

网络“互嵌”与农村家庭创业选择*

——兼论共同富裕实现

王浩林 王子鸣

摘要: 作为新力量的互联网,如何在传统的乡村社会中发挥促进创业的作用?本文使用2018年中国国家家庭追踪调查数据,运用反事实总效应四项分解方法完全分离互联网创业效应的纯技术贡献和社会关系网络作用,以验证互联网和社会关系网络“互嵌”机制。研究发现,互联网赋能农村家庭创业,但网络“互嵌”机制仅表现在互联网同弱社会关系网络之间,强社会关系网络只发挥纯中介效应。结合共同富裕背景,本文进一步分析了网络“互嵌”机制的异质性。异质性分析结果表明:在互联网生存型创业效应中纯技术贡献发挥了主要作用,在互联网机会型创业效应中弱社会关系网络起到“放大器”的作用;对于户主健康状况较差的农村家庭,互联网仅表现出纯技术贡献;贫困脆弱性农村家庭面临数字鸿沟问题,互联网创业效应并不显著。本文认为,在日益“原子化”的农村社会中要重视社会组织的发展,以拓展农村家庭的弱社会关系网络,实现组织制度与技术双轮赋能农村家庭创业,走通一条有地方特色的乡村振兴和共同富裕之路。

关键词: 互联网 社会关系网络 农村家庭 创业 嵌入

中图分类号: F832.35 **文献标识码:** A

一、引言

中共中央和国务院将鼓励返乡创业作为推动高质量就业以及多渠道增加农村居民收入的重要举措之一^①。从小岗村的“大包干”到乡镇企业异军突起,农村家庭一直是中国社会主义市场经济体制下创业的先导队伍。实现第二个百年奋斗目标需要他们再次扛起创业大旗,通过他们勤劳自富、先富带动后富实现共同富裕。“淘宝村”的创富神话凸显了互联网对传统乡村竞争力的提升作用,信息技术让“小农户”更容易对接上“大市场”(Yu et al., 2019),互联网平台从交易、物流、金融等方面为

*本文研究得到安徽省高校研究生科研项目“共同富裕背景下互联网与农村家庭创业选择研究”(编号:YJS20210433)的资助。

^①参见《中共中央 国务院关于支持浙江高质量发展建设共同富裕示范区的意见》, http://www.gov.cn/zhengce/2021-06/10/content_5616833.htm。

草根创业者赋能。互联网虽然无法消除地理位置在创业中的重要作用，但能够发挥“城市替代”功能进而促进创业。互联网技术颠覆了原有社会的部分运行规则，结构性地改变了偏向保守的农村家庭对创业的认知。它不仅仅是一套技术系统，还是影响农村家庭创业选择和致富的“新力量”。

面对这股势不可挡的新力量，人们迫切地希望了解其作用机制。早期研究者（Cumming and Johan, 2010）试图通过加入控制变量消除噪声干扰，从而分离出互联网对农村家庭创业选择的真实影响。他们无意识地持有技术决定论观点，将互联网置于近乎“真空”的社会环境中，并假定两者间没有任何互动。然而虚拟社区的出现业已表明，互联网上存在着一个趋向于复刻现实社会关系的线上关系网络。舍基（2012）认为，“当我们使用网络时，最重要的是获得了同他人联系的接口”。一方面，社会关系网络嵌入互联网虚拟社会中，维持并拓展着各类关系（Yuan and Lee, 2022）。在中国农村家庭创业研究的传统中，社会关系网络往往充当联接个人和乡土社会的重要结构性因素，为创业提供各类关键资源的支持（Zhao and Li, 2021）。显而易见，从互联网到社会关系网络再到创业已经形成了一条清晰的作用路径（王金杰等，2019），社会关系网络在互联网创业效应^①中发挥中介效应。遗憾的是，目前研究止步于此。另一方面，互联网反向嵌入社会关系网络中，实现创业信息高效递送，因而社会关系网络对互联网创业效应可能表现出调节效应。事实上，同样具有“联接”功能的两类网络在对接后就有了实现双向互动的可能（刘刚等，2021）。对于互联网无限信息与人们有限的“注意力带宽”之间的冲突，社会关系网络帮助创业者更有效地摄取非冗余信息（Ruef, 2002）。最终，互联网同社会关系网络部分交叠、相互作用而呈现“互嵌”关系，因此表现出中介效应和调节效应，即网络“互嵌”机制。

本文尝试通过对互联网和社会关系网络“互嵌”机制的研究，探讨在农村语境中互联网如何影响家庭创业选择，希望研究有助于进一步释放农村互联网的经济社会红利。本文主要贡献在于：第一，为解决创业决策信息从互联网流向社会关系网络的动力机制问题，本文构建了信息流动信任差序格局理论，从机理上完整地解释了社会关系网络对互联网创业效应的调节效应；第二，本文使用VanderWeele（2014）的反事实总效应四项分解方法，尝试将互联网创业效应分解为受控直接效应、纯调节效应、调节中介混合效应以及纯中介效应，从而验证了网络“互嵌”机制。

二、理论分析与研究假说

（一）社会关系网络嵌入互联网的创业效应：中介效应

互联网对社会关系网络存在何种影响以及社会关系网络在农村家庭创业中的积极作用，学界对此已有共识，社会关系网络中介效应分析的焦点在于互联网对社会关系网络的作用方向。社会关系网络嵌入互联网中，互联网因而能够复刻现实社会关系，乃至构建虚拟社区，但也存在挤占线下交流机会的可能。在早期的相关研究中，“时间置换效应”观点较为流行，该观点的原型可追溯至Putnam（2000）对新技术或新娱乐方式出现后“独自打保龄球”现象的担忧。互联网的使用同样可能挤占个人社交时

^①本文中，互联网创业效应是指互联网的使用对个体或家庭创业选择的影响。

间,从而妨碍社会资本形成。Kraut et al. (1998) 在一项跟踪调查研究中发现,在使用互联网的最初两年内,受访者的社会参与显著减少。但是,“社会补偿效应”观点持有者认为,互联网的匿名性有利于人际关系的建立,虚拟空间为那些在现实中不擅交流的人提供了另一种交友或联系的途径(许丹红, 2016)。网上互动甚至可能比面对面的交流方式更优越,更有利于社会关系积累。社会心理学实验表明,网络空间中初次相遇者的交流在“黑屋”环境下进行,不存在由外表所带来的互动障碍,交流随之变得较容易和轻松(Mckenna and Bargh, 2000)。Hampton and Wellman (2003) 全面研究了网络社区对邻里社会关系的影响,指出互联网交流具有非同时性,具有多人互动的公共场所特征,网络社区有效地促进了邻里交往。互联网技术颠覆了社会关系网络嵌入的方式和规则,虚拟社区打破了其嵌入的时空障碍。来向武和任玉琛(2020)对2万余个样本的分析发现,在中国,互联网的使用对社会关系网络呈积极影响,并没有造成“独自打保龄球”问题。

互联网可以在两方面影响社会关系网络:一是提供交流机会,增加弱社会关系网络;二是帮助维持已有的紧密关系,发展强社会关系网络。最终,社会关系网络因具有同互联网相似的“联接”属性而嵌入互联网中,并随之扩展和增强。在农村“空心化”引致社会关系网络断裂的背景下,互联网因其提供交流机会和维持关系的作用而对农村社会关系网络表现出更为积极和重要的意义。大量关于农村家庭创业的实证研究(例如周洋和汉语音, 2017; Barnett et al., 2019)表明,社会关系网络在互联网创业效应中表现出正向的中介效应,互联网以较低的成本维持和拓宽了社会关系网络。

