

独生子女与创业意愿^{*}

——基于“差别养育”视角的研究



蔺 楠 张 茜 周 炜

(上海财经大学商学院,上海 200433)

内容提要:全面二胎政策并未带来生育率的上扬,现阶段独生子女总数仍在不断增多,并且这一群体呈现出较低的创业意愿。面对打造“双创”升级版和推动经济结构转型升级的需求,挖掘影响独生子女创业意愿的主要原因,激发其创业潜力显得尤为重要。本研究采用2016年上海财经大学在全国范围展开的“千村调查”——“中国农村创业现状调查”数据,基于独生子女父母的“差别养育”逻辑,首先检验独生子女与非独生子女在创业意愿上的差异,重点探索了父/母的风险规避程度和个体年龄对独生子女创业意愿的调节作用。研究验证了独生子女的创业意愿更低;同时研究发现父/母的风险规避程度加强了负向效应,尤其是母亲风险规避程度所起到的调节效应更为显著;但随着个体年龄的增长,负向效应逐渐减弱。研究结论揭示了个体早期人生经历对其行为影响的重要作用,丰富了个人背景因素对创业意愿的影响研究,有助于加深对不同成长阶段和家庭背景下独生子女的行为偏好变化的理解,以及为全方位推进创新创业提供新的政策洞见。

关键词:独生子女 创业意愿 父母风险规避 个体年龄

中图分类号:F279.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)06—0116—19

一、引言

2018年9月国务院印发《关于推动创新创业高质量发展打造“双创”升级版的意见》,要求通过打造“双创”升级版,培育更多充满活力、持续稳定经营的市场主体。与此同时,80—90年代出生的独生子女一马当先,成为了推动创新创业的主力军。因此,提升独生子女的创业意愿,解决其对创业的思想困惑,是实现持续推进创业带动就业能力升级的必要之路。目前我国独生子女数量仍在持续增加。根据2010年第六次全国人口普查数据显示,我国曾生一孩的家庭户数为12004万,其中独生子女户占99.46%。截至2015年,独生子女人口数量增长约为2.246亿(李汉东等,2018)^[1]。尽管独生子女政策于2016年已正式告别历史舞台,但全面二胎政策的实施并没有为我国迎来新的生育高峰(沈笛和张金荣,2018)^[2],育龄妇女的持续减少以及生育观念的转变反而加速了生育率的下降。据国家统计局数据显示,2018年出生人口1523万人,较2017年减少200万

收稿日期:2019-11-24

*基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金;上海财经大学2019年研究生创新基金资助项目(CXJJ-2019-327)。

作者简介:蔺楠,女,教授,博士生导师,研究领域是新创企业成长、治理与创业投融资,电子邮箱:linn@mail.shufe.edu.cn;张茜,女,博士研究生,研究领域是创业企业治理、创业投融资,电子邮箱:zhangqianl@163.com;周炜,女,博士研究生,研究领域是公司治理、政企关系,电子邮箱:zhouwei23456@126.com。通讯作者:张茜。

人,人口出生率下降 1.49 个千分点^①。据此,二胎政策的实施效果还需要很长一段时间才能显现,就现阶段而言,独生子女这一群体仍是推动我国社会经济进步的主要力量。基于此背景,解密独生子女和非独生子女在创业意愿的差异,有针对性地提升独生子女的创业活力具有很强的现实意义。

已有文献对独生子女与创业意愿或创业行为之间的关系进行了探讨,遗憾的是学者们对此并没有取得统一结论。一部分学者认为独生子女独自成长的经历可能导致他们在未来采取创业行为(Cox 和 Jennings,1995^[3]; Djankov 等,2007^[4]),而另一部分学者则认为独生子女经历并不影响创业活动(Newton 和 Shreeve,2002)^[5],或抑制了其创业意愿和创业行为(Cai 等,2017^[6]; 王新新和袁微,2019^[7])。另外,相关文献没有充分评估个体是否为独生子女与创业意愿关系的边界条件(孙文凯等,2016^[8]; 林涛等,2017^[9]),或仅从外部环境改变角度选取相应调节变量(王新新和袁微,2019)^[7],忽略了独生子女家庭内部环境因素的影响。那么,在独生子女时代和创业浪潮交织的现在,独生子女和非独生子女在创业意愿方面有何差异?什么因素会扩大或缩小这种差异?

已有研究表明,独生子女父母和非独生子女父母间的“差别养育”(different treatment by parents),是造成独生子女与同龄非独生子女存在差异的主要原因之一(Kolm 和 Ythier,2006)^[10]。具体而言,独生子女父母对子女的需求和行为更加敏感(Bowlby,1969)^[11],更能够以促进理想发展的方式与子女进行互动(Laosa 和 Sigel,1982)^[12],并且对子女高度关注(Polit 和 Falbo,1987)^[13]。这种“差别养育”的早期生活经历会影响独生子女个性和认知发展,进而影响其未来的职业选择(Brown 和 Jennifer,2015)^[14]。为更好地刻画不同家庭背景和成长阶段对独生子女行为差异和偏好的影响,本文考察父/母的风险规避程度和个体年龄如何影响独生子女的创业意愿。首先,就父/母的风险规避程度而言,已有学者研究表明,风险态度在家庭中具有明显的代际传递特点(Dohmen 等,2011^[15]; 赵颖,2017^[16])。父母对待风险的态度不仅会影响其自身的选拔,也会通过家庭互动进而影响子女在职业选择中的风险偏好。基于此,本文深入探讨父/母的风险规避态度能否对独生子女与创业意愿之间的关系产生调节作用。此外,针对不同年龄阶段的个体来说,成长水平是调节其对人际交往经历反应的一个重要过滤器(Falbo 和 Polit,1986)^[17],并且独生子女和非独生子女之间的差异也随年龄而变化(风笑天,2000)^[18]。例如,父母与子女的互动内容(杜丹和苏彦捷,2009)^[19]和其对子女的影响都会随时间而变(Polit 和 Falbo,1987)^[13]。因此,本文尝试探究独生子女对创业意愿的影响是否随个体年龄而改变。

本文采用 2016 年上海财经大学在全国范围内展开的“千村调查”——“中国农村创业现状调查”的数据,基于“差别养育”逻辑,考察独生子女的成长经历对其创业意愿所带来的影响。具体而言,本研究探讨以下三个问题:首先,个体是独生子女是否影响其创业意愿?其次,父/母的风险规避态度是加强还是抑制了独生子女与创业意愿之间的关系?两者之中,父亲还是母亲的影响效应更强?最后,个体年龄如何调节独生子女与其创业意愿的关系?

相应地,本研究可能的理论贡献在于:第一,扩充了独生子女相关文献。以往关于独生子女的研究多从其个体角度出发,聚焦于心理学和经济学领域,探索独生子女与非独生子女在性格、人格特质和资源拥有量上的差异(Falbo 和 Polit,1986^[17]; Cameron 等,2013^[20]; 王新新和袁微,2019^[7]),或者对劳动力市场带来的影响(Wang 等,2017)^[21]。而本文从家庭环境特质出发,立足于独生子女的“差别养育”背景,重点探索独生子女和非独生子女之间的成长环境差异,以及这种环境差异如何进一步影响其创业意愿,扩充了独生子女经历对个体未来行为倾向,特别是对商业行为倾向影响的相关文献。第二,对创业领域相关研究提供有益补充。已有关于个人背景因素对创业意愿的文献,多基于人口统计学变量和工作背景对创业意愿的影响(Matthews 和 Moser,1996^[22]; Zhao 等,

^① 统计资料源自国家统计局,详见网址:<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0301&sj=2018>。

2005^[23]),较少考察其处于成长阶段时的家庭背景,尤其是独生子女这一早期人生经历对其创业意愿产生的作用,本文丰富了个体家庭背景因素对创业意愿的影响研究。第三,深入探讨了个体是否为独生子女与其创业意愿之间的边界条件。学者们较少围绕独生子女选择相应的调节变量(孙文凯等,2016)^[8],或多从外部环境冲击的角度探究其作用范围(王新新和袁微,2019)^[7],而本文围绕家庭内部环境特质选择相应的调节变量,对“差别养育”机制的作用范围进行深度挖掘。具体而言,本文探讨了父/母的风险规避程度在独生子女与创业意愿之间发挥的作用,传统文献只考虑个人的风险态度对个体行为选择的影响,割裂了个体间的内在相互联系,而本文综合评估了父/母的风险规避程度,如何通过家庭内部互动,放大“差别养育”影响效应,进一步对子女行为决策倾向产生相互影响;此外,本文还研究了个体年龄在独生子女与创业意愿之间的调节效应,有助于更生动地理解独生子女在不同成长阶段下,“差别养育”内容的变化以及对其影响的动态效应。

