

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2021.01.005

# 要素禀赋与我国创业活动的地区分异

陈 翊<sup>a,b</sup>

(温州大学 a. 商学院, b. 温州人经济研究中心, 浙江 温州 325035)

**摘要:**我国创业活动与其经济发展水平大致对应,在空间上呈现从西往东梯队上升的变化,省份之间悬殊很大,且强者越强,弱者越弱。本文从要素禀赋视角出发,分析得出制度、人力、金融和技术这四种要素禀赋是造成创业活动地区分异的主要原因,并利用2008—2014年中国31个省(自治区、直辖市)的面板数据分析发现,区域的法律制度发展水平、高学历受教育者人数、个人资本积累、正规金融规模、非正规金融规模和科技工作人员规模都对地区创业活动有正面而显著的影响。因此,可以通过设计合理的制度体系、增加区域的创业者人力资源储备、发挥正规金融机构的作用和技术推陈出新等手段促进区域创业活动的发展。

**关键词:**创业活动;要素禀赋;地区分异**中图分类号:**F272.2**文献标志码:**A**文章编号:**1672-626X(2021)01-0053-12

## 一、引言

创业活动已经成为中国经济增长最重要的动力之一。改革开放四十多年,我国经济快速增长,令世界瞩目,一个重要的原因就是创业活动不断发生。新企业的持续诞生加剧了市场竞争,完善了市场机制要素配置的基础性功能,促进市场经济的完善发展,进而推动了经济增长。根据清华大学二十国集团创业研究中心和启迪创新研究院联合发布的《全球创业观察2019/2020中国报告》,2018年中国创业环境的综合评价得分为5.0分,在G20经济体中排名第6,中国创业活动的创新能力和国际化程度在不断提高,是世界上创业活动最活跃的国家之一。然而,我国创业活动的发展在地区之间并不均衡,东部地区活跃度相对较高,中西部相对较弱。创业活动在地区之间一定程度的差异对于社会经济发展具有促进作用,但是如果差异过大则可能带来诸如地区经济发展两级分化、强势地区对弱势地区的要素虹吸效应产生、弱势地区产业升级受阻等问题。因此,有必要从宏观层面研究创业活动的地区分异,从学理上研究造成分异的原因,并提出相应的对策。

已有文献对创业活动在地理空间上的差异性研究大致包括两类:创业活动的空间异质性和创业活动的空间集聚性。杨勇等(2014)利用探索性空间数据分析了2000—2009年中国各省企业家精神的空间分布<sup>[1]</sup>。齐玮娜和张耀辉(2015)发现我国某些地区存在高创业率和低经济增长的悖论,印证了区域间创业质量的不均衡性,而创业质量和区域创业环境之间的自我反馈机制可能导致区域创业质量的“马太效应”<sup>[2]</sup>。张应良等(2014)发现东、中、西部地区农民取得创业成功的影响存在显著差异<sup>[3]</sup>。卫武和黄苗苗(2020)发现我国众

**收稿日期:**2020-10-20**基金项目:**国家社会科学基金项目(19BMZ108)**作者简介:**陈翊(1977-),女,浙江温州人,温州大学副教授,经济学博士,研究方向为创业与区域经济发展。

创空间分布整体呈现“东多西少”的态势,且主要集中在华东、华南和华北三个地区<sup>[4]</sup>。张晓晖和尹海英(2012)发现,中国的创业投资具有明显的集聚现象,“关系型投资”特征明显的创业投资在区域选择上更加倾向于与其他创业投资项目集中在一起<sup>[5]</sup>。郑风田和程郁(2006)以云南斗南花卉产业集群的个案证明了模仿型企业家和网络型企业家在创业活动由点到线、再由线到面的发展过程中的功能<sup>[6]</sup>。刘杰和郑风田(2011)通过东风村创业活动集聚的案例,证明区域内个人之间的社会网络会作用于创业行为,从而出现创业集聚的现象<sup>[7]</sup>。汤勇(2013)验证了集聚创业是由传统小微企业面临创业文化锁定、规模效应、技术强化以及创业选择等方面的路径依赖特征所决定的<sup>[8]</sup>。田楹和胡蓓(2014)发现产业集聚对创业意向具有明显的正向作用,进而鼓励区域内部创业集聚现象的产生<sup>[9]</sup>。周广肃等(2015)认为信任对创业决策具有极大的推动作用,因此普遍信任强的地方也是创业活动集聚的地方<sup>[10]</sup>。李文博(2016)运用扎根理论,基于浙江10个镇域集群的案例调研,提炼了镇域情景下小微企业集聚创业行为的影响因素模型,解释了小微企业发达的创业行为<sup>[11]</sup>。张环宙等(2019)研究了浙江浦江240户农户在亲缘关系影响下集聚形成的旅游创业现象<sup>[12]</sup>。彭成圆等(2019)则研究了江苏省农村电商创业实践中出现的典型模式,指出政策要素、资金要素、人才要素、基础设施要素对农村电商创业集聚具有重要意义<sup>[13]</sup>。

上述研究中,多以个案为突破口,关注某一特定区域创业活动发生的社会、文化、制度因素,或者关注创业活动地区分异的某一方面原因,缺乏对国家整体层面创业活动空间格局的把握和研究。本文从我国31个省(自治区、直辖市)创业活动差异分化的事实出发,从要素禀赋的角度对我国创业活动的地区分异做出解释,并进行相关实证研究。

