

互联网使用对中国城乡家庭创业的影响分析

——来自三期面板CFPS数据的实证

刘银^{1a}, 徐丽娜^{1b*}, 唐玺年², 王蕾^{1a}, 阿丽娅·依不拉音^{1a}, 张入文^{1a}

(1.新疆农业大学, a.管理学院, b.经济与贸易学院, 新疆 乌鲁木齐 830052;

2.甘肃政法大学 经济学院, 甘肃 兰州 730070)

摘要:基于2014年、2016年和2018年CFPS三期面板数据,运用面板Logit回归模型和面板线性回归模型实证分析了互联网使用对中国城乡家庭创业的影响,并深入探讨其作用机制。研究发现:互联网使用对家庭创业决策和创业收入均具有显著的正向影响,用工具变量法处理内生性问题后,结论依然显著;互联网使用对家庭创业决策和创业收入的影响存在城乡差异,互联网使用对城镇家庭创业决策的影响更为显著,而互联网使用对农村家庭创业收入的影响更为显著;作用机制分析表明,互联网使用通过丰富家庭社会网络,间接促进了家庭创业决策,并提升了家庭创业收入。

关键词:互联网使用;家庭创业;城乡差异;社会网络

中图分类号:F241.4

文献标志码:A

文章编号:1009-2013(2021)01-0087-10

Impact of internet use on Chinese urban and rural family entrepreneurship:

An empirical study based on three panel data of CFPS

LIU Yin^{1a}, XU Lina^{1b*}, TANG Xinian², WANG Lei^{1a}, ALIYA Ebulanyin^{1a}, ZHANG Ruwen^{1a}

(1a.School of Management, 1b.School of Economics and Trade, Xinjiang Agricultural University, Urumqi 830052, China;

2.School of Economics, Gansu University of Political Science and Law, Lanzhou 730070, China)

Abstract: Based on three panel data from the CFPS in 2014, 2016 and 2018, this paper conducts an empirical study on the impact of internet use on Chinese urban and rural family entrepreneurship by adopting panel logit regression model and panel linear regression model, and further explores its mechanism. The results show that 'Internet use has a significant positive impact on family entrepreneurial decision-making and entrepreneurial income, and the results are still significant after the endogenous problems are tackled with the instrumental variable method. The urban-rural gap can be found in the impact of Internet use on family entrepreneurial decision-making and entrepreneurial income, with a more significant influence on urban families' entrepreneurial decision-making and rural families' entrepreneurial income respectively. The mechanism analysis shows that internet use indirectly promotes family entrepreneurial decision-making and raises family entrepreneurial income by enriching family social network.

Keywords: internet use; family entrepreneurship; urban-rural differences; social network

一、问题的提出

创新创业是激发经济潜力和活跃市场经济的重要引擎,也是推动经济结构转型的重要力量^[1]。近年来,“双创”政策在推动中国经济高质量发展、

扩大就业、改善民生、乡村振兴和实现社会公平等方面发挥了重大作用^[2]。鉴于当前国内与国际经济环境,中国面临的就业压力十分巨大,鼓励大众创业是缓解就业压力的重要举措。随着互联网的普及,创业环境发生了翻天覆地的变化。对于潜在创业者而言,互联网普及极大降低了创业的信息搜寻成本和风险成本^[3],有利于开拓市场,进而增强潜在创业者的创业预期收益^[4]。在当前经济社会形势

收稿日期:2020-08-19

作者简介:刘银(1996—),男,四川长宁人,助教,主要研究方向为区域农业经济与农村金融。*为通信作者。

下,对互联网影响城乡家庭创业决策和创业收入及其作用机制进行深入研究具有重要的现实意义。

学界关于家庭创业的影响因素主要包括外部和内部两方面的因素^[5-7]。第一,外部因素包括创业政策、金融政策以及新技术传播等方面。Wang 研究发现,中国一系列房地产改革政策有利于促进房产增值,缓解资本紧缺的压力,进而增大了创业概率^[8]。何婧与李庆海研究认为,随着大数据、5G 技术以及云计算等高新信息技术的发展,数字金融使用整体上不仅有利于促进家庭做出创业决策和提升家庭创业绩效,还极大提升了乡村地区的创业意识^[9]。尹志超等指出移动支付的普及推动了大众创业,为创业者节约了成本,缓解了信贷约束^[2]。第二,内部因素包括家庭财富、社会资本以及个人创业素养与经验等方面。倪云松利用中国家庭金融调查 2015 年和 2017 年的数据发现,家庭财富有利于推动家庭创业,家庭财富系数较高的创业者往往更倾向于在高资本密集型和机会型行业创业^[10]。创业是高风险活动,对风险持有的态度是影响创业决策和创业收入的重要因素^[11]。张云亮等利用中国家庭金融调查(CHFS)三期面板数据,实证分析发现风险态度高的家庭更容易进行创业,偏好风险的家庭为了缓解资本约束,更可能通过既有的融资渠道获取资金并进行创业^[12]。

