

DOI: 10.19361/j.er.2023.06.04

农民创业:临渊羡鱼还是退而结网?

——基于乡村振兴与共同富裕的背景

曹宗平 林硕延 黄子珊 胡鑫辰*

摘要: 基于乡村振兴和共同富裕背景,本文使用 2017 年和 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据研究发现,2017 年创业榜样推动了 2019 年农民潜在创业者的创业行为,具有显著经济意义,经过内生性处理及多重稳健性检验后该结论依然显著成立。社会互动效应、信息渠道效应及职业选择效应是创业榜样影响农民创业行为的作用机制。创业榜样的示范效应对拥有不同人力资本农民创业的影响并无显著差异,而对拥有高物质资本农民创业的影响则非常显著。通过揭示创业榜样对农民创业的多维影响及其运行机理,无疑为理解促进乡村振兴和推动先富带后富并最终实现共同富裕开拓了一条全新的思路。

关键词: 创业榜样;农民创业;乡村振兴;共同富裕

中图分类号: F279.2; F323.6

一、引言

2017 年,党的十九大报告首次提出乡村振兴战略;2018 年,《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》和中共中央 国务院印发的《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》都对贯彻乡村振兴战略进行了全面部署,尤其强调实施该战略是实现全民共同富裕的必然选择;2023 年中央一号文件——《中共中央 国务院关于做好 2023 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》提出推动乡村产业高质量发展,拓宽农民增收致富渠道。显然,我国农业增产、农村增色和农民增收迎来了历史上最好的政策机遇。

实施乡村振兴和共同富裕战略的重点在于产业振兴,而农民创业恰恰是实现产业振兴的重要途径。乡村产业发展为农民提供更多的创业机会,创业能够推动农民收入增加,有利于促进共同富裕(李海舰、杜爽,2021;王永仓、王小华,2022;钟甫宁等,2022)。创业的收入

*曹宗平,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:caozongping@126.com;林硕延(通讯作者),华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:shuoyanlin@m.scnu.edu.cn;黄子珊,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:sletten@foxmail.com;胡鑫辰,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:huxinchen@m.scnu.edu.cn。

本文得到国家社科基金重点项目“乡村振兴战略背景下农民工返乡创业风险的防控机制与治理对策研究”(批准号:18AJY020)的资助。感谢审稿专家及编辑部的宝贵意见,文责自负。

改善效应与就业带动效应有利于创造财富(陈友华、孙永健,2022),为实现共同富裕开辟一条可行性路径(宋冬林等,2022)。基于此,倡导农民创业至少具有三方面重要意义:一是能够加快乡村产业多元化,推动农村三产融合发展;二是能够带动村民就近就业,扩大收入来源,缩小收入差距,促进共同富裕;三是通过带动就业把一部分农民留在家乡发展,较好地解决曾长期存在的“三留守”问题,有助于农民的物质和精神生活水平同步提升。需要说明的是,本文所研究的农民创业,是指户口为农业的个体所开展的工商业创业活动,包括“雇主”型创业和“自雇”型创业(即自营劳动者)。

党的十八大以来,习近平总书记在不同场合对先进典型和模范进行了点赞,号召学习先进典型和先进榜样^①。因此,在乡村振兴和共同富裕的背景下,本文选择以创业榜样和农民创业为研究对象,重点探究前者对后者的影响效应。尽管已有研究开始关注创业榜样对农民创业的促进作用(蒋剑勇、郭红东,2012;朱红根、康兰媛,2013;蒋剑勇等,2014;李静等,2017;许昆鹏、任国章,2017),但在党的十九大报告首次提出乡村振兴战略之前,其研究重点并未放在创业榜样对农民创业的影响上,而是更多地把创业榜样作为控制变量(或调节变量)分析其是否存在影响的探讨上,对于其中的内在影响机制研究暂无涉及,所使用的数据也不具有全国代表性,导致其结论无法在全国范围内推广。鉴于此,本文使用2017年和2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据库,考察在乡村振兴与共同富裕的背景下2017年创业榜样对2019年农民创业行为的影响。研究发现:2017年创业榜样显著提高了2019年农民开展创业行为的概率,并从社会互动、信息渠道与职业选择三个渠道影响农民创业行为;创业榜样的示范效应在物质资本方面对农民创业的影响存在显著的异质性。

本文可能的边际贡献如下:首先,本文不仅采取多种稳健方法考察了创业榜样对农民创业行为的影响,还改进了“发送者-接收者”互动模型(Wyrwich et al.,2016),并从社会互动效应、信息渠道效应及职业选择效应三个方面探讨了创业榜样对农民创业行为的影响机制,在学理上尤其是实证层面上推导和印证了相关结论,由此进一步丰富了创业榜样领域的研究内容。其次,本文首次使用具有全国代表性的微观调查数据(2017年和2019年中国家庭金融调查数据),该数据与乡村振兴和共同富裕政策在时间维度上是一致的,基于该数据库的分析不仅能够弥补已有研究结论无法推广至全国的不足,而且能够更清晰地呈现创业榜样对农民创业的异质性影响,因而有助于为相关部门制定乡村振兴与共同富裕的各项配套政策提供更有针对性的参考。最后,本文拓展和延伸了乡村振兴与共同富裕背景下农民创业行为的研究内容,为充分调动创业榜样的示范效应与农民创业者的学习效应,以及在农村推动先富带后富最终实现乡村振兴与共同富裕的双重目标,提供了更为扎实的理论支撑。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

迄今为止,尽管国内关于创业榜样影响农民创业的文献并不多见,但是一些学者围绕该

①《习近平总书记点赞先进典型和模范》,载于求是网,http://www.qstheory.cn/zhuanqu/2021-03/06/c_1127177266.htm。

