

传统商业文化、营商环境建设与创业活力

□周慧珺

[摘要] 营商环境是激发创新创业活动的重要基础与先决条件。本文基于 2017—2022 年企业注册登记数量等数据,实证考察传统商业文化在营商环境对创业活力的影响及成效中所发挥的作用。研究表明,离传统商业文化发源地越远的地区,营商环境优化对创业活力的正向激励作用越强,且该结论在替换区域划分标准、控制空间自相关以及采用倾向得分匹配等一系列稳健性检验后依然成立。机制检验结果表明,在传统商业文化底蕴深厚的地区,居民创业对人脉资源的依赖程度显著更高,因此对地区营商环境的变化反应相对更弱;同时,风险偏好机制并未得到实证支持。据此,提出如下政策启示:增强信心,强化传统商业文化薄弱地区营商环境建设;明确优化节奏,坚持深化营商环境改革的总体方向;突出服务型政府建设,着力提升软性制度质量。

[关键词] 传统商业文化;营商环境;创业活力

[中图分类号] F272.2 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1006-5024(2026)05-0064-11

[DOI] 10.13529/j.cnki.enterprise.economy.2026.05.006

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“量化空间一般均衡模型框架下的地区公共服务支出配置与区域不平等问题研究”(项目编号:72203229)

[作者简介] 周慧珺,中国社会科学院经济研究所副研究员,博士,研究方向为区域经济。(北京 100836)

Abstract: The business environment serves as a critical foundation and prerequisite for stimulating innovative and entrepreneurial activities. Based on data including the number of newly registered enterprises from 2017 to 2022, this paper empirically examines the role of traditional business culture in the influence and effectiveness of the business environment on entrepreneurial vitality. The empirical results indicate that the positive stimulating effect of business environment improvement on entrepreneurial vitality is more pronounced in regions at a greater distance from the origins of traditional business culture. This conclusion remains robust after a series of tests, including replacing regional division criteria, controlling for spatial autocorrelation, and applying propensity score matching. Mechanism tests reveal that in regions with a profound traditional business culture, entrepreneurial activities depend heavily on interpersonal networks, leading to a relatively weaker response to changes in the local business environment. Meanwhile, the risk preference mechanism lacks empirical support. On this basis, the following policy implications are proposed: strengthen confidence and enhance the construction of the business environment in regions with weak traditional business culture; clarify the optimization rhythm and adhere to the overall direction of deepening the reform of the business environment; highlight the construction of a service-oriented government and focus on improving the quality of soft institutions.

Keywords: traditional business culture; business environment; entrepreneurial vitality

一、引言

近年来,国家持续加大对营商环境优化与创新创业激励的重视力度。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》提出“打造市场化法治化国际化一流营商环境”,并强调“加大创业支持力度”。党的二十大报告中明确指出“完善产权保护、市场准入、公平竞争、社会信用等市场经济基础制度,优化营商环境”。不仅如此,在会见国际工商界代表等其他重要场合,习近平总书记也多次强调构建一流营商环境的重要意义,充分彰显了党和国家对于通过构建良好营商环境激发市场内生动力与创业积极性的坚定决心。

优越的营商环境通常被视为创业活动的重要基石,能够降低企业的制度性成本,进而显著提升创业的预期收益,激励创业行为。与此同时,企业家也是从事“创造性毁灭”的创新者,这种创业精神的形成和长期积淀的传统与文化氛围密切相关。在意大利北部、中国徽商、晋商故里等传统商业文化兴盛之地,可能已经形成了一种崇尚商业、鼓励创业的社会价值观与行为范式,居民天生更具创业倾向与企业家才能。加之目前我国创业活动的空间分布具有很强的地区异质性,一些地区成为创业沃土,另一些地区则稍显沉寂,而前者又恰好和传统商业文化发源地部分重合,而这也引出了一个可能的解释思路:在商业文化底蕴深厚的地区,企业家精神供给充沛,无需营商环境加持,创业活力就能保持旺盛;反之,在缺乏商业底蕴的地区,创业精神先天不足,即便政府投入大量资源,精耕细作优化营商环境,也难以从根本上扭转创业活力的不足。这一现象如若存在,将对公共政策,特别是对传统商业文化薄弱地区的政策取向产生深远影响,大大削弱这些地区改善营商环境的决心与投入。鉴于此,本文拟从实际数据出发,切实检验营商环境对创业活力的促进作用是否会因地区商业文化底蕴厚薄而存在显著差异,为揭示传统商业文化在营商环境实际成效方面的潜在影响提供实证依据与理论解释。

