

# 社会互动与家庭创业行为

胡 浩, 王海燕, 张沛莹

(上海大学 经济学院, 上海 200444)

**摘要:** 如何激发“双创”活力是实现“大众创业、万众创新”的关键。文章基于最新的2016年中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据,采用离散选择模型和OLS模型,分析了社会互动对家庭创业决策的影响,并对其机制进行了初探。结果表明,社会互动的三个代理变量,即人情礼金支出、通讯支出及非家庭成员间聚餐支出均对家庭创业决策产生了积极影响。具体而言,在其他变量既定的情况下,人情礼金支出、通讯支出和非家庭成员间聚餐支出每提高一个单位,将使家庭创业的几率增加1.7%、3.7%和3.5%。在考虑了潜在的内生性后,本文所得结论依然成立。影响机制研究表明,社会互动通过信息获取和社会性学习机制、相对财富关注机制及缓解创业融资约束而对家庭创业决策产生影响。进一步研究发现,随着互联网的发展,网络信息会对社会互动产生一定的替代,但替代效应并不显著。文章的研究为激发“双创”活力提供了一个新的政策视角,相关部门在制定涉及个体家庭创业的政策时,应充分考虑社会互动的作用。

**关键词:** 社会互动; 家庭创业决策; 机制检验; 离散选择模型

**中图分类号:** C912.68; F202   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2018)12-0031-13

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2018.12.003

## 一、引言

关于家庭创业决策因素的文献已比较成熟,主要从两方面展开:一是社会环境,包括基础设施、政府管制、制度环境、金融可得性、经济状况和互联网普及程度等;二是个人和家庭特征,如个人的风险偏好、受教育程度、个人信仰、家庭初始财富水平及家庭背景等因素(Black和Strahan, 2002; Cumming和Johan, 2010; 史晋川和王维维, 2017; 周洋和汉语音, 2017)。近期研究发现,社会网络也会对家庭创业决策产生显著性影响,这主要是基于社会网络在缓解不对称信息和承担信誉隐性担保等方面所发挥的作用(马光荣和杨恩艳, 2011; 胡金焱和张博, 2014; 张博等, 2015)。但是,这些解释并没有考虑到隐藏在家庭创业行为背后更为深层次的因素,即社会学角度的社会互动。即便人们面对相同的初始财富和制度环境,具有相同的非标准偏好,持有相同的信念,但假如他们的社会互动水平不同,其家庭创业行为可能也会有差异。

家庭创业不仅仅是一种家庭经济现象,也是一种社会互动行为。在经济学领域,社会互动一般指在互动过程中,决策主体的预算约束、期望和偏好均受其他决策主体的影响(Manski, 2000)。Manski(2000)把社会互动划分为三类:内生互动、情景互动和相关效应。由于社会互动是一个复杂的现象,经济学文献普遍关注的是内生互动(本文亦是如此)。内生互动对家庭创业选择的影响体现在口头获取信息、交流感受和社会规范三个方面。第一,个体能够通过参考群体成员的

收稿日期: 2018-04-27

作者简介: 胡 浩(1968-),男,河南信阳人,上海大学经济学院副教授;

王海燕(1992-),男,河南兰考人,上海大学经济学院硕士研究生;

张沛莹(1995-),女,河南平顶山人,上海大学经济学院硕士研究生。

直接交流和讨论或对参考群体成员的行为进行观察,获取创业项目的有关信息(无论对错)。这种内生互动的信息获取方式被称为观察性学习或社会性学习(Bikhchandani等,1992;李涛,2006)。第二,个体可与群体成员谈论共同创业项目,共同的创业项目带来的经验交流和体会时的愉悦能使创业者的偏好发生改变,从孤立决策时内生互动不起作用,到公共决策时内生互动产生积极影响(Mailath和Postlewaite,2003)。第三,参与社会互动的家庭希望与同群家庭有类似的消费行为、共同的讨论话题和同样的生活兴趣,这被称为“社会规范”。社会规范形成的原因可能是服从性、外部习惯或局部资源的稀缺性及自己在社区中的相对财富等(De Marzo等,2004;周铭山等,2011;刘宏和马文瀚,2017)。

近年来,从社会互动视角研究经济行为的文献越来越多,这些研究主要集中在家庭股市参与、劳动力流动和购买养老保险等方面。如李涛(2006a,2006b)、Brown等(2008)、周铭山等(2011)、潘静和陈广汉(2014)、郭士祺和梁平汉(2014)、霍鹏等(2016)以及刘宏和马文瀚(2017)等。此外,根据我们的了解,目前文献中还没有分析社会互动对家庭创业行为的影响,以中国为例的研究更是缺乏。为此,我们从社会互动视角出发,研究其对家庭创业的影响。不但丰富了家庭创业影响因素的相关理论,也扩展了社会互动在经济学领域的应用,架起了连通社会学的社会互动与经济学的家庭创业这两大领域的桥梁。在此基础上,文章实证检验了社会互动影响家庭创业行为的具体作用渠道,并对其作用机制进行了初探。

在中国这样典型的“关系型”社会,研究社会互动与家庭创业间关系具有更直接的实践意义。对于家庭创业者而言,社会互动可以为其提供技术经验、物质资本、重要信息以及情感支持(王文彬和赵延东,2012;胡金焱和张博,2014)。社会互动是社会资本的一种类型(Durlauf和Fafchamps,2005),尤其是居民间面对面的互动,表现为亲朋好友聚会、逢年过节间礼尚往来及红白喜事送礼等形式。因互动引致的家庭创业对提高家庭收入、缩小城乡收入差距起着重要作用。

本文旨在通过使用中国家庭追踪调查(CFPS)最新的2016年微观数据研究社会互动对家庭创业的影响及影响机制。我们的研究表明,社会互动显著提高了家庭创业意愿。在考虑了潜在的内生性问题后,所得结论依然成立。社会互动通过信息获取和社会性学习、相对财富关注及在缓解创业融资约束等途径对家庭创业决策产生影响。进一步扩展研究发现,随着互联网的飞速发展,网络信息会对社会互动产生一定的替代,但替代效应并不显著。本文的主要贡献在于完善了创业影响因素方面的相关理论,丰富了社会互动与家庭创业之间的传导机制研究。本文在全面把握我国整体家庭创业行为的同时,也考虑到了社会互动和网络信息可能的交互影响。

