一激活存量社会关系，拓展客户渠道；第二促进同业资源整合，降低交易成本；第三获取政府政策支持信息。

而青年群体的社交网络尚在构建期，线上弱连接难以转化为实质性创业支持。风险承担能力差异显著。中年农户通常具有更稳定的经济基础，能承受创业试错成本，因而更敢将互联网信息付诸实践。反观青年群体，面临住房、育儿等刚性支出约束，其创业决策更趋保守，导致互联网的赋能效应难以显现。

4.4. 内生性检验

基准回归可能因双向因果关系或遗漏变量导致内生性偏误。本文采用工具变量法处理互联网使用可能存在的内生性问题，选择受访者所在区域的平均网络使用情况作为工具变量。这一选择的合理性在于：首先，在典型的“关系型”社会中，区域网络普及程度直接影响个体网络使用行为，工具变量第一阶段回归如表 7 显示，区域网络使用对个体互联网使用具有显著正向影响，且第一阶段 F 值分别为 343.801，通过了弱工具变量检验。其次，Wald 外生性检验结果表明，创业决策模型在 1%水平上显著拒绝原假设，证实了内生性问题的存在。在纠正内生性后，互联网使用对创业决策仍表现出 1%水平上的显著正向影响，但对创业收入的影响不显著。这一结果说明，互联网普及主要通过降低创业门槛来促进创业行为，但对创业绩效的提升作用有限，这一发现与现有关于数字技术普惠效应的研究结论相一致。相对而言创业收入更依赖个体能力，所以网络普及需配套技能培训才能实现增收效果。尽管创业收入模型的工具变量强度相对较弱，但通过控制家庭特征、社会资本等变量后，核心结论保持稳健。

Table 7. Results of endogeneity test
表 7. 内生性检验结果

	创业决策	创业收入
互联网使用	0.733*** (3.704)	2.755 (1.438)
控制变量	已控制	已控制
一阶段 F 值	343.801	15.4
工具变量 p 值	0.000	0.000
Wald 检验 P 值	0.007	0.140
样本量	8231	1006

5. 互联网使用对农户创业行为影响机制的验证

前文的实证结果已然表明，互联网对家庭创业倾向以及创业收入，都有着显著的正向推动效果。在此前提下，我们急切地想要深挖家庭促进创业背后的具体运行机制。在本文观点中，互联网作用于创业的潜在机制主要有以下三类：

其一，互联网具备一项突出优势，它能以较低的成本维系并拓展社会网络，让人们的社会关系愈发丰富多元。而这样的社会网络，极有可能成为创业者获取非正规金融支持的重要依托，进而有效提升人们投身创业的意愿。就像胡金焱(2014)、张博(2015)等人[27]的研究指出的那样，广泛且稳固的社会联系在创业资金筹措等关键环节，发挥着不容小觑的助力作用。

其二，互联网如同一个信息宝库，其丰富多样的信息渠道，使得人们能够实时追踪市场动态，精准把握商机脉搏，并且能够有针对性地学习创业过程中必备的各类技能。有了这些及时、精准的信息加持，创业者在风云变幻的市场中就能抢占先机，为创业成功增添砝码。

其三，农户若能熟练驾驭互联网这一工具，不但可以第一时间知悉金融政策走向，系统掌握金融知识要点，更重要的是，还能借此便利，增加获得信贷的机会，有效缓解创业融资难的困境，从资金源头上为创业之路扫清障碍，最终提升创业的成功概率。如此一来，互联网就如同一条无形却有力的纽带，串联起信息、资金、人脉等诸多创业关键要素，全方位赋能家庭创业实践。

由于数据的局限且关于数字金融对农户创业的影响已经有许多学者研究过了，本文将重点关注前两种机制。

5.1. 社会交往

当下的中国，市场机制还在持续完善之中，正处于转型的关键节点。在这样的大环境下，社会网络作为一种非正式制度，在家庭创业这件事上有着不可忽视的重要地位。互联网就像是一位得力助手，能帮创业家庭把已有的社会体系维护好、巩固牢，还能进一步拓展、丰富家庭的社交圈子，为家庭创业源源不断地输送更多信息，给予情感上的慰藉，开辟出更多合作的通道。

