

创业的性别差异研究

——同群效应的视角

焦娜, 刘辉

(湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 优化劳动力市场的性别结构对中国经济转型和可持续发展具有重要意义。基于2010—2020年CFPS六期的追踪调查数据研究创业的性别差异问题, 结果显示, 中国男性创业比例持续高于女性, 但这一差异逐期收敛。应用广义倾向得分匹配(GPSM)和工具变量法控制同群效应的“反射”问题。分析认为, 同群效应不仅对创业活动存在显著的正向效应, 而且对男性和女性的影响是不同的。从不同世代的角度来看, 同群效应对个人创业行为存在代际传递效应和性别趋同性, 女性创业受到母亲行为的影响更大, 男性创业受到父亲行为的影响更大; 从同世代的角度来看, 女性创业主要受到同群女性创业行为的影响, 男性创业主要受到同群男性创业行为的影响, 且同群效应对女性创业的影响大于男性; 同群效应对个体创业概率的影响呈现先递增后递减的非线性特征, 因此, 同群效应对创业活动的正向作用是短期的。异质性分析表明, 在生存型创业中, 同群效应对女性创业的影响显著大于男性, 在机会型创业中没有显著的性别差异; 男性主导型行业中, 同群效应对女性创业的影响显著大于男性, 而女性主导型行业中, 创业的同群效应没有显著的性别差异。在控制了人口流动导致的自选择问题后, 研究结论仍然是稳健的。政府应重视创新创业, 推进信息和资源的共享性, 同时, 中国劳动力市场激励机制设计应着眼于从结构上提高人力资本和行业的匹配度, 实现创业性别结构的平衡。

关键词: 创业; 性别差异; 同群效应; 广义倾向得分匹配; 工具变量

中图分类号: C913.68; F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2024) 02-0104-20 **DOI:** 10.3969/j.issn.1000-4149.2024.00.013

一、引言

2022年10月中共中央二十大报告明确提出了“实施就业优先战略”。促进创业的就业联动效应, 是实现共同富裕的基础。创业不仅是劳动力就业岗位的有力补充, 而且可以创造

收稿日期: 2023-05-16; 修订日期: 2023-12-20

基金项目: 国家社会科学基金面上项目“可持续生计分析视阈下农户动态贫困的识别及其治理机制研究”(20BGL179)。

作者简介: 焦娜, 经济学博士, 湖南农业大学经济学院教授; 刘辉, 管理学博士, 湖南农业大学经济学院教授。

更多的就业岗位,有利于提高社会不同群体的就业率。随着女性成为创业经济的中坚力量,创业的性别差异问题引起了实践界和学者们的高度关注。女性创业是指由女性创立并担任创业企业的主要管理者角色。据统计,全球约2.74亿女性正在创办或经营企业^①。全球创业观察组织(Global Entrepreneurship Monitor, GEM)的报告指出,过去20年创业的性别不平等发生了较大的改善,2001年女性创业参与率只有男性创业的50%,而2022年女性创业的参与率达到了男性创业的80%^②。2022年,中国性别平等指数为0.682,在经济活动机会和参与方面发生了较大程度的改善^③。中国女性创业者的数目和质量都在飞速提升,女性就业领域也得到了极大扩展,创业的性别比率接近于1,是亚洲性别差异最小的国家^④。应用中国家庭追踪调查(CFPS)的数据,图1统计对比了2010—2020年创业的性别比例,结果显示,中国在过去的近10年中,男性创业比例持续显著高于女性,但是差异逐年缩小。

从宏观视角来看,劳动力市场中女性参与活动与经济增长和发展相关联,市场竞争性可以提高生产率,经济决策中女性活动的增加,本质上就是稀缺资源(人力资本)的有效分配^[1]。在美国,这一资源分配的优化促进经济增长提高了20%—40%^[2]。从微观视角来看,

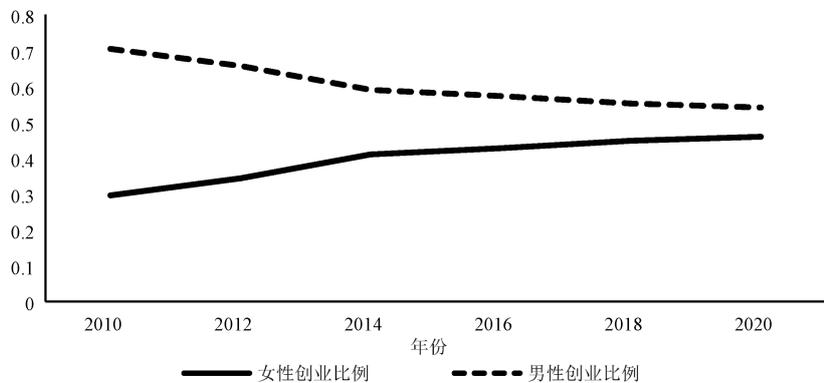


图1 2010—2020年创业的性别比

越来越多的商业案例证明女性也是“人才池(talent pool)”的来源,生产率高的女性的投资回报更高,且人力资本的多样化可以实现更好的决策和更高的生产率。相反的,性别不平等会导致资源配置的无效率,而持续性的无效资源配置,即女性劳动的低回报率会导致人力资本投资的不足^[3]。目前中国学术界对创业的性别差异研究相对有限,但是大都肯定了中国女性平均创业率低于男性^[4-7]。基于此,本研究应用同群效应来解释中国劳动力市场中创业性别差异的特征,旨在回答为什么一些人能够成为创业者?为什么中国创业的性别差异逐年下降?同群效应对创业行为的影响机制及其性别差异表现形式是什么?研究的现实意义在于,通过激发中国劳动者创新创业的内生动力,进而为创新驱动发展战略和改善创业外部环境的政策实施提供助力;同时,保障女性从更平等、更充分、更高质量的就业创业活动中共享经济发展成果,推动释放性别红利。

二、文献综述与研究假说

1. 同群效应及其识别方法

由于人们的活动具有社会性,行为和决策不可避免地受到周围环境和群体的影响,即存

① 数据来源:《全球创业观察——女性创业报告2021》。

② 数据来源:《花旗GPS——女性创业者2022》。

③ 数据来源:《全球性别差距报告2022》。

④ 数据来源:《全球创业观察——女性创业报告2019/2020》。

在同群效应 (peer effect)。社会科学包括教育学、社会学以及公共经济学等领域中有大量的研究聚焦于同群效应的作用。同群效应的作用机制主要包括社会规范和社会互动:一方面,同群效应会在特定群体内部形成行为规范,进而影响群体中每个个体的决策行为^[8];另一方面,劳动者在工作环境中的交流和互动会影响生产率,对生产率低下的劳动者可以产生激励作用(即“同群压力”),这也有利于知识和技术的外溢(即“外溢效应”),最终实现生产率的进步。同群压力意味着劳动者面临经济利益和社会激励的双重压力,可以缓解“搭便车”问题,提高生产效率^[9-10]。也有学者指出,同群效应的作用机制也可以通过互补性、社会学习以及风险分担等来实现^[11-12]。

均值线性模型是最广泛应用于同群效应识别的方法。但不可观测因素的关联性可能导致群体间的相关性,例如群体选择的内生性,此外,由于研究主体间互动存在联立性,也很难区分群体行为(又称内生同群效应)和群体特征(又称外生同群效应)的影响,即样本选择问题和反射问题是同群效应识别面临的两大挑战^[13]。布拉穆莱(Bramoullé)等从空间经济学的视角拓展了线性均值模型,即主体存在各自的对照群体,这些同群个体的平均产出和特征可以影响研究的主体,因此通过直接的社会网络形成社会互动结构,在此结构中存在自然的排斥机制^[14]。在忽略关联效应的前提下,可以通过同群的同群来实现对内生同群效应的识别,或使用合理的工具变量^[15-16]。此外,非线性模型也能在一定程度上避免反射问题^[17]。

2. 创业的同群效应研究与理论假设

近年来,劳动经济学相关文献开始强调社会网络的重要性,认为个体行为通过间接和直接方式与其邻里以及同伴相互关联,个体行为本身就是共同知识和信息,就业信息、知识的传递以及工作或者劳动行为的模仿与学习是社会网络的重要作用渠道。创业网络不仅可以提高资本、劳动、技能、信息、咨询建议和机会的可获得性,也有利于风险的分摊,因此,创业网络是个体创业决策的重要决定因素^[18]。同群效应是创业网络重要的作用机制,国内外学者针对创业的同群效应展开了广泛的研究,并取得了丰富的成果,虽然少数研究也指出创业的同群效应可能会降低个体创业率,有创业背景的同群比例越高会降低没有创业背景的个人创业率,其原因在于同群效应显著降低了失败创业者的比例,但是对成功创业者的比例却没有显著影响,因而最终导致总体创业率下降^[19]。更多的研究肯定了同群效应对个体创业的正向作用,作用机制主要包括榜样效应和知识溢出效应^[10,20]。在工作场所中,有曾经创业经历的同事会增加其个人创业的概率^[21]。同群者的流动经历和创业经历对创业者的创业认知和创业资源的整合能力具有积极作用^[22-23]。同群效应作用的主要途径包括社区邻里互动、个体对创业机会和风险等问题的认知,以及榜样与模仿行为等方面。根据经济学理论,创业行为是个人的理性决策,风险成本和风险收益并存。基于此,本文提出假设1。