## 二、我国创业活动地区分异的衡量指标和特征

### (一)创业活动的衡量指标

对于如何衡量创业活动主要有三种做法:第一种是使用就业数量或就业比值,其分子是自我雇佣人数,分母则可能为总劳动力、就业总人口、总人口等相关人口数量;第二种是使用新企业数量,该数据有时候会被除以劳动力总数或人口总数,转化成人均新企业数或人均企业进入率;第三种是使用全球创业观察(GEM)对创业的测度,严格定义新生企业家和新生企业,只有成立时间不超过42个月的企业才能算新生企业,用区域3年内连续新生企业数与区域内部15~64岁人口数相除所得到的比值作为度量标准。

上述三种操作方法各有缺陷。第一种做法需要有详细的自雇人员数据或企业投资人数据。但是很多自雇活动并未登记注册,一个企业的实际投资人也往往不止一个,工商注册登记无法将这些隐形的自雇者和创业投资者涵盖进来。第二种使用新企业数量来衡量创业活动本身是一个非常好的思路,但是如何定义“新”是一个难题。显然,创业是一个持续的过程,并不局限于成立当年。而第三种GEM则将个体户小规模经营性创业活动排除在外,而我国某些省份和地区仍然以个体经营性的创业活动为主,使用新企业数量将无法准确评价各个地区创业活动的水平,且GEM使用连续三年新增企业数量作为创业活动的代理指标,这意味连续年份之间的数据存在相关性,会大大削弱计量验证的准确性。

基于上述讨论,本文使用各个年度登记在册的个体工商户数和私营企业数之和作为区域创业活动的代理指标,以求如实反映不同地区的创业活动。本文的创业研究着重于不同区域中创业者和创业行为的频率和数量,以及频率和数量的差异,需要的是能够连续反映一段时间内区域创业活动和变化的统计性指标。存量指标的稳定性能够满足本文研究的要求。

### (二)我国创业活动地区分异的特征

将我国除了港澳台之外的31个省(自治区、直辖市)2008—2018年创业活动数量输入ArcGIS,其Jenks

自然断点法<sup>①</sup>会按照最大程度地减少组内平方差之和的原则计算中断点,从而将创业活动数据自动分成四组,分别命名为低水平、中低水平、中高水平和高水平四个梯队,结果如表1所示。

表1 2008—2018年31个省(自治区、直辖市)创业活动的层次划分

年份	低水平(第四梯队)	中低水平(第三梯队)	中高水平(第二梯队)	高水平(第一梯队)
2008	西藏、青海、甘肃、宁夏、天津、海南	新疆、内蒙古、黑龙江、吉林、山西、陕西、重庆、贵州、云南、江西、福建、上海	辽宁、北京、河北、河南、安徽、湖北、湖南、广西	四川、山东、江苏、浙江、广东
2009	西藏、青海、甘肃、宁夏、天津、海南	新疆、内蒙古、黑龙江、吉林、山西、陕西、重庆、贵州、云南、江西、福建、上海	辽宁、北京、河北、河南、安徽、湖北、湖南、广西	四川、山东、江苏、浙江、广东
2010	西藏、青海、宁夏、天津、海南	新疆、内蒙古、黑龙江、吉林、山西、陕西、重庆、贵州、福建、甘肃、上海	辽宁、北京、河北、河南、安徽、湖北、湖南、江西、广西、云南	四川、山东、江苏、浙江、广东
2011	西藏、青海、宁夏、天津、海南、新疆、甘肃	内蒙古、黑龙江、吉林、山西、陕西、重庆、贵州、云南、江西、福建、北京、河北、上海、安徽、湖南、广西	辽宁、山东、河南、湖北、浙江、四川	江苏、广东
2012	西藏、青海、甘肃、宁夏、新疆、天津、海南	内蒙古、黑龙江、吉林、山西、陕西、重庆、贵州、云南、广西、江西、福建、北京、上海	辽宁、河北、河南、安徽、湖北、湖南、四川	山东、江苏、浙江、广东
2013	西藏、青海、甘肃、宁夏、新疆、海南、天津	内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、北京、河北、山西、陕西、河南、安徽、重庆、贵州、云南、湖南、广西、江西、福建、上海	山东、四川、湖北、浙江	江苏、广东
2014	西藏、新疆、青海、甘肃、宁夏、天津、海南	内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、北京、河北、山西、陕西、安徽、重庆、贵州、云南、湖南、江西、福建、广西、上海	四川、河南、湖北、浙江	山东、江苏、广东
2015	西藏、新疆、青海、甘肃、宁夏、天津、海南	内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、北京、山西、陕西、安徽、重庆、贵州、云南、湖南、江西、福建、广西、上海	四川、河南、湖北、浙江、河北	山东、江苏、广东
2016	西藏、新疆、青海、甘肃、宁夏、天津、海南	内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、北京、山西、陕西、安徽、重庆、贵州、云南、湖南、江西、福建、广西、上海	四川、河南、湖北、浙江、河北	山东、江苏、广东
2017	西藏、新疆、青海、甘肃、宁夏、天津、海南	内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、北京、陕西、山西、重庆、贵州、云南、广西、湖南、江西、福建、上海	四川、湖北、安徽、浙江、河南、河北	山东、江苏、广东
2018	西藏、新疆、青海、甘肃、宁夏、天津、海南	内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、北京、山西、陕西、重庆、贵州、云南、广西、湖南、江西、福建、上海、	四川、湖北、安徽、浙江、河南、河北	山东、江苏、广东

首先,创业活动和各个省份的经济总量有很大的关系。经济总量较高的省份,创业活动基本上也处于水平较高的梯队;经济总量较低的省份,创业活动更可能处于水平较低的梯队。但是这两者之间的关系不是一一对应的。比如四川、安徽等省份,都出现了创业活动较之经济总量更偏向活跃的现象,而直辖市北京、上海、天津等,创业活动较之经济总量更偏向不活跃。

