

第一大姓当选是否会促进创业?

郭云南 王春飞*

摘要 基于最新的中国村庄调查数据, 本文考察了第一大姓当选村长对村民创业行为的影响及其作用途径。结果发现, 如果选举产生的村长来自第一大姓, 家庭以创业为经营主业的概率会显著上升。运用断点回归的方法进行稳健性检验, 结果依然成立。作用途径发现, 第一大姓村长会增加村集体的公共事业支出, 更好地维护村庄的社会治安, 从而改善村民的创业环境。我们还发现, 在第一大姓氏宗族越强大的村庄, 第一大姓当选对创业的促进作用越明显。

关键词 第一大姓当选, 创业, 村庄治理

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.10

一、引言

尽管创业研究倍受学者的关注, 但是农民创业问题长期以来却是一个容易被忽视的领域。直到大众创业、万众创新的推进, 如何激发亿万农民创新创业的活力, 保障农民增收致富的新渠道, 才逐渐成为学界和决策者关注和讨论的焦点。对于人口规模庞大的中国农村, 一方面, 政府推行了税费改革、民主选举、新农合、精准扶贫等一系列脱贫攻坚的政策, 不少文献也研究了这些政策对农民创新创业的影响 (Shen and Yao, 2008; Nee and Young, 1991; 郭云南和王春飞, 2016)。另一方面, 最近一些文献也开始从传统农村固有的乡土文化出发, 从宗族、宗教、社会网络等非正式组织的单纯视角分析其对农民创业的影响 (Zhang, 2020; Zhang and Zhao, 2015; Chavan, 2013; 陈斌开和陈思宇, 2018; 阮荣平等, 2014; 马光荣和杨思艳, 2011; 郭云南等, 2013)。

虽然国家政策的出台为农民创新创业提供了条件和机会, 但当今中国农

* 郭云南, 对外经济贸易大学国际经济贸易学院; 王春飞, 中央财经大学会计学院/中国管理会计研究与发展中心。通信作者及地址: 郭云南, 北京市朝阳区惠新东街 10 号对外经济贸易大学博学楼 1225 室, 100029; 电话: 18612223569; E-mail: ynguo35@uibe.edu.cn。本文感谢国家自然科学基金面上项目 (71773014、71772194)、国家自然科学基金青年项目 (71303046、71302131) 以及国家自然科学基金重大项目 (19ZDA01) 的资助。本文数据来自北京大学中国经济研究中心与耶鲁大学合作项目“中国农村民主和农民福利”(项目负责人 Nancy Qian、Gerard Padró-i-Miquel、Yang Yao), 感谢农业部农村经济研究中心在数据收集方面给予的支持。作者感谢 2016 年第十六届中国青年经济学者论坛的参会者极富见地的点评, 感谢匿名审稿专家的宝贵建议, 但文责自负。

村以传统血缘为纽带形成了“差序格局”的属性(费孝通,1998),农村社会中聚族而居的典型特征到现在依然广泛存在。我们根据村庄选举调查数据发现,在中国东南部地区的居住地,比如福建、广东、江西等省份的村庄,一个姓氏在村庄中所占人口比例平均接近40%,姓氏结构相对单一,祠堂或家谱等反映宗族血缘关系网络的特征也非常常见。特别是在广东省的农村地区,绝大多数姓氏会修建祠堂,为宗族的集体仪式或活动(比如祭祀祖先、婚丧嫁娶、修订家谱等)提供交流的场所,使得姓氏成员具备更便利的条件去使用宗族网络。¹就农村创业而言,也有调查发现以姓氏宗族为单位形成的社会网络会扮演孵化器的作用。以2009年北京大学国家发展研究院和花旗银行合作的“中国农村金融调查”为例,问卷搜集了湖南、黑龙江和云南三个省的村庄农民创业的资金来源信息。除自有资金外,亲戚借款是农民创业最重要的资金来源。特别是在债务存量低于10万元的小企业中,来自亲戚朋友的借款占总借款的比重甚至超过了50%。²再如,西南财经大学2011年“中国家庭金融调查(CHFS)”涉及了全国25个省份320个村庄家庭自营工商业生产经营的资金来源,也发现了类似的结论。在农村创业中,大概有30%的家庭向亲朋借款来生产经营,而使用民间金融机构借款的家庭仅为3%,使用银行贷款这样的正规融资渠道的创业家庭也只有14%。较之于正规融资渠道,农村创业家庭更多地依靠民间融资,且其中绝大多数民间融资来自亲朋借款。³

这些调查发现意味着,姓氏宗族作为非正式制度在农民创业中所扮演的重要角色,这在一定程度上会替代或补充正式制度的作用。遗憾的是,以往从正式制度与非正式制度相结合的视角分析其对农民创新创业影响的文献还比较有限。由于大规模数据的使用限制,进一步探讨二者相结合影响创业的作用机制的文献更是不多见。郭云南等(2013)、马光荣和杨恩艳(2011)、Zhang(2018)是创业文献中极少数讨论在制度环境不同的地方宗族组织对创业差异化影响的实证文献,发现正式制度与非正式的宗族组织之间相互替代,然而他们却忽略了非正式组织可能对正式制度的补充作用。

本文利用北京大学中国经济研究中心2006年和2011年两次回溯性的“村庄选举调查”以及结合1986—2008年农业部农村经济研究中心的“固定观察点调查”数据,考察了第一大姓当选村长对村民自主创业行为的影响及其作用途径。结果发现,如果选举产生的村长来自第一大姓,家庭以创业为

¹ 具体数据详见郭云南、张琳弋、姚洋,“宗族网络、融资与农民自主创业”,《金融研究》,2013年第9期,第136—149页。

² 具体数据和计算方法详见马光荣、杨恩艳,“社会网络、非正规金融与创业”,《经济研究》,2011年第3期,第83—94页。

³ 具体数据和计算方法请详见胡金焱、张博,“社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析”,《金融研究》,2014年第10期,第148—163页。

经营主业的概率会显著上升。运用断点回归的方法进行稳健性检验，结果依然成立。作用途径检验发现，当选的第一大姓村长，会增加村集体的公共事业支出，更好地维护村庄的社会治安，从而改善村民的创业环境。我们进一步发现，第一大姓村长之所以能够增加村民创业的可能性，并非完全因为他们本身为精英，或者由于选举的规范性而使他们更具有胜任力，更重要的是其背后大姓宗族的支持。在第一大姓氏宗族越强大的村庄，第一大姓当选对创业的促进作用越明显。这些结果反映了第一大姓在人口排序上的优势在改善村庄治理状况方面起到关键作用，并非替代而是加强了民主制度对创业的作用。

本文余下部分结构安排如下：第二部分是文献回顾，并试图指出本文的创新点，第三部分介绍数据，第四部分给出实证策略和计量模型，第五部分报告实证结果，第六部分探讨作用渠道，第七部分进一步讨论第一大姓氏宗族的作用，最后一部分为结论。

