

农村收入差距抑制了农户创业吗？*

——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析

尹志超¹ 刘泰星¹ 王晓全²

摘要：改革开放以来，中国农村内部收入差距呈现扩大态势，收入差距的扩大对农村家庭产生了深远影响。本文利用2012~2016年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，研究了农村收入差距对农户创业行为的影响及其作用机制。实证研究发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的概率，基尼系数每提高0.1单位，农户创业的概率下降1.45%，这一数值约为农村地区创业比例的21%，具有显著的经济意义。通过面板数据双向固定效应模型、滞后效应和工具变量法克服内生性问题后，结果仍然稳健。研究还发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的参与人数、经营规模、经营绩效和新创企业的概率，并显著提高了创业失败的可能性，增加了从事农业生产的人数和家庭成员外出打工的概率。机制分析发现，农村收入差距的扩大提升了农户面临流动性约束的概率并降低了农户的人力资本投资，从而抑制了农户创业。此外，异质性分析还发现，农村收入差距的扩大对低教育水平、中低收入阶层和中西部地区家庭产生了更显著的负向影响。本文的研究为全面认识农村创业的影响因素提供了新视角，对更好地推动“大众创业、万众创新”在农村的贯彻实施具有政策启示。

关键词：农村收入差距 农户创业 流动性约束 人力资本投资

中图分类号：F323 F276.3 **文献标识码：**A

一、引言

2017年第十二届全国人大五次会议的政府工作报告指出：“要健全农村‘双创’促进机制，培养更多新型职业农民，支持农民工返乡创业。”农村地区创业活动的开展，为农村居民提供了大量的就业机会和就业岗位，在一定程度上解决了失业和贫困问题，加快了农村发展进程（Saxena, 2012；郝朝

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“流动性约束与中国家庭金融行为”（编号：71373213）、青年北京学者项目、首都经济贸易大学重大项目培育计划的资助。感谢第五届全国金融学博士生学术论坛暨2020中国金融学博士生毕业意向交流会、第十届哈博·高校（经管）博士学术论坛、京津冀金融研究联盟2019年会暨京津冀金融发展论坛评论专家对本文的指导与建议，感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见。当然，文责自负。本文通讯作者：王晓全，电子邮箱：wangxq_163@163.com。

艳等, 2012), 成为实现乡村振兴的重要举措(陈和午等, 2018)。在中国农村, “吃饭靠种地, 花钱靠打工”的方式已不能满足农民的需求, 通过创业实现农民收入的增长和农村的经济发展已经成为必然选择(刘杰、郑风田, 2011)。

根据中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算, 2012年农户创业比例为7.55%, 2018年为7.49%, 并未呈现明显上升态势。这表明, 尽管受益于脱贫攻坚、乡村振兴等一系列扶持政策, 但农户的创业活力并没有因此而激发。作为促进农民就业、增收与发展问题的重要力量, 积极鼓励农户创业成为解决“三农问题”的关键切入点(李祎雯、张兵, 2018)。已有的研究从性别差异(Entwisle et al., 1995; Chitsike, 2000)、受教育水平(Kaushik et al., 2006; 朱明芬, 2010)、管理能力与创新精神(Stathopoulou et al., 2004; Cooke and Wills, 1999)、流动性约束(刘杰、郑风田, 2011; 翁辰、张兵, 2015; 蔡栋梁等, 2018)和社会网络(马光荣、杨恩艳, 2011; 胡金焱、张博, 2014)等个体和家庭特征角度对农户创业行为进行了解释。

除个体与家庭特征以外, 环境因素也可能会对个体创业决策产生重要影响, 有关外部创业环境的研究逐渐受到学者的关注(刘新智等, 2015)。那么, 何种环境特征会对农户创业产生显著影响? 现有研究可大致归纳为三方面: 第一, 自然地理环境视角, 如自然资源、气候环境、地形地貌(Stathopoulou et al., 2004)以及农村的地理位置(North and Smallbone, 2000); 第二, 社会环境视角, 如社会信任感与社会资本环境(Whiteley, 2000; Stathopoulou et al., 2004); 第三, 经济环境视角, 如农村地区的经济和金融服务环境(朱红根等, 2015)、基础设施条件(Fox and Porca, 2001; Dutta, 2015; 朱红根等, 2015)、政策和金融支持力度(郭军盈, 2006; 朱红根等, 2015)以及地区的经济发展水平(郭军盈, 2006; 刘杰、郑风田, 2011)等。

然而, 本文认为, 上述文献忽视了农村内部收入差距对农户创业行为的影响。改革开放以来, 中国农村内部收入差距急剧扩大(甄小鹏、凌晨, 2017)。中国社会科学院农村发展研究所2017年发布的《中国农村经济形势分析与预测(2016~2017)》绿皮书指出, 中国城乡居民收入差距正在缩小, 但农村内部收入差距却在逐步扩大, 农民之间的收入分配状况逐渐趋于复杂化(魏后凯、黄秉信, 2017)。农村收入差距的扩大可能会对农户创业产生多方面影响。第一, 农村收入差距的扩大可能会激发中低收入家庭的“相对剥夺感”和“物质渴求”心理, 增加其主动创业的可能性; 第二, 农村收入差距的扩大也可能表现为中低收入家庭的收入增长缓慢, 进而导致家庭有更大概率放弃当前的就业活动, 并被动开展创业活动; 第三, 农村收入差距的扩大还可能表现为中低收入家庭的收入增长放缓甚至呈现下降态势, 进而导致这部分家庭面临流动性约束概率的显著增加, 并影响家庭的人力资本投资活动, 导致其开展创业活动所需要的资金门槛(张龙耀、张海宁, 2013)和企业家能力(Evans and Jovanovic, 1989)无法达到要求, 而农村地区相对落后的金融发展体系无法为其创业提供有效的金融支持, 从而对这部分家庭的创业行为产生抑制作用。

本文利用2012~2016年中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据, 研究农村内部收入差距对农户创业行为的影响及其作用机制。研究发现, 农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的概率。为克服模型中可能存在的内生性问题, 本文通过双向固定效应模型、滞后效应和工具变量法进行了内生性处理,

结果仍然保持稳健。研究还发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的参与人数、经营规模、经营绩效，降低了农户新创企业的概率，并显著提高了创业失败的可能性，增加了家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出打工的概率。机制探究发现，农村收入差距的扩大提升了农户面临流动性约束的概率，并降低了农户进行人力资本投资的能力，从而抑制了农户创业。异质性分析显示，农村收入差距的扩大对低教育水平、中低收入阶层和中西部地区家庭产生了更显著的负向影响。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分是理论分析与文献综述，第三部分是数据来源、方法介绍及主要变量的描述性统计，第四部分是实证结果，第五部分进行机制探讨与异质性分析，最后是结论与启示。