本文参考马光荣(2011)[28]、张博(2015)关于社会网络的研究，选取家庭节日礼金支出当作衡量家庭社会网络的一个关键替代指标。同时，借鉴郭士祺(2014)[29]的研究，把通讯支出作为社会交往的替代变量。

用中介效应三步法来仔细探究社会网络在互联网使用与农户创业行为之间究竟起到了什么作用。首先，前文已经明明白白地证实了，互联网使用对创业行为有着正向的推动作用。

其次，表 8 就能发现，随着互联网越来越普及，家庭的礼金支出和通讯支出都出现了显著的增长。从人力资源角度来说，朋友多意味着更容易找到创业伙伴，获得创业支持。开发团队的规模大小和经验多寡，是新创企业能否成功的关键要素，就像 Shane (2002) [30]等人说的那样。如此一来，社会网络在互联网与农户创业之间的纽带作用就清晰可见了，为我们深入理解创业的内在逻辑提供了新视角。

Table 8. The impact of internet use on social interaction networks
表 8. 互联网使用对社会交往网络的影响

	(1)	(2)
	通讯费用 OLS	人情支出 OLS
互联网使用	46.217*** (6.817)	952.388*** (4.758)
控制变量	已控制	已控制
常数	151.099*** (8.703)	3338.385*** (6.503)
观测数	8641	8588

表 9 的回归分析结果清晰地揭示了在互联网使用与社会网络共同作用的情境下对农户创业行为影响效应。具体而言，互联网使用以及社会网络这两个关键变量，均在 1% 的显著性水平上，确凿地对农户创业行为展现出正向的驱动作用。这一结果强有力地佐证了社会网络在互联网使用与农户创业行为之间发挥了部分中介职能。

Table 9. The impact of internet use and social networks on entrepreneurial behavior
表 9. 互联网使用及社会网络对创业行为的影响

	创业行为 OLS
互联网使用	0.029*** (3.439)
通讯费用	0.000*** (10.525)
人情支出	0.000***
控制变量	已控制
常数	0.012 (0.571)
观测数	8641

深入探究其内在成因，随着信息技术的飞速发展，在线网络以及各类社交平台蓬勃兴起，为农户开辟了全新的人际交流途径。此类数字化平台凭借其跨越时空的独特优势，能够有效破除因时间与空间因素所衍生的信息交流壁垒，使得农户与亲戚朋友之间得以随时随地实现信息的互通有无。这种高效便捷的信息交互模式，极大地便利了农户获取创业进程中所亟需的各类关键资源，诸如丰富的创业经验、前沿的技术知识、充足的资金支持，乃至最新的放贷资讯等，全方位地为农户开展创业活动赋能，有力地助推了农村创业实践的蓬勃发展。

5.2. 信息获取

在中国，地域的限制以及政策上的差异，使得农村地区相较于城市，在信息获取方面存在不小的差距，信息普遍滞后。要清楚，创业要成功，时机的把握相当关键，农村信息滞后这一状况，无疑给当地的创业行为以及成功的可能性带来了重重阻碍。毫不夸张地说，获取信息对创业者而言举足轻重，而互联网最为突出的本事，就是能产出海量信息，及时满足用户千变万化的需求。

本文特意在创业机制的研究环节中，引入信息渠道对创业行为的影响这一要点。查看表 10，其中模型 1 着重分析的是互联网使用与人们将网络当作信息渠道的重要性二者间的关联，结果一目了然，二者存在极为显著的正向影响。从表七呈现的整体情况不难看出，互联网的普及切切实实地让家庭获取信息的渠道变得丰富多样，彻底革新了人们获取信息的固有方式，信息量也因此大幅攀升。

在本文的观点里，互联网主要凭借如下几种途径，助力人们提升信息获取能力：一方面，大家在上网的时候，各类教程、培训课程琳琅满目，创业者即便足不出户，也能快速熟悉原本陌生的行业领域，学到创业必需的技能与知识，推动自身专业素养迈向新台阶；另一方面，上网操作能够助力创业者第一时间抓取行业的最新资讯、国际前沿动态以及相关行业数据，如此一来，他们面对市场变化时就能快速

