

父辈创业对子代创业机会会有影响吗?

邢芸

[摘要] 本文基于 CGSS(2010-2013)数据,分析父辈创业对子代创业机会的影响。结果表明,相对于非创业父辈的子女,父辈创业的子代选择创业的概率更大。结合我国市场经济转型期间出现的“下岗潮”等历史事实,使用20世纪90年代省级层面年度失业人员就业数作为工具变量,纠正可能存在的内生性问题。结果发现父辈创业对子代创业机会影响的正向效应仍显著存在,这可能是创业父辈对子代的非正式人力资本和财富的传递所导致的。

[关键词] 创业;代际传递;工具变量;Probit模型

一、引言

自1978年改革开放以来,我国市场化程度不断增长,经济自由度的上升对中国经济增长的年均贡献率达到1.45%(樊纲等人,2011)。而经济自由程度离不开一国的中小企业发展。据国家工商总局2016年一季度的数据报告显示,新登记企业106.3万户,比去年同期增长25.9%,平均每天新登记1.17万户;企业注册资本总额8.4万亿元,增长72.9%。^①“创业”已成为当下社会关注的热点,不仅促进经济发展,同时自雇形式的就业为社会提供形式灵活、潜在的就业岗位;而年轻一代的创业,将会增强经济活力,涌现更多科技创新企业。探究影响个体选择创业的关键因素,对引导年轻人自主创业、理性做好创业决策具有重要参考价值。Hount和Rosen总结以往人口学、人力资本、财富等特征变量解释个体创业的研究发现,解释因素之间并不独立,也未找出因果影响

[收稿日期] 2016-06-24

[基金项目] 北京师范大学“中央高校基本科研业务费专项资金资助”项目(SKZZA2015002),北京师范大学教育学部科研基金项目“家庭背景对个人教育收益率影响”(15秋-03-23)。

[作者简介] 邢芸,北京师范大学教育学部,电子邮箱地址:xingyun@mail.bnu.edu.cn。

① <http://www.saic.gov.cn>[EB/OL]-2016-05-10。

的关系(Hount and Rosen,2000)。而纳入家庭因素,考察个体选择创业,则会解决诸如 Woodward 提出的黑人种族存在较低自雇概率的社会学和经济学之谜(Woodward,1955)。之所以家庭因素能较好地解释个体选择创业行为,是因为人们在家族中可能传递着风险态度、管理能力,此外还与个人面对的金融约束有关。大量的研究已发现,种族和家庭在个人自雇的行为方面存在着继承性的重要事实(Browne and Tootell,1995)。

本文基于全国大样本微观数据,探究我国父辈与子代选择创业的关联性。依据失业者倾向于创业形式的再就业模式^①和我国上世纪90年代企业职工“下岗潮”^②的事实,使用1989年-1999年省级层面失业人员年度就业人数,作为父辈创业的工具变量,对父子创业的内生性问题进行纠正,以此考察父辈创业对子代创业的因果影响。

本文余下内容做如下安排:第二部分综述有关父辈影响子代创业的作用机制。第三部分介绍本研究使用的样本数据,对创业、自雇和雇主等核心变量进行描述性统计。第四部分呈现父辈与子代创业之间关系的实证分析结果。第五部分概括与讨论研究结论。

二、父辈创业与子代创业关系的文献综述

早期的研究已证实父辈创业对子代选择创业型的就业有重要影响。诸如 De Wit 和 Van Winden 以及 De Wit 等人在早期研究中,将父亲职业状态——即父亲是否为自雇或雇佣等不同就职形式,作为个人自雇倾向(propensity to be self-employed)的替代变量,均发现父母自雇的职业状态对子女个人的自雇选择有正向显著影响(De Wit and Van Winden,1989;De Wit,1993)。而 Laferrère 和 McEntee 对法国大样本微观数据的分析,除了探讨财富、教育、非正式人力资本传递以及一系列人口学特征等影响变量,还发现在决定个体是否创业的因素中,家庭因素扮演了十分重要的角色。而且,他们的研究也发现家庭结构决定着个人是否离开雇员形式的工作,而从事创业型工作(Laferrère and Mc Entee, 1995)。Le Anh 的研究将父母创业作为替代性的客观化指标,认为影响个人

^① Røed and Skogstrøm(2014)总结以往的研究认为,大量的实证研究发现失业的个体再就业时,有更大的概率选择创业而非成为雇员。

^② 参见苏春艳《社会网络与职业获得——转型期下岗失业女工再就业过程研究》(上海大学2005年博士论文)对20世纪90年代我国“下岗潮”的事实描述。

自雇的变量中,父母自雇行为的代际传递普遍存在且有积极影响(LeAnh, 1999)。

在父辈创业的情况下,家庭财富的传递如何影响子代选择自雇职业,有两种不同的观点。首先,有观点认为家庭累积的财富传递给子代时,促进子代自雇。诸如 Blanchflower 和 Oswald、Blumberg 和 Pfann 等学者发现自雇概率与个人是否获得遗产或继承性财产之间有正向的关系,认为父母创业是衡量子女是否获得财产性收入的主要来源(Blanchflower and Oswald, 1998; Blumberg and Pfann, 2016)。LeAnh 认为父母创业与个人继承性的财产有关,视继承性质的财产为收入的替代变量,将父母创业视为个人继承的财产收入。该群体相较于其他群体有一定优势,且这些子代趋于追随父辈创业的就业模式(LeAnh, 1999)。Hundley 分析子女自雇的原因是父母有较高的收入,或父亲从事与独立商业活动所需技能相似的工作,这些会影响子女自雇的就业倾向。这一研究结果反驳了以往的研究认为创业家庭子女对父辈创业追随模仿的解释,认为父辈的技能和价值观的传递有助于子代选择创业,同时客观的家庭金融约束也会对子代产生影响(Hundley, 2006)。这与我国学者基于 CHARLS 大样本的研究结论一致(张龙耀等, 2013)。