主题的确开展了颇具参考价值的探索性研究。蒋剑勇和郭红东(2012)、蒋剑勇等(2014)基于2011年浙江大学农经专业研究生和该校“三农协会”中来自农村的学生(随机抽取17个省/市的200名学生)在其老家随机抽取5位非创业农民和2-3位创业农民的问卷调查(样本数量不到700个),重点研究社会网络(创业榜样只作为社会网络的组成部分)、创业氛围对农民创业意向或创业决策的影响,遗憾的是他们的研究并没有深入探讨创业榜样的影响机制。朱红根和康兰媛(2013)基于江西省2012年的抽样调查(样本数量为1716个)探讨金融环境、政策支持对农民创业意愿的影响,虽然该研究把创业榜样作为控制变量进行处理,但是同样忽视了对创业榜样影响机制的系统探究。李静等(2017)基于2014年北京市昌平、大兴等8个郊县的问卷调查(样本数量为300个)分析农民自我效能与创业事件的联系,创业榜样在该研究中仅作为调节变量在二者的联系中产生调节效应。许昆鹏和任国章(2017)在2017年3月至4月间对河南省信阳市浉河区谭家河乡和湖北省安陆市木梓乡两地的30名创业者进行实地访谈,并基于扎根理论探索农村创业榜样带动当地农民创业的内在机理,然而,该研究成果更多地是从管理学维度剖析相关问题,缺乏经济学视角的系统研究。可见,近些年来学界关于创业榜样对农民创业影响的研究成果并不多,所采用的数据样本也仅限于特定区域,而且均未剖析前者对后者的作用机理。值得注意的是,以上研究开展的时间跨度集中在2011—2017年4月之间。显然,相关成果均出现在2017年10月18日党的十九大报告首次提出乡村振兴战略之前,因此无法真实刻画这一巨大利好政策对二者及其相互关系的影响,这就给本文研究留下了较大的探讨空间。

(二) 理论分析与假说提出

创业榜样对个体创业的影响效应可以用社会学习理论(Bandura,1977)来解释。该理论认为,个人被众多榜样所吸引,这些榜样可以通过示范效应影响和帮助个体学习新的任务和技能,促进他们进一步提高自己(Gibson,2004),同时个人在社会环境中通过观察学习他们熟悉的榜样,期望将来能够从事相似的行业(项目)或在自己的专长方面作出贡献。

在相对封闭的中国式农民社会,农民有着强烈的乡土情结,且存在紧密的亲缘、血缘、地缘的“强关系”的社会网络(王春超、袁伟,2016),农民群体可能已经形成了特有的行为与决策经验法则,即在诸多不确定性下作出决策时,为了尽可能节约获得必要信息的成本,观察与学习、借鉴与模仿可能是最佳的行事方式。农民群体之间互动频繁,彼此了解,很容易获悉他人创业成功的信息,尤其青睐成功的正面影响,并希望通过复制创业榜样的经验取得成功。Gibson(2004)基于距离维度将创业榜样分成“近距离”型与“远距离”型,“近距离”型创业榜样是指与潜在创业者具有直接联系和经常互动的创业榜样,也即往往意味着是身边的熟悉人物。根据Gibson(2004)的观点,农民创业榜样应该属于“近距离”型创业榜样,其示范效应发挥着更加重要的作用,农民潜在创业者也能够通过“临渊羡鱼”,近距离观察和学习创业榜样。蒋剑勇和郭红东(2012)、蒋剑勇等(2014)提出,身处在特定社会网络的农民社会中,创业榜样往往是家人、亲戚、朋友或熟悉的邻居,创业榜样的存在使农民感觉到自身与他们具有诸多相似性,从而产生能力匹配的自信感。另外,地域邻近的创业榜样也能为他们提供更多观摩学习的机会,便于“手把手”地“言传身教”,由此,农民通过学习效应积累了创

业知识,提升了创业技能,增强了创业信心,降低了未来可能面临的不确定性和对失败的恐惧感(Wyrwich et al.,2016),将创业视为一种有吸引力的职业选择,并尽快投入到自身的创业项目中,起到“退而结网”的效果。由此,本文提出假说 H1:

H1:创业榜样能够提高农民创业行为的概率。

已有文献表明,人力资本和物质资本均对创业产生显著的影响(何婧、李庆海,2019;王杰、蔡志坚,2022)。何婧和李庆海(2019)发现数字金融使用对具有较低人力资本、物质资本的农户创业影响更大。王杰和蔡志坚(2022)提出物质资本越丰富,农户所能分配到创业活动上的资源会越多。因此,身处“强关系”社会网络中且拥有不同人力资本和物质资本的农民个体,在创业榜样的示范作用下,可能会萌生不一样的个人职业选择,从而导致创业榜样的驱动作用存在差异。由此,本文提出假说 H2:

H2a:创业榜样对于拥有不同人力资本的农民创业行为的影响效应存在异质性。

H2b:创业榜样对于拥有不同物质资本的农民创业行为的影响效应存在异质性。

鉴于农民社会的社会网络是紧密的亲缘、血缘、地缘的“强关系”社会网络,本文通过对“发送者-接收者”互动模型(Wyrwich et al.,2016)的改进,试图管窥创业榜样对农民创业跟进者(亦即潜在创业者)产生影响的基本路径,详见图 1。发送者是创业榜样,接收者是潜在创业者。首先,在以亲缘、血缘、地缘为纽带的“强关系”社会网络中,农民之间信息对称,关系密切,即创业榜样与潜在创业者频繁互动,彼此间社会网络紧密度明显提高。由于社会资本是通过互动创造的社会关系的结果(McKeever et al.,2014),而社会资本是农民创业的关键性因素(龙子泉等,2018),因此潜在创业者通过与创业榜样广泛交流,有利于该群体积累社会资本从而开展创业活动。其次,创业榜样(发送者)向潜在创业者(接收者)至少传递两个信号:一是创业的知识和资讯,二是创业的收益和成就。潜在创业者和创业榜样共享相同的“强关系”社会网络,他们具有一致的风俗习惯和行为规范。根据社会学习理论(Bandura,1977),潜在创业者能够零距离接触创业榜样和接收到他们的创业信息并向其学习,从而减少开启创业活动的感知风险。农民创业者通过与创业榜样的亲密互动,获得创业榜样提供的指导和帮助,同时通过吸收创业榜样传递的有价值的创业信息以及学会的知识技能,潜在创业者的自主创业信心进一步强化,从而影响该群体的择业决策,推动该群体尽早开展创业活动。由此,本文提出假说 H3:

H3a:创业榜样通过加强与农民潜在创业者的社会互动,从而促进该群体开展创业活动。

H3b:创业榜样通过传递创业信息给农民潜在创业者,从而促进该群体开展创业活动。

H3c:创业榜样通过影响农民潜在创业者的职业选择,从而促进该群体开展创业活动。

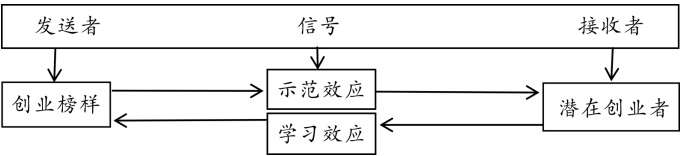


图 1 改进后的“发送者-接收者”互动模型

三、数据与变量

(一) 数据说明

与乡村振兴和共同富裕政策的时间维度保持一致,我们使用 2017 年和 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)的数据。本文主要采用 2019 年 CHFS 的数据,选择户口性质为农业户口,排除了 16 岁以下和 65 岁以上的个人样本。另外,剔除了同时在 2017 年和 2019 年创业的相同的个人样本(包括雇主和自营劳动者样本)以及 2019 年农民创业的缺失样本与家庭消费小于零的个人样本。经过上述处理,最终得到 21 776 个农民样本,分布在 29 个省(自治区、直辖市)、216 个地级市和 280 个县级地区之中^①。

(二) 变量确定

1. 被解释变量

2019 年农民从事工商业创业活动(以下简称农民创业)是本文的被解释变量,参考已有文献的通常做法,根据 2019 年 CHFS 问卷受访者对就业身份类别一题的回答,对该个体是否开展创业活动进行确定。若受访者就业身份为“雇主”或“自营劳动者”,赋值为 1,即认定为创业者;其他回答则赋值为 0,即视为未自主创业。

2. 核心解释变量

2017 年创业榜样(以下简称创业榜样)是本文的核心解释变量。创业榜样的界定一直以来没有明确的衡量标准,蒋剑勇和郭红东(2012)、蒋剑勇等(2014)、李静等(2017)、许昆鹏和任国章(2017)提出,父母、其他家族成员、好朋友拥有自己的企业能够起到榜样作用的即可被视作创业榜样。后来,学者们认为,创业榜样是成功的微型企业家(Lafortune et al., 2018),或拥有可行的商业理念,并管理一家具有行业特定的最小高效规模的公司(Wyrwich et al., 2016)。根据 CHFS 问卷,雇主是自负盈亏或与合伙人共负盈亏,具有企业经营决策权,并且雇佣了他人的经营者,“雇主”型创业的规模更大,开设门槛较高;而自营劳动者则是未雇佣其他人的经营者,其启动资金“门槛”更低。因此,雇主应该符合 Wyrwich 等(2016)、Lafortune 等(2018)对创业榜样的衡量标准。鉴于此,本文采用 2017 年农民雇主作为创业榜样的代理变量,从 2017 年 CHFS 问卷中筛选出户口是农民且同时存在雇主创业行为的样本,将创业榜样人数统计到县级层面,最终得到 2017 年创业榜样人数为 1 633 人。

3. 控制变量

参考已有文献(Démurger and Xu, 2011; 谢勇、杨倩, 2020; 苏岚岚、孔荣, 2020; 王杰、蔡志坚, 2022),本文的控制变量具体如下:(1)个体特征变量,比如性别、婚姻、健康、年龄、年龄平方、教育^②、风险偏好;(2)家庭特征变量,比如家庭规模、家庭资产;(3)创业氛围;(4)城市

^①本文使用的数据不包括中国台湾、香港特别行政区、澳门特别行政区、西藏自治区和新疆维吾尔自治区的数据。

^②根据中国目前各教育阶段的教育年限,本文将问卷中的文化程度转化为受教育年限:小学为 6 年,初中为 9 年,高中为 12 年,中专/职高为 14 年,大专/高职为 15 年,大学本科为 16 年,硕士研究生为 19 年,博士研究生为 22 年。

固定效应。

表 1 描述了主要变量的基本定义和基本统计特性。

表 1 主要变量定义及其统计特性

变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
农民创业	创业为 1;其余为 0	21 776	0.070	0.260	0	1	CHFS2019
创业榜样(对数)	雇主(县级统计)	21 776	1.720	0.630	0.690	3.300	CHFS2017
性别	男性为 1;女性为 0	21 776	0.550	0.500	0	1	CHFS2019
年龄	周岁(年)	21 776	44.735	12.449	18	65	CHFS2019
年龄平方	年龄平方(年)/100	21 776	21.562	10.886	3.240	42.250	CHFS2019
教育	受教育年限(年)	21 720	8.600	3.770	0	22	CHFS2019
婚姻	已婚为 1,其余为 0	21 772	0.840	0.360	0	1	CHFS2019
健康	非常不好 = 1; 不好 = 2; 一般 = 3; 好 = 4; 非常好 = 5	21 774	3.460	0.970	1	5	CHFS2019
风险偏好	您愿意选择哪种投资项目? (风险从低到高依次 1-6)	21 772	2.350	1.160	1	6	CHFS2019
家庭规模(对数)	家庭人口(人)	21 776	1.570	0.340	0.690	2.770	CHFS2019
家庭资产(对数)	家庭资产(万元)	21 776	3.420	1.260	0	12.255	CHFS2019
创业氛围	非农户口创业人口占该县人口的比重	21 776	0.020	0.020	0	0.120	CHFS2019