(二) 互联网反向嵌入社会关系网络的创业效应: 调节效应

1. 调节的可能: 信息获取功能相似。(1) 互联网的创业信息获取功能。创业是一个信息搜索、筛选、利用、加工和交换的过程(Kirzner, 1997), 互联网为创业者提供接近信息的机会,帮助他们高效地处理信息,最终获取创业决策信息。区域因素影响信息获取,因信息向城市汇集,城市居民比农村居民拥有更多的信息资源。城市替代功能论(参见Cumming and Johan, 2010)认为,互联网作为信息传播的载体有效地降低了创业农民的信息成本,使他们便捷地获得政府、市场和技术等方面的创业决策信息,在一定程度上消解了创业所固有的信息不对称难题和填补了城乡信息鸿沟。但是,互联网的海量信息也可能导致“触网者”信息过载,从而无法使他们获得有效的创业信息。互联网在其发展过程中进化出一套信息筛选功能,例如市场信息分析、知识分享以及教育学习等网络平台已经由简单的信息载体向知识传播演进。知识溢出理论认为,知识和学习都是创业的关键要素,互联网促进了知识的传播,否则这些知识可能需要花费更多的时间和更高的成本才能到达农村社区(Audretsch and Keilbach, 2008)。随着在线教育的迅速发展,越来越多的个体借助网络获得探索新知识和利用现有知识再学习的新渠道,这在某种程度上平滑了知识城乡分布的不均衡。

(2) 社会关系网络的创业信息获取功能。社会关系网络具有与互联网相似的获取信息和知识的功能。创业者借助社会交往活动,从其他社会关系网络成员那里获取或交换同创业机会有关的信息。在中国经济转型背景下,创业机会信息的标准化程度低,以不统一、不透明和不畅达为特征的非标准形式散布于经济系统之中,难以在市场中高效传递,社会网络在传递创业机会信息方面的非市场路径作用尤为突出。边燕杰和丘海雄(2000)提出“信息渠道假说”,指出社会网络拓宽了居民获取信息的

渠道，嵌入社会关系网络的合作机制能够为潜在的创业家庭提供相应的信息资源。汤学兵等（2020）的研究结果表明，农民工在创业过程中倾向于动员由近及远的社会关系圈子，而非借助其他社会机构的帮助，他们获取的创业信息中有 74.85% 来源于同乡或亲朋好友。社会关系网络不仅向成员提供信息交流平台，而且能产生成员之间相互学习从而获得知识的效果。创业者所嵌入的关系网络规模越大，他们利用各种关系网络摄取的信息就越多样化。与重复性信息相比，创业者摄取多样性信息不仅有助于获得创业机会，还能通过信息再加工而吸收新知识。创业者在社会交往过程中不仅能以快于自我学习的速度获取显性知识，还能领悟到潜藏在显性知识下的隐性知识。创业者与其他社会网络成员之间关系的紧密程度是创业者从中获取创业知识（特别是隐性知识）的前提。只有当双方拥有相互信任的基础或者共同的目标时，才能实现充分的交流与知识共享，帮助识别和有效转化创业知识（Xiao and Wang, 2021）。

2. 调节的方向：信息流动机制。因创业信息获取功能相似，互联网与社会关系网络之间会产生竞争或互补效应，同时创业决策信息和知识在两类网络间流动，所以既存在社会关系网络调节互联网创业效应的可能，也存在互联网调节社会关系网络创业效应的可能。那么，谁是主动的调节者？或者说信息向谁流动呢？认知信息加工理论认为，认知和情感的交互作用是个体认知信息加工的基础（Saracevic, 1999），而信任关系是决定个体行为的关键情感变量。因此，对信息来源的信任程度决定了对信息加工的过程，信息将从低信任源向高信任源流动。信任决定了人们对信息源的选择和识别，而在中国语境中信任又同社会关系紧密捆绑。个体因在关系网络中所处位置的不同，群体对不同个体表现出信任的差异性（吕鸿江等，2020）。Whitley（1991）在关于华人企业信任行为的研究中发现，在华人社会中人们主要依据他人诚信所累积的声誉以及他人与自己有无共同的既定关系来发展信任。福山（2001）用文化来解释中国社会的信任表现机制不同于西方社会，而儒家伦理提供了中国社会特殊主义的差序式“关系信任”模式的根源（沈毅，2019）。中国社会关系与信任紧紧地结合，为信任提供了另一形式的担保。社会关系网络的差序格局或分布的不均匀性使得信任呈现类似特性，即“信任格局”由对最亲的人“全信”到对陌生人的“不信”而形成。不同社会关系网络类型与不同的信任程度绑定，例如亲人、同窗、老乡和战友等关系，对于中国人有着不同的意义。当社会流动性更强和更复杂之后，信任不能从交往中快速形成，人们倾向于从既有的紧密关系中寻求保障。这也解释了现代都市中人们更需要“自己人”的现象，人们希望借助“拟亲化”将外人拉入信任区内。

因此，基于社会关系网络的信任表现出差序格局，受其驱动的信息流动也相应地呈现出信任差序格局的特征。对于非人格化的、陌生的网络信息，人们更愿意相信“熟人”的推介或者需要“熟人”对陌生信息的真实性背书，借助社会关系网络识别来自互联网的信息。Dutton et al.（2017）分析互联网使用对个人政治态度的影响时发现，在所有媒介中用户对社交媒体的信任度最低，用户在讨论重要的社会问题时还是更依赖主流媒体和人际传播。当互联网嵌入社会关系网络时，信任差序格局将影响互联网创业信息获取功能的发挥。

（三）社会关系网络调节互联网创业效应的异质性

不同类型的社会关系网络在调节互联网创业效应方面可能发挥着不同的作用。Granovetter（1973）

依据互动频率、密切程度、情感程度以及互惠交换水平四个指标将社会关系网络划分为强、弱两种，指标水平高者为强社会关系网络，反之则为弱社会关系网络。相比于强社会关系网络，弱社会关系网络联接了不同受教育程度、收入水平和职业背景的群体，在获取大量的、新的、不重复的信息和资源方面较具优势。创业者往往能够利用弱社会关系网络摄取多样性的信息，从而更容易发现被别人忽视的创业机会，同时加工提取新知识。创业者通过强社会关系网络获取的信息通常具有更高的冗余性，弱社会关系网络比强社会关系网络具有更有效的创业信息获取路径（霍生平和刘海，2020）。而相比于弱社会关系网络，强社会关系网络更重要的作用在于它能够给予个人更强有力的物质和情感支持。家庭成员为创业者提供创业所需的物质资源或帮助寻找外部支持，为创业过程提供低价甚至是义务的劳动。嵌于社会关系网络的资源按照“亲疏原则”分配，创业选择中强社会关系网络相比于弱社会关系网络表现出明显的资源禀赋作用。黄洁等（2010）对返乡农民工创业的研究表明，强社会关系网络的贡献在于承诺提供创业所需的生产要素、市场要素和合法性保护等，它较之弱社会关系网络对返乡农民工创业机会识别的作用较大。总体而言，弱社会关系网络偏向于在获取信息方面发挥作用，而强社会关系网络在获取物质和情感支持方面较具优势。那么，调节互联网创业效应主要依靠哪类关系网络发挥作用呢？社会关系网络对互联网创业效应的调节效应主要发挥进一步筛选互联网信息的功能，而这恰恰是弱社会关系网络的优势所在。