二、文献述评

在正式制度相对缺位的农村地区，非正式制度对农村投资、农民创新创业的影响因此变得非常重要。其中最突出的一支文献是关于宗族网络与创业的研究。尽管费孝通关于中国乡土社会“差序格局”属性的论述对后世产生了深远影响，以血缘为纽带的宗族因此而成为农村最重要和稳定的民间组织之一（费孝通，1998），但是对宗族与创业之间关系进行严肃分析的文章并不是很多。从搜集的资料看，Peng（2004）运用20世纪90年代中国村庄企业调查数据做了开创性的研究，结果发现姓氏网络可以促进村庄企业发展。阮荣平和郑风田（2012）运用中国社会综合调查（CGSS）更细致地探讨了宗族网络与乡村企业的关系，得出了相反的结论。从农户个体的角度探讨二者之间关系的研究也比较少有，在正规金融制度发展缓慢的情况下，因亲属关系而形成的社会网络可以缓解信息不对称所带来的种种问题，社会网络在农村信贷市场中发挥着重要作用（杨汝岱等，2011；Zhang，2018），并有助于自主创业（陈斌开和陈思宇，2018；马光荣和杨恩艳，2011；郭云南等，2013；胡金焱和张博，2014）。

虽然直接支持农民创业的政策尚不多见，但政府实施的一系列农业农村惠农政策对农民创新创业也产生了间接影响。比如村庄民主选举赋予了村民表达意愿和独立自主的权利，提高了村庄自治能力并增加对村干部的问责（Martinez-Bravo *et al.*，2011），增加村庄公共基础设施投资（Zhang *et al.*，2004），以及改善村庄的福利状况（Shen and Yao，2008），以致当地资源和制度环境的改善可能在很大程度上会激发创业的活力（Akgün *et al.*，2010；

Nee and Young, 1991)。最近的一些关于农业保险、农村医疗保险等政策对个体创业的研究也显示出显著的正向影响 (Cai *et al.*, 2015; 郭云南和王春飞, 2016)。

然而, 既往创业文献大多从政府政策或非正式制度的单纯视角来分析, 较少着眼于将正式制度与非正式制度相结合的视角。虽然农民创新创业离不开国家政策的扶持, 但也会依附于当地农村特有的乡土文化特征 (Chavan, 2013)。当今中国农村的农民表现为以民间组织 (如以传统血缘为纽带的宗族) 而形成的利益共同体 (费孝通, 1998), 以姓氏宗族为单位的群体仍然是农民互惠互助的重要隐形手段 (郭云南等, 2013), 这就决定了姓氏宗族作为最主要的一种非正式组织在一定程度上会替代或补充正式制度的作用。于是, 从正式制度与非正式制度相结合的视角分析农民创新创业的影响将显得尤为必要。

少数文献尝试从二者相结合的视角检验它们在促进创业中的交互影响, 然而难免会存在潜在的内生性问题。一种可能是村庄内部姓氏结构的差异会同时影响第一大姓当选和村民的创业行为 (遗漏变量问题)。比如, 村庄内部姓氏结构比较单一或者大姓人口比较集中的村庄, 得票率比较容易被大姓操纵, 选举的村长来自第一大姓的可能性将会更高 (郭云南和姚洋, 2014; Bassat and Dahan, 2012), 同时宗族人口规模大或凝聚力强也可以为村民创业提供民间融资的基础 (郭云南等, 2013)。另一种可能是“第一大姓当选”与村民创业行为互为因果。村民也许认为大姓村长对内游说能力强、对外关系网广, 也容易受到其背后宗族内部乃至村民的监督以及宗族固有规范的制约, 因此他们更有动力和能力去实施对村民的问责、加强基础设施、维护社会治安等方面, 进而改善创业环境 (Chen and Huhe, 2010; Xu and Yao, 2015; 郭云南等, 2012)。这就决定了村民将可能认为来自大姓的村长更有威望或胜任力以及能够实施代表民众偏好的政策, 进而投票支持大姓当选 (Munshi and Rosenzweig, 2008)。这两种可能性都将会导致“第一大姓当选”系数的估计偏误。

另一方面, 这些结合正式与非正式制度视角的文献结论大多认为非正式制度 (比如宗族、社会网络) 会替代正式制度的作用 (马光荣和杨恩艳, 2011; 郭云南等, 2013; Zhang, 2018)。与此相反, 最近国外的理论和实证文献指出, 由于正式制度在实施过程中的信息不对称问题可以依靠非正式组织 (具有风险偏好一致或血统相近的性质) 得到有效缓解, 从而在一定程度上对正式制度的效果反而起到补充作用 (De Janvry *et al.*, 2014; Dercon *et al.*, 2014)。以中国村庄为案例研究, 少数文献开始尝试从民间组织与正式选举制度相结合的视角, 也发现宗族组织加强了选举在村庄治理中的正面作用 (Tsai, 2007; Chen and Huhe, 2010; Xu and Yao, 2015; 郭云

南等，2012)。那么，为弄清正式制度与非正式制度之间的交互作用，除了考虑制度变量的内生性问题以外，更为重要的是需要探讨非正式制度在正式制度中所扮演的角色，遗憾的是创业文献中忽略了这一重要问题。

本文对现有的文献做了重要补充，可能体现在以下三个方面：首先，就创业领域的论文而言，本文基于宗族组织的非正式制度与正式的选举制度相结合的视角，首次探讨正式与非正式制度耦合下的农民创业行为；其次，考虑制度变量的内生性问题，采用断点回归（Sharp RDD）的计量技术，并从多个角度、运用多种模型设定进行了稳健性检验，使得我们的结论具有足够的说服力；最后，也是最为重要的是，我们还较为系统地检验了第一大姓当选促进创业的作用途径，并强调了第一大宗族对正式选举制度的补充作用。

三、数 据

本文数据来源于两方面，一是农业部农村经济研究中心的“固定观察点调查”（the National Fixed-Point Survey，以下简称 NFS），二是在此基础上北京大学中国经济研究中心于 2006 年和 2011 年进行的两次回溯性的“村庄选举调查”（the Village Democracy Survey，以下分别简称 VDS2006 和 VDS2011）。NFS 为我们提供了 1986—2008 年全国 11 个省 77 个村庄 8 493 户家庭的面板数据。⁴它涵盖了家庭经营主业及其主要收入来源等详尽的收入支出信息，以及本文使用的村庄特征变量。VDS2006 记录了 220 个村庄 1986—2006 年的乡村村委会选举及姓氏宗族等信息，包括选举产生的村长的姓氏及其人口特征，村庄前两大姓氏及相应的人口比例；VDS2011 进一步丰富了这些村庄的姓氏结构和选举信息，额外拓展了 100 个村庄的前四大姓氏及其人口比例，以及村委会选举的信息更新。我们将固定观察点调查的村庄数据与选举调查数据进行合并，从而得到 1986—2008 年全国范围内 243 个村庄的面板数据，以及 11 个省 77 个村庄 8 493 户家庭的面板数据作为本文实证分析的基础。其中，创业和村庄特征变量的信息均来源于 NFS，选举和姓氏宗族的信息来源于 VDS。

本文感兴趣的自变量是第一大姓是否当选为村长。自 1982 年新宪法颁布起，农村村民委员会选举逐步推向全国，重点是村长的选举。图 1 描述了当选村长来自第一大姓的比例。随着时间的推移，越来越多的村庄开始选举产生村长，且村长来自第一大姓比例基本稳定，第一大姓当选的比例为 46% 左右，高于第二大姓当选的比例 15%。该结果一定程度上依赖于村庄的姓氏人

⁴ NFS 没有获取 1992 年和 1994 年的数据，1986—2008 年（1992 年和 1994 年除外）都有调查的农户为 2 397 户，占总户数的 28.2%。

口分布结构。图2显示了样本村庄中前两大姓氏人口比例的密度分布。我们发现第一大姓氏和第二大姓氏人口比例平均值分别为42%和17%。根据我们计算样本中76%的村庄有多于10个姓,说明绝大多数村庄姓氏结构较分散,并没有数量占绝对优势的大姓。