注:对数形式是 ln(1+原始数据)。

四、实证策略与实证结果

(一) 模型设定

本文首先实证考察创业榜样对农民创业行为的影响,然后使用工具变量缓解遗漏变量可能引起的内生性问题。因此,建立如下的线性概率模型(LPM)(Yu et al., 2017;何婧、李庆海, 2019)进行回归分析:

$$entrship_{i2019} = \alpha + \beta sum_{j2017} + \theta C_{i2019} + \eta CI_{q2019} + \mu_{i2019} \tag{1}$$

(1)式中:变量的下标*i*、*j*和*q*分别表示个体、县级和城市;*entrship*_{*i*2019}是一个二元变量,表示2019年农民个体是否创业(1:创业;0:未创业);*sum*_{*j*2017}表示该个体所在县2017年农民创业榜样人数,*C*_{*i*2019}表示2019年农民个体特征、家庭特征以及创业氛围的变量,*CI*_{*q*2019}表示城市固定效应,*μ*_{*i*2019}为随机干扰项。

(二) 基准回归结果分析

表 2 是基准回归结果,第(1)列是仅控制城市固定效应的回归结果,第(2)—(4)列是逐步加入个体特征、家庭特征与创业氛围变量后的回归结果。显然,创业榜样提高了农民创业行为的概率,其估计系数为 0.065,在 1%的水平上显著,具有统计意义。标准化的“Beta”系数为 0.160,即创业榜样平均增加 1 个标准差,农民的创业概率就相应增加 0.160 个标准差,具有显著的经济意义,说明在乡村振兴与共同富裕的背景下,创业榜样的示范效应显著正向驱动农民创业,农民通过观察学习创业榜样进而开展创业活动,显然是一个“临渊羡鱼”和“退而结网”二者兼得的过程。因此,假说 H1 得到验证。

表 2	基准回归结果			
	(1)	(2)	(3)	(4)
创业榜样	0.072 ^{***} (0.016)	0.072 ^{***} (0.015)	0.070 ^{***} (0.014)	0.065 ^{***} (0.014)
性别		0.024 ^{***} (0.004)	0.028 ^{***} (0.004)	0.028 ^{***} (0.004)
年龄		0.010 ^{***} (0.001)	0.008 ^{***} (0.001)	0.008 ^{***} (0.001)
年龄平方		-0.012 ^{***} (0.001)	-0.011 ^{***} (0.001)	-0.011 ^{***} (0.001)
教育		0.001 [*] (0.001)	-0.001 ^{**} (0.001)	-0.001 ^{**} (0.001)
婚姻		0.036 ^{***} (0.006)	0.030 ^{***} (0.006)	0.029 ^{***} (0.006)
健康		0.010 ^{***} (0.002)	0.004 [*] (0.002)	0.004 [*] (0.002)
风险偏好		0.008 ^{***} (0.002)	0.004 ^{**} (0.002)	0.004 ^{**} (0.002)
家庭规模			-0.020 ^{**} (0.008)	-0.018 ^{**} (0.008)
家庭资产			0.034 ^{***} (0.002)	0.034 ^{***} (0.002)
创业氛围				0.604 ^{**} (0.297)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	21 776	21 710	21 710	21 710
Adjusted R ²	0.040	0.055	0.075	0.075
Standardized “Beta”	0.177	0.176	0.173	0.160
Selection ratio				8.946

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著性水平上显著；括号内为聚类到县级的稳健标准误。下同。

(三) 稳健性检验

1. 内生性问题

在基准回归中,创业榜样对农民创业产生正向影响,但仍然可能存在由遗漏变量带来的内生性问题,核心解释变量的估计系数可能是有偏的。故在下文中,我们将通过两种策略缓解遗漏变量问题。

(1) 利用对可观测变量的选择来评估源自不可观测变量的偏差

我们参考 Altonji 等(2005)的方法,计算出并在表 2 报告的 Selection ratio 为 8.946。因此,倘若要将整个 OLS 估计值归因于选择效应,对不可观测变量的选择则必须至少是对可观测变量选择的 8.946 倍以上。显然,该结果足以说明创业榜样的估计效应不太可能是完全由不可观察到的因素所驱动的。

(2) 工具变量法

① 工具变量回归与工具变量的排他性检验

借鉴徐超等(2017)的思路,本文采用参与经营的氛围作为工具变量进行回归分析。参与经营的氛围使用 2017 年农民创业项目参与经营管理的家庭成员人数占该县农民人口的

比重进行测度。首先,我们认为,参与经营的氛围会影响当年农民创业项目的成功,两者具有相关性。同时,参与经营的氛围是相对更为宏观的变量,受创业榜样个体的影响甚微。通过工具变量开展两阶段最小二乘法,结果详见表 3。

表 3 IV-2SLS、工具变量排他性检验与证伪检验结果

	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	排他性检验(简约式)		城镇居民创业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工具变量	2.601 ^{***} (0.443)		0.209 ^{***} (0.064)	0.053 (0.070)		0.037 (0.053)
创业榜样		0.082 ^{***} (0.027)		0.060 ^{***} (0.016)	0.000 (0.006)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	21 710	21 710	21 710	21 710	12 941	12 941
Adjusted R ²		0.030	0.073	0.075	0.061	0.061
F 值	17.63					

