

DOI: 10.19361/j.er.2018.05.10

互联网使用与家庭创业选择

——来自 CFPS 数据的验证

周广肃 樊 纲*

摘要：本文从家户创业的角度着手，分析了家庭互联网的使用行为是否会对其创业决策产生影响。实证结果表明，与没有使用互联网的家庭相比，使用互联网会使家庭创业的概率提高 3 个百分点左右，具有显著的经济意义。即使使用不同的被解释变量或解释变量进行稳健性检验，结论仍然保持一致。为了克服互联网使用的潜在内生性问题，我们利用家庭是否拥有电脑作为互联网使用的工具变量，IV Probit 模型仍然提供了一致的结论。本文还进一步探讨了互联网影响家庭创业的机制，结果表明，互联网使用促进家庭创业的作用主要来源于信息渠道效应、融资效应、社会互动效应、风险偏好效应四种渠道。

关键词：互联网；家庭创业；信息技术

一、引言

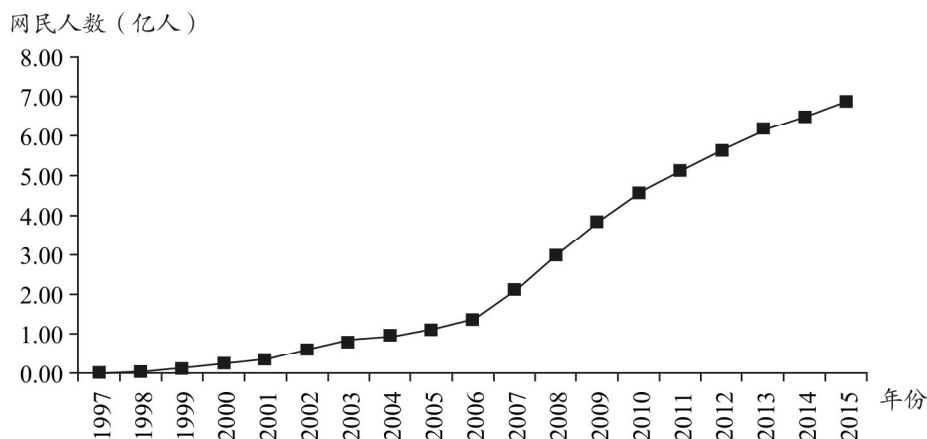
目前中国经济发展进入了“新常态”，“大众创业、万众创新”这一“双创”战略逐渐成为突破制约经济可持续发展瓶颈的重要发展战略，而“互联网+”则成为“双创”战略的重要推手，因此创新创业成为了互联网推动经济发展的一种重要途径。“互联网+”主要借助信息技术和互联网平台，将一系列的传统产业与互联网产业相结合，从而构造出创新创业的新生态，并最终推动国家创新驱动战略的实施和经济的持续增长。因此，关于互联网与创业行为的研究，对于国家经济的信息化发展并最终跨越中等收入陷阱，将会发挥关键性作用。

目前中国的互联网技术发展迅速，网民群体的数量经历了快速增长，如下图 1 所示，中国的网民群体已经从 1997 年的 60 万人增长到 2015 年的 6.88 亿人。网民群体数量的增长，为互联网创业的发展提供了坚实的支撑：一方面大量的网民群体构成了潜在的互联网创业者，另一方面这些数量庞大的网民又构成了互联网企业的重要消费群体，而这些因素将会从供给和需求两个层面影响互联网创业。目前学术界关于互联网对经济发展促进作用的讨论，主要集中于推动传统企业改造、商业模式创新、金融发展、市场价格统一等方面（李海舰

*周广肃，中国人民大学劳动人事学院，邮政编码：100872，电子信箱：zhouguangsu@126.com；樊纲，中国经济改革研究基金会国民经济研究所、北京大学汇丰商学院，邮政编码：100038，电子信箱：fangang@neri.org.cn。

本文感谢国家自然科学基金青年项目“机会不均等、家庭投资决策与经济增长”（项目编号：71703076）、天津市社科规划项目“‘新常态’背景下天津市收入分配格局的变化及影响”（项目编号：ZX20160145）以及中央高校基本科研业务费项目资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

等,2014;罗珉、李亮宇,2015;吴晓求,2015),而缺少对于互联网创业方面的严谨研究,立足于家户层面的数据来研究互联网使用本身是否会对创业产生影响的文献更是十分缺乏。



数据来源:历年《全国互联网发展统计报告》。

图1 中国网民人数(1997-2015年)

互联网作为一种依托于信息技术的综合经济系统,使得依赖于互联网媒介的创业体现出前所未有的开放性、无边界性和强互动性(王重鸣、吴挺,2016),而互联网则可能通过以下渠道从供给侧影响家庭的创业决策。首先,互联网的本质是一种信息交流沟通的媒介,而创业决策前对于商机的把握以及创业过程中的信息沟通,均离不开互联网的作用。其次,创业过程中需要各类资源来保障其生存和发展,以互联网为媒介的融资方式恰恰为创新创业提供了源源不断的资金支持,缓解了创业的融资约束。第三,互联网具有较强的社会互动性,不仅促进了社会资本的积累,还进一步加强了创业成功所形成的示范效应,从而对家庭创业决策形成影响。第四,创业本身需要承担较大的风险,而互联网对于塑造人们的风险偏好形成一定影响,从而影响了家庭创业决策。因此从理论逻辑上讲,互联网使用将会对家庭的创业决策产生重要影响。