二、文献回顾与研究假设

在成长过程中,是否有兄弟姐妹陪伴,对个体而言是影响最为深刻的早期生活经历之一(Cai等,2017)^[6]。与非独生子女相比,独生子女这种独自成长的经历可能会带来不同的行为后果(Falbo 和 Polit,1986)^[17]。一方面,独生子女可能会缺乏沟通技巧、自主性、合作和适应能力(Minuchin,1974)^[24],也会更加悲观、不信任他人、缺乏竞争意识、有较强风险规避倾向等(Cameron等,2013)^[20];另一方面,独生子女可能拥有更强的领导力(Smith,1984)^[25]、更高的成就动机和智力技能(Falbo 和 Polit,1986)^[17]。

创业意愿是针对潜在创业者,衡量其对从事创业活动愿意与否的主观态度(Krueger 和 Brazeal,1994)^[26]。学者们多从个体变量和环境变量来考察其对创业意愿的影响:个体变量,如背景因素(Zhao 等,2005)^[23]、人格特质(Shaver 和 Scott,1992)^[27]、认知特征(Wilson 等,2007)^[28]和人力资本(匡远凤,2018)^[29]等;环境变量,如创业教育(Souitaris 等,2007)^[30]、文化环境(Moriano 等,2012)^[31]等。在影响创业意愿的众多因素中,个人背景变量引起学者们较多关注(Matthews 和 Moser,1996^[22];Zhao 等,2005^[23])。其中,个人在处于成长阶段时的家庭环境,更是对其成年后的行为起到根深蒂固的作用(Jaskiewicz 等,2017)^[32]。Kolm 和 Ythier(2006)^[10]指出独生子女家庭与非独生子女家庭间的“差别养育”,可能是造成独生子女与同龄非独生子女存在不同行为后果的主要原因之一。具体来说,相较于非独生子女,独生子女与父母之间的特殊关系体现在两个方面:高度焦虑和关注(Falbo 和 Polit,1986)^[17]。一方面,因首次当父母,较为缺乏养育经验,独生子女父母会表现出更多焦虑行为,这种高度焦虑影响父母对子女的反馈速度和互动频率(Schachter,1959)^[33],同时也会影响父母抚养子女的方式和互动内容(Falbo 和 Polit,1986)^[17];另一方面,独生子女家长会花费更多时间关注子女,并且两者之间的互动质量也会更高(Lewis 和 Feiring,1982)^[34]。这意味着独生子女可能经历长时间、高质量的父母—子女的交互作用,这种交互作用在很大程度上决定了他们未来的行为选择。已有研究表明,独生子女与父母之间存在一种特殊关系(Cai 等,2017)^[6],这种特殊关系会影响到独生子女未来对待风险的态度(Cameron 等,2013)^[20],而个人是否愿意承担风险又显著影响其未来成为企业家的可能性(Caliendo 等,2009)^[35]。

因此,本文从个体的家庭背景因素出发,考察独生子女和非独生子女是否在创业意愿方面存在差异,以及独生子女家庭和非独生子女家庭间的“差别养育”如何对子女创业意愿的强度产生影响。

1. 个体是否为独生子女与其创业意愿之间的关系

在子女的儿童时期,独生子女父母因其高度焦虑和对子女的专属关注所带来的互动数量和本质,都与非独生子女家庭有显著差异(Polit 和 Falbo,1987)^[13]。首先,独生子女父母的焦虑主要来

由于育儿经验的缺乏,这种经验不足导致他们对子女的行为和需求表现得更为敏感和不切实际(Schachter,1959)^[33],这也造成了他们对子女的成就报有超越现实的高度期望(Falbo 和 Polit,1986)^[17]。这种高期望在提升子女成就动机的同时也会给予较多成就压力,在独生子女成年之后,他们往往认为自己有更大责任去实现成功,因而导致更高的压力水平和过重的负担(Phillips 和 Phillips,2000)^[36]。其次,独生子女是父母关注的唯一接受者,他们没有兄弟姐妹来分担父母的期望和压力(Mancillas,2006)^[37]。因此,面对这种长时间的高压和过度保护的环境,独生子女会表现出更高的风险规避倾向(Brown 和 Jennifer,2015)^[14]。

另一方面,独生子女父母因焦虑所带来的互动内容也与非独生子女家庭有所不同。而父母在子女童年时期的互动内容影响了子女的认知过程,以及其对未来目标的设定、对机会的评估和应对某些问题的解决策略等(Nurmi,1991)^[38]。具体而言,独生子女从小被教育自己是老年父母的唯一照顾者,他们有更多责任、压力去支撑家庭(Roberts 和 Blanton,2001)^[39],而这种压力可能会导致成年子女在面临创业选择时举步维艰。此外,Cameron 等(2013)^[20]指出独生子女父母拥有更加保守的价值观,他们鼓励子女节俭和储蓄、努力工作,着重培养子女的责任感,这种保守谨慎的价值观进一步影响了子女在成年后对风险的评估。因此,在这种频繁灌输责任和谨慎价值观的环境中成长,独生子女具有较高程度的风险厌恶。

此外,创业不是中国传统意义上实现“出人头地”“光宗耀祖”的首选,并且其成功率较低。一方面,中国文化中有尊重权威的传统,认为追求“功名利禄”才是实现个人价值的有效途径,而不太认同个体追求“金钱权力”(金盛华等,2009)^[40]。因此,成为创业者并不是中国父母期望子女从事的职业类型。例如,潘金洪(2007)^[41]指出独生子女父母最希望子女成为法律工作者(19.5%)、干部(16.3%),而希望子女成为商人和个体户仅占4.3%、2.9%。另一方面,创业活动具有高风险和不确定性,这种“九死一生”的艰难跋涉过程易使家庭陷入困境。据美国人口统计局调查显示,34%的企业存活时间不超过2年,50%的企业寿命低于4年(Hayward 等,2006)^[42]。同时,2018年《中国小微企业金融服务报告》^①白皮书也指出,我国中小企业的平均寿命在3年左右。因此,创业是一种高风险的职业选择。已有研究表明独生子女选择风险职业(如创业、股票经纪人、私人公司经历等)的概率相对较低(Cameron 等,2013)^[20]。综上,具有高风险规避倾向的独生子女在他们成年之后不倾向于从事创业活动。因此,本文提出如下假设:

H_1 : 和非独生子女相比,独生子女具有较低的创业意愿。

2. 父/母的风险规避程度在独生子女与其创业意愿关系中的调节效应

父母的背景因素在解释个体的风险态度差异方面发挥着重要作用(Dohmen 等,2011)^[15],无论子女是否已经进入职场,父母等家庭因素对其风险意识形成的作用都是持久而广泛的(Hryshko 等,2011^[43];赵颖,2017^[16])。因此,本文试图考察父母的风险态度如何进一步影响独生子女与创业意愿之间的关系。

进一步,父母的风险偏好会影响子女对风险的态度(Becker 和 Mulligan,1997)^[44]。这种现象可能由以下两个原因产生:一方面,家庭成员间的行为会相互影响;另一方面,个体的决策次序要低于家庭决策。具体来说,父母对待风险的态度会通过家庭内部成员间互动,渗透在日常教育子女的方式中,进而潜移默化地影响子女的风险偏好形成(赵颖,2017)^[16]。特别地,属于极端风险类别的父母对子女影响尤为强烈(Charles 和 Hurst,2003^[45];Necker 和 Voskort,2014^[46])。换言之,如果父母拥有较高程度的风险规避,可能对子女的风险偏好影响更为强烈。

此外,父亲和母亲的风险规避程度所起到的调节效应是否有差异?或者说,父亲还是母亲的影

^① 统计数据来自中国政府网,详见网址:http://www.gov.cn/xinwen/2019-06/25/content_5402948.htm。

响更大?一方面,相对父亲而言,母亲会投入更多时间和精力去陪伴和教育子女,同时,母亲与子女的关系也一直被认为是影响儿童发展的一个更为主要的因素(Hughes等,2005)^[47];另一方面,父亲、母亲与子女的互动内容也可能有所差异,如母亲会经常采用较为强化的育儿方式,倾向于剥夺子女的自由和自主权(Bao,2006)^[48],呈现出更高的风险规避倾向(Ziegelmeyer和Ziegelmeyer,2016)^[49]。因此,如果母亲的风险规避意识较强,她的风险规避态度能更大程度上影响子女的风险厌恶程度,更能显著影响独生子女与创业意愿之间的负效应。因此,本文提出如下假设:

H_{2a}:父/母的高风险规避程度会加强独生子女与创业意愿之间的负效应。

H_{2b}:母亲所起到的调节作用要强于父亲。

3. 个体年龄在独生子女与创业意愿关系中的调节效应

个体的成长水平能够调节人际经历对其的影响(Falbo和Polit,1986)^[17]。已有研究表明,个体年龄会消磨独生子女和非独生子女之间的差异性(风笑天,2000)^[18],子女对待风险的态度会随时间推移而发生改变(赵颖,2017)^[16]。因此,本文试图检验独生子女经历对创业意愿的影响如何随年龄不同而改变。