其次,还有一类观点认为,在家庭中不论是否存在财富的代际传递,只要父辈有创业的经历,仍会对子代创业选择有影响。Laferrère 通过法国家庭住户调查数据发现,相比子女选择雇佣就业,父母自雇就业对于子女创业的约束较少,也就是说该群体的子女有更大概率选择创业(Laferrère, 2001)。即使在没有家庭财富传递的情况下,对子代创业选择的影响也仍然突出(Lindquist et al., 2015)。而父辈不同领域的创业经历,对子代创业有不同的影响。我国学者对农民创业的代际流动分析发现,父母的创业经历对子女创业选择有显著影响,且父辈与子代在同行业有较高概率的创业倾向(朱红根等, 2014)。支持这一观点的学者普遍关注父辈本身的创业经历,而非家庭财富的传递,也说明家庭的影响更多体现在人力资本的传递。

随后的研究对代际创业的表现形式、影响因素有深入的探索。如 Colombier 和 Masolet 发现代际创业不仅表现在就业形式,在具体职业领域也十分相似。相较第二代创业者,正式教育对第一代创业者影响更大,且正式教育可弥补第一代匮乏的人力资本(Colombier and Masolet, 2008)。Colombier、Masolet 和 Schölin 等学者认为子女对父母创业的继承,是技能和价值观的渗透,是父母工作要素而非工作模式的学习,并伴随着父辈财富的传递而产生(Colombier and

Masclot, 2008; Schölin et al., 2016)。

还有研究综合考察不同群体和发展中国家的代际创业。Hount 和 Rosen 分析美国的非洲裔和拉丁裔的代际自雇,均发现在父辈创业的家庭,子女选择自雇就业,能够节约成为企业家必备能力的时间成本。如果父亲长期从事自雇经营,他给子女传递的人力资本是更具实践性的专门化知识(Hount and Rosen, 2000)。Andersson 和 Hammarstedt 分别考察瑞典本地居民和移民者,发现三代移民者的父辈和祖辈创业对第三代创业有显著影响,但本地居民的代际创业并不明显。移民者代际传递的主要是创业能力,而本地居民则表现在相似的商业路径(Andersson and Hammarstedt, 2010)。也有研究基于性别群体的视角,发现相较于男性来说,女性创业者在创业表现和代际传递方面要弱于男性群体,但这并不影响创业性别差异与公司规模之间的关系(Fellnhofer et al., 2016)。Pasquier-Doumer 分析了西非 7 个发展中国家,发现与西方发达国家的代际自雇有不同之处:相较于雇佣者的子女,当父辈拥有非正式的自雇就业,该群体的子代在工资方面并无优势,但基于家庭传统经营的自雇除外。究其原因,他认为这种家庭传统的代际经营,不仅传递了人力资本,还传递了声誉和顾客源等社会资本(Pasquier-Doumer, 2012)。

综上可知,父辈的创业对子代创业有促进作用,已经在多国微观大样本数据的实证研究中得到证实。而针对我国创业的代际传递的相关研究相对比较匮乏,因此本研究将基于 CGSS 微观调查数据,分析当前“创业”热潮的代际传递现象,对“潜在”创业群体的指导具有一定的现实意义。

三、数据来源、核心概念及描述统计

本研究使用中国综合社会调查(Chinese General Social Survey,简称 CGSS)项目数据,该项目由中国人民大学和香港科技大学从 2003 年开始对全国实施多阶分层 PPS 的随机抽样。从 2010 年开始,CGSS 项目对被访者个人目前的工作状况,以及其 14 岁时父亲和母亲的就业状况进行了就业形式的详细划分,包括自己为老板、个体工商户、有固定雇主的受雇、劳务工、零散工、自己企业帮忙且是否领取工资、自由职业以及全/兼职务农等。鉴于近三次调查数据库中本研究涉及的关键变量在选项内容和统计口径方面具有较高的一致性,因此本研究使用 CGSS2010、CGSS2012 和 CGSS2013 数据,构建三个年份的混合截面数据,以扩大样本量和提高估计结果的准确性。

本文涉及到自我雇佣(简称“自雇”)、雇主和创业等三个核心概念。其中自我雇佣(Self-employment)在本研究的操作性定义参考了石丹浙、赖德胜等学

者的界定,他们认为自我雇佣是指个体创立企业,能独立做出经营决策和为企业福利负责,并从企业赢利中获取利润和薪酬的行为(石丹浙、赖德胜,2013)。而雇主(Employer)是在自我雇佣的基础上,雇佣一个或更多雇员的企业法人。创业(Entrepreneurship)是指发现和利用机会,负责创造新价值(或新的组织)的商业活动(陈震红等,2004)。为了更清晰地划分这三个概念的关系,参见下表1:

表1 创业的操作性定义

		CGSS2010,2012,2013 相关变量
创业 类型	自我雇佣	个体工商户
	自雇型创业	自由职业
	雇主(雇主型创业)	自己是老板(或合伙人),雇有员工

由表1可知,创业包含了自雇和雇主两类就业形式,其中自我雇佣又分为个体工商户和自由职业两种类型。对照CGSS数据,本研究的“父辈创业”是指,如果被访者14岁时父亲或母亲当中至少一位的就业状态为自雇或雇主,则定义子代个体的父辈为创业。“子代创业”则为个体目前的自雇或雇主的就业状态。自雇就业状态可能是创业的初级阶段,当自办企业(或经济组织)扩大规模时,可能会雇佣雇员,发展为雇主的就业状态。基于经验认为创业是具有一定开拓冒险精神、带有风险的经营行为。因此,后文对代际创业的“雇主型创业”予以考察。创业与非创业个体样本的关键变量的描述统计如表2所示:

首先,对二分变量来说,在个体创业组中父辈创业的比例、男性占比、少数民族占比、农业户籍以及有伴侣的占比分别为8.01%,61.17%,9.22%,53.54%,92.75%,均高于个体非创业组中相应变量类别的占比。这说明父辈创业对个体选择创业可能有影响,因而在个体创业组中父辈创业的比例较高;相较女性选择雇佣性质的就业,男性可能倾向于选择具有挑战性的创业;农业户籍和少数民族群体可能无法获得满意的雇佣工作,因而有较高比例选择创业;相较于无婚姻伴侣的个体,有伴侣的个体可能基于婚姻责任而有一定比例选择创业。

其次,对三分变量来说,在个体创业组中,初中及以下学历所占的比例为61.44%,这个比例要高于高中及以上学历;而以连续变量考察个人学历时,创业组平均学历(9.8年)明显低于非创业组(11.56年),反映出有较大比例低学

表2 创业与非创业个体的主要特征描述

	个体创业组 (N = 3358, 24.28%) 占比(%)/ 均值	个体非创业组 (N = 10473, 75.72%) 占比(%)/ 均值
创业变量:		
父辈自雇	6.85	4.78
父辈雇主	1.16	0.87
个人自雇	82.16	——
个人雇主	17.84	——
人口统计学变量:		
男	61.17	59.69
女	38.83	40.31
年龄	<u>41.12</u>	<u>39.84</u>
(连续变量)	<u>(10.80)</u>	<u>(11.29)</u>
17-34岁	28.89	34.47
35-50岁	53.66	48.07
50岁以上	17.45	17.46
汉族	90.78	93.66
少数民族	9.22	6.34
农业户籍	53.54	34.51
非农户籍	46.46	65.49
有伴侣	92.75	84.65
无伴侣	7.25	15.35
子女数	<u>1.45</u>	<u>1.09</u>
(连续变量)	<u>(0.92)</u>	<u>(0.82)</u>
人力资本变量:		
学历	<u>9.80</u>	<u>11.56</u>
(连续变量)	<u>(3.37)</u>	<u>(3.80)</u>
初中及以下	61.44	39.17
高中/同等学历	26.03	26.02
高等教育学历	12.53	34.81
经济资本变量:		
家庭年收入	<u>81.81</u>	<u>64.92</u>
	<u>(185.92)</u>	<u>(68.77)</u>

注:1.“——”表示没有该值的分析。2.“受教育年限”、“年龄”、“学历”单位为年,“家庭年收入”单位为千元,“子女数”单位为人数。3.“占比”指不同变量在个体创业/非创业人数的占比,单位为%。

历者选择创业,而随着教育程度的提高,学历可能会抑制个体选择创业^①;在非创业组中不同学历水平的分布则相对均衡。35-50岁的年龄组选择创业的比例为53.66%,这个年龄段可能是个人的人力资本和财富积累的巅峰阶段,因此有较大的比例选择创业。

对连续变量来说,创业组的家庭平均年收入约为8万元,高于非创业组的6万元,这说明财富约束可能会制约个体选择创业。而选择创业的家庭养育子女的平均数为1.45,高于非创业组(1.09),这可能与养育较多子女需承担更大家庭生计责任有关,使拥有较多子女的家庭倾向于从事创业^②。

以上仅仅描述了创业/非创业组的个体特征,为了进一步验证父辈与子代的创业关系,下文构建回归模型进行分析。

四、父辈创业对子代创业选择的影响

(一) 影响子代创业选择的 Probit 模型

本文参考已有的自雇/创业代际传递的实证研究(Laferrère and McEntee, 1995; Colombier and Masclet, 2008; Lindquist et al., 2015),构建如下影响个体选择创业的probit模型:

$$pr(\text{entr}_{it} = 1) = G(\alpha + \beta \text{fjob}_{it} + \gamma X_{it} + \text{Zoon}_{it} + \text{Year}_{it}) \quad (1)$$

模型左边 $pr(\text{entr}_{it} = 1)$ 表示个体*i*在*t*年选择(雇主型)创业的条件概率,模型右边 $G(\cdot)$ 函数表示个体选择创业的累积分布函数。 entr_{it} 为个体*i*在*t*年是否选择(雇主型)创业, fjob_{it} 表示被访者14岁时其父母(父辈)就业状态是否为创业,只要父母其中之一为创业,则认为该子代的父辈就业状态为创业,以上

① 尽管具体原因不详,但细分创业者样本类型发现,低学历者选择自雇形式创业的群体中农村户籍人口相对较高(初中及以下学历的自雇就业群体中农业户籍占比为77.35%,而非农业户籍占比为22.65%),高学历者(大学及以上)成为雇主的比例相对较高(雇主群体中高学历者所占比例为74.16%),而且高学历者在非创业者群体中所占比例(34.81%)高于在创业群体中所占比例(12.53%),由此推测中国的城乡户籍制度限制了农村户籍劳动力进入城市成为被雇佣者,另一方面农村人均收入长期以来普遍低于城镇人口,造成农村户籍劳动力难以有创业启动资金成为雇主。