（四）网络“互嵌”机制与研究假说

网络“互嵌”机制表现为社会关系网络的中介效应和调节效应，网络“互嵌”机制如图1所示。

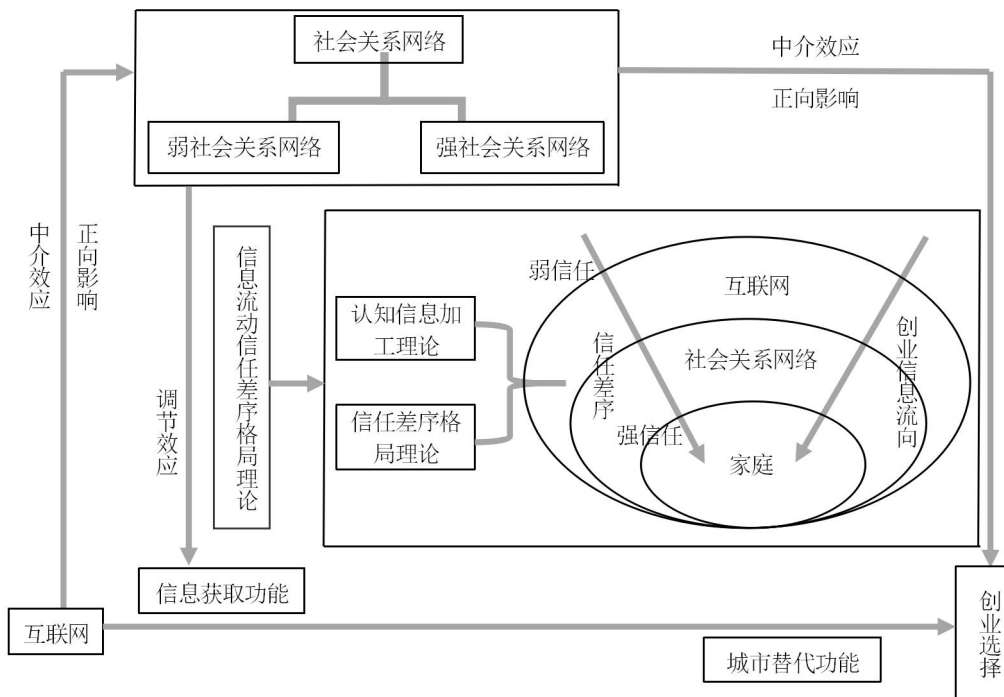


图1 网络“互嵌”机制

依据理论分析, 本文提出以下研究假说:

假说 H1: 社会关系网络嵌入互联网, 社会关系网络在互联网创业效应中发挥正向的中介效应。

假说 H2: 互联网反向嵌入社会关系网络, 社会关系网络在互联网创业效应中发挥调节效应, 该调节效应主要依靠弱社会关系网络发挥作用。

三、数据来源、模型构建与变量选择

(一) 数据来源

本文研究采用的微观数据源自中国家庭追踪调查 (China family panel studies, CFPS) 数据库。CFPS 开始于 2008 年, 每两年开展一次调查, 样本覆盖 25 个省 (区、市), 目标样本规模为 16000 户, 调查对象包含样本家户中的全部家庭成员^①。调查内容不仅涉及家庭成员的投资活动、收入状况、日常消费支出等基本信息, 还包括家庭社会关系网络、户籍、家庭结构等方面, 涵盖了本文研究所需要的所有微观指标。本文选取了 CFPS 最新公布的 2018 年调查数据。CFPS 样本所匹配的城镇化率和地区生产总值宏观数据源自《中国统计年鉴 2019》。本文在 CFPS 成人问卷中筛选出农村样本, 并将 CFPS 问卷中的财务回答人确定为户主^②, 则该户主所在的农村家庭构成了本文研究的农村家庭样本, 共计 5324 个。

(二) 模型构建

首先, 不考虑社会关系网络的中介效应和调节效应构建基准回归模型。由于被解释变量 (创业) 是二元变量, 因此回归分析采用 Logit 模型, 具体形式如 (1) 式所示:

$$\ln \left[\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} \right] = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 M_1 + \alpha_3 M_2 + \alpha_4' C + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中, Y 为被解释变量, 表示是否创业; P 表示农村家庭选择创业 ($Y=1$) 的概率; X 表示解释变量, 即互联网使用; M_1 和 M_2 分别表示弱社会关系网络和强社会关系网络; C 表示一系列控制变量; ε 表示随机扰动项。

其次, 本文将通过分析社会关系网络在互联网创业效应中的中介效应和调节效应, 来检验网络“互嵌”机制。然而基于 BK 框架 (Baron and Kenny, 1986) 的经典中介效应检验需要满足检验模型是线性方程的条件, 且无法同时检验调节效应。为同时检验社会关系网络的中介效应和调节效应, 本文仍使用 Logit 模型作为检验模型, 在此基础上采用反事实总效应四项分解方法 (参见 VanderWeele, 2014) 来进行网络“互嵌”机制检验。检验模型如 (2) 式和 (3) 式所示:

$$\ln \left[\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} \right] = b_0 + b_1 X + b_2 M + b_3 X \times M + b_4' C^* + \mu \quad (2)$$

^①CFPS 问卷的家庭成员并非户籍意义上的家庭成员, 而是强调经济上联系在一起的亲属。

^②本文将为 CFPS 调查的财务回答人确定为户主, 他们也非户籍意义上的户主, 而是家庭经济实际决策者, 他们是创业的关键决策人 (参见 <https://zhuanlan.zhihu.com/p/370239719>)。

$$M = c_0 + c_1X + c_3C^* + \tau \quad (3)$$

(2)、(3) 式中, M 为中介变量, 当 M 表示强社会关系网络时, 则弱社会关系网络变量被纳入控制变量中; 当 M 表示弱社会关系网络时, 则强社会关系网络变量被纳入控制变量中。 C^* 为控制变量。 μ 、 τ 表示随机扰动项。其余变量含义与 (1) 式一致。

反事实总效应四项分解方法可以将解释变量 X 对被解释变量 Y 的总效应分解为: 受控直接效应、纯调节效应、调节中介混合效应和纯中介效应。其中, 受控直接效应可以用于反映互联网使用对农村家庭创业的纯技术贡献, 即互联网单纯依靠其信息获取功能和城市替代功能所产生的创业效应; 其余三个分解效应用于反映社会关系网络的作用。分解公式如下所示:

$$E[CDE(m^*) | c^*] = \{E[Y | x, m^*, c^*] - E[Y | x^*, m^*, c^*]\} \quad (4)$$

$$E[INT_{ref}(m^*) | c^*] = \int \{E[Y | x, m, c^*] - E[Y | x^*, m, c^*] - E[Y | x, m^*, c^*] + E[Y | x^*, m^*, c^*]\} dP(m | x^*, c^*) \quad (5)$$

$$E[INT_{med} | c^*] = \int \{E[Y | x, m, c^*] - E[Y | x^*, m, c^*]\} dP(m | x^*, c^*) \{dP(m | x, c^*) - dP(m | x^*, c^*)\} \quad (6)$$

$$E[PIE | c^*] = \int E[Y | x^*, m, c^*] \{dP(m | x, c^*) - dP(m | x^*, c^*)\} \quad (7)$$

在分解公式中, m 表示 M 的任意值, m^* 为 m 的反事实值; x 为 X 的任意值, x^* 为 x 的反事实值。通过比较解释变量在这两个值下的被解释变量结果, 可以估计出解释变量的总效应水平 (TE), 即 $TE = Y_x - Y_{x^*}$ 。解释变量 X 对被解释变量 Y 的总效应可以具体分解为以下四个部分: CDE 表示中介变量为 m^* 时解释变量 X 的受控直接效应; INT_{ref} 表示 M 对 X 的纯调节效应; INT_{med} 表示 M 对 X 的调节中介混合效应; PIE 表示 M 对 X 的纯中介效应^①。

(三) 变量选择与描述

被解释变量为创业。使用 CFPS 数据研究创业的文献往往使用 CFPS 问卷中受访者对“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”的回答来度量其家庭是否创业。本文由此识别出 374 个农村家庭创业样本。CFPS 问卷中的个体经营包括个体工商户经营和个人合伙经营两种形式, 私营企业则包括私营有限责任公司、私营股份有限公司、私营合伙企业和私营独资企业。CFPS 问卷强调创业组织形式要具有正式性或满足合法登记要求, 这有可能导致遗漏农村家庭非正式组织形式的创业。农民创业本质上是一种有别于以传统方式获取收入并与市场发生更为紧密联系的行为, 因此它既涵盖了农村居民从事个体工商业和开办企业的行为, 也包括从事规模化或特色种养殖及其农产品加工等通过市场化实现价值的行为。从事大棚蔬菜、水产和家禽等规模化种养殖应归属于农业创业, 但可能因未做个体或企业登记而未能归入创业范畴, 从而导致创业样本存有偏误。遗憾的是, 本文无