H1: 同群效应对创业活动存在显著的正向作用。

同群效应不仅反映在地理和空间位置上,也反映在时间的代际存续上,不同世代之间同样存在信息流动和榜样示范,因此父母也是子女重要的同群主体。研究发现,一些人能够成为创业者最为关键的因素是来自父母的遗传因素,父母创业可以增加子女成为创业者的概率约30%—200%^[24-28],具体区分为遗传先天因素(生物学父母的创业状态)和后天培养因素(收养父母的创业状态),生物学父母的创业反映了基因遗传对子女创业的影响,即基因遗

传显著增加了子女的创业概率。基于此,很多研究论证了父母创业行为作为子女创业工具变量的合理性^[29-30]。一些学者从遗传学和生物学的基因因素方面解释了创业的性别差异^[31-32],发现遗传基因对女性创业的影响大于男性,其主要通过提高资本累积和组织的能力、增强创业意愿和未来创业偏好来影响个人的创业行为^[33-34],父亲和母亲对女儿和儿子的影响存在差异^[24]。因此,本文从时间或者世代的维度对同群效应的特征提出假设2。

H2:同群效应对个人创业行为存在代际间的传递效应,且具有性别趋同性,即女性创业受母亲行为的影响更大,男性创业受到父亲行为的影响更大。

已有关于创业性别差异的持续性及其原因的解釋,主要包括:由于性别之间存在偏好和自信能力的差异,在面临竞争性和创新性工作或项目时,女性比男性表现更差,女性往往规避竞争型且偏好合作型,这最终导致男性和女性职业发展差异具有持续性^[35]。一些研究证明,同群效应在小的群体中对创业的影响比在大的群体明显更大,因此同群效应的性别内部同群效应大于性别之间^[36]。现有经验研究证明了同性别榜样效应的存在,且人们倾向于近距离或同性别行为榜样,远距离或著名的创业者对个人创业行为几乎没有影响^[37-38]。从性别差异的视角来看,劳动力市场中,女性偏好互助协作型职业,而男性偏好相对独立性工作,女性更为社会性且需要归属感,因此,同群效应对女性的影响显著大于男性^[9,39]。同群效应的行为榜样效应对创业认知阶段的影响大于实施阶段,对女性创业的影响大于男性^[40-41]。同群效应不仅存在父母与子女代际之间的性别趋同性,同世代之间也存在性别差异性,据此提出假设3。

H3:创业的同群效应存在显著的性别差异,女性创业主要受到同群女性创业行为的影响,男性创业主要受到同群男性创业行为的影响,且同群效应对女性创业的影响大于男性。

社区内同类群体(或种族)的就业比例越高,社区就业率对个体就业率和就业收入的积极影响越大^[42]。已有研究指出,同群效应来源于群体互动,信息的外溢和共享强化了同群效应,但是同群效应发挥作用的过程中存在一个门槛值,当同群变量低于该门槛值时,同群效应不显著;当同群变量高于该门槛值时,同群效应才能充分发挥作用,因此,同群效应具有门槛和非线性特征^[43-46],社会互动缩短了社会距离,对同群效应有正向影响,当个体从事劳动交换等行为挤占社会互动时间时,同群效应会降低^[47];此外,同群效应存在饱和性(或“天花板效应”),当同群比例处于较低水平时,可以为同群个体行为决策提供信息,随着同群比例的提高,信息产生冗余,边际价值递减且无效^[48]。同群的创业比例低于阈值,社会互动和信息外溢对个人创业具有积极作用,随着同群创业比例的提高,信息逐渐饱和甚至冗余因而会价值递减,同群效应对个体创业的正向效应影响边际递减。对此,本文提出假设4。

H4:创业的同群效应存在非线性特征,即随着创业比例的提高,同群效应对个人创业决策的影响边际递增,达到一定的阈值后边际递减。

三、变量、数据与实证策略

1. 变量与数据说明

本文主要应用了CFPS 2010—2020年六轮调查数据,该数据覆盖了全国25个省份将近

全国95%以上人口，同时也使用了中国人民银行以及《中国统计年鉴》相关年份的数据以控制样本的地区固定效应，形成包括个人、家户及其所在地域的层级数据。主要被解释变量“创业或自营”属于0—1二分类离散变量。在CFPS数据中，对社区/村一级的样本创业行为进行统计后可以计算出同社区/村的平均创业比例，同时去除受访样本，构建了分性别的样本同群效应指标如下：

$$\overline{Ent}_{-i,t}^{fk} = \frac{1}{N-1} \sum_{n \neq i}^N Ent_{nt}^{fk} \quad k = f, m \quad (1)$$

$$\overline{Ent}_{-i,t}^{mk} = \frac{1}{N-1} \sum_{n \neq i}^N Ent_{nt}^{mk} \quad k = m, f \quad (2)$$

式(1)代表样本女性所在社区/村的女性创业比例($k=f$)和男性创业比例($k=m$)，式(2)代表样本男性所在社区/村的男性创业比例($k=m$)和女性创业比例($k=f$)，式(1)和(2)是反映同群效应的关键解释变量。

表1的统计结果显示，女性创业比例低于男性，但是男性的创业比例逐年下降，两者的差距趋于收敛；类似地，所有样本的父亲创业比例显著高于母亲。在此基础上，通过对每一轮调查连续参访的个人进行匹配后，本研究最终获得11810个连续六年参与受访的样本，主要样本特征如表1所示。控制变量包括个体特征(年龄、教育和婚姻状态)以及家庭特征(人均住房面积、赡养比、商业保险支出、家庭资产水平)；为了控制外生同群效应(情景效应)，模型也纳入样本的地区层面特征，包括城镇地区、人均小额贷款余额、人均GDP和地理区位，用于反映城乡差异、小微企业从正规金融机构获得资金的程度以及地区经济发展程度。

2. 实证策略与研究设计

(1) 广义倾向得分匹配(GPSM)。在CFPS调查数据的六期数据中，男性创业人数占总创业人数的61%，女性创业者人数少于男性创业者。个体所在同社区/村的创业比例并非随机事件，存在自选择偏误和反向因果等内生性问题。为了控制内生性，研究考虑使用匹配法来获得除了性别和年份以外所有个体和家户特征相似的实验样本，那么两组配对样本之间的创业率平均差异本质上是一个非参数估计量——平均处理效应，由此可以获得创业性别差异的稳健估计值。

但是，与传统二元处理变量不同的是，同群创业比例属于连续性变量，取值区间为 $[0, 1]$ ，广义倾向得分匹配适用于此类连续型变量的效应评估。广义倾向得分匹配具体实施过程如下。

首先，在给定协变量 X 的情形下估计处理强度(即同群创业比例)的条件期望^[49]：

$$E(T_i | X_i) = F(\beta'X_i) \quad (3)$$

由于同群创业比例不能满足处理变量的正态性分布，式(3)假设了同群创业比例的指数族分布的公共形式，并使用广义线性回归的Gamma连接函数来拟合同群创业比例的条件概率密度，从而获得连续型变量的预测倾向得分——广义倾向得分 $R_i = r(T_i, X_i)$ 。

其次，根据处理强度 T_i 和广义倾向得分 R_i 构造估计同群创业比例的条件期望：

$$E(Y_i | T_i = t_i, R_i = r_i) = \Phi(T_i, R_i, T_i^2, R_i^2, T_i R_i) \quad (4)$$