② 这只是一种推测,也可能是创业者的家庭财富普遍高于非创业者,他们要付出的子女养育成本占家庭财富比例相对较低,因而能够承担多子女的养育成本,而普通工薪阶层的多子女养育成本相对较高,加之我国长期实行独生子女政策,体制内的工薪阶层不能生育二胎(如果生育二胎,将会面临被辞退的风险),但私营企业主受这一政策约束较小,仅需交纳少量超生罚款。对这一现象的解释需要创业者的创业年限以及生育子女年限等方面的追踪数据,鉴于此问题不是本文研究重点,故有待后续研究。

两个变量是本研究考察的关键变量。参考已有研究 (Colombier and Masclet, 2008; Lindquist et al., 2015; 朱红根和康兰媛, 2014; 阮荣平等, 2014), 本文将年龄、性别、个人学历、户籍、民族、婚姻状况、子女数以及家庭年收入等作为控制变量, 在模型(1)中用 X 表示。 $Zoon_i$ 和 $Year_i$ 分别表示地区和年份的固定效应。

表3 父辈创业对子代创业(雇主型创业)选择影响的 probit 模型结果

	子代创业				子代雇主型创业		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
父辈创业 (父辈非创业为参照组)	0.209*** (0.047)	0.366*** (0.049)	0.389*** (0.049)	0.344*** (0.055)	0.248*** (0.073)	0.244*** (0.078)	0.284*** (0.141)
年龄:35-49岁 (17-34岁为参照组)		0.006 (0.029)	-0.071* (0.031)	-0.057 (0.034)		-0.012 (0.05)	-0.006 (0.055)
50岁及以上		-0.114** (0.040)	-0.238*** (0.041)	-0.200*** (0.044)		-0.551*** (0.067)	-0.464*** (0.076)
性别(男性为参照组)		-0.026 (0.025)	-0.036 (0.025)	-0.007 (0.026)		-0.450*** (0.043)	-0.417*** (0.049)
户籍(非农户籍参照组)		0.364*** (0.026)	0.162*** (0.028)	0.191*** (0.031)		0.157*** (0.043)	0.032 (0.055)
民族(汉族为参照组)		0.117* (0.046)	0.108* (0.047)	0.116* (0.05)		-0.045 (0.076)	-0.041 (0.089)
婚姻(没有伴侣为参照组)		0.268*** (0.047)	0.237*** (0.048)	0.195*** (0.053)		0.480*** (0.082)	0.459*** (0.097)
子女数		0.189*** (0.017)	0.159*** (0.017)	0.170*** (0.019)		-0.070** (0.027)	-0.069* (0.031)
学历:高中或同等学力 (初中及以下为参照组)			-0.140*** (0.031)	-0.177*** (0.033)			0.162** (0.059)
高等教育学历			-0.630*** (0.037)	-0.801*** (0.042)			0.004 (0.067)
家庭年收入				0.002*** (0)			0.002*** (0)
父辈创业和非创业组对子代创业/ 雇主型创业的预测概率之差(%)	6.8	12.2	12.9	11.2	6.3	9.2	13.0
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	13831	13738	13738	12207	2467	2450	2178

注:1. $p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$ 。2. 括号内为标准误。3. 倒数第四行报告的预测概率变化, 是除父亲创业变量外, 其余回归变量取样本均值这一假设而估算的均值边际效应 (Marginal effect at the mean, MEM)。

表3通过构建probit模型,得出父辈创业对子代创业和子代雇主型创业选择的边际估计结果。在模型1中仅控制了父亲创业、区域和年份固定效应,结果显示父辈创业对子代选择创业有正向显著影响,但估计系数并不能简单地解释为父辈创业对子代创业影响的概率,它仅表示模型潜变量估计结果。需通过均值边际效应,得到父辈创业对子代创业的影响效应为6.8%,该结果表示父辈创业的个体选择创业的预期概率要比非创业父辈的个体高6.8% ($Z = 4.48$)。同样在模型5中父辈创业对子代雇主型创业也有显著正向影响,影响效应为6.3% ($Z = 3.39$)。

为了得到相对无干扰的结果,在模型2至模型4以及模型6至模型7中分别加入人口特征变量和学历、家庭年收入等控制变量。由模型2、3、4和模型6、7中父辈创业的系数估计值可知,父辈创业对子代创业(或雇主型创业)均有显著的正向影响。父辈对子代创业的具体影响程度,可根据表3倒数第四行的报告呈现:模型4和模型7在控制了人口特征、学历及家庭年收入后——以上模型为父辈创业对子代创业(或雇主型创业)的稳健性和内生性分析的基准模型,父辈创业对子代创业(雇主型创业)机会影响的预期概率分别为11.2% ($Z = 6.25$)和13.0% ($Z = 2.20$)。而在模型2、3以及模型6中,父辈创业对子代创业机会影响的预期概率分别为12.2% ($Z = 7.50$)、12.9% ($Z = 7.88$)和9.2% ($Z = 3.11$),且具有统计显著性,且不因模型增加控制变量而使预期概率有较大波动,说明模型4和模型7中父辈创业变量系数估计的稳健性较高。同时,对父辈及子代创业使用不同的估计方法(OLS和logit估计),或在不同的子样本中回归(删除农业户籍或删除50岁及以上的个体),估计结果均基本一致,反映出该变量估计具有高的稳健性。^①