首先,当子女年龄较小时,父母拥有更高程度的过度保护。研究表明独生子女父母可能在育儿行为上有过度倾向(Polit和Falbo,1987)^[13]。具体而言,当子女年龄较小时,这些年轻父母因缺少照料他人的经验,并且易对自己的养育角色有过高要求,所以会在自己初为父母时对子女表现出更多的过度保护。但随着子女年龄的增长,父母对子女的过度保护意识会逐渐减少(严标宾和郑雪,2006)^[50]。据此,这种因父母过度保护而对子女风险规避意识的影响,会随着子女的成长而降低。

其次,父母对子女的影响具有时间依赖性。在子女的幼儿阶段,父母的高度关注和高期望对子女影响尤其强烈。换言之,年龄较小的子女更容易受到父母的影响(Polit和Falbo,1987^[13];Jeynes,2007^[51];高明华,2012^[52])。但随着年龄和教育程度的增加,学校和社会教育的重要性慢慢凸显,父母则更多起到辅助性的作用(陈会昌和王莉,1997)^[53]。风笑天(2000)^[18]基于“消磨—趋同”理论,指出在儿童时期独生子女和非独生子女之间明显的差异,会随着子女对社会环境的融入、年龄的增加而逐渐减少。这是因为随着年龄增长,独生子女有更多机会可以和同辈群体相处,逐渐向同龄伙伴靠近。加之,学校和大众传播媒介对其的影响逐渐变大,而父母的影响则相对变小。尤其是学校和大众传媒对儿童社会化影响具有“一致性”特征,会逐渐消磨因不同父母和家庭对儿童社会化带来的“不一致性”的结果。因此,随着年龄增长,子女的风险偏好会受到同辈和社会的影响(赵颖,2017)^[16],父母对子女的影响呈现递减趋势。

综上所述,因此,这种由“差别养育”对子女风险意识的影响会随子女的成长水平而逐渐消磨,从而本研究推断个体年龄负向调节独生子女与创业意愿之间的关系。因此,本文提出如下假设:

H₃:个体年龄弱化了独生子女与创业意愿间的负效应。

本文的研究模型如图1所示。

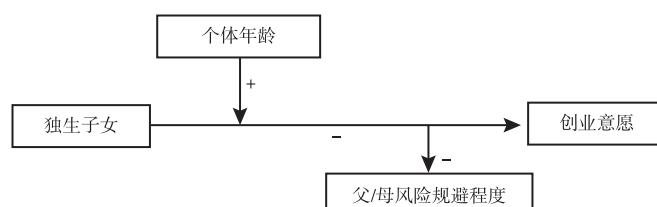


图1 研究模型

资料来源:本文整理

三、研究设计

1. 样本选取与数据来源

本文所使用的数据来自于 2016 年上海财经大学在全国范围内展开的“千村调查”项目“中国农村创业现状调查”。2016 年“千村调查”在全国 30 多个省、直辖市、自治区、特别行政区随机抽样出总计 1500 个村寨，分别对镇长、村主任/支书、村委会班子、创业者、非创业者等完成调查问卷，共获得各类访谈问卷总计 3 万余份，其中非创业者调查问卷共 9533 份（上海财经大学千村调查项目组，2017）^[54]。“千村调研”在问卷设计阶段，共召开了十多次国内外研讨活动，并邀请国内外顶尖学者针对问卷设计进行了充分讨论和修改。调查对象抽样方法则依据多阶段系统规模成比例的不等概率抽样法而定：首先根据与人口规模成比例的入样概率抽取了 30 个县，然后从每个县中抽取了具有代表性的 2 个乡镇，再从入选的每个乡镇中分别抽取 10 个行政村，最后从入选的每个行政村中随机抽取 5 户创业农户和 10 户非创业农户。

本文将样本限制在年龄介于 15~37 岁之间的被调查者。这主要基于以下两个原因：首先，根据全球创业观察 2016/2017 中国报告显示，中国创业活动最活跃的潜在参与者是处于 18~34 岁年龄段的青年，加之，在中国，如果不打算进入大学接受教育的青年可以从 16 岁开始工作（De Brauw 等，2002）^[55]，因此，本文聚焦于 15 周岁以上的被调查者。其次，自 1978 年《中华人民共和国人口与计划生育法》颁布以来，独生子女样本的观测量大大增加。并且，在计划生育政策之前出生的样本，他们可能存在较多因在成长过程中丧失兄弟姐妹而成为独生子女的情况。而本研究真正要考察的是从出生时即成为独生子女的这类人群。因此，本文将样本选取为出生于 1979 年之后的这类群体，他们到 2016 年仍然是独生子女的样本其最大年龄可能是 37 岁，所以本文将样本年龄的上限控制在 37 岁。综上，本文考察对象是受独生子女政策影响的、在 1979 年之后出生并且到 2016 年还是独生子女的样本。基于此，本文共获得 2348 份样本，包含独生子女 1207 人，占 51.405%，非独生子女 1141 人，占 48.595%。

2. 变量测量

(1) 被解释变量。本文借鉴 Lián 和 Chen(2009)^[56]的创业意愿量表进行测量，共包含六个题项：“为了成为一名企业家我愿意做任何事情”“我的职业目标是成为一名企业家”“我将竭尽全力开创和经营自己的公司”“我决心今后要创办一个公司”“我很认真地思考过创办公司的事”“我对自己的未来某天创办一个企业有着坚定的意向”。该问卷采用李克特 6 点量表计分，1 代表完全不同意，6 代表完全同意。

(2) 解释变量。为全面考察家庭成员结构，本研究在问卷中并没有直接询问被调查者是否为独生子女，而是要求被调查者填写自己排行和年龄、学历等基本信息，以及家庭中兄弟姐妹排行等详细信息。因此，在进行统计时，本研究认为存在以下两种情况时，可认为被调查者是独生子女：第一，自己排行处填写“1”，同时未填写任何兄弟姐妹信息；第二，自己排行和兄弟姐妹信息均未填写。当自己排行处填写大于 1 或填写其他兄弟姐妹信息时，则可认为被调查者是非独生子女。在数据分析时，本文将独生子女处理为虚拟变量，1 = 独生子女，0 = 非独生子女。

(3) 调节变量。个体年龄。此次调查在问卷前后两处都有询问被调查者年龄，本文以最先填写的年龄为基准，在前后对照补齐后，选取两处填写一致的样本。

父/母的风险规避程度。本文用父/母是否在事业单位作为父/母风险规避程度的测度变量。这是因为父/母在事业单位工作，更有可能认同稳定的价值观。具体而言，事业单位是指基于政府国有资产设立的，从事教育、科技、文化、卫生等活动的社会服务组织，具有较低的失业风险和较低的收入波动风险等特点。因此，父/母在事业单位工作会大大降低其对风险的忍耐度。研究表明，

曾在公共部门工作的企业创始人的风险厌恶程度相对较高(李晓溪等,2016)^[57]。另外,在实证调研阶段,问卷分别测量了被调查者16岁前、后父亲和母亲的职业(1=农民,2=工人,3=单位办事员,4=老师,5=技术人员,6=军人,7=公务员,8=行政领导,9=其他)。在数据分析时,本文发现,被调查者16周岁前、后的父母亲工作少有变动,因此将被调查者16周岁前、后父亲的职业合并为父亲职业,母亲职业也按照此原则进行处理。最后,本文所指的事业单位是广义上的事业单位,即把题项中的“老师”“公务员”统称为在事业单位工作,然后将其处理为虚拟变量,1=在事业单位工作,0=不在事业单位工作。

(4)控制变量。首先,个人层面,如性别、年龄、教育程度、工作经验等个人特征是创业选择的重要指标。研究发现,男性、受过教育且经验丰富的人更有可能成为企业家(Lazear,2004^[58];Wei和Zhang,2011^[59]),也有研究表明,教育程度越高的人越不容易创业(陈昊和吕越,2017)^[60]。因此本文纳入性别、教育程度、年龄、“是否有企业管理经历”“是否外出打工过”作为控制变量。

其次,结合农村乡土特质,研究发现,基于家庭的社会网络有助于农民创业,尤其是围绕宗族组织展开的民间借贷网络,能够对农民自主创业起到极大促进作用(Peng,2004^[61];马光荣和杨恩艳,2011^[62];郭云南等,2013^[63])。因此本文将“您家的宗族是否是全村最大的宗族”“您的姓氏是否有族谱或家谱”“您的姓氏有多少个宗族祠堂”加入控制变量。

最后,基于家庭因素,研究发现创业意愿具有代际传递性(Parker和Van Praag,2006)^[64],父母创业经验在很大程度上影响子女创业的可能性(Dunn和Holtz-Eakin,2000)^[65]。此外,父母对子女的学术期望(Bandura等,2001)^[66]以及家庭是否拥有传统文化观念、生子偏好都会对创业有一定影响(Li和Wu,2018)^[67]。因此本文加入“父亲的望子成龙的心切”“父母是否曾经创业或正在创业”“在我们家里男女是平等的”三个变量作为控制变量。本文的具体变量名称及测量如表1所示。