## 二、研究设计

(一)数据来源。本文使用了2016年北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据。CFPS样本覆盖25个省、市和自治区(除港澳台地区、新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南),其问卷类型共有四种:社区卷、家庭卷、成人卷和少儿卷。本文主要使用的是家庭卷和成人卷,由于两者属于不同层次的数据,我们用stata13进行了数据合并。在CFPS2016家庭数据库中,初始样本规模14033户,基于研究需要,将研究样本限定于年龄在16—65岁之间的家庭创业者,并假定家庭创业者为户主,剔除关键变量缺失值后,剩余有效样本量12988户,剔除率为7.4%。为避免潜在的内生性(主要为反向因果关系),本文尝试用2010年的社会互动数据对2016年的家庭创业决策进行分析,依据家庭编码对2016年和2010年的数据进行一对一匹配,使2016年的数据中包含2010年的社会互动数据,匹配后的数据样本共有8628户。

(二)变量选取与统计性描述。

1. 被解释变量:家庭创业决策。本文把创业者定义为从事个体私营的个人。CFPS2016年家

庭问卷用了“家庭是否有人从事个体私营?”这一问题衡量居民家庭是否有家庭成员参与了创业活动。本文构建二值变量来衡量家庭的创业行为,若家庭成员有人从事个体私营,那么该变量取值为 1,否则为 0。在全样本中,创业家庭为 1 455 户,占比达到 10.4%,其中,城镇家庭 867 户,农村家庭 588 户。

2. 核心解释变量: 社会互动。目前社会互动的测度尚未形成统一的标准,现有研究主要从社会互动的行为上进行测度,选取的指标主要集中在与亲朋好友礼品往来金额、与亲朋好友见面聚餐的频率和通讯支出三个方面。首先,在中国这样的“关系型”社会,家庭间社会互动主要是以亲缘、血缘和地缘为基础的亲友关系网络,而亲友之间交往和维系感情的重要手段之一便是在春节等节假日和婚丧嫁娶等红白喜事时互赠礼品,即礼金支出。很多已有研究将其作为家庭社会互动的测度(马光荣和杨恩艳,2011;胡金焱和张博,2014;郭士祺和梁平汉,2014)。其次,“人情社会”决定了“饭局”是亲友之间交流沟通和分享信息的重要途径之一。与亲朋好友见面聚餐频率越高意味着亲友之间交流互动、互通信息的机会越多,越有可能获取有价值的信息。所以,与亲朋好友见面聚餐的频率在某种程度上也具备社会互动的属性。最后,通讯支出在一定程度上反映了家庭的社会交往情况。本文主要关注社会互动的信息传递渠道,所以通讯支出较好地测度了家庭信息交流的特征。本文借鉴郭士祺和梁平汉(2014)的研究,构造通讯支出<sup>①</sup>这一变量作为社会互动的代理变量。至此,本文构造了社会互动的三个代理变量,分别是人情礼金支出、非家庭成员间聚餐支出和通讯支出。在实证中,以三者分别得到的结果互相验证。

3. 控制变量。为尽可能减少遗漏变量,文章还控制了其他影响家庭创业决策的变量,具体包括区县、社区、家庭和户主特征变量。社区特征变量包括社区公共设施状况、社区周边环境状况、社区周边治安状况以及社区邻里关系;家庭特征变量包括是否收到政府补助、家庭是否自有房屋、是否持有金融产品及家庭人均收入。此外,为了衡量家庭风险偏好,本文加入了一个衡量家庭风险偏好的代理变量,即过去 12 个月商业型保险支出额。一般说来,商业保险支出额越大,对风险越是厌恶,属于风险厌恶者。反之,属于风险爱好者。家庭创业是否受到融资约束的度量,我们依据不同的融资渠道,加入了是否进行银行贷款及贷款额度、是否有亲友和民间借款及借款额度变量。初始财富水平也是影响家庭创业决策的重要因素,初始财富水平越高,越有机会进行创业。因此,本文加入了一个衡量家庭初始财富水平的变量,即您家现金及存款总额;个人特征包括户主年龄、年龄平方项、性别、政治面貌、婚姻状态、是否信仰宗教、对人的信任状况以及体现户主态度和心里的相关变量,即我觉得做任何事都很费劲和对自己未来的信心程度。

此外,为了获得社会互动对家庭创业决策影响的无偏估计量,本文还控制了互联网线上互动。因为基于个体的某些特征(如性格和偏好),有较多线下社会互动的人也可能进行互联网线上互动,从互联网上获取相关创业信息,已有文献也证实了互联网的运用能显著提高家庭创业意愿(史晋川和王维维,2017;周洋和刘雪瑾,2017;刘宏和马文瀚,2017)。若不控制该变量,会导致对社会互动影响的高估。基于此,本文选取了是否电脑上网和使用互联网社交的频率来衡量互联网线上互动情况。具体变量定义及说明见表 1。

表 1 变量定义及说明

变量名称	符号	变量说明	均值	标准差
被解释变量 创业决策	<i>Entrepreneurship</i>	家庭成员有从事个体经营时为 1, 否则为 0	0.1526	0.3597