其次,我国创业活动的绝对值差异在扩大,出现了“强者更强、弱者更弱”的马太效应。总体上看,第一梯队和第二梯队所包含的省份数量在下降,而第三、第四梯队也在扩容。全国各个省份创业活动绝对数量都在增长,但是越来越多的省份却跌入了低一个层次的梯队,这间接说明了各个省份创业活动数量增长的速度并不一致。

第三,创业活动的绝对数量水平从我国西部往东部逐渐上升,呈现梯度变化。西部地区整体上创业活

动绝对数量较低,分布在第四梯队的省份最多;北部和中部省份大多落入第三梯队;第二和第一梯队的成员主要在东部省份。整个观察期内虽然各个梯队内部成员有所变动,但是这一整体趋势没有得到改变。

### 三、研究假设

为什么不同省份之间存在如此巨大的创业活动差异?为什么创业强省发展速度更快,而创业弱省发展速度更慢?经济学家在创业研究开始之初,就指出了创业的本质——生产要素的组合活动。萨伊将创业定义为“改变资源,使生产效率从较低水平跃升至较高水平”。熊彼特则认为“创业是创业者对生产要素或资源的新组合”,而“新”则来自创业者的创新<sup>[14]</sup>。这就是说,创业活动一方面是生产要素之间的结合,另一方面是创业者创新行为的涌现。在古典经济学的范畴内,土地、劳动力、资本和技术被视为最基本的生产要素资料。微观个体实施创业行为,一定无法离开这些生产要素的支持。当然,创业活动发展到今日,对有形物理场所(即土地)的依赖越来越少,而对无形环境场所(即制度)的依赖则越来越大。创业企业只有将其所处环境中的法律、规范和惯例有效地体现在自身的形式、结构、内容和活动中,才能获得存在的意义<sup>[15]</sup>。因此,本文将制度、人力、金融和技术要素放在一起,视为影响创业活动地区差异的基本要素。

#### (一)制度要素禀赋

诺斯(North, 1991)将制度界定为人类所制定出来旨在对经济主体追求最大化利益的行为产生约束的一系列规则(包括秩序、道德及规范等)<sup>[16]</sup>,它为人们的经济交往、经济合作和经济竞争提供了基本的秩序规则。诺斯还将制度划分为正式制度和非正式制度,正式制度是指国家和社会中明确行文规定的法律、法规,而非正式制度是指非正式存在但同样约束人们行为规范的准则,如习俗、文化、宗教信仰、社会氛围和道德规范等。正式制度和非正式制度的供给对创业有重要影响。制度环境越成熟,市场化水平越高,越能够激励创业活动的开展<sup>[17]</sup>,好的制度环境还会强化再创业行为<sup>[18]</sup>。而差的制度环境下创业者的创业成长意愿会受到严重约束<sup>[19]</sup>。比如,进入规制的强度对创业质量具有显著的抑制效应<sup>[20]</sup>,而制度环境的约束会迫使创业者倾向于通过同质化的投资与对现有制度的突破等手段追求短期收益<sup>[21]</sup>。

考虑到非正式制度的量化难有客观标准,本文仅讨论正式制度对创业活动的影响。在所有的正式制度中,法律法规是最典型的代表。法律法规对创业活动的作用可以体现在以下几个方面:首先,法律法规可以规范经济主体的市场行为,明确规定产权所属,有效避免恶性竞争,营造公平公正的市场竞争环境,为创业者公平加入市场竞争保驾护航;其次,法律可以明确规定进入和退出机制,为创业活动设立行为和产业边界;再次,法律作为准绳可以解决经济纠纷,建立正常的、有秩序的市场环境,为创业活动减少风险和不确定性;最后,创业过程中经常蕴含着“实然之既得权利与应然之发展权利”的冲突,利用法律进行合理的权利配置,促进创新制度安排,可以有效地突破利益固化藩篱,促进大众创业创新<sup>[22]</sup>。由此提出以下研究假设:

假设1:区域法律制度发展水平越高,区域创业活动越活跃。

#### (二)人力要素禀赋

人是创业活动的主体,没有人就没有创业活动。什么样的人偏好创业,什么样的人能够成为企业家一直是创业研究中的热点主题。心理学领域一直试图总结创业者的人格特质,管理学领域则侧重人力资本和创业决策、创业意向、创业绩效之间的联系。具体到我国的实际情况,创业活动和创业者受教育情况也息息相关。然而,本文是从宏观层面来研究人力要素禀赋与区域创业活动之间的联系。从这个视角出发,本文更关注区域内有多少创业者人力资源储备,因为区域内创业者人力资源储备越充裕,本区域出现创业活动的数量就会越高。已有研究大多赞同在受教育年限和创业行为的发生上存在相关性,对照我国的现实情况,随着海归创业和技术人员创业活动的增加,越来越多的高学历者成为创业活动的主角。而近几年全国

高校又普遍开展创业教育,高校大学生的创业自主性和创业积极性得以空前激发,这些高学历人才具有更强的创业意愿,尤其是机会型创业意愿,正是区域创业活动的主要人才储备<sup>[23]</sup>。由此提出以下研究假设:

假设2:区域高学历受教育者越多,区域创业活动越活跃。

### (三)金融要素禀赋

创业活动需要资金支持。创业活动的资金支持来自两个方面:一是内部融资,即创业者自身积累的原始经济资本;二是外部融资,来自创业者之外其他途径的资金支持。在创业初期,创业者往往更多依赖的是自身所拥有的资本积累。大量文献证明个人的初始财富水平对于创业来说具有积极的正向的意义<sup>[24-27]</sup>。特别是拥有可抵押的完全产权住房,显著提高了家庭参与创业的可能性<sup>[28]</sup>。虽然这些学者是从微观个体的角度来研究个人资本积累与个体创业概率之间的联系,但是当把这个问题上升到地区层面,两者之间的联系同样存在。由此提出以下研究假设:

假设3:区域个人资本积累的平均水平越高,区域创业活动越活跃。

当个体自身资本积累不能完全应付创业活动所需要的资金需求,外部融资必不可少,银行作为现代正规金融体系的支柱性机构,是创业者获取创业资本的重要来源。金融系统通过评估创业者的潜力,动员储蓄为创业活动提供支持,进而提高生产力和经济增长<sup>[24]</sup>。创业者需要创业资金,从正规金融机构获取资金支持的意愿强烈。研究表明,我国按揭贷款购房能帮助家庭获得充足的贷款额度与较长的贷款期限进而有助于家庭创业<sup>[26]</sup>。在农村地区,银行网点数量的增加会显著推动农户创业<sup>[27]</sup>。由此提出以下研究假设:

假设4:区域正规金融规模越大,区域创业活动越活跃。

目前,创业者要获得正规金融支持还存在较多障碍,比如正规金融一般要求各种形式的抵押和保证,而个人或家庭创业者经常无法提供足够的抵押和担保,因而难以获得创业资金支持;中低财富创业者和家庭面临的融资约束会抑制创业活动等<sup>[28]</sup>。研究发现,不同于依赖正规金融,中国经济发展过程中非常依赖非正规金融,非正规金融是支撑中国经济增长的主要方式<sup>[29]</sup>。非正规金融已经成为运行在中国经济社会各个角落的隐形金融体系。创业者在难以获得正规金融体系对创业活动的支持时,会求助于非正规的金融渠道,具体形式包括亲朋好友的个人借贷、高利贷、地下钱庄等。非正规金融可以缓解信贷约束从而影响家庭创业决策和创业动机,正规金融与非正规金融均显著促进家庭创业决策,且二者存在显著的替代效应<sup>[30-31]</sup>。这意味着,非正规金融渠道作为创业者的支持手段,尤其是那些自身资本积累不够又无法从正规金融体系获取贷款的创业者的支持手段,在激励区域创业活动中发挥了自身的功能。由此提出以下研究假设:

假设5:区域非正规金融规模越大,区域创业活动越活跃。

### (四)技术要素禀赋

从区域层面看,技术要素禀赋推动创业活动开展,存在三种路径:第一种路径是创业者凭借独有的专业技术如发明、专利和专有技术等开展创业活动。该类创业者通常被称为技术创业者,其创业活动被称为技术创业。第二种路径源于基础性的技术变革。基础性变革本身并不是为创业服务的,创业者将基础性的技术变革和实际应用结合起来,以技术变革为契机改造已有的产业模式,优化社会经济的组织运行方式。我国近年来在新一代的信息通讯技术上有了长足的进展,由此衍生了大量的“互联网+”产业。而“互联网+”产业这种新型业态中蕴含了大量的创业机会,使得众多创业者前赴后继。研究表明,我国互联网的接入率每增加1个百分点,返乡农民工的创业概率会提升0.036%<sup>[31]</sup>。第三种路径是技术升级所带来的成本下降,使得那些受困于资金负担的创业者也能开启创业的梦想。从这个角度看,对推动区域创业活动而言,技术要素禀赋对金融要素禀赋存在着一定的替代性。由此提出以下研究假设:

假设6:区域科技工作人员规模越大,区域创业活动越活跃。

## 四、实证分析

### (一)模型设定

根据上述理论假设,本文设计以下计量模型:

$$Ent_{it} = \alpha + \beta institution_{it} + \beta \ln human_{it} + \beta \ln income_{it} + \beta ploan_{it} + \beta p informal_{it} + \beta \ln qsry_{it} + \beta con_{it} + c_i + u_t + v_{it}$$

其中, $i$ 表示省份, $t$ 表示年份,因变量 $Ent_{it}$ 为省份 $i$ 在 $t$ 期的创业活动。 $institution_{it}$ 、 $\ln human_{it}$ 、 $\ln income_{it}$ 、 $ploan_{it}$ 、 $p informal_{it}$ 、 $\ln qsry_{it}$ 分别表示法律制度发展水平、高学历受教育者人数、个人资本积累、正规金融规模、非正规金融规模和科技工作人员规模这六个核心变量, $con_{it}$ 表示控制变量, $c_i$ 、 $u_t$ 分别为个体固定效应和时间固定效应, $v_{it}$ 为随机误差项。

### (二)变量说明

本文使用各个省份工商登记注册的私营企业和个体户的数量之和的对数来表示各个地区的创业活动,使用法律制度环境、大学毕业生数、个人可支配收入、年末金融机构贷款、固定资产自筹部分<sup>②</sup>和研发全时人员数来表示地区的制度、人力、金融和技术要素禀赋。为了充分体现这些要素的作用,本文控制了对外贸易水平、城镇化水平、产业结构和政府财政支出的作用。表2列出了上述核心和控制变量的具体内容。

表2 相关变量的具体内容

指标内容	代理指标	具体数据
因变量:创业活动		各个省份工商登记注册的私营企业和个体户的数量之和的对数
核心变量1:制度要素禀赋	法律制度发展水平	市场化进程的子指标法律制度环境
核心变量2:人力要素禀赋	高学历受教育者人数	每万人本专科毕业生数的对数
核心变量3~5:金融要素禀赋	个人资本积累	个人可支配收入的对数
	正规金融规模	年末金融机构贷款余额占GDP比重
	非正规金融规模	固定资产自筹部分占GDP比重
核心变量6:技术要素禀赋	科技工作人员规模	研发全时人员的对数
控制变量1	对外贸易水平	进出口总额占GDP的比例
控制变量2	城镇化水平	城镇人口占总人口的比重
控制变量3	产业结构	第二产业占GDP的比重
控制变量4	政府财政支出	政府财政支出占GDP的比重

