

县域营商环境竞争的空间溢出效应研究

——来自贵州省的经验证据

阮舟一龙 许志端

(厦门大学管理学院,福建 厦门 361005)



内容提要:优化营商环境已然成为地方政府竞争的重要手段之一。本文基于空间计量模型,采用贵州省88个县域营商环境数据,对我国县级政府之间的营商环境竞争问题进行定量研究。研究表明:第一,县域营商环境存在着显著的正向空间竞争行为;第二,通过考察县域营商环境评价在开办企业、办理建筑许可和获得电力三个方面的维度,显示三者共同存在空间正自相关性和空间集聚效应,尤其是开办企业,空间自相关性和集聚效应相对更强;第三,贵州省经济发展水平较好的县域对营商环境竞争的依赖程度相对较弱。在此基础上,本文提出推进以优化营商环境为核心的跨区域制度合作、强化并联审批制度优化力度以及加强政府制度创新等相关政策建议。本文不仅补充完善关于地方政府竞争理论相关的研究文献,也为客观、公正并科学地评估地方政府优化营商环境的空间溢出效应提供新的证据。

关键词: 县域营商环境竞争 空间溢出效应 开办企业 办理建筑许可 获得电力

中图分类号: F127 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2020)07—0075—18

一、引言

财政分权理论认为基于社会主义市场经济体制改革的,由中央政府主导的地方政府竞争机制是推动经济增长的重要动力(周黎安,2007)^[1]。以往,地方政府竞争主要包括土地政策竞争(杨其静等,2014)^[2]、税收政策竞争(龙小宁等,2014)^[3]、地方财政竞争(肖叶等,2019)^[4]等。然而,随着全球化进程不断推进和全球经济竞争不断升级,党中央和国务院对营商环境重视程度逐渐提高。在首届和第二届中国国际进口博览开幕会上,习近平总书记多次强调要着力打造国际一流营商环境并持续优化我国营商环境;李克强总理在2019年全国深化“放管服”改革优化营商环境电视电话会议上,再次指出“要把‘放管服’改革、优化营商环境作为促进‘六稳’的重要举措”。在习近平总书记和李克强总理的重要指示下,各地政府积极响应并纷纷出台简化行政审批手续、减税降费、加强产权保护、提升政府服务效率、构建信用体系平台等一系列优化营商环境政策措施。其中,辽宁省发布的《辽宁省优化营商环境条例》更是“将营商环境工作纳入政府绩效考核体系”。为此,作为分税制改革以来就以独立利益主体而存在的且具有较大自由裁量权的地方政府,势必会将其作为今后政府的重要工作方向;加之,优化营商环境作为中央政府现阶段考核地方政府官员政策执行能力的重要指标^①,有可能会形成一种自上而下的“标尺竞争”——营商环境竞争。例如,贵州省

收稿日期:2019-10-08

作者简介:阮舟一龙,男,博士研究生,研究领域是企业营商环境,电子邮箱:17720140153798@stu.xmu.edu.cn;许志端,女,教授,博士生导师,研究领域是企业营商环境、可持续供应链管理等,电子邮箱:zhiduanx@xmu.edu.cn。通讯作者:许志端。

①参见国务院于2019年10月公布的《优化营商环境条例》第七条。

提出要打造“门槛低于周边,服务高于周边”的营商环境高地,广西柳州市宣布企业开办环节进入“零费用”时代,而广东省深圳市为进一步降低企业进入门槛,则推出“零见面、零纸张、零花费”等优化营商环境举措。然而,目前尚未有相关研究为营商环境竞争的存在以及其空间溢出效应提供实证证据。因此,本文的研究具有一定的理论意义和现实意义。

对此,本文基于空间计量模型,以贵州省县级政府(包括县级市、县、区)为研究对象,深入探讨我国县域政府营商环境竞争的空间溢出效应。研究发现:首先,县域营商环境存在显著的空间正自相关性,其在地理分布上具有明显的空间集聚效应,支持县域政府间存在营商环境竞争的说法;其次,考察县域营商环境构成维度,开办企业、办理建筑许可和获得电力,三者同样存在空间正自相关性和空间集聚效应,尤其是开办企业,空间自相关性和集聚效应相对更强;最后,研究还发现经济发展水平较高的县域对营商环境竞争的依赖程度较弱,反而经济发展水平较低的县域对其呈现更高的依赖性。

相比现有研究,本文的研究贡献包括如下几个方面:(1)现有关于营商环境的研究主要从公共选择理论(Djankov等,2002)^[5]和交易成本理论(Autio等,2014)^[6]等方面考察营商环境的影响机理,本文则是基于地方政府竞争理论中的官员晋升机制,考察县域营商环境竞争效应,为关于营商环境的研究提供一个新的理论视角;(2)现有研究基于传统计量模型考察营商环境的影响效应,但是尚未有研究考察营商环境竞争的空间效应,本文基于空间计量经济学理论,构建营商环境竞争的空间计量模型,实证分析营商环境竞争的空间依赖性和空间溢出效应,扩充营商环境的实证模型和研究领域;(3)现有研究虽然已经关注到收集国家、省域和市域营商环境相关数据对政策制定的重要性,但是尚未考察到执行层县域层面营商环境数据对决策层政策制定的重要性,本文采用县域营商环境的一手数据作为研究数据来源,不仅可以为决策层了解政策的实施效果提供实践反馈,而且可以为其进一步优化政策提供有意义的参考依据。