二、理论分析与文献综述

关于收入差距对创业影响的研究主要呈现三种观点。第一种观点是“主动创业论”。该观点认为，收入差距的扩大改变了人们的相对地位，加剧“相对剥夺感”和社会层次分化（Wilkinson and Pickett, 2007；金烨等，2011；Mensah and Benedict, 2016），影响人们的“物质渴求”和嫉妒心理（Stutzer, 2004；Mensah and Benedict, 2016），从而有益于激发中低收入阶层创业的积极性（Stalker, 2013）。Galindo and Méndez（2014）的研究将收入差距因子引入创业决定方程式，为收入差距激发创业活力的理论观点提供了直接证据。就影响群体而言，由于低收入群体能够更准确地感知客观收入差距，并由此产生“相对剥夺感”（Wilkinson and Pickett, 2007；Xu and Garand, 2010），因而收入差距的扩大将导致低收入群体的创业精神被激发。Stalker（2013）的研究为此论断提供了经验证据，同时还发现，收入差距的扩大对中等收入群体也表现出相似但较弱的关系。与上述观点稍有不同的是，收入差距只有在越过拐点位置后，“物质渴求”心理与“相对剥夺感”才会被激发。比如，徐巧玲（2019）的研究指出，收入差距与“物质渴求”存在U型关系，当收入差距越过拐点位置后，才会刺激“物质渴求”心理，遮掩收入差距抑制创业的不利影响，导致非理性创业行为的发生。但也有学者认为，只有通过给予适当的社会补贴，并增加对低收入群体的技能培训，才能够将收入差距扩大带来的相对剥夺感有效地转化为低收入群体的创业活动（Mensah and Benedict, 2016）。

第二种观点是“被动创业论”。该观点认为，收入不平等的加剧，会导致低收入群体对其他收入来源感到失望，从而被动选择“必要性创业”（Lippmann et al., 2005）。全球创业型经济研究报告（GEM）指出，人们选择成为“雇员”是因为就业比创业更稳定，当被支付相对较低的工资时，会导致这部分群体被动从事创业活动。收入不平等的加剧，意味着报酬相对良好的工作岗位减少，优质就业机会的竞争力加大，劳动力市场的工资—技能错配加剧了失业问题。当缺乏可行的就业机会时，人们可能会选择开展被动型创业活动（Dyer, 1994；Evans and Leighton, 1989；Evans and Leighton, 1990）。

第三种观点是“创业抑制论”。该观点认为，收入差距的扩大削弱了中低收入阶层的物质资本投资和人力资本投资能力（Galor and Zeira, 1993；钞小静、沈坤荣, 2014），影响了中低收入阶层的财富积累速度和人力资本存量，导致其开展创业活动所需要的资金门槛（张龙耀、张海宁, 2013）和企业能力（Evans and Jovanovic, 1989）无法达到要求，从而抑制了创业活动的开展。而当金融约束存在

时，这一抑制效应会更加明显。在信贷市场非完善的背景下，初始禀赋将决定个体的职业选择，“穷人群体”被“富人阶层”雇佣（Banerjee and Newman, 1993）。收入差距扩大导致初始禀赋水平较低的群体无法进行物质资本和人力资本投资（Galor and Zeira, 1993；钞小静、沈坤荣，2014），从而抑制了这部分群体开展创业活动的可能性，而当信贷获取的门槛较高时，会进一步加剧收入差距对其开展创业活动所产生的负面影响（Banerjee and Newman, 1993）。

收入差距不仅存在于城乡之间，在农村内部，农户之间也存在显著的收入差距（程名望等，2015）。根据组织生态学理论，环境因素是决定企业创办的核心因素之一。由于中国城乡居民面临的自然、社会和经济环境等方面存在本质差异，因此，很有必要基于农村这一独特的“生态”环境对农户创业行为进行探讨（杨婵等，2017）。

改革开放以来，中国农村内部收入差距呈现出扩大的态势，对农村家庭的经济决策行为产生了深远影响。农村收入差距的扩大可能会对农户创业行为产生重要影响。第一，农村收入差距的扩大导致农村中低收入家庭的收入增长速度慢于高收入家庭，可能会激发中低收入家庭的“相对剥夺感”和“物质渴求”心理，进而提升其主动创业的概率。第二，农村收入差距的扩大可能表现为农村中低收入家庭的收入增长缓慢，进而导致家庭有更大概率放弃当前的就业活动，而开展被动型创业活动。第三，农村收入差距的扩大也可能表现为中低收入家庭的收入增长速度放缓甚至呈现下降态势，从而显著提升了其面临流动性约束的概率，并对其人力资本投资活动造成不利影响，使得开展创业活动所需要的资金门槛（张龙耀、张海宁，2013）和企业家能力（Evans and Jovanovic, 1989）无法达到要求，而农村地区相对落后的金融发展体系也无法有效地为其创业提供必要的金融支持，最终对这部分农村家庭的创业行为产生抑制作用。综上分析，从农户的经济决策行为与农村的经济发展现实来看，上述三种影响效应均可能存在，究竟何种效应会在农户创业决策中占据主导地位需要通过实证分析进行检验。

与已有研究相比，本文的研究贡献主要体现在以下三个方面：第一，长期以来，学术界对收入差距的考察多从城乡收入差距的视角展开，忽视了城市或农村内部收入差距对城镇和农村居民经济行为的影响。本文考虑了城乡二元经济结构与城乡居民经济活动的相对独立性，从农村内部收入差距的角度研究对农户创业行为的影响，为全面认识影响农户创业的经济环境因素提供了新视角，填补了基于收入差距视角研究农户创业行为的空白。第二，已有文献大都基于理论层面和宏观角度分析收入差距对创业的影响，少有文献基于微观数据展开实证研究。本文使用具有全国代表性的CFPS微观数据，从农村内部收入差距的角度考察了对农户创业行为的影响，为理解农户创业的影响因素提供了新解释。第三，本文结合中国农村的现实背景，从流动性约束和人力资本投资的视角分析了农村收入差距影响农户创业的作用机制。

三、数据来源与实证模型

（一）数据来源及样本选取

本文使用的是中国家庭追踪调查（CFPS）数据。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心实施，旨在通过跟踪收集个体、家庭和社区三个层面的数据，反映中国的社会变迁与经济发展，为学术研究

提供数据支持。CFPS从2010年开始基线调查，样本覆盖了25个省（区、市），2012、2014、2016和2018年进行了全样本的追踪调查。本文以CFPS2012~2016年的调查数据作为初始样本^①，并对样本做如下筛选：（1）剔除城市样本；（2）剔除主要相关变量缺失的样本；（3）将三年的样本合成平衡面板数据。为消除极端值的影响，在各样本期间对家庭人均收入进行上下1%缩尾处理。另外，本文所使用的全部收入变量均基于2012年的价格指数进行了平减。经过数据清洗，最终获得4403户农村家庭在2012、2014和2016年三期的面板数据^②。