^①反事实总效应四项分解的具体推导过程因篇幅原因省略, 详见 VanderWeele (2014)。

法通过 CFPS 的问卷直接识别出遗漏的创业家庭。为精准识别创业的农村家庭，本文借鉴程郁和罗丹（2009）的创业识别方法，将 CFPS 问卷中对“过去 12 个月，您自家是否从事农业方面的工作”回答为“是”且经营性收入不少于 95%分位数（29600 元）的农村家庭纳入创业范畴。依此方法识别出 91 个创业家庭样本，最终本文共计获得 465 个农村家庭创业样本。

解释变量为互联网使用、强社会关系网络和弱社会关系网络。本文使用“是否上网”来度量互联网使用情况，选取 CFPS 的问卷中“是否使用电脑上网”和“是否使用移动设备，比如手机、平板，上网”两个问题，如果受访者对上述任意一个问题的回答为“是”，则判断其家庭使用互联网，反之则不使用互联网。强社会关系网络多源自亲人、挚友和工作伙伴，维系强社会关系往往需要“人情礼支出”。样本数据显示，超过 90%的中国农村家庭有“人情礼支出”，平均每年花费 3647 元。本文参考马光荣和杨恩艳（2011）的做法，将“人情礼支出”作为强社会关系网络的代理变量。人们通过弱社会关系网络获得更为广泛的联系和消息，Walker et al.（1977）直接将社会网络定义为一种个人的通讯系统，通讯支出在很大程度上刻画了家庭获取信息的宽泛程度（郭士祺和梁平汉，2014）。基于通讯与弱社会关系网络紧密联系的现实情况，本文使用通讯支出作为弱社会关系网络的代理变量。

控制变量从个体、家庭和社会三个层面选取。在个体层面，选取户主年龄及其平方、性别、健康、教育、户口、婚姻和党员作为控制变量。其中，对于婚姻变量，本文使用有无伴侣来度量，将在婚和同居视作有伴侣，将丧偶、未婚和离婚视作无伴侣。在家庭层面，本文选取家庭收入、家庭规模作为控制变量。为降低家庭收入与创业选择之间互为因果的关系，本文参照魏昭等（2018）的方法使用家庭非经营收入表示家庭收入。在社会层面，本文选取商业氛围作为控制变量，使用区（县）个体工商户和私营企业所雇用人数占区（县）就业总人口的比例作为代理变量。同时为控制互联网创业效应的地区差异，本文引入城镇化率和地区生产总值两个省级变量，通过样本省级代码匹配相关数据。

变量的描述性统计如表 1 所示。

变量	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
创业	是否创业：是=1，否=0	0.09	0.28	0	1
互联网使用	是否上网：是=1，否=0	0.38	0.49	0	1
弱社会关系	年通讯支出（元）	2077.85	2326.89	0	42000
强社会关系	年人情礼支出（元）	3723.43	5301.43	0	80000
年龄	户主的年龄（岁）	52.04	14.26	16	92
年龄平方	年龄的平方除以100	29.11	14.75	2.56	84.64
性别	男性=1，女性=0	0.56	0.50	0	1
健康	非常健康=1，很健康=2，比较健康=3，一般=4，不健康=5	3.17	1.28	1	5
教育	受教育年限（年）	6.49	4.37	0	19
户口	是否农业户口：是=1，否=0	0.93	0.25	0	1
婚姻	是否有伴侣：是=1，否=0	0.85	0.36	0	1

(续表 1)

党员	是否党员：是=1，否=0	0.09	0.29	0	1
家庭收入	年家庭非经营收入（元）	39107.607	49654.62	0	800000
家庭规模	家庭成员总数量（人）	3.80	1.98	1	21
商业氛围	区（县）个体工商户和私营企业雇用人数占区（县）总就业人口的比例（%）	29.66	13.54	0	100
城镇化率	各省份年末城镇常住人口占总人口比重（%）	57.05	8.68	47.52	88.10
地区生产总值	各省份地区生产总值（亿元）	34746.50	25252.43	2865.23	97277.77

四、网络“互嵌”机制实证检验

（一）互联网创业效应的基本回归分析

本小节考察在不考虑中介效应和调节效应的情况下，农村家庭使用互联网及其所拥有的社会关系网络对创业的影响。依据（1）式，本文使用 Stata16.0 软件进行基本回归分析，结果如表 2 所示。

表 2 基本回归分析结果

	回归（1）		回归（2）		回归（3）	
	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误
互联网使用	0.037***	0.009	0.044***	0.009	0.046***	0.009
弱社会关系网络	0.023***	0.007	0.022***	0.007	0.023***	0.007
强社会关系网络	0.006**	0.003	0.008***	0.003	0.008***	0.003
年龄	0.008***	0.002	0.007***	0.002	0.007***	0.002
年龄平方	-0.009***	0.002	-0.009***	0.002	-0.009***	0.002
性别	0.023***	0.008	0.019**	0.008	0.019**	0.008
健康	-0.002	0.003	-0.002	0.003	-0.002	0.003
教育	0.003***	0.001	0.004***	0.001	0.004***	0.001
户口	-0.025*	0.014	-0.035***	0.014	-0.040***	0.014
婚姻	0.038**	0.015	0.035**	0.015	0.034**	0.015
党员	0.008	0.012	0.008	0.012	0.009	0.012
家庭收入			-0.020***	0.002	-0.020***	0.002
家庭规模			0.009***	0.002	0.009***	0.002
商业氛围					-0.000	0.000
城镇化率					-0.001	0.001
地区生产总值					0.021***	0.006
Pseudo R ²	0.086		0.121		0.125	

注：①基本回归分析中将年通讯支出和年人情礼支出分别加 1 后再做取自然对数处理，将家庭收入和地区生产总值做取自然对数处理；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 2 中，回归（1）是仅加入了个体控制变量的回归结果，互联网使用、弱社会关系网和强社会关系网络的影响显著，且边际效应为正值，表明互联网和社会关系网络有助于农村家庭创业。为进一步

检验该回归结果的稳健性, 本文依次添加家庭层面和社会层面的控制变量, 结果如表 2 中的回归 (2)、回归 (3) 所示。两次添加控制变量后, 互联网使用、弱社会关系仍在 1% 的水平上显著, 强社会关系网络的显著性水平由 5% 提升至 1%。根据回归 (3) 的结果, 在控制其他变量的情况下, 使用互联网的农村家庭选择创业的概率比不使用互联网的农村家庭高 4.6%; 弱社会关系网络和强社会关系网络的边际效应均保持显著。

三个回归结果均显示, 年龄同创业选择之间存在倒 U 型关系, 39 岁之后, 户主年龄越大的农村家庭选择创业的概率越小。20 世纪 70 年代及之前出生的农村居民, 大部分习惯于通过就业获取非农收入, 赡养老人和抚育下一代的家庭责任也迫使他们的创业决策偏于谨慎。同时, 由于缺乏对互联网的了解, 他们无缘分享互联网发展的红利。三个回归结果中, 健康对创业的影响均不显著。回归 (2) 和回归 (3) 中家庭收入的边际效应为负值, 表明较高的家庭非经营收入反而会抑制农村家庭创业, 这可能是因为农村家庭创业多为谋求基本生计, 家庭丰裕可能会降低创业意愿, 因而农村家庭倾向于选择更为稳健的收入获取方式。

(二) 网络“互嵌”机制检验

本小节检验网络“互嵌”机制, 以分析互联网创业效应的作用路径。本文选取回归 (3) 中的变量, 在运用 (2) 式和 (3) 式进行回归的基础上, 利用反事实总效应四项分解方法对互联网创业效应进行分解, 通过分解结果检验网络“互嵌”机制。表 3 分别列出了以弱社会关系网络和强社会关系网络作为中介变量时互联网创业效应的分解结果。