① 通讯支出包含手机和网络费。

续表 1 变量定义及说明

	变量名称	符号	变量说明	均值	标准差
核心解释变量	2016 年人情礼金支出	<i>Human_gift</i>	人情礼金支出的对数值	7.7180	1.9834
	2016 年通讯支出	<i>Communication</i>	通讯支出的对数值	5.2261	0.8513
	2016 年非家庭成员间聚餐支出	<i>Dinner</i>	非家庭成员间聚餐费用的对数值	2.6094	3.0835
社区特征变量	社区公共设施状况	<i>ce1</i>	很好为 1, 好为 2, 一般为 3, 差为 4, 很差为 5	2.8017	0.8786
	社区周边环境状况	<i>ce2</i>	很好为 1, 好为 2, 一般为 3, 不好为 4, 很不好为 5	2.8499	0.8942
	社区周边治安状况	<i>ce3</i>	一般为 1, 比较好为 2, 好为 3, 很好为 4, 非常好为 5	2.5891	0.8674
	社区邻里关系	<i>ce4</i>	一般为 1, 比较好为 2, 好为 3, 很好为 4, 非常好为 5	2.1776	0.7915
家庭特征变量	是否收到政府补助	<i>gov_subsidy</i>	家庭有收到政府补助, 该变量为 1, 否则为 0	0.4317	0.4953
	是否自有房屋	<i>house</i>	如果该家庭自有房屋, 该变量为 1, 否则为 0	0.9648	0.1844
	是否持有金融产品	<i>finance</i>	家庭有金融产品, 该变量为 1, 否则为 0	0.0969	0.2958
	家庭人均收入	<i>Lnincome</i>	家庭成员人均收入的对数值	9.3526	1.2197
	商业保险支出额	<i>insurance</i>	过去 12 个月商业型保险支出额的对数值	3.0751	4.0382
	是否进行银行贷款	<i>bank</i>	家庭有进行银行贷款, 该变量为 1, 否则为 0	0.0834	0.2766
	贷款额度	<i>banksize</i>	家庭成员银行贷款额度对数值	0.8560	2.8988
	是否有亲友及民间借款	<i>informal</i>	家庭有亲友及民间借款, 该变量为 1, 否则为 0	0.1371	0.3440
	亲友借款额度	<i>inforsize</i>	家庭成员亲友及民间借款额度对数值	1.4029	3.5623
现金及存款总额	<i>deposit</i>	家庭现金及存款总额的对数值	7.3375	4.8736	
个人特征变量	年龄	<i>cfps_age</i>	调查年减出生年	34.9778	12.6911
	性别	<i>cfps_gender</i>	如果为男性, 该变量为 1, 否则为 0	0.5213	0.4996
	是否为党员	<i>party</i>	如果政治面貌为党员, 该变量为 1, 否则为 0	0.1073	0.3095
	婚姻状态	<i>marriage</i>	在婚(有配偶)为 1, 否则为 0	1.8002	0.6322
	是否信仰宗教	<i>religious</i>	如果信仰宗教, 该变量为 1, 否则为 0	0.1213	0.3266
	对他人的信任状况	<i>trust</i>	大多数人是可信任的为 1, 要越小心越好为 0	0.5994	0.4900
	对自己未来信心程度	<i>confidence</i>	打分制, 1—5 分	4.0217	0.9250
其他变量	是否电脑上网	<i>Internet</i>	如果电脑上网, 该变量为 1, 否则为 0	0.9576	0.2016
	互联网社交的频率	<i>Inter_frequency</i>	每月使用互联网社交的次数	2.2583	1.9956
	2010 年人情礼金支出	<i>Human_gift*</i>	人情礼金支出的对数值	7.3162	1.1659
	2010 年通讯支出	<i>Communication*</i>	通讯支出的对数值	4.4467	1.1522
	2010 年非家庭成员间聚餐支出	<i>Dinner*</i>	非家庭成员间聚餐费用的对数值	4.2734	0.8914

资料来源: 根据 ISSS 数据整理而得。

### 三、社会互动影响家庭创业决策的实证分析

(一)主要变量间的相关性分析。表 2 给出了主要变量的相关系数。首先, 社会互动的三个代理变量之间具有相关性, 人情礼金支出与通讯支出的相关系数为 0.2887, 而人情礼金支出与非家庭间聚餐支出、通讯支出与非家庭间聚餐支出的相关系数相对较小, 分别为 0.1726 和 0.1556。其次, 社会互动代理变量与家庭创业决策正相关, 分别为 0.0842、0.0914 和 0.1002, 这与后文的估计结果相吻合。另外, 值得注意的是, 通讯支出与是否电脑上网两者之间的相关系数仅为 0.0058, 尽管通讯支出变量包含电脑上网费用, 并与我们衡量的是否电脑上网有重合, 但数据表明两者之间的相关性并不大。因为从信息渠道角度考虑的“是否电脑上网”衡量了网络信息这种渠道是否存在, 而电脑上网费用衡量的是居民对网络信息渠道使用的强度大小。在扩展性讨论中, 我们探究了社会互动与网络信息之间是否存在替代关系, 对于网络信息变量, 我们以家庭

问卷中“是否电脑上网”这一问题进行量化。由于本文重点关注的是网络信息渠道的出现与传统信息渠道作用之间的关系,因此我们更加关注“网络信息”的信息渠道作用,它衡量了网络信息渠道是否存在,而非对网络信息渠道的使用强度(郭士祺和梁平汉,2014)。最后,家庭人均收入、是否进行银行贷款、对他人的信任状况与家庭创业决策正相关,而年龄与家庭创业决策负相关。

表 2 主要变量的相关系数表

变量	家庭创业决策	人情礼金支出	通讯支出	非家庭成员间聚餐支出	是否电脑上网	家庭人均收入	是否进行银行贷款	年龄	对他人的信任状况
家庭创业决策	1								
人情礼金支出	0.0842	1							
通讯支出	0.0914	0.2887	1						
非家庭成员间聚餐支出	0.1002	0.1726	0.1556	1					
是否电脑上网	-0.0003	0.0104	0.0058	-0.0082	1				
家庭人均收入	0.0887	0.2805	0.1491	0.1899	-0.0153	1			
是否进行银行贷款	0.1055	0.0490	0.0604	0.0428	0.0031	0.0674	1		
年龄	-0.0125	0.1026	0.0270	0.0900	-0.1581	0.1410	-0.0343	1	
对他人的信任状况	0.0133	0.0285	-0.0081	-0.0028	-0.0083	0.0324	0.0048	-0.0515	1

(二)基准模型的估计结果。本文研究的是社会互动对家庭创业决策的影响,被解释变量为家庭创业决策。由于家庭创业决策具有二元特征,因此,使用 *Probit* 模型来估计社会互动对家庭创业决策的影响。同时也使用 *OLS* 模型进行回归,以检验不同估计模型得到结果的稳健性。具体的 *Probit* 模型设定如下:

$$\Pr(y_{iv} = 1) = \Phi(\alpha_1 Interaction_{iv} + \beta' X_{iv} + \lambda_v + \varepsilon_{iv}) \quad (1)$$

其中,  $y_{iv}$  表示户主的家庭创业选择,取值为 1 表示家庭从事个体私营活动,否则为 0;  $Interaction_{iv}$  表示社会互动,包括人情礼金支出(*Human\_gift*)、通讯支出(*Communication*)和非家庭成员间聚餐支出(*Dinner*)三个变量;  $X_{iv}$  为控制变量,包括个人特征变量(*Individual*)、家庭特征变量(*Household*)、社区特征变量(*Community*)和互联网线上互动变量(*Internet*);  $\alpha_1$ 、 $\beta'$  为待估系数,其中,  $\alpha_1$  为本文重点关注的系数,表示社会互动对家庭创业的影响倾向,显著为正说明社会互动促进了家庭创业倾向,反之则抑制了家庭创业倾向;  $\beta'$  为向量形式;  $\lambda_v$  为区县虚拟变量;  $\varepsilon_{iv}$  为随机扰动项。