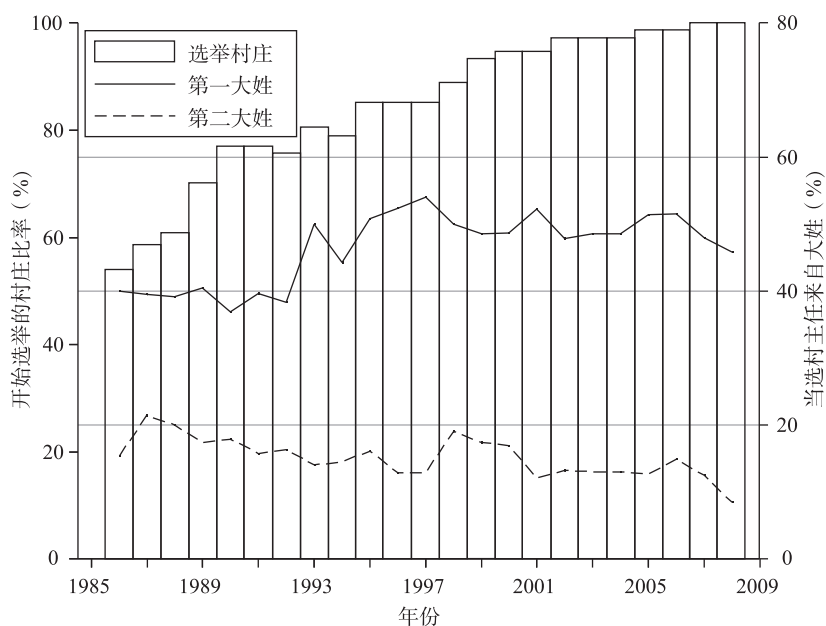


图1 当选村主任来自大姓的比例

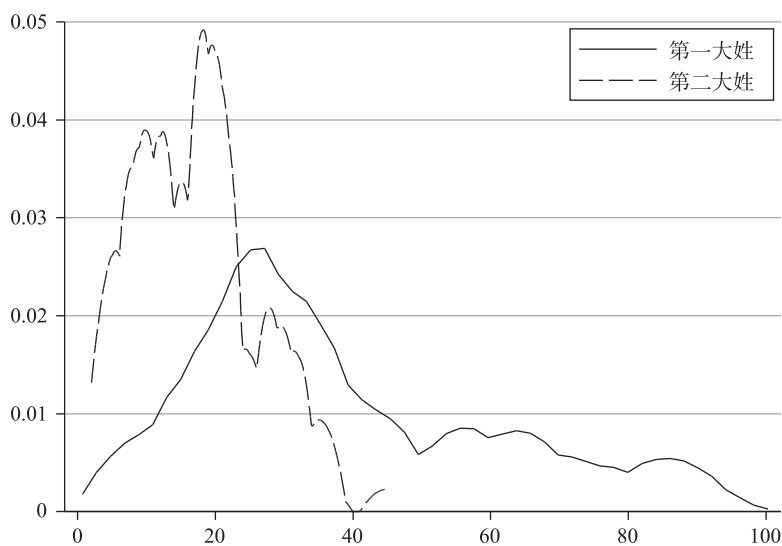


图2 村庄前两大姓氏比例的密度分布

被解释变量为“家庭是否以创业为经营主业（是=1；否=0）”。NFS数据中涉及每年家庭的经营主业以及家庭收入主要来源。⁵在8493户家庭中，平均每年有16.2%的家庭以从事自主创业（也即非农自主经营）为主⁶，14.2%的家庭以从事受雇非农（包括外出打工）为主，剩下的69.6%的家庭主要从事农业生产。各变量描述性统计见表1。

表1 描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------------------|-------|--------|--------|-------|---------|
| 家庭变量（8493户家庭，1986—2008年）： | | | | | |
| 家庭是否以创业为主业（是=1；否=0） | 92328 | 0.162 | 0.369 | 0 | 1 |
| 户主年龄 | 92749 | 53.826 | 11.253 | 18 | 93 |
| 男性户主 | 92749 | 0.917 | 0.276 | 0 | 1 |
| 配偶受教育年限 | 92749 | 4.450 | 3.261 | 0 | 15 |
| 家庭人均土地面积（亩） | 92751 | 10.706 | 23.604 | 0 | 695.6 |
| 家庭健康水平差的人口比例（%） | 92749 | 17.039 | 28.818 | 0 | 100 |
| 家庭人口抚养比 | 92751 | 0.739 | 0.835 | 0 | 12 |
| 村庄变量（243个村，1986—2008年）： | | | | | |
| 第一大姓当选 | 4157 | 0.378 | 0.485 | 0 | 1 |
| 第一大姓候选人的得票率（%） | 831 | 54.200 | 31.014 | 0 | 99.708 |
| 公共事业支出占比（%） | 5097 | 16.192 | 18.867 | 0 | 100 |
| log地均民事纠纷起数 | 2442 | 0.003 | 0.019 | 0 | 0.518 |
| log村庄人口数 | 4279 | 0.899 | 0.350 | 0.102 | 2.485 |
| 人均村资产（千元） | 4279 | 2.830 | 14.157 | 0.001 | 446.908 |
| 非农劳动力比例（%） | 4279 | 45.831 | 24.719 | 0 | 100 |
| 人均土地面积（亩） | 4279 | 7.141 | 12.358 | 0.034 | 112.549 |
| 村平均受教育年限 | 4279 | 6.965 | 1.405 | 0.094 | 10.286 |

⁵ 审稿专家指出，家庭经营主业报告偏向于主观，可能存在测量误差问题。审稿专家建议按照生产规模对家庭创业进行重新识别，保证估计结果的稳健性。为此，我们在后续回归中，按照家庭生产规模和类型对创业家庭进行分类，定义小规模创业家庭和大规模创业家庭、个体户形式和私营企业形式创业家庭的虚拟变量，并以这些虚拟变量作为被解释变量重新回归方程（1）。结果发现，第一大姓当选主要带动小规模、个体户形式的家庭创业，而对大规模、私营企业形式的家庭创业影响不大。当然，由于大规模或私营企业创业家庭的样本量偏小，后者结论还有待检验。感谢审稿专家极富建设性的建议。

⁶ 自主创业是个比较宽泛的概念，它既包括养殖业（占比31.84%），商业、餐饮和服务业（占比22.01%）等小规模经营，也包括规模较大的私营企业经营（正式注册）（占比12.03%），或以工业（占比8.45%）、建筑业（占比3.92%）、运输业（占比11.66%）、其他（占比10.10%）为主的家庭经营（没有注册）。这意味着中国农村大部分家庭仍以小规模自主创业为主，从事规模较大的家庭经营或私营企业经营的家庭相对较少。

(续表)

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------|-------|--------|--------|-----|-------|
| 迁出人口比例(%) | 4 279 | 16.757 | 16.223 | 0 | 100 |
| 基尼系数 | 4 279 | 0.293 | 0.104 | 0 | 0.885 |

注：公共事业支出占比定义为公共事业支出占村集体财务总支出的比例。非农劳动力比例定义为从事非种植业为主的劳动力占全村劳动力人数的比值。村平均受教育年限为劳动力的教育水平（文盲、小学毕业、初中毕业、高中毕业及以上）按照相应的人口比例进行加权平均。人均村资产为年末村集体的固定资产总值，并按照2008年农村居民的物价水平调整。