表1 变量名称及测量

类型	变量名称	变量测量
被解释变量	创业意愿	借鉴Lián和Chen(2009) ^[56] 的创业意愿量表,1代表完全不同意,6代表完全同意
解释变量	独生子女	1=独生子女;0=非独生子女
调节变量	父/母的风险规避	选取父/母是否在事业单位作为测度变量,1=在事业单位工作;0=不在事业单位工作
	个体年龄	根据在问卷前后两处填写的年龄,选取前后填写一致的样本
控制变量	性别	1=男;0=女
	教育程度	0=幼儿园及其以下;1=小学;2=初中;3=高中;4=大专;5=本科;6=硕士;7=博士
	年龄	选取前后填写年龄一致的样本
	是否有企业管理经历	1=是;0=否
	是否外出打工过	1=是;0=否
	您家的宗族是否是全村最大宗族	1=是;0=否
	您的姓氏是否有族谱或家谱	1=是;0=否
	您的姓氏有多少个宗族祠堂	填写具体数量
	父亲的望子成龙的心切	1=很低;2=低;3=一般;4=高;5=很高;6=极高
	父母是否曾经创业或正在创业	1=是;0=否
	在我们家里男女是平等的	1=很不赞同;2=不赞同;3=基本上赞同;4=赞同;5=赞同;6=很赞同;6=完全赞同

资料来源:本文整理

四、数据分析和假设检验

本文所使用的创业意愿量表 Cronbach's α 系数为 0.935, KMO 值为 0.914, 说明该变量测量的信效度较高。

1. 描述统计与相关分析

变量的描述统计与相关系数如表 2 所示。在 15 ~ 37 岁年龄段之间, 样本数量为 2348, 包含 1207 名独生子女, 1141 名非独生子女。被调查者的创业意愿均值为 3.234, 年龄均值为 27.654。从相关系数来看, 独生子女与创业意愿之间的相关系数为 -0.100 ($p < 0.05$), 说明独生子女的创业意愿较低。此外, 个体年龄与独生子女显著负相关, 与创业意愿不相关; 父/母亲是否在事业单位工作与独生子女显著正相关, 与创业意愿均不相关。

表 2 变量描述性统计及相关系数

变量	样本量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6
1. 教育程度	2288	3.321	1.253	—					
2. 性别	2214	0.552	0.497	-0.077 *	—				
3. 族谱	2280	0.378	0.485	-0.065 *	0.071 *	—			
4. 最大宗族	2304	0.263	0.441	-0.069 *	0.068 *	0.255 *	—		
5. 宗族祠堂	2270	0.295	0.701	-0.055 *	0.041	0.347 *	0.258 *	—	
6. 父亲期望	2315	4.015	1.107	0.027	0.136 *	0.092 *	0.064 *	0.052 *	
7. 男女平等	2307	4.840	1.233	0.096 *	0.023	0.017	-0.041	0.015	0.216 *
8. 管理经历	2348	0.696	0.460	-0.021	0.008	0.017	0.005	0.035	0.014
9. 外出打工	2286	0.354	0.478	-0.250 *	0.110 *	0.140 *	0.075 *	0.119 *	0.025
10. 父母创业	2257	0.181	0.385	0.114 *	0.006	0.060 *	0.037	0.076 *	0.145 *
11. 独生子女	2348	0.514	0.500	0.229 *	0.015	-0.143 *	-0.150 *	-0.095 *	-0.039
变量	样本量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6
12. 创业意愿	2200	3.234	1.310	-0.100 *	0.092 *	0.150 *	0.042 *	0.074 *	0.150 *
13. 年龄	2348	27.654	5.743	-0.170 *	0.049 *	-0.069 *	-0.039	-0.007	-0.085 *
14. 父/母在事业单位工作	2091	0.065	0.247	0.167 *	-0.056 *	-0.020	-0.040	-0.011	0.039
14. 父亲在事业单位	2116	0.040	0.195	0.111 *	-0.006	-0.004	-0.018	-0.0003	0.038
15. 母亲在事业单位	2204	0.036	0.187	0.139 *	-0.057 *	-0.012	-0.035	-0.019	0.020
变量	7	8	9	10	11	12	13	14	
8. 管理经历	0.023	—							
9. 外出打工	0.0004	0.047 *	—						
10. 父母创业	0.109 *	0.065 *	0.020	—					
11. 独生子女	0.040	-0.005	-0.188 *	-0.002	—				
12. 创业意愿	0.097 *	0.029	0.138 *	0.117 *	-0.100 *	—			
13. 年龄	-0.075 *	0.020	-0.168 *	-0.154 *	-0.103 *	-0.037	—		
14. 父/母在事业单位工作	0.020	-0.091 *	-0.076 *	-0.005	0.127 *	-0.038	-0.079 *	—	
14. 父亲在事业单位	0.029	0.069 *	-0.046 *	-0.024	0.090 *	-0.029	-0.058 *	0.811 *	
15. 母亲在事业单位	-0.008	-0.072 *	-0.054 *	0.002	0.112 *	-0.020	-0.078 *	0.759 *	

注: * 表示在 0.05 水平上显著, 双尾检验

资料来源: 本文整理

2. 假设检验的回归结果分析

具体检验结果如表3所示^①。模型1考察个体是否为独生子女与创业意愿的关系(主效应),从回归结果可知,独生子女的回归系数为-0.181($p < 0.01$),说明独生子女与创业意愿之间有显著的负效应,假设H₁得到支持。

表3 主效应和调节效应检验结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
独生子女	-0.181 ** (0.062)	-0.129 + (0.068)	-0.150 * (0.067)	-0.149 * (0.065)	-0.137 * (0.068)	-0.183 ** (0.062)
父/母在事业单位工作		0.551 * (0.253)				
独生子女×父/母事业单位		-0.797 ** (0.290)				
父亲在事业单位工作			0.372 (0.331)		0.142 (0.350)	
独生子女×父在事业单位			-0.491 (0.375)		-0.193 (0.399)	
母亲在事业单位工作				0.736 * (0.318)	0.733 * (0.362)	
独生子女×母在事业单位				-1.008 ** (0.366)	-0.937 * (0.421)	
年龄						-0.027 *** (0.008)
独生子女×年龄						0.027 ** (0.010)
控制变量				控制		
常数项	2.761 *** (0.246)	2.715 *** (0.262)	2.693 *** (0.261)	2.734 *** (0.254)	2.692 *** (0.265)	2.459 *** (0.177)
样本量	1827	1647	1661	1729	1636	1827
R ²	0.089	0.093	0.086	0.096	0.091	0.092

注:***、**、*、+分别表示在0.001、0.01、0.05、0.1水平上显著,双尾检验;括号内为回归系数的稳健标准误。

资料来源:本文整理

关于假设H₂的检验,本文首先对父亲或母亲至少有一方在事业单位工作进行检验,再分别控制父亲和母亲是否在事业单位工作,观察其调节效应究竟是来自父亲还是母亲(陈昊和吕越,2017)^[60]。模型2是在模型1的基础上,加上父/母风险规避态度(父亲或母亲至少一方是否在事业单位工作)这一调节变量以及其与自变量的乘积项,从回归结果可得出,独生子女×父/母是否在事业单位工作的回归系数为-0.797($p < 0.01$),且与主效应回归系数符合一致,因此假设H_{2a}得到支持。进一步,本研究将父/母风险规避态度按照均值+1个标准差与均值-1个标准差的原则分为两组样本,并绘制出调节效应图,如图2所示。当父/母在事业单位工作时,回归直线向右下方倾斜,且更为陡峭,此时独生子女与创业意愿之间的负效应较强。

① 限于篇幅,假设检验的完整结果略去,备索。

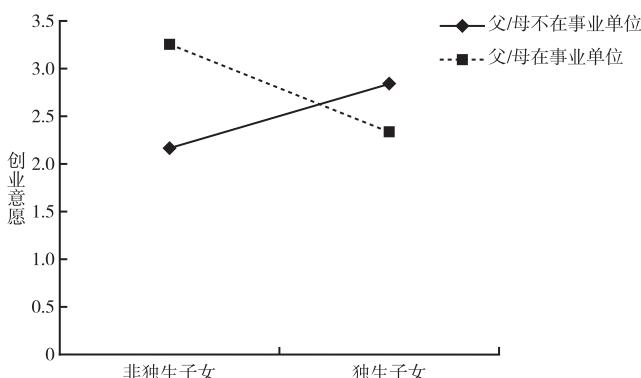


图 2 父/母在事业单位工作的调节效应

资料来源：本文绘制

模型 3 是在模型 1 的基础上,加上父亲的风险规避态度(父亲是否在事业单位工作)这一调节变量和其与自变量的乘积项,从回归结果可得出,独生子女 \times 父亲是否在事业单位工作的回归系数为 -0.491 ,在统计学意义上不显著。