文献梳理表明,以往研究对家庭创业的影响因素研究仍然存在以下不足:从研究方法来看,主要是采用截面数据研究,使用面板数据实证的文献较少;从研究内容来看,对互联网使用影响家庭创业的城乡差异和作用机制分析还比较欠缺,有较大的完善空间。因此,笔者拟利用 2014 年、2016 年和 2018 年三期中国家庭追踪调查数据,实证分析互联网使用对中国城乡家庭创业的影响及作用机制,以为相关决策部门制定政策提供参考。

二、理论分析与研究假设

1. 互联网使用对城乡家庭创业的影响

学界就互联网使用对家庭创业的影响进行了一些研究。史晋川和王维维利用中国家庭追踪调查 2010 年和 2012 年的数据,实证分析表明互联网使用促进了个体的创业活动,促使个体创业概率提升了 4.1%~4.8%^[13]。袁方、周洋等实证研究发现,

互联网使用极大地促进了农户的创业意识,对农村家庭的创业决策和创业收入均有显著促进作用^[14,15]。苏岚岚和孔荣依据陕西、宁夏和山东的调查数据,研究指出互联网使用拓宽了创业农户的销售渠道和销售模式,农户参与互联网采购和互联网销售均显著提升了其创业绩效^[16]。互联网技术的广泛应用,有利于创业者审时度势做出创业决策,而且互联网办公具有极强的灵活性,使得创业者工作和生活的界限变得难以划分,推动创业者投入更多的工作时间,有利于创业者提高其创业收入^[17]。据此提出以下假设:

H₁: 互联网使用对城乡家庭创业决策和创业收入有正向影响

由于中国农村在基础设施和文化建设方面远远落后于城镇,尤其是互联网信息技术的发展水平存在一定差距,导致城镇与农村家庭在创业方面存在较大差异^[18]。从网络基础设施和互联网普及率来看,城镇网络基础设施更加完善,互联网使用更为便捷;而农村地区网络基础设施较差,互联网普及率较低,因此城乡家庭做出创业决策时会存在较大差异^[19]。从城乡创业者面向市场和经营范围来看,城市家庭创业者主要面向的是人口较多、流动性较强的集贸市场,涉及餐饮、个体商店、装修、家电家具等诸多行业;而农村家庭创业者一般面对的是已有比较固定的农村熟人市场,对于农村创业家庭而言,更多是依赖于农村既有的熟人市场,从事农家乐、个体商店、农业生产资料代理等个体经营。故互联网使用对家庭创业收入的影响具有较强的城乡差异^[20,21]。据此提出以下假设:

H₂: 互联网使用对家庭创业决策和创业收入的影响存在城乡差异

2. 互联网使用对城乡家庭创业影响的作用机制

互联网使用缩短了人们相互交往的时空距离,极大缩减了信息交流成本,从而拓展了人们之间的社会网络。社会网络作为一种关系型的社会资本,为创业者的创新创业实践提供了重要的人脉资源。网络社群嵌入理论认为,创业者通过借助微信、QQ 等网络交流工具来搭建网络社群,在网络社群中以互动、分享、社交为目的,不断拓展自己的社会网络,从而获取广阔的人脉资源,有利于创业者积累更多的社会资源,消减创业阻力^[22-24]。张博等研究

发现,创业者通过拓展社会网络能够获取更多的家庭创业信息,并依靠亲戚朋友等强关系网络的物质资本支持,提升了家庭创业收入^[25]。从互联网使用影响家庭创业决策与创业收入的作用机制来看,互联网使用在很大程度上便利了家庭的社会交往和信息获取,进而间接促进了家庭做出创业决策,也提升了家庭创业收入。据此提出以下假设:

H₃:互联网使用通过丰富家庭社会网络对家庭创业决策和创业收入产生影响

三、数据来源、变量选取与模型选择

1. 数据来源

本研究数据来源于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS),该调查是北京大学中国社会科学调查中心实施的具有全国代表性的大型微观入户调查,旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,涵盖了全国大部分省(市、自治区)的家庭微观数据。本研究利用2014年、2016年和2018年CFPS的调查数据,匹配选择出本研究所需要的变量,删除遗漏缺失值以及无效值,最终得到符合研究需求的总样本31345个,其中城镇样本15641个,农村样本15704个。

2. 变量选取

(1)被解释变量。借鉴谢勇和杨倩的研究成果^[26],用调查问卷中“是否有家庭成员从事个体经营或者开办私营企业?”这一问项的答案来表示家庭是否做出创业决策,1表示家庭成员有人从事个体经营或开办私营企业,0表示没有。此外,为更加全面考察家庭创业的情况,还使用调查问卷中“扣除成本,您家所有的个体经营/私营企业税后净利润多少钱?”来表示家庭创业净利润,即家庭创业收入(万元)。

(2)核心解释变量。参考张景娜、张雪凯的研究成果^[27],采取家庭互联网使用情况作为核心解释变量,利用户主^①是否使用互联网来衡量家庭互联网使用情况。三年的调查问卷在互联网使用情况方面存在不同,其中2014年的调查问卷中用“是否上网”作为互联网使用情况的判断标准,回答“是”表示使用了互联网,“否”则表示未使用互联网。2016年和2018年调查问卷分别设置“是否