从文献角度出发,在当前关于营商环境与创业活动的研究中,学者们普遍强调营商环境在降低交易成本、激励创新等方面的重要作用(Acemoglu 等,2005^[1];Sedláček 和 Sterk,2017^[2]),并从各个角度验证其对降低创业门槛、提高企业存活率的积极影响(朱奕蒙和徐现祥,2025^[3];Sendra-Pons 等,2022^[4])。总体而言,这些研究更多地将营商环境视为具有普适性的制度背景,较少有文献集中于讨论其影响效应在地理或制度背景下的异质性。与此同时,传统商业文化的相关文献则主要揭示传统商业文化在历史上降低交易费用、促进合作的非正式制度功能(蔡洪滨等,2008^[5];梁小民,2011^[6]),近年来逐步延伸至对其当代经济影响的实证检验(赵子乐和林建浩,2019^[7];刘蓝予等,2021^[8]),但关于其对营商环境的影响还是相对缺乏。事实上,当正式制度与非正式制度并存时,可能形成此消彼长的制度替代效应,亦可能呈现互补路径,共同激发创业活力。^①本文拟从营商环境视角切入,将传统商业文化这一非正式制度与当代创新创业活力、制度环境联系起来,分析其在解释当前营商环境这一正式制度效果差异中的潜在作用,为理解非正式制度和正式制度的互动关系提供新的维度。

本文的创新之处可能体现在以下几个方面:一是创新性地传统商业文化、目前的营商环境及创业行为联系起来,深化对非正式制度(商业文化)如何调节正式制度(营商环境)经济效应的理解;二是从商业文化角度阐释营商环境效果的地区异质性,为营商环境建设及其有效性的相关研究提供新的视角;三是从实践角度给出营商环境实际成效和地区传统商业文化的相关性,为各地区——尤其是非传统商业文化发源地优化营商环境、促进创业的相关政策制定提供有益的科学依据和理论参考。

二、文献综述与理论假设

与本文的研究主题相关的文献主要可分为两类:一类聚焦于营商环境对创业活动的影响,另一类则涉及传统商业文化的形成、发展及其经济效应。在第一支文献中,良好的营商环境被视为现代市场经济健康发展的重要制度基础(Acemoglu 等,2005^[1])。Sedláček 和 Sterk(2017)^[2]基于企业动态模型的研究表明,企业规模在

很大程度上受其创立时整体宏观环境的影响,并呈现出顺周期波动的特征。朱奕蒙和徐现祥(2025)^[9]基于中国企业的数据库实证分析也发现,以企业创立时累计取消的准入式审批为衡量指标的创业环境越好,则越有利于企业的长期生存。类似的国际研究还包括 Azman-Saini 等(2010)^[9]、Prusak 等(2022)^[10]等,国内研究还包括夏后学等(2019)^[11]、于晓宇等(2025)^[12]等。这些研究从各个角度论证了优良营商环境作为正式制度对创业活动的关键促进作用,具有重要的理论价值和政策启示,但多集中于对正式制度的分析,对于长期积淀的非正式制度如何与正式制度营商环境互动则还缺乏系统性的研究检验。鉴于此,本文致力于将非正式制度纳入研究范畴,聚焦传统商业文化对营商环境成效的影响,以期提供更细致的理论解释。

第二支文献是传统商业文化的相关研究。在偏向于历史学的研究中,大量文献讨论了传统商业文化的起源、演变轨迹、组织形式及其社会影响,也强调其在地方社会结构形成中的作用(张海鹏和张海瀛,1993^[13];范金民,2006^[14])。在经济学领域,蔡洪滨等(2008)^[5]以徽商和晋商为例,分析商帮的治理模式选择机制,发现不同商帮的治理模式呈现出制度多样性,但均能与当地文化信仰相互强化,形成文化趋同与治理效率的长期稳定。类似的研究还包括梁小民(2011)^[6]、吴琦等(2019)^[15]等。随着改革开放进程不断推进,也有越来越多的研究者将研究视角延伸到当期,例如:刘蓝予等(2021)^[8]利用明清时期商业组织数据实证分析发现,该时期商帮活动越活跃的地区现在的经济发展程度越高。类似的研究还包括赵子乐和林建浩(2019)^[7]等。这些研究揭示了传统商业文化作为非正式制度的重要作用,为理解市场经济发展的区域异质性提供文化视角,但多数研究的研究重心仍然是其在当时历史时期的作用,更没有系统地讨论其如何通过影响区域制度环境的执行效果。因此,本文尝试建立这一连接,探讨传统商业文化如何影响当前营商环境成效的地区异质性。

在不同制度环境和社会文化背景下,创业活动的驱动机制可能存在结构性差异。在商业文化传统较为深厚的地区,居民创业活动可能会更依赖于既有的社会网络与非正式制度资源,人脉资本在信息获取、资源整合及风险应对中发挥着关键作用。其可能的微观机制在于,人脉资本降低了信息不对称性,构成了一个隐性的风险共担与社会支持系统,缓冲了外部制度缺失或薄弱带来的冲击(Du 等,2017^[16];王振忠,2019^[17])。基于此,也有不少研究证实,当正式制度与非正式制度并存时,可能引发制度替代效应,两者共同塑造企业的策略选择与行为逻辑(胡珺等,2017^[18];Weng 等,2021^[19])。因此,在法治环境较为完善、社会秩序相对稳定的基础条件下,商业文化更浓郁的地区市场主体对营商环境优化的边际需求相对有限,营商环境的改善对创业行为的激励作用也可能较弱。鉴于此,本文提出假设 H1a 和其对应的机制假设 H2(见图 1):

假设 H1a:在传统商业文化更为浓厚的地区,营商环境对创业活力的正向促进作用更弱;