由模型4和模型7发现以下群体选择创业的机会相对(变化)更大。随学历水平的提高,在模型4中个体选择创业的概率显著下降,出现这一现象与中国城乡二元户籍制度以及进入劳动力市场的年龄和自由竞争机制有关,即高学历的个体进入劳动力市场的年龄比低学历群体大,该群体基于财富约束等更理性地选择就业的结果。而模型7中随着学历的提高,个体选择雇主型创业的概率则显著提高,这一结论与前文注释4的推断一致,高学历者不仅能够借助自身人力资本优势,成为劳动力市场竞争中的佼佼者,而且这一群体比低学历者拥有更多的社会资本,因而可以更容易获得投资,创立企业。

在人口学特征中,模型4和模型7中拥有农业户籍个体选择创业的概率高

① 受限于篇幅,作者省略了稳健性检验结果表。

于城镇居民,这与我国近年来城镇化进程加快,农业户籍劳动力大量涌入城市有关。而且这类群体由于学历较低,难以进入受雇佣的劳动力市场,只好选择从事个体工商户或自由职业性质的自雇工作。此外,受限于财力资本,较少发展为雇佣他人的企业主^①;模型4中少数民族的个体选择创业的概率显著高于汉族个体,而模型7显示,少数民族选择雇主型创业的概率低于汉族,但并不显著,这可能与少数民族群体拥有的人力资本相对较低有关(比如,少数民族群体的平均受教育年限低于汉族群体,本研究对象中少数民族群体的平均受教育年限为7.69年,比汉族群体低约3年),低学历水平难以获得较好收入的工作,有较大的概率选择自雇而非雇主型创业。

在家庭特征中,模型4和模型7的结果均显示:相较无婚姻伴侣的个体,有伴侣的个体选择创业(雇主型创业)的概率更大;随着家庭年收入的提升,个体选择创业(雇主型创业)概率显著地提高。前者可以从家庭经济责任促使有伴侣群体更需要通过创业来满足家庭成员经济需求来解释,而后者则可以看成是有一定财富积累者理性选择更大的投资回报的行为。随着家庭子女数的增加,模型4和模型7的结果不同:模型4显示家庭子女数增加显著提高选择创业的概率,而模型7则表明家庭子女数的增加显著降低了选择雇主型创业的概率。前者可能与家长担负抚养子女的经济责任有关,后者可能与家长对雇主型创业需更多时间精力的投入有关,多子女家庭的家长在权衡家庭与工作,没有足够精力投入雇主型创业,因此更多选择自雇型创业。

也存在选择(雇主型)创业机会相对小的群体:模型4和模型7中随着个人年龄的增大,选择(雇主型)创业的概率均降低,这可能与年轻人偏好有挑战的创业,而随着年龄增长则趋于稳定的就业状态有关。女性相对于男性,选择创业或雇主型创业的概率较低,说明男性更趋于选择富有挑战和风险的创业型就业。以上结果与我国学者基于大样本数据的实证研究结果基本一致(阮荣平等,2014)。

(二)父与子创业:probit模型的工具变量估计

尽管模型4控制了性别、户籍、学历、家庭年收入等变量,对父辈创业影响子代创业机会的效应估计中仍可能存在内生性问题,因为某些不可观测的因素在影响父辈创业的同时,也影响着子代选择创业。比如研究的模型中未纳入父辈对风险的态度或冒险精神、投资意识等家庭文化背景变量,这些被模型遗漏

^① 在农业户籍创业者样本中,个体工商户、自由职业以及雇主等就业形式的占比分别为85.92%,9.40%和4.68%,而非农户籍创业者中雇主的占比达到15.96%,高于农业户籍雇主4.68%的占比。

的不可观测变量不仅与父辈创业选择有密切的关联,而且也很可能会影响到子代的创业选择,从而导致估计结果存在偏误。国外学者使用非血缘样本的数据,解决了由遗传等不可观测因素造成的内生性问题。诸如 Laferrère 和 McEntee 考察包括岳父等父辈创业经历会显著地影响其非血缘子代选择创业 (Laferrère and McEntee, 1995)。还有的研究通过高质量收养子女的数据,解决内生性等偏误。诸如 Lindquist 等人基于瑞典收养数据,解决了收养子女随机分配和子代不同的被收养年龄等内部有效性,以及收养子女父亲信息未知、收养家庭中血缘子代和收养子代在代际创业的差异等外部有效性问题,结果发现父辈(母亲或父亲)的创业积极影响收养子代的创业选择 (Lindquist et al., 2015)。

综合以往研究,发现缺乏结合社会环境的视角,来解决代际创业传递的内生性问题。我国在市场经济改革的特殊背景下,自上世纪九十年代曾出现企业职工“下岗潮”和干部“下海潮”,不论被迫或主动放弃当前工作,打破原有雇佣形式的就业,转向更灵活的创业型就业,均为我国经济转型做出了一定贡献。因此,本研究选取 20 世纪 90 年代省级层面的年度失业人员就业数,作为父辈创业的工具变量,以此纠正代际创业传递中的内生性问题。