对于上述所有的代理变量指标,我们选取了2008—2014年的数据。其中,法律制度发展水平指标,来自于王小鲁和樊纲对中国分省份市场化研究中所编制的指数<sup>[32]</sup>,研发全时人员来源于《中国科技统计年鉴》,其余变量数据均来源于各年度的《中国统计年鉴》。所有变量的描述性统计结果见表3。

表3 变量的描述性统计

变量	代码	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
法律制度发展水平	institution	217	4.608	3.524	-0.700	16.19
高学历受教育者人数	lnhuman	217	3.728	0.352	2.860	4.460
个人资本积累	lnincome	217	9.793	0.297	9.184	10.74
正规金融规模	ploan	217	1.093	0.362	0.537	2.555
非正规金融规模	ploan	217	1.093	0.362	0.537	2.555
科技工作人员规模	lnqsry	217	10.68	1.350	6.454	13.14
对外贸易水平	trade	217	0.327	0.386	0.0371	1.663
城镇化水平	urban	217	0.513	0.138	0.0815	0.896
产业结构	structure	217	0.562	0.876	0.0788	12.76
政府财政支出	gov	217	0.253	0.193	0.0874	1.291

## (三)回归结果及稳健性检验

回归结果见表4,模型(1)中将影响地区创业活动的六个核心变量进入计量模型,实行混合估计、固定效应估计和随机效应估计。F检验值为57.46,p值为0.0000,拒绝了混合估计;Hausman检验值47.72,p值为0.0000,拒绝了随机效应,因而固定效应模型比较合理。

表4 回归结果

变量	因变量:创业活动				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
institution	0.0135** (0.00646)	0.0140** (0.00633)	0.0126** (0.00620)	0.0125** (0.00623)	0.0127** (0.00631)
lnhuman	0.330*** (0.0959)	0.263*** (0.0967)	0.290*** (0.0947)	0.289*** (0.0951)	0.289*** (0.0954)
lnincome	0.150*** (0.0504)	0.164*** (0.0496)	0.126** (0.0499)	0.129** (0.0512)	0.123** (0.0563)
ploan	0.133** (0.0670)	0.182*** (0.0677)	0.158** (0.0665)	0.154** (0.0678)	0.140* (0.0846)
pinformal	0.625*** (0.111)	0.613*** (0.109)	0.611*** (0.107)	0.610*** (0.107)	0.613*** (0.107)
lnqsry	0.342*** (0.0527)	0.348*** (0.0516)	0.315*** (0.0514)	0.316*** (0.0517)	0.314*** (0.0523)
trade		0.345*** (0.117)	0.380*** (0.115)	0.375*** (0.117)	0.365*** (0.122)
urban			0.388*** (0.123)	0.387*** (0.123)	0.392*** (0.125)
structure				0.00230 (0.00821)	0.00203 (0.00829)
gov					0.0879 (0.311)
F 检验	57.46 (0.000)	60.18 (0.000)	58.41 (0.000)	57.71 (0.000)	57.41 (0.000)
Hausma 检验值	47.72 (0.000)	52.04 (0.000)	69.44 (0.000)	60.40 (0.000)	62.91 (0.000)
模型	FE	FE	FE	FE	FE
N	217	217	217	217	217

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%水平显著,下表同

在得到回归结果之后,有必要对上述结果是否稳健进行验证。本文采用了两种方法来检验稳健性:第一种方法是在已有模型中逐步加入控制变量。各个省份的个体效应是不容忽视的,为了控制截面的异质性,本研究逐步加入了对外贸易水平、城镇化水平、产业结构和政府财政支出等四个控制变量,分别显示为模型(2)~(5)。显然,加入了这些控制变量,核心变量的正负符号和显著性都没有发生变化,甚至连估计参数的波动也非常小,说明检验结果是稳健的。第二种检验稳健性的方法是更换因变量,将因变量替换为创业企业就业规模(个体和私营企业吸收的就业人数占总人口的比例)。个体企业和私营企业就业人数来自于中经网数据库,回归结果如表5所示。所有的检验都显示需要采用固定效应检验,即便是在逐步加入四个控制变量之后,也没有改变正负符号和显著性,估计参数的波动也非常小。

表5 更换因变量后的回归结果

变量	因变量: 创业企业就业规模				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
institution	0.00530*** (0.00130)	0.00537*** (0.00129)	0.00526*** (0.00129)	0.00516*** (0.00129)	0.00529*** (0.00131)
lnhuman	0.0457** (0.0193)	0.0356* (0.0197)	0.0376* (0.0197)	0.0363* (0.0197)	0.0366* (0.0198)
lnincome	0.0260** (0.0101)	0.0282*** (0.0101)	0.0253** (0.0104)	0.0279*** (0.0106)	0.0248** (0.0117)
ploan	0.0229* (0.0135)	0.0303** (0.0138)	0.0285** (0.0139)	0.0257* (0.0141)	0.0187 (0.0175)
pinformal	0.0202 (0.0224)	0.0184 (0.0222)	0.0182 (0.0222)	0.0177 (0.0222)	0.0189 (0.0223)
lnqsry	0.0417*** (0.0106)	0.0427*** (0.0105)	0.0403*** (0.0107)	0.0411*** (0.0107)	0.0400*** (0.0109)
trade		0.0521** (0.0239)	0.0548** (0.0240)	0.0506** (0.0242)	0.0459* (0.0252)
urban			0.0287 (0.0256)	0.0283 (0.0256)	0.0306 (0.0259)
structure				0.00195 (0.00170)	0.00182 (0.00172)
gov					0.0427 (0.0644)
F 统计量	19.28 (0.0000)	18.64 (0.0000)	18.60 (0.0000)	18.26 (0.0000)	16.14 (0.0000)
Hausma 检验	30.56 (0.0000)	29.34 (0.0001)	29.80 (0.0002)	39.46 (0.0000)	35.45 (0.0000)
模型	FE	FE	FE	FE	FE
N	217	217	217	217	217