（二）变量选取及描述性统计

表1给出了本文主要相关变量的定义及相应的描述性统计。2012年创业家庭占比6.77%，2016年为7.59%，整体呈上升趋势。2012年县级收入基尼系数为0.44，2014年为0.45，2016年为0.42，与国家统计局公布的基尼系数走势基本吻合，整体呈下降趋势，但仍位于0.4的国际警戒线以上。

表1 变量说明及描述性统计

变量类别	变量名称及定义	2012年		2014年		2016年	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
因变量	农户创业：是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业（有=1；无=0）	0.07	0.25	0.06	0.24	0.08	0.26
	农户创业人数：参与个体经营或开办私营企业的家庭成员数	0.11	0.46	0.10	0.43	0.12	0.45
	经营规模：全部经营总资产的对数值	0.06	0.44	0.08	0.45	0.09	0.48
	经营绩效：税后净利润的对数值	0.01	0.38	0.03	0.31	0.06	0.31
关键变量	县级收入基尼（Gini）系数	0.44	0.06	0.45	0.07	0.42	0.06
	县级收入泰尔（Theil）指数	0.34	0.09	0.37	0.12	0.32	0.10
	县级收入对数偏差均值（MLD）指数	0.45	0.14	0.47	0.15	0.34	0.10
	县级收入变异系数半平方（HSCV）指数	0.39	0.15	0.45	0.24	0.43	0.20
控制变量	户主年龄	50.28	12.44	51.45	12.77	52.50	13.42
	户主年龄的平方/100	26.83	12.79	28.11	13.35	29.36	14.16
	户主性别：（男=1；女=0）	0.60	0.49	0.59	0.49	0.57	0.50
	户主已婚：（已婚=1；其他=0）	0.90	0.30	0.89	0.31	0.87	0.34
	户主受教育水平：（文盲/半文盲=0；小学=6；初中=9；高中/中专/技校/职高=12；大专=15；大学本科=16；硕士=19；博士=22）	6.18	4.13	5.29	4.38	5.41	4.40
	户主健康水平：自评健康得分（非常健康=5；很健康=4；比较健康=3；一般=2；不健康=1）	2.62	1.24	2.84	1.30	2.75	1.26
	家庭规模：家庭总人口数	4.28	1.85	4.15	1.91	4.10	2.00

^①CFPS2010年问卷对创业的定义与2012~2016年不一致，而CFPS2018年调查尚未发布全部的数据库，为保证研究的严谨性和变量的可得性，本文以CFPS2012~2016年的调查数据作为初始样本。

^②最终样本量占原始平衡面板数据的80.34%。

家庭自有房产：（有=1；无=0）	0.93	0.26	0.93	0.26	0.91	0.29
县级人均收入（万元）	0.99	0.28	1.04	0.40	1.42	0.76
中部地区：（是=1；否=0）	0.29	0.45	0.29	0.45	0.29	0.45
西部地区：（是=1；否=0）	0.36	0.48	0.36	0.48	0.36	0.48

注：①根据 CFPS 问卷，个体经营包括个体工商户和个人合伙两种形式，私营企业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四种形式。②本文研究中不存在“举家外出”的样本。同时，创业家庭与非创业家庭均存在家庭成员外出务工的情况，二者之间并不存在必然联系。

图 1 进一步展示了按县级收入基尼系数的 20 分位数和 60 分位数分组的描述性统计图。以 2016 年为例，低基尼系数组的创业比例为 9.67%，平均每个家庭参与创业的人数为 0.15 人，分别比高基尼系数组高出 36% 和 41%。整体来看，随着收入差距的提高，农户创业的比例和参与人数呈现下降趋势。

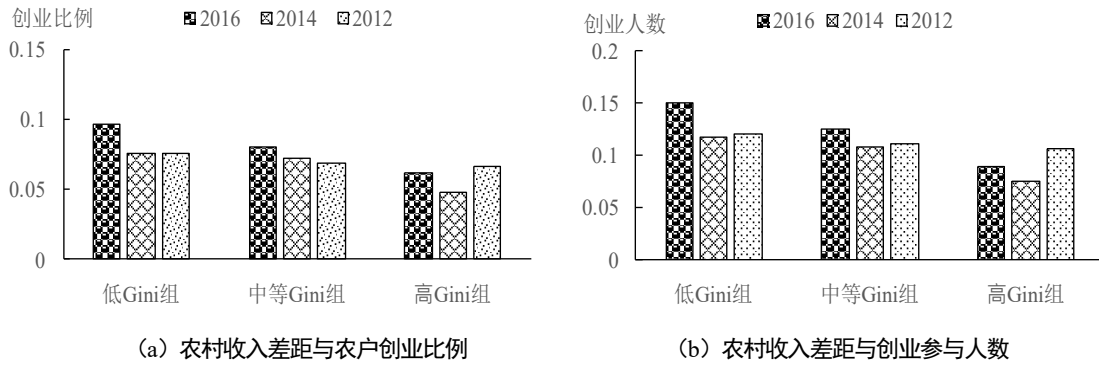


图 1 农村收入差距与农户创业

注：将位于县级收入基尼系数 20 分位数以下、20~60 分位数和 60 分位数以上的家庭分别归入低 Gini 组、中等 Gini 组和高 Gini 组。

(三) 模型设定

本文主要采用 Probit 模型来分析农村收入差距对农户创业的影响，模型设定为：

$$\begin{aligned}
 \text{Entrepre}_{ict}^* &= \alpha + \beta_1 \text{Inequality}_{ct} + \beta_2 X_{ict} + \text{Province} + \text{Year}_t + \varepsilon_{ict} \\
 \text{Entrepre}_{ict} &= 1(\text{Entrepre}_{ict}^* > 0)
 \end{aligned} \quad (1)$$

在模型 (1) 中， i 代表家庭， c 代表区县， t 代表年份； Entrepre_{ict} 是农户创业变量，衡量农户是否从事个体经营或开办私营企业； Entrepre_{ict}^* 是潜变量，当 $\text{Entrepre}_{ict}^* > 0$ 时， Entrepre_{ict} 取值为 1，否则为 0； Inequality_{ct} 是县级层面衡量农村收入差距的指标，包括县级收入基尼系数、泰尔指数、对数偏差均值 (MLD) 指数和变异系数半平方 (HSCV) 指数。 X_{ict} 是家庭层面的控制变量，包括家庭特征变量和户主特征变量； Province 代表省级固定效应， Year_t 代表年份固定效应；随机扰动项 $\varepsilon_{ict} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

测度收入差距的相对指标主要包括基尼系数和广义熵指数。在上述指标中，应用最早、最为广泛的是基尼系数，但基尼系数对富人的观测值比较敏感，如果样本中富裕人群的收入数据误差较大，那

么基尼系数的估算值就很不可靠。而广义熵指数衡量不平等的最大优点是可以按收入群体进行分解，从而可以在一定程度上弥补基尼系数的缺陷。然而，广义熵指数也存在分解结果取决于分组多少的缺陷。为了检验研究结论的稳健性，本文汇报了使用基尼系数和广义熵指数（Theil 指数、MLD 指数和 HSCV 指数）衡量收入差距状况的估计结果。