反应、灵活应对，尽早察觉潜在风险，尽可能降低经营损失。

再聚焦到 12 的模型 2，这是针对互联网使用和信息渠道对创业行为所做的回归分析，结果显示，在 1% 的显著水平上呈现正向影响。这清晰地表明，信息渠道在互联网使用影响农户创业行为的过程中，扮演了中介的关键角色。究其根源，很可能是互联网为农户呈上的丰富信息资源，能够助力农户深入洞悉市场需求，精准剖析自身状况与优势，进而全方位提升创业能力。不仅如此，互联网还如同一条无形的纽带，让农户与投资人之间的联系变得更为便捷，使其更轻易地获取创业启动资金。综上所述，互联网与信息渠道双管齐下，为农村地区的创业活动注入了蓬勃动力，开启了更多可能。

Table 10. The impact of internet use and information channels on entrepreneurial behavior
表 10. 互联网使用与信息渠道对创业行为的影响

	(1)	(2)
	信息渠道	创业行为
互联网使用	0.277*** (6.572)	0.290*** (2.716)
信息渠道		0.006** (2.011)
控制变量	已控制	已控制
常数	4.309*** (45.280)	0.006 (0.237)
观测数	7422	7422

6. 结论及政策建议

6.1. 研究结论

在乡村振兴战略全面铺展与数字乡村建设纵深推进的时代背景之下，互联网+赋能乡村产业转型，为农户创业开拓崭新路径，深度激发农村地区创业潜能，于强化农户创新创业能力、带动农户就业增收以及驱动农村经济蓬勃发展诸多方面，具有重要意义。

本文立足于 2022 年中国家庭追踪调查(CFPS)精心采集的丰富且详实的数据资源，聚焦微观视角，深入探寻互联网使用给农户创业行为以及创业收入带来的多维度影响。整个研究过程严格遵循严谨的逻辑脉络展开：先是凭借基准回归这一科学实证手段，深度剖析互联网使用所引发的基础性影响效应，进而得出确切结论——互联网的使用能够极为显著地促进农户创业行为的萌发，与此同时，还对农户的创业收入起到正向的拉动作用；继而对基准回归结果施以稳健性检验，运用改变实证模型与增加控制变量，双重保障结果的可靠性与稳健性，有力确证基准回归所揭示规律的可信度。

尤为重要的是，要深入探究互联网使用究竟是怎样影响农户创业的，重点聚焦两个关键机制。其一，从信息渠道来看，那些把互联网当作核心信息获取渠道的农户，他们创业行为发生的可能性大大增加，创业取得的绩效也显著提升。这清楚地展现出，互联网带来的信息优势能够迅速转化为农户实实在在的创业动力，直接推动创业活动向前迈进，让农户在创业之路上抢占先机，开启新篇；其二，社会网络维度，互联网使用借助拓展农户社交网络，强化其与亲戚朋友的紧密联系，使之能够高效汲取创业经验、前沿生产技术以及精准市场信息，进而切实推动农户创业。

综上, 本研究全方位揭示互联网使用在农户创业版图中的关键效能及内在作用机理, 为乡村创业实践优化与政策精准施力提供坚实理论根基与实践指引。

6.2. 政策建议

基于研究发现, 本文提出以下建议: 在基础设施方面, 应实施区域差异化数字基建战略。对于东部经济发达地区, 重点推进 5G 基站建设和农产品直播基地建设, 打造“县域数字经济地图”平台, 实现创业资源的智能化精准匹配。中西部欠发达地区则优先保障 4G 网络全覆盖, 在每个乡镇设立“数字服务站”, 配备专职数字辅导员提供技术指导。特别针对 35~55 岁这一创业主力群体, 开发操作简便的“一站式”农业 APP, 整合农产品产销对接、农技指导、市场行情分析等核心功能模块, 降低技术使用门槛。

在创业支持体系方面, 建议构建“三位一体”的赋能机制。首先, 建立分层分类的培训体系: 面向青年群体推出“新农人培育计划”, 重点开展短视频运营、跨境电商等前沿技能培训, 并配套创业流量扶持包; 针对中年创业群体, 则开设“传统产业 + 互联网”转型专题课程, 强化供应链数字化管理、客户关系维护等实用技能培训。其次, 开发智能化的“农户信用数字画像”系统, 将互联网使用频率、数字技能水平等数据纳入授信评估维度, 创新金融服务模式。第三, 设立专门的“数字创业保险”产品, 覆盖网络交易纠纷、物流延误等新型风险, 为农户创业保驾护航。建议选择 3~5 个具有代表性的县域开展政策试点, 通过季度评估动态优化措施, 最终形成可复制推广的数字赋能创业模式。