通过加入控制变量和变更因变量进行回归,结果显示基本稳健。区域的法律制度发展水平、高学历受教育者人数、个人资本积累、正规金融规模、非正规金融规模和科技人员规模对地区的创业活动均存在显著的正向影响,证实了前面的六个假设。这与已有的文献结论类似,也符合本文的预期。

## 五、实证结论

### (一) 制度要素禀赋对创业活动的影响

制度要素禀赋的创业效应是正向的。法律制度设定了经济活动主体的权利界限,规范了市场交易行为,减少了“寻租”空间,为创业者创造了一个公正公平的环境。在全国范围和大部分地区,法律制度环境的建设和改善有效地带动了区域内创业活动的上升,这和庄子银(2007)<sup>[33]</sup>得出的法律制度有利于创业活动向生产性活动的配置研究结果一致。因此,进一步完善法律法规,创造公正透明的制度环境,仍然是整体上提升中国创业活动的重要途径。

然而,制度作为一种无形的要素禀赋,与其他有形的要素禀赋相比,对创业活动的直接作用比较有限。与其他要素禀赋的参数值相比,制度要素禀赋现在仍然是创业活动相关因素中的“短板”,还存在着巨大的提升空间。事实上,制度和创业活动存在着某种程度的对立。创业者是具有“破坏力的人”,他们发明新的产品、新的生产方式、新的商业模式或开拓新的市场。而制度则设定规则、规定市场主体的行为范围和权利义务<sup>[34]</sup>,在一定程度上抑制着创业者的破坏性行为。但这种对立并不是绝对的。制度设计的基本出发点是

为了规范利益分享机制,设定合理的市场规则是为了保护绝大多数已有的经济成果。但是,制度也需存在一定的弹性空间,避免过于死板,因为相对于经济活动行为,制度往往是滞后的。在现代信息社会,技术一日千里,创业创新活动时有发生,制度与之相比更趋向刚性,因而时常发生创新创业行为“倒逼”制度建设的情形,如“共享经济”“专车”的出现。因此,从这一个方面讲,制度供给是创业活动必需的要害禀赋,但是过于僵化的制度有可能反而会伤害创业。制度边界需要弹性,留给创业活动生存的空间。

总体而言,制度要素禀赋改善了法治环境、规范了市场交易行为、减少了创业活动的不确定性和风险性,从而间接促进了创业活动的开展。在良好的法律制度环境下,创业所需要的人力要素禀赋、资金要素禀赋和技术要素禀赋有了更加宽松完善的生存空间,能够通过市场机制进行合理有效的配置,从而达到最大化的创业活动绩效。

## (二)人力要素禀赋对创业活动的影响

本研究以每万人本专科毕业生数作为一个地区创业人才储备的代理变量来衡量人力要素禀赋对创业活动的影响,参数估计值为正值且通过了1%的检验,表明人力要素禀赋确实能够有效拉动创业活动。

创业活动主体具有多样性的特征。改革开放以来,村支书、乡镇企业管理层、农民、下海官员、企业中层管理人员、城市下岗工人、返乡农民工都先后成为创业活动的主要群体。中国庞大的劳动力基数带来了巨大的“人口红利”,使得一些简单粗暴的创业方式也能够获得巨额利润。然而,随着这种人口红利的逐渐消失,以往低端复制的创业方式越来越难以获得成功,这就要求创业者必须积极转向,转到依靠科技、依靠新的商业模型的创业路径上来。进入21世纪后,随着大量海外留学人员归国创业热潮的掀起,以及国内高新技术的发展,越来越多的本土大学毕业生投身到创业活动中。接受了高等教育的创业者理念更新,观念更开放,更愿意投身到具有冒险性的创业活动中;而创业者在决定是否开始创业时也会估量自身的人力资本积累,因此拥有高学历受教育者越来越成为创业者的主体,人力要素禀赋对创业活动的溢出效应非常显著。

## (三)金融要素禀赋对创业活动的影响

### 1. 个人资本积累对创业活动的影响

创业初期的资金来源一般以个体的资本积累为主。以个人可支配收入作为表征的个人资本积累对创业活动的影响,参数估计量为正且通过了1%的显著性水平检验,证实了该要素对创业活动的重要性。但是,同样是金融要素禀赋,个人资本积累的估计参数小于正规金融和非正规金融的估计值。

需要说明的是,本文在讨论支持创业的个人金融要素禀赋时,只考虑了个人可支配收入。但是实际上,创业的启动资金并不一定只来自个体自身的原始资本积累,更多地是集合整个家庭甚至是整个家族的资金。而采用个人可支配收入作为代理变量时,忽略了家庭其他成员对于创业所做的资金贡献,所以会导致估计值偏小。