表1 CFPS 2010—2020 变量的统计性描述

变量	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年
被解释变量						
创业或自营	0.103 (0.304)	0.161 (0.367)	0.112 (0.315)	0.108 (0.310)	0.109 (0.312)	0.095 (0.293)
关键解释变量						
同群女性创业比例	0.042 (0.058)	0.072 (0.074)	0.065 (0.076)	0.070 (0.088)	0.064 (0.089)	0.057 (0.085)
同群男性创业比例	0.114 (0.105)	0.142 (0.104)	0.098 (0.099)	0.094 (0.096)	0.083 (0.101)	0.069 (0.100)
工具变量						
男性父亲创业比例	0.103 (0.166)	0.119 (0.138)	0.077 (0.124)	0.071 (0.121)	0.034 (0.066)	0.031 (0.067)
女性父亲创业比例	0.136 (0.256)	0.150 (0.213)	0.099 (0.186)	0.082 (0.156)	0.028 (0.062)	0.023 (0.061)
男性母亲创业比例	0.041 (0.106)	0.058 (0.099)	0.046 (0.093)	0.048 (0.104)	0.028 (0.067)	0.028 (0.065)
女性母亲创业比例	0.057 (0.155)	0.083 (0.165)	0.067 (0.157)	0.062 (0.138)	0.025 (0.061)	0.022 (0.058)
个体特征变量						
年龄	44.977 (14.116)	46.965 (14.114)	48.965 (14.114)	51.031 (14.074)	52.963 (14.113)	54.966 (14.108)
教育	7.133 (4.463)	6.495 (4.836)	7.149 (4.681)	7.156 (4.725)	7.265 (4.776)	7.207 (4.859)
婚姻状态	0.870 (0.336)	0.875 (0.330)	0.876 (0.330)	0.875 (0.330)	0.875 (0.331)	0.867 (0.339)
家户特征变量						
户均住房面积 m ²	32.025 (29.623)	34.829 (32.583)	35.095 (34.612)	34.826 (35.641)	34.963 (38.748)	33.443 (38.204)
赡养比	0.286 (0.270)	0.315 (0.282)	0.360 (0.301)	0.375 (0.310)	0.409 (0.322)	0.400 (0.324)
商业保险支出	444.233 (2674.724)	680.562 (2727.166)	1174.670 (4069.604)	1607.961 (6179.646)	2237.832 (6188.673)	2498.679 (6615.660)
高流动性资产	2710.762 (20109.110)	7513.756 (34277.310)	11437.720 (52879.920)	16663.820 (69808.640)	22423.800 (109684.600)	30146.820 (120944.600)
低流动性资产	46059.580 (132597.200)	54670.740 (115531)	67146.410 (147478.200)	84038.020 (223222.100)	134060 (348074.400)	169682.700 (477104.400)
地区特征变量						
城镇户籍	0.395 (0.489)	0.412 (0.492)	0.445 (0.497)	0.457 (0.498)	0.480 (0.500)	0.479 (0.500)
人均小额贷款余额	574.974 (540.356)	698.584 (534.919)	700.354 (371.444)	693.89 (368.756)	839.227 (438.295)	950.012 (470.355)
地区人均GDP	31705.990 (15606.510)	40715.940 (17477.090)	47393.770 (19941.910)	51773.410 (23618.200)	60413.880 (27511.550)	65238.090 (30041.840)
东部地区	0.311 (0.463)	0.312 (0.463)	0.313 (0.464)	0.318 (0.466)	0.326 (0.469)	0.325 (0.468)
样本量	11810	11810	11810	11810	11810	11810

注:商业保险支出、流动性资产、人均小额贷款余额和地区人均GDP统计单位为万元;高流动性资产以金融资产净值衡量,即金融资产与非住房负债之差;低流动性资产主要以住房资产净值衡量,即家庭总住房资产与住房负债之差。2010年数据中未提供金融资产,我们根据其他年度的处理方法,以储蓄存款(savings)、股票(stock)、基金(funds)和别人欠自己的钱(debit_other)之和来衡量。

度量创业行为的 Y_i 属于 0—1 二元离散变量，式（4）选择使用 Probit 估计并拟合得到平均剂量反应 $\mu(t)$ 和处理效应 $\Delta\mu(t)$ ：

$$\mu(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Phi(t_i, \hat{r}_i, t_i^2, \hat{r}_i^2, t_i \hat{r}_i) \quad (5)$$

$$\Delta\mu(t) = \mu(t + \Delta t) - \mu(t) \quad (6)$$

其中， $\Delta t = 0.1$ ，由于同群创业比例 90% 以上分布在取值区间 $[0, 0.4]$ 偏 0 值一端，为此 GPSM 选择在该区间按照处理强度区分为 5 组，计算倾向得分值并进行匹配。

（2）同群效应模型。个人与社会的互动效应分为三类：内生效应、外生效应（情境效应）以及关联效应^[13]。基于此，提出如下假设：

$$E(y | x, z) = \alpha + \beta E(y | x, z) + E(z | x)' \gamma + x' \delta + z' \eta \quad (7)$$

其中， β 就是同群的样本行为对研究对象的影响——内生同群效应，但是同群样本的个体特征同样对研究对象的行为存在影响——外生效应 γ ，最后就是和群体无关的未知因素（例如制度环境）对群体行为趋同的影响——关联效应（也称“相关效应”） δ 。当研究者观察总体的行为分布特征时，试图推断某群体平均行为影响组成该群体的个体行为，那么就会出现“反射”（reflection）问题，导致无法准确识别同群效应。个体行为受到参照组行为的影响发生变化，进而产生社会乘数，即个体行为和同群行为相互影响，最终扩大同群效应——经济学所谓的内生性，无法准确区分群体对个人的影响和个人对群体的影响，模型中表现为 $E(y | x, z)$ 和 $E(y | x)$ 之间的共线性；同时，样本选择问题导致的内生性会导致混淆同群效应和选择效应，这两个问题是识别同群效应的难点。

本文将同一社区/村的成员划分为同一群体，分性别的同群效应指标 $\overline{Ent}_{-i,t}^{fk}$ 和 $\overline{Ent}_{-i,t}^{mk}$ 使用除受访个体以外同社区（或村）的创业者比例来反映平均创业情况，为了控制反射问题，本研究使用工具变量法来控制同群效应的内生性问题，并使用个人特征、家户特征以及地区特征以控制外生效应和部分相关效应。具体而言，给定 z 是样本的个体特征（包括收入、职业、年龄和婚姻状态等社会经济特征）， x 是样本所参照的同群属性特征（包括家户特征和地区特征）。被解释变量属于二分类 0—1 离散变量，由于普通 Probit 模型无法解决反射问题，需要采用 IV-Probit 对个体进行聚类调整以控制模型中不可观测的群体异质性对估计结果的干扰。

四、实证结果与分析

1. 创业同群效应的 GPSM 分析

与传统的 PSM 类似，GPSM 首先需要选择合适的协变量来估计产出变量（创业行为）的条件期望，本研究主要使用了表 1 中个人和家户特征变量，匹配出控制组和处理组具有相同同群创业比例的样本，识别了同群效应和个体创业概率的因果关系。首先，基于 Gamma 分布的广义线性回归结果，计算了广义倾向分数并进行匹配，由于同群创业比例 90% 以上分布在取值区间 $[0, 0.4]$ ，因此，处理区间主要划分为 10%、20%、30%、40% 和 100% 共五组。其次，估计处理强度和广义倾向得分值进而构造估计产出变量（创业行为）条件期望的模型，创业行为属于 0—1 型离散变量，因此选择 Probit 模型来拟合创业的条件期望

(见式(4)),并计算式(5)和式(6),分别得到同群创业比例的平均剂量反应(图2(a))和不同的同群创业比例对个体创业的影响——处理效应(图2(b))。

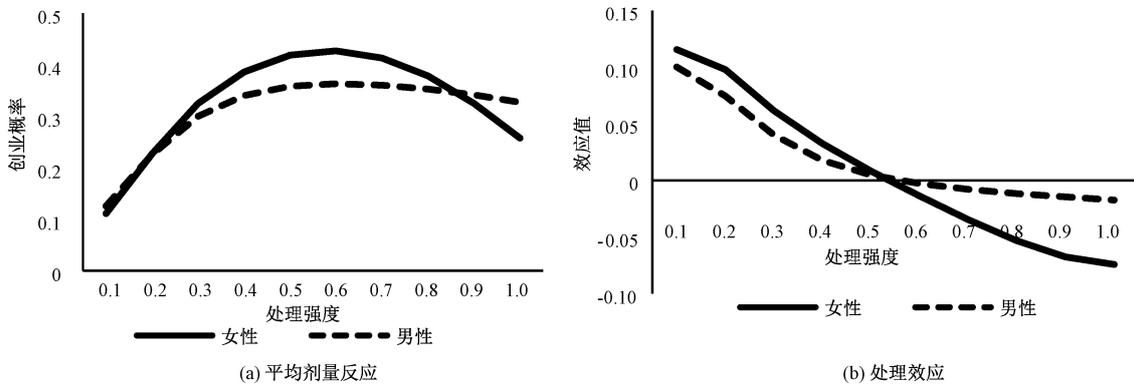


图2 同群创业比例的平均剂量反应和处理效应

图2(a)显示,随着同群创业比例的提高,男性和女性的平均剂量反应均呈现倒“U”型关系,表明个人创业概率先上升后下降。当同群创业比例取值 $[0, 0.8]$ 时,给定相同的同群创业比例,女性创业概率显著高于男性创业比例;同群创业比例达到80%以上后,女性创业概率显著下降且快于男性。图2(b)计算了同群创业比例的增加对个体创业概率影响的变化,即处理效应,从中可以看出同群创业比例对个体创业概率的影响是单调递减的,当同群创业比例在 $[0, 0.5]$ 区间时,同群效应对个体创业概率的影响是边际递增的,同群创业比例低于50%时,图2(b)的处理效应大于0;高于50%时,对个体创业概率的影响呈边际递减,图2(b)的处理效应小于0,表明创业市场存在竞争性均衡,随着创业数量逐渐饱和,行业的利润率下降,可能对个体创业存在挤出效应。