表 3 互联网创业效应分解结果

效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
总效应	1.016	0.265	0.000	1.000	0.982	0.251	0.000	1.000
受控直接效应	0.530	0.221	0.016	0.522	0.995	0.253	0.000	1.013
纯调节效应	0.292	0.124	0.018	0.288	-0.054	0.040	0.179	-0.055
调节中介混合效应	0.159	0.061	0.009	0.156	-0.020	0.031	0.526	-0.020
纯中介效应	0.035	0.017	0.045	0.034	0.061	0.023	0.009	0.062

注: 超额相对风险 (excess relative risk, ERR) 的计算公式为: $ERR = \frac{P_{a=1}}{P_{a=0}} - 1$ (参见 VanderWeele, 2014)。它

表示受处理变量 a (即互联网使用) 影响时事件发生 (即选择创业) 概率提升的倍数, 即互联网创业效应; $P_{a=1}$ 和 $P_{a=0}$ 分别表示使用互联网和不使用互联网时选择创业的概率。

表 3 中, 当以弱社会关系网络为中介变量时, 使用互联网的农村家庭能够显著提升 1.016 倍的创业概率。互联网使用的受控直接效应表现为使农村家庭创业概率显著增加 0.53 倍, 占总效应的 52.2%。纯调节效应、调节中介混合效应、纯中介效应分别能够显著地解释总效应的 28.8%、15.6% 和 3.4%。上述总效应分解结果表明, 农村家庭的互联网和弱社会关系网络存在着网络“互嵌”机制, 假说 H1 得到验证, 假说 H2 的社会关系网络调节效应得到验证。

当以强社会关系网络为中介变量时,使用互联网的农村家庭能够显著提升 0.982 倍的创业概率。互联网使用的受控直接效应表现为使农村家庭创业概率显著增加 0.995 倍,占总效应的 101.3%。纯中介效应显著,但仅能解释总效应的 6.2%。纯调节效应和调节中介混合效应的不显著。强社会关系网络单向嵌入互联网,并未表现出调节效应,而弱社会关系网络表现出显著的调节效应。因此,假说 H2 得到验证。纯调节效应不显著,但其超额相对风险值为负数,强社会关系网络可能存在反向调节效应。这在某种程度上源于其处于信任差序格局的核心圈层。强社会关系网络联接越紧密,创业决策对强社会关系网络越表现出依赖性,对处于低信任信息源圈层的互联网就越可能表现出更强的筛选特征,即强社会关系网络表现出封闭性(Putnam, 1997)。

弱社会关系网络和强社会关系网络在互联网创业效应中表现出异质性。当中介变量为弱社会关系网络时,纯调节效应、调节中介混合效应和纯中介效应能解释总效应的 47.8%;当中介变量为强社会关系网络时,互联网创业效应绝大部分来自互联网的受控直接效应(101.3%)。因此,弱社会关系网络在互联网创业效应中的作用大于强社会关系网络,网络“互嵌”机制主要表现在互联网和弱社会关系网络之间。

(三) 稳健性检验^①

1. 基于内生性处理的稳健性检验。为解决样本的自选择偏误问题,本文使用 PSM 方法,对使用互联网和不使用互联网的样本进行核匹配,将匹配前后的总效应分解结果进行对比分析。通过对比分析发现,分解后各效应的显著性水平及影响方向没有改变,说明总效应分解结果稳健可靠。

2. 替换解释变量的稳健性检验。在上文基本回归分析和网络“互嵌”机制检验中,本文使用“是否上网”来反映互联网使用情况。但是,互联网可以有不同的用途,其具体用途会影响互联网创业效应,例如将互联网用于社交会影响社会关系网络的中介效应。首先,CFPS 问卷中有互联网对学习、工作、社交、娱乐和商业活动 5 个用途的重要性评估指标,本文对在 5 个用途重要性评估中回答为“未使用互联网的”赋值为 0,对回答从“非常不重要”到“非常重要”的 5 个等级分别赋值 1~5,然后取 5 个用途重要性评估指标值的算术平均值用于衡量“互联网重要性”,以此度量互联网使用情况。相比于上文的总效应分解结果,只有强社会关系的超额相对风险值由负数变为正数,但调节中介混合效应仍然不显著,且占总效应比例很低,仅为 0.3%。因此,总效应分解结果依然稳健。其次,互联网用于娱乐并不能够帮助农村居民获得创业知识和信息或是扩展社会关系网络,因此本文进一步从 5 个用途重要性评估指标中删除“娱乐”指标,计算剩余 4 个用途重要性评估指标值的算术平均值以反映互联网使用情况,总效应分解结果仍然稳健可靠。再次,虽然“互联网重要性”包含了信息渠道的重要性信息,但鉴于信息获取功能在调节效应中的重要作用,本文使用“互联网作为信息渠道的重要程度”替代“是否上网”,总效应分解结果稳健。最后,本文将互联网使用情况从重要程度转向使用时长角度进行考察,即将“每周互联网使用时长”加 1 取对数后替代“是否上网”,总效应分解结果仍然稳健。

^①因受篇幅限制,本文未汇报稳健性检验结果,如有需要可以联系笔者。

五、共同富裕背景下的网络“互嵌”异质性分析

互联网新力量与传统农村社会结构性力量的结合显著地改善了农村家庭创业环境，拓宽了迈向共同富裕的道路。但是，仍存有两个疑问：一是拓宽的“道路”能够产生多大的辐射作用或带动效应？二是互联网能否直接惠及所有的农村家庭，即互联网能否有效地帮助农村弱势群体创业？带动效应在某种程度上取决于农村家庭创业类型，小规模创业（个体户）所带来的福利多限于家庭，而大规模创业（公司）将带动乡村实现共同富裕。另外，互联网创业效应的基本回归分析结果表明，健康状况对农村家庭创业选择并无显著影响，健康状况较差的群体仍然通过自主创业努力迈向小康。健康状况较差者往往被归入弱势群体，根本原因在于他们具有更高的陷入贫困的风险，表现出贫困脆弱性。因此，本文拟用健康和贫困脆弱性两个指标来反映农村弱势群体，考察互联网对他们创业的影响并进一步检验网络“互嵌”机制。

（一）不同创业类型的网络“互嵌”机制分析

本研究借鉴 Xavier-Oliveira et al. (2015) 对创业类型的分类，将农村家庭创业类型划分为生存型创业和机会型创业。生存型创业是创业者为了生存而无奈进行的创业，追求投入小、见效快的项目；机会型创业是指创业者为了抓住和充分利用市场机会而主动进行的创业。与生存型创业相比，机会型创业一般要求创业者具备更强的经济实力和更为广泛的社会关系以及拥有更多的经营资产。更多的经营资产往往意味着能够支撑更大的公司规模，也就能够创造更多的就业机会，从而帮助农村实现更大范围共同富裕。以经营资产划分机会型创业和生存型创业，是相关研究（例如程郁和罗丹，2009）较多采用的方法，也能够较为清晰地回答上文的第一个疑问。本文参考王正位等（2022）对机会型创业和生存型创业的划分标准，将家庭经营资产大于或等于 10 万元的农村家庭创业归为机会型创业；将家庭经营资产小于 10 万元的农村家庭创业归为生存型创业。机会型创业家庭占比较小，为总样本的 2.43%，其中，使用互联网的占比为 79.84%。生存型创业家庭占总样本的 5.96%，其中，使用互联网的占比为 55.03%。未创业家庭占总样本的 91.61%，其中，使用互联网的比例进一步降低，仅占未创业家庭的 35.54%^①。