表 3 给出了社会互动对家庭创业决策的估计结果。其中(1)–(3)为使用 *Probit* 模型的估计结果,在非线性 *Probit* 模型中,使用平均边际效应通常更有实际意义。因此,本文报告了 *Probit* 模型的平均边际效应。(4)–(6)为使用 *OLS* 模型的估计结果。回归结果显示,三者均在 1% 的显著性水平上对家庭创业决策产生了积极影响,即社会互动显著提高了家庭的创业意愿。具体而言,在其他变量既定的情况下,人情礼金支出、通讯支出和非家庭成员间聚餐支出每提高一个单位,将促使家庭创业的几率分别增加 1.7%、3.7% 和 3.5%。

在控制变量方面,相对于无政府补助的家庭,有政府补助的家庭创业意愿更高。商业保险支出额对家庭创业决策产生了正向影响,反映了居民在有风险担保的情况下,创业愿意会更高。家庭初始财富水平、银行贷款和亲友贷款额增加及较高的家庭人均收入水平都会提高家庭创业的概率。有趣的是年龄的一次项系数显著为负而平方项显著为正,说明了户主年龄与家庭创业意愿之间呈现出先抑制后促进的 *u* 形关系。即年轻阶段的创业意愿较小,伴随着年龄的增大,户主创业的概率也会变大。此外,男性比女性的创业意愿更高;有宗教信仰的人比没有宗教信仰的人创业意愿更大。

表 3 社会互动对家庭创业决策的影响 (2016 年数据)

变量	被解释变量: 家庭创业决策					
	Probit(1)	OLS(4)	Probit(2)	OLS(5)	Probit(3)	OLS(6)
<i>Human_gift</i>	0.017***(0.0040)	0.018***(0.0040)				
<i>Communication</i>			0.037***(0.0054)	0.033***(0.0050)		
<i>Dinner</i>					0.035***(0.0071)	0.036***(0.0065)
<i>gov_subsid</i>	0.007***(0.0082)	0.008***(0.0082)	0.0001***(0.0081)	0.009***(0.0077)	0.016***(0.0136)	0.021***(0.0132)
<i>insurance</i>	0.012***(0.0010)	0.013***(0.0010)	0.011***(0.0010)	0.010***(0.0010)	0.011***(0.0015)	0.008***(0.0014)
<i>house</i>	-0.063***(0.0194)	-0.076***(0.0214)	-0.048***(0.0190)	-0.058***(0.0198)	-0.048***(0.0268)	-0.048***(0.0266)
<i>deposit</i>	0.002***(0.0009)	0.002***(0.0008)	0.001(0.0008)	0.0004(0.0008)	-0.002(0.0014)	-0.002(0.0013)
<i>finance</i>	-0.079***(0.0147)	-0.081***(0.0144)	-0.074***(0.0143)	-0.043***(0.0134)	-0.050***(0.0183)	-0.014***(0.0168)
<i>bank</i>	-0.242***(0.0841)	-0.224***(0.0675)	-0.258***(0.0826)	-0.180***(0.0619)	-0.285***(0.1174)	-0.306***(0.1102)
<i>banksize</i>	0.029***(0.0078)	0.030***(0.0064)	0.030***(0.0077)	0.024***(0.0059)	0.034***(0.0107)	0.036***(0.0102)
<i>informal</i>	-0.244***(0.0780)	-0.259***(0.0720)	-0.271***(0.0784)	-0.294***(0.0688)	-0.623***(0.1613)	-0.750***(0.1415)
<i>inforsize</i>	0.0252***(0.0074)	0.0274***(0.0070)	0.028***(0.0074)	0.029***(0.0066)	0.061***(0.0148)	0.073***(0.0133)
<i>Lnincome</i>	0.013***(0.0039)	0.012***(0.0037)	0.011***(0.0038)	0.010***(0.0034)	0.002(0.0060)	0.004(0.0060)
<i>cfps_age</i>	-0.002***(0.0007)	-0.001***(0.0006)	-0.008***(0.0018)	-0.006***(0.0015)	-0.013***(0.0028)	-0.008***(0.0022)
<i>lnage2</i>	0.014***(0.0071)	0.013***(0.0070)	0.130***(0.0309)	0.100***(0.0269)	0.214***(0.0506)	0.141***(0.0420)
<i>cfps_gender</i>	0.013(0.0078)	0.012(0.0037)	0.013*(0.0076)	0.010*(0.0073)	0.024*(0.0122)	0.020*(0.0116)
<i>marriage</i>	0.008(0.0074)	0.007(0.0072)	-0.006(0.0082)	-0.006(0.0072)	-0.016(0.0134)	-0.012(0.0113)
<i>religious</i>	0.031***(0.0115)	0.034***(0.0119)	0.026***(0.0112)	0.034***(0.0110)	0.082***(0.0173)	0.097***(0.0178)
<i>trust</i>	0.009(0.0081)	0.009(0.0081)	0.015***(0.0079)	0.016***(0.0075)	0.014(0.0127)	0.012(0.0120)
<i>confidence</i>	0.014***(0.0045)	0.013***(0.0043)	0.012***(0.0044)	0.011***(0.0045)	0.032***(0.0072)	0.025***(0.0066)
<i>party</i>	-0.028***(0.0130)	-0.029***(0.0129)	-0.028***(0.0128)	-0.026***(0.0121)	-0.034*(0.0183)	-0.033*(0.0166)
<i>Internet</i>	-0.012(0.0200)	-0.012(0.0199)	-0.013(0.0197)	-0.014(0.0187)	-0.019(0.0326)	-0.010(0.0297)
<i>Inter_frequency</i>	0.000(0.0021)	0.000(0.0020)	0.001(0.0021)	0.001(0.0019)	-0.002(0.0034)	-0.003(0.0031)
<i>ce1</i>	-0.007(0.0052)	-0.007(0.0051)	-0.007(0.0051)	-0.010(0.0047)	-0.006(0.0081)	-0.009(0.0077)
<i>ce2</i>	0.006(0.0052)	0.005(0.0052)	0.008(0.0051)	0.004(0.0048)	0.007(0.0081)	0.003(0.0078)
<i>ce3</i>	0.015***(0.0053)	0.014***(0.0052)	0.014***(0.0052)	0.010***(0.0049)	0.021***(0.0084)	0.016***(0.0080)
<i>ce4</i>	-0.006(0.0053)	-0.005(0.0052)	-0.008(0.0051)	-0.008(0.0048)	-0.015*(0.0083)	-0.011*(0.0079)
区县虚拟变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>_cons</i>		-0.227***(0.0693)		-0.689***(0.1404)		-1.022***(0.2276)
<i>N</i>	8 227	8 227	8 599	8 599	3 683	3 683