需要指出的是,研究样本的创业比例在40%以上的样本量不足1%,难以保证研究结论的统计显著性^①。GPSM可以部分控制选择性偏误以及样本量产生的潜在偏误问题,但是由于部分协变量难以满足平衡性检验,因而这一结论可能仍然存在偏误,为此有必要进一步应用工具变量法来控制同群效应识别过程中的内生性问题,以获得更为稳健的结果。

2. IV-Probit模型和内生性问题

(1) IV-Probit模型与工具变量选择。个体创业行为不仅受到邻里创业行为的影响,也可能反向影响邻里创业行为,即存在“反射”问题。但是从不同世代角度而言,即使年长世代创业行为影响年轻世代创业行为,而从时序上看后者不会影响前者,因此,本研究使用父辈和母辈创业行为作为工具变量。此外,已有研究证明父亲和母亲对子女的影响是存在差异的^[28],据此将工具变量分为4个,包括男性样本父亲的创业率 e_{it}^{fs} 、女性样本父亲的创业率 e_{it}^{fd} 、男性样本母亲的创业率 e_{it}^{ms} 和女性样本母亲的创业率 e_{it}^{md} ,那么个体创业行为不会影响其邻里成员父母的创业行为,邻里成员父母的创业行为会通过影响邻里成员间接影响个体创业。据此使用上述工具变量进行IV-Probit估计,第一阶段回归模型使用工具变量对内生解释变量进行回归,设定如下:

① 当处理强度(同群比例)大于0.4,回归结果的置信区间显著变宽,模型有效性和预测能力下降。

$$\overline{Ent}_{-i,t}^{fk} = \lambda_{fs}^f e_{it}^{fs} + \lambda_{fd}^f e_{it}^{fd} + \lambda_{ms}^f e_{it}^{ms} + \lambda_{md}^f e_{it}^{md} + controls + \varepsilon_{it}^f \quad (8)$$

$$\overline{Ent}_{-i,t}^{mk} = \lambda_{fs}^m e_{it}^{fs} + \lambda_{fd}^m e_{it}^{fd} + \lambda_{ms}^m e_{it}^{ms} + \lambda_{md}^m e_{it}^{md} + controls + \varepsilon_{it}^m \quad (9)$$

其中，式（9）表示对女性子样本进行回归，式（10）表示对男性子样本进行回归。然后，分别应用最大似然法进行第二阶段估计：

$$P(Y_{it}^f = 1) = \Phi\left(\alpha_0 + \sum_{k=f,m} \beta_k^f \overline{Ent}_{-i,t}^{fk} + x'\delta + z'\eta + \lambda_j + v_t\right) \quad (10)$$

$$P(Y_{it}^m = 1) = \Phi\left(\alpha_0 + \sum_{k=m,f} \beta_k^m \overline{Ent}_{-i,t}^{mk} + x'\delta + z'\eta + \lambda_j + v_t\right) \quad (11)$$

其中， Y_{it}^f 和 Y_{it}^m 分别表示样本是否选择创业， β_k^f 和 β_k^m 是工具变量回归得到的创业同群效应， λ_j 和 v_t 分别控制了所在地区和时间固定效应，为了避免异方差和组内相关产生的偏误，以及控制模型中无法观测到的相关效应对同群效应产生的混淆影响，实际过程中使用聚类到个体层面的稳健标准误。

（2）“行为榜样”的性别趋同性与内生性问题。已有研究认为父母影响子女创业的机制路径主要包括：子女可以继承父母的家族企业；基于父母金融资产的传承，子女可以以更低成本创业；创业父母可以给子女提供更多的商业人力资本；创业父母可以传递给子女有效的职业技术方法和偏好。这些传承因素意味着子女创业可以降低机会成本和交易成本^[24]。也有一些研究者指出创业父母给子女树立了“行为榜样”，子女的创业行为更多的是模仿自己的父母，而且“行为榜样”更多地发生在同性别之间即存在趋同性^[37]，也即女性更偏好于模仿女性“榜样”——母亲，男性更偏好于模仿男性“榜样”——父亲^[28-29]。父母是子女重要的同群主体，本文使用父母创业比例来对子女创业比例进行回归。

表2应用双向固定效应模型检验了父母创业对子女创业的“行为榜样”效应，列（1）是女性子样本的同群女性创业比例与其父母创业比例的回归结果，列（2）是女性子样本的同群男性创业比例与其父母创业比例的回归结果，对比发现，母亲创业对女性创业比例的正向影响更大，父亲创业对男性创业比例的正向影响更大；类似地，列（3）是男性子样本的同群男性创业比例与其父母创业比例的回归结果，列（4）是男性子样本的同群女性创业比例与其父母创业比例的回归结果，结论相同。父母是子女的不同世代的同群，对子女的影响较大，这一结果证明了假设1，即同群效应对创业活动存在显著的正向效应。无论是在哪一组子样本中，与母亲的创业行为相比，父亲创业对女性创业影响程度较低，与父亲的创业行为相比，母亲创业对男性创业影响程度较低，证明了假设2，“行为榜样”存在性别的趋同性，即女性创业受母亲行为的影响更大，男性创业受到父亲行为的影响更大。据此，同社区/村中父亲和母亲的创业比例与其子女创业比例（创业同群效应）存在因果关系，满足工具变量相关性的条件。与此同时，所在同社区/村的父亲和母亲创业比例只能通过影响样本父母或者样本同群子女辈（排除样本自身）间接影响个体创业，两者不直接相关，理论上满足外生性条件。经验研究中，如果工具变量和误差项存在相关性，工具变量回归的估计结果是不一致的，过度识别检验可以检验工具变量是否外生。应用过度识别检验的前提是，存在的工具变量个数大于内生变量的个数。当工具变量外生时，那么只能通过内生变量影响被解释变量，而不存在其他途径，与模型中的外生变量和残差项无关，可以计算工具变量回归

后的残差作为被解释变量,外生变量和工具变量作为解释变量。如果工具变量的系数不显著,意味着对残差项没有解释能力,则工具变量是满足外生性条件的。因此,研究过程中使用 Amemiya-Lee-Newey (ALN) 卡方统计量对工具变量进行过度识别检验,弱工具变量检验使用 AR 和 Wald 统计量识别。

表2 “行为榜样”的性别趋同性检验

变量	女性子样本		男性子样本	
	(1) 女性创业比例	(2) 男性创业比例	(3) 男性创业比例	(4) 女性创业比例
男性父亲创业比例	-0.010 (0.008)	0.264*** (0.009)	0.266*** (0.012)	-0.006 (0.007)
女性父亲创业比例	0.011*** (0.004)	0.112*** (0.005)	0.095*** (0.005)	0.010*** (0.003)
男性母亲创业比例	0.249*** (0.012)	0.046*** (0.013)	0.055*** (0.012)	0.308*** (0.005)
女性母亲创业比例	0.088*** (0.005)	0.026*** (0.007)	0.026*** (0.006)	0.093*** (0.005)
年份	控制	控制	控制	控制

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内是聚类稳健标准误。

3. IV-Probit 模型回归结果分析

为了识别同群效应的性别差异,首先,将样本分为女性和男性 ($k=f, m$), 分别在同社区/村层面统计出各自同群的创业比例,并将同群效应分解为同群男性创业比例和同群女性创业比例两个部分,应用 IV-probit 的最大似然估计,分别使用女性子样本估计了式(8)和式(10),使用男性子样本估计了式(9)和式(11)。回归系数 β_k^f 和 β_k^m 反映了创业的同群效应;其次,为了比较和解释女性创业与男性创业的同群效应差异,进一步通过合并男性和女性样本进行全样本回归。表3给出了回归结果及其边际效应。

(1) 创业同群效应的性别差异分析。表3的列(1)和(2)是女性创业同群效应的第II阶段回归结果和边际效应,列(3)和(4)是男性创业同群效应的第II阶段回归结果和边际效应。第I阶段回归结果(因篇幅原因,此处略)均与“行为榜样”趋同性检验结论一致,作为前定变量的父母创业确实对子女创业存在不同程度的显著影响,母亲创业对女性同群创业比例的影响大于父亲,父亲创业对男性同群创业比例的正向影响更大。边际效应结果显示,女性创业比例每提高1%,同群女性的平均创业概率提高1.1%,男性创业比例每提高1%,同群男性的平均创业概率提高1%,同群效应的系数和边际效应均显著大于零,证明了同群效应对个人创业活动存在显著的正向效应(H1),创业的同群效应是积极的。但是,男性创业比例对同群女性创业概率的影响并不显著,而女性创业比例对同群男性创业概率的影响同样不显著,创业行为不仅存在代际间性别内的“趋同性”,在同世代的人群中同样存在性别内的“趋同性”,证明了创业的同群效应存在显著的性别差异,女性创业主要受到同群女性创业行为的影响,男性创业主要受到同群男性创业行为的影响(H3)。已有研究指出,创业行为的性别趋同性,是劳动力市场就业性别差异长期存在的主要原因^[29]。