四、实证策略与计量模型

(一) 固定效应估计

为检验第一大姓当选对农民创业的影响，我们采用如下固定效应估计方程：

$$y_{it} = \beta D_{vt} + \gamma x_{it} + \alpha_v + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中， y_{it} 定义为家庭是否以创业为经营主业的虚拟变量， D_{vt} 为选举产生的村长是否来自第一大姓氏的虚拟变量，是则为1，否则赋值为0。 x_{it} 为一组可能影响家庭创业的家庭特征变量和村庄特征变量，其中家庭特征变量包括文献中常采用的户主年龄、性别、配偶受教育年限、家庭人均土地面积、家庭健康水平差的人口比例以及家庭人口抚养比。村庄特征变量主要包括村庄人口数、人均村集体的固定资产总值、非农劳动力比例、人均土地面积、村平均受教育年限、迁出人口比例、基尼系数等。 α_v 和 λ_t 分别为村庄固定效应和年份固定效应。 β 是我们所关心的系数，我们预期该系数的符号为正。

(二) 断点回归设计 (RDD)

RDD 识别策略的基本思想是利用制度规则上的不连续特征，这种制度规则使得当某个可观测的特征变量（驱动变量，Forcing Variable）等于或大于某个阈值（断点）时，经济个体就会受到处理（Treatment）。只要经济个体不能完全操纵驱动变量，那么因变量的非连续变动就可以视为由处理状态引起的。根据村庄选举制度设计的特点，首先村庄会进行若干轮初选，投票产生两名村长的正式候选人，再经过最后一轮投票，产生当选村长，即得票率高的候选人就可以当选村长：

$$D_{vt} = \begin{cases} 1, & z_{vt} \geq 0 \\ 0, & z_{vt} < 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中， D_{vt} 为处理状态变量，此处表示村庄 v 在 t 年第一大姓是否当选，当选则取值为1，否则为0； z_{vt} 表示第一大姓候选人的得票率（%）。式（2）表明 D_{vt} 是得票率 z_{vt} 的非连续函数，50%为断点，即无论 z_{vt} 如何接近50%， D_{vt} 都不会发生变化，直到 z_{vt} 等于50%。RDD 研究文献中将变量 z_{vt} 称作驱动变

量。如果式(2)成立,且驱动变量不能完全被操纵,则对如下方程回归即可得到第一大姓当选对创业变量 Y 的因果性影响:

$$y_{ivt} = \beta D_{vt} + f(z_{vt}) + \gamma x_{ivt} + \alpha_v + \lambda_t + \varepsilon_{ivt}, \quad (3)$$

其中, $f(z_{vt})$ 是 z_{vt} 的一个多项式函数。式(2)成立时,我们称所采用的RDD为清晰断点回归(Sharp RDD)。基于村庄选举制度设计的特点,得票率高的候选人当选。如果我们把样本限制在第一大姓与对手的得票率相近的小区域内,我们可以认为得票率在断点两侧的候选人近似随机分布,将断点之前和之后的候选人分别作为控制组和实验组,就可以识别出在断点处的局部平均处理效应(LATE)。

在具体操作上,我们利用断点两侧的样本进行局部线性回归(Local Linear Regression)来实现,即最小化式(4):

$$\sum_{i, v, t} 1\{-h \leq z_{vt} - c \leq h\} \times (y_{ivt} - \beta D_{vt} - f(z_{vt}) - \gamma x_{ivt} - \alpha_v - \lambda_t)^2, \quad (4)$$

其中,局域样本限制为 $-h \leq z_{vt} - c \leq h$, c 为断点(此处为50%), h 为带宽。⁷在随后的估计中,我们借鉴雷晓燕等(2010)、张川川和陈斌开(2014)以及Xu and Yao(2015)的做法,采用一阶段多项式函数 $f(z_{vt}) = \rho_0(z_{vt} - c) + \rho_1(z_{vt} - c) \times D_{vt}$,使用三角函数核⁸,根据Imbens and Kalyanaraman(2012)计算最优带宽,同时控制二阶多项式函数来估计以充分表明结果的稳健性。

五、实证结果

(一) 固定效应估计

表2报告了第一大姓当选影响村民自主创业的固定效应估计结果。⁹结果发现,相比其他姓氏当选的村庄,村民创业的可能性在第一大姓当选的村庄会更高。从第(4)列可以看出,相比其他姓氏当选村长的村庄,村民创业的概率在第一大姓当选的村庄中将高出3.68个百分点,或提升整体创业水平的22.7% (=0.0368/0.1623)。考虑到正式选举制度规范性为选举注入竞争机

⁷ 在实际应用中,存在估计精确性与内部有效性的权衡,较早的文献建议报告不同带宽选择下的估计结果以检验结果的稳健性,例如Angrist and Pischke(2008)、Imbens and Lemieux(2008)、Lee and Lemieux(2010)等。但在最近的一篇文献中,Imbens and Kalyanaraman(2012)提出了一种计算最优带宽的方法。

⁸ 如Lee and Lemieux(2010)指出,局部线性拟合(Local Linear Regression)中最优或常用的核函数为直角(Rectangular)和三角(Triangular)核函数。因为他们是利用数据点到断点的距离来衡量权重的大小,数据点离断点的距离越近,其权重也就越大。但在实际的估计中,核函数的选取对估计结果的影响并不是很大。

⁹ 审稿专家指出,村支书来自第一大姓是否对创业有影响。在回归方程(1)的基础上我们分别额外添加了“当选村支书来自第一大姓”“村长和村支书一肩挑”“当选村长与村支书同姓”以及这些变量与“当选村长来自第一大姓(第一大姓当选)”的交互项,并重新进行回归。我们发现,当选村支书来自第一大姓对创业的直接作用并不明显。感谢审稿专家富有建设性的建议。

制,从而促使能人当选村长,从而更可能带动村民创业而发家致富(Xu and Yao, 2015; Shen and Yao, 2008; Munshi and Rosenzweig, 2008),第(5)列和第(6)列额外控制了选举规范性特征和当选村长的个人特征变量,第一大姓当选的系数仍然显著为正,且与第(4)列系数几乎相当。

表2 第一大姓当选影响村民创业的基本结果

| | 因变量: 家庭是否以创业为主业 (是=1; 否=0) | | | | | |
|--------------|----------------------------|----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | OLS | OLS | FE | FE | FE | FE |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 第一大姓当选 | 0.0758*** (0.0280) | 0.0617** (0.0279) | 0.0374** (0.0171) | 0.0368** (0.0153) | 0.0350** (0.0138) | 0.0391*** (0.0124) |
| Log 村庄人口数 | | | | 0.0024 (0.0349) | 0.0148 (0.0316) | 0.0219 (0.0319) |
| 人均村资产(千元) | | | | 0.0023 (0.0020) | 0.0025 (0.0020) | 0.0025 (0.0020) |
| 非农劳动力比例(%) | | | | 0.0007 (0.0005) | 0.0007 (0.0006) | 0.0008 (0.0005) |
| 人均土地面积(亩) | | | | 0.0020 (0.0015) | 0.0020 (0.0015) | 0.0020 (0.0014) |
| 村平均受教育年限 | | | | 0.0032 (0.0100) | 0.0015 (0.0085) | 0.0030 (0.0084) |
| 迁出人口比例(%) | | | | -0.0015*** (0.0005) | -0.0017*** (0.0005) | -0.0018*** (0.0005) |
| 基尼系数 | | | | -0.1296 (0.0863) | -0.1507* (0.0868) | -0.1241 (0.0802) |
| 年份固定效应 | | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 村庄固定效应 | | | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 家庭特征变量 | | | | 是 | 是 | 是 |
| 选举规范性 | | | | | 是 | 是 |
| 当选者个人特征 | | | | | | 是 |
| 因变量的均值 | 0.1623 | 0.1623 | 0.1623 | 0.1623 | 0.1623 | 0.1623 |
| Observations | 92 328 | 92 328 | 92 328 | 92 326 | 92 326 | 92 326 |
| R-squared | 0.0105 | 0.0553 | 0.2216 | 0.2316 | 0.2346 | 0.2377 |