模型 4 是在模型 1 的基础上,加上母亲的风险规避态度(母亲是否在事业单位工作)和其与自变量的乘积项。从回归结果可得出,独生子女 \times 母亲是否在事业单位工作的回归系数为 -1.008 ($p < 0.05$),且与主效应回归系数符号一致。母亲是否在事业单位工作的调节效应图如图 3 所示:当母亲在事业单位工作的情况时,回归直线向右下方倾斜,且更为陡峭,此时独生子女与创业意愿之间的负效应较强。

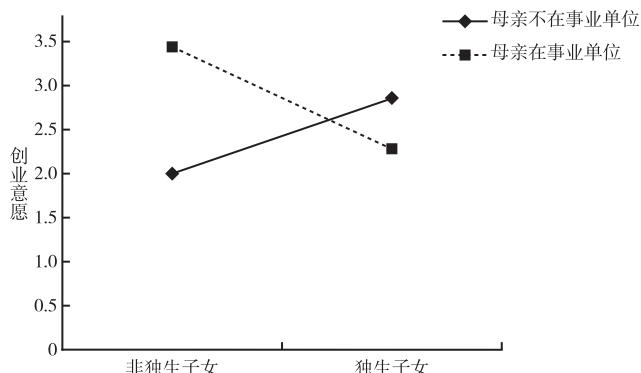


图 3 母亲在事业单位工作的调节效应

资料来源：本文绘制

进一步,本研究进行了简单斜率分析,结果显示:当父/母不在事业单位任职时,个体是否为独生子女对其创业意愿的影响效应显著,simple slope = 0.668 , $t = 2.143$, $p = 0.032$;当父/母任职于事业单位时,个体是否为独生子女对其创业意愿的影响效应显著,即相较非独生子女,独生子女的创业意愿明显较低,simple slope = -0.926 , $t = -3.274$, $p = 0.001$;当母亲不在事业单位任职时,个体是否为独生子女对创业意愿的影响效应显著,simple slope = 0.859 , $t = 2.303$, $p = 0.021$;在母亲任职于事业单位时,个体是否为独生子女对创业意愿的影响效应显著,simple slope = -1.157 , $t = -3.119$, $p = 0.002$,即相较非独生子女,独生子女的创业意愿明显较低。

模型 5 是将父亲和母亲是否在事业单位以及两者分别与独生子女的乘积项纳入回归方程。结果显示:独生子女 \times 母亲是否在事业单位工作的回归系数为 -0.937 ($p < 0.05$),且与主效应回归系数符号一致;独生子女 \times 父亲是否在事业单位工作的回归系数为 -0.193 ,在统计学意义上不显

著。因此,母亲在事业单位,即母亲的风险规避程度起到的调节效应更强。据此,综合模型3、模型4和模型5的数据检验结果,假设 H_{2b} 得到支持。

模型6在模型1的基础上加入年龄与自变量的乘积项,检验个体年龄在独生子女和创业意愿关系间起到的调节作用。从回归结果可以看出,乘积项独生子女 \times 个体年龄的回归系数为0.027($p < 0.01$),与主效应的回归系数符号相反,表明个体年龄负向调节独生子女与创业意愿之间的关系,假设 H_3 得到支持。

根据图4的两条回归直线斜率关系可知:在个体年龄比较低的情况下,回归直线向右下角倾斜且更为陡峭,此时独生子女与创业意愿间的负效应较强,而当个体年龄比较高时,回归直线相对平缓。

进一步,简单斜率分析结果显示:当个体年龄较低时,个体是否为独生子女对创业意愿的影响效应显著,simple slope = -0.210, $t = -3.340$, $p = 0.001$,即相对于非独生子女,独生子女的创业意愿明显较低;当个体年龄较高时,个体是否为独生子女对创业意愿的影响效应显著,simple slope = -0.156, $t = -2.486$, $p = 0.013$ 。

3. 稳健性检验

(1)重新筛选样本。本文选取年龄在18~45岁之间的被调查者进行重复检验。选择此年龄段有两方面的原因:一方面,我国法律规定,年满18岁的个体可以完全以自己的行为进行民事活动,其更有能力和自由开展创业活动;另一方面,45岁之后,多数人的职业生涯逐渐进入晚期,个体选择成为创业者的概率会相对降低。具体检验结果如表4所示^①:

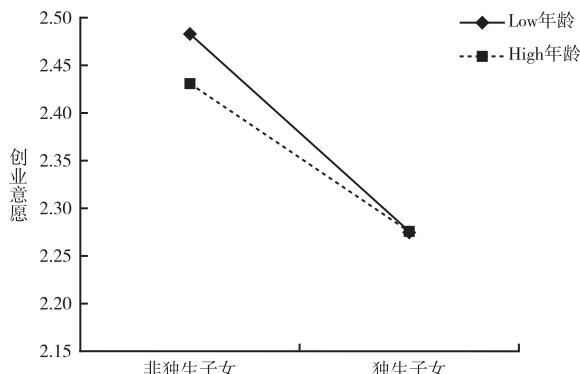


图4 个体年龄的调节效应

资料来源:本文绘制

表4 重新筛选样本后的主效应和调节效应检验结果

变量	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12
独生子女	-0.139 ** (0.049)	-0.103 * (0.053)	-0.112 * (0.052)	-0.126 * (0.051)	-0.109 * (0.053)	-0.135 ** (0.049)
父/母在事业单位工作		0.429 * (0.176)				
独生子女 \times 父/母事业单位		-0.681 ** (0.218)				

① 限于篇幅,重新筛选样本后的稳健性检验完整结果略去,备索。

续表 4

变量	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
父亲在事业单位工作			0.364 ⁺ (0.203)		0.272 (0.217)	
独生子女 × 父在事业单位			-0.474 ⁺ (0.259)		-0.280 (0.277)	
母亲在事业单位工作				0.431 ⁺ (0.258)	0.342 (0.301)	
独生子女 × 母在事业单位				-0.734 [*] (0.309)	-0.596 ⁺ (0.358)	
年龄						-0.019 ^{***} (0.004)
独生子女 × 年龄						0.014 [*] (0.006)
控制变量	控制					
常数项	2.362 ^{***} (0.185)	2.313 ^{***} (0.218)	2.319 ^{***} (0.259)	2.355 ^{***} (0.190)	2.307 ^{***} (0.196)	1.948 ^{***} (0.132)
样本量	3054	2787	2812	2926	2773	3054
R ²	0.084	0.092	0.087	0.089	0.090	0.086

注: ***、**、*、+ 分别表示在 0.001、0.01、0.05、0.1 水平上显著, 双尾检验; 括号内为回归系数的稳健标准误。

资料来源: 本文整理

从表 4 可知, 所有模型的回归系数方向、显著性与表 3 的回归结果基本保持一致。

(2) 本研究采用广义精确匹配方法(Coarsened Exact Matching, CEM)来控制混杂因素对创业意愿的影响。CEM 是一种通过减少控制组和对照组之间协变量的不平衡性来改进因果效应估计的方法(Iacus 等, 2012)^[68]。与以往的传统匹配方法相比较, CEM 具有以下优势(Green 等, 2015)^[69]: ①满足一致性原则, CEM 可直接根据原始数据的经验分布进行匹配, 而不必基于两组数据的共同区域; ②能做到最大限度保留原始数据, CEM 后的两组数据样本数量无需相等, 而 PSM 后的两组数据则要求数量相等; ③CEM 进行匹配的原则是基于变量的理论分布, 从而降低对模型的依赖程度; ④更为便捷, 有效适用于大型数据处理。

CEM 具体的操作步骤如下: 第一步, 根据用户定义的分割点, 将每个协变量分层(粗化协变量)。本文选择被调查者的地区、出生年份、民族、宗教信仰进行分层, 选择这四个变量的原因如下: 一是在独生子女政策实施期间, 不同省份、民族在实施政策时存在不同的刚性(Ebenstein, 2010)^[70]; 二是不同出生年份的个体在拥有兄弟姐妹数量和成为创业家概率方面也会出现差异(Li 和 Wu, 2018)^[67]; 三是不同地区的金融资本、金融知识会影响到居民创业意愿(买忆媛等, 2009^[71]; 尹志超等, 2015^[72]); 四是个人的信仰对其创业行为也具有显著影响(石智雷等, 2010)^[73]。本文将被调查者的地区按照地理省区域划分为七个区块: 东北(黑龙江省、吉林省、辽宁省)、华东(上海市、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省)、华北(北京市、天津市、山西省、河北省、内蒙古自治区)、华中(河南省、湖北省、湖南省)、华南(广东省、广西壮族自治区、海南省、香港特别行政