注: \*、\*\*、\*\*\*分别在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著, 括号内为稳健标准误差, 下表统同。

从上述估计结果中还可以发现, 互联网线上互动对家庭创业决策的影响并不显著, 且符号为负。因为随着互联网的迅速发展, 人们获取信息的渠道不断增多, 信息量更大, 面对信息大爆炸的网络时代, 网络信息鱼龙混杂。人们在互联网中筛选出高质量信息的难度不断加大, 如若得到误导家庭创业的信息, 则会对家庭创业者带来损失, 社会间的互动将把这一效应放大, 对家庭创业决策不产生影响或产生抑制作用。

(三) 内生性问题。上述基准回归模型中社会互动对家庭创业决策影响的回归结果可能存在着潜在的内生性问题。回归分析中已引入大量的控制变量, 这种内生性问题主要源于反向因果关系, 即社会互动不但影响家庭的创业决策, 作为家庭重要的经济行为, 家庭创业决策也可能对社会互动产生一定的影响。为了消除这种可能的反向因果关系造成的内生性问题, 我们参考李

涛和张文韬(2015)的做法,选择受访者在2010年CFPS调查中的社会互动数据对内生性问题进行纠正。保持基于2016年数据的被解释变量和除社会互动外的解释变量不变,用基于2010年的社会互动变量替换2016年的对应变量,即通过分析2010年的社会互动对2016年家庭创业决策的影响来克服之前同时使用2016年数据所可能带来的反向因果关系。<sup>①</sup>

此外,需要说明的是,使用2010年的社会互动可能存在以下两种情况:第一,在2010年和2016年两个观测时点上都处于创业状态的家庭;第二,在2010年未创业,但在2016年处于创业状态的家庭。由于本文的基本论点为:社会互动行为影响家庭创业决策。因此,考察2010年未创业家庭的社会互动支出与2016年家庭是否处于创业状态之间的关系,更契合本文的研究问题。在2016年和2010年数据匹配的基础之上,本文依据2010年家庭是否进行创业对上述研究样本进行了筛选,仅考察2010年未创业家庭的社会互动支出与2016年家庭是否处于创业状态这两者之间的关系。表4给出了回归结果,第(1)、(2)、(3)列分别汇报了社会互动三个代理变量的Probit回归结果,第(4)、(5)、(6)列分别汇报了OLS的回归结果。

表4 内生性检验:社会互动对家庭创业决策的影响(2010年子样本数据)

变量	被解释变量:家庭创业决策					
	Probit(1)	OLS(4)	Probit(2)	OLS(5)	Probit(3)	OLS(6)
<i>Human_gift</i> *	0.0191*** (0.0021)	0.0197*** (0.0030)				
<i>Communication</i> *			0.036*** (0.0042)	0.030*** (0.0039)		
<i>Dinner</i> *					0.015*** (0.0037)	0.017*** (0.0040)
<i>_cons</i>		-3.204*** (0.3853)		-2.754*** (0.3167)		-2.736*** (0.3220)
<i>Individual</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Household</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Community</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
区县虚拟变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	6 812	6 812	7 638	7 638	7 225	7 225

注:后续各表均控制*Individual*、*Household*、*Community*和区县虚拟变量,受版面限制,后续各表不再列示。下表统同。

从上述回归结果中发现,与表3相比,表4中社会互动代理变量的显著性水平并没有发生改变,都在1%的显著性水平上显著且为正。因此,我们可以肯定的是,积极进行社会互动可以显著提高家庭的创业意愿,而这一结果并不受反向因果关系的干扰。综上,不难发现,社会互动对家庭创业决策正向影响的结果始终是显著且稳健的。

#### 四、社会互动影响家庭创业行为的机制讨论

(一)社会互动的信息获取和社会性学习机制。该机制表明,若个体家庭是通过与其他创业家庭的社会互动而产生创业需求,那么在创业参与比例较高的地区,扩大的网络效应将导致更大范围的信息获取和交流乐趣,创业的话题也更容易被家庭间的社会互动所讨论,此时创业信息的传递与获得成本会更低,社会互动的影响将会更加明显(Hong等,2004;刘宏和马文瀚,2017)。为了检验这一作用机制,我们以家庭所在区县的平均创业参与率为分界线,将样本划分为区县创业率较高地区和创业率较低地区,并分别对其进行估计,结果如表5所示。

<sup>①</sup> 此处感谢审稿人的有益建议。

表 5 社会互动的信息获得和社会性学习机制检验结果

变量	被解释变量: 家庭创业决策					
	区县创业率较高地区			区县创业率较低地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Human_gift</i>	0.031*** (0.0066)			0.0011 (0.0041)		
<i>Communication</i>		0.061*** (0.0097)			0.018*** (0.0052)	
<i>Dinner</i>			0.052*** (0.0114)			0.028*** (0.0073)
<i>N</i>	3 855	3 805	1 789	4 373	4 794	1 894

从上述回归结果来看,在区县创业参与率较高地区,无论是人情礼金支出、通讯支出还是非家庭成员间聚餐支出,均对家庭创业决策产生了积极影响。在区县创业参与率较低地区,除人情礼金支出外,通讯支出和非家庭成员间聚餐费用也对创业决策产生了积极影响。但从系数来看,区县创业参与率较高地区的社会互动系数远大于区县创业参与率较低地区的社会互动系数,这说明区县高创业参与率地区的社会互动效应大于区县低创业参与率地区的社会互动效应,即区县创业参与率较高地区社会互动的影响更加明显。这与上述信息获取和社会性学习机制的理论分析相一致。

(二)对他人财富水平的关注机制。根据 Demarzo 等(2004)和周铭山等(2011)的研究,如果社会互动通过相对财富关注机制对家庭创业决策产生影响,那么在收入差距较小的地区,社会互动推动家庭创业决策的影响更为显著。这是因为家庭偏好本身是未知的,我们只能根据家庭选择的差异来反映其预算约束的差异,在有同样支付能力的前提下,大多数人会选择更好的消费组合,家庭收入水平越接近,消费水平差异越小,对局部资源的竞争程度越大(局部品的价格受社区其他人财富的影响)<sup>①</sup>。因此我们使用收入基尼系数来衡量家庭之间相对财富关注程度的一个代理变量。以个体家庭所在区县的收入基尼系数作为收入分布差距的衡量指标进行分组回归。之所以选用区县基尼系数,是基于以下两点:(1)若计算社区层面的基尼系数,其样本量过少,不能很好地衡量居民的收入分配状况;(2)若计算省级层面的基尼系数,其样本量虽大,但在估计的过程中又会掺杂着较多不可控因素,影响最终的回归结果(周广肃等,2015)。因此,我们计算了区县层面的基尼系数,在算出所有区县基尼系数之后,以区县基尼系数均值为界,大于均值的为收入基尼系数较高地区,小于均值的为收入基尼系数较低地区。