对两类创业类型的互联网创业效应的分解结果表明，对于机会型创业而言，弱社会关系网络的纯中介效应不显著（见表 4）。对此可能的解释是：机会型创业者对互联网的不同功用持有不同的态度，他们乐于借助互联网开展创业，但对于网络交友持谨慎态度，更多地是将社会关系从“线下”转为“线上”而不是相反，同时还利用“线下”朋友圈筛选和过滤各种网络信息。对于机会型创业，强社会关系网络的纯中介效应显著，但纯调节效应和调节中介混合效应不显著，超额相对风险值为负数。对于生存型创业，强社会关系网络的总效应分解结果与机会型创业的情形相似。但是，弱社会关系网络的总效应分解结果有所不同，弱社会关系网络在互联网生存型创业效应中存在显著的纯中介效应

^①在 465 个创业家庭样本中，有 20 个创业家庭的经营资产数据缺失，故本文将这 20 个样本剔除。因此，本小节用于分析的创业家庭样本为 435 个，总样本为 5304 个。

($p=0.069$)，但纯调节效应 ($p=0.307$) 和调节中介混合效应 ($p=0.151$) 并不显著。可能的原因是，这类创业往往选择成熟的、低门槛的行业，所需要的创业信息在互联网中易于获得且可靠性较高，由此降低了社会关系网络进一步筛选创业信息的必要性。

表 4 互联网创业效应分解结果：创业类型的异质性

	效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
		超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
机会型创业	总效应	3.327	1.235	0.007	1.000	2.296	0.989	0.020	1.000
	受控直接效应	1.143	0.628	0.069	0.343	2.558	0.887	0.004	1.114
	纯调节效应	1.534	0.725	0.034	0.461	-0.329	0.259	0.204	-0.143
	调节中介混合效应	0.578	0.294	0.049	0.174	-0.087	0.110	0.433	-0.038
	纯中介效应	0.072	0.047	0.126	0.022	0.154	0.084	0.067	0.067
生存型创业	总效应	0.552	0.230	0.016	1.000	0.599	0.235	0.011	1.000
	受控直接效应	0.389	0.231	0.093	0.705	0.596	0.237	0.012	0.996
	纯调节效应	0.076	0.074	0.307	0.137	-0.052	0.058	0.368	-0.087
	调节中介混合效应	0.055	0.038	0.151	0.099	-0.014	0.036	0.686	-0.024
	纯中介效应	0.032	0.018	0.069	0.059	0.069	0.027	0.010	0.115

(二) 不同健康状况群体的网络“互嵌”机制分析

在上文对互联网创业效应的基本回归分析结果中发现，健康对创业选择的影响并不显著。户主健康状况较差的农村家庭和户主健康状况良好的农村家庭有着相似的创业选择，前者同样将创业视为获取收入的重要方式或渠道。健康问题一直是家庭贫困的重要诱因，国家扶贫战略对健康状况较差的农村贫困人口始终保持特别关注，并设有专项“健康扶贫”。健康状况较差者未必陷入贫困，但他们将有陷入贫困的较高风险。鉴于创业对健康状况较差群体获取收入摆脱贫困的重要性，本文尝试分析互联网对这类特殊群体创业的影响机制。

CFPS 问卷将身体健康状况划分为非常健康、很健康、比较健康、一般和不健康五级，本研究比照李克特量表将前三者归为健康状况良好组，将后者归为健康状况较差组。健康状况较差组中有 6.51% 的比例选择创业，其中，在创业中选择使用互联网的农村家庭比例 (51.61%) 略高于未使用互联网的农村家庭比例。健康状况良好组中有 9.95% 的比例选择创业 (该比例略高于健康状况较差组)，其中，在创业中选择使用互联网的农村家庭比例为 65.93%，高于未使用互联网的农村家庭的比。

进一步地，本文对两类不同健康状况群体的网络“互嵌”机制进行分析，结果如表 5 所示。在健康状况较差组中，受控直接效应均显著，但是强、弱社会关系网络的纯调节效应、调节中介混合效应及纯中介效应均不显著。因此，互联网对于健康状况较差组的农村家庭创业仅有纯技术贡献，互联网表现出较强的工具性，这些家庭借助互联网克服身体行动障碍对创业所带来的负面影响。对于健康状况良好组的农村家庭，当中介变量为弱社会关系网络时，受控直接效应、纯调节效应和调节中介混合效应显著，但纯中介效应不显著；当中介变量为强社会关系网络时，受控直接效应和纯中介效应显著，

但纯调节效应和调节中介混合效应不显著。使用互联网能使健康状况较差组的农村家庭的创业概率提升 135.5%或 134.4%，使健康状况良好组的农村家庭的创业概率提升 94.3%或 86.3%。因此，无论是总效应还是受控直接效应，二者均反映出，相比于健康状况良好组的农村家庭，互联网对健康状况较差组的农村家庭创业具有更重要的意义。

表 5 互联网创业效应分解结果：健康状况的异质性

	效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
		超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
健康状况较差组	总效应	1.355	0.549	0.015	1.000	1.344	0.564	0.017	1.000
	受控直接效应	1.108	0.579	0.056	0.830	1.381	0.579	0.017	1.027
	纯调节效应	0.052	0.178	0.769	0.039	-0.026	0.055	0.634	-0.020
	调节中介混合效应	0.091	0.132	0.491	0.068	-0.050	0.072	0.487	-0.037
	纯中介效应	0.084	0.052	0.107	0.063	0.040	0.032	0.207	0.030
健康状况良好组	总效应	0.943	0.309	0.002	1.000	0.863	0.280	0.002	1.000
	受控直接效应	0.403	0.235	0.086	0.427	0.881	0.279	0.002	1.020
	纯调节效应	0.349	0.148	0.019	0.370	-0.069	0.057	0.230	-0.080
	调节中介混合效应	0.172	0.075	0.021	0.183	-0.023	0.037	0.539	-0.026
	纯中介效应	0.020	0.016	0.232	0.021	0.074	0.032	0.022	0.086

(三) 不同贫困脆弱性群体的网络“互嵌”机制分析

社会关注健康状况较差群体的本质原因在于，他们容易陷入贫困之中且难以摆脱贫困状态。2001年，世界银行将反映生态系统抵抗力特征的“脆弱性”概念引入贫困领域，用以刻画在风险冲击下个人或家庭容易陷入某一社会公认的福利水平之下的可能性。因此，本研究将对健康状况较差群体的探讨延伸至对贫困脆弱性家庭的讨论，进一步回答前文的第二个疑问。贫困脆弱性家庭主动创业，走一条内生型的脱贫和发展之路，勤劳“自富”有助于巩固脱贫成果。

本文参考 Chaudhuri et al. (2002) 提出的预期贫困脆弱性测度法对农村家庭进行贫困脆弱性评估，使用三阶段可行广义最小二乘法计算贫困脆弱性。选择世界银行公布的中等偏高收入贫困线为贫困标准^①，相关变量参考宋经翔等 (2021) 的研究，具体包括年龄、年龄平方、性别、未来信心程度、健康状况、受教育程度、医疗保险、私人转移支付、政府转移支付、婚姻状况和风险冲击等^②。依据万

^①世界银行公布的中等偏高收入贫困线为每人每天 5.5 美元，换算成国内贫困线为家庭年人均纯收入 7665 元 (World Bank, 2018)。

^②未来信心程度表示自己未来的信心程度，从没有信心到很有信心 5 个程度等级分别赋值 1~5。医疗保险表示是否有任何的社会医疗保险：是=1，否=0。私人转移支付表示是否有子女、亲戚和朋友等给予经济帮助：是=1，否=0。政府转移支付表示是否收到政府转移支付：是=1，否=0。风险冲击表示可能造成贫困的各类社会风险和个人因素，变量的设置分为两部分：一是遭受重大事件的支出；二是个人医疗费用支出超过家庭人均纯收入 10%以上。这两类风险发生其中一项便认为遭受了风险冲击 (参见宋经翔等，2021)。