年龄对个人创业概率的影响呈现先增加后减少的倒“U”型变化趋势,一些研究发现,当中国劳动力年龄在低于51岁时,创业的概率会随着年龄的增加而增加,而当其年龄超过

表3 创业同群效应 IV-Probit 估计结果

变量	女性样本		男性样本		总样本	
	(1) IV-Probit	(2) 边际效应	(3) IV-Probit	(4) 边际效应	(5) IV-Probit	(6) 边际效应
同群女性创业比例	0.071 *** (0.004)	0.011 *** (0.001)	0.002 (0.004)	0.000 (0.001)	— —	— —
同群男性创业比例	0.000 (0.003)	0.000 (0.000)	0.051 *** (0.003)	0.010 *** (0.001)	— —	— —
同群创业比例	— —	— —	— —	— —	0.052 *** (0.002)	0.009 *** (0.000)
女性 * 同群效应	— —	— —	— —	— —	0.019 *** (0.004)	0.003 *** (0.001)
女性	— —	— —	— —	— —	-0.140 *** (0.040)	-0.025 *** (0.007)
年龄	0.020 * (0.011)	0.003 * (0.002)	0.050 *** (0.010)	0.010 *** (0.002)	0.038 *** (0.007)	0.007 *** (0.001)
年龄平方	-0.000 ** (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)
教育	0.011 ** (0.005)	0.002 ** (0.001)	0.007 (0.004)	0.001 (0.001)	0.009 *** (0.003)	0.002 *** (0.001)
已婚	0.256 *** (0.077)	0.040 *** (0.012)	0.220 *** (0.070)	0.044 *** (0.014)	0.225 *** (0.052)	0.040 *** (0.009)
人均住房面积 m ²	0.001 ** (0.001)	0.000 ** (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.000 ** (0.000)
赡养比	0.111 (0.070)	0.017 (0.011)	0.190 *** (0.063)	0.038 *** (0.012)	0.157 *** (0.047)	0.028 *** (0.008)
商业保险 (对数)	0.024 *** (0.004)	0.004 *** (0.001)	0.026 *** (0.004)	0.005 *** (0.001)	0.025 *** (0.003)	0.005 *** (0.001)
高流动性资产	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.000)
低流动性资产	0.001 ** (0.001)	0.000 ** (0.000)	0.001 * (0.001)	0.000 * (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)
城镇户籍	0.051 (0.042)	0.008 (0.007)	0.016 (0.039)	0.003 (0.008)	0.043 (0.028)	0.008 (0.005)
人均小额贷款余额	-0.055 (0.047)	-0.009 (0.007)	-0.016 (0.042)	-0.003 (0.008)	-0.028 (0.031)	-0.005 (0.006)
地区人均 GDP	0.119 (0.078)	0.019 (0.012)	0.111 (0.072)	0.022 (0.014)	0.104 ** (0.053)	0.019 ** (0.009)
常数项	-2.351 *** (0.333)	— —	-2.819 *** (0.292)	— —	-2.576 *** (0.225)	— —
地区	控制		控制		控制	
年份	控制		控制		控制	
样本数	24850		24414		49264	
AR	1070.59 *** (0.000)		1105.77 *** (0.000)		2271.77 *** (0.000)	
Wald	979.40 *** (0.000)		1042.07 *** (0.000)		2109.89 *** (0.000)	
ALN	1.397 (0.497)		2.991 (0.224)		5.575 (0.472)	

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内是聚类稳健标准误。

51岁以后,个人创业的概率会随着年龄的增加而显著减少^[23]。与已有研究结论类似,已婚状态对创业概率存在显著的正向影响;商业保险支出越高,就业保障水平越高,个人创业概率也越高。考虑到收入和消费的不稳定性,本文使用了资产水平来反映家庭财富水平,并将其分为高流动性资产和低流动性资产,结果显示,虽然高流动性资产对创业没有显著的影

响,但是低流动性资产高,增强了个人抵押贷款的信用能力,有利于平均创业概率的提高。部分协变量对男性创业和女性创业的影响存在差异,如教育能够提高女性的人力资本;户均住房面积属于家庭和个人的不动产,一定程度反映了个人商业贷款的信用和能力,其提高了女性在就业市场上的信贷能力,对女性创业有显著的正向影响,但是对男性创业概率没有显著影响;赡养比高,意味着家庭的人口和经济负担更高,显著提高了男性的平均创业概率,但是对女性创业的影响并不显著。

研究使用了四个工具变量,有必要检验工具变量的相关性和外生性条件。AR 和 Wald 统计量均在 1%的水平上显著,可以拒绝内生变量和工具变量不相关的原假设,意味着所选变量不是弱工具变量;如果工具变量和误差项存在相关性,工具变量回归的估计结果将是不一致的,但是存在的工具变量个数大于内生变量的个数,因此识别要求每一个合理的工具变量必须满足无关性条件,不同于连续性被解释变量模型,二元离散变量模型的检验通常使用 ALN 统计量,检验工具变量是否与误差项无关,该统计量服从 χ^2 分布。表 3 给出了两步法估计 IV-Probit 的 ALN 统计量, p 值均大于 10%,不能拒绝“所有工具变量均为外生”的原假设,这说明本文所选取的工具变量都是外生的。

理论上,同群女性创业比例的提高可以给女性提供行业信息和创业资源的共享,有利于女性创业,但是由于已经存在男性创业优势(包括资源、信息以及创业强度),对男性创业的激励作用亦有可能导致性别差异的进一步加剧。研究已经证明了在同世代的人群中同样存在性别内的“趋同性”,即女性更倾向于受同群女性行为的影响,男性倾向于受同群男性行为的影响,除了同群效应属性的性别差异,研究进一步比较了女性与男性创业的同群效应大小的差异。考虑到分样本回归系数的比较结果受到样本数量和变异性等因素的约束,研究同时对不同性别的同群效应进行合并样本分析,将式(10)和式(11)合并得如下公式:

$$P(Y_{it} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \theta_0 female + \beta_k \overline{Ent}_{-i,t}^k + \tau_0 \overline{Ent}_{-i,t}^k female + x'\delta + z'\eta + \lambda_j + \nu_t) \quad (12)$$

考虑到同群效应显著的性别趋同特征,模型(12)仅将与个体相同性别的群体创业比例作为同群效应的度量指标,合并样本加入同群效应和性别虚拟变量的交互项识别了同群效应的性别差异。表3的列(5)和(6)给出了模型(12)的回归结果,列(5)是关于模型的 IV-Probit 回归结果,列(6)计算了对应的边际效应。研究显示,女性的创业概率比男性低 2.5%,且在 1%的水平上显著,性别虚拟变量与同群效应的交互项系数和边际效应显著为正,女性创业的同群效应的边际影响比男性高 0.3%,意味着同群效应对女性创业的正向影响大于男性。在其他条件不变的前提下,同社区/村女性创业比例的上升对女性创业概率的正向影响大于男性,证明了创业的同群效应存在显著的性别差异:同群效应对女性创业的影响大于男性,即假设 3 被证实。一些性别经济学文献对此的解释是,女性偏好互助协作型职业,而男性偏好相对独立性工作^[9,38]。这也为样本期中国创业群体中女性比例提高以及性别差异逐年下降的原因提供了经验证据,女性创业比例的提高不仅为女性创业树立了“行为榜样”,而且为女性创业提供了更多的行业资源和经验,降低创业的机会成本。

(2) 创业同群效应的分性别边际影响分析。图 3 和表 4 分别使用受访样本的同群创业比例作为同群变量,进行 IV-Probit 分性别回归并计算了相应的平均边际效应,图 3 给出了 95%的置信区间,所有区间均没有包含 0 值,意味着边际效应的统计显著性。结果显示,同

群效应呈现非线性特征，随着同群创业比例的提高，对样本个体平均创业概率的影响是递增的，且女性群体之间的同群效应大于男性，当样本所对应的同性别群体创业比例达到30%时，同群效应对样本平均创业概率的影响达到最大值，即同群创业比例每增加1%，女性的平均创业概率约增加2.7%，男性平均创业概率约增加2%，然后同群效应开始递减，且在相同性别之间，女性群体内的同群效应递减的速度高于男性群体。