表 6 给出了社会互动的相对财富关注机制检验结果。我们发现,在收入基尼系数较低的地区,社会互动的三个代理变量均在 1% 的显著性水平上对家庭创业决策产生了正向影响。而在收入基尼系数较高的地区,除人情礼金支出的系数在 10% 的显著性水平上对家庭创业决策产生正向影响之外,其余两个代理变量的系数均不显著。这表明社会互动的相对财富关注机制是成立的,即在收入差距越小的地区,社会互动对家庭创业参与的促进效应越明显。

表 6 社会互动的相对财富关注机制检验结果

变量	被解释变量: 家庭创业决策					
	收入基尼系数较高地区			收入基尼系数较低地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Human_gift</i>	0.016* (0.0013)			0.010*** (0.0017)		
<i>Communication</i>		0.030 (0.0045)			0.033*** (0.0040)	
<i>Dinner</i>			0.028 (0.0097)			0.027*** (0.0081)
<i>N</i>	4 479	4 700	1 961	3 748	3 899	1 722

① Demarzo 等(2004)从最优化的模型中内生得出了以下结论:在市场不完全的情形下,局部品的竞争使得决策主体关注其他决策主体的财富,决策主体受其他决策主体的影响,存在相对财富关注效应。



(三)融资机制。根据社会互动的经济学解释,决策主体在其互动的过程中,预算约束、期望和偏好等均受其他决策主体的影响。由于家庭创业活动一般存在最低的资金门槛,当自有资金不足以满足其创业所需资金时,家庭是否进行创业很大程度上取决于能否从正规金融和非正规渠道(民间融资)等外部金融市场获取借款,从而为家庭创业活动提供足够的资金支持。社会互动能否通过正规金融机构及民间融资来缓解家庭创业的融资约束从而促进家庭创业呢?为检验这一机制,我们首先使用(2)式考察社会互动对家庭借贷渠道的影响,在使用2016年社会互动数据作为核心解释变量的同时,与前文处理内生性问题的方法一致,我们还使用了2010年子样本的社会互动数据作为核心解释变量进行检验。然后使用(3)式验证不同渠道借贷行为提高家庭创业概率的可能性。具体计量模型设定如(2)式和(3)式:

$$y_{iv} = \alpha_1 Interaction_{iv} + \beta' X_{iv} + \lambda_v + \varepsilon_{iv} \quad (2)$$

其中,  $y_{iv}$  为是否有正规金融机构借款和民间融资,借款为1,否则为0;对于正规金融机构借款,我们以家庭问卷中“您家是否进行银行贷款”这一问题进行替代;对于非正规渠道借款,以家庭问卷中“您家是否有待偿亲友及民间借款”这一问题进行替代;其他自变量的含义同(1)式。

在正规金融机构借款方面,仅有通讯支出对正规金融机构借款产生了积极影响,而人情礼金支出和非家庭成员间聚餐支出的影响均不显著。在非正规渠道借款方面,三者均对非正规渠道借款产生了积极影响,只是显著性水平不同。基于2010年子样本数据的回归结果<sup>①</sup>发现,与表7相比,2010年子样本数据的回归结果并未出现较大偏差。综合来看,非正规渠道借款更有可能成为家庭为缓解创业融资约束而进行借贷的途径。因为正规的银行借款放贷条件极其严格,再加上居民家庭一般无可用于放贷的抵押物,因此很难获得银行贷款。而居民间的非正规渠道借款借贷方便、灵活,易于借贷后监督,也不需要任何抵押物。

表 7 社会互动与家庭取得借款的可能性: 正规与非正规渠道

变量	正规金融机构借款			非正规渠道借款		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Human_gift</i>	0.0018(0.0031)			0.0184*** (0.0037)		
<i>Communication</i>		0.0189*** (0.0041)			0.009* (0.0047)	
<i>Dinner</i>			-0.0032(0.0056)			0.0103* (0.0055)
<i>N</i>	8 227	8 599	3 683	8 227	8 599	3 683

上述实证结果表明,民间融资更有可能成为家庭为缓解创业融资约束而进行借贷的途径,为了验证民间融资行为提高家庭创业概率的可能性,我们构建(3)式:

$$\Pr(y_{iv} = 1) = \alpha_1 Informal_{iv} + \beta' X_{iv} + \lambda_v + \varepsilon_{iv} \quad (3)$$

其中,  $y_{iv}$  表示户主的家庭创业选择,取值为1表示家庭从事个体私营活动,否则为0;  $Informal_{iv}$  包括是否进行亲友及民间借款(*informal*)和待偿亲友及民间借款总额(*inforsize*)两个变量;其余变量与(1)式相同。表8的估计结果显示,无论是否进行亲友及民间借款还是借款额度变量均在1%的水平上显著且为正,即民间融资行为能够显著地提高家庭创业的概率。

表 8 民间融资对家庭创业决策的影响

变量	被解释变量: 家庭创业决策	
	(1)	(2)
<i>informal</i>	0.0305*** (0.0111)	
<i>inforsize</i>		0.0044*** (0.0009)
<i>N</i>	8 628	8 628

① 限于篇幅,检验结果未予报告。

### 五、扩展性讨论

互联网的普及拓宽了人们获取信息的渠道。一般而言,家庭创业者获取信息的渠道主要有两种:一是通过微信公众号、微博、互联网和电视等渠道获取相关创业信息;二是通过和周边人群的社会互动获取相关创业信息,如公司同事、街坊邻里及亲朋好友之间的口耳相传(Hong 等, 2004; 郭士祺和梁平汉, 2014)。为探究社会互动与网络信息两者对家庭创业意愿的影响,及两者之间是否存在的替代关系,本文构建如下模型:

$$y_{iv} = \beta_1 Interaction_{iv} + \beta_2 Interaction_{iv} \times Internet_{iv} + \beta_3 Internet_{iv} + \beta' X_{iv} + \lambda_v + \varepsilon_{iv} \quad (4)$$