广华和章元（2009）的研究，若未来收入低于贫困线的概率超过 50%，则将其归为贫困脆弱状态；反之则归为非贫困脆弱状态。

非贫困脆弱性的农村家庭中有 9.91% 选择创业，使用互联网的创业家庭占创业家庭的比例为 66.5%，而使用互联网的未创业家庭占未创业家庭的比例仅为 42.65%。贫困脆弱性农村家庭中有 4.45% 选择创业，使用互联网的创业家庭占创业家庭的比例为 27.42%，而使用互联网的未创业家庭占未创业家庭的比例仅为 11.16%。该结果清晰地表明，贫困脆弱性家庭在创业和互联网使用方面的比例明显低于非贫困脆弱性家庭。对贫困脆弱性家庭和非贫困脆弱性家庭互联网创业效应的分解结果如表 6 所示。

表 6 互联网创业效应分解结果：贫困脆弱性的异质性

	效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
		超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
贫困脆弱性家庭	总效应	0.444	0.667	0.505	1.000	0.878	0.809	0.278	1.000
	受控直接效应	0.193	0.802	0.810	0.434	0.555	0.890	0.533	0.633
	纯调节效应	0.125	0.322	0.699	0.280	0.264	0.509	0.605	0.300
	调节中介混合效应	0.155	0.171	0.362	0.350	0.047	0.112	0.676	0.053
	纯中介效应	-0.029	0.036	0.429	-0.065	0.012	0.027	0.649	0.014
非贫困脆弱性家庭	总效应	1.058	0.284	0.000	1.000	0.896	0.257	0.000	1.000
	受控直接效应	0.659	0.235	0.005	0.623	0.963	0.255	0.000	1.074
	纯调节效应	0.184	0.105	0.079	0.174	-0.097	0.059	0.098	-0.108
	调节中介混合效应	0.142	0.064	0.026	0.134	-0.050	0.036	0.174	-0.055
	纯中介效应	0.073	0.027	0.007	0.069	0.080	0.032	0.011	0.090

表 6 显示，对于贫困脆弱性家庭而言，总效应和四项分解效应的 p 值均大于 0.1，说明互联网对他们的创业选择并未发挥显著的作用。互联网在一定程度上降低了创业门槛，提升了贫困脆弱性家庭应对风险的能力，但他们又往往表现出较高的风险厌恶水平。同时，贫困脆弱性群体往往具有受教育程度低和年龄偏大等特征，贫困脆弱性家庭的户主平均受教育年限仅为 2.25 年，平均年龄为 62.82 岁。对互联网的使用受他们自身的群体文化观念和认知水平的约束，最终互联网的使用未能显著提高贫困脆弱性农村家庭的创业概率。贫困脆弱性家庭面临数字鸿沟问题，部分被排斥于互联网红利之外。对于非贫困脆弱性家庭而言，互联网创业效应大体上与采用总样本的分解结果类似，唯一明显的变化是，强社会关系网络的纯调节效应从不显著变为显著。在非贫困脆弱性家庭和贫困脆弱性家庭间，强社会关系网络的纯调节效应表现出较大的异质性。一个可能的解释是：相对优势群体所联接的强社会关系网络往往嵌入了更多的资源，对网络信息表现出更为有效和强大的筛选功能。不同特征的群体间优势差距越明显，强社会关系网络纯调节效应的差异性越大。强社会关系网络在贫困脆弱性家庭创业中的正向纯调节效应不显著，在非贫困脆弱性家庭创业中表现出显著的负向纯调节效应。

六、结论与政策启示

本文基于2018年中国家庭追踪调查数据,通过检验网络“互嵌”所产生的中介效应和调节效应,深入分析了网络“互嵌”机制。本文研究的主要结论为:第一,互联网和社会关系网络均能显著地促进农村家庭创业,两类社会关系网络对互联网创业效应发挥中介效应,农村家庭的弱社会关系网络正向调节互联网创业效应。网络“互嵌”仅表现在互联网和弱社会关系网络之间,同时强社会关系网络虽然表现出中介效应,但占互联网创业效应的比例仅为6.2%。就整体而言,互联网技术颠覆了农村家庭创业的传统思维和模式,但技术最终仍要嵌入社会环境中运行,弱社会关系网络具有互联网创业效应“放大器”的作用。第二,生存型创业有利于巩固并拓展农村脱贫攻坚成果,互联网生存型创业效应主要依靠互联网的受控直接效应,占互联网创业效应的比例超过70%,社会关系网络仅发挥纯中介效应;机会型创业能够在实现自身富裕的同时先富带动后富,互联网机会型创业效应更多地受弱社会关系网络的正向调节,弱社会关系网络的三大分解效应占总效应的比例达65.7%,其“放大器”的作用在机会型创业中表现得更为显著。第三,对于户主健康状况较差的农村家庭,互联网表现出了纯技术贡献,而社会关系网络却未表现出中介效应和调节效应。第四,对于贫困脆弱性农村家庭,互联网的使用未能显著地促进他们创业,保守的文化观念和有限的学习能力影响了他们对互联网的使用。

本文的研究结论对进一步发挥互联网创业效应、助力共同富裕的实现具有以下几方面的政策启示。第一,以互联网为代表的数字技术在农村家庭创业中表现出公共物品属性,技术对资源禀赋处于弱势的农村赋能,对农村弱势群体赋能。基于互联网公共物品属性以及农村创业技术赋能的作用,除进一步做好农村网络基础设施工作外,更为紧要的是大力推进农村互联网使用培训工作。贫困脆弱性群体仍然是农村重要的创业参与者,可以通过培训破除他们的保守观念和数字鸿沟,保障他们公平地享有数字赋能红利。第二,搭建拓展弱社会关系网络的平台,助力农村家庭创业。传统农村社会更多依赖于血缘和地缘的强社会关系网络加以联接,基于社会分工的弱社会关系网络有待进一步发展。中国农村社会的“原子化”状态日渐明显,农民之间缺少横向联接,与政府和市场的对接困难。合作社在农村中构建灵活整合资源的组织形态,联接了市场,也畅通了与政府对接的渠道。该类组织有助于农村家庭发展弱社会关系网络,为创业活动发展提供充足动力。第三,互联网同社会关系网络“互嵌”有力地促进了农村家庭创业,在某种程度上表明了技术和制度融合对技术赋能的重要意义。社会关系网络同乡村社会结构紧密联系,互联网创业效应的充分发挥有赖于农村整体社会制度环境的改善。技术与制度的融合效应集中体现在机会型创业上。“农村精英”是机会型创业的主力军,需要有力回应他们创业的难点和痛点,着力培养他们的互联网素养。通过鼓励大量熟悉农村、懂得农村和热爱农村的精英创业,深挖地方潜力,走通一条有地方特色的乡村振兴和共同富裕之路。

参考文献

- 1.边燕杰、丘海雄,2000:《企业的社会资本及其功效》,《中国社会科学》第2期,第87-99页、第207页。
- 2.程郁、罗丹,2009:《信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析》,《中国农村经济》第11

期,第25-38页。

3.弗朗西斯·福山,2001:《信任:社会美德与创造经济繁荣》,彭志华译,海口:海南出版社,第69-82页。

4.郭士祺、梁平汉,2014:《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》,《经济研究》第S1期,第116-131页。

5.黄洁、蔡根女、买忆媛,2010:《谁对返乡农民工创业机会识别更具影响力:强连带还是弱连带》,《农业技术经济》第4期,第28-35页。

6.霍生平、刘海,2020:《返乡创客社会网络异质性、知识隐性性与利用式创新研究——基于创业拼凑的中介作用》,《软科学》第4期,第83-89页。

7.克莱·舍基,2012:《认知盈余:自由时间的力量》,胡泳、哈丽丝译,北京:中国人民大学出版社,第18页。

8.来向武、任玉琛,2020:《中国互联网使用对社会资本影响的元分析》,《新闻与传播研究》第6期,第21-38页、第126页。

9.刘刚、张冷然、梁晗、王泽宇,2021:《互联网创业的信息分享机制研究——一个整合网络众筹与社交数据的双阶段模型》,《管理世界》第2期,第107-125页、第9页。