整体而言,个人资本积累对于创业积极正面作用是不可否认的,但是个人资本积累只是创业者资金来源的一个部分。个人资本积累、正规金融、非正规金融都是创业者获取创业资金的融资渠道,三者之间存在替代性。作为内部融资方式,个人资本积累的整体规模小于正规金融和非正规金融,故而对创业活动的影响力不如外部融资方式。这也提示我们,如果区域存在健全的外部融资方式,个人资本积累的内部融资方式很容易会被取代。

### 2. 正规金融规模对创业活动的影响

正规金融是我国企业最主要的融资渠道,对创业活动具有重要意义。正规金融规模对创业活动的参数估计值为0.133,且通过了5%的显著性检验,正规金融对创业活动的正面影响作用得以印证。

然而,如果将全国和各个地区的正规金融渠道的参数与非正规金融渠道的参数相比,会发现正规金融的参数小于非正规金融。这很明确地提示我们,正规金融对创业活动的支持力度远远小于非正规金融。虽

然当前的正规金融规模能够发挥一定作用,不是创业活动六个指标中的“短板”,但是还存在很大提升空间。考虑到正规金融的体量和在国民经济中的地位,未来必须要重视发挥正规金融体系的功能。

### 3. 非正规金融规模对创业活动的影响

非正规金融是创业活动的重要融资渠道。以固定资产中自筹部分作为非正规金融的代理变量,估计非正规金融规模对创业活动的影响,其回归结果为正数,皆呈现了统计学意义上的显著性,充分说明了非正规金融的作用。若进一步比较个人资本积累、正规金融和非正规金融的参数估计值,发现非正规金融的支持作用在三种融资方式中最大,说明目前非正规金融渠道仍然是创业资金的首要来源。从这个角度看,我国目前创业活动很少能够在正规金融中得到支持,创业者的自我融资对创业活动具有重要而直接的影响。

### (四)技术要素禀赋对创业活动的影响

以研发全时人员数为代理指标的技术要素禀赋变量,对创业活动表现出正效应,参数估计值都通过了1%的显著性检验,表明了技术要素禀赋对于提升创业活动显而易见的作用,科技发展对于创业活动的提升具有普惠性的作用。比起人力、金融和制度要素禀赋,技术要素禀赋的重要性仅次于金融要素禀赋中的非正规金融,显示出其推动创业活动的不可忽视的力量,而且技术要素禀赋的未来潜质很大,它很可能会继续发力,成为创业活动的首要启动因素。

综上所述,制度、人力、金融和技术四个要素禀赋都在全国范围内对区域创业活动产生了正面且显著的影响,其中金融要素禀赋和技术要素禀赋显示了更为强大的推动力。

## 六、研究启示

本文利用2008—2014年面板数据,检验了要素禀赋对创业活动的作用,发现制度、人力、金融和技术要素禀赋对区域创业活动具有正向影响,因此,提高区域创业活动活跃性要从以下几个方面入手:

第一,制度要素禀赋不是直接作用于创业活动的,它通过改善其他各种要素禀赋产生和交易的空间,合理其他要素资源的配置,从而间接影响创业活动。我们需要设计一个合理的制度体系,减少制度要素禀赋对创业活动的负面影响,减少制度要素禀赋的时滞性,增加制度环境的弹性空间,让创业活动在制度许可的范围开展探索性的创新尝试,从而拓宽创业活动的生存空间。

第二,人是创业活动的主体。一个地区创业活动是否活跃,取决于区域创业者的人力资源储备量。而增加区域的创业者人力资源储备,需要做两方面的工作:一是提高区域的教育文化水平,培养更多的高学历人才,因为未来创业是科学、技术和知识的竞争,高学历人才更有竞争力。二是要培育区域的创业意识,让更多的高学历人才愿意创业并能承担创业风险。

第三,我国现有的金融体系存在严重弊端。正常而言,一个国家的正规金融机构要担负其促进生产和发展的主要功能,非正规金融只能作为正规金融的补充。但是,本文研究发现,非正规金融在支持创业活动的力度上全面超越了正规金融体系,并成为所有要素禀赋中对创业活动的外溢效应最大的要素。是创业者使用非正规金融的意愿更强吗?答案恐怕是否定的。创业活动初期风险大,创业的结果成败尚未知晓,创业者又缺乏足够的抵押担保物,这些因素都极大程度上削弱了正规金融对创业活动的支持力度,创业者正是由于无法从正规金融渠道得到相应的支持,所以才不得不借助非正规金融渠道。这也提示着我们,要鼓励大众创业,正规金融机构能够发挥作用的空間还非常大。

第四,技术要素是推动创业活动的一项重要的且基本的要素。技术要成为创业活动的推手,必须不断推陈出新,持续发挥增量效应。然而,比起人力和金融要素禀赋,技术推动创业活动的路径更复杂。推动创业活动的技术成果有两类:第一类技术成果是自有技术,能够直接启动创业活动;第二类技术成果是一些基

础性的革新,并不能够直接带来创业活动的增加,但是若和合适的商业模式结合并加以运用,可能会引发巨大的创业活动热潮。然而,第二类技术成果对创业活动的推动作用间接的,对这种技术的投资不存在确定性的回报,并且这一类技术又是非排他性的、非竞争的、共享性的,具有公共产品的性质,因此,第二类技术成果很少有私人企业会主动去开发和研究。这种基础性的科研投入可能还主要依赖国家和政府的支持。

#### 注 释:

- ① 自然断点法是美国堪萨斯大学教授乔治·弗雷德里克·詹克斯(George Frederick Jenks)发明的。主要依据是使每一组内部的相似性最大,而外部组与组之间的相异性最大,同时兼顾每一组之间的要素的范围和个数尽量相近。
- ② 学术界多采用代理变量来刻画非正规金融的规模,本文参考冉光和张冰(2012)、胡宗义等(2013)的做法将固定资产投资构成中的自筹资金和其他资金部分视为非正规金融的代理变量。