本文首次从家户创业的角度着手,通过中国家庭追踪调查(CFPS)的微观数据考察了家庭互联网的使用行为与家庭创业决策之间的关系,这也是首次从供给侧分析互联网对于家庭创业的影响文献。实证分析表明,使用互联网的家庭相比于没有使用互联网的家庭,创业比例高3个百分点左右,经济意义显著。即使使用不同方式定义的解释变量和被解释变量,都显示了一致的结论。我们还利用家庭是否拥有电脑作为工具变量进行了IV Probit模型的估计,结果显示即使克服了互联网使用的潜在内生性问题,仍然能够得到稳健的结论。机制分析表明,信息渠道效应、融资效应、社会互动效应和风险偏好效应是互联网影响家庭创业的四条主要渠道。

本文剩余部分结构如下:第二部分总结了有关互联网使用如何影响创业的相关文献,并指出本文在哪些层面补充了已有文献;第三部分介绍了本文所使用的微观数据和相关变量的定义方式;第四部分报告了实证方法以及互联网使用影响家庭创业选择的实证结果,并进行了相关稳健性检验;第五部分探讨了互联网使用影响家庭创业选择的相关渠道和机制;第六部分对全文进行了总结,并提出了针对性的政策建议。

二、文献综述

目前,虽然互联网技术发展迅速,且对经济发展产生了较为重要的推动作用,但是系统

严谨地进行相关研究的文章并不多。已有研究表明,互联网技术的应用对于社会 and 经济发展产生了宏、微观两个层次的影响:从宏观角度来说,互联网能够对经济增长、国际贸易、价格竞争以及金融发展等重要议题产生直接影响(Goolsbee and Chevalier, 2002; Choi et al., 2002; Cronin, 1998; 罗珉、李亮宇, 2015; 李海舰等, 2014);从微观角度来说,互联网能够改变人们的经济决策与福利水平,如就业选择、消费决策、时间安排以及主观福利等(Feldman and Klaas, 2002; Song and Zahedi, 2005; Tokunaga and Rains, 2010; Lohmann, 2015)。

本文主要研究互联网使用对于家庭创业的影响,这类文献较为缺乏,与之比较相关的文献主要分为两类,一类文献研究互联网创业的特性,即以互联网创业的创业者或者企业为研究对象来考察其相关特征;另一类研究则关注互联网使用对于企业经营产生的影响。Janson 和 Wrycza(1999)利用波兰的数据分析了信息技术对于创业活动的作用,发现信息技术的发展不仅促进了创业经营活动,而且有利于企业经营的成功。Mostafa 等(2005)利用英国的数据发现,那些创业导向更强的企业的发展将会更依赖于互联网,而且这些企业利用互联网作为媒介进行贸易,其出口表现更好。Batjargal(2007)利用北京 94 家互联网企业的数据,研究了创业者的社会资本与人力资本的交互作用对于创业企业绩效的影响,结果发现创业者的社会资本与西方国家经历的交互作用对于创业企业的生存起到了正向作用,而社会资本与创业经历的交互项则起到了负向作用。Bloom 等(2014)将信息技术与沟通技术做了区分,并利用美国和欧洲制造业企业的数据验证了如下结论,信息技术的发展通常会使企业的管理具有更多的自主权和更大的管理跨度,而沟通技术的发展却相反,一般会降低工厂管理者 and 工人的自主权。

而关于互联网使用与创业或企业经营的中文文献大多停留在理论和逻辑层面的探讨,鲜有文献利用实际经济数据对相关推论进行验证。李海舰等(2014)探讨了互联网思维与传统企业再造的关系,他们把互联网思维总结为互联网精神、互联网理念和互联网经济三个层次,并且提出了运用互联网思维对传统企业改造的方向。罗珉和李亮宇(2015)从价值创造的视角分析了互联网商业模式创新,他们认为互联网商业模式的关键要素包括社群、平台、跨界、资源聚合以及产品设计,并且认为这种商业模式追逐的是连接红利。刘刚等(2016)将社会认同理论融入社会嵌入理论的框架中,在已有的创业者社会网络特性的基础上引入了创业者的内群体条件,发现社会网络水平在提升创业业绩的过程中会明显受到内群体条件的影响。刘刚和王泽宇(2016)利用数据挖掘形成的数据,发现创业团队文化多样性对于互联网创业的融资绩效存在倒 U 型影响关系,而创业团队的教育与经验水平对这一关系存在调节作用。辜胜阻和李睿(2016)认为互联网具有的“去中心化”和“去中介化”的趋势,为中小城市和乡镇地区带来了良好的创业机会,而互联网创业对新型城镇化的发展至关重要。

通过对以上文献的综述我们可以看出,目前还没有文献直接研究互联网使用本身对于家庭创业决策的影响,本文将首次利用中国家户的代表性数据,探究互联网使用对于家庭创业选择的影响,并寻求在以下方面对已有文献形成补充:首先,利用家户数据从微观家户层面探讨了互联网使用对于中国家庭创业决策的影响;其次,利用工具变量方法和多种稳健性检验,尝试克服互联网使用这一关键变量可能存在的内生性问题,提高了估计的准确性;第三,从信息渠道效应、融资效应、社会互动效应、风险偏好效应四个方面论述了相关影响机制。