移动上网”与“是否电脑上网”两个问项,若两个问项中有一个为“是”,则被认定为使用了互联网,若均为“否”,则被认定为未使用互联网。结合本文的研究假设,预期互联网使用对家庭创业决策和创业收入正相关。

(3)机制分析变量。参考杨碧云等的研究成果^[28],使用社会网络作为中介变量分析互联网影响家庭创业的作用机制。借鉴徐慧贤等的研究^[29],人情礼支出越多,表明社交范围越广,社会网络越复杂,故采取“人情礼支出(万元)”作为社会网络关系的代理变量。

(4)控制变量。为降低遗漏变量带来的影响,本研究还引入户主年龄、户主年龄的平方、户主性别、是否在婚、户主教育程度、户主健康水平、银行借款以及家庭人口规模等反映户主特征以及家庭特征的变量。在性别方面,男性用1表示,女性用0表示。男性往往更加具有冒险意识,更能做出理性判断,预测男性更容易进行创业且更容易赚取经营收入。在年龄方面,年龄越大的人经验越丰富,人脉越广阔,预期年龄与家庭创业决策和创业收入正相关;但随着年龄增长,其创业的边际作用递减,预期年龄的平方与家庭创业决策和创业收入负相关。是否在婚方面,0表示未婚、同居、离婚或丧偶,1表示在婚,创业不仅伴随着较大的风险,还需要投入大量人力物力财力,在婚家庭往往由于家庭压力较大,更愿意规避风险,预期是否在婚与家庭创业决策和创业收入负相关。在户主教育程度方面,由于2018年户主教育程度缺失值较多,为避免损失过多的样本,故匹配2016年户主教育程度进行替换,其中1表示没有上过学/文盲半文盲,2表示小学学历,3表示初中学历,4表示高中/中专/技校/职高学历,5表示大专学历,6表示大学本科,7表示硕士及以上,受教育程度越高,其学习能力越强且创业思维越活跃,故预期受教育程度与家庭创业决策和创业收入正相关。在户主健康水平方面,1表示不健康,2表示一般,3表示比较健康,4表示很健康,5表示非常健康,创业过程中需要消耗大量的体力和精力,身体素质越好的人越能承受起创业压力,预期健康水平与家庭创业决策和创业收入正相关。在银行借贷方面,1表示有待偿银行借款,0表示无待偿银行借款,创业家庭往

往需要大量的投入资金和周转资金,银行贷款是解决创业家庭资金困难的重要途径,故预期银行借贷与家庭创业决策与家庭创业收入正相关。在家庭人

口规模方面,人口多的家庭其劳动力较多,抗风险能力高于人口少的家庭,预期家庭人口规模与家庭创业决策和创业收入正相关。

表1 变量描述性统计

	全样本(N=31 345)		城镇样本(N=15 641)		农村样本(N=15 704)		最小值	最大值	预期
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差			
创业决策	0.098	0.297	0.122	0.327	0.074	0.262	0	1	
创业收入/万元	0.462	4.532	0.66	6.121	0.264	1.898	-200	550	
互联网使用	0.368	0.482	0.488	0.5	0.248	0.432	0	1	+
人情礼支出/万元	0.415	0.665	0.469	0.769	0.361	0.537	0	33	+
户主年龄	50.381	14.307	49.32	14.843	51.438	13.671	16	95	+
户主年龄平方	2 742.937	1 467.972	2 652.791	1 514.53	2 832.721	1 414.434	256	9 025	-
户主性别	0.519	0.5	0.478	0.5	0.56	0.496	0	1	+
是否在婚(是=1)	0.847	0.36	0.83	0.375	0.864	0.343	0	1	-
教育程度	2.61	1.32	3.052	1.399	2.169	1.069	1	7	+
健康水平	2.845	1.21	2.871	1.141	2.818	1.275	1	5	+
银行借款(有=1)	0.074	0.262	0.066	0.248	0.082	0.275	0	1	+
家庭人口规模	3.703	1.843	3.417	1.693	3.988	1.939	1	19	+

3. 模型选择

本研究将探究互联网使用对城乡家庭创业的影响分为两部分,一是探究互联网使用对城乡家庭创业决策的影响,二是探究互联网使用对城乡家庭创业收入的影响。由于家庭创业决策是二分类变量,故采用面板 Logit 模型来实证分析互联网使用对城乡家庭创业决策的影响,基准模型公式表达如下:

$$cy_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (1)$$

由于创业收入是连续变量,故运用面板线性模型实证分析互联网使用对城乡家庭创业收入的影响,基准模型公式表达如下:

$$cysr_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (2)$$

在式(1)和式(2)中, cy_{it} 表示第*i*个家庭在*t*年的创业抉择, $cysr_{it}$ 表示第*i*个家庭在*t*年的创业收入, $Internet_{it}$ 表示第*i*个家庭在*t*年的互联网使用情况, β_1 、 β_2 、 β_3 和 β_4 为待估参数, X_c 为控制变量和中介变量, α_i 表示个体效应, θ_j 为地区虚拟变量, δ_t 为年份虚拟变量, u_{it} 为随机误差项。