进一步地，本文还从三个维度衡量了农户创业的强度：维度一是农户创业的参与人数，维度二是经营规模（总资产），维度三是经营绩效（税后利润额），并使用 Tobit 模型考察农村收入差距对农户创业参与人数、经营规模和经营绩效的影响，模型设定为：

$$\begin{aligned} Entrep_strength_{ict}^* &= \alpha + \beta_1 Inequality_{ct} + \beta_2 X_{ict} + Province + Year_t + \varepsilon_{ict} \\ Entrep_strength_{ict} &= \max(0, Entrep_strength_{ict}^*) \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $Entrep_strength_{ict}$ 是衡量农户创业参与人数、经营规模和经营绩效的指标，其余各变量的解释与模型（1）式相同。

四、估计结果

（一）农村收入差距对农户创业的影响

表 2 报告了计量模型（1）的估计结果。在回归中，我们控制了户主和家庭特征变量，同时还控制了省级和年份固定效应。考虑到家庭的创业行为存在时间上的序列相关，括号中报告的是群聚到家庭层面的稳健标准误。估计结果显示，农村收入差距对农户创业具有显著的负向影响，县级收入基尼系数、泰尔指数、MLD 指数和 HSCV 指数的边际效应分别为-14.54%、-8.42%、-5.36%和-4.80%，且均在 1%水平上显著。另外，各收入差距指标的边际效应也具有显著的经济意义。以（1）列为例，县级收入基尼系数每提高 0.1 单位，农户创业的概率下降 1.45%，这大约是农户创业比例的 21%，经济意义显著。

表 2 农村收入差距对农户创业的影响：基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
县级收入基尼系数	-0.1454*** (0.0426)			
县级收入泰尔指数		-0.0842*** (0.0254)		
县级收入 MLD 指数			-0.0536*** (0.0194)	
县级收入 HSCV 指数				-0.0480*** (0.0141)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3
N	13206	13206	13206	13206

农村收入差距抑制了农户创业吗？

Pseudo R ²	0.0559	0.0558	0.0551	0.0559
Log Pseudolikelihood	-3129.57	-3129.86	-3132.20	-3129.40

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。④篇幅所限，控制变量的回归结果未汇报，欢迎感兴趣的读者向作者索取。

(二) 稳健性检验

首先，本文根据家庭人均收入生成社区层面的收入差距指标^①，进行稳健性检验。表 3 中 (1) 列结果显示，社区收入基尼系数每上升 0.1 单位，农户创业的概率下降 0.76%，且估计结果在 1%水平上显著；(2) 列社区收入泰尔指数也在 1%水平上显著。相较于县级层面的收入差距指标，社区收入差距指标的系数绝对值较小，可能是因为社区层面的收入差距无法反映出同一区县不同社区之间的收入差距状况所致。其次，为尽量消除极端值对收入差距指标的度量产生的影响，本文对家庭人均收入进行上下 5%缩尾处理，(3) 列和 (4) 列估计结果表明，消除极端值影响后的结果也依然稳健。最后，根据县级层面的家庭人均支出生成县级层面的分位数支出比 P90/P10、P50/P10 来衡量地区的不平等状况，其中 P90/P10 代表第 90 分位数家庭与第 10 分位数家庭的人均消费支出比。(5) 列和 (6) 列回归结果表明，农村内部支出差距显著降低了农户创业的概率，证实了估计结果的稳健性。

表 3 农村收入差距对农户创业的影响：稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
社区收入基尼系数	-0.0755*** (0.0262)					
社区收入泰尔指数		-0.0504*** (0.0184)				
县级收入基尼系数			-0.1927*** (0.0484)			
县级收入泰尔指数				-0.1398*** (0.0323)		
P90/P10					-0.0019* (0.0010)	
P50/P10						-0.0082* (0.0046)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13208	13208	13206	13206	11605	11605
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3
Pseudo R ²	0.0558	0.0557	0.0567	0.0571	0.0568	0.0568
Log Pseudolikelihood	-3127.53	-3127.72	-3126.89	-3125.34	-2782.63	-2782.62

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。④篇幅所限，MLD 指数和 HSCV 指数的回归结果没有报告。欢迎感兴趣的

^①根据 CFPS 问卷，社区指的是村委会。

读者向作者索取。

（三）内生性处理

1.内生性处理一：面板数据双向固定效应模型。尽管本文在实证模型中尽可能多地控制了影响农户创业的变量和家庭的异质性特征，但模型仍然可能存在一些不可观测的环境因素和感知变量（技能感知、行动倾向、机会的存在性和失败的可能性等），会同时影响农户创业行为和收入差距指标的度量。举例来说，创业是一项具有高度不确定性的活动，行动倾向反映了在不确定性情况下家庭的行动意愿，在一定程度上决定了家庭参与创业活动的可能性；同时，不同家庭行动倾向的异质性也可能与收入差距指标直接相关。为缓解遗漏变量导致的内生性问题，本文使用 CFPS 三期的面板数据进行双向固定效应模型估计，通过控制家庭固定效应，克服不随时间变化的遗漏变量对估计结果产生的影响，回归结果汇报在表 4 中。在控制了家庭固定效应后，收入差距指标的显著性水平和边际效应与基准回归结果基本一致，证实了估计结果的稳健性。

表 4 农村收入差距对农户创业的影响：双向固定效应模型

	(1)	(2)	(3)	(4)
县级收入基尼系数	-0.1998*** (0.0390)			
县级收入泰尔指数		-0.0972*** (0.0222)		
县级收入 MLD 指数			-0.0724*** (0.0165)	
县级收入 HSCV 指数				-0.0364*** (0.0118)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	13209	13209	13209	13209
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

2.内生性处理二：滞后效应。模型中还可能存在反向因果问题，收入差距指标不仅受农户创业行为的影响，也会随着创业时间的增加和创业强度的变化而发生改变。为缓解反向因果问题，本文估计了收入差距的滞后效应，具体讲，以当期的家庭创业作为被解释变量，以滞后一期的收入差距指标作为解释变量，使得农户创业在时间上滞后于收入差距指标，可以在一定程度上克服反向因果问题。表 5 汇报了收入差距滞后效应的 Probit 模型估计结果。从估计结果来看，除滞后一期的县级收入 MLD 指数不显著以外，县级收入基尼系数、泰尔指数和 HSCV 指数均显著且为负值，表明本文的估计结论是比较稳健的。

表 5 农村收入差距对农户创业的影响：滞后效应

农村收入差距抑制了农户创业吗？

	(1)	(2)	(3)	(4)
滞后一期的县级收入基尼系数	-0.0745* (0.0444)			
滞后一期的县级收入泰尔指数		-0.0591** (0.0257)		
滞后一期的县级收入MLD指数			-0.0240 (0.0199)	
滞后一期的县级收入HSCV指数				-0.0459*** (0.0143)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	10581	10581	10581	10581
县数×年数	118×2	118×2	118×2	118×2