假设 H2:传统商业文化越浓厚,则居民创业活力对人脉网络的依赖程度越高,因而对营商环境变化的敏感度越低。

在商业文化氛围较为浓厚的地区,其创业传统往往更为悠久和稳固,居民可能会表现出更高的风险偏好水平,对创业机会的敏感度和响应意愿较高。这一渠道也得到了以往文献的侧面验证;例如:张海鹏和张海瀛(1993)^[13]认为,高利润行业在当时常被视为高风险行业,而商帮的集聚程度越高,其成员的风险承担水平也越高;Guiso 等(2006)^[20]研究也发现,文化具有持续传承的特征,传统商业文化中冒险性的投资理念有可能被长期继承并影响当代决策行为;王孝钰等(2025)^[21]基于上市公司数据的研究表明,商帮可能具有冒险、稳健等多种偏好,当企业管理者有冒险型商帮背景时,企业的金融化程度往往更高。当然,这一机制也可能面临挑战,导致其不成立,如:传统商业文化所培育的风险承担可能局限于历史上熟悉的商贸领域,面对全新市场不确定性或需要高技术创新的创业活动时未必还能起作用。另外,伴随着人口流动、教育普及,地区传统商业文化对年轻一代价值观和风险决策的塑造力可能被稀释。鉴于此,本文提出与此前相反的假设 H1b 及对应的机制假设 H3(见图 1):

假设 H1b:在传统商业文化越浓郁的地区,营商环境对创业活力的正向影响效果越强;

假设 H3:传统商业文化通过提升居民风险偏好水平,增强其把握营商环境优化机遇的意愿,进而强化营商环境对创业活力的正面影响。

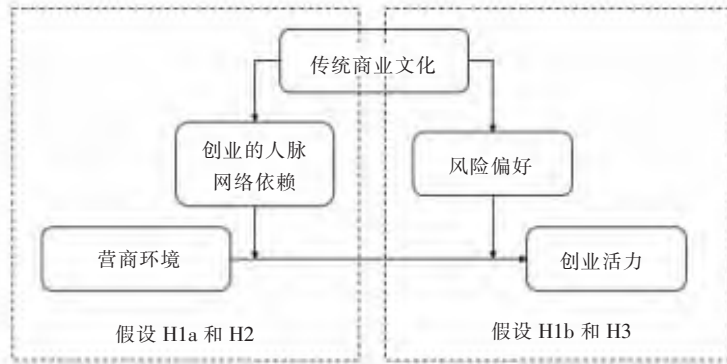


图 1 理论分析图

三、实证方法和数据说明

(一)数据来源及变量选取

本文选取的核心被解释变量为地区创业活力。参考谢绚丽等(2018)^[22]等文献的做法,基础数据来自中国工商企业注册数据库的企业注册登记信息。本文使用的是在行业-城市-年份层面加总的新增企业数量,时间区间为 2017—2022 年。

传统商业文化。本文参考 Du 等(2017)^[16]等绝大多数相关文献的方法,将传统商业文化定义为与十大商帮文化发源地之间的最短距离。值得注意的是,这一指标有时也被称为商帮文化(王孝钰等,2025^[21]),其内涵基本一致,本文暂参考沿用刘蓝予等(2021)^[8]等文献的命名方式,使用传统商业文化的叫法。

营商环境。营商环境的数据来源于北京大学与武汉大学联合发布的中国城市营商环境数据库,该数据库系统收录了 2017—2022 年中国内地地级市在营商环境相关维度的评分。具体地,本文首先将营商环境分为政务环境、市场环境、法治环境和人文环境四个分项,参考张三保等(2024)^[23]依据《优化营商环境条例》的相关原则对各项指标进行赋权,赋权细则和权重与张三保等(2024)^[23]非常一致^②。

考虑到创业文化不仅受到营商环境的影响,还受到地区经济发展水平等多个其他因素的影响,为确保研究设计的严谨性,本文引入经济发展水平、常住人口规模、企业类型、产业结构作为控制变量。值得注意的是,营商环境的综合指标中已经包含了金融存贷相对规模、人力资本数量、地区法治化程度、交通便利度、对外经济贸易占比等,为避免可能的多重共线性问题,控制变量中不再引入这些变量。

(二)实证模型设置

基于以上变量的特征,本文基准回归主要使用固定效应模型,模型具体设置如下:

$$ENTRE_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 SCORE_{it} + \gamma_1 \sum X_{it} + \vartheta_i + \varphi_j + \eta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中:*i* 代表地区,*j* 代表行业,*t* 代表年份,变量 $ENTRE_{ijt}$ 代表创业活力, $SCORE_{it}$ 代表营商环境综合得分,系数 β_1 反映营商环境对创业活力的边际影响, X_{it} 代表一系列控制变量。 ϑ_i 、 φ_j 和 η_t 分别代表地区、行业和年份固定效应, ε_{ijt} 代表误差项。考虑到营商环境、企业投资、要素流动等的空间相关性,本文将进一步使用空间杜宾模型检验两者之间的相关关系,该模型综合考虑了被解释变量的空间自相关性和误差项的空间自相关性,能够较好地捕捉和包含空间溢出效应,促使回归结果更加准确。具体而言,本文将空间杜宾模型设置如下:

$$ENTRE_S_{it} = \beta_0 + \beta_1 SCORE_{it} + \gamma_1 SCORE_{it} \times MIND_i + \gamma_2 \sum_{i'=1}^N \omega_{ii'} SCORE_S_{i't} + \gamma_1 \sum X_{it} + \beta_2 \sum_{i'=1}^N \omega_{ii'} X_{i't} + \vartheta_i + \eta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中:*i* 和 *i'* 均表示地区, $ENTRE_S_{it} = \sum_j ENTRE_{ijt}$,*N* 表示地区的总数, $\omega_{ii'}$ 表示空间权重矩阵中地区 *i* 和地区 *i'* 对应的矩阵元,变量 $MIND_i$ 代表传统商业文化,系数 β_2 和 γ_2 衡量空间相关性,其他符号定义同前式。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表 1 展示了营商环境对创业活力影响的基准回归结果。其中:列(1)和列(2)为全样本回归,列(1)仅引入了固定效应,列(2)在此基础上加入了控制变量。结果表明,在全样本层面,在其他条件不变的情况下,营商环境综合得分越高,则创业活力越强。列(3)—列(6)为分样本回归结果,列(3)样本为传统商业文化发源地,列(4)样本为非传统商业文化发源地,两列均仅控制固定效应,列(5)和列(6)则分别在列(3)和列(4)的基础上加入了控制变量。结果表明,在传统商业文化更浓郁的地区,或者说在历史上从商概率更高的地区对营商环境的更不敏感;反而是在历史上商业文化较弱的地区,受历史上商业文化熏陶的概率更低,目前的营商环境提升还更容易提升创业活力。更进一步地,本文使用 Bootstrap 抽样方法对两组回归系数进行差异检验,结果显示,回归系数的差异为 0.413 和 0.378,均可以在 1% 的显著性水平上拒绝两个样本回归系数没有差异的原假设。基准回归的结果验证了本文的假设 H1a,即在传统商业文化不浓厚的地区,营商环境对创业活力的正面促进作用更弱。从实际政策含义看,传统商业文化底蕴深厚的地区对政策干预敏感度较低,营商环境改善对创业的边际带动作用有限;相反,在历史上商业基础薄弱的地区,则因制度改善而释放出更大的增长潜能,同样的政策投入能产生更为显著的创业促进效果。

表 1 基准回归结果

变量	因变量为创业活力					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
营商环境综合得分	0.259*** (0.032)	0.123*** (0.037)	-0.150 (0.255)	0.263*** (0.034)	-0.247 (0.273)	0.131*** (0.038)
系数差异	—	—	0.413***		0.378***	
系数差异检验的 P 值	—	—	0.000		0.000	
控制变量	N	Y	N	N	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
调整后的 R ²	0.367	0.369	0.502	0.362	0.502	0.365
观测量	34320	34320	1200	33120	1200	33120

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 $p < 0.01$;系数差异及其经验 P 值采用 Bootstrap 抽样进行 300 次组间差异系数检验得到。

(二) 稳健性检验

基准回归中依据是否属于传统商业文化发源地作为样本划分标准,为排除因划分方式可能带来的估计偏误,稳健性检验中首先更换划分标准并重新进行回归。表 2 列(1)—(2)以 200 公里作为划分标准,列(3)至列(4)以 500 公里为划分标准。实证结果同样发现在不同距离阈值下,营商环境对创业活力的促进效应均主要体现在距离传统商业文化中心较远的地区,支持了基准结论的稳健性。进一步地,本文采用三种不同的样本划分方式对基准结果进行稳健性检验。表 3 列(1)—(2)以到传统商业文化发源地距离的中位数为界,列(3)—(4)将传统商业文化浓郁重新定义为和传统商业文化发源地属于同一城市,列(5)—(6)进一步将传统商业文化浓郁的定义更换为和传统商业文化发源地属于同一省份。三组稳健性检验的结果一致表明,在商业文化底蕴更深厚的地区,营商环境对创业活力的影响均较弱。

除此之外,基准回归所使用的数据年份为 2017—2022 年,这一年份区间的选择策略主要是在营商环境数据允许的范围内保留尽可能多的数据,但值得注意的是 2020—2022 年,我国各地区受到不同程度的公共卫生事件冲击,市场环境、创业氛围等发生了改变,可能使得创业活力对营商环境的敏感度上升,并呈现出较

表 2 基于距离划分标准变化的稳健性检验结果

变量	因变量为创业活力			
	(1)	(2)	(3)	(4)
营商环境综合得分	0.006	0.174***	0.058	0.239***
	(0.044)	(0.053)	(0.042)	(0.048)
系数差异	0.168***		0.181***	
系数差异检验的 P 值	0.000		0.000	
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
调整后的 R ²	0.372	0.393	0.354	0.515
观测量	12480	21840	25440	8880

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 p<0.01;系数差异及其经验 P 值采用Bootstrap 抽样进行 300 次组间差异系数检验得到。

表 3 基于其他样本划分标准变化的稳健性检验结果

变量	因变量为创业活力					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
营商环境综合得分	-0.022	0.222***	-0.122	0.137***	0.017	0.182***
	(0.033)	(0.067)	(0.090)	(0.041)	(0.041)	(0.054)
系数差异	0.244***		0.259***		0.165***	
系数差异检验的 P 值	0.000		0.000		0.000	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
调整后的 R ²	0.398	0.349	0.547	0.357	0.503	0.306
观测量	17160	17160	2880	31440	12720	21600