由于面板 Logit 回归时会大量删掉一些被解释变量在一段时期内不变的样本,为避免减少样本缺失造成的影响,在互联网使用影响家庭创业决策的作用机制分析中,选用面板线性回归代替面板 Logit 回归^[12]。模型公式表达如下:

$$cy_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (3)$$

$$net_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (4)$$

$$cy_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \gamma_1 net_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (5)$$

$$cysr_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (6)$$

$$net_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (7)$$

$$cysr_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times Internet_{it} + \gamma_1 net_{it} + \beta_2 \times X_c + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t + u_{it} \quad (8)$$

其中,上述公式中的 net_{it} 表示的是第*i*个家庭在*t*年的社会网络情况, γ_1 表示社会网络的待估参数, X_c 指的是除核心解释变量和中介变量的控制变量,其余变量与式(1)和式(2)的含义一致。本研究实证分析均采用 Stata16.0 计量软件进行分析。

四、实证研究及其结果分析

1. 基准回归分析

由于本研究使用的是三期非平衡面板数据,一方面做出创业决策的家庭比例十分少,全样本比例不到 10%,另一方面存在大量的被解释变量在三期中均为 0 或 1 的情况,这样大部分样本量在进入面板 Logit 回归分析时会被删除^[12],因此在基准回归

分析中, 仅有 2 965 个样本。

面板 Logit 回归存在混合效应模型、随机效应模型和固定效应模型三种形式。为了选择更加合适的模型, 本研究分别对固定效应模型和混合效应模型以及固定效应模型和随机效应模型进行了 Hausman 检验。从检验结果来看, 前者在 1% 的显著水平上拒绝了混合效应模型; 后者在 1% 的显著水平上拒绝了随机效应模型。故在面板 Logit 回归中应选用固定效应模型。同样的, 面板线性回归仍然存在混合效应模型、随机效应模型和固定效应模

型三种形式。为了选择更加合适的模型, 本研究对随机效应模型和混合效应模型进行 LM 检验, 在 1% 的显著水平上表明, 选择随机效应模型要比混合效应模型好; 同时对固定效应模型和随机效应模型进行了 Hausman 检验, 在 10% 的显著水平上拒绝了随机效应模型。故在面板线性回归中应选择固定效应模型。

互联网使用对家庭创业影响的系数估计如表 2 所示。在模型 (1) 和模型 (4) 中, 将互联网使用与家庭创业决策和家庭创业收入进行单独回归, 互

表 2 互联网使用对家庭创业的影响

	互联网使用对家庭创业决策的影响			互联网使用对家庭创业收入的影响		
	模型(1) 创业决策	模型(2) 创业决策	模型(3) 创业决策	模型(4) 创业收入	模型(5) 创业收入	模型(6) 创业收入
互联网使用	0.468*** (0.102)	0.365*** (0.11)	0.388*** (0.12)	0.256*** (0.056 4)	0.177*** (0.059 4)	0.111* (0.064 1)
社会网络		0.112* (0.064 6)	0.11* (0.064 5)		0.112*** (0.036)	0.107*** (0.036)
户主年龄		0.099 6*** (0.037 6)	0.105*** (0.037 8)		-0.000 199 (0.018 1)	0.000 622 (0.018 1)
户主年龄平方		-0.001 19*** (0.000 397)	-0.001 23*** (0.000 397)		-0.000 079 1 (0.000 184)	-0.000 131 (0.000 185)
户主性别		0.184* (0.111)	0.18 (0.112)		0.140** (0.058 6)	0.153*** (0.058 8)
是否在婚(是=1)		-0.586** (0.233)	-0.597** (0.235)		-0.052 8 (0.111)	-0.043 4 (0.111)
教育程度		0.040 6 (0.078 7)	0.049 7 (0.079 3)		0.066 3 (0.041 9)	0.054 6 (0.042 1)
健康水平		0.034 2 (0.042)	0.034 9 (0.042 2)		-0.021 9 (0.020 9)	-0.021 4 (0.020 9)
银行借款(有=1)		0.204 (0.143)	0.216 (0.143)		0.304*** (0.087 7)	0.290*** (0.087 8)
家庭人口规模		0.181*** (0.045)	0.177*** (0.045 3)		0.085 8*** (0.023 2)	0.088 1*** (0.023 3)
2016 年			0.072 4 (0.083 7)			0.061 2 (0.041 7)
2018 年			-0.052 1 (0.095 4)			0.132*** (0.047 9)
中部			0.703 (0.717)			0.31 (0.534)
西部			-0.462 (1.259)			1.075 (0.857)
常数项				0.368*** (0.025 2)	0.099 1 (0.463)	-0.211 (0.539)
N	2 965			31 345		

注: 1. 东部地区包括黑、吉、辽、冀、京、津、鲁、苏、浙、沪、粤、琼、闽、港、澳、台; 中部地区包括晋、豫、皖、鄂、赣、湘; 西部地区包括渝、川、陕、云、贵、桂、甘、青、宁、藏、新、蒙。2. ***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平上显著, 括号里面的数字为标准误差, 下同。