区)、西南(重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区)、西北(陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区)。出生年份则用调查时间减去被调查者年龄进行计算。民族划分为汉族和少数民族两类,1 = 汉族,0 = 少数民族。因为超过 80% 的被调查者没有宗教信仰,所以本文将宗教信仰划分为有无宗教信仰两类,1 = 有宗教信仰,0 = 无宗教信仰。

第二步,运用精确匹配的算法,根据样本的经验分布创建层级,将每层中的研究对象(至少包含一个干预组和一个对照组的研究对象)进行精确匹配,否则删除该层级。

第三步,保留匹配成功的研究对象,用匹配后的数据检验个体是否为独生子女与创业意愿的关系,具体检验结果如表 5 所示^①。

表 5 CEM 稳健性检验结果

变量	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
独生子女	-0.200 * (0.087)	-0.126 (0.095)	-0.157 + (0.094)	-0.144 (0.091)	-0.133 (0.094)	-0.193 * (0.087)
父/母在事业单位工作		0.487 (0.331)				
独生子女 × 父/母事业单位		-0.908 * (0.397)				
父亲在事业单位工作			-0.213 (0.449)		-0.770 (0.477)	
独生子女 × 父在事业单位			-0.145 (0.522)		0.408 (0.550)	
母亲在事业单位工作				1.090 ** (0.398)	1.540 *** (0.476)	
独生子女 × 母在事业单位				-1.398 ** (0.500)	-1.547 ** (0.588)	
年龄						-0.022 + (0.011)
独生子女 × 年龄						0.032 * (0.015)
控制变量	控制					
常数项	2.543 *** (0.347)	2.462 *** (0.365)	2.409 *** (0.364)	2.495 *** (0.355)	2.347 *** (0.588)	2.446 *** (0.248)
样本量	871	791	797	829	786	871
R ²	0.088	0.092	0.084	0.098	0.099	0.092

注:***、**、*、+ 分别表示在 0.001、0.01、0.05、0.1 水平上显著,双尾检验;括号内为回归系数的稳健标准误

资料来源:本文整理

① 限于篇幅,CEM 稳健性检验的完整结果略去,备索。

从表 5 可知,所有模型的回归系数方向、显著性与表 3 的回归结果基本保持一致,本文的所有假设进一步得到了支持。

(3) 本文借鉴已有文献选取年龄在 16 至 60 岁的被调查者,对主效应使用双重差分分析方法进行稳健性检验(Li 和 Wu,2018^[67];王新新和袁微,2019^[7])。具体分析模型如下所示:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 (Post * Treat) + \beta_2 Treat + \beta_3 Post + X + \varepsilon \quad (1)$$

其中, Y 是创业意愿, $Post$ 表示时间虚拟变量, $Post = 1$ 表示受访者是实施计划生育政策(1978 年)之后出生的; $Post = 0$ 表示受访者是实施计划生育政策之前出生的。另外,因为我国计划生育实施的标准和严格程度在不同地区和省份之间存在差异,所以本文根据政策实施的严格程度划分为实验组和对照组, $Treat = 1$ 表示实验组, 即最早全面实施严格计划生育政策的地区:上海市、北京市、天津市、江苏省(Greenhalgh, 1986)^[74]; $Treat = 0$ 表示其余地区。 X 为控制变量。统计结果如表 6 所示^①, $Post * Treat$ 的系数为 $-0.303 (p < 0.01)$, 该结果进一步支持了本文的主要结论,即相较于非独生子女而言,独生子女更不愿意创业。

(4) 工具变量分析方法。成为独生子女可能是家庭的内生选择,因此独生子女的内生性需要进一步讨论。为核心解释变量(独生子女)寻找恰当的工具变量,是缓解内生性问题较为有效的方法之一。这要求寻找到的工具变量与内生变量(独生子女)高度相关,但又不直接影响被解释变量(创业意愿)。已有文献指出独生子女政策和性别偏好(男性偏好)的传统观念使得我国的出生人口性别比长期偏高(Ebenstein, 2010)^[70]。换言之,在家庭内部,如果首胎是男性,则会大大提升其成为独生子女的概率。而首胎子女的性别与个体的创业意愿并没有直接的关联。基于此,本研究选择首胎子女的性别作为独生子女的工具变量进行稳健性检验,回归结果如表 7 所示^②,独生子女的回归系数为 $-1.272 (p < 0.1)$, 该结果进一步支持了本文的主要结论。

表 6 双重差分分析检验结果

变量	系数	标准误	t	P > t
$Post$	-0.047	0.074	-0.63	0.530
$Treat$	-0.011	0.055	-0.20	0.838
$Post \times Treat$	-0.303 ***	0.083	-3.67	0.000
控制变量	控制			
样本量	5222	R^2	0.090	

注:***、**、*、+ 分别表示在 0.001、0.01、0.05、0.1 水平上显著,双尾检验;括号内为回归系数的稳健标准误

资料来源:本文整理

进一步,对工具变量的有效性进行识别不足和弱识别检验。首先进行识别不足检验,分析结果可得 Kleibergen-Paap rk LM 的 p 值小于 0,即识别不足检验的原假设被拒绝,也就是说,工具变量(首胎子女性别)与内生变量(独生子女)是相关的。接下来进行弱识别检验,最小特征值统计量 = 16.619,第一阶段 F 统计量 = 21.707, F 值大于 10,即拒绝存在弱工具变量的原假设,说明首胎子女性别与独生子女不仅是相关的,而且是强工具变量。基于上述检验,本文所采用的工具变量是有效的。工具变量的回归结果表明:独生子女成为创业者的概率较低,两者之间具有较为稳健的因果关系。

① 限于篇幅,双重差分分析检验的完整结果略去,备索。

② 限于篇幅,工具变量检验的完整结果略去,备索。

表 7

工具变量检验结果

变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
首胎子女性别	0.077 ** (0.019)	
独生子女		-1.272 * (0.731)
控制变量	控制	
常数项	0.677 ** (0.057)	3.178 ** (0.541)
样本量	3902	3902

注:***、**、*、+ 分别表示在 0.001、0.01、0.05、0.1 水平上显著, 双尾检验; 括号内为回归系数的稳健标准误。

资料来源:本文整理

五、结论与展望

1. 研究结论

独生子女这一群体正成为推动我国社会发展的重要引擎。虽然 2015 年 10 月的“二孩政策”取代了长期实施的“独生子女政策”,独生子女情况可能会得到缓解,但因育龄妇女的持续减少以及生育观念的转变,二胎政策的实施效果仍需要一段缓冲期才能显现。与此同时,面对经济新常态带来的机遇与挑战,以及创新创业浪潮的高涨,挖掘独生子女创业意愿的影响因素至关重要。本文验证了“差别养育”可能是影响独生子女与非独生子女存在行为差异的一个主要原因,即独生子女因父母高度的焦虑和关注,而呈现出较高的风险规避偏好特点,因而不愿意从事创业活动。此外,本文也深入考察了个体年龄和父/母亲的风险规避程度如何在独生子女与其创业意愿间发挥作用。研究结果表明:独生子女在成长过程中不太愿意成为企业家;父/母亲的风险规避程度加强了独生子女与创业意愿之间的负效应,并且母亲的风险规避程度调节效应更强;个体年龄减弱独生子女与创业意愿之间的负效应。

2. 实践意义

首先,本文结果显示需要重视家庭教育对激发创业活力的作用。一方面,通过传统媒体和新媒体的融合,加强引导和宣传。首先,使父母意识到其自身教育观点、教育行为和期望能够对子女择业观念产生重要影响。其次,父母应树立积极和正确的教育意识和教育观念,重视家庭内部的沟通与交流,力争做到对子女寄予合理期望,并能有效传达期望。另一方面,加大对家庭创业教育的投入,强调就业观念的转变。建立一个完整的创业教育培训体系需要家庭、学校、政府、企业等多个子系统相互联系与作用,彼此支撑。

其次,对政府而言,应制定有针对性的保障政策。一方面,政府需进一步完善养老保障体系,降低父母对子女养老的依赖性。另一方面,为了在短期内促进创业活动,尤其是针对独生子女制定一系列保障措施。激发独生子女创业活力的可行措施如下:结合实际情况,开辟创业培训绿色通道,优先为独生子女提供当期创业培训机会,扩大创业培训补贴范围;对独生子女家庭在贷款创业中优先照顾,简化贷款程序,在现有基础上提升贷款额度;设立“独生子女自主创业扶持基金”等扶持创业项目,尤其是资助困难独生子女家庭进行创业等。

最后,营造全民创业的良好氛围,提高独生子女的创新创业意识。研究结果显示随着独生子女

年龄的增长,父母和家庭对其的影响会被学校和其他社会环境的作用所消磨。因此,应积极利用学校、同辈和大众传媒等社会环境弱化独生子女父母给子女造成的影响。例如,通过在学校积极开展创新创业教育,举行创新创业交流会,打造学校创新创业孵化基地,设立创新创业训练营等活动,进一步激发独生子女的创业热情。除了关注学校的创业教育活动外,各地政府也应该营造良好的创业氛围和条件,例如可以通过实施公众参与创业创新计划,开设创新创业工作坊,让社会公众切身感受到创新创业的重要作用。最终,帮助独生子女转变就业观念,自觉提升创业创新意识,积极投身于创新创业热潮中。