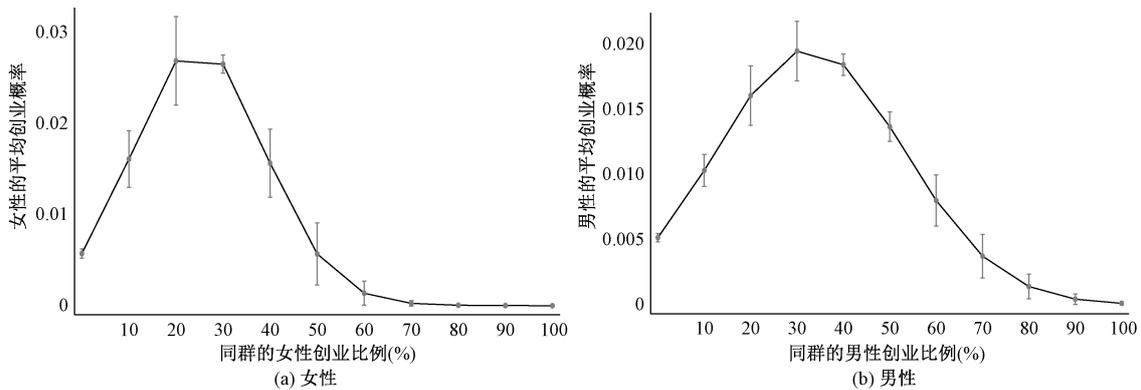


图3 创业同群效应的平均边际影响 (95% CIs)

表4 同群创业的平均边际效应

性别	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1
女性	0.006	0.016	0.027	0.027	0.016	0.006	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
男性	0.005	0.010	0.016	0.020	0.018	0.014	0.008	0.004	0.001	0.000	0.000

社区内形成的网络可以通过社会互动实现信息和资源的共享以降低创业成本，因此同群效应对个人创业存在积极作用，但是信息存在饱和性（或“天花板效应”），随着同群比例的提高，信息产生冗余，边际价值递减且无效^[48]。同群的创业比例低于阈值时，信息外溢对个人创业具有积极作用，随着同群创业比例的提高，信息逐渐饱和，对个体创业的影响边际递减。此外，社会互动缩短了社会距离，对同群效应有正向影响，当个体从事劳动交换等行为挤占社会互动时间时，同群效应将会降低。同时，从经济学理论出发，创业市场存在竞争性均衡，随着创业数量逐渐饱和，行业的利润率下降，可能对个体创业存在挤出效应。因此，同群效应对创业的正向作用具有短期性特征。

综上所述，女性创业的同群效应显著大于男性，当同群女性的创业比例在 [0, 0.3] 区间内时，同群效应对女性创业的边际效应大于男性，当同群女性的创业比例大于 0.4 时，同群效应递减，且女性群体内的同群效应递减的速度高于男性群体。因此，创业的同群效应存在非线性特征，即随着创业比例的提高，同群效应对个人创业决策的影响边际递增，达到一定的阈值后边际递减，假设 4 得到验证。同群效应对女性创业的正向影响大于男性，解释了样本期创业的性别差异逐年收敛的原因，由于女性创业比男性更为依赖于来自社会互动的创业资源，而同群效应主要通过信息和资源实现其外溢效应，降低摩擦成本，提高创业成功的概率；另外，当同时考虑不同性别的同群创业比例对个体创业概率的影响时，个体创业行为显著受到相同性别群体创业比例的正向影响，而不同性别群体的创业比例对个体创业没有显

著影响,证明了同群效应存在性别趋同性,伴随同群效应对创业的积极作用边际递减,最终可能导致长期中创业性别差距的固化。

五、异质性与稳健性分析

1. 分类型创业异质性分析

全球创业观察组织根据创业动机,将创业分为生存型创业与机会型创业。在规模上,机会型创业一般大于生存型创业,前者能更有效地为社会创造就业机会;在技术与创新水平上,生存型创业主要通过模仿来提供产品或服务,机会型创业的创新性则更强^[50]。基于CFPS数据的一致性和可得性,研究使用员工规模定义其创业类型:生存型创业主要以小微企业为主,机会型创业以大中型企业为主。为促进中小企业发展,2017年12月,国家统计局修订出台了《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》(国统字〔2017〕213号),选取从业人员、营业收入、资产总额等指标或替代指标,并结合行业特点制定具体划分标准,将在我国境内依法设立的各种组织形式的法人企业或单位的规模划分为大型、中型、小型和微型,各行业主要以从业人员100人和300人为界(批发零售业除外),划分为小型及以下和大中型企业^①。表5分别以此作为划分依据,将低于100人或者300人的企业创业作为生存型创业,其余规模的企业创业作为机会型创业,对比分析了两类创业同群效应的性别差异。

表5 异质性分析I:创业类型

变量	生存型创业:小微企业		机会型创业:中型及以上企业	
	从业人员<100	从业人员<300	从业人员≥100	从业人员≥300
女性*同群效应	0.025*** (0.006) [0.009]***	0.020*** (0.007) [0.007]***	-0.013 (0.013) [-0.001]	-0.014 (0.016) [0.007]
同群效应	0.045*** (0.003) [0.017]***	0.046*** (0.003) [0.016]***	0.032*** (0.006) [0.002]***	0.035*** (0.009) [0.002]***
女性	-0.107 (0.067) [-0.040]	-0.066 (0.066) [-0.023]	0.087 (0.087) [0.007]	0.276 (0.276) [0.017]
个体特征变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制
地区特征变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
样本量	10769	12354	3438	1853

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内是聚类稳健标准误;受篇幅限制,中括号内仅给出了回归系数对应的边际效应。

与机会型创业相比,生存型创业规模小且进入门槛更低,信息和技术外溢性强,学习和模仿可以有效降低创业者的机会成本,因此有利于就业市场上处于劣势的女性。已有研究也指出,低技能岗位的同群效应更大,因为这一类行业产出及行为更容易被观测,而高技能岗位的同群效应较小^[9]。边际效应结果显示,企业规模小于100人的小微企业中,女性创业的同群效应比男性高出0.9%,企业规模小于300人的小微企业中,女性创业的同群效应比男

① 批发业(小型,从业人员<20人)和零售业(小型,从业人员<50人)统一为100人以下。

性高出 0.7%，随着创业规模的提高，女性创业的同群效应边际递减。从性别差异的视角来看，劳动力市场中男性更加偏好创新性和独立性工作，其风险更高且收益更大、信息和技术门槛更高，同群效应的作用机制有限，因此同群效应在机会型创业中并不存在显著的性别差异。

2. 分行业创业异质性分析

根据 CFPS 2010 调查数据，中国就业人口中男性占主导地位的行业包括采矿业，建筑业以及交通运输、仓储和邮政业，这几个行业中女性比例仅为 10% 左右，而女性比例过半的行业集中于卫生、教育、批发与零售、社会保障和社会福利业以及金融行业。使用相同的编码^①，本文统计并对比了 CFPS 2010—2020 年就业的行业性别差异，结果如图 4 所示。与 2010 年的统计结果相比，男性仍然在关键的工业生产领域具有显著的就优势，从业人员中女性比例过半的行业集中在批发和零售业，金融业，教育，卫生、社会保障和社会福利业，并且在住宿和餐饮业以及文化、体育和娱乐业中女性的就业比例也开始逐渐超过男性。

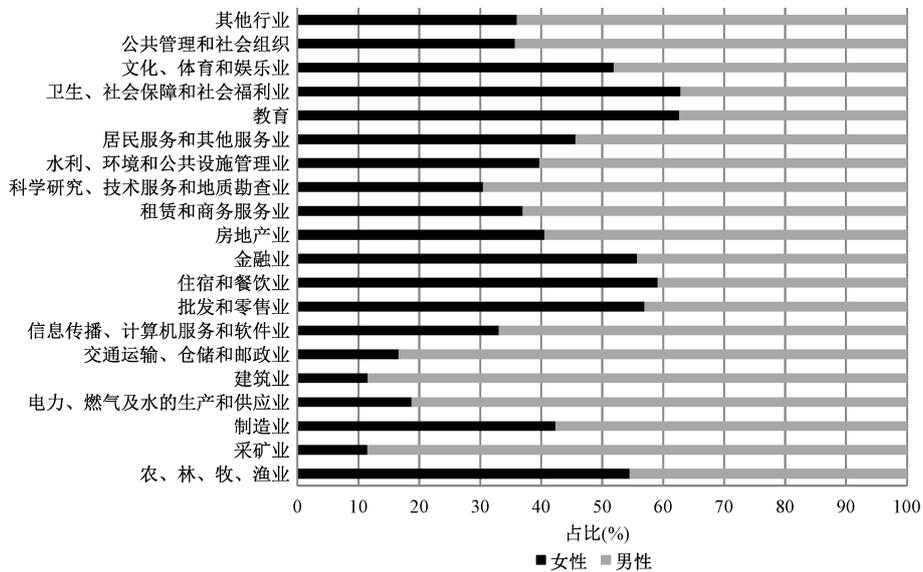


图 4 2010—2020 年不同行业男性和女性就业人口数量对比

研究将行业分为男性主导型行业和女性主导型行业，分别进行 IV-Probit 估计，分析了创业同群效应的行业异质性^②。表 6 的结果显示，在以采矿业和制造业等为代表的男性主导性行业中，女性创业概率比男性低 6%，且在 1% 的水平上统计显著；在女性主导型行业中没有显著性别差异。同群效应对不同行业的个体创业概率有显著的正向效应，且女性的同群效应显著大于男性：在男性主导性行业中，女性创业比例增加 1%，同群女性个体创业的概率比男性高 0.6%，且在 1% 的水平上统计显著；在女性主导型行业中，同群效应在统计上并没有显著的性别差异。这一结论意味着，男性主导型行业中女性创业比例的提高一定程度上提高了女性的创业概率，降低了行业间的性别差异，但是女性主导型行业中，女性创业比例更高，同群效应并没有显著的性别差异，证明了同群效应的边际递减特征。