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 p<0.01;系数差异及其经验 P 值采用Bootstrap 抽样进行 300 次组间差异系数检验得到。

强的地区异质性。为排除这一因素的干扰,在表 4 列(1)—(2)中剔除了 2020 年及之后的样本。进一步地,列(3)—(4)将固定效应从省份固定效应、年份固定效应换为地区 * 年份固定效应,控制可能不随地区 * 年份变化的因素。估计显示,定性仍与基准回归相同。

表 4 基于年份区间选择和固定效应的稳健性检验结果

变量	因变量为创业活力			
	(1)	(2)	(3)	(4)
营商环境综合得分	-0.102	0.194***	-0.172	0.117***
	(0.392)	(0.034)	(0.682)	(0.029)
系数差异	0.296***		0.289***	
系数差异检验的 P 值	0.000		0.000	
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区 * 年份固定效应	N	N	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	N	N
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	N	N
调整后的 R ²	0.724	0.580	0.502	0.372
观测量	600	16560	1200	33120

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 p<0.01;系数差异及其经验 P 值采用Bootstrap 抽样进行 300 次组间差异系数检验得到。

企业具有跨地区的流动性,创业活力变量也可能存在空间自相关性,地区营商环境对其他地区创业活力也可能存在空间溢出,进而对上述基准结果造成一定影响。为应对上述问题,本文引入空间杜宾模型,莫兰指数显示,样本年份区间内,创业活力变量均呈现显著的正向空间自相关,表明适合采用空间计量模型进行分析。表5列(1)—(2)展示了空间杜宾模型的实证结果,其中列(2)在列(1)的基础上引入控制变量的空间滞后项。结果表明,营商环境综合得分*传统商业文化交叉项系数分别为0.122和0.125且均表现为显著,进一步支持了基准结论。进一步地,基准回归中传统商业文化的衡量方法可能忽略文化传播的非线性特征,为提升变量效度并增强研究结论的稳健性,本文引入是否为商帮核心城市、传统商业文化渗透度指数两项替代性指标进行再检验,均发现回归结果与基准回归一致。除此之外,分样本回归和交叉项同样是检验不同条件下回归系数差异的有效方法,只是交叉项检验中隐含假设其他变量的回归系数保持不变。为全面检验基准回归的稳健性,本文也基于交叉项方法重新进行了回归,结果表明,交叉项系数表现为显著,再次支持了本文的基准结论(限于篇幅,回归结果表格未列出,留存备索)。

表5 基于空间模型的稳健性检验结果

变量	因变量为创业活力	
	(1)	(2)
营商环境综合得分	1.740** (0.808)	1.606** (0.809)
W.营商环境综合得分	-1.694 (6.330)	-1.920 (7.633)
营商环境综合得分*传统商业文化	0.122* (0.064)	0.125* (0.065)
rho	0.500*** (0.148)	0.468*** (0.156)
sigma2_e	11988.763*** (409.760)	11891.844*** (406.409)
控制变量	Y	Y
控制变量的空间滞后项	N	Y
地区固定效应	Y	Y
行业固定效应	—	—
年份固定效应	Y	Y
R ²	0.294	0.286
观测量	1716	1716

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。

一般来说,地区经济发展水平较高、营商环境较优是吸引居民创业的重要前提,因此创业活力在多数情况下可被视为一个结果变量,内生性问题相对有限。然而,不可忽视的是企业数量越多,通常越能促进当地经济发展,并带动税收、公共服务等方面的提升。鉴于此,本文首先采用滞后一期的方法在一定程度上缓解内生性问题。如表6列(1)—(2)所示,营商环境滞后项的系数在传统商业文化深厚的地区样本中仍不显著,在其他地区样本中则显著为正,且组间系数差异显著,这也进一步验证了基准结论的稳健性。与此同时,本文基准回归中可能存在的另一问题来自样本选择。为排除这一干扰,本文使用倾向得分匹配方法选取和传统商业文化发源地相似的地区样本,如表6列(3)所示,在其他条件类似的情况下,非传统商业文化发源地样本的营商环境对创业活力的影响效果仍显著为正,基准回归的结论仍然保持稳健。

(三)机制分析

首先是人脉网络机制。本文使用2019年的中国家庭金融调查数据,该调查内容涉及户籍结构、资产负债、收支状况等多个维度,为本文的机制检验提供了可靠的微观数据基础。参考既有研究通行做法,本文使用是否从事工商业生产经营项目作为是否参与创业的衡量指标,人脉网络定义为给非家庭成员的年节红包和礼品支