注:控制变量包含个体特征变量、家庭特征变量和创业氛围变量,下同;第(5)和(6)列中控制变量中的创业氛围变量使用“农民创业人口占本县人口的比重”进行测度。

表 3 第(1)列是第一阶段回归结果,工具变量估计系数在 1%水平上显著,说明工具变量与创业榜样存在显著的相关性,第一阶段联合检验的 F 值为 17.63,大于 10,排斥了弱工具变量的可能性。

其次,工具变量还须满足排他性约束。我们认为,除了通过影响创业榜样这一渠道外,参与经营的氛围对农民创业还有两条可能的作用路径。其一是参与经营的氛围对非农居民创业可能会产生作用,而非农居民创业可能会影响农民群体的创业行为,进而对他们的创业选择产生从众心理作用。但是,由于模型中早已添加了创业氛围(非农户口创业人口占该县人口的比重)作为控制变量,所以在保持非农居民创业状态不变的情况下,能够有效截断这一作用路径。其二是参与经营的氛围也可能通过管理经验、羊群效应等渠道影响农民的创业选择。为了检验这一作用路径是否存在,我们参考 Acemoglu 等(2001)、方颖和赵扬(2011)的方法,对工具变量进行排他性检验,检验结果详见表 3。表中第(3)列的回归结果报告了工具变量显著正向影响农民创业,当第(4)列在第(3)列的基础上纳入核心解释变量——创业榜样后,工具变量变得不再显著。由此,工具变量的排他性约束得以满足,表明工具变量对农民创业的影响效应只有通过作用于创业榜样的示范效应方可实现。

表 3 第(2)列报告了 2SLS 第二阶段回归结果,创业榜样的回归系数为 0.082,在 1%的水平上显著,比基准回归结果的 0.065 大 0.017,印证了此前我们对基准回归结果有偏的判断,回归结果进一步支持了创业榜样有助于农民创业的结论。

②工具变量的证伪检验

根据表 3 第(3)列和第(4)列的结果,我们发现工具变量正向影响农民创业,创业榜样是影响农民创业的唯一渠道,工具变量只能通过创业榜样影响农民创业。如果此结论正确,那么在城镇居民(这部分群体主要以非农居民为主)中,若存在创业行为的话,该群体应该不会受到创业榜样的影响而从事创业;若不存在创业榜样对城镇居民创业这个影响路径,工具变量也不可能影响城镇居民创业。为了评估工具变量的有效性,我们参考 Nunn 和 Wantchekon(2011)的方法,进行了如下证伪检验,采用城镇居民创业分别对创业榜样和工具

变量进行回归,①表 3 中第(5)列创业榜样和第(6)列工具变量的回归结果均不显著,表明二者对城镇居民创业均无显著影响。据此,我们有理由相信该工具变量只能通过创业榜样影响农民创业,其有效性得到进一步证明。

2.其他稳健性检验

(1)替换核心解释变量

为了避免研究中指标选取可能产生的偏误,本文将核心解释变量用创业榜样在农民创业群体中的占比②进行替换,并重新进行回归分析。表 4 第(1)列的估计结果显示,新的核心解释变量仍正向驱动农民创业。

(2)剔除北京、天津、上海的样本

由于北京、天津、上海的农民比例很低,在本文样本中拥有农业户口的居民只占总样本的 2.9%左右。因此,我们按照 Yu 等(2017)的思路,排除以上三个直辖市的样本,重新进行回归分析,结果详见表 4 第(2)列,创业榜样同样正向影响农民创业。

(3)替换被解释变量

由于基准模型中被解释变量的选择是基于个体数据的筛选和统计,为了避免样本选择的偶然性,我们使用 2019 年 CHFS 数据中的家庭创业③来替换现有被解释变量(曹宗平,2021),并重新建立回归模型,表 4 第(3)列显示了替换被解释变量后的估计结果,创业榜样对农民自主创业与家庭创业的影响没有显著差异。

表 4 其他稳健性检验结果

	替换核心解释变量	删除北京、天津、上海的样本	家庭创业
	(1)	(2)	(3)
创业榜样占比	0.093* (0.054)		
创业榜样		0.072*** (0.015)	0.091*** (0.020)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
观测值	21 710	21 082	8 428
Adjusted R ²	0.073	0.077	0.106

(四)异质性分析

1.按人力资本划分

农民人力资本水平与学历相关,该群体受教育年限的多寡决定了其对创业的差异化理解与多元化要求。为此,我们采用受教育年限(周广肃、李力行,2016)作为人力资本的代理变量并构建人力资本的虚拟变量,统计出样本中受教育年限的中位数是 9 年,对应的学历为初中学历,将初中(含)学历以下农民样本归为低人力资本组,取值为 0;将初中学历以上农民样本归为高人力资本组,取值为 1;并在模型中加入人力资本与创业榜样的交互项进行重

①本文样本中城镇居民创业的县级地区比农民创业的县级地区少两个。按照前文的方法进行数据筛选,根据之前选定的 278 个县,从中筛选出户口为非农户口的城镇居民是否创业的观测值 12 980 个。

②该变量使用“2017 年创业榜样人数占 2017 年创业农民人数的比重”进行测度。

③根据 2019 年农民受访者家庭是否从事工商业生产经营项目(包括个体户、网店、租赁、经营公司企业等)定义家庭创业。

新回归分析,结果见表 5 第(1)列。创业榜样仍然促进农民创业,而交互项的估计系数在统计上并不显著,表明创业榜样对基于人力资本分组的农民创业的影响效果并没有统计上的差异。由此,假说 H2a 没有通过验证。