注:被解释变量为家庭是否以创业为主业(是=1;否=0),关键解释变量为第一大姓当选的虚拟变量。家庭特征变量包括户主年龄、性别、配偶受教育年限、家庭人均土地面积、家庭健康水平差的人口比例以及家庭人口抚养比。选举规范性包括村民直接提名、差额选举、设有秘密写票处、候选人发表演说、流动票箱等变量。当选者个人特征为性别、年龄、解放前为贫农、共产党员、前任村干部、具有选举经验、“文化大革命”中受到冲击。括号内为村庄水平上计算的聚集标准误。***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

(二) RDD 估计

根据 RDD 的识别策略，本文以“第一大姓候选人的得票率(%)”作为驱动变量，估计第一大姓当选对农民创业的影响。为此，我们需要将样本限制在最后两位候选人都有选票，且两位候选人分别来自第一大姓和其他姓氏的样本。初始样本为选举 1 436 次，观测值为 4 279 个。当限制在两位候选人都有选票后，样本为选举 1 290 次，观测值为 3 845 个。我们进一步将样本限制在第一大姓参选的情况，则样本为选举 481 次，观测值为 1 443 个。最后，我们去除同姓参与竞选的情况，则样本最终为 274 次选举，观测值为 831 个。

1. 图形分析

图 3 为设定了第一大姓候选人的得票率为 2.5% 的箱体内存家庭创业可能性的平均值，以及在断点两侧的局部线性回归 (Local Linear Regression) 拟合。图 3 显示家庭是否以创业为经营主业在断点 50% 处存在明显的向上跳跃，从而初步表明第一大姓当选可以促进创业。¹⁰

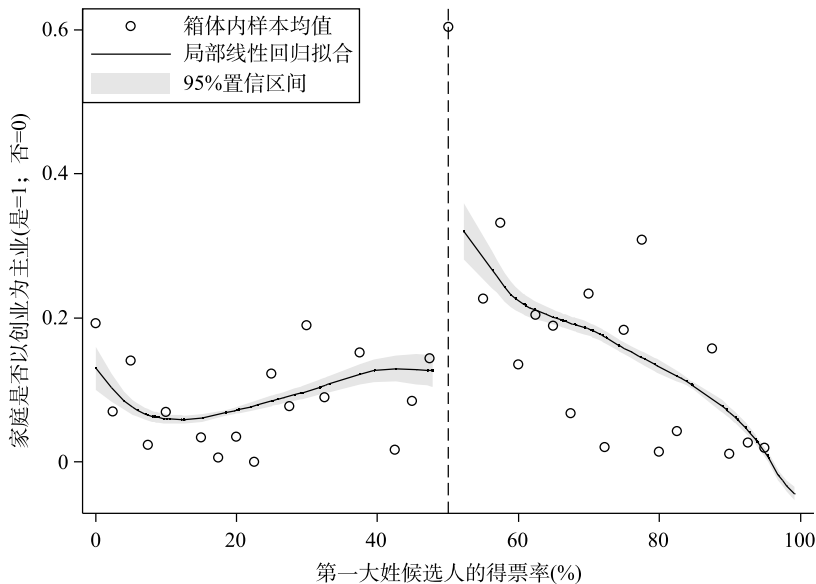


图 3 第一大姓候选人的得票率与农民创业

2. 回归结果

表 3 报告了对方程 (2) 进行 Sharp RDD 的估计结果。为了便于比较，第 (1) — (4) 列报告了固定效应的参数估计结果，第 (5) 和 (6) 列为 RDD

¹⁰ 感谢审稿专家的建议，我们额外按照第一大姓候选人的得票率为 5% 和 10% 作为带宽划分标准，重新调整图 3，基本结论没有显著变化。

非参数估计结果。¹¹其中,第(1)列将样本限制为两位候选人都有选票的样本(选票样本),第(2)列将样本限制为有选票,且有第一大姓参与竞选的样本(大姓竞选样本)。我们发现,当样本限制在大姓竞选样本后,第一大姓当选的系数从0.0368(如表2第(4)列)提高到0.0681(如表3第(2)列)。第(3)和(4)列进一步将样本限制为第一大姓参与竞选,且其得票率与落选者的得票率比较相近的选举样本,其中第(3)列中第一大姓候选人的得票率跨度为40%—60%,第(4)列中第一大姓候选人的得票率跨度为35%—65%。我们发现,当样本进一步缩小为两位候选人得票率相近的样本后,第一大姓当选的估计系数显著且进一步增加。第(3)列和第(4)列显示,第一大姓当选的估计系数从0.0681(如表3第(2)列)增加到0.1404—0.1685,增加幅度为2倍多。第(5)和(6)列为“第一大姓候选人的得票率(%)”作为驱动变量的非参数估计结果。本文根据 Imbens and Kalyanaraman (2012) 计算最优带宽,以50%为断点,在两侧分别采用局部线性回归(Local Linear Regression)拟合,并报告拟合值在断点处的差额,括号内为1 000次 Bootstrap 标准误。其中,第(5)列的估计系数为一阶多项式拟合,第(6)列的估计系数为二阶多项式拟合。结果显示,当采用清晰断点回归(Sharp RDD)试图克服内生性问题后,RDD的估计系数(表3第(5)列)类似于固定效应估计系数(表3第(3)和(4)列),主要结论也没有产生显著变化。

表3 第一大姓当选影响创业的 RDD 估计结果

| 选票样本 | 大姓竞选 | 得票率(%) | 得票率(%) | 一阶多项式 | 二阶多项式 | |
|--------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 样本 | 位于 [40, 60] | 位于 [35, 65] | 拟合 | 拟合 | |
| FE | FE | FE | FE | RDD | RDD | |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | |
| 第一大姓当选 | 0.0346** (0.0161) | 0.0681*** (0.0226) | 0.1685** (0.0602) | 0.1404*** (0.0349) | 0.1129** (0.0507) | 0.1566*** (0.0550) |
| Observations | 86 418 | 16 948 | 1 171 | 3 048 | 16 948 | 16 948 |
| R-squared | 0.2334 | 0.1753 | 0.3189 | 0.2130 | | |

注:被解释变量为家庭是否以创业为主业(是=1;否=0),关键解释变量为第一大姓当选的虚拟变量。前四列为固定效应估计结果,括号内为村庄水平上聚集标准误,所有结果均控制了家庭特征变量、村庄特征变量以及村庄固定效应和年份固定效应。后两列为 RDD 估计结果。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

¹¹ 为了尽量保持与固定效应的参数估计结果一致,我们首先估计一个标准的固定效应模型,通过控制家庭特征变量、村庄特征变量以及村庄固定效应和年份固定效应等,得到被解释变量的残差,并以此残差为新的被解释变量进行 RDD 非参数估计。

3. 有效性检验

检验驱动变量是否具有选择性的一种方法是检验驱动变量密度函数在断点处的连续性 (McCrary, 2008; Imbens and Lemieux, 2008)。我们依据 McCrary 检验步骤在图 4 中给出了驱动变量——第一大姓候选人的得票率 (%)——的密度函数, 显示该变量密度函数在 50% 附近没有明显跳跃的迹象¹², 因此可以认为断点附近不存在操纵驱动变量的问题。