三、数据与变量介绍

(一) 数据介绍

本文所使用的微观数据来自于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS)2010年和2014年两轮的全国调查数据。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心负责实施的两年一次的追踪调查数据。CFPS通过对全国样本的抽样,分别从村居、家庭、个人三个维度展开调查,来反映中国经济社会发展和变迁的情况。该数据于2010年首次进行了全国层面的调查,之后于2012年和2014年进行了两轮追踪调查,然而2012年的调查缺少关于个人互联网使用情况的数据,所以本文采用2010年和2014年两轮调查所形成的面板数据进行研究。

CFPS的调查问卷包括村(居)问卷、家庭问卷和个人问卷三个层次,而本文所使用的数据主要来源于家庭问卷和个人问卷。由于本文探讨互联网使用对家庭创业选择的影响,创业决策具有一定的协作性和风险共担的特性,通常以家庭为单位进行集体决策,而且创业投入资本或所得利润也难以细分到家庭成员个人,所以我们在家庭层面对这一问题进行研究。互联网使用情况的相关问题存在于成人问卷中,我们利用户主的互联网使用情况作为一个家庭互联网利用情况的衡量指标,而CFPS数据恰恰将家中的主事者定义为主。

CFPS2010年的全国样本主要包括了25个省份162个县(区)的14 798个家户^①,2014年成功追访的家户为12 207户,追访率达到82.5%。由于本文研究创业问题,所以我们将样本限定为主年龄在2010年60岁以下的样本(2014年64岁以下),本文使用的最终样本包括7 986个家庭在两轮调查中的数据。

(二) 关键变量

本文的被解释变量——家庭创业决策是一个二值虚拟变量,根据问卷中的问题“过去一年您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业?”^②进行定义,如果回答是,则定义创业取值为1,否则为0。表1的数据描述显示,本文所使用的样本家庭中2010年创业的比例为9.1%,2014年的创业比例提升为10.4%。

本文所使用的关键解释变量为主互联网使用情况的衡量变量,主要有是否使用互联网以及互联网使用强度两种衡量。是否使用互联网为一个二值虚拟变量,表1显示2010年使用互联网的比例为11.9%,2014年这一比例增长到19.2%。互联网使用的强度用上网时间来衡量,CFPS询问了“最近非假期的一个月內平均每天上网的时间(分钟)”,在回归中我们对这一变量取对数处理。

对于控制变量的选取,本文与已有文献基本一致,主要包括了家庭层面的控制变量和户主层面的控制变量。家庭层面的特征变量有家庭人口规模、少儿所占比例(16岁以下)、老年人所占比例(60岁以上)、家庭收入对数、存款余额对数、亲友借贷和机构借贷的虚拟变量;户主层面的控制变量有性别、民族、年龄、教育年限、健康状况、婚姻状况、社会团体数量、是否党员、是否有行政职务、居住地和户口特征的虚拟变量(分农村常住居民、非农户籍城市居民、农业户籍城市居民三类)。在文章的回归中,我们会采取控制不同的变量,以验证回归

^①CFPS没有覆盖西藏、青海、新疆、宁夏、内蒙古、海南、香港、澳门和台湾等地区。

^②CFPS2010年的调查问卷中这一问题为“您家是否参与经营或完全经营非农产业”。

结果的稳健性。具体变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量名	2010 年			2014 年		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
创业	7 986	0.09	0.29	7 986	0.10	0.31
创业资本对数	7 986	0.18	1.22	7 943	0.21	0.83
创业利润对数	7 986	0.10	0.85	7 923	0.13	0.46
互联网使用	7 985	0.12	0.32	7 553	0.19	0.39
上网时间对数	7 985	0.50	1.45	7 793	0.76	1.63
家庭是否拥有电脑	/	/	/	7 986	0.42	0.49
家庭规模	7 986	4.00	1.56	7 986	3.92	1.76
老年人比例	7 986	0.04	0.10	7 986	0.11	0.23
少儿比例	7 986	0.33	0.24	7 986	0.24	0.23
家庭收入对数	7 602	9.93	0.99	7 314	10.25	1.26
家庭存款对数	7 709	3.30	4.47	7 584	4.53	5.17
亲友借贷	7 983	0.29	0.45	7 982	0.15	0.36
机构借贷	7 983	0.11	0.31	7 983	0.06	0.24
户主男性	7 986	0.75	0.43	7 986	0.75	0.43
汉族	7 966	0.92	0.27	7 966	0.92	0.27
年龄	7 986	45.48	8.82	7 986	49.46	8.83
受教育年限	7 981	7.11	4.48	7 986	6.95	4.56
健康	7 985	0.85	0.36	7 986	0.84	0.37
已婚	7 985	0.92	0.27	7 986	0.91	0.28
社会团体数目	7 986	0.29	0.52	7 986	0.37	0.95
党员	7 986	0.10	0.29	7 986	0.10	0.30
家庭成员有行政职务	7 986	0.08	0.26	7 986	0.08	0.27
非农户口城市居民	7 986	0.23	0.42	7 986	0.24	0.43
农业户口城市居民	7 986	0.20	0.40	7 986	0.21	0.41