该工具变量的合理有效体现在以下两点。首先,已有研究证实了失业与创业的周期循环关系。诸如 Meager 认为,尤其在农业、制造业以及服务业,自雇就业和失业的周期循环表现非常明显。之所以会有这样的循环,是由于高失业率的增加反映了依赖性雇佣机会变得缺乏,推动了这些群体选择自雇形式的就业 (Meager, 1992)。Blanchflower 分析 OECD 大多数国家不同经济周期的数据,发现自雇比例和失业率之间此消彼长,当一国经济衰退产生一定失业率时,自雇比例会提升,从而失业率也随之降低 (Blanchflower, 2000)。Román 利用欧洲多国数据,发现商业型创业对失业率降低有一定贡献,能在一定程度上减少失业率;同时未标准化的模型也低估了创业对降低失业的影响 (Román, 2013)。Varum 和 Rocha 对葡萄牙经济危机的失业数据分析发现,新创立的中小创业型企业成为经济危机时社会的“稳定剂”,为很多人确保了工作 (Varum and Rocha, 2013)。

其次,大量的实证研究也发现失业的个体再次就业时,有更大的概率选择创业,而非成为雇员。早期研究诸如 Evans 和 Leighton 认为,相较于工薪劳动者,有自雇经验的人更有可能经历失业 (Evans and Leighton, 1990)。Andersson 和 Wadensjö 认为来自弱势和优势社会地位的劳动者,选择自雇均可获得成功。而受经济波动影响较大且更可能面临失业的弱势社会地位劳动者,更倾向于选

择自雇就业(Andersson and Wadensjö,2007)。Von Greiff对瑞典劳动者使用倾向得分匹配的方法,发现不匹配的工作岗位会成倍地增加劳动者选择自雇就业的概率(Von Greiff,2009)。Berglann、Røed和Skogstrøm等学者的研究认为,即使个人为失业状态,因失业而累积了沮丧情绪,这并不阻碍其成为企业家(Berglann et al.,2011;Røed and Skogstrøm,2014)。还有学者从政府创造创业型就业环境的视角,认为当国家出现财政危机导致居民面临持续性失业的风险时,许多政府会调整劳动力就业政策,从帮助失业者寻找合适岗位,到帮助失业者开创新的商业(Caliendo and Kritikos,2010;Román et al.,2013)。

不论从经验还是以以往的实证研究,可以推断我国上世纪90年代失业人员的年度就业数会影响父辈选择创业。除此之外,该工具变量相对于个体创业而言,具有较强的外部性。首先,个体创业与失业人员就业数之间没有直接关联,因为本研究选择的工具变量时间点分别为1989年、1993年、1998年和1999年,而个体创业数据的年份为2010、2012和2013年,且为了控制父与子的年龄范围,将子代出生年龄限制在“70后”的出生群体^①。其次,相对个体创业选择的微观数据而言,工具变量是省级地区层面的宏观数据,与微观数据几乎不存在关联。因此利用该工具变量,估计父辈创业影响子代创业机会的效应,Probit模型结果如表4。

表4给出了上世纪80-90年代的“下岗潮”“下海潮”等市场经济转变时期“失业人员就业数”作为父辈创业的工具变量probit估计。由第一阶段估计结果可知,在四个年份的工具变量模型中,无论使用1989、1993年的“年度待业人员安置数”,还是1998、1999年的“年度失业人员就业数”^②,以上工具变量对父辈创业均有0.1%-5%水平上的正向显著影响。如模型4结果表明,1999年的“年度失业人员就业人数”在0.1%水平显著地影响着父亲选择创业。由第二阶段报告的结果可知,父辈创业依然在0.1%水平上显著地影响子代创业机会。在纠正了内生性问题后,再次验证了我国存在创业的代际传递,即父辈创业会显著地增加子代选择创业的机会。由此认为省级层面4年的工具变量应该不存在弱工具的问题。

① 可能受影响群体的极端年龄:父亲1989年下岗创业,其子刚好14岁,2013年CGSS访问被试14岁时父亲为创业,其子代的最大年龄为38岁,近似认为40岁,由此受影响子代的最大年龄界定为40岁,因此对子代出生年代限在“70后”的出生群体。

② “失业人员就业数”和“待业人员安置数”的统计口径一致,只是1989年和1993年的《中国劳动工资统计年鉴》中的名称为“待业人员安置数”,1998年和1999年改为“失业人员就业数”。

表4 父与子创业:probit模型的工具变量估计

	模型1		模型2		模型3		模型4	
	第一 阶段	第二 阶段	第一 阶段	第二 阶段	第一 阶段	第二 阶段	第一 阶段	第二 阶段
父亲创业		4.174*** (.270)		3.950*** (.428)		3.730*** (.565)		3.043*** (.896)
1989年IV	0.001* (.000)							
1993年IV			0.001** (.000)					
1998年IV					0.001*** (.000)			
1999年IV							0.001*** (.000)	
常数项	0.096*** (.011)	-0.940*** (.192)	0.095*** (.011)	-1.066*** (.198)	0.092*** (.011)	-1.152*** (.193)	0.091*** (.012)	-1.306*** (.146)
Wald F值	199.45		196.75		187.78		189.59	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	6263	6263	6263	6263	6263	6263	6263	6263

注:1. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。2. 括号内为标准误。3. 1989年IV, 1993年IV, 1998年IV, 1999年IV均是指各年度的“年度待业人员的安置就业人数”或“年度失业人员就业人数”, 数据来源于1989年-1999年《中国劳动工资统计年鉴》“二、就业与失业”部分。