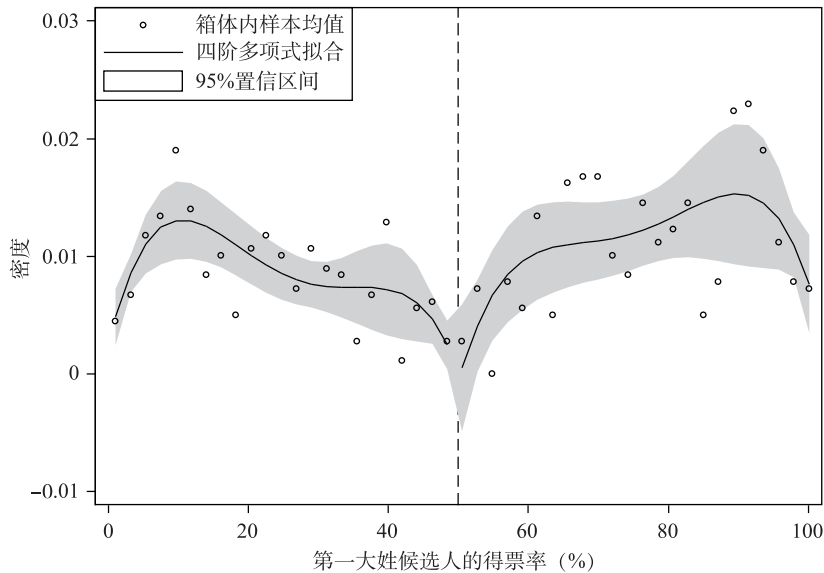


图 4 第一大姓候选人的得票率作为驱动变量的密度函数

六、作用途径分析：村庄治理

大姓当选村长对村民创业行为的直接影响是通过何种途径实现的? 以往关于农民创业的文献, 大多从农民自身或其家庭因素考虑创业能力, 比如最直接的融资能力 (郭云南等, 2013)、受教育程度以及社会网络关系 (Zhang, 2018; 陈斌开和陈思宇, 2018; 马光荣和杨思艳, 2011) 等, 少部分从整个村庄的宏观治理环境出发来解释农民的创业行为。比如, 农村基础设施、资源禀赋、地域风貌等正是农村农民创新创业不可或缺的乡土因素 (Grande, 2011; Akgün *et al.*, 2010; Nee and Young, 1991)。我们猜想, 当选的第一大姓村长可以通过改善村庄治理状况, 为村民的创业行为提供一个良好的外界环境。为此, 我们以村集体的公共事业支出、村庄的社会治安等反映村庄

¹² 根据 McCrary (2008) 的检验步骤, 设定了第一大姓候选人的得票率为 2.15% 的箱体内出现频数的平均值, 以及在断点两侧的四阶段多项式拟合。我们计算断点两侧的系数之差为 -0.0008, 标准差为 0.0038, 因此可以拒绝在断点 0 附近存在跳跃的原假设。

治理状况的指标作为中介变量, 检验来自第一大姓的村长是否通过改善村庄治理环境来促进村民自主创业。

我们定义村集体的公共事业支出占比为公共事业支出占整个村集体行政支出的比例, 同时利用民事纠纷起数来反映村庄的社会治安状况, 并定义村民纠纷为村庄的民事纠纷起数与村庄土地面积比值的对数值。¹³根据 Baron and Kenny (1986) 的建议, 我们进行中介效应检验。

表 4 第 (1) — (4) 列报告了第一大姓当选对村庄治理变量的固定效应结果。其中, 第 (1) — (2) 列被解释变量为公共事业支出占比, 第 (3) — (4) 列被解释变量为地均民事纠纷起数的对数值。结果发现, 相比其他姓氏当选, 第一大姓当选村长会显著提高村集体的公共支出在整个村集体支出中的比例, 并显著减少村民之间的纠纷。表 4 第 (5) — (6) 列报告了将第一大

表 4 第一大姓当选、村庄治理与创业

| | 公共事业支出占比 | | log 地均民事纠纷起数 | | 家庭是否以创业为主业 | |
|--------------|----------|----------|--------------|------------|------------|------------|
| | FE | FE | FE | FE | FE | FE |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 自变量: | | | | | | |
| 第一大姓当选 | 0.0232** | 0.0247** | -0.0007* | -0.0011*** | 0.0374*** | -0.0096 |
| | (0.0109) | (0.0110) | (0.0004) | (0.0004) | (0.0041) | (0.0063) |
| 中介变量: | | | | | | |
| 公共事业支出占比 | | | | | 0.0265*** | |
| | | | | | (0.0065) | |
| log 地均民事纠纷起数 | | | | | | -0.2922*** |
| | | | | | | (0.0735) |
| 选举规范性 | | 是 | | 是 | 是 | 是 |
| 当选者个人特征 | | 是 | | 是 | 是 | 是 |
| 因变量的均值 | 0.1620 | 0.1620 | 0.0034 | 0.0034 | 0.1612 | 0.2164 |
| Observations | 3 228 | 3 228 | 2 408 | 2 408 | 87 937 | 56 660 |
| R-squared | 0.2401 | 0.2419 | 0.4754 | 0.4839 | 0.2338 | 0.2613 |

注: 第 (1) — (4) 列被解释变量为中介变量, 第 (5) — (6) 列被解释变量为家庭是否以创业为主业 (是=1; 否=0)。上述结果均为固定效应估计结果, 括号内为稳健性标准差。第 (1) — (4) 列均控制了村庄特征变量、村庄固定效应和年份固定效应, 第 (5) — (6) 列还额外控制了家庭特征变量。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

¹³ 作为稳健性检验, 我们定义村民纠纷为村庄的民事纠纷起数与村庄总户数比值的对数值, 本文的主要结果没有显著变化。

姓当选和中介变量同时放入创业的回归方程时的固定效应估计结果。我们发现，公共事业支出占比的回归系数显著为正，地均民事纠纷起数的回归系数显著为负，第一大姓当选的回归系数以及显著性水平都明显降低（相比表2第（6）列的结果）。这意味着公共事业支出和村民纠纷的中介效应显著，也就是说，第一大姓村长可以通过改善公共基础设施，以及更好地维护村庄的社会治安，为村民自主创业提供良好的环境与支持。值得指出的是，第（5）和（6）列显示，相比公共事业支出，村庄的社会治安对村民创业的中介作用更加显著。从样本数据来看，这一点不难理解。目前农民的创业类别主要是以小规模的餐饮、养殖业为主，或者表现为个体户形式，而规模较大的工业、建筑业以及运输业的家庭自主经营或私营企业形式的家庭创业类别比较少。从公共品投资的种类看，村委会主要用于乡村公路的修建和改造，因此，农民小规模或个体户形式的创业对公共基础设施的依赖性暂时还不能充分体现，短期内还是依附于良好的经营秩序。

七、进一步讨论：第一大姓氏宗族

如实证结果显示，相比其他姓氏当选，第一大姓村长可以通过增加公共事业支出、维护村庄社会治安，为村民自主创业提供支持。进一步地，这种正式的选举制度与非正式的宗族组织相结合在村庄治理和村民创业中发挥作用的机制是什么？以往文献主要有两种解释：第一，精英政治。在研究印度的村级选举中，Munshi and Rosenzweig（2008）发现往往比较能干的优势种姓候选人，村民愿意投票支持他，同时他对村级事务比较关心且更加对其村民负责。另外，正式选举制度规范性的加强，为选举注入竞争机制，也能提高候选人的胜任力，从而加强当选者对人民负责的责任感（Xu and Yao, 2015；Shen and Yao, 2008）。