3. 研究局限与展望

本文仍存在以下几点不足:首先,本研究实证数据来源于 2016 年的调查数据,属于静态数据,未来可结合纵向研究,增加后续访谈和调查,以期更全面地了解个体是否为独生子女与其创业意愿关系的动态变化。其次,本文研究对象局限于农村样本,未来研究可以结合城市地区的独生子女样本数据,考察不同地区类型的独生子女的创业意愿差异化表现,从而更有针对性地提出指导建议。最后,本文的调节变量选择聚焦于家庭内部关系,未来研究可以考虑增加外部环境特征,如经济、制度、文化等变量在独生子女与创业意愿关系间的调节作用,扩展两者关系间的边界条件。

参考文献

- [1] 李汉东,王然,任显洁.计划生育政策以来的独生子女数量及家庭结构分析[J].武汉:统计与决策,2018,(13):99-104.
- [2] 沈笛,张金荣.新型生育文化对“全面二孩”政策的影响及启示[J].海口:海南大学学报(人文社会科学版),2018,(3):77-83.
- [3] Cox, C. , and R. Jennings. The Foundations of Success: The Development and Characteristics of British Entrepreneurs and Intrapreneurs[J]. Leadership and Organization Development Journal,1995,16,(7):4-9.
- [4] Djankov,S. ,Y. Qian,G. Roland, and E. Zhuravskaya. What Makes a Successful Entrepreneur? Evidence from Brazil[R]. Center for Economic and Financial Research,2007.
- [5] Newton, J. , and D. G. Shreeve. An Investigation into the Relationship between the Characteristics and Life Experiences of Entrepreneurs[J]. Journal of Research in Marketing and Entrepreneurship,2002,4,(1):16-36.
- [6] Cai, W. ,F. Hu,L. van Lent,J. Pan, and C. C. Zeng. Does Being an Only Child Matter for Entrepreneurship and Innovation? [R]. The European Finance Association Annual Meetings,2017.
- [7] 王新新,袁微.资源保存理论视角下的独生子女创业研究[J].长沙:求索,2019,(6):136-146.
- [8] 孙文凯,孙昂,王乙杰.计划生育损害中国的企业家精神吗? [J].北京:经济学报,2016,(2):138-160.
- [9] 林涛,刘汉辉,余玲铮.“双独”家庭与消逝的企业家精神——来自 2014 年流动人口动态监测数据的证据[J].兰州:西北人口,2017,(1):92-99.
- [10] Kolm, S. C. , and J. M. Ythier. Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity: Foundations[M]. Elsevier,2006.
- [11] Bowlby, J. . Attachment and Loss[M]. London: The Hogarth Press and the Institute of Psycho-Analysis,1969.
- [12] Laosa, L. M. , and I. E. Sigel. Families as Learning Environments for Children[M]. Basic Books,1982.
- [13] Polit, D. F. , and T. Falbo, Only Children and Personality Development: A Quantitative Review [J]. Journal of Marriage and Family,1987,49,(2):309-325.
- [14] Brown, M. , and M. Jennifer. Sibling Position and Risk Attitudes: Is Being an Only Child Associated with a Person's Risk Tolerance? [J]. Journal of Financial Therapy,2015,5,(2):19-36.
- [15] Dohmen, T. , A. Falk, D. Huffman, U. Sunde, J. Schupp, and G. G. Wagner. Individual Risk Attitudes: Measurement, Determinants, and Behavioral Consequences[J]. Journal of the European Economic Association,2011,9,(3):522-550.
- [16] 赵颖.中国劳动者的风险偏好与职业选择[J].北京:经济学动态,2017,(1):62-76.
- [17] Falbo,T. , and D. F. Polit. Quantitative Review of the Only Child Literature: Research Evidence and Theory Development[J]. Psychological Bulletin,1986,100,(2):176-189.
- [18] 风笑天.独生子女青少年的社会化过程及其结果[J].北京:中国社会科学,2000,(6):118-131.
- [19] 杜丹,苏彦捷.7~11岁儿童失言理解及与母亲教养方式的关系[J].北京:心理发展与教育,2009,(1):14-20.

- [20] Cameron, L., N. Erkal, L. Gangadharan, and X. Meng. Little Emperors: Behavioral Impacts of China's One-Child Policy [J]. *Science*, 2013, 339, (6122): 953 – 957.
- [21] Wang, F., L. Zhao, and Z. Zhao. China's Family Planning Policies and Their Labor Market Consequences [J]. *Journal of Population Economics*, 2017, 30, (1): 31 – 68.
- [22] Matthews, C. H., and S. B. Moser. A Longitudinal Investigation of the Impact of Family Background [J]. *Journal of Small Business Management*, 1996, 34, (2): 29 – 43.
- [23] Zhao, H., S. E. Seibert, and G. E. Hills. The Mediating Role of Self-efficacy in the Development of Entrepreneurial Intentions [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2005, 90, (6): 1265 – 1272.
- [24] Minuchin, S. Families and Family Therapy [M]. Harvard University Press, 1974.
- [25] Smith, T. E. Sex and Sibling Structure: Interaction Effects upon the Accuracy of Adolescent Perceptions of Parental Orientations [J]. *Journal of Marriage and Family*, 1984, 46, (4): 901 – 907.
- [26] Krueger, N. F., and D. V. Brazeal. Entrepreneurial Potential and Potential Entrepreneurs [J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 1994, 18, (3): 91 – 104.
- [27] Shaver, K. G., and L. R. Scott. Person, Process, Choice: The Psychology of New Venture Creation [J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 1992, 16, (2): 23 – 46.
- [28] Wilson, F. J., Kickul, and D. Marlino. Gender, Entrepreneurial Self-Efficacy, and Entrepreneurial Career Intentions: Implications for Entrepreneurship Education [J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2007, 31, (3): 387 – 406.
- [29] 匡远凤. 人力资本,乡村要素流动与农民工回乡创业意愿——基于熊彼特创新视角的研究 [J]. 北京: 经济管理, 2018, (1): 38 – 45.
- [30] Souitaris, V., S. Zerbinati, and A. Al-Laham. 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.
- [31] Moriano, J. A., M. Gorgievski, M. Laguna, U. Stephan, and K. Zarafshani. A Cross-cultural Approach to Understanding Entrepreneurial Intention [J]. *Journal of Career Development*, 2012, 39, (2): 162 – 185.
- [32] Jaskiewicz, P., J. G. Combs, K. K. Shanine, and K. M. Kacmar. Introducing the Family: A Review of Family Science with Implications for Management Research [J]. *Academy of Management Annals*, 2017, 11, (1): 309 – 341.
- [33] Schachter, S. The Psychology of Affiliation: Experimental Studies of the Sources of Gregariousness [J]. *Quarterly Review of Biology*, 1959, 17, (3): 15 – 25.
- [34] Lewis, M., and C. Feiring. Some American Families at Dinner [M]. Springer, Boston, MA, 1982.
- [35] Caliendo, M., F. M. Fossen, and A. S. Kritikos. Risk Attitudes of Nascent Entrepreneurs-New Evidence From an Experimentally Validated Survey [J]. *Small Business Economics*, 2009, 32, (2): 153 – 167.
- [36] Phillips, A. S., and C. R. Phillips. Birth-order Differences in Self-attributions for Achievement [J]. *Individual Psychology*, 2000, 56, (4): 474.
- [37] Mancillas, A. Challenging the Stereotypes about Only Children: A Review of the Literature and Implications for Practice [J]. *Journal of Counseling and Development*, 2006, 84, (3): 268 – 275.
- [38] Nurmi, J. E. How Do Adolescents See Their Future? A Review of the Development of Future Orientation and Planning [J]. *Developmental Review*, 1991, 11, (1): 1 – 59.
- [39] Roberts, L. C., and P. W. Blanton. "I Always Knew Mom and Dad Loved Me Best": Experiences of Only Children [J]. *Journal of Individual Psychology*, 2001, 57, (2): 125 – 140.
- [40] 金盛华, 郑建君, 辛志勇. 当代中国人价值观的结构与特点 [J]. 北京: 心理学报, 2009, (10): 1000 – 1014.
- [41] 潘金洪. 独生子女家庭人力资本投资风险分析 [J]. 北京: 人口与经济, 2007, (S1): 11 – 17.
- [42] Hayward, M. L., D. A. Shepherd, and D. Griffin. A Hubris Theory of Entrepreneurship [J]. *Management Science*, 2006, 52, (2): 160 – 172.
- [43] Hryshko, D., M. J. Luengo-Prado, and B. E. Sørensen. Childhood Determinants of Risk Aversion: The Long Shadow of Compulsory Education [J]. *Quantitative Economics*, 2011, 2, (1): 37 – 72.
- [44] Becker, G. S., and C. B. Mulligan. The Endogenous Determination of Time Preference [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112, (3): 729 – 758.
- [45] Charles, K. K., and E. Hurst. The Correlation of Wealth across Generations [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111, (6): 1155 – 1182.