联网使用均通过了显著性水平检验。在模型(2)和模型(5)中,加入除核心解释变量以外的其他所有变量后,互联网使用也均通过了显著性水平检验。在模型(3)和模型(5)中,加入调查地区变量和调查时间变量后,互联网使用对家庭创业决策有正向影响,且在1%的显著性水平上通过了检验;同时互联网使用对家庭创业收入有正向影响,且在10%的显著性水平上通过了检验。这验证了 H_1 。这说明与未使用互联网的家庭相比,使用互联网的家庭更可能进行创业,并且其获得的创业收入更高。原因在于,对于家庭而言,互联网使用极大降低了创业的信息搜寻成本和风险成本,同时也扩展了创业者面对的创业市场,从而促进了家庭创业。

此外,在机制分析变量和控制变量方面,模型(3)和模型(5)中,社会网络对家庭创业决策和创业收入有显著正向影响,社会关系网复杂的家庭,拥有更多的人脉资源,更加容易做出创业决策,同时也有利于提升自身创业绩效。年龄对家庭创业决策有促进作用,且年龄对家庭创业决策的影响呈倒“U”型,虽然户主年龄越大,经验越丰富,越有利于创业,但随着户主年龄的增大,其对创业的边际作用在递减。性别对家庭创业收入有显著正向影响,男性在创业过程中更加理性,更能把握市场方向,男性创业者更有利于提升创业收入水平。婚姻状况对家庭创业决策有显著负向影响,显示在婚家庭更加追求稳定,不愿意去冒险创业。银行借贷对家庭创业收入有显著正向影响,获取正规金融机构的贷款,有利于缓解企业经营的资金压力,从而有利于增加创业收入。人口规模对家庭创业决策和创业收入均有显著正向影响,原因在于,人口规模大的家庭拥有更加广阔的人脉关系网,抗风险能力高于人口规模小的家庭,故人口规模大的家庭更愿意做出创业决策,并且丰富的人脉关系网有利于创业收入的增加。

2. 内生性处理:工具变量法

从互联网使用与家庭创业决策和创业收入的

关系来看,一方面,家庭创业决策和创业收入可能会诱导其学习新的信息技术和知识,从而开始使用互联网,故存在潜在的反向因果关系,另一方面,基准回归分析中可能遗漏了某些重要变量,如创业政策和市场化水平等宏观变量,也会导致内生性问题的产生。为了尽可能地克服内生性问题,本研究采用工具变量法进行内生性处理。通常情况下,由于各省的经济发展水平各不相同,网络基础设施的覆盖面以及普及率存在着较大的东西部差异和城乡差异,也就是说互联网普及情况具有区域特征,本研究借鉴杨克文和何欢关于工具变量的选取方法^[30],将家庭所在省级行政区互联网使用情况的均值(不包含家庭本身的互联网使用情况)作为工具变量,进行了城乡分类和不同省份分类,对于一些省份由于样本十分少产生的极端均值,比如1和0,均采用全国均值替代。理论上来看,在相同地区生活的人群,往往容易出现一些行为的互动效应^[31]。故省级行政区互联网使用情况的均值与个体相关,但不会决定家庭创业决策和创业收入,因此满足相关性和外生性假设。

由于关于面板Logit的工具变量法目前还不能实现,故采用面板IV-2SLS固定效应模型来进行内生性处理^[12]。模型(1)和模型(2)没有引入控制变量和地区固定效应,模型(3)和模型(4)引入了控制变量,模型(5)和模型(6)加入了控制变量和地区固定效应,模型结果见表3。互联网使用对家庭创业决策和创业收入有显著正向促进作用,在加入地区固定效应后,互联网使用每增加一个单位,家庭做出创业决策的可能性会增加0.0389个单位;互联网使用每增加一个单位,家庭创业收入会增加0.648个单位。这进一步验证了 H_1 。IV识别不足检验结果表明,模型的LM统计值(p 值)显著拒绝了原假设,说明模型不存在工具变量识别不足问题;Cragg-Donald Wald F 统计量显著大于Stock-Yogo弱工具变量的临界值,说明模型不存在弱工具变量问题。

表 3 内生性处理：工具变量法

	面板 IV-2SLS 固定效应模型					
	模型(1) 创业决策	模型(2) 创业收入	模型(3) 创业决策	模型(4) 创业收入	模型(5) 创业决策	模型(6) 创业收入
互联网使用	0.0271* (0.015)	0.618*** (0.187)	0.0384*** (0.0128)	0.633*** (0.16)	0.0389*** (0.0129)	0.648*** (0.16)
控制变量	NO		YES		YES	
地区固定效应	NO		NO		YES	
N	27 499	27 499	27 499	27 499	27 499	27 499
IV 识别不足检验：Kleibergen. LM 统计值(p 值)	1 518.238 (0.000)	1 518.238 (0.000)	2 294.837 (0.000)	2 294.837 (0.000)	2 289.788 (0.000)	2 289.788 (0.000)
弱工具变量检验：Cragg-Donald Wald F 值	1 670.611	1 670.611	2 660.451	2 660.451	2 653.503	2 653.503

3. 稳健性检验

为了探究基准回归分析结果的稳健性，本研究使用三种方法进行稳健性检验，结果见表 4。第一，替换核心解释变量，借鉴赵羚雅和向运华的稳健性检验方法^[32]，选取“是否移动上网”来替换本研究中互联网使用这一核心解释变量。由于“是否移动上网”问项仅在 2016 年和 2018 年的调查问卷中存在，而 2014 年的调查问卷则没有，故剔除 2014 年的相关数据，对 2016 年和 2018 年两期数据采用同