注：①***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

3.内生性处理三：工具变量法。为应对反向因果问题，上文估计了收入差距的滞后效应，估计结果表明，克服反向因果问题后的估计结果依然是比较稳健的。进一步，本文将滞后一期的收入差距指标视为内生变量，使用滞后一期的县级层面劳动力少儿人口比和劳动力老年人口比作为滞后一期收入差距指标的工具变量^①，进行IV-Probit估计。根据队列规模（Cohort-Size）假说，年龄—收入曲线大致呈现倒U型，曲线上的“肥胖”队列往往会获得较低的收入和回报。当“肥胖”队列出现在年龄—收入曲线的上部（劳动力供过于求）时，劳动力市场过剩，会降低劳动者的收入，收入不平等也会随之降低。而当“肥胖”队列出现在年龄—收入曲线的两端（少儿或老人占比过多）时，曲线顶部相应变“瘦小”，收入不平等会加剧（Higgins and Williamson, 2002; Leigh, 2006）。因此，理论上劳动力少儿人口比和劳动力老年人口比与地区收入差距呈负相关关系；同时，滞后一期县级层面的人口结构对单个家庭当期的创业决策而言是相对外生的。

表6汇报了工具变量估计的回归结果。结果显示，所有工具变量对县级收入差距指标的回归结果均在1%水平上显著且边际效应为负，说明工具变量是有效的，排除了弱工具变量问题。工具变量估计结果显示，各列中滞后一期的收入差距指标均在5%水平上显著且边际效应为负，证实了本文估计结论的稳健性。为检验模型是否存在过度识别问题，本文将创业变量视为连续变量，进行了两阶段最小二乘估计，Panel B汇报了过度识别检验的结果。各列过度识别检验结果均接受了工具变量为外生变量的原假设。

表6 农村收入差距对农户创业的影响：工具变量法

^①CFPS2012~2016年调查问卷仅在2014年设计了村（居）问卷，问卷中包含了常住人口中0~15岁、60岁及以上和总人口数在内的详细信息。因此，本文选用的工具变量是2014年的劳动力少儿人口比和劳动力老年人口比。本文将年龄在16岁以下的人口界定为“少儿”人口，将年龄在60岁及以上的人口界定为“老年”人口。剔除城市样本后，根据村级数据生成2014年县级层面的人口结构信息。

农村收入差距抑制了农户创业吗？

	(1)	(2)	(3)	(4)
2014 年县级收入基尼系数	-0.5347** (0.2326)			
2014 年县级收入泰尔指数		-0.2817** (0.1193)		
2014 年县级收入 MLD 指数			-0.2715** (0.1228)	
2014 年县级收入 HSCV 指数				-0.1361** (0.0569)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	4693	4693	4693	4693
县数×年数	114×1	114×1	114×1	114×1
Wald 内生性检验				
Chi ² 值	2.77	2.32	2.85	1.96
P 值	0.0959	0.1276	0.0916	0.1613
Panel A: 一阶段估计结果				
2014 年县级劳动力少儿人口比	-0.0036*** (0.0004)	-0.0084*** (0.0007)	-0.0057*** (0.0009)	-0.0217*** (0.0015)
2014 年县级劳动力老年人口比	-0.0079*** (0.0007)	-0.0134*** (0.0012)	-0.0167*** (0.0014)	-0.0220*** (0.0022)
Panel B: 过度识别检验结果				
Chi ² 值	0.1920	0.0452	0.3575	0.0101
P 值	0.6613	0.8316	0.5499	0.9199

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。

③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

(四) 进一步分析

1. 农村收入差距与创业参与人数、经营规模和经营绩效。不同农户参与创业的程度各异，本文进一步考察了农村收入差距对农户创业参与人数的影响。由于在非创业家庭中，创业人数只能取 0 值，具有边角解（corner solution）的特征，因此，本文使用 Tobit 模型进行估计，表 7 中（1）列和（2）列汇报了农村收入差距对农户创业参与人数影响的估计结果。以（1）列为例，县级收入基尼系数的边际效应为-49%，在 1%水平上显著，表明农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的参与人数。

创业的资产规模和税后利润额也是衡量农户创业强度的重要指标，本文也考察了农村收入差距对农户创业资产规模和税后利润额的影响。与创业人数变量一致，非创业家庭在这两个变量上也均取 0 值，因此本文仍采用 Tobit 模型进行估计。表 7 中（3）列和（4）列是农村收入差距对创业资产规模的影响，（5）列和（6）列是农村收入差距对创业税后利润额的影响，资产规模和税后利润额变量均进

行了对数化处理^①。估计结果显示，农村收入差距显著降低了农户创业的资产规模和税后利润额。

表 7 农村收入差距对农户创业参与人数、经营规模和经营绩效的影响：Tobit 模型

	创业活动参与人数		经营总资产的对数值		经营税后利润额的对数值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	-0.4916*** (0.0383)		-0.5909*** (0.0527)		-0.4380*** (0.0414)	
县级收入泰尔指数		-0.2835*** (0.0109)		-0.3343*** (0.0159)		-0.2288*** (0.0120)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13209	13209	13128	13128	13128	13128
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。③篇幅所限，MLD 指数和 HSCV 指数的回归结果没有报告。欢迎感兴趣的读者向作者索取。

2. 农村收入差距与新创企业、创业失败。为更清晰地识别农村收入差距对农户创业的影响，本文定义了新创企业变量。具体讲，仅保留 2014 年未从事创业活动的家庭，然后将 2016 年从事创业活动的家庭定义为新创企业家庭，赋值为 1，否则为 0。表 8 汇报了基于收入差距滞后效应的工具变量估计结果。以 (1) 列为例，Wald 内生性检验在 5%水平上通过，说明模型存在内生性问题；IV-Probit 的估计结果在 5%水平上显著且为负值，表明农村收入差距的扩大显著降低了新创企业的概率。

表 8 农村收入差距对新创企业和创业失败的影响

	2016 年新创企业		2016 年创业失败			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2014 年县级收入基尼系数	-0.5216** (0.2341)		0.7693** (0.3157)		2.5390* (1.4276)	
2014 年县级收入泰尔指数		-0.2603** (0.1123)		0.5482** (0.2431)		1.4302* (0.8310)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3918	3918	388	388	282	282
县数×年数	109×1	109×1	127×1	127×1	92×1	92×1
Wald 内生性检验						
Chi ² 值	4.93	4.48			1.31	1.07
P 值	0.0265	0.0343			0.2518	0.2999

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

上文研究发现，农村收入差距显著降低了创业活动的经营规模和经营绩效。当经营收入和经营利润下降时，家庭也可能放弃创业活动。为验证这一猜想，本文定义了创业失败变量，具体讲，仅保留