下面进一步从统计上验证本研究选取的工具是否为弱工具。依据 Stock 和 Yogo 等学者对弱工具的界定, 他们认为当模型的 Wald F = 16 时是模型存在弱工具的最小临界值, 若模型的 Wald F 值大于临界值 16, 则从统计上可以认为不存在弱工具 (Stock and Yogo, 2002)。由表 4 可知, 模型 1 至模型 4 的 Wald F 值分别为 199.45, 196.75, 187.78 和 189.59, 均显著地远高于临界值。

五、结论与讨论

国外对代际创业的实证分析大多关注家庭内部因素, 较少将家庭之外的因素作为主要观测变量。这可能是因为这些研究大多关注二战后的发达国家, 这些国家的社会经济发展相对平稳。中国上世纪 80-90 年代历经了市场经济转型的变革, 带来创业等多种就业形式的变化, 在经过三十多年后, 创业者的“第二代”力量已悄然发生着代际传递和继承。当下创业成为拉动经济增长新的突破点, 也成为中国社会关注的热点问题, 结合市场经济变化的外部环境考察我国代际创业现象是非常必要的。

中国社会经济发展有着不可复制的替代性,发展的过程也带来部分群体的利益变化,诸如曾经出现的“下岗潮”“下海潮”,这些群体的就业形式由原来计划经济体制下的“雇员”变为市场经济体制下的“城市个体户”或“雇主”,不仅是表面身份的变化,更有家庭经济收益的重新分配,他们也成为我国市场经济初期最早的创业群体,因而将该群体就业形式变化作为影响父辈创业的工具变量符合我国国情。而国内关于代际创业的实证研究相对缺乏,基于市场经济等外部环境分析代际创业的研究则更少,因此本文从家庭个体特征和外部环境两方面考察代际创业传递是在同类主题研究上的突破。具体来说,本研究使用20世纪90年代省级层面“年度失业/待业人员就业数/安置数”作为影响父辈创业的工具变量,构建probit工具变量模型,结果表明子代创业与父辈创业之间存在显著的因果关系。

利用CGSS大样本微观调查数据,本研究发现不论子代选择自雇还是雇主等形式的创业,父亲的创业经历对个体创业的影响均呈现显著的正向效应,这一结论与其他学者在不同国家、不同群体中得出的结论基本一致(Laferrère and McEntee, 1995; Hount and Rosen, 2000; Colombier and Masclat, 2008; Andersson and Hammarstedt, 2010; Lindquist et al., 2015)。之所以创业会产生代际传递,一方面可以从非正式的人力资本传递视角解释:创业传递实质上是创业的父辈传递着创业经验、风险态度、管理能力、价值观、企业家才能以及社会资源。另一方面能够从累积财富传递的视角解释:创业家庭的子代对财富继承和利用是其选择创业的优势。

除此之外,本研究还发现一些人口和家庭特征也会影响个体选择创业的决策。诸如随着年龄和学历的增加,会显著地降低个人选择创业的概率,这可能是由于学历的提高推迟了初次就业年龄,或随着年龄的提高,个体在职业形式的选择上更趋于理性。基于这一现象,建议对具有一定专业技能的年轻人创业提供较大力度的社会支持。而农业户籍和少数民族群体倾向于选择创业,可能与该群体在劳动力市场上无法获得较为满意的雇佣工作有关,因而这类群体的创业属于生存型的创业,对该类创业群体应给予基本的社会福利支持。在有伴侣和多子女家庭中,个人趋于创业与需要承担更多家庭经济责任有关。随着家庭年收入提高,个体也趋于选择创业,这可能与家庭年收入较高的群体能够摆脱创业前期的金融约束有关,这类群体希望借助创业使家庭财富最大化,因此他们更需要技术、管理和人才配置等方面的支持,简单的资金支持并不能满足其需要。

本研究的局限性体现在两点。一是没有考虑父辈、子代创业的动态变化。尽管我们对父辈和子代的创业分为自雇和雇主两种形式,能够更细致地考量创

业不同阶段的代际传递,但是这种划分还是缺乏动态的考虑,即创业的数据中并未考虑创业持续和退出时间,以及反复进退的频次。二是尚没有清晰揭示创业代际传递的机制。尽管我们讨论了父辈影响子代创业的可能原因,但没有建立结构方程模型来检验相关假设。后续研究将进一步探索代际传递的机制,重点考察经济周期以及个人因素与创业稳定性的关系。

[参考文献]