① 资料来源：任莉颖、李力和马超所编著的《中国家庭动态跟踪调查 2010 年职业行业编码》。

② 资料来源：不包括农业，因为 CFPS 主要统计的是非农创业，全部样本中与农林牧渔类相关创业者仅占创业总人数的 2%。

表6 异质性分析II:行业异质性

变量	男性主导性行业		女性主导性行业	
	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应
女性 * 同群效应	0.026 *** (0.007)	0.006 *** (0.002)	0.011 (0.009)	0.004 (0.003)
同群创业比例	0.045 *** (0.003)	0.011 *** (0.001)	0.053 *** (0.005)	0.019 *** (0.002)
女性	-0.227 *** (0.072)	-0.055 *** (0.017)	-0.090 (0.099)	-0.033 (0.036)
个体特征变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制
地区特征变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
样本量	14652		7641	

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内是聚类稳健标准误。

3. 稳健性检验

中国古典文化中也不乏对同群效应的经典描述,例如,“孟母三迁”反映了古人对社区环境和个人行为的认识,也意味着源于追踪数据属性的内生性问题,即除了“反射”问题,个体也不乏因为创业环境或者创业资源迁移到创业率更高的社区,因而存在样本自选择问题。为了证明研究结论的稳健性,研究删除了样本期内(2010—2020年)发生过社区迁移的样本,对原模型重新进行了估计,表7给出了分性别样本和合并样本的估计系数及边际效应。

表7 稳健性分析:观测期内无迁移行为的样本($N=7108$; $T=6$)

变量	女性样本		男性样本		总样本	
	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应
同群创业比例	0.072 *** (0.005)	0.011 *** (0.001)	0.055 *** (0.003)	0.010 *** (0.001)	0.054 *** (0.002)	0.009 *** (0.000)
女性 * 同群效应	—	—	—	—	0.018 *** (0.005)	0.003 *** (0.001)
女性	—	—	—	—	-0.114 ** (0.048)	-0.019 ** (0.008)
个体特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17378		17191		34569	

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内是聚类稳健标准误。

分性别的子样本回归结果显示,无论是女性还是男性,创业的同群效应与表3的回归结果基本一致,在控制了个体对创业环境的自选择偏误以后,同群效应仍然对个人创业概率存在显著的正向影响,总样本的回归结果显示,同群效应对女性创业的影响显著大于对男性创业的影响。一些研究也指出,中国特殊的户口制度一定程度上限制了人口的自由流动,自我选择问题对同群效应估计产生的影响相对较小^[10]。据此,可以认为前面的研究结论是稳健的。

六、结论与建议

本文基于2010—2020年中国家庭追踪调查数据(CFPS),从同群效应的视角分析了中国劳动力市场的创业性别差异问题。应用广义倾向分匹配和IV-Probit模型进行分析,结果证明,同群效应对创业活动存在显著的正向效应,并且显示出性别差异,即对男性创业和女性创业的影响是不同的。具体而言,从不同世代的角度来看,同群效应对个人创业行为存在代际传递效应和性别趋同性,女性创业受母亲行为的影响更大,男性创业受到父亲行为的影响更大;从同世代的角度来看,女性创业主要受到同群女性创业行为的影响,男性创业主要受到同群男性创业行为的影响,且同群效应对女性创业的影响大于男性;同群效应对个人创业的影响具有非线性特征,随同群创业比例的提高,个体创业概率先递增后递减,因此,同群效应对个人创业的正向作用是短期的。进一步地分类型创业的异质性分析发现,生存型企业规模小且进入门槛低,有利于信息和技术的溢出,女性创业的同群效应显著高于男性,而机会型创业规模更大,信息和技术的门槛高,同群效应的作用机制有限,因此女性创业的同群效应与男性并没有显著差异;分行业创业的异质性分析显示,在男性主导型行业中,女性创业比例较低,创业的同群效应显著大于男性,而女性主导型行业中,女性创业比例相对更高,同群效应存在边际递减效应,虽然创业的同群效应显著,但是与男性相比没有显著差异。考虑到追踪数据属性导致的样本自选择问题,研究删除了样本期内发生过迁移行为的个体,重新估计了模型,关键结论仍然成立,这证明了研究结果是稳健的。

本文的研究结论不仅在一定程度上解释了中国劳动力市场长期存在的创业性别差异及其长期内呈现收敛趋势的原因,也具有一定的政策启示:第一,同群效应的主要作用机制是通过信息溢出和社会互动实现模仿和学习,因此持续推动信息和资源的共享性,有利于降低行业的技术门槛,例如组织女性参加职业技能和专业管理课程培训,提升女性劳动者的技术能力和管理水平,营造创业的同群环境,促进技术与信息的交流。第二,通过模仿和学习的同群效应对个人创业的积极作用是短期的,鼓励女性创业不仅需要营造包容和开放的市场环境,也需要加强女性劳动者创新意识的培养。第三,宏观层面的性别差异根源于微观层面,如果社会性别文化和家庭内部的性别分工仍然保守,那么劳动力市场的性别平等也不能达到应有的效果,政府应着眼于结构上提高人力资本和行业的匹配度,通过文化宣传和政策倾斜,实现创业性别结构的平衡和有效的社会分工,从而释放性别红利。

参考文献:

- [1] KOLOVICH L, MALTA V, NEWIAK M, ROBINSON D. Gender equality and macroeconomic outcomes: evidence and policy implications [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2020, 36 (4): 743-759.
- [2] HSIEH C, HURST E, JONES C I, KLENOW P J. The allocation of talent and US economic growth [J]. *Econometrica*, 2019, 87 (5): 1439-1474.
- [3] CAVAGLIA C, MACHIN S, MCNALLY S, RUIZ-VALENZUELA J. Gender, achievement, and subject choice in English education [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2020, 36 (4): 816-835.
- [4] 刘鹏程, 李磊, 王小洁. 企业家精神的性别差异——基于创业动机视角的研究 [J]. *管理世界*, 2013 (8): 126-135.
- [5] 倪云松. 流动性约束、创业资金与创业关系的性别差异——基于“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据的研究 [J]. *东岳论丛*, 2022 (2): 155-166.
- [6] 强国令, 滕飞. 数字普惠金融与女性创业 [J]. *统计与信息论坛*, 2022 (4): 120-128.