2.按物质资本划分

家庭资产是家庭基础性的物质资本,丰富的物质资本既能为农民开展创业活动提供启动资金,也能为创业项目的持续运营追加投资(王杰、蔡志坚,2022)。我们遵循王杰和蔡志坚(2022)的思路,采用家庭资产作为物质资本的代理变量,根据样本中农民家庭资产的中位数分为低物质资本组与高物质资本组并构建物质资本的虚拟变量(高物质资本组取值为 1,低物质资本组取值为 0),在模型中加入物质资本与创业榜样的交互项重新进行回归分析,结果见表 5 第(2)列。创业榜样仍然推动农民创业,交互项的估计系数在 10%的水平上显著为正,表明创业榜样对于拥有高物质资本农民创业的影响效果明显高于拥有低物质资本农民创业的影响效果。由此,假说 H2b 得到验证。

表 5 异质性分析

	(1)	(2)
创业榜样	0.066 *** (0.015)	0.057 *** (0.014)
人力资本	-0.003 (0.018)	
创业榜样×人力资本	-0.003 (0.010)	
物质资本		-0.021 (0.014)
创业榜样×物质资本		0.014 * (0.008)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
观测值	21 710	21 710
Adjusted R ²	0.075	0.075

五、机制分析

(一)社会互动效应

社会互动对创业可能产生重要影响(马光荣、杨恩艳,2011;胡金焱、张博,2014)。首先,基于地缘、亲缘、血缘关系形成的“强关系”网络,农民频繁的社会互动有利于积累社会资本,后者对创业具有十分重要的作用(龙子泉等,2018)。其次,社会互动会进一步强化创业榜样的示范效应,即放大创业榜样影响农民创业行为的作用效果。因此,创业榜样影响农民创业的一个可能的机制便是在创业榜样示范效应作用下提升了与潜在创业者的互动频率(Yin et al.,2021)。借鉴马光荣和杨恩艳(2011)、胡金焱和张博(2014)的方法,我们选取“家庭逢年过节现金和非现金支出”作为社会互动的代理变量,并加入逢年过节支出与创业榜样的交互项后重新进行回归,结果见表 6 第(1)列。创业榜样同样促进农民创业,交互项的估计系数在 10%的水平上显著为正,表明创业榜样提高了与潜在创业者的社会互动频率,促进了该群体的创业行为。因此,假说 H3a 得到验证。

表 6 机制检验:社会互动效应与信息渠道效应

	(1)	(2)	(3)
创业榜样	0.060 ^{***} (0.014)	0.060 ^{***} (0.014)	0.054 ^{***} (0.014)
逢年过节支出	-0.023 (0.029)		
创业榜样×逢年过节支出	0.027 [*] (0.016)		
伙食支出(含在外就餐)		0.061 (0.079)	
创业榜样×伙食支出(含在外就餐)		0.075 [*] (0.044)	
通讯网络支出			-0.370 (0.314)
创业榜样×通讯网络支出			0.490 ^{**} (0.205)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
观测值	21 710	21 018	20 951
Adjusted R ²	0.076	0.081	0.076

(二) 信息渠道效应

社会网络既能帮助创业者获取稀缺资源、情感和精神支持,还能通过社交活动等形式增强成员间的交流和沟通,帮助创业者接触并获取丰富的信息和知识,进而推动创业(Ardichvili et al.,2003)。因此,创业榜样影响农民创业的另一个可能的机制便是创业榜样与潜在创业者的社会互动促进了后者对创业知识的学习以及对创业信息和资源的获取。沿着 Afandi 等(2017)的思路,潜在创业者与亲戚和朋友见面的频率,即双方的见面交流可能会增加潜在创业者家庭的经常性消费支出。已有研究证实,中国是一个典型的人情社会,亲友之间交流沟通、分享信息的重要途径之一便是“饭局”,在外就餐费用越高意味着亲友之间交流互动、共享信息的机会越多,获取有价值的信息也越多(张博等,2015;蔡栋梁等,2018),因此,我们选取“去年家庭平均伙食费支出(含在外就餐)”来衡量创业信息获取情况。同时,除了聚餐时当面沟通获取创业资讯外,线上交流也是收集创业信息的重要手段,我们选用“家庭去年平均通讯网络费用”作为创业信息获取情况的代理变量。在模型中分别加入伙食支出(含在外就餐)、通信网络支出与创业榜样的交互项并重新进行回归,表 6 第(2)列为加入了伙食支出(含在外就餐)与创业榜样的交互项后重新回归的结果,创业榜样的估计系数在 1%的水平上显著为正,伙食支出(含在外就餐)与创业榜样的交互项为正向并在 10%水平上显著,表明农民外出就餐支出越大,越有利于捕获创业信息和商机;第(3)列为加入了通信网络支出与创业榜样的交互项后重新回归的结果,创业榜样的估计系数同样在 1%水平上显著为正,通信网络支出与创业榜样的交互项为正向并在 5%水平上显著,表明农民通信网络支出愈大,线上互动交流愈频繁,愈加有利于积累创业知识,获取创业资源,从而促进其创业。因此,假说 H3b 得到验证。

(三) 职业选择效应

虽然创业榜样提高了农民创业行为的概率,但是就职业选择而言,创业榜样对农民从事雇佣劳动或务农到“雇主”型创业或“自雇”型创业转变的影响尚待进一步分析。我们沿着周广肃和李力行(2016)的思路,将样本中的创业类型细分为“雇主”和“自雇”两种类型(“自