^①经营企业为股份制的，按家庭所持股份比例计算得到家庭总资产。

2014 年从事创业活动的家庭样本，并将 2016 年未从事创业活动的家庭定义为创业失败家庭，赋值为 1，否则为 0。2016 年样本中创业失败的家庭比例达到了 46%。表 8 中（5）列和（6）列是基于收入差距滞后效应的工具变量估计结果，Wald 内生性检验均未在 10% 显著性水平上通过，因此 IV-Probit 的结果仅作为稳健性检验进行报告。（3）列和（4）列汇报了基尼系数和泰尔指数滞后效应的估计结果。以（3）列为例，基尼系数每提高 0.1 单位，农户创业失败的概率将提高 7.7%，表明农村收入差距的扩大显著提升了农户创业失败的概率。

3. 农村收入差距与农业生产参与人数、家庭成员外出务工。上文研究发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户从事创业活动的概率以及创业活动的参与人数。在农村地区，经济活动以农业生产为主，但随着城镇化和工业化建设的推进，外出务工也成为农村劳动力的就业选择。表 9 汇报了农村收入差距对家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出务工影响的估计结果。克服内生性问题后的估计结果显示，农村收入差距的扩大显著提升了家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出务工的概率。

表 9 农村收入差距对从事农业生产的人数和家庭成员外出务工的影响

	2016 年农业生产参与人数		2016 年家庭成员外出务工	
	(1)	(2)	(3)	(4)
2014 年县级收入基尼系数	1.0369** (0.5049)		1.4314** (0.6077)	
2014 年县级收入泰尔指数		0.4681* (0.2406)		0.8097*** (0.3000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	5330	5330	5330	5330
县数×年数	116×1	116×1	116×1	116×1

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。③CFPS2014~2016 年数据并未直接提供外出务工的信息，根据问卷跳转关系，将回答“外出打工的家庭成员寄回家或带回家多少钱”问题的家庭识别为外出务工家庭。

五、机制探讨与异质性分析

（一）机制探讨

本文的基准估计结果显示，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的概率，这说明收入差距的“创业抑制论”在中国农村家庭中占据主导地位。进一步地，根据理论分析，农村收入差距的扩大可能会通过两种途径抑制农户的创业行为：一方面，提升了农户面临流动性约束的概率；另一方面，抑制了农户进行人力资本投资的能力。为了验证第一个机制，按照 Zeldes（1989）的定义方式，将金融资产总价值低于两个月永久收入的家庭定义为流动性约束家庭，赋值为 1，否则为 0（不受流动性约束家庭）。接下来，本文首先检验农村收入差距对农户面临流动性约束的影响，估计结果报告在表 10。

表 10 中（1）列和（2）列是 Probit 模型的估计结果；（3）列和（4）列估计了收入差距的滞后效应，（5）列和（6）列是基于滞后效应的工具变量估计结果。表 10 中（1）列和（2）列结果显示，农

村收入差距的扩大显著提升了家庭面临流动性约束的概率；（3）列和（4）列的回归结果显示，基尼系数和泰尔指数的滞后项均在 10%水平上对农户面临流动性约束具有显著影响。（5）列 Wald 内生性检验的估计结果在 1%水平上拒绝了模型不存在内生性问题的原假设。IV-Probit 估计的边际效应为 1.57，表明基尼系数每提高 0.1 单位，家庭面临流动性约束的概率将提高 15.7%；（6）列泰尔指数的回归结果依然成立。总体而言，农村收入差距的扩大显著提升了家庭面临流动性约束的概率。

表 10 农村收入差距对流动性约束的影响

	流动性约束		2016 年流动性约束			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	0.5080*** (0.0939)					
县级收入泰尔指数		0.3060*** (0.0541)				
2014 年县级收入基尼系数			0.2070* (0.1121)		1.5719*** (0.3806)	
2014 年县级收入泰尔指数				0.1167* (0.0631)		0.7906*** (0.2024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	8878	8878	5411	5411	4690	4690
县数×年数	110×2	110×2	115×1	115×1	114×1	114×1
Wald 内生性检验						
Chi ² 值					13.06	12.36
P 值					(0.0003)	(0.0004)

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

接下来，本文将检验流动性约束对农户创业的影响，表 11 中（1）列是 Probit 模型的估计结果。结果显示，家庭面临流动性约束显著降低了农户创业的概率。考虑到模型可能存在内生性问题，（2）列估计了流动性约束的滞后效应，结果显示，2014 年面临流动性约束仍显著降低了 2016 年农户创业的概率。（3）列将 2014 年流动性约束变量视为内生变量，选用同一社区内其他家庭面临流动性约束的比例作为本家庭是否面临流动性约束的工具变量进行 IV-Probit 估计，估计结果仍在 10%水平上显著，然而 Wald 内生性检验并未通过，因此仅作为稳健性检验进行汇报。这表明，农村收入差距的扩大通过提升家庭面临流动性约束的概率，显著降低了农户创业的概率。

表 11 流动性约束对农户创业的影响

	农户创业	2016 年农户创业	
	(1)	(2)	(3)
流动性约束	-0.0263*** (0.0058)		

农村收入差距抑制了农户创业吗？

2014 年流动性约束		-0.0189** (0.0080)	-0.0887* (0.0539)
控制变量	控制	控制	控制
N	8878	4602	4578
县数×年数	110×2	108×1	108×1
Wald 内生性检验			
Chi ² 值			2.13
P 值			(0.1447)

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

接下来，本文验证第二个可能的机制。选用“过去 12 个月，是否有家庭成员参与非学历教育”来衡量农村家庭的人力资本投资。根据 CFPS 成人问卷，非学历教育特指为与获得学位无关，专门用于提高个人工作和学习能力的培训和进修。表 12 汇报了农村收入差距对人力资本投资影响的估计结果，（1）列和（2）列是农村收入差距对家庭成员参与人力资本投资影响的 Probit 估计结果。考虑到模型可能存在内生性问题，（3）列和（4）列汇报了双向固定效应模型的估计结果，（5）列和（6）列汇报了 IV-Probit 的估计结果，克服内生性问题后的估计结果显示，农村收入差距的扩大显著降低了农户参与人力资本投资的概率。

表 12 农村收入差距对人力资本投资的影响

	Probit 估计		双向固定效应模型		IV-Probit 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	-0.0530 (0.0408)		-0.0859* (0.0522)		-0.5159* (0.2717)	
县级收入泰尔指数		-0.0428* (0.0238)		-0.0508* (0.0299)		-0.2544* (0.1330)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13183	13183	13185	13185	4312	4312
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3	113×1	113×1

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②Probit、IV-Probit 估计报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