四、实证分析

(一) 互联网使用对于家庭创业决策的影响

基于家庭的创业选择是一个二值虚拟变量,本文主要通过 Probit 模型来研究互联网使用对家庭创业决策的影响。

$$\text{Prob}(Entrepreneur_{ijt} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \times Internet_{ijt} + \beta_2 \times X_{ijt} + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t)$$

其中, $Entrepreneur_{ijt}$ 表示第 j 省 i 家庭在 t 年是否创业的二值虚拟变量, $Internet_{ijt}$ 是互联网使用的衡量变量, X_{ijt} 表示家庭和户主层面的特征变量, θ_j 表示省份固定效应,用来控制创业环境的省份差异, δ_t 表示年份固定效应,用来控制创业变量的时间趋势。我们在文章的回归分析中使用县(区)层面的 cluster 聚类标准误进行显著性检验,以便克服随机扰动项潜在的相关性。

表 2 汇报了是否使用互联网对于家庭创业选择的影响,其中第(1)–(2)列汇报了 Probit 模型估计的边际效应及其相应的聚类标准误。第(1)列只加入家庭层面控制变量,如果户主使用互联网,则家庭创业的概率高 5.2 个百分点;第(2)列进一步加入了户主层面的控制变量,关键变量的估计值有所下降,但是使用互联网仍然能够将家庭创业的概率提高 3.0 个百分点,这一效果占到 2014 年平均创业概率 10.4%的 28.8%,具有十分显著的经济意义。表 1 的第(3)–(4)列为采用 OLS 估计方法估计线性概率模型得到的结果,估计结果的大小和显

著性均与 Probit 模型较为一致,说明使用互联网确实能够提高家庭创业的概率。

表 2 是否使用互联网对家庭创业影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit		OLS	
互联网使用	0.052 *** (0.008)	0.030 *** (0.008)	0.063 *** (0.010)	0.042 *** (0.010)
家庭规模	0.011 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)
老年人比例	-0.111 *** (0.019)	-0.081 *** (0.020)	-0.079 *** (0.012)	-0.051 *** (0.014)
少儿比例	-0.032 ** (0.013)	-0.026 ** (0.013)	-0.032 ** (0.013)	-0.024 * (0.013)
家庭收入对数	-0.008 *** (0.003)	-0.010 *** (0.003)	-0.010 *** (0.003)	-0.013 *** (0.003)
家庭存款对数	0.004 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)
亲友借贷	0.024 *** (0.007)	0.026 *** (0.006)	0.025 *** (0.007)	0.027 *** (0.007)
机构借贷	0.056 *** (0.008)	0.053 *** (0.008)	0.066 *** (0.011)	0.064 *** (0.011)
户主男性		0.014 ** (0.007)		0.014 ** (0.006)
汉族		0.012 (0.016)		0.011 (0.015)
年龄		0.004 (0.003)		0.003 (0.003)
年龄平方		-0.000 * (0.000)		-0.000 (0.000)
受教育年限		0.003 *** (0.001)		0.003 *** (0.001)
健康		0.031 *** (0.008)		0.024 *** (0.006)
已婚		0.022 ** (0.010)		0.018 ** (0.008)
社会团体数目		0.014 ** (0.007)		0.016 * (0.008)
党员		-0.019 * (0.011)		-0.021 * (0.013)
家庭成员有行政职务		0.013 (0.010)		0.016 (0.012)
非农户口城市居民		0.008 (0.011)		0.008 (0.011)
农业户口城市居民		0.042 *** (0.010)		0.048 *** (0.012)
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14 053	14 020	14 053	14 020

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

相关控制变量的结果表明,家庭和户主层面的特征变量对创业也具有较为显著的影响。

从家庭的特征变量来看,家庭规模与家庭创业显著正向相关,而老年人的比例和少儿比例这两个家庭人口结构变量对创业有着显著的负向影响,这与户主年龄对创业的倒U型影响关系一致。从家庭经济变量来看,家庭收入对数值对创业具有微小的负向作用,造成这一现象的原因可能在于家庭当前的收入对创业具有两方面的作用,一方面为创业提供了资金积累,另一方面则构成了创业的机会成本,而机会成本的阻碍效果更强一些。家庭的存款余额显著促进了家庭的创业决策,因为这些储蓄成为家庭创业活动的前期资金基础,从而缓解了创业资金的约束和限制。从家庭借贷变量来看,亲友借贷以及机构借贷均显著促进了创业活动,这些借贷资金构成了创业活动的外来资金支持从而放松了融资约束,但是机构借贷产生的正向作用更大。从户主层面的特征变量来看,户主为男性的家庭相比于户主为女性的家庭创业概率更大,而户主年龄与家庭创业之间具有倒U型关系,户主的受教育水平、健康水平、婚姻状况均对创业形成了显著的正向作用。就家庭的政治背景的变量而言,党员与创业负相关,而行政职务对创业有正向作用却不显著。最后,我们可以看到,与农村常住居民相比,拥有农业户籍的城市常住居民创业概率显著较高,这部分群体包含了大量的城乡移民,构成了自主创业的重要力量。