其中,  $y_{iv}$  为家庭是否有人从事个体私营,从事个体私营为 1, 否则为 0;  $Internet_{iv}$  为网络信息,以家庭问卷中“是否电脑上网”这一问题进行量化;  $\beta_1$ 、 $\beta_3$  分别体现了两种信息渠道对居民创业的影响,预期符号为正;由于家庭的关注度有限,这使得社会互动与网络信息在促进家庭创业上可能会具有替代关系,预期  $\beta_2$  的系数为负;其他变量的含义同(1)式。

在非线性 *Probit* 模型中,变量间交互作用的大小并不等于模型结果中交叉项的边际影响(Ai 和 Chen, 2003; 郭士祺和梁平汉, 2014)。基于此,我们用线性模型的估计结果做数值上的近似分析,其系数符号与显著性水平并不会发生变化。表 9 同时给出了 *Probit* 和 *OLS* 模型的估计结果。与前文类似,我们也使用了 2010 年子样本的社会互动与互联网数据作为核心解释变量进行回归以克服潜在的内生性问题。<sup>①</sup>

表 9 社会互动与网络信息间替代关系检验 (2016 年数据)

变量	<i>Human_gift</i>		<i>Communication</i>		<i>Dinner</i>	
	<i>OLS</i>	<i>Probit</i>	<i>OLS</i>	<i>Probit</i>	<i>OLS</i>	<i>Probit</i>
<i>Interaction</i>	0.033*(0.0178)	0.034*(0.0186)	0.0518*** (0.0074)	0.0535*** (0.0077)	0.0382*** (0.0104)	0.0387*** (0.0105)
<i>Interaction×Internet</i>	-0.007(0.0181)	-0.0101(0.0189)	-0.0067*** (0.0023)	-0.0068*** (0.0024)	-0.0017(0.0034)	-0.0019(0.0036)
<i>Internet</i>	0.052(0.1477)	0.075(0.1570)	0.0353*** (0.0125)	0.0366*** (0.0131)	0.0080(0.0211)	0.0083(0.0223)
<i>N</i>	8 227	8 227	8 599	8 599	3 683	3 683

根据上述回归结果,在控制个人、家庭、社区及区县变量后, *OLS* 和 *Probit* 模型得到的结果较为一致。首先,我们考察社会互动、社会互动与网络信息交叉项及网络信息的系数,以检验不同信息渠道对于家庭创业决策的影响。由于人情礼金支出与非家庭成员间聚餐支出在系数符号、大小和经济意义上的解释一致,我们就以非家庭成员间聚餐支出的估计结果为例进行说明。发现,社会互动在 1% 的显著性水平上对家庭创业决策产生了积极影响,这与在基准模型中所得到的估计结果一致。网络信息对家庭创业决策的影响并不显著,但系数符号为正,说明网络信息在某种程度上会对家庭创业决策产生影响。社会互动与网络信息交叉项的系数也不显著,且为负,说明社会互动与网络信息之间存在着某种程度的替代关系,只是这种替代关系的影响并不显著。具体而言,对于社会互动水平高的家庭来说,网络信息提高家庭参与创业的可能性只有 4.5%,两者之差为-0.7%。说明网络信息对家庭创业参与率的边际促进作用随着居民社会互动水平的提高而降低。对于社会互动水平低的家庭来说,可获得网络信息的家庭参与创业的可能性比无法获得的家庭高出 5.2%。需要说明的是,这种替代关系只是部分替代,社会互动仍是影响家庭创业决策的关键因素。

就通讯支出而言,社会互动、网络信息与两者的交叉项均在 1% 的显著性水平上对家庭创业

<sup>①</sup> 限于篇幅,检验结果未予报告。

决策产生影响。两者交叉项的系数为负,说明社会互动与网络信息之间存在着相互替代关系。不同于人情礼金支出和非家庭成员间聚餐支出,网络信息与两者的交叉项都在 1% 的显著性水平上显著。因为获取通讯信息时需要负担一定的成本,如话费与信息费。随着互联网的发展,从互联网获取信息的成本几乎为 0,使一部分人使用互联网取代传统的通讯设备,特别是互联网普及率较高的地区,替代率的数值会更大。

## 六、结 论

本文利用最新的 2016 年中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据,采用离散选择模型和 OLS 模型,分析了社会互动对家庭创业决策的影响,并对其机制进行初步探讨。结果表明:第一,社会互动的三个代理变量,即人情礼金支出、通讯支出和非家庭成员间聚餐支出均在 1% 的显著性水平上对家庭创业决策产生了积极影响。在考虑了潜在的内生性问题之后这个结论依然成立。第二,在创业参与比例较高的地区,创业的话题更容易被家庭间的社会互动所讨论,此时创业信息的传递与获得成本会更低,因此社会互动的影响将会更加明显。在收入差距较小的地区,由于家庭收入水平较为接近,消费水平差异也较小,对局部资源的竞争程度会越高,创业者会更加关注其他创业者的财富变化,因此社会互动对家庭创业参与的促进效应也越明显。社会互动能通过非正规借贷渠道缓解家庭创业的融资约束,从而能有效地提高家庭创业的概率。第三,社会互动和网络信息同样是家庭创业者获取相关信息的渠道,两者在某种程度上存在相互替代关系。我们利用两者交叉项系数符号来衡量这种替代关系,结果表明社会互动和网络信息交叉项的系数为负,虽然统计意义上并不显著,但经济意义说明了这种替代关系的存在。

自 2014 年 9 月国务院提出“大众创业、万众创新”的政策以来,社会上掀起了全民创业的浪潮,其中,大学生、留学生及返乡民工群体尤为突出。激发“双创”活力也成为各级政府重要的施政目标之一,而寻求激发创业活力的有效路径是决策者和理论界关心的热点话题。本文的结论显示,积极进行社会互动会显著增强家庭创业意愿,这为激发“双创”活力提供了一个新的政策视角,相关部门在制定涉及个体家庭创业的政策时,应充分考虑社会互动的作用。传统的政策或是主张政府职能转变,或是强调市场机制完善,或是突出法律制度健全等,当然这些政策很重要。而本文认为在制定创业政策时要有大系统观,不只局限于经济和法律等视角。个体的家庭创业参与是一个复杂的社会现象,他们的社会特征也会影响家庭创业决策的形成。如何鼓励家庭之间积极互动(尤其是农村创业群体),如何使城乡之间形成良好的互动机制,这些都是政府政策所应考虑。随着互联网的普及与发展,根据回归结果,网络信息会对社会互动产生一定的替代,这种替代效应可能会越来越大。因此,也要注重网络渠道在获取创业信息等方面的重要作用。总之,家庭创业决策的形成不仅依靠由家庭社会互动建立的软渠道,也离不开从网络渠道中获得创业项目信息的硬件渠道。

### 主要参考文献:

- [1]郭士祺,梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究, 2014, (S1): 116-131.
- [2]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.
- [3]霍鹏,张静宜,彭楚乔,等. 社会互动与信任对农民参与“新农保”行为的影响研究——基于 CGSS2010 调研数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2016, (6): 68-76.
- [4]李涛. 社会互动、信任与股市参与[J]. 经济研究, 2006a, (1): 34-45.
- [5]李涛. 社会互动与投资选择[J]. 经济研究, 2006b, (8): 45-57.