基准回归分析中一样的方法和模型进行面板回归。第二，单独选取 2016 年一年的截面数据进行回归。第三，借鉴张云亮等的稳健性检验方法^[12]，选取户主年龄为 25~60 岁的家庭进行单独回归，这部分群体是城乡适龄劳动力的主体，具有很强的代表性。三种回归均加入了调查地区变量，其中面板回归中还加入调查时间变量，结果如表 4 所示，回归结果中的核心解释变量系数符号和显著性均未有变化，故本研究具有很强的稳健性。

表 4 稳健性检验

	替换变量		2016 年截面数据回归		25~60 岁	
	模型(1) 创业决策	模型(2) 创业收入	模型(3) 创业决策	模型(4) 创业收入	模型(5) 创业决策	模型(6) 创业收入
互联网使用			0.66*** (0.082 4)	0.236*** (0.077 7)	0.421*** (0.133)	0.122* (0.074 3)
是否移动上网(是=1)	0.519*** (0.166)	0.122* (0.070 8)				
社会网络	0.121 (0.078 1)	0.076 8 (0.084 6)	0.18*** (0.049 4)	0.208** (0.084 2)	0.071 5 (0.068 9)	0.092 5 (0.092 4)
户主年龄	0.109** (0.053 5)	-0.014 8 (0.033 5)	0.082 2*** (0.016 6)	-0.019 7 (0.014 2)	0.070 4 (0.102)	0.04 (0.055 7)
户主年龄平方	-0.001 26** (0.000 563)	-0.000 015 5 (0.000 327)	-0.001 00*** (0.000 176)	0.000 118 (0.000 124)	-0.000 985 (0.001 2)	-0.000 582 (0.000 643)
户主性别	-0.104 (0.168)	0.144** (0.069 8)	0.088 4 (0.063 8)	0.025 8 (0.054 6)	0.162 (0.129)	0.185*** (0.065 2)
是否在婚(是=1)	-0.442 (0.332)	0.008 12 (0.19)	0.090 9 (0.107)	-0.007 38 (0.074 7)	-0.591* (0.327)	-0.122 (0.185)
教育程度	0.119 (0.116)	0.066 1 (0.060 3)	0.028 (0.025 6)	0.054 6* (0.029 4)	0.058 1 (0.096)	0.039 2 (0.064 4)
健康水平	0.066 6 (0.059 9)	-0.030 8 (0.025 5)	0.044 5 (0.027 7)	0.053 3** (0.025 4)	0.026 9 (0.049)	-0.032 (0.031 7)
银行借款(有=1)	-0.070 2 (0.199)	0.250 (0.17)	0.571*** (0.097)	0.670*** (0.225)	0.243 (0.16)	0.233* (0.132)
家庭人口规模	0.228*** (0.065 4)	0.089*** (0.030 3)	0.155*** (0.017)	0.073 4*** (0.015 7)	0.142*** (0.054 2)	0.054 1* (0.028 4)

表4(续)

	替换变量		2016 截面数据回归		25~60岁	
	模型(1) 创业决策	模型(2) 创业收入	模型(3) 创业决策	模型(4) 创业收入	模型(5) 创业决策	模型(6) 创业收入
2016年					0.0183 (0.0979)	0.071 (0.0559)
2018年	-0.151* (0.0838)	0.0794* (0.0408)			-0.0279 (0.118)	0.105 (0.0818)
中部	1.024 (0.869)	0.555 (1.144)	0.182** (0.0758)	-0.111 (0.0694)	13.52 (405)	0.687 (0.469)
西部	0.836 (1.586)	1.067 (0.94)	-0.0786 (0.0818)	-0.203*** (0.0729)	0.162 (1.47)	1.745 (1.155)
常数项		0.232 (0.914)	-5.075*** (0.397)	0.396 (0.408)		-1.072 (1.276)
N	1436	22624	12148	12148	2172	21260

4. 城乡差异分析

为了探究互联网使用对家庭创业影响的城乡差异,将样本分为城镇样本和农村样本,在进一步回归分析中均加入了时间固定效应和地区固定效应。如表5所示,互联网使用在1%的显著性水平上通过了检验,对城镇家庭创业决策有显著正向促进作用,且互联网使用在5%的显著性水平上通过了检验,对农村家庭创业收入有显著提升作用,这充分验证了H₂。通过实证分析可得,互联网使用对城镇家庭创业决策的影响更为显著,对农村家庭创业收入的影响更为显著。原因在于,相对于农村而言,城镇网络基础设施更加完善,城镇家庭能更好

地接入互联网,且拥有更宽广的创业市场以及更大的创业经营范围,故从网络接入便捷性、创业市场、创业经营范围三个角度来看,城镇家庭选择创业的可能性更大,而农村家庭选择创业的可能性更小。此外,农村家庭创业经营范围小于城镇家庭,其创业收入来源一般更加依靠已有的比较固定的熟人市场,而城镇家庭的创业收入一般比较依赖于流动性比较大的城镇市场。对已经创业的家庭而言,使用互联网往往能拥有广阔的人脉和资源,可以拓宽熟人市场范围,由于农村家庭更加依赖熟人市场,因而互联网使用能显著提升其创业收入。