出、红白喜事的红包和礼品占家庭总收入的比例。除此之外,本文还将引入一系列家庭层面的控制变量,包括户主性别、年龄及其平方项,家庭规模,健康状况、受教育程度、政治面貌、婚姻状况、资产规模自然对数、风险态度、金融知识、经济预期等。从表 7 列(1)—(2)不难看出,人脉网络都表现为正向显著,说明人脉网络能显著提升居民参与创业的可能性。进一步地,系数差异检验结果显示,两类样本之间人脉网络的作用强度具有显著差异,在传统商业文化发源地同省地区,人脉网络对创业的影响强度显著更大,这意味着,这些地区居民创业时对人脉网络的依赖程度的确更高,人脉网络的确能够成为解释基准结果的机制之一。列(3)同理将分样本回归改为交叉项检验,发现此时人脉网络 * 传统商业文化交叉项的系数显著为正,表明在传统商业文化氛围更为浓厚的地区,人脉网络对创业活力的提升效应更为突出,这也进一步支持人脉网络作为影响机制的存在。假设 H2 成立。

其次是风险偏好机制。传统商业文化发源地的居民往往承袭了历史上的创业传统,其在主观意识中普遍表现出较高的风险偏好水平,因而更有可能在营商环境优化之际,凭借对机会的敏锐把握率先开展创业活动。本研究同样基于中国家庭金融调查数据讨论风险态度机制的存在性。表 8 列(1)—(2)被解释变量为居民是否参与创业的虚拟变量,第(1)列风险态度定义为是否偏好风险,即是否愿意承担平均及以上风险,列(2)风险态度定义为风险偏好程度,变量从 1 到 5 分别代指愿意选择高风险项目、略高风险项目、平均风险项目、略低风险项目和无风险项目。不难看出,此时列(1)回归系数显著为正,表明风险承担意愿处于平均及以上水平的居民,其参与创业的概率相对更高;列(2)的回归系数显著为负,说明愿意选择的项目风险程度越高,参与创业的可能性的确越大。进一步地,列(3)—(6)分别将风险偏好程度和是否偏好风险作为被解释变量,列(3)、(5)样本区间为全样本,列(4)、(6)样本区间为已参与创业的家庭。结果显示,两列回归系数均未通过显著性检验。这也就是说,因风险偏好增强而对营商环境优化更敏感,进而促进创业的机制,在统计上缺乏支持。结合基准回归结果来看,传统商业文化通过提升风险偏好,进而增强居民对营商环境反应并推动创业的传导链条整体上并不成立。假设 H3 不成立。

表 6 内生性检验结果

变量	因变量为创业活力		
	(1)	(2)	(3)
营商环境 综合得分_L1	-0.084 (0.334)	0.160*** (0.033)	—
系数差异	0.244***		—
系数差异检验的 P 值	0.000		—
营商环境 综合得分	—	—	1.241*** (0.158)
控制变量	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
调整后的 R ²	0.502	0.350	0.280
观测量	1000	27600	20120

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 p<0.01;系数差异及其经验 P 值采用 Bootstrap 抽样进行 300 次组间差异系数检验得到。

表 7 人脉网络的机制检验结果

变量	因变量为参与创业		
	(1)	(2)	(3)
人脉网络	0.004*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)
系数差异	-0.002**		—
系数差异检验的 P 值	0.047		—
人脉网络 * 传统商业文化	—	—	0.002* (0.001)
控制变量	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y
Pseudo R ²	0.194	0.195	0.195
观测量	9565	23773	33338

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 p<0.01,**表示 p<0.05,*表示 p<0.1;系数差异及其经验 P 值采用 Bootstrap 抽样进行 300 次组间差异系数检验得到。

最后是营商环境机制。本文探讨的另一潜在机制在于商帮文化发源地本身可能具备更为优越的营商环境。事实上,倾向得分匹配的稳健性检验已经初步排除了这一机制的可能性。为进一步验证是否存在非线性关系,本研究也在全样本回归中引入了营商环境综合得分的平方项(限于篇幅,回归结果表格未列出,留存备索)。结果显示,综合得分平方项的系数在统计意义上并不显著将样本区间缩小至非商帮文化发源地,结果仍然稳健。这表明在我国当前发展阶段,营商环境对创业活力的影响尚未出现边际效应递减或呈现倒 U 型曲线特征。

表 8 风险态度的机制检验结果

变量	因变量为参与创业		因变量为是否偏好风险		因变量为风险偏好程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
风险态度	0.127**	-0.041***	—	—	—	—
	(0.057)	(0.015)	—	—	—	—
传统商业文化	—	—	-0.297	0.716	0.390	0.829
	—	—	(0.520)	(0.682)	(0.305)	(0.980)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Pseudo R ²	0.193	0.193	0.086	0.081	0.082	0.090
观测量	27155	27155	26431	2345	27253	3279

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 p<0.01,**表示 p<0.05。

五、进一步讨论

目前,各地区经济发展水平都在不断提高,不少地区靠着优越的政务环境和服务升级实现了创业活力的大幅提升,高效服务开始成为驱动创业的关键要素。而这也与国家政策趋向一致:2024年,党的二十大报告两次强调优化营商环境的重要性。在党的二十届三中全会上,习近平总书记进一步指出“要促进政务服务标准化、规范化、便利化”。在这一背景下,本文进一步探讨政务服务等营商环境分项在激发创业活力中所发挥的作用。如表 9 所示,在营商环境的四个分项中,政务服务指标表现出最强的统计显著性,相比之下,人文环境、法治环境作为解释变量则没有表现出显著性,市场环境指标则在 10% 的显著性水平下表现为显著。这也意味着政务服务在构建良好营商环境、推动企业创业活力方面的确发挥了重要作用,其影响力超过其他分项。进一步地,本文将营商环境的二级指标分项分别作为解释变量,发现以政府支出占比、电子政务为衡量指标的政府效率和以罚没收入占比为衡量指标的政府透明两个分项均表现为正向显著,说明近年来政府推动政务服务数字化、加大惠企政策力度、强化规范管理等举措切实发挥了优化营商环境和激励创业的积极效果。事实上,这也可以一定程度上看成服务型政府职能的延伸,进一步凸显政府服务在创业生态中的重要地位。为验证上述结论的稳健性,本文将样本范围扩展至全部地区,结果显示主要结论依然保持一致,未发生