(二) 互联网使用强度对于家庭创业决策的影响

上文分析了是否使用互联网对于家庭创业决策的影响,但是即使对于互联网使用群体来说,使用的强度也存在较大差异,而这种强度的差异也可能对家庭创业产生影响。表3进一步探讨了互联网使用强度对于家庭创业决策的影响,而使用强度的衡量变量为最近非假期的一个月內平均每天上网的时间(分钟)的对数值。表3的模型设定与表2基本一致,其中第(1)–(2)列为Probit模型结果,(3)–(4)列为OLS估计结果,每两列的区别在于是否加入户主层面的控制变量。以第(2)列结果为例,上网时间如果增加一倍,那么家庭创业的概率提高0.7个百分点。第(4)列线性概率模型的估计结果基本一致,这一效果大概在0.9个百分点左右。表3的结果显示,互联网使用强度的提高也会显著提高家庭创业的概率,这一结论与表2的结论完全一致。

表3 互联网使用时间对家庭创业影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit		OLS	
上网时间对数	0.011 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.014 *** (0.002)	0.009 *** (0.002)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14 161	14 128	14 161	14 128

注释:括号内是cluster在县(区)层面的标准误,*、**、***分别代表在10%、5%、1%水平下显著。

(三) 内生性问题的处理

然而,互联网使用行为本身作为一种个人决策,可能因遗漏变量或反向因果的原因存在潜在的内生性问题。首先,遗漏变量的问题难以避免,某些难以准确衡量的变量(例如家庭的风险态度、接受新事物的能力)将会同时影响家庭的互联网使用与家庭的创业决策;其次,某些家庭可能是创业经营的需要,引发了互联网使用的需求,从而产生了反向因果问题。由

以上原因导致的潜在内生性问题的出现,将会使得估计系数不一致,因此我们尝试采用工具变量 Probit 模型来解决这一问题。

本文所使用的工具变量为家庭是否拥有电脑的虚拟变量,如果家庭有电脑,这一变量取值为 1,否则为 0。我们选择这一变量作为家庭互联网使用的工具变量,主要基于以下两个原因:首先,家庭拥有电脑是家庭使用互联网的前提,二者具有较强的相关性;其次,家庭是否拥有电脑与家庭的创业决策并不直接相关,满足工具变量外生性的条件。由于是否拥有电脑这一变量仅存在于 2014 年的数据中,所以我们使用 2014 年的数据进行相关分析。

表 4 展示了工具变量 Probit 模型的估计结果,由于本文的关键解释变量“是否使用互联网”为一个二值变量,所以只能采用极大似然方法进行估计^①。表 4 的(1)–(2)列的关键变量为是否使用互联网,(3)–(4)列的关键变量为互联网使用时间的对数值,而控制变量的选择与前文一致。通过表 4 的回归结果可以看出,所有的估计结果仍然显著为正,说明即使使用工具变量方法克服潜在内生性问题之后,互联网的使用仍然显著促进了家庭创业概率的提高。

表 4 工具变量(IV Probit)估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用	0.372 *** (0.020)	0.518 *** (0.033)		
上网时间			0.092 *** (0.005)	0.127 *** (0.008)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
省份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	6 691	6 676	6 799	6 784

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

(四) 互联网使用对于家庭创业强度的影响

前文探究了互联网使用对于家庭创业概率的影响,但是创业的强度或规模却存在大小之分,具体体现在创业投入的资产规模以及产生的税后利润的区别。表 5 就以家庭经营的资产规模和税后纯利润作为创业“强度”的代理变量^②,来研究互联网使用对于创业强度的影响。然而这两个变量在 0 点存在着较为明显的截断问题,对于那些没有创业的家庭来说,这两个变量只能取值为零。根据已有文献的方法,我们采用 Tobit 左侧截断的计量模型进行估计,控制变量的选取与表 2 的选择一样,表 5 汇报的为 Tobit 模型回归估计得到的系数。

表 5 的(1)–(2)列的被解释变量为家庭创业资产的对数值,根据第(2)列汇报的估计系数计算得到的边际效应显示,如果使用互联网,则创业的资产投入将会提高 5.4%,这说明互联网确实促进了创业资本的投入,扩大了投资的规模。第(3)–(4)列的被解释变量为家庭经营的税后利润的对数值,第(4)列结果计算的边际效应说明,互联网的使用促使创业利润增加了 3.0%,也就是说互联网的使用不仅促使了家庭经营企业规模的扩大,而且使得创业经营的效率产生了明显的提升。

①我们也采用两阶段方法检验了一阶段回归的显著性,结果显示工具变量与内生变量显著正相关。

②如果是由被调查家庭与其他人合股经营,则根据家庭持股的比例对这些变量的数值进行折算。

表 5 是否使用互联网对家庭创业强度影响的 Tobit 模型结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	创业资产对数值		创业利润对数值	
互联网使用	1.760 *** (0.202)	1.117 *** (0.219)	0.972 *** (0.133)	0.695 *** (0.143)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	13 911	13 878	13 881	13 848