表 13 汇报了参与人力资本投资对家庭创业决策的影响。（1）列 Probit 估计结果显示，人力资本投资对农户创业具有显著的促进作用。考虑到模型可能存在内生性问题，（2）列选用同一社区内其他家庭参与人力资本投资的比例作为本家庭是否参与人力资本投资的工具变量进行 IV-Probit 估计，估计结果仍在 1%水平上显著。此外，（3）列和（4）列考察了人力资本投资的滞后效应。结果显示，滞后一期的人力资本投资对当期的农户创业影响最大，滞后两期的人力资本投资对农户创业的影响效应较小，但仍具有显著的促进作用。克服内生性问题后的估计结果仍然表明，人力资本投资对农户创业具有显著的促进作用。这表明，农村收入差距扩大还通过显著降低农户的人力资本投资，抑制了农户创业。

表 13 人力资本投资对创业的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
人力资本投资	0.0310*** (0.0076)	0.3745*** (0.1175)		
2014 年进行人力资本投资			0.0492*** (0.0132)	
2012 年进行人力资本投资				0.0293** (0.0131)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	13183	13071	5408	5194
县数×年数	112×3	112×3	115×1	111×1
Wald 内生性检验				
Chi ² 值		8.59		
P 值		0.0034		

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

(二) 异质性分析

为考察农村收入差距对农户创业的影响在不同群体中的异质性，接下来本文将从物质资本、人力资本和地区差异的角度对样本进行分组回归，表 14 Panel A 和 Panel B 分别汇报了以县级收入基尼系数和县级收入泰尔指数作为解释变量的估计结果。

首先，将样本按户主受教育水平分组。按户主是否为初中以上学历将样本划分为高教育水平组和低教育水平组。分组回归结果显示，农村收入差距对低教育水平组家庭产生了显著的负向影响，而对高教育水平组家庭并未产生显著影响。这可能是由于受教育程度越高，创业越依赖于家庭成员的能力因素，而非收入差距状况等地区经济环境因素。其次，按家庭人均收入的 80 分位数将样本划分为高收入家庭和中低收入家庭。分组回归结果显示，农村收入差距对高收入阶层的影响并不显著，而对中低收入阶层产生了显著影响。最后，按家庭所在地将样本划分为东部地区家庭样本和中西部地区家庭样本，回归结果显示，农村收入差距对东部地区家庭的影响较小，而对中西部地区家庭产生了显著的负向影响。

表 14 农村收入差距对农户创业的影响：异质性分析

	Panel A: 县级收入基尼系数					
	高教育水平	低教育水平	高收入阶层	中低收入阶层	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	-0.2365 (0.1731)	-0.1597*** (0.0426)	-0.1076 (0.1254)	-0.1159*** (0.0409)	-0.1057 (0.0875)	-0.1649*** (0.0493)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1372	11798	2875	10271	4659	8547

农村收入差距抑制了农户创业吗？

	Panel B: 县级收入泰尔指数					
	高教育水平	低教育水平	高收入阶层	中低收入阶层	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入泰尔指数	-0.1539 (0.1025)	-0.0927*** (0.0253)	-0.0571 (0.0754)	-0.0651*** (0.0244)	-0.0459 (0.0534)	-0.0983*** (0.0290)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1372	11798	2875	10271	4659	8547

注：①***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

六、结论与启示

近年来，尽管一系列支持农村创业的政策激发了农民的创业热情，但整体来看，农村地区缺乏创业活力的现状并未改善。与此同时，中国农村内部收入差距的持续扩大对农村居民的经济行为产生了深远影响。本文运用2012~2016年中国家庭追踪调查数据研究了农村收入差距对农户创业的影响。

本文发现：①农村收入差距的扩大不仅显著降低了农户创业的概率，还对创业参与人数、经营规模和经营绩效产生了显著的负向影响。此外，农村收入差距的扩大显著降低了农户新创企业的概率，并显著提升了创业失败的可能性，增加了家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出打工的概率。②农村收入差距通过两种机制影响农户创业。一方面，农村收入差距的扩大通过提升农户面临流动性约束的概率，降低了农户从事创业活动的可能性。另一方面，农村收入差距的扩大抑制了农户进行人力资本投资的能力，从而降低了农户创业水平。③农村收入差距对农户创业的影响存在异质性，表现为在低教育水平、中低收入阶层和中西部地区家庭具有更大影响。

本文的研究结果表明，农村内部的经济环境对农户创业决策和创业绩效尤为重要，农村内部收入差距的扩大是当前制约农户创业的重要原因之一。基于本文的研究结论，可以得到如下政策启示：

第一，加大转移支付力度，提高中低收入家庭的相对收入水平，降低农村收入差距。农户收入差距扩大造成多方面不利影响，政府应该通过转移支付，建立农村收入再分配机制，不断缩小农村收入差距。

第二，通过普惠金融缓解农户面临的流动性约束。完善农村金融体系，引导各类金融机构为农户提供借贷、支付、保险等普惠金融服务，缓解农户面临的流动性约束，为农户创业提供更加普惠性的金融支持。

第三，加大对农户的技能培训，提升农户的人力资本。在农村地区设置固定的创业培训点或引入专门的创业培训机构，定期组织农民参与技术、文化素质和管理能力等在内的创业技能培训；并结合乡村产业特色，因地制宜，在农村地区营造良好的创业氛围，形成农户创业与本地产业发展相融合的局面。

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.钞小静、沈坤荣，2014：《城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长》，《经济研究》第 6 期。
- 3.陈和午、李斌、刘志阳，2018：《农户创业、村庄社会地位与农户幸福感——基于中国千村调查数据的实证分析》，《农业技术经济》第 10 期。
- 4.程名望、史清华、Jin Yanhong、盖庆恩，2015：《农户收入差距及其根源：模型与实证》，《管理世界》第 7 期。
- 5.郭军盈，2006：《影响农民创业的因素分析》，《现代经济探讨》第 5 期。
- 6.郝朝艳、平新乔、张海洋、梁爽，2012：《农户的创业选择及其影响因素——来自“农村金融调查”的证据》，《中国农村经济》第 4 期。
- 7.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。
- 8.金烨、李宏彬、吴斌珍，2011：《收入差距与社会地位寻求：一个高储蓄率的原因》，《经济学（季刊）》第 3 期。
- 9.李伟雯、张兵，2018：《非正规金融与农村家庭创业成效：影响效应及作用机理》，《农业技术经济》第 12 期。
- 10.刘杰、郑风田，2011：《流动性约束对农户创业选择行为的影响——基于晋、甘、浙三省 894 户农民家庭的调查》，《财贸研究》第 3 期。
- 11.刘新智、刘雨松、李璐，2015：《创业环境对农户创业行为选择的影响》，《西南大学学报（自然科学版）》第 4 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.翁辰、张兵，2015：《信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响——基于 CHFS 调查数据》，《经济科学》第 6 期。
- 14.魏后凯、黄秉信，2017：《中国农村经济形势分析与预测（2016~2017）》，北京：社会科学文献出版社。
- 15.徐巧玲，2019：《收入不平等、物质渴求与创业非理性——基于物质渴求的遮掩效应与调节效应》，《经济经纬》第 3 期。
- 16.杨婵、贺小刚、李征宇，2017：《家庭结构与农民创业——基于中国千村调查的数据分析》，《中国工业经济》第 12 期。
- 17.张龙耀、张海宁，2013：《金融约束与家庭创业——中国的城乡差异》，《金融研究》第 9 期。
- 18.甄小鹏、凌晨，2017：《农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角》，《经济学（季刊）》第 3 期。
- 19.朱红根、刘磊、康兰媛，2015：《创业环境对农民创业绩效的影响研究》，《农业经济与管理》第 1 期。
- 20.朱明芬，2010：《农民创业行为影响因素分析——以浙江杭州为例》，《中国农村经济》第 3 期。
- 21.Banerjee, A. V., and A. F. Newman, 1993, "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, 101(2): 274-298.
- 22.Chitsike, C., 2000, "Culture as a Barrier to Rural Women's Entrepreneurship: Experience from Zimbabwe", *Gender and Development*, 8(1):71-77.
- 23.Cooke, P., and D. Wills, 1999, "Small Firms, Social Capital and the Enhancement of Business Performance Through