表 9 营商环境各项一级指标在推动创业中的重要性

变量	因变量为创业活力			
	(1)	(2)	(3)	(4)
政务环境	0.078***	—	—	—
	(0.020)	—	—	—
市场环境	—	0.036*	—	—
	—	(0.019)	—	—
法治环境	—	—	-0.005	—
	—	—	(0.011)	—
人文环境	—	—	—	0.010
	—	—	—	(0.039)
控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
调整后的 R ²	0.365	0.364	0.364	0.364
观测量	33120	33120	33120	33120

注:表中括号内为稳健标准误,***表示 p<0.01,*表示 p<0.1。

实质性变化。(限于篇幅,回归结果表格未列出,留存备索)

进一步地,将传统商业文化与营商环境建设的位置进行调整,即把距离最近的传统商业文化发源地的距离自然对数作为解释变量,将营商环境作为样本的分类变量(限于篇幅,回归结果表格未列出,留存备索)。结果显示,仅在营商环境相对较差的地区,传统商业文化对创业活力的影响作用较强且显著为负。这一结果能够与本文此前的结论对应起来,也引申出有意思的新思考,即传统商业文化对经济行为的影响并非固定不变,而是随着外部环境条件的变化而动态调整。当营商环境支持不足时,文化因素的作用会被放大,成为影响创业活力的重要因素。

六、结论与政策启示

(一)研究结论

本文基于 2017—2022 年企业注册登记数量等数据,研究传统商业文化对营商环境的影响。结果表明在受传统商业文化影响越小的地区,营商环境对创业活力的正面影响越大。更换传统商业文化的区域划分标准、剔除其他年份因素干扰、考虑空间自相关性后,这一结果均能够保持稳健。采取滞后项、倾向得分匹配等方法尽可能缓解内生性后,结果仍然不会发生改变。机制分析表明,传统商业文化深厚的地区居民创业往往更加依赖人脉网络,因此对营商环境优化的敏感程度相对较弱。传统商业文化促使居民风险偏好程度增加,对营商环境改善反应更强的渠道则并不存在,而这也可以与基准结果对应起来。进一步讨论发现,在营商环境的各个分项中,政务环境的提升对创业活力的正向影响最强,电子政务等服务型分项也表现出正向显著性,说明服务型的政府建设能够在推动创业中发挥重要作用。本文的研究为传统商业文化影响下营商环境效果的研究提供新的视角,在未来的研究中,如果能收集到更多基于历史古籍的精确数据,还能够引入历史漕运路线距离或明清商路节点城市等变量作为衡量指标,得到更加丰富的结果。

(二)政策启示

1.增强信心,强化传统商业文化薄弱地区营商环境建设

在传统商业文化影响较弱、历史上创业活跃度不高的地区,应更加坚定地推进营商环境优化进程。研究表明,这些地区创业活力对制度环境改善的反应更为敏感,政策的边际效益更显著,不存在地区先天优势决定论。因此,地方政府应增强改革信心,制定更具针对性和系统性的营商环境提升方案,尤其是在企业注册、行政审批等基础制度方面开展创新,激活潜在创业动力,形成区域发展的新增长点。

2.明确优化节奏,坚持深化营商环境改革的总体方向

研究结果表明,营商环境的二次项并不显著,表明当前我国整体营商环境仍处于建设完善阶段,持续优化营商环境仍具有广泛空间。很多地区尤其是二、三线城市无需担忧过度优化问题,而应持续加大营商环境改革的制度供给与政策落地,推动从制度便利向创业生态建设的深层次转变,动态优化改革措施,充分挖掘营商环境对创业活动的带动潜力。

3.突出服务型政府建设,着力提升软性制度质量

实证结果显示,政务环境的改善对创业活力的促进效应最为突出,而这也充分凸显出政府服务效能对企业发展的作用。因此,应推动各地政府从比拼基础条件向提升服务质量和行政效率转型,系统优化政务流程,全面推进政务服务标准化和数字化,持续推行高频事项“最多跑一次”等改革;增强服务意识和专业能力,打造高效、透明、可预期的行政与司法环境,为创业活动和市场主体发展提供持续而稳定的制度保障。

注:

①进一步地,非常值得注意的是,“制度互补”与“制度替代”理论的边界条件同样值得探讨。其中,非正式制度的强度与完备性是关键因素:如果商帮文化等非正式制度自身非常强大,内部协作、人脉信任等机制发展超过一定程度,其本身即能提供高效的秩序与资源,区域内居民、企业对营商环境等正式制度的变化反应钝化,即形成对正式制度的替代效应。反之,在非正式规范较弱的地区,正式制度则更易发挥主导作用,产生互补效应。当然,除此之外,制度匹配度、发展阶段等也可能构成重要边界。