表5 互联网使用对家庭创业影响的城乡差异

	整体		城镇		农村	
	模型(1) 创业决策	模型(2) 创业收入	模型(3) 创业决策	模型(4) 创业收入	模型(5) 创业决策	模型(6) 创业收入
互联网使用	0.388*** (0.12)	0.111* (0.0641)	0.528*** (0.169)	0.144 (0.119)	0.253 (0.186)	0.104** (0.047)
控制变量	YES		YES		YES	
时间固定效应	YES		YES		YES	
地区固定效应	YES		YES		YES	
常数项		-0.211 (0.645)		-0.497 (0.922)		0.256 (0.73)
N	2965	31345	1584	15641	1255	15704

5. 互联网使用对家庭创业的机制分析

为了减少样本缺失造成的影响,本研究在互联网使用影响家庭创业决策的作用机制分析中,选用面板线性回归代替面板Logit回归,此外,关于机制分析中的面板回归均固定了时间效应和地区效应。回归结果如表6所示。模型(1)和模型(4)分别报告了互联网使用对家庭创业决策和创业收

入的估计结果,互联网使用对家庭创业决策和创业收入有显著正向影响。模型(2)和模型(5)报告了互联网使用对中介变量(社会网络)的估计结果,互联网使用对社会网络有显著正向影响。模型(3)和模型(6)报告了互联网使用和中介变量(社会网络)对家庭创业决策和创业收入的回归结果,互联网使用和社会网络对家庭创业决策和收入有显

著正向影响。当加入机制分析变量社会网络后，互联网使用对家庭创业决策影响的回归系数由 0.0188 下降为 0.0185，说明社会网络在互联网使用与家庭创业决策之间起部分中介作用，具体大小为 1.6%；互联网使用对家庭创业收入影响的回归系数由 0.116 下降为 0.111，说明社会网络在互联网使用与家庭创业收入之间也起部分中介作用，具体大小为 4.3%。因此，这验证了 H₃。

此外，为了进一步探究中介效应是否存在，借鉴温忠麟等关于中介效应的研究^[33]，本研究还进行了 Sobel 检验，Sobel 的 Z 检验值计算公式如下：

$$Z = \frac{a \times b}{\sqrt{a^2 SE_b^2 + b^2 SE_a^2}} \quad (9)$$

在式(9)中，*a* 代表模型(2)和模型(5)中互联网使用这一变量的系数值，*b* 代表模型(3)和模型(6)中社会网络这一变量的系数值，*SE_a* 和 *SE_b* 分别为互联网使用和社会网络的标准误差。在互联网使用对家庭创业决策的作用机制中，Sobel 的 Z 检验值为 1.912，对应的 *p* 值为 0.056(10%的水平上显著)。在互联网使用对家庭创业收入的作用机制中，Sobel 的 Z 检验值为 2.086，对应的 *p* 值为 0.037(5%的水平上显著)，由此可见，H₃ 再次得到验证。

表 6 互联网使用对家庭创业的作用机制

	互联网使用对家庭创业决策的作用机制			互联网使用对家庭创业收入的作用机制		
	模型(1) 创业决策	模型(2) 社会网络	模型(3) 创业决策	模型(4) 创业收入	模型(5) 社会网络	模型(6) 创业收入
互联网使用	0.018 8*** (0.005 14)	0.040 4*** (0.013 8)	0.018 5*** (0.005 15)	0.116* (0.064 1)	0.0404*** (0.0138)	0.111* (0.0641)
社会网络			0.007 3** (0.002 89)			0.107*** (0.036)
控制变量		YES			YES	
时间固定效应		YES			YES	
地区固定效应		YES			YES	
常数项	-0.021 4 (0.043 3)	0.189 (0.116)	-0.022 7 (0.043 3)	-0.19 (0.539)	0.189 (0.116)	-0.211 (0.539)
N		31 345			31 345	

五、结论与政策建议

基于北京大学中国社会科学调查中心 2014 年、2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查的数据，实证分析了互联网使用对中国城乡家庭创业决策和创业收入的影响及其作用机制，可得到如下结论：互联网使用对家庭创业决策和创业收入均具有显著正向影响，通过工具变量法处理内生性问题后，结论依然显著；互联网使用对家庭创业决策和创业收入的影响存在城乡差异，互联网使用对城镇家庭创业决策的影响更为显著，对农村家庭创业收入的影响更为显著；互联网使用通过丰富家庭社会网络，不仅间接促进了家庭创业决策，还间接提升了家庭创业收入，并且利用 Sobel 检验方法再次得到验证。