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

(五) 互联网使用对于新创企业的影响

由于以上分析的被解释变量均为家庭目前的创业状态,可能无法准确体现互联网使用对于家庭创业决策的直接影响。为了解决这一问题,我们利用本文所使用的 CFPS 数据的面板特性,定义了新创业这一变量,如果受访家庭在 2010 年没有创业而在 2014 年进行了创业,则新创业变量等于 1,否则为 0。在表 6 的回归结果中,我们剔除了那些在 2010 年已经创业的样本,以便验证 2010 年互联网使用对于 2014 年新创业的影响,所有的解释变量均为 2010 年的数据,从而最大限度地来克服反向因果的问题。与表 2 的结构相似,表 6 的(1)–(2)列为 Probit 模型结果,(3)–(4)列为 OLS 模型结果,表 6 的结果与表 2 相比,无论大小和显著性都基本一致。这一结果说明,即使采用新创业作为被解释变量,仍然能够发现互联网使用对于家庭创业决策的显著正向影响。

表 6 互联网使用对家庭新创业影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit		OLS	
互联网使用	0.044 *** (0.008)	0.028 *** (0.009)	0.058 *** (0.011)	0.043 *** (0.013)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
省份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	6 750	6 733	6 750	6 733

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

(六) 互联网使用对于不同类型创业的影响

上文虽然论证了互联网对于创业的正向作用,但是创业也大致分为“机会型创业”和“必需型创业”两类(Xavier-Oliveira et al., 2015),这两类创业的根本区别在于其初衷是为了利用市场中的相关商业机会从而达成企业家个人成就,还是为了满足基本生活需求而被迫进行的自我雇佣(Carsrud and Brännback, 2011)。我们通过家庭创业决策中是否雇佣工人将创业分为机会型与必需型两种,通过表 7 的回归对比可以发现,互联网使用对于两类创业均有显著的促进作用,而且效果相当。这一结果表明,互联网使用已经非常广泛,无论创业的初衷为何,均显著受到了互联网的正向促进作用。

表 7 互联网使用对不同创业类型影响的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	必需型创业		机会型创业	
互联网使用	0.049 *** (0.007)	0.035 *** (0.007)	0.038 *** (0.004)	0.037 *** (0.005)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	13 926	13 893	13 014	12 982

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

(七) 互联网使用对于创业影响的城乡差异

我国的经济活动存在非常明显的城乡差异,这一点在创业活动中也不例外,相比于城市,农村的创业活动更容易受到资金、信息等因素的制约。互联网促进了创业活动,一个重要的潜在机制在于缓解了创业活动所受到的资金和信息的制约,因此,我们可以推断农村的创业活动所受互联网使用的影响效果应该更为显著。为此,我们在表 8 的回归中,将所有样本分为城乡两类,通过对比确实证实了上述推测,农村样本中互联网对于创业的影响效果更强。

表 8 互联网使用对创业影响的城乡差异

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村		城市	
互联网使用	0.070 *** (0.010)	0.052 *** (0.010)	0.041 *** (0.010)	0.031 *** (0.010)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	7 925	7 909	6 128	6 111

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

五、影响机制的进一步讨论

以上内容基本验证了互联网使用对于家庭创业选择的正向作用,但是互联网是通过何种渠道影响了家庭创业决策,还需要在本节进行进一步讨论。

(一) 信息渠道效应

互联网作为信息技术的主要载体,改变了信息传播的方式,极大地提高了信息传播效率并拓宽了信息传播范围。对于家庭创业来说,信息起到了十分重要的作用,不仅有利于商机的捕获(Shane,2000),而且企业的经营管理、业务开展、销售渠道拓展等都离不开信息的作用(Robinson and Sexton,1994;Coate and Tennyson,1992)。CFPS2014 年的问卷中询问了受访人对不同类型信息渠道的看重程度,主要包括互联网信息、电视信息、报刊杂志信息、手机短信信息、广播信息等的看重程度,为我们研究互联网的信息渠道效应提供了数据基础。

表 9 探讨了看重不同类型的信息渠道对于家庭创业的作用,第(1)-(5)列分别为看重互联网、电视、报刊杂志、手机短信、广播信息对于家庭创业的作用。通过这 5 列结果的对比

我们可以发现,其中互联网信息对于创业的作用最为重要,第(1)列结果显示,如果认为互联网信息对自身很重要,则其创业的概率高 3.0 个百分点。第(3)列结果显示,报刊杂志信息的重要性对于创业也有一定作用,但是效果的大小和显著性都弱于互联网信息,而其他列结果显示的其余信息渠道对于创业不存在显著作用。

表 9 不同类型信息渠道对家庭创业的影响 (Probit)

不同信息媒介的重要性	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
互联网	0.030 *** (0.010)				
电视		0.005 (0.007)			
报刊杂志			0.020 * (0.011)		
手机短信				0.003 (0.008)	
广播					-0.006 (0.011)
家庭控制变量	是	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是
观测值	6 939	6 939	6 939	6 939	6 939