例如:在市场机制尚不完善、法治环境仍在建设的转型阶段,非正式制度往往承担更多替代功能,当市场、法治体系逐步发展健全,健全度超过某一非常高的阈值后,两者的关系则逐渐从替代转向互补,形成协同治理的格局。

②在最终选取的指标体系中,市场环境分项中包含:金融机构存贷规模和户籍人口之比,以反映融资的难易程度;人均专利授权数量与人均科学技术支出,用于衡量地区创新强度;人均供水量、人均供电量、人均城市建设用地面积、高校学生人数、人均互联网宽带接入数、货运量和客运量,衡量要素市场和公共服务资源的获取难度;租赁及商业服务业人数占比,衡量能够为企业经营带来便利的市场中介发展程度。政务环境分项中包含:政府廉洁指数和政府关心指数,取自《中国城市政商关系评价报告》;一般公共预算支出占比和电子服务能力指数,衡量政府政务服务的效率;政府罚没收入占税收总额的比例,衡量政府信息的公开程度。法治环境分项中包含:专利侵权纠纷裁决数占专利授权数的比重,作为产权保护力度的代理变量;人均刑事案件数量,反映社会治安状况;律师事务所数量,衡量司法服务供给强度。人文环境分项中包含:对外经济贸易总额占GDP的比重和非内地企业数量占规模以上工业企业数量的比例,衡量对外开放程度;合同纠纷数量占GDP的比重,衡量社会信用程度。

参考文献:

- [1]Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A.. Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth[J].Handbook of Economic Growth,2005,1:385-472.
- [2]Sedláček P., Sterk V.. The Growth Potential of Startups over the Business Cycle[J].American Economic Review,2017,107(10):3182-3210.
- [3]朱奕蒙,徐现祥.创业营商环境,市场准入与企业长期生存[J].财贸经济,2025,(9):156-172.
- [4]Sendra-Pons P., Comeig I., Mas-Tur A.. Institutional Factors Affecting Entrepreneurship: A QCA Analysis[J].European Research on Management and Business Economics,2022,28(3):100187.
- [5]蔡洪滨,周黎安,吴意云.宗族制度,商人信仰与商帮治理:关于明清时期徽商与晋商的比较研究[J].管理世界,2008,(8):87-99.
- [6]梁小民.走马看商帮[M].上海:上海书店出版社,2011.
- [7]赵子乐,林建浩.海洋文化与企业创新:基于东南沿海三大商帮的实证研究[J].经济研究,2019,(2):68-83.
- [8]刘蓝予,周黎安,吴琦.传统商业文化的长期经济影响:基于明清商帮的实证研究[J].管理世界,2021,(11):106-120.
- [9]Azman-Saini W. N. W., Law S. H., Ahmad A. H.. FDI and Economic Growth: New Evidence on the Role of Financial Markets [J].Economics Letters,2010,107(2):211-213.
- [10]Prusak B., Morawska S., Łukowski M., et al. The Impact of Bankruptcy Regimes on Entrepreneurship and Innovation. Is There Any Relationship?[J].International Entrepreneurship and Management Journal,2022,18(1):473-498.
- [11]夏后学,谭清美,白俊红.营商环境,企业寻租与市场创新:来自中国企业经营环境调查的经验证据[J].经济研究,2019,(4):84-98.
- [12]于晓宇,孟晓彤,邱亚芹.营商环境对创业者主观幸福感的影响研究:来自69个国家的经验证据[J].管理科学学报,2025,(3):34-58.
- [13]张海鹏,张海瀛.中国十大商帮[M].合肥:黄山书社,1993.
- [14]范金民.明代地域商帮的兴起[J].中国经济史研究,2006,(3):93-103.
- [15]吴琦,周黎安,刘蓝予.地方宗族与明清商帮的兴起[J].中国经济史研究,2019,(5):139-158.
- [16]Du X., Weng J., Zeng Q., et al. Culture, Marketization, and Owner-Manager Agency Costs: A Case of Merchant Guild Culture in China[J].Journal of Business Ethics,2017,143(2):353-386.
- [17]王振忠.从徽州到江南:明清徽商与区域社会研究[M].上海:上海人民出版社,2019.
- [18]胡珺,宋献中,王红建.非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J].管理世界,2017,(3):76-94.
- [19]Weng C., Li X., Yang H., et al. Formal and Informal Institutions: The Independent and Joint Impacts on Firm Innovation[J].Management and Organization Review,2021,17(5):918-967.
- [20]Guiso L., Sapienza P., Zingales L.. Does Culture Affect Economic Outcomes?[J].Journal of Economic Perspectives,2006,20(2):23-48.
- [21]王孝钰,张言玉,邹汝康.商帮文化异质性与企业金融化[J].财贸经济,2025,(7):124-141.
- [22]谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?:来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,(4):1557-1580.
- [23]张三保,张志学,黄敏学.中国城市营商环境数据库 2024[DB/OL].(2024-09-17)[2026-04-30].https://doi.org/10.18170/DVN/9NJDWE.

[责任编辑:孔 雯]