雇”创业者为自营劳动者),并分别与从事雇佣劳动和务农进行对比考察^①。参考周广肃和李力行(2016)的方法,我们删除农民工作性质中家庭帮工的样本,只保留受雇于他人或单位(签订正规劳动合同)、临时性工作(有工作单位但没有签订正规劳动合同)的雇佣劳动的样本和务农的样本与雇主和自营劳动者(自雇)的创业样本并重新进行回归分析,结果见表 7。在第(1)—(2)列中,我们去掉“自雇”的样本,分别比较“雇主”与“雇佣劳动”这两种选择的决定因素以及“雇主”与“务农”这两种选择的决定因素。在第(3)—(4)列中,我们去掉“雇主”的样本,分别比较“自雇”与“雇佣劳动”这两种选择的决定因素以及“自雇”与“务农”这两种选择的决定因素。显然,基于“雇主”型创业角度,创业榜样仅对农民从务农到雇主的职业选择产生正向影响,对农民从雇佣劳动到雇主职业选择的影响虽为正向但并不显著;而基于“自雇”型创业角度,创业榜样无论对农民从务农到自雇的职业选择还是从雇佣劳动到自雇的职业选择均产生正向影响,且在 1%水平上显著。因此,假说 H3c 得到验证。

表 7	机制检验:职业选择效应			
	雇主 vs. 雇佣劳动	雇主 vs. 务农	自雇 vs. 雇佣劳动	自雇 vs. 务农
	(1)	(2)	(3)	(4)
创业榜样	0.007 (0.008)	0.033 * (0.018)	0.067 *** (0.017)	0.147 *** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	11 082	9 162	12 198	10 278
Adjusted R ²	0.049	0.287	0.068	0.316

六、结论与政策建议

(一) 结论

本文研究乡村振兴与共同富裕背景下的农民创业问题,使用 2017 年和 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据,考察了 2017 年创业榜样对 2019 年农民创业活动的影响。研究发现:首先,2017 年创业榜样提高了 2019 年农民自主创业的概率,在统计和经济上都具有显著意义,体现了先富带后富帮后富以及促进共同富裕的思想。其次,在经过内生性处理及其他稳健性检验后,该结论仍然保持显著。再次,机制分析表明,创业榜样的影响效果主要体现在提高了与农民潜在创业者的社会互动频率,促进了该群体对创业信息和资源的获取,引导该群体的职业选择,从而推动农民的创业活动。最后,创业榜样对拥有不同人力资本农民创业的影响效应并无显著差异,而对拥有高物质资本农民创业的影响效应更为显著。

(二) 政策建议

在拥有独特社会网络的农民社会,农民创业具有“临渊羡鱼”与“退而结网”的双重优势,并对振兴乡村产业、发展农业经济、带动农民增收等诸多方面均起到重要作用。因此,基于乡村振兴与共同富裕的背景,鼓励和引导农民积极开展创业活动,对促进和繁荣农村经济社会发展与实现共同富裕意义重大。

1. 树立创业榜样带动农民创业,推动先富帮助后富。在农民群体中,创业榜样大都是身

^①样本中农民的工作性质还有小部分为家庭帮工,但是只有 351 个样本,占比仅有 1.61%,样本量太小可能不能反映客观结果,故在本部分的分析中删除了家庭帮工的样本,主要考虑创业榜样对农民从事雇佣劳动或者务农到“雇主”型创业或者“自雇”型创业转变的影响。

边熟悉的亲朋好友等关系紧密的人群,为此,应该积极宣传辛勤劳动、合法经营、敢于创业的致富带头人,树立创业榜样,有效激活放大羊群效应。广泛传播创业榜样的创业思路、创业项目、创业绩效等事迹,强调先富带后富帮后富的思想,引导更多农民产生创业意愿,并协助他们评估创业机会、制定创业决策、落实创业帮扶、实施创业计划,通过营造浓厚创业氛围激发农民创业积极性和主动性,促进乡村经济繁荣兴盛。

2.结合特定农民群体开展针对性指导,提高创业效果。鉴于物质资本较为殷实的农民是受创业榜样影响更为显著的群体,也是农村创业的主力军,各部门应考虑针对此类群体定期邀请当地创业榜样开设专题讲座,为其进行创业培训和辅导,开展适合农民创业的知识技能和新职业新业态培训,提高他们在经营、管理、心理等方面的综合素质,增强其参与竞争和驾驭市场的应变能力,提高其创业风险防范意识和能力,协助他们推进创业活动顺利开展。

3.针对农民创业所需精准施策,搭建多元合作平台载体。政府部门应积极出台改善地方创业环境、减免税收、提供融资便利等配套政策,建立和完善创业支持服务体系,开展政策、融资、法律、财务、风控等专业化服务,建设一批众创空间和“星创天地”,进一步降低创业门槛,强化农民创业的信心和能力。同时,积极推进各类创业园建设,落实各项扶持政策,引导农民创业项目进入创业园集中发展,实现生产、生活与生态效益的和谐统一。

参考文献:

- 1.蔡栋梁、邱黎源、孟晓雨、马双,2018:《流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究》,《管理世界》第 9 期。
- 2.曹宗平,2021:《农民工返乡创业风险的衍生机理与治理研究——基于从众效应与风险识别能力维度》,《广东社会科学》第 3 期。
- 3.陈友华、孙永健,2022:《共同富裕:现实问题与路径选择》,《东南大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期。
- 4.方颖、赵扬,2011:《寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献》,《经济研究》第 5 期。
- 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。
- 6.胡金焱、张博,2014:《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》,《金融研究》第 10 期。
- 7.蒋剑勇、郭红东,2012:《创业氛围、社会网络和农民创业意向》,《中国农村观察》第 2 期。
- 8.蒋剑勇、钱文荣、郭红东,2014:《社会网络、先前经验与农民创业决策》,《农业技术经济》第 2 期。
- 9.李海舰、杜爽,2021:《推进共同富裕若干问题探析》,《改革》第 12 期。
- 10.李静、谢靖屿、林嵩,2017:《榜样会触发个体创业吗?基于农民样本的创业事件研究》,《管理评论》第 3 期。
- 11.龙子泉、徐一鸣、周玉琴、范如国,2018:《社会资本视角下小型农田水利设施管护效果——湖北省当阳市两个农民用水户协会案例研究》,《中国农村观察》第 2 期。
- 12.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。
- 13.宋冬林、田广辉、徐英东,2022:《数字金融改善了收入不平等状况吗?——基于创业的收入与就业效应研究》,《兰州大学学报(社会科学版)》第 3 期。
- 14.苏岚岚、孔荣,2020:《农地流转促进农民创业决策了吗?——基于三省 1947 户农户调查数据的实证》,《经济评论》第 3 期。
- 15.王春超、袁伟,2016:《社会网络、风险分担与农户储蓄率》,《中国农村经济》第 3 期。
- 16.王杰、蔡志坚,2022:《风险规避、数字技术使用与农村家庭创业行为》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
- 17.王永仓、王小华,2022:《数字普惠金融的农民增收效应及作用机制研究》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第 3 期。
- 18.谢勇、杨倩,2020:《外出务工经历、创业行为与创业绩效》,《经济评论》第 1 期。
- 19.徐超、吴玲萍、孙文平,2017:《外出务工经历、社会资本与返乡农民工创业——来自 CHIPS 数据的证据》,《财经研究》第 12 期。
- 20.许昆鹏、任国章,2017:《农村创业榜样如何带动创业——基于扎根理论的关键维度识别》,《农村经济》第 11 期。
- 21.张博、胡金焱、范辰辰,2015:《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》,《经济评论》第 2 期。

22. 钟甫宁、罗必良、吴国宝、左停、习银生、赵文, 2022:《“加快推进乡村振兴、扎实推动共同富裕”主题笔谈》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
23. 周广肃、李力行, 2016:《养老保险是否促进了农村创业》,《世界经济》第11期。
24. 朱红根、康兰媛, 2013:《金融环境、政策支持与农民创业意愿》,《中国农村观察》第5期。
25. Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson. 2001. “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation.” *American Economic Review* 91(5): 1369–1401.
26. Afandi, E., M. Kermani, and F. Mammadov. 2017. “Social Capital and Entrepreneurial Process.” *International Entrepreneurship and Management Journal* 13: 685–716.
27. Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber. 2005. “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools.” *Journal of Political Economy* 113(1): 151–184.
28. Ardichvili, A., R. Cardozo, and S. Ray. 2003. “A Theory of Entrepreneurial Opportunity Identification and Development.” *Journal of Business Venturing* 18(1): 105–123.
29. Bandura, A. 1977. *Social Learning Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
30. Démurger, S., and H. Xu. 2011. “Return Migrants: The Rise of New Entrepreneurs in Rural China.” *World Development* 39(10): 1847–1861.
31. Gibson, D. E. 2004. “Role Models in Career Development: New Directions for Theory and Research.” *Journal of Vocational Behavior* 65(1): 134–156.
32. Lafortune, J., J. Riutort, and J. Tessada. 2018. “Role Models or Individual Consulting: The Impact of Personalizing Micro-entrepreneurship Training.” *American Economic Journal: Applied Economics* 10(4): 222–245.
33. McKeever, E., A. Anderson, and S. Jack. 2014. “Entrepreneurship and Mutuality: Social Capital in Processes and Practices.” *Entrepreneurship and Regional Development* 26(5–6): 453–477.
34. Nunn, N., and L. Wantchekon. 2011. “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa.” *American Economic Review* 101(7): 3221–3252.
35. Wyrwich, M., M. Stuetzer, and R. Sternberg. 2016. “Entrepreneurial Role Models, Fear of Failure, and Institutional Approval of Entrepreneurship: A Tale of Two Regions.” *Small Business Economics* 46: 467–492.
36. Yin, Jiangbin, Xiaoyan Huang, Yunyun Dong, Min Zhao, and Weibao Tan. 2021. “Dual-Level Impact of Regional Context and Individual Attributes on Entrepreneurship among Return Migrants in China.” *Growth and Change* 52(2): 1099–1116.
37. Yu, Li, Xundong Yin, Xiang Zheng and Wenwei Li. 2017. “Lose to Win: Entrepreneurship of Returned Migrants in China.” *The Annals of Regional Science* 58: 341–374.

Farmer Entrepreneurship: Observation or Action? Based on the Background of Rural Revitalization and Common Prosperity

Cao Zongping, Lin Shuoyan, Huang Zishan and Hu Xinchun

(School of Economics and Management, South China Normal University)

Abstract: Based on rural revitalization and common prosperity background, this paper finds that entrepreneurial role models in 2017 have promoted entrepreneurial behaviours of farmer potential entrepreneurs in 2019 by using 2017 and 2019 China Household Finance Survey (CHFS) data. The result has striking economic significance, and this conclusion remains significantly valid after endogenous processing and multiple robustness checks. Social interaction effect, information channel effect and career choice effect are the mechanisms of entrepreneurial role models influencing farmer entrepreneurship. The paper also finds that there is no significant difference in the demonstration effect of entrepreneurial role models on potential entrepreneurs with different human capital, but the impact is more significant on the potential entrepreneurs with high material capital. By revealing the multi dimensional influence and the internal operating mechanism of entrepreneurial role models on farmer entrepreneurship, it undoubtedly opens up a new idea for understanding promoting rural revitalization, promoting the rich first and then driving others to get rich and finally achieving common prosperity.

Keywords: Entrepreneurial Role Models, Farmer Entrepreneurship, Rural Revitalization, Common Prosperity

JEL Classification: J21, M13

(责任编辑:陈永清)