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

(二) 促进融资效应

缺少资本是制约创业成功的一个重要约束(Hurst and Lusardi, 2004),前文的结果也显示,无论是亲友间借贷还是机构借贷都通过放松融资约束而促进了家庭创业。近年来,互联网经济发展的一个重要标志为互联网金融的快速拓展,以网络为媒介的金融产业在一定程度上缓解了融资难和融资贵的问题。为了验证互联网使用是否通过缓解融资约束而促进了创业,我们在表 10 中通过 Probit 模型验证了互联网使用对于家庭借贷行为的影响。表 10 的第(1)-(2)列的被解释变量为家庭是否进行了亲友间借贷,但是并没有发现互联网使用对于亲友间借贷的显著性影响。表 10 的第(3)-(4)列的被解释变量为家庭是否进行了机构借贷,第(4)列的结果显示,使用互联网使得家庭进行机构借贷的概率提高了 2.3 个百分点。通过表 10 的结果可以看出,互联网金融的发展提高了家庭获得贷款的可能性,使用互联网的家庭能够更为容易地获得机构贷款,从而最终提高了家庭创业的概率。

表 10 是否使用互联网对家庭借贷的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	亲友间借贷		机构借贷	
互联网使用	0.003 (0.012)	-0.003 (0.013)	0.040 *** (0.008)	0.023 *** (0.008)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14 054	14 021	14 055	14 022

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

(三) 社会互动效应

社会互动对于创业可能存在重要作用(胡金焱、张博,2014;马光荣、杨恩艳,2011):首先,社会互动的增强有利于社会资本的积累,而社会资本对于创业具有十分重要的作用,这一点在中国的“关系型”社会中尤为明显;其次,社会互动会使得家庭创业的示范效应进一步加强,也就是说周围人群的创业行为会影响自身决策,而社会互动会加强这一作用。为此,我们把礼金往来的多少作为社会互动的衡量,从而分析互联网使用对于社会互动的作用,表 11 展示了 OLS 回归的相关结果。在表 11 中,第(1)-(2)列的被解释变量为家庭送出礼物/礼金的对数值,第(2)列结果显示,使用互联网的家庭送出礼金高出 41.1%;第(3)-(4)列的被解释变量为家庭收到礼物/礼金的对数值,第(4)列结果说明,使用互联网的家庭收到礼物/礼金高出 34.7%。通过表 11 的结果可以清楚看到,互联网的使用行为确实加强了家庭的社会互动,从而促进了家庭的创业决策。

表 11 是否使用互联网对家庭社会资本的影响(OLS)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	送出礼物/礼金对数值		收到礼物/礼金对数值	
互联网使用	0.389 *** (0.089)	0.411 *** (0.097)	0.382 ** (0.160)	0.347 * (0.180)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	7 149	7 133	7 351	7 333
R ²	0.161	0.175	0.125	0.128

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

(四) 风险偏好效应

创业是一种风险较高的经济决策,通常来说,只有少部分创业者能够获得创业的成功并且享受创业带来的较为丰厚的经济回报。因此,一个人的风险偏好以及风险承担能力将会对创业决策形成重要影响(Parker,1996)。互联网通常会通过促进信息传播、交流沟通等方式改变人们的价值取向和风险偏好,从而最终对创业决策形成潜在影响。然而受 CFPS 数据所限,我们无法找到家庭或个人风险偏好的直接度量,为此,我们将一个家庭是否投资了股票这种风险金融资产作为家庭风险偏好的代理变量。表 12 的结果为是否使用互联网对于家庭股票投资的影响,(1)-(3)列分别控制了不同的变量,第(3)列结果显示,使用互联网的家庭投资股票的概率高 3.6 个百分点。这一结果说明,互联网的使用确实对于家庭的风险偏好产生了一定程度的影响,从而最终影响了创业决策。

表 12 是否使用互联网对股票投资的影响(Probit)

变量	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.072 *** (0.007)	0.049 *** (0.005)	0.036 *** (0.004)
家庭控制变量		是	是
户主控制变量			是
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
观测值	15 242	13 788	13 755

注释:括号内是 cluster 在县(区)层面的标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。

六、结论与政策建议

依托于互联网等信息技术的发展,互联网经济经历了快速腾飞阶段,“互联网+”逐渐与各类传统行业相结合,不断创造出新的经济增长点。在中国经济步入新常态的背景下,“大众创业、万众创新”成为一项重要的国家发展战略,而依托于互联网的创业活动更是起到举足轻重的作用。本文基于家户互联网使用与创业的视角,分析了家庭互联网的使用行为对其创业决策所产生的影响。通过 Probit 模型的相关分析可以发现,使用互联网会使家庭创业的概率提高 3 个百分点左右,经济意义十分显著。为了克服因遗漏变量或反向因果等原因导致的潜在内生性问题,我们采用 IV Probit 模型进行估计,利用的工具变量为家庭是否拥有电脑的虚拟变量,结论保持一致。更进一步,本文还从信息渠道效应、融资效应、社会互动效应、风险偏好效应四种渠道验证了互联网影响家庭创业的机制。

本文首次探讨了是否使用互联网本身对于创业的作用,而且发现了十分显著的正向促进作用。这一结果表明,互联网作为信息时代最为重要的载体,确实对家庭的经济决策产生了重要影响,而这对于客观全面地评估互联网的作用不可或缺。互联网的使用对于家庭创业产生的促进作用表明,互联网已经成为“双创”的重要阵地,而依托于互联网产生的创业活动逐渐成为中国经济持续发展的新动力,所以一方面应该进一步完善互联网基础设施,提高互联网使用率以及使用效率,另一方面应该进一步引导和促进依托于互联网的创业活动,从而为中国经济的可持续发展提供保障。