#### 参考文献:

- [1] 杨勇,朱乾,达庆利.中国省域企业家精神的空间溢出效应研究[J].中国管理科学,2014,(11):105-113.
- [2] 齐玮娜,张耀辉.区域环境差异与创业质量的“马太效应”——基于动态面板模型的SYS-GMM检验[J].经济管理,2015,(7):35-44.
- [3] 张应良,汤莉,刘幸希.农民创业成功的影响因素:基于东、中、西部的区域比较[J].西南大学学报(社会科学版),2014,40(3):41-48.
- [4] 卫武,黄苗苗.中国众创空间分布及其影响因素研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2020,73(6):114-124.
- [5] 张晓晖,尹海英.中国创业投资的区域分布及其影响因素[J].社会科学战线,2012,(8):63-69.
- [6] 郑风田,程郁.创业家与我国农村产业集群的形成与演进机理——基于云南斗南花卉个案的实证分析[J].中国软科学,2006,(1):100-107.
- [7] 刘杰,郑风田.社会网络,个人职业选择与地区创业集聚——基于东风村的案例研究[J].管理世界,2011,(6):132-141.
- [8] 汤勇.传统小微企业创业集聚与路径依赖——基于益阳市沧水铺包装企业创业集聚的分析[J].西华大学学报(哲学社会科学版),2013,(4):82-86.
- [9] 田楹,胡蓓.产业集群集聚效应与创业意向关系的实证研究[J].管理学报,2014,(7):1029-1037.
- [10] 周广肃,谢绚丽,李力行.信任对家庭创业决策的影响及机制探讨[J].管理世界,2015,(12):121-129.
- [11] 李文博.浙江镇域集群缘何普遍拥有发达的小微企业创业行为——基于扎根理论的实证研究[J].科技进步与对策,2016,33(19):34-40.
- [12] 张环宙,李秋成,黄祖辉.亲缘网络对农民乡村旅游创业意愿的影响——基于浙江浦江农户样本实证[J].地理科学,2019,39(11):1787-1795.
- [13] 彭成圆,赵建伟,蒋和平,等.乡村振兴战略背景下农村电商创业的典型模式研究——以江苏省创业实践为例[J].农业经济与管理,2019,(6):14-23.
- [14] 张玉利.创业研究经典文献述评[M].天津:南开大学出版社,2010.
- [15] Meyer J, Brain R. Institutionalized Organizations: Formal Structure as Myth and Ceremony[J]. American Journal of Sociology, 1977,(83):340-363.
- [16] North D. Institutions[J]. Journal of Economic Perspectives, 1991,5(2):97-112.
- [17] 刘伟,杨贝贝,刘严严.制度环境对创新创业导向的影响——基于创业板的实证研究[J].科学学研究,2014,(3):421-430.
- [18] 杨学儒,叶文平,于晓宇,等.哪些创业失败者更可能卷土重来?——基于松—紧文化与制度环境的跨国比较研究[J].管理科学学报,2019,22(11):1-18.
- [19] 宋丽红,李新春,梁强.创业成长意愿的制度约束及缓解机制[J].管理学报,2015,12(9):1351-1360.
- [20] 周清杰,张志芳.进入规制强度对创业质量的影响研究——基于跨国数据的分析[J].北京工商大学学报(社会科学版),2020,35(5):107-116.
- [21] 胡德状,刘双双,袁宗.企业家创业过度、创新精神不足与“僵尸企业”——基于“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)的实证研究[J].宏观质量研究,2019,7(4):64-79.

- [22] 张东. 法治如何促进大众创新创业——基于专车服务微观样本的分析[J]. 法学, 2016, (3): 13-25.
- [23] 李翠妮, 温瑶, 葛晶, 等. 市场潜能促进了高学历人才创业吗?——基于2016年CFPS调查数据的实证分析[J]. 中国经济问题, 2020, (5): 71-83.
- [24] King R, Levine R. Finance, Entrepreneurship and Growth[J]. Journal of Monetary Economics, 1993, 32(3):513-542.
- [25] 廖红君, 樊纲治, 弋代春. 关系型借贷视角下购房融资方式与家庭创业行为——基于2017年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 金融研究, 2020, (7):153-171.
- [26] 董艳, 陈秋生, 王聪. 区域金融发展如何影响农业信贷与农民创业——基于CHFS的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2020, (6):72-86.
- [27] 邹文, 刘志铭, 杨志江. 贫富差距、金融市场化与家庭创业选择——基于CFPS数据的实证分析[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2020, (2):102-113.
- [28] 李江一, 李涵. 住房对家庭创业的影响:来自CHFS的证据[J]. 中国经济问题, 2016, (2):53-67.
- [29] Allen F, Qian J, Qian M. Law, Finance, and Economic Growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1):57-116.
- [30] 李玮雯, 张兵. 非正规金融对农村家庭创业的影响机制研究[J]. 经济科学, 2016, (2):93-105.
- [31] 袁方, 史清华. 从返乡到创业——互联网接入对农民工决策影响的实证分析[J]. 南方经济, 2019, (10):61-77.
- [32] 王小鲁, 余静文, 樊纲. 中国市场化八年进程报告[J]. 财经, 2014, (4):1-7.
- [33] 庄子银. 创新、企业家活动配置与长期经济增长[J]. 经济研究, 2007, (8):82-94.
- [34] 刘岳川. 法律制度对创业创新机制的作用[J]. 上海师范大学学报(哲学社会科学版), 2017, 46(2):60-69.

(责任编辑:卢 君)