- 陈震红、刘国新、董俊武,2004:《国外创业研究的历程、动态与新趋势》,《国外社会科学》第1期。
- 樊纲、王小鲁、马光荣,2011:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第9期。
- 石丹浙、赖德胜,2013:《自我雇佣问题研究进展》,《经济学动态》第10期。
- 阮荣平、郑风田、刘力,2014:《信仰的力量:宗教有利于创业吗?》,《经济研究》第3期。
- 张龙耀、杨军、张海宁,2013:《金融发展、家庭创业与城乡居民收入——基于微观视角的经验分析》,《中国农村经济》第7期。
- 朱红根、康兰媛,2014:《农民创业代际传递的理论与实证分析——来自江西35县(市)1716份样本证据》,《财贸研究》第4期。
- Andersson, P. and E. Wadensjö, 2007, "Do the Unemployed Become Successful Entrepreneurs?", *International Journal of Manpower*, 28(7): 604-626.
- Andersson, L. and M. Hammarstedt, 2010, "Intergenerational Transmissions in Immigrant Self-employment: Evidence from Three Generations", *Small Business Economics*, 34:261-276.
- Berglann, H., E. R. Moen, K. Røed and J. F. Skogstrøm, 2011, "Entrepreneurship: Origins and Returns", *Labor Economics*, 18: 180-193.
- Blanchflower, D. G. and A. J. Oswald, 1998, "What Makes an Entrepreneur?", *Journal of Labor Economics*, 1:26-60.
- Blanchflower, D. G., 2000, "Self-employment in OECD Countries", *Labor Economics*, 7:471-505.
- Blumberg, B. F. and G. A. Pfann, 2016, "Roads Leading to Self-employment: Comparing Transgenerational Entrepreneurs and Self-Made Start-Ups", *Entrepreneurship Theory and Practice*, 40 (2):335-357.
- Browne, L. E. and G. M. B. Tootell, 1995, "Mortgage Lending in Boston: A Response to the Critics", *New England Economic Review*, 9:34-39.
- Caliendo, M. and A. S. Kritikos, 2010, "Start-ups by the Unemployed: Characteristics, Survival and Direct Employment Effects", *Small Business Economics*, 35: 71-92.
- Colombier, N. and D. Masclet, 2008, "Intergenerational Correlation in Self-employment: Some Further Evidence from French ECHP Data", *Small Business Economics*, 30:423-437.
- De Wit, G. and F. A. A. M. Van Winden, 1989, "An Empirical Analysis of Self-employment in

- the Netherlands”, *Small Business Economics*, 1: 263-272.
- De Wit, G. , 1993, “Models of Self-employment in a Competitive Market”, *Journal of Economic Surveys*, 7: 367-397.
- Evans, D. S. and L. S. Leighton, 1990, “Small Business Formation by Unemployed and Employed Workers”, *Small Business Economics*, 2(4): 319-330.
- Fellnhöfer, K. , K. Puumalainen and H. Sjögrén, 2016, “Entrepreneurial Orientation and Performance- are Sexes Equal?”, *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 22 (3): 346 - 374.
- Hount, M. and H. Rosen, 2000, “Self-employment, Family Background, and Race”, *The Journal of Human Resource*, 4:670-692.
- Hundley, G. , 2006, “Family Background and the Propensity for Self-Employment”, *Industrial Relations*, 45(3):377-392.
- Laferrère, A. and P. McEntee, 1995, “Self-employment and Intergenerational Transfers of Physical and Human Capital: An Empirical Analysis of French Data”, *Economic and Social Review*, 27 (1): 43-54.
- Laferrère, A. , 2001, “Self-employment and Intergenerational Transfers: Liquidity Constraints and Family Environment”, *International Journal of Sociology*, 31(1): 3-26.
- Le Anh, T. , 1999, “Empirical Studies of Self-employment”, *Journal of Economic Surveys*, 13 (4): 381-416.
- Lindquist, M. J. , J. Sol and M. Van Praag, 2015, “Why Do Entrepreneurial Parents Have Entrepreneurial Children?”, *Journal of Labor Economics*, 33 (2):269-296.
- Meager, N. , 1992, “Does Unemployment Lead to Self-employment?”, *Small Business Economics*, 4: 87-103.
- Pasquier-Doumer, L. , 2012, “Intergenerational Transmission of Self-employed Status in the Informal Sector: A Constrained Choice or Better Income Prospects? Evidence from Seven West African Countries”, *Journal of African Economies*, 22(1):73-111.
- Román, C. , E. Congregado and J. M. Millán, 2013, “Start-up Incentives: Entrepreneurship Policy or Active Labour Market Programme?”, *Journal of Business Venturing*, 28: 151-175.
- Røed, K. and J. F. Skogstrøm, 2014, “Job Loss and Entrepreneurship”, *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 76(5): 727-744.
- Stock, J. H. and M. Yogo, 2002, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, *NBER Working Paper*, No. 284.
- Schölin, T. , P. Broomé and H. Ohlsson, 2016, “Self-employment: The Significance of Families for Professional Intentions and Choice of Company Type”, *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 22(3): 329 - 345.
- Thurik, R. , 2003, “Entrepreneurship and Unemployment in the UK”, *Scottish Journal of Political Economy*, 50 (3):264-290.

- Varum, C. A. and V. C. Rocha, 2013, "Employment and SMEs During Crises", *Small Business Economics*, 40: 9-25.
- Von Greiff, J., 2009, "Displacement and Self-employment Entry", *Labor Economics*, 16: 556-565.
- Woodward, C. V., 1955, *The Strange Career of Jim Crow*, New York: Oxford University Press, 220.

Do Entrepreneurial Parents Influence the Probability of Offspring to Being Entrepreneurs?

XING Yun

(Faculty of Education, Beijing Normal University)

Abstract: Focus on "entrepreneurship", which drives researchers seeking the independent and causal perspective for intergenerational entrepreneurship. Based on the CGSS (2010-2013) data, we analyze the effect of entrepreneurial parents Influence the children. The results showed that compared to the children of non-entrepreneurial parents, children of entrepreneurial parents choose entrepreneurship probability is higher. The context of the transition of market economy in China, such as the fact of the "lay-offs", it used instrument variable that was the annual number of employment who were being unemployed of provincial levels in the 1990s, to correct endogenous problem. We have found that parents' entrepreneurship positive influence still exists, it may be the entrepreneurial parents transfer the informal human capital and wealth to offspring.

Key words: entrepreneurship; intergenerational transmission; instrumental variable; Probit Model

(责任编辑:郑磊 责任校对:郑磊 孙志军)