参考文献:

1. 辜胜阻、李睿,2016:《以互联网创业引领新型城镇化》,《中国软科学》第 1 期。
2. 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。
3. 李海舰、田跃新、李文杰,2014:《互联网思维与传统企业再造》,《中国工业经济》第 10 期。
4. 刘刚、王泽宇,2016:《创业团队文化多样性与互联网创业融资——基于产品众筹数据的实证分析》,《财贸经济》第 6 期。
5. 刘刚、王泽宇、程熙谕,2016:《“朋友圈”优势、内群体条件与互联网创业——基于整合社会认同与嵌入理论的新视角》,《中国工业经济》第 8 期。
6. 罗珉、李亮宇,2015:《互联网时代的商业模式创新:价值创造视角》,《中国工业经济》第 1 期。
7. 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。
8. 王重鸣、吴挺,2016:《互联网情境下的创业研究》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第 1 期。
9. 吴晓求,2015:《互联网金融:成长的逻辑》,《财贸经济》第 2 期。
10. Batjargal, B. 2007. “Internet Entrepreneurship: Social Capital, Human Capital, and Performance of Internet Ventures in China.” *Research Policy* 36(5): 605–618.
11. Bloom, N., L. Garicano, R. Sadun, and J. Van Reenen. 2014. “The Distinct Effects of Information Technology and Communication Technology on Firm Organization.” *Management Science* 60(12): 2859–2885.
12. Carsrud, A., and M. Brännback. 2011. “Entrepreneurial Motivations: What Do We Still Need to Know?” *Journal of Small Business Management* 49(1): 9–26.
13. Choi, J.J., D. Laibson, and A. Metrick. 2002. “How Does the Internet Affect Trading? Evidence from Investor Behavior in 401(k) Plans.” *Journal of Financial Economics* 64(3): 397–421.
14. Coate, S., and S. Tennyson. 1992. “Labor Market Discrimination, Imperfect Information and Self Employment.”

- Oxford Economic Papers* 44(2) : 272–288.
15. Cronin, M.J. 1998. *Banking and Finance on the Internet*. New Jersey, USA: John Wiley & Sons.
 16. Feldman, D.C., and B.S. Klaas. 2002. “Internet Job Hunting: A Field Study of Applicant Experiences with Online Recruiting.” *Human Resource Management* 41(2) : 175–192.
 17. Goolsbee, A., and J. Chevalier. 2002. “Measuring Prices and Price Competition Online: Amazon and Barnes and Noble.” NBER Working Paper 9085.
 18. Hurst, E. and A. Lusardi. 2004. “Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship.” *Journal of Political Economy* 112(2) : 319–347.
 19. Janson, M.A., and S. Wrycza. 1999. “Information Technology and Entrepreneurship: Three Cases from Poland.” *International Journal of Information Management* 19(5) : 351–367.
 20. Lohmann, S. 2015. “Information Technologies and Subjective Well-being: Does the Internet Raise Material Aspirations?” *Oxford Economic Papers* 67(3) : 740–759.
 21. Mostafa, R.H., C. Wheeler, and M.V. Jones. 2005. “Entrepreneurial Orientation, Commitment to the Internet and Export Performance in Small and Medium Sized Exporting Firms.” *Journal of International Entrepreneurship* 3(4) : 291–302.
 22. Parker, S. 1996. “A Time Series Model of Self-employment under Uncertainty.” *Economica* 63(251) : 459–475.
 23. Robinson, P.B., and E.A. Sexton. 1994. “The Effect of Education and Experience on Self-employment Success.” *Journal of Business Venturing* 9(2) : 141–156.
 24. Shane, S. 2000. “Prior Knowledge and the Discovery of Entrepreneurial Opportunities.” *Organization Science* 11(4) : 448–469.
 25. Song, J., and F. M. Zahedi. 2005. “A Theoretical Approach to Web Design in E-commerce: A Belief Reinforcement Model.” *Management Science* 51(8) : 1219–1235.
 26. Tokunaga, R.S., and S. A. Rains. 2010. “An Evaluation of Two Characterizations of the Relationships between Problematic Internet Use, Time Spent Using the Internet, and Psychosocial Problems.” *Human Communication Research* 36(4) : 512–545.
 27. 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.

Internet Usage and Household Entrepreneurship: Evidence from CFPS

Zhou Guangsu¹ and Fan Gang²

(1: School of Labor and Human Resources, Remin University of China;

2: NERI, HSBC Business School, Peking University)

Abstract: This paper investigates the impacts of internet usage on household entrepreneurship by using CFPS data. The results show that internet usage has a significant and positive effect on the chance of being an entrepreneur, and the probability is increased by 3 percentage points. In order to deal with potential endogeneity, we show the results of the IV Probit model and various robustness checks, and all of them provide consistent conclusions. This paper also explores the possible mechanisms of internet's impacts on entrepreneurship, including information flow, liquidity constraints, social interactions and risk preference.

Keywords: Internet Usage, Household Entrepreneurship, Information Technology

JEL Classification: J24, D13, D10

(责任编辑:陈永清)