10.吕鸿江、张秋萍、彭丽娟,2020:《领导被下属“逆向指导”的权变机制——信息深加工和信任地位的作用》,《中国工业经济》第11期,第174-192页。

11.马光荣、杨恩艳,2011:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期,第83-94页。

12.沈毅,2019:《儒法传统与“关系信任”的指向——兼论中国人社会关系的分类与区隔》,《开放时代》第4期,第133-154页、第7页。

13.宋经翔、边恕、孙雅娜,2021:《政府转移支付对灵活就业人员贫困脆弱性的影响效应及传导机制研究》,《人口与发展》第2期,第2-16页。

14.汤学兵、吴磊、李峰波,2020:《城市化、社会网络与农民工自雇创业:以平阳县油篓村为例》,《产经评论》第5期,第89-103页。

15.万广华、章元,2009:《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?》,《数量经济技术经济研究》第6期,第138-148页。

16.王金杰、牟韶红、盛玉雪,2019:《电子商务有益于农村居民创业吗?——基于社会资本的视角》,《经济与管理研究》第2期,第95-110页。

17.王正位、李梦云、廖理、石永彬,2022:《人口老龄化与区域创业水平——基于启信宝创业大数据的研究》,《金融研究》第2期,第80-97页。

18.魏昭、蒋佳伶、杨阳、宋晓巍,2018:《社会网络、金融市场参与和家庭资产选择——基于CHFS数据的实证研究》,《财经科学》第2期,第28-42页。

19.许丹红,2016:《互联网使用动机、网络密度与网民社会资本》,《青年研究》第6期,第21-31页、第92页。

20.周洋、华语音,2017:《互联网与农村家庭创业——基于CFPS数据的实证分析》,《农业技术经济》第5期,第111-119页。

21.Audretsch, D. B., and M. Keilbach, 2008, "Resolving the Knowledge Paradox: Knowledge-spillover Entrepreneurship and

Economic Growth”, *Research Policy*, 37(10):1697-1705.

22. Barnett, W. A., M. Hu, and X. Wang, 2019, “Does the Utilization of Information Communication Technology Promote Entrepreneurship: Evidence from Rural China”, *Technological Forecasting and Social Change*, 141:12-21.

23. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator–mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6):1173-1182.

24. Chaudhuri, S., J. Jalan, and A. Suryahadi, 2002, “Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia”, discussion paper, Columbia University, <https://doi.org/10.7916/D85149GF>.

25. Cumming, D., and S., Johan, 2010, “The Differential Impact of the Internet on Spurring Regional Entrepreneurship”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 34(5):857-883.

26. Dutton, W. H., B. Reisdorf, E. Dubois, and G. Blank, 2017, “Search and Politics: The Uses and Impacts of Search in Britain, France, Germany, Italy, Poland, Spain, and the United States”, Quello Center Working Paper No.5-1-17, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2960697>.

27. Granovetter, M. S., 1973, “The Strength of Weak Ties”, *American Journal of Sociology*, 78(6):1360-1380.

28. Hampton, K., and B. Wellman, 2003, “Neighboring in Netville: How the Internet Supports Community and Social Capital in a Wired Suburb”, *City & Community*, 2(4):277-311.

29. Kirzner, I. M., 1997, “Entrepreneurial Discovery and the Competitive Market Process: An Austrian Approach”, *Journal of Economic Literature*, 35(1):60-85.

30. Kraut, R., M. Patterson, V. Lundmark, S. Kiesler, T. Mukophadhyay, and W. Scherlis, 1998, “Internet Paradox: A Social Technology that Reduces Social Involvement and Psychological Well-being?”, *American Psychologist*, 53(9):1017-1031.

31. McKenna, K. Y., and J. A. Bargh, 2000, “Plan 9 From Cyberspace: The Implications of the Internet for Personality and Social Psychology”, *Personality and Social Psychology Review*, 4(1):57-75.

32. Putnam, R. D., 1997, “The Prosperous Community: Social Capital and Public Life”, *The American Prospect*, 13(13):35-42.

33. Putnam, R. D., 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, New York: Simon and Schuster.

34. Ruef, M., 2002, “Strong Ties, Weak Ties and Islands: Structural and Cultural Predictors of Organizational Innovation”, *Industrial and Corporate Change*, 11(3):427-449.

35. Saracevic, T., 1999, “Information Science”, *Journal of the Association for Information Science & Technology*, 50(12):1051-1063.

36. VanderWeele, T. J., 2014, “A Unification of Mediation and Interaction: A 4-way Decomposition”, *Epidemiology*, 25(5):749-761.

37. Walker, K. N., A. MacBride, and M. L. Vachon, 1977, “Social Support Networks and the Crisis of Bereavement”, *Social Science & Medicine*, 11(1):35-41.

38. Whitley, R. D., 1991, “The Social Construction of Business Systems in East Asia”, *Organization Studies*, 12(1):1-28.

39. World Bank, 2018, *Poverty and Shared Prosperity 2018: Piecing Together the Poverty Puzzle*, Washington, D. C.: World Bank.

40. Xavier-Oliveira, E., A. O. Laplume, and S. Pathak, 2015, “What Motivates Entrepreneurial Entry under Economic

Inequality? The Role of Human and Financial Capital”, *Human Relations*, 68(7):1183-1207.

41.Xiao, Z., and Y. Wang, 2021, “Positive Reciprocity Belief Moderates the Effects of Trust and Felt Trust on Knowledge-sharing Intention”, *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 49(12):1-10.

42.Yu, X., Y. Tao, Y. Chen, W. Zhang, and P. Xu, 2019, “Social Networks and Online Store Performance in Emerging Economies: The Mediating Effect of Legitimacy”, *Electronic Markets*, 29(2):201-218.

43.Yuan, C. W., and Y. H. Lee, 2022, “Connecting and Being Connected: Investigating Friending Practices Across Multiple Social Networking Sites”, *Information Technology & People*, 35(3):1096-1115.

44.Zhao, J., and T. Li, 2021, “Social Capital, Financial Literacy, and Rural Household Entrepreneurship: A Mediating Effect Analysis”, *Frontiers in Psychology*, 12:724605, <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.724605>.

(作者单位：安徽财经大学财政与公共管理学院)

(责任编辑：黄 易)

Network “Inter-embeddedness” and the Choice of Rural Family Entrepreneurship: A Further Discussion on Achieving Common Prosperity

WANG Haolin WANG Ziming

Abstract: How can the Internet play a role in promoting entrepreneurship in traditional rural society as a new force? This article uses the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2018 to decompose the overall effect of an exposure on an outcome within the counterfactual framework to the pure technology effect and social effect, to verify the “inter-embeddedness” mechanism of the Internet and social network. The study finds that the Internet empowers rural families to start businesses, but the “inter-embeddedness” effect only occurs between the Internet and the weak social network, and strong social network only plays a pure intermediary effect. Combined with the background of common prosperity, this study further analyzes the heterogeneity of the network “inter-embeddedness” mechanism. The results of heterogeneity analysis show that pure technology contribution plays a major role in the Internet survival entrepreneurial effect, and the weak social network plays an “amplifier” role in the Internet opportunity entrepreneurial effect. For rural households with poor health status of household heads, the Internet only shows pure technical contributions. Poor and vulnerable rural families face the problem of digital divide, and the Internet entrepreneurship effect is not significant. This study holds that in an increasingly “atomized” rural society, we should attach importance to the development of social organizations, so as to expand the weak social network of rural families, realize the dual driving forces of organizational system and technology for rural families to start businesses, and take a path of rural revitalization and common prosperity with local characteristics.

Keywords: Internet; Social Network; Rural Family; Entrepreneurship; Embeddedness