为此，我们考虑将当选村长的个人特征，如性别、年龄、受教育年限、是否中共党员、家庭成分、是否前任村干部、是否具备选举经验等，作为控制变量加入创业模型（2）和中介效应检验模型。我们还在这些检验模型中控制了刻画选举规范性的虚拟变量，包括是否村民直接提名候选人、是否差额选举、是否设立秘密写票处、候选人是否需要发表演说、是否采用了流动票箱等信息。从创业结果来看，表2第（5）列和第（6）列额外控制了选举规范性和当选村长的个人特征变量，第一大姓当选的系数仍然显著为正，反而比第（4）列系数还略高。从村庄治理结果来看，相比表4第（1）列和第（3）列，表4第（2）列和第（4）列额外控制了选举规范性和当选村长的个人特征变量，第一大姓当选的回归系数也有所提高。这意味着，当选的第一大姓村长之所以能够改善村治环境，进而促进村民自主创业，并非完全因为他们本身个人能力强、或者由于选举的规范竞争而使得他们更具备胜任力。

第二,第一大姓氏宗族的力量。由于当选村主任身处第一大宗族中,其行为更可能被族人乃至整个村民监督,并受宗族固有规范的制约,因此他们更有意愿或动力去提高为人民服务的责任感(Chen and Huhe, 2010)。更重要的是,来自第一大姓的村长依托其背后的宗族力量,更有能力去增加公共品或服务支出、优化村庄的基础设施、协调村民之间的纠纷等,从而改善村庄的治理状况。例如郭云南等(2012)指出来自第一大姓的村主任由于获得背后宗族的支持,更容易凝聚人心而从村民那里收费。进一步地, Xu and Yao (2015)、Chen and Huhe (2010) 还发现他们可以借助大姓宗族的力量,防止少数人的搭便车行为,将累积的资源用于投资更多的公共品建设。我们猜想,如果第一大姓村长借助其背后宗族的力量,改善村庄治理状况和促进村民创业,那么这种影响在第一大姓氏宗族更加发达的村庄中将会更明显。

为此,我们将第一大姓氏宗族的发达程度指标与第一大姓当选变量的交互项添加到创业方程(1)中,重新进行固定效应估计。本文参考郭云南等(2012, 2013)并采用“第一大姓氏的人口比例(%)”,“第一大姓氏在改革开放前是否有祠堂或家谱”,以及“第一大姓氏在改革开放前是否有宗族仪式活动”三个指标来度量第一大姓氏宗族的发达程度。结果如表5所示。我们发现,第一大姓当选变量及其与宗族变量的交互项均显著为正,这意味着,第一大姓当选对村民创业的正向影响在第一大姓人口比例高、第一大姓氏有祠堂或家谱以及第一大姓氏有宗族仪式活动的村庄中更加明显。这种正式与非正式制度相结合所产生的正向效应,也进一步强调了姓氏宗族对正式选举制度的补充作用。¹⁴

表5 第一大姓当选影响村民创业:宗族发达程度

| 因变量:家庭是否以创业为主业(是=1;否=0) | | | | | | |
|-------------------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | FE | FE | FE | FE | FE | FE |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 第一大姓当选 | 0.0211** | 0.0222*** | 0.0332*** | 0.0308*** | 0.0258*** | 0.0290*** |
| | (0.0082) | (0.0085) | (0.0040) | (0.0040) | (0.0038) | (0.0039) |
| ~×第一大姓人口比例 | 0.0004** | 0.0005** | | | | |
| | (0.0002) | (0.0002) | | | | |

¹⁴ 审稿专家认为,如果第一大姓当选所带来的好处是普惠性的,而不仅仅是偏向第一大姓,那么宗族作为非正式制度对正式选举制度的补充作用的说法才可能比较得当。为此,我们将个体创业样本划分为第一大姓家庭和非第一大姓家庭,并检验第一大姓当选对这两类家庭创业行为的影响是否有明显差异。首先我们定义家庭类别的虚拟变量,当家庭来自第一大姓则为1,否则为0,然后将该变量与第一大姓当选变量的交互项添加到方程(1)中,并重新进行固定效应估计。结果发现,这一交互项系数为正,但是统计意义上并不显著。因此,我们认为当选的第一大姓村长促进村集体的公共事业支出,更好地维护村庄的社会治安,这些改善村民创业环境的好处并不只是偏向于第一大姓,而可能是普惠性的。感谢审稿专家的建议。

(续表)

| 因变量：家庭是否以创业为主业（是=1；否=0） | | | | | | |
|-------------------------|--------|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | FE | FE | FE | FE | FE | FE |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ~×改革开放前祠堂或家谱 | | | 0.0304*** | 0.0370*** | | |
| | | | (0.0110) | (0.0110) | | |
| ~×改革开放前宗族仪式活动 | | | | | 0.0885*** | 0.0825*** |
| | | | | | (0.0146) | (0.0145) |
| 选举规范性 | | 是 | | 是 | | 是 |
| 当选者个人特征 | | 是 | | 是 | | 是 |
| Observations | 92 326 | 92 326 | 92 326 | 92 326 | 92 326 | 92 326 |
| R-squared | 0.2317 | 0.2377 | 0.2354 | 0.2378 | 0.2322 | 0.2381 |

注：被解释变量为家庭是否以创业为主业（是=1；否=0），关键解释变量为第一大姓当选的虚拟变量及其与第一大姓氏宗族发达程度的交互项。上述所有结果均控制了如表2所示的家庭特征和村庄特征变量、村庄和年份的固定效应。选举规范性包括村民直接提名、差额选举、设有秘密写票处、候选人发表演说、流动票箱等变量。当选者个人特征为性别、年龄、解放前为贫农、共产党员、前任村干部、具有选举经验、“文化大革命”受到冲击。括号内为稳健性标准差。***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

八、主要结论

本文使用北京大学中国经济研究中心2006年和2011年两次回溯性的“村庄选举调查”以及结合1986—2008年农业部农村经济研究中心的“固定观察点调查”数据，考察了第一大姓当选村长对村民自主创业行为的影响及其作用途径。结果发现，相比其他姓氏当选村长，如果选举产生的村长来自第一大姓，家庭以创业为经营主业的概率会显著上升。运用断点回归估计方法进行稳健性检验，主要结果依然成立。作用途径检验发现，当选的第一大姓村长，会提高村集体的公共事业支出比例，并更好地维护村庄的社会治安，降低村民之间的民事纠纷，从而为村民的自主创业提供一个良好的宏观环境。我们还发现，第一大姓村长之所以能够增加村民创业的可能性，并非完全因为他们本身为精英，或者由于选举的规范性而使他们更具有胜任力，更重要的是其背后大姓宗族的支持。在第一大姓氏宗族越强大的村庄，第一大姓当选对创业的促进作用越明显。这些结果反映了第一大姓在人口数量上的优势在改善村庄治理状况方面起到的关键作用，并强调了大姓宗族对民主制度的补充作用。