- [46] Necker, S., and A. Voskort. Intergenerational Transmission of Risk Attitudes-A Revealed Preference Approach [J]. European Economic Review, 2014, (65): 66–89.
- [47] Hughes, C., S. R. Jaffee, F. Happé, A. Taylor, A. Caspi, and T. E. Moffitt. Origins of Individual Differences in Theory of Mind: From Nature to Nurture? [J]. Child Development, 2005, 76, (2): 356–370.
- [48] Bao, K. B.. A Comparison of Attachment in Adolescents of Mainland China and Malaysia [J]. Chinese Journal of Clinical Psychology, 2006, 14, (2): 172–174.
- [49] Ziegelmeyer, F., and M. Ziegelmeyer. Parenting is Risky Business; Parental Risk Attitudes in Small Stakes Decisions on Behalf of Their Children [J]. Review of Economics of the Household, 2016, 14, (3): 599–623.
- [50] 严标宾, 郑雪. 农村小学生父母养育方式与社交焦虑的关系 [J]. 北京: 中国心理卫生杂志, 2006, (5): 291–294.
- [51] Jeynes, W. H.. The Relationship between Parental Involvement and Urban Secondary School Student Academic Achievement: A Meta-Analysis [J]. Urban Education, 2007, 42, (42): 82–110.
- [52] 高明华. 父母期望的自证预言效应农民工子女研究 [J]. 上海: 社会, 2012, (4): 138–163.
- [53] 陈会昌, 王莉. 1—10岁儿童父母的教育观念 [J]. 北京: 心理发展与教育, 1997, (1): 40–43.
- [54] 上海财经大学千村调查项目组. 千村调查——教师成果篇 [M]. 上海财经大学出版社, 2017.
- [55] De Brauw, A., J. Huang, S. Rozelle, L. Zhang, and Y. Zhang. The Evolution of China's Rural Labor Markets during the Reforms [R]. Department of Agricultural and Resource Economics, UC Davis Working Paper, 2002.
- [56] Liñán, F., and Y. W. Chen. Development and Cross-Cultural Application of a Specific Instrument to Measure Entrepreneurial Intentions [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2009, 33, (3): 593–617.
- [57] 李晓溪, 刘静, 王克敏. 家族创始人职业经历与企业财务保守行为研究 [J]. 上海: 财经研究, 2016, (4): 92–101.
- [58] Lazear, E. P.. Balanced Skills and Entrepreneurship [J]. American Economic Review, 2004, 94, (2): 208–211.
- [59] Wei, S. J., and X. Zhang. Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China [R]. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [60] 陈昊, 吕越. 官员家庭抑制子女创业之谜: 基于教育筛选的解释 [J]. 上海: 财经研究, 2017, (10): 67–82.
- [61] Peng, Y.. Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy [J]. American Journal of Sociology, 2004, 109, (5): 1045–1074.
- [62] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业 [J]. 北京: 经济研究, 2011, (3): 83–94.
- [63] 郭云南, 张琳弋, 姚洋. 宗族网络、融资与农民自主创业 [J]. 北京: 金融研究, 2013, (9): 136–149.
- [64] Parker, S. C., and C. M. Van Praag. Schooling, Capital Constraints, and Entrepreneurial Performance: The Endogenous Triangle [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2006, 24, (4): 416–431.
- [65] Dunn, T., and D. Holtz-Eakin. Financial Capital, Human Capital, and the Transition to Self-Employment: Evidence from Intergenerational Links [J]. Journal of Labor Economics, 2000, 18, (2): 282–305.
- [66] Bandura, A., C. Barbaranelli, G. V. Caprara, and C. Pastorelli. Self-Efficacy Beliefs as Shapers of Children's Aspirations and Career Trajectories [J]. Child Development, 2001, 72, (1): 187–206.
- [67] Li, L., and X. Wu. Number of Siblings, Credit Constraints, and Entrepreneurship in China [J]. The Journal of Development Studies, 2018, 54, (7): 1253–1273.
- [68] Iacus, S. M., G. King, G. Porro, and J. N. Katz. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching [J]. Political Analysis, 2012, 20, (1): 1–24.
- [69] Green, M. A., S. Subramanian, D. Vickers, and D. Dorling. Internal Migration, Area Effects and Health: Does Where You Move to Impact upon Your Health? [J]. Social Science and Medicine, 2015, (136): 27–34.
- [70] Ebenstein, A.. The "Missing Girls" of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy [J]. Journal of Human Resources, 2010, 45, (1): 87–115.
- [71] 买亿媛, 梅琳, 周嵩安. 规制成本和资源禀赋对地区居民创业意愿的影响 [J]. 哈尔滨: 管理科学, 2009, (4): 64–73.
- [72] 尹志超, 宋全云, 吴雨, 彭婧燕. 金融知识、创业决策和创业动机 [J]. 北京: 管理世界, 2015, (1): 87–98.
- [73] 石智雷, 谭宇, 吴海涛. 返乡农民工创业行为与创业意愿分析 [J]. 北京: 中国农村观察, 2010, (5): 25–37.
- [74] Greenhalgh, S.. Shifts in China's Population Policy, 1984–86: Views from the Central, Provincial, and Local Levels [J]. Population and Development Review, 1986, 12, (3): 491–515.

Only Child and Entrepreneurial Intention Based on the Perspective of “Different Treatment by Parents”

LIN Nan, ZHANG Qian, ZHOU Wei

(College of Business, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: “The Universal Two-child Policy” has not brought about a rise in fertility. At present, the total number of only children is still increasing, and they show a lower willingness to start a business. Faced with the requirements of creating upgraded “Widespread Entrepreneurship and Innovation” and promoting the transformation and upgrading of economic structure, it is particularly important to explore the main reasons that affect the entrepreneurial intention of only children and stimulate their entrepreneurial intentions.

However, previous literature on the relationship between only children and their entrepreneurial intentions or entrepreneurial behaviors has not reached a unified conclusion and has not fully evaluated the boundary condition of these relationships. In addition, scholar suggests that “different treatment by parents” is one of the main reasons for the difference between only children and non-only children of the same age. For instance, parents of only children are more sensitive to their children’s needs and behaviors and are more able to interact with their children in a way that promotes the development and pay more attention to their children. This kind of early life experience will affect the only child’s personality and cognitive development, which in turn will affect their future career choices. Based on this, this study explores the following three questions: First, does the individual being an only child affect his or her willingness to start a business? Secondly, does the parent’s risk aversion strengthen or weaken the relationship between the only children and their entrepreneurial intentions? And does the father or mother have a stronger influence? Finally, how does the individual’s age moderate the relationship between the only children and their entrepreneurial intentions?

This study adopted the “Thousand Villages Survey” conducted by Shanghai University of Finance and Economics in 2016 – “China Rural Entrepreneurship Survey” to test the main hypotheses. Results indicate that: (1) compare to non-only children, only children have a lower entrepreneurial intention; (2) parental risk aversion strengthened this negative effect, especially the moderating effect of mother’s risk aversion was more significant; (3) with the growth of individual age, this negative effect of only children on their entrepreneurial intention gradually weakened.

Accordingly, the potential contribution of this paper is as follows: First, it expands the literature on only children. Previous studies on only children mostly focused on the field of psychology and economics, exploring the differences in personality and resource possession of only children and non-only children, or the impact on the labor market. This paper adopts the perspective of “different treatment by parents”, focusing on exploring the differences in the growth environment between the only child and the non-only child, and how this environmental difference further affects their willingness to start a business. The finding of this study reveals an important role of an individual’s early life experience in their later business behavior. Second, it provides useful supplements to entrepreneurship research. Prior literature about the impact of personal background factors on entrepreneurial intentions, mostly focus on demographic and work background, but less on the family background when they were growing up, especially the early life experience of being an only child. This article enriches the research on the influence of individual family background factors on his/her entrepreneurial intention. Third, this paper thoroughly studied the boundary condition between whether an individual is an only child and his/her willingness to start a business. Prior literature rarely considers the moderator around an only child or only explore the scope of action from the perspective of external environment impact, this paper chooses the moderator variables around internal environmental characteristics of the family, and deeply explore the mechanism of “different treatment by parents”, deepen the understanding of the behavior preference of only child in different growth stages and family backgrounds.

Key Words: only child; entrepreneurial intention; parental risk aversion; individual age

JEL Classification: L26, O12

DOI: 10.19616/j.cnki.bmjj.2020.06.007

(责任编辑:张任之)