- [6]李涛,张文韬. 人格特征与股票投资[J]. *经济研究*, 2015, (6): 103-116.
- [7]刘宏, 马文瀚. 互联网时代社会互动与家庭的资本市场参与行为[J]. *国际金融研究*, 2017, (3): 55-66.
- [8]马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. *经济研究*, 2011, (3): 83-94.
- [9]潘静, 陈广汉. 家庭决策、社会互动与劳动力流动[J]. *经济评论*, 2014, (3): 40-50.
- [10]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, (4): 159-175.
- [11]王文彬, 赵延东. 自雇过程的社会网络分析[J]. *社会*, 2012, (3): 78-97.
- [12]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.
- [13]周广肃, 谢绚丽, 李力行. 信任对家庭创业决策的影响及机制探讨[J]. *管理世界*, 2015, (12): 121-129, 171.
- [14]周铭山, 孙磊, 刘玉珍. 社会互动、相对财富关注及股市参与[J]. *金融研究*, 2011, (2): 172-184.
- [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]周洋, 刘雪瑾. 认知能力与家庭创业——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的实证分析[J]. *经济学动态*, 2017, (2): 66-75.
- [17]Ai C R, Chen X H. Efficient estimation of models with conditional moment restrictions containing unknown functions[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1795-1843.
- [18]Black S E, Strahan P E. Entrepreneurship and bank credit availability[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(6): 2807-2833.
- [19]Brown J R, Ivković Z, Smith P A, et al. Neighbors matter: Causal community effects and stock market participation[J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(3): 1509-1531.
- [20]Cumming D, Johan S. Phasing out an inefficient venture capital tax credit[J]. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 2010, 10(3-4): 227-252.
- [21]De Marzo A M, DeWeese T L, Platz E A, et al. Pathological and molecular mechanisms of prostate carcinogenesis: Implications for diagnosis, detection, prevention, and treatment[J]. *Journal of Cellular Biochemistry*, 2004, 91(3): 459-477.
- [22]Durlauf S N, Fafchamps M. Social capital[A]. Aghion P, Durlauf S N. *Handbook of economic growth*[M]. Amsterdam: Elsevier, 2005.
- [23]Hong H, Kubik J D, Stein J C. Social interaction and stock-market participation[J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(1): 137-163.
- [24]Mailath G J, Postlewaite A. The social context of economic decisions[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(2-3): 354-362.
- [25]Manski C F. Economic analysis of social interactions[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(3): 115-136.

## Social Interaction and Family Entrepreneurship

Hu Hao, Wang Haiyan, Zhang Peiying

(School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

**Summary:** Since the call of Premier Li Keqiang for the “mass entrepreneurship and innovation”, the society has set off a wave of entrepreneurship for all. Among them, college students, international students and returning migrant workers are particularly prominent. Inspiring the “double innovation” vitality has also be-

come one of the important governance goals of the government at all levels, and the effective path to seek to stimulate entrepreneurial vitality has become a hot topic of concern for policy makers and theorists. By using the latest 2016 micro-data from the China Family Tracking Survey (CFPS), and the discrete selection model and the OLS model, the article analyzes the impact of social interaction on family entrepreneurial decision-making, and explores its mechanism. The results show that the three agent variables of social interaction: human welfare payments, communication expenditures and non-family members' meal expenses have a positive impact on family entrepreneurial decision-making at a level of 1%. Specifically, in the case where other variables are fixed, each increase in one unit of human welfare payments, communication expenditures and non-family members' meal expenses will increase the chances of family entrepreneurship by 1.7%, 3.7% and 3.5%.

As far as the impact mechanism is concerned, (1) Social interaction information acquisition and social learning mechanism indicate that in areas with high entrepreneurial participation rates in districts and counties, whether it is human welfare payments, communication expenditures or non-family members' meal expenses, entrepreneurial decision-making has had a positive impact; in areas with low entrepreneurial participation rates in districts and counties, in addition to personal spending, communication expenditures and non-family members' meal expenses will also have a positive impact on entrepreneurial decision-making. However, from their coefficient, the social interaction coefficient of the districts with high entrepreneurial participation rates is far greater than the social interaction coefficient of the districts with low entrepreneurial participation rates, which indicates that the social interaction effect of districts and counties with high entrepreneurial participation rates is greater than that of districts and counties with low entrepreneurial participation rates, that is, the social interaction effect of districts with high participation rates in districts and counties is more obvious. (2) The relative wealth concern mechanism shows that in the regions with low income Gini coefficient, the three agency variables of social interaction have a positive impact on family entrepreneurial decision-making; in the regions with high income Gini coefficient, except for the impact of human welfare payments on family entrepreneurial decision-making, the coefficient of the other two agent variables are not significant. This shows that in areas with small income gaps, the effect of social interaction on the participation of family entrepreneurs is more obvious. (3) The financing constraint mechanism shows that social interaction helps to alleviate the financing constraints of family entrepreneurship through informal lending channels, thus effectively increasing the probability of family entrepreneurship.

The expansive discussion shows that social interaction and network information are also channels for family entrepreneurs to obtain relevant information, and there is a mutual substitution relationship between them. We use the cross-coefficient coefficient of the two to measure this substitution relationship. The results show that the coefficient of social interaction and network information cross-term is negative. Although it is not statistically significant, the economic significance indicates the existence of this alternative relationship. The policy implication of this paper is that it provides a new policy perspective for stimulating the "double innovation" vitality. Relevant departments should fully consider the role of social interaction when formulating policies involving individual family entrepreneurship.

**Key words:** social interaction; family entrepreneurial decision-making; mechanism test; discrete choice model

(责任编辑 石头)