- [7] 胡明志, 陈杰. 创业的性别差异如何受住房自有产权的影响 [J]. 财贸经济, 2022 (3): 50-66.
- [8] BERNHEIM B D. A theory of conformity [J]. Journal of Political Economy, 1994, 102 (5): 841-877.
- [9] CORNELISSEN T, DUSTMANN C, SCHÖNBERG U. Peer effects in the workplace [J]. American Economic Review, 2017, 107 (2): 425-456.
- [10] 晏艳阳, 邓嘉宜, 文丹艳. 同群效应对创业活动影响的模型构建与实证 [J]. 中国管理科学, 2018 (5): 147-156.
- [11] LIU H, QI S, ZHAO Z. Social learning and health insurance enrollment: evidence from China's new cooperative medical scheme [J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2014, 97 (C): 84-102.
- [12] LAHNO A M, SERRA GARCIA M. Peer effects in risk taking: envy or conformity? [J]. Journal of Risk and Uncertainty, 2015, 50 (1): 73-95.
- [13] MANSKI C F. Identification of endogenous social effects: the reflection problem [J]. The Review of Economic Studies, 1993, 60 (3): 531-542.
- [14] BRAMOULLÉ Y, DJEBBARI H, FORTIN B. Identification of peer effects through social networks [J]. Journal of Econometrics, 2009, 150 (1): 41-55.
- [15] DUFLO E, SAEZ E. Participation and investment decisions in a retirement plan: the influence of colleagues' choices [J]. Journal of Public Economics, 2002, 85 (1): 121-148.
- [16] 张川川, 朱涵宇. 新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应 [J]. 金融研究, 2021 (9): 111-130.
- [17] BROCK W A, DURLAUF S N. Discrete choice with social interactions [J]. Review of Economic Studies, 2001, 68 (2): 235-260.
- [18] GHANI E, KERR W, O'CONNELL S. Spatial determinants of entrepreneurship in India [J]. Regional Studies, 2014, 48 (6): 1071-1089.
- [19] LERNER J, MALMENDIER U. With a little help from my (random) friends: success and failure in post-business school entrepreneurship [J]. The Review of Financial Studies, 2013, 26 (10): 2411-2452.
- [20] 王兵, 杨宝, 冯子珈. 同群效应: 同辈群体影响大学生创业意愿吗? [J]. 科学学研究, 2017 (4): 593-599.
- [21] NANDA R, SØRENSEN J B. Workplace peers and entrepreneurship [J]. Management Science, 2010, 56 (7): 1116-1126.
- [22] 买忆媛, 辜雪娜, 陈懿龟. 同群效应对创业路径选择的影响 [J]. 技术经济, 2011 (5): 33-38, 99.
- [23] 刘斌. 同群效应对创业及创业路径的影响——来自中国劳动力动态调查的经验证据 [J]. 中国经济问题, 2020 (3): 43-58.
- [24] LINDQUIST M J, SOL J, VAN PRAAG M. Why do entrepreneurial parents have entrepreneurial children? [J]. Journal of Labor Economics, 2015, 33 (2): 269-296.
- [25] DUNN T, HOLTZ-EAKIN D. Financial capital, human capital, and the transition to self-employment: evidence from intergenerational links [J]. Journal of Labor Economics, 2000, 18 (2): 282-305.
- [26] SØRENSEN B. Closure and exposure: mechanisms in the intergenerational transmission of self-employment [J]. The Sociology of Entrepreneurship, 2007, 25: 83-124.
- [27] COLOMBIER N, MASCLET D. Intergenerational correlation in self-employment: some further evidence from French ECHP data [J]. Small Business Economics, 2008, 30 (4): 423-37.
- [28] ERSSON L, HAMMARSTEDT M. Transmission of self-employment across immigrant generations: the importance of ethnic background and gender [J]. Review of Economics of the Household, 2011, 9 (4): 555-577.
- [29] MARKUSSEN S, ROED K. The gender gap in entrepreneurship: the role of peer effects [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2017, 134 (2): 356-373.
- [30] LEEN N, RODRIGUEZ-POSE A. Entrepreneurship and the fight against poverty in US cities [J]. Environment and Planning A: Economy and Space, 2021, 53 (1): 31-52.
- [31] ZHEN Z, ZYPHUR M J, NARAYANAN J, et al. The genetic basis of entrepreneurship: effects of gender and personality [J]. Organizational Behavior & Human Decision Processes, 2009, 110 (2): 93-107.
- [32] NICOLAOU N, SHANE S. Entrepreneurship and occupational choice: genetic and environmental influences [J]. Journal of

- Economic Behavior & Organization, 2010, 76 (1): 3-14.
- [33] ZHAO H, SEIBERT S E, HILLS G E. The mediating role of self-efficacy in the development of entrepreneurial intention [J]. Journal of Applied Psychology, 2005, 90 (6): 1265-1272.
- [34] SOUITARIS V, ZERBINATI S, AL-LAHAM A. Do entrepreneurship programmes raise entrepreneurial intention of science and engineering students? the effect of learning, inspiration and resources [J]. Journal of Business Venturing, 2007, 22 (4): 566-591.
- [35] GNEEZY U, NIEDERLE M, RUSTICHINI A. Performance in competitive environments: gender differences [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118 (3): 1049-1074.
- [36] BAUERNSCHUSTER S, FALCK O, HEBLICH S. Social capital access and entrepreneurship [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2010, 76 (3): 821-833.
- [37] RUEF M, ALDRICH H E, CARTER N M. The structure of founding teams: homophily, strong ties, and isolation among U.S. entrepreneurs [J]. American Sociological Review, 2003, 68 (2): 195-222.
- [38] BOSMA N, HESSELS J, SCHUTJENS V, VAN PRAAG M, VERHEUL I. Entrepreneurship and role models [J]. Journal of Economic Psychology, 2012, 33 (2): 410-424.
- [39] CROSS S E, MADSON L. Models of the self: self-construals and gender [J]. Psychological Bulletin, 1997, 122 (1): 5-37.
- [40] BARNIR A, WATSON W E, HUTCHINS H M. Mediation and moderated mediation in the relationship among role models, self-efficacy, entrepreneurial career intention, and gender [J]. Journal of Applied Social Psychology, 2011, 41 (2): 270-297.
- [41] VERHEUL I, THURIK R, GRILO I, VAN DER ZWAN P. Explaining preferences and actual involvement in self-employment: gender and the entrepreneurial personality [J]. Journal of Economic Psychology, 2012, 33 (2): 325-341.
- [42] LOBO J, MELLANDER C. Let's stick together: labor market effects from immigrant neighborhood clustering [J]. Environment and Planning A: Economy and Space, 2020, 52 (5): 953-980.
- [43] GALSTER G, ANDERSSON R, MUSTERD S, KAUPPINEN T M. Does neighborhood income mix affect earnings of adults? new evidence from Sweden [J]. Journal of Urban Economics, 2008, 63 (3): 858-870.
- [44] MUSTERD S, ANDERSSON R. Employment, social mobility and neighborhood effects: the case of Sweden [J]. International Journal of Urban & Regional Research, 2006, 30 (1): 120-140.
- [45] 解垚, 宋颜群. 社区邻里效应对个人贫困的影响有多大 [J]. 财贸经济, 2020 (2): 24-38.
- [46] HARDING D J, SANBONMATSU L, DUNCAN G J, GENNETIAN L, LUDWIG J. Evaluating contradictory experimental and non-experimental estimates of neighborhood effects on economic outcomes for adult [J]. Housing Policy Debate, 2023, 33 (2): 453-486.
- [47] 陆铭, 蒋仕卿, 陈钊, 等. 摆脱城市化的低水平均衡——制度推动、社会互动与劳动力流动 [J]. 复旦学报 (社会科学版), 2013 (3): 48-64, 166-167.
- [48] ZIMMERMAN G M, MESSNER S F. Neighborhood context and nonlinear peer effects on adolescent violent crime [J]. Criminology, 2011, 49 (3): 873-903.
- [49] GUARDABASCIO B, VENTURA M. Estimating the dose-response function through a generalized linear model approach [J]. The Stata Journal, 2014, 14 (1): 141-158.
- [50] STENHOLM P, ACS Z J, WUEBKER R. Exploring country-level institutional arrangements on the rate and type of entrepreneurial activity [J]. Journal of Business Venturing, 2013, 28 (1): 176-193.

The Gender Gap of Entrepreneurship: From the Perspective of Peer Effect

JIAO Na, LIU Hui

(School of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: It is meaningful for transition and sustainable development of China economy to optimize gender structure in labor market. Using six periods of data from the China Family Panel Studies (CFPS) 2010-2020, this paper empirically examines the gender gap in

entrepreneurship activities. The results show that the entrepreneurship rate of male is remarkable higher than female, but the difference between male and female is decreasing year by year. Controlling the reflection problem of peer effect by using generalized propensity score method and instrumental variable method, the analysis shows that peer effect has positive effect on entrepreneurship activities which has difference between males and females. The peer effect exists intergenerational transmission and convergence of gender for individual entrepreneurial behavior. From the perspective of different generations, the female entrepreneurs prefer to follow their mother's entrepreneurial behavior and the male entrepreneurs prefer to follow their father's entrepreneurial behavior. From the perspective of the same generation, female entrepreneurship is mainly influenced by the entrepreneurial behavior of female peers, while male entrepreneurship is mainly influenced by the entrepreneurial behavior of male peers, and the impact of the peer effect on female entrepreneurship is greater than that on men. The impact of the peer effect on the probability of individual entrepreneurship shows a non-linear characteristic of increasing first and then decreasing, therefore, the positive effect of the peer effect on entrepreneurial activities is short-term. Heterogeneity analysis shows that in survival-oriented enterprises, the peer effect has a significantly greater impact on female entrepreneurship than on male entrepreneurship, and there is no significant gender difference in opportunity-oriented entrepreneurship. In male-dominated industries, the impact of the peer effect on female entrepreneurship is significantly greater than that on males, while in female-dominated industries, there is no significant gender difference in the peer effect of entrepreneurship; after controlling for the self selection problem caused by population mobility, the research conclusion remains robust. The government should attach importance to innovation and entrepreneurship, promote the sharing of information and resources, and at the same time, the design of China's labor market incentive mechanism should focus on improving the matching degree between human capital and industry from a structural perspective, achieving a balance in the gender structure of entrepreneurship.

Keywords: entrepreneurship; gender gap; peer effect; generalized propensity score method; instrumental variable method

[责任编辑 崔子涵]