基于上述结论提出以下对策建议：第一，持续推进互联网普及。互联网使用降低了创业的信息搜寻成本和风险成本，扩展了创业市场，故应进一步

提升网络基础设施水平，加快 5G 新技术的布局，降低网络使用成本，大力推动互联网的普及，为大众创业提供高效便捷的网络服务。第二，发挥好互联网示范引领作用。利用好通信、直播、短视频、电商等，积极引导民众关注创业、学习创业，完善互联网平台，为家庭创业提质增效。第三，鼓励支持大众创业。应改善创业相关的制度环境，进一步完善“双创”政策，积极落实创业企业的补贴和减税政策。第四，依托互联网平台，缩小创业环境的城乡差异。加快农村地区的网络基础设施建设，缩小互联网普及的城乡差异，积极支持农村家庭参与创业，尤其是应鼓励返乡农民工参与创业，进一步加强城乡融合。第五，依托互联网平台，重视家庭社会网络的作用。社会资源和人脉资源的多少往往由家庭自身社会网络关系所决定，应充分发挥互联网的纽带作用，拓宽家庭社会网络，积累更多的社会资源和人脉资源，消减创业阻力。

注释:

- ① 由于CFPS没有给定的户主,故借鉴张景娜和张雪凯的研究,将财务回答人作为虚拟户主。

参考文献:

- [1] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(4):1557-1580.
- [2] 尹志超,公雪,郭沛瑶.移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J].中国工业经济,2019(3):119-137.
- [3] Freund C L, Weinhold D. The Effect of the Internet on International Trade[J]. Journal of International Economics, 2004, 62(1): 171-189.
- [4] Atasoy H. The Effects of Broadband Internet Expansion on Labor Market Outcomes[J]. Industrial & Labor Relations Review, 2013, 66(2): 315-345.
- [5] Shane S E A, Locke, C J Collins. Entrepreneurial Motivation [J]. Human Resource Management Review, 2003, 13(2): 257-279.
- [6] Taormina R J, S Kin -Mei Lao. Measuring Chinese Entrepreneurial Motivation: Personality and Environmental Influences[J]. International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research, 2007, 13(4): 200-221.
- [7] 张开迪,吴群锋,高建,等.外商直接投资对大众创业的影响[J].中国工业经济,2018(12):79-96.
- [8] Wang S. Credit constraints, job mobility, and entrepreneurship: evidence from a property reform in China[J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(2): 532-551.
- [9] 何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,2019(1):112-126.
- [10] 倪云松.家庭财富与创业行为——基于CHFS数据的研究[J].山西财经大学学报,2020,42(9):31-43.
- [11] Ahn T. Attitudes toward risk and self-employment of young workers[J]. Labour Economics, 2010, 17(2): 434-442.
- [12] 张云亮,冯璐,赵奇锋,等.风险态度对中国城乡家庭创业的影响分析——来自中国家庭金融调查3期面板数据的证据[J].财经研究,2020,46(3):154-168.
- [13] 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.
- [14] 袁方,史清华.从返乡到创业——互联网接入对农民工决策影响的实证分析[J].南方经济,2019(10):61-77.
- [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] 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):62-80.
- [17] 毛宇飞,曾湘泉,祝慧琳.互联网使用、就业决策与就业质量——基于CGSS数据的经验证据[J].经济理论与经济管理,2019(1):72-85.
- [18] 张龙耀,张海宁.金融约束与家庭创业——中国的城乡差异[J].金融研究,2013(9):123-135.
- [19] 赵朋飞,王宏健,赵曦.人力资本对城乡家庭创业的差异影响研究——基于CHFS调查数据的实证分析[J].人口与经济,2015(3):89-97.
- [20] Yu X, Meng X, Chen Y, et al. Work-Family Conflict, Organizational Ambidexterity and New Venture Legitimacy in Emerging Economies[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2018, 135(10): 229-240.
- [21] 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.
- [22] 肖薇,李成彦,罗瑾琰.赋能:互联网双重嵌入对女性创业能力的影响[J].科技进步与对策,2019,36(14):18-24.
- [23] Davidsson P, Honig B. The Role of Social and Human Capital in Nascent Entrepreneurs [J]. Journal of Business Venturing, 2003, 18(3): 301-331.
- [24] 马继迁,陈虹,王占国.互联网使用对女性创业的影响——基于CFPS数据的实证分析[J].华东经济管理,2020,34(5):96-104.
- [25] 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.
- [26] 谢勇,杨倩.外出务工经历、创业行为与创业绩效[J].经济评论,2020(1):146-160.
- [27] 张景娜,张雪凯.互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自CFPS的微观证据[J].中国农村经济,2020(3):57-77.
- [28] 杨碧云,吴熙,易行健.互联网使用与家庭商业保险购买——来自CFPS数据的证据[J].保险研究,2019(12):30-47.
- [29] 徐慧贤,张月明,斯琴图雅.社会网络资本对贫困地区农户信贷可得性影响研究[J].河北经贸大学学报,2020,41(2):100-108.
- [30] 杨克文,何欢.互联网使用对居民健康的影响——基于2016年中国劳动力动态调查数据的研究[J].南开经济研究,2020(3):182-203.
- [31] 郑磊.教育中的社区效应和同伴效应:方法、证据及政策启示[J].教育学报,2015,11(5):99-110.
- [32] 赵羚雅,向运华.互联网使用、社会资本与非农就业[J].软科学,2019,33(6):49-53.
- [33] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.

责任编辑:曾凡盛