本文的发现还具有较明显的政策含义。随着“三农”问题的凸显，以及

城镇化进程的不断加快,大量失地农民逐步涌现,政府要保障失地农民的生存权,更为重要的是保障他们的发展权,创业因此给失地农民提供了一条保障发展权的可持续道路。近年来虽然政府政策为农民创业提供条件和机会,但农村当地自身的创业环境(比如社会治安、公共基础设施、乡土文化等)也是不可或缺的孵化器(Chavan, 2013; Grande, 2011; Akgün *et al.*, 2010)。本文的研究发现,如果选举产生的村长来自村庄中的第一大姓氏,那么村民的创业活动会明显增加。当由选举产生的正式制度与大姓宗族的非正式组织相结合时,来自第一大姓的村长基于背后的宗族力量,可以改善村庄的公共基础设施,培植良好的经营秩序,从而优化村民的创业环境。这里不仅强调了第一大宗族的文化特征对创业的影响,而且在一定程度上补充了正式制度因素对创业的促进作用。

参考文献

- [1] Angrist, J., and J. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- [2] Akgün, A., P. Nijkamp, T. Baycan, and M. Brons, "Embeddedness of Entrepreneurs in Rural Areas: A Comparative Rough Set Data Analysis", *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 2010, 101 (5), 538-553.
- [3] Bassat, A., and M. Dahan, "Social Identity and Voting Behavior", *Public Choice*, 2012, 151 (1-2), 193-214.
- [4] Baron, R. M., and D. A. Kenny, "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6), 1173-1182.
- [5] Cai, H., Y. Chen, H. Fang, and L. Zhou, "The Effect of Microinsurance on Economic Activities: Evidence from a Randomized Field Experiment", *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (2), 287-300.
- [6] Chavan, S. P., "Role of Agriculture and Rural Entrepreneurship in Rural Development of India", *Indian Streams Research Journal*, 2013, 3 (3), 1-5.
- [7] Chen, J., and N. Hube, "Social Networks, Informal Accountability, and Public Goods Provision in Rural China: A Reassessment", American Political Science Association 2010 Annual Meeting, 2010.
- [8] 陈斌开、陈思宇, "流动的社会资本: 传统宗族文化会否影响移民就业", 《经济研究》, 2018年第3期, 第35—49页。
- [9] De Janvry, A., V. Dequiedt, and E. Sadoulet, "The Demand for Insurance against Common Shocks", *Journal of Development Economics*, 2014, 106, 227-238.
- [10] Dercon, S., R. Hill, D. Clarke, I. Outes-Leon, and A. Taffesse, "Offering Rainfall Insurance to Informal Insurance Groups: Evidence from a Field Experiment in Ethiopia", *Journal of Development Economics*, 2014, 106, 132-143.
- [11] 费孝通, 《乡土中国 生育制度》。北京: 北京大学出版社, 1998年。
- [12] Grande, J., "New Venture Creation in the Farm Sector-critical Resources and Capabilities",

- Journal of Rural Studies*, 2011, 27 (2), 220-233.
- [13] 郭云南、姚洋，“大姓当选：生产性投资还是收入分配”，《金融研究》，2014年第11期，第191—206页。
- [14] 郭云南、姚洋、Jeremy Foltz，“正式与非正式权威，问责与平滑消费：来自中国村庄的经验数据”，《管理世界》，2012年第1期，第67—78页。
- [15] 郭云南、张琳弋、姚洋，“宗族网络、融资与农民自主创业”，《金融研究》，2013年第9期，第136—149页。
- [16] 郭云南、王春飞，“新型农村合作医疗保险与自主创业”，《经济学》（季刊），2016年第15卷第4期，第1463—1482页。
- [17] 胡金焱、张博，“社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析”，《金融研究》，2014年第10期，第148—163页。
- [18] Imbens, G., and T. Lemieux, “Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 615-635.
- [19] Imbens, G., and K. Kalyanaraman, “Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator”, *Review of Economic Studies*, 2012, 79 (3), 933-959.
- [20] Lee, V., and T. Lemieux, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 2010, 48 (2), 281-355.
- [21] 雷晓燕、谭力、赵耀辉，“退休会影响健康吗？”，《经济学》（季刊），2010年第9卷第4期，第1539—1558页。
- [22] Martinez-Bravo, M., G. Padró-i-Miquel, N. Qian, and Y. Yao, “Do Local Elections in Non-Democracies Increase Accountability? Evidence from Rural China”, NBER Working Paper No. 16948, 2011.
- [23] McCrary, J., “Manipulation of the Running Variable in The Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 698-714.
- [24] Munshi K., and M. Rosenzweig, “The Efficacy of Parochial Politics: Caste, Commitment, and Competence in Indian Local Governments”, NBER Working Paper No. 14335, 2008.
- [25] 马光荣、杨恩艳，“社会网络、非正规金融与创业”，《经济研究》，2011年第3期，第83—94页。
- [26] Nee, V., and F. Young, “Peasant Entrepreneurs in China’s Second Economy: An Institutional Analysis”, *Economic Development and Cultural Change*, 1991, 39 (2), 293-310.
- [27] Peng Y., “Kinship Networks and Entrepreneurs in China’s Transitional Economy”, *American Journal of Sociology*, 2004, 109 (5), 1045-1074.
- [28] 阮荣平、郑风田、刘力，“信仰的力量：宗教有利于创业吗？”，《经济研究》，2014年第3期，第171—184页。
- [29] 阮荣平、郑风田，“市场化进程中的宗族网络与乡村企业”，《经济学》（季刊），2012年第12卷第1期，第331—356页。
- [30] Shen, Y., and Y. Yao, “Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China?”, *Journal of Public Economics*, 2008, 92 (1), 2182-2198.
- [31] Tsai, L., *Accountability without Democracy: Solidary Groups and Public Goods Provision in Rural China*. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
- [32] Xu, Y., and Y. Yao, “Information Institution, Collective Action and Public Investment in Rural China”, *American Political Science Review*, 2015, 109 (2), 371-391.
- [33] 杨汝岱、陈斌开、朱诗娥，“基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究”，《经济研究》，2011年第11期，第116—129页。
- [34] Zhang, J., and Z. Zhao, “Social-Family Network and Self-Employment: Evidence from Temporary

- Rural-Urban Migrants in China”, *IZA Journal of Labor & Development*, 2015, 4 (4), 1-21.
- [35] Zhang, X., S. Fan, L. Zhang, and J. Huang, “Local Governance and Public Goods Provision in Rural China”, *Journal of Public Economics*, 2004, 88 (12), 2857-2871.
- [36] 张川川、陈斌开, “‘社会养老’能否替代‘家庭养老’? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据”, 《经济研究》, 2014 年第 11 期, 第 102—115 页。
- [37] Zhang, C., “Clan, Entrepreneurship, and Development of the Private Sector in China”, *Journal of Comparative Economics*, 2020, 48 (1), 100-123.

Village Leaders from the First Largest Clans and Entrepreneurship

YUNNAN GUO

(*University of International Business and Economics*)

CHUNFEI WANG*

(*Central University of Finance and Economics*)

Abstract Using the latest Chinese village survey data, we investigate the effect of the elected first largest clan on local Entrepreneurship. We find that the village leader from the first largest clan increases the probability of entrepreneurship in rural China. The estimation results remain robust to a RDD strategy. We also find that the effect is derived from the first largest family clans, in which the leader can capture the informal power, one of the most important rules and norms that convince villagers supporting them to increase public goods expenditure, and reduce the civil conflicts.

Key Words village leader from first largest clan, entrepreneurship, village governance

JEL Classification D13, D72, Z13

* Corresponding Author: Yunnan Guo, Boxue Building 1225, No. 10, East Huixin Street, Chaoyang District, Beijing, 100029, China; Tel: 86-18612223569; E-mail: ynguo35@uibe.edu.cn.