参考文献

- [1] 周广肃, 樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证[J]. 经济评论, 2018(5): 134-147.
- [2] 向素. 互联网使用对农户创业行为的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 成都: 西南财经大学, 2021.
- [3] 庄晋财, 尹金承. 改革开放以来乡村创业的演变轨迹及未来展望[J]. 农业经济问题, 2019(7): 83-92.
- [4] 贺雪峰. 农民工返乡创业的逻辑与风险[J]. 求索, 2020(2): 4-10.
- [5] 史晋川, 王维维. 互联网使用对创业行为的影响——基于微观数据的实证研究[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2017, 47(4): 159-175.
- [6] 李金英. 互联网驱动下的农民创业行为研究[D]: [硕士学位论文]. 南宁: 广西大学, 2021.
- [7] 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[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2022(10): 12-18.
- [8] Timmons, J.A. (1999) New Venture Creation: Entrepreneurship for 21st Century. 5th Edition, McGraw-Hill.
- [9] 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.
- [10] 陈波. 风险态度对回乡创业行为影响的实证研究[J]. 管理世界, 2009(3): 84-91.
- [11] 魏娟, 赵佳佳, 刘天军. 创业失败、创业拼凑与农民再创业绩效[J]. 软科学, 2020, 34(11): 59-64.
- [12] 罗明忠, 陈明. 人格特质对农民创业绩效影响的实证分析——兼议人力资本的调节作用[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2015(2): 41-48.
- [13] 苏岚岚, 彭艳玲, 孔荣. 农民创业能力对创业获得感的影响研究——基于创业绩效中介效应与创业动机调节效应的分析[J]. 农业技术经济, 2016(12): 63-75.
- [14] 苏岚岚, 孔荣. 互联网使用促进农户创业增益了吗: 基于内生转换回归模型的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(2): 50-56.
- [15] 周洋, 华语音. 互联网与农村家庭创业——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2017(5): 111-119.
- [16] 刘晓倩, 韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J]. 农业技术经济, 2018(9): 123-134.
- [17] 姚柱, 罗瑾琰, 张显春, 等. 互联网嵌入、二元创业学习与农民创业绩效[J]. 科学学研究, 2020, 38(4): 685-695.
- [18] 张应良, 汤莉. 农民创业绩效影响因素的研究——基于对东部地区 284 个创业农民的调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2013(4): 19-24.

- [19] 尹志超, 蒋佳伶, 严雨. 数字鸿沟影响家庭收入吗[J]. 财贸经济, 2021(9): 66-82.
- [20] 孙国锋, 李安程, 徐瑾. 互联网使用、信贷获得和家庭创业——基于城乡差异视角[J]. 云南财经大学学报, 2021, 37(10): 55-68.
- [21] 柳松, 魏滨辉, 苏柯雨. 互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于 CFPS 面板数据的经验研究[J]. 经济理论与经济管理, 2020(7): 58-72.
- [22] 张文武. 数字经济时代的移动互联网使用与农民创业: 传导机制和异质效应[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2021, 61(6): 191-202.
- [23] 宋伟. 数字普惠金融、融资能力与农户创业研究[D]: [博士学位论文]. 保定: 河北农业大学, 2022.
- [24] 吴晓瑜, 王敏, 李力行. 中国的高房价是否阻碍了创业? [J]. 经济研究, 2014(9): 121-134.
- [25] 胡金焱, 张博. 社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析[J]. 金融研究, 2014(10): 148-163
- [26] 琚琼. 家庭融资行为对农户创业有影响吗?——来自 CFPS 数据的实证检验[J]. 东北财经大学学报, 2021(1): 70-77.
- [27] 张博, 胡金焱, 范辰辰. 社会网络、信息获取与家庭创业收入——基于中国城乡差异视角的实证研究[J]. 经济评论, 2015(2): 52-67.
- [28] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究, 2011(3): 83-94.
- [29] 郭士祺, 梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究, 2014, 49(z1): 116-131.
- [30] Shane, S. and Stuart, T. (2002) Organizational Endowments and the Performance of University Start-Ups. *Management Science*, **48**, 154-170. <https://doi.org/10.1287/mnsc.48.1.154.14280>