Innovation Programmes”, *Small Business Economics*, 13(3): 219-234.

24. Dutta, S., 2015, “Rural Entrepreneurship Through Restructuring State Finances: A Note for Policy”, *Indian Journal of Industrial Relations*, 51(2): 204-211.

25. Dyer, W. G., 1994, “Toward a Theory of Entrepreneurial Careers”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 19(2): 7-21.

26. Entwisle, B., G. E. Henderson, S. E. Short, J. Bouma, and F. Y. Zhai, 1995, “Gender and Family Businesses in Rural China”, *American Sociological Review*, 60(1): 36-57.

27. Evans, D. S., and B. Jovanovic, 1989, “An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints”, *Journal of Political Economy*, 97(4): 808-827.

28. Evans, D. S., and L. S. Leighton, 1989, “Some Empirical Aspects of Entrepreneurship”, *The American Economic Review*, 79(3): 519-535.

29. Evans, D. S., and L. S. Leighton, 1990, “Small Business Formation by Unemployed Workers”, *Small Business Economics*, 2(4): 319-330.

30. Fox, W. F., and S. Porca, 2001, “Investing in Rural Infrastructure”, *International Regional Science Review*, 24(1): 103-133.

31. Galindo, M. Á., and M. T. Méndez, 2014, “Entrepreneurship, Economic Growth, and Innovation: Are Feedback Effects at Work?”, *Journal of Business Research*, 67(5): 825-829.

32. Galor, O., and J. Zeira, 1993, “Income Distribution and Macroeconomics”, *The Review of Economic Studies*, 60(1): 35-52.

33. Higgins, M., and J. G. Williamson, 2002, “Explaining Inequality the World Round: Cohort Size, Kuznets Curves, and Openness”, *Journal of Southeast Asian Studies*, 40(3): 268-302.

34. Kaushik, S. K., S. Kaushik, and S. Kaushik, 2006, “How Higher Education in Rural India Helps Human Rights and Entrepreneurship”, *Journal of Asian Economics*, 17(1): 29-34.

35. Leigh, A., 2006, “Does Equality Lead to Fraternity?”, *Economics Letters*, 93(1): 121-125.

36. Lippmann, S., A. Davis, and H. E. Aldrich, 2005, “Entrepreneurship and Inequality”, *Research in the Sociology of Work*, 15(1): 3-31.

37. Mensah, S. N., and E. E. Benedict, 2016, “Managing Root Causes and Effects of Xenophobic Attacks in South Africa: A Relative Deprivation Approach”, *Journal of Contemporary Management*, 5 (4): 68-82.

38. North, D., and D. Smallbone, 2000, “The Innovativeness and Growth of Rural SMEs During the 1990s”, *Regional Studies*, 34(2): 145-157.

39. Saxena, S., 2012, “Problems Faced by Rural Entrepreneurs and Remedies to Solve It”, *Journal of Business and Management*, 3(1): 23-29.

40. Stalker, A. T., 2013, “Is Income Inequality Changing Entrepreneurship in the United States?”, *Georgetown University-Graduate School of Arts and Sciences*.

41. Stathopoulou, S., D. Psaltopoulos, and D. Skuras, 2004, “Rural Entrepreneurship in Europe: A Research Framework and Agenda”, *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 10(6): 404-425.

42. Stutzer, A., 2004, “The Role of Income Aspirations in Individual Happiness”, *Journal of Economic Behavior &*

Organization, 10(1): 171-176.

43. Whiteley, P. F., 2000, "Economic Growth and Social Capital", *Political Studies*, 48(3): 443-466.

44. Wilkinson, R. G., and K. E. Pickett, 2007, "The Problems of Relative Deprivation: Why Some Societies Do Better Than Others", *Social Science & Medicine*, 65(9): 1965-1978.

45. Xu, P., and J. C. Garand, 2010, "Economic Context and Americans' Perceptions of Income Inequality", *Social Science Quarterly*, 91(5): 1220-1241.

46. Zeldes, S. P., 1989, "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, 97(2): 305-346.

(作者单位: ¹首都经济贸易大学金融学院;

²西南财经大学保险学院)

(责任编辑: 陈静怡)

Does Rural Income Inequality Restrain Farmers' Entrepreneurship?

Yin Zhichao Liu Taixing Wang Xiaoquan

Abstract: Since the reform and opening-up, the income inequality in the rural areas of China has been expanding, generating a profound impact on rural families. Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2012 to 2016, this article examines the impact of rural income inequality on rural households' entrepreneurial behavior and its mechanism. The study finds that the growing income inequality in rural areas significantly reduces the probability of rural households to start businesses. For every 0.1 increase in Gini coefficient, the probability of farmers' entrepreneurship decreases by 1.45%, equivalent to about 21% of the proportion of entrepreneurship in rural areas. This has prominent economic significance. After the endogeneity problem is overcome through two-way fixed effect model of panel data, hysteric effect and instrumental variable method, the results remain stable. The study also finds that the growing income inequality in rural areas significantly reduced the number of farmers who participate in entrepreneurship, the scale of operations, the performance of operations and the probability of starting new businesses, and significantly increased the probability of entrepreneurial failure, increased the number of farmers engaged in agricultural production and the probability of migration. The mechanism analysis finds that the widening income inequality in rural areas increases the probability of farmers facing liquidity constraints and reducing the investment in human capital. In addition, heterogeneity analysis also finds that the expansion of rural income inequality has a more significant negative impact on low human capital, middle-low income groups and the households in the central and western regions. The conclusion of the study provides a new perspective for a comprehensive understanding of the factors that affect rural entrepreneurship, and has certain policy implications for further promoting the implementation of mass entrepreneurship and innovation in rural areas.

Key Words: Rural Income Inequality; Farmer's Entrepreneurship; Liquidity Constraint; Human Capital Investment