二、文献综述

营商环境作为一个衡量政府监管质量和效率的宏观变量,在学术界得到了广泛应用。经济学、管理学和法学等领域的学者从不同的理论视角,探讨营商环境对宏观经济和微观经济的影响,并逐步形成开办企业、办理建筑许可、获得电力、登记财产、获得信贷、保护中小投资者、纳税、跨境贸易、执行合同和办理破产十项内容的营商环境评价体系。也有国内学者基于“市场、政务、法律政策、人文”四个维度构建了符合中国特色的营商环境评价指标体系(张三保等,2020)^[7]。

在宏观经济方面,营商环境的持续优化不仅能够促进地区经济发展(董志强等,2012)^[8],而且是吸引外商投资、提高贸易便利化和促进行业发展的重要因素(吴小康和于津平,2016)^[9]。例如,董志强等(2012)^[8]基于传统计量经济模型,以世界银行提供的中国30个大城市的营商环境数据,检验了营商环境与经济发展的关系,结果表明,两者存在显著的正向影响关系,其研究结果同样证明了“制度至关重要”假说。Corcoran和Gillanders(2015)^[10]基于世界银行营商环境的衡量指标体系,研究了其对全球范围内经济体投资的影响,结果表明中等收入经济体的营商环境对外国直接投资产生了较大的正向相关影响。营商环境的优劣更是与一个地区的经济特征、历史发展和法律渊源等密切相关(Miletkov等,2017)^[11]。同时,Besley(2015)^[12]分析了15篇利用计量实证模型研究营商环境影响效果和影响因素的论文,发现其中大部分研究结果证实营商环境作为制度对经济发展的重要性。作为营商环境研究的开山之作,Djankov等(2002)^[5]的研究以公共选择理论为基础,首次将营商环境作为监管效率的衡量指标,对全球85个经济体进行测度,并实证检验了营商环境对经济增长的促进作用,研究结果表明,当经济体的监管负担越重,则该经济体的腐败程度越高,非正式经济规模越大,行政约束越低以及政治权力越少。然而,Besley和Persson

(2009)^[13]将营商环境指标体系中的保护少数投资者作为被解释变量,认为虽然在历史上有过外部冲突的国家会具有更强劲的债权能力和信用信息共享能力,但是这与保护少数投资者的强弱并无显著关联。

在微观经济方面,一个良好且透明的营商环境是企业规避风险的必要条件,尤其是规避市场进入风险(Djankov等,2005)^[14]、竞争风险(Thai和Turkina,2014)^[15]、融资风险(Houston等,2010)^[16]、投资风险(Griffiths等,2009)^[17]。高效的营商环境不仅能够降低企业税率(Fisman和Svensson,2007)^[18]、带动当地就业增长(Branstetter等,2014)^[19],而且可以扩展企业融资渠道(Ayyagari等,2008)^[20]、提高企业利润率(Claessens等,2014)^[21]。同时,营商环境也会进一步影响企业决策行为(明秀南等,2018)^[22],特别是企业研发创新决策(夏后学等,2019)^[23]。然而,Prantl(2012)^[24]提出不同的观点,认为高效的营商环境虽然能够促进经济增长,但也带来更激烈的市场竞争,甚至可能会抑制当地现有企业的成长。

综上所述,大部分学者就营商环境是推动经济发展的重要因素这一论断达成共识,并从国家层面、省级层面和地市级层面进行探究,但缺乏对县域营商环境的研究;其次,目前的研究大多采用传统计量模型研究不同地区营商环境的影响效应,很少关注不同地区之间的营商环境竞争;最后,在研究数据方面,大部分学者直接采用世界银行公布的营商环境数据,并未深入了解当地营商环境的具体情况,这为本文提供研究契机。因此,本文将基于中国优化营商环境的制度背景和理论,对营商环境竞争的存在性以及空间溢出效应等问题加以分析。

三、制度背景与理论分析

1. 制度背景

世界银行早在2002年就已成立衡量各经济体政府监管效率的研究项目,称为“营商环境”项目,并指出“营商环境”的主旨并不在于减少政府监管,而是改善其监管,提高政府服务效率。从制度经济学的层面来看,营商环境作为一种资源要素,之所以成为生产力最关键的因素取决于其“不可替代性”。因为影响企业活动的社会要素、经济要素、政治要素和法律要素均为制度性交易成本范畴,而优化营商环境正是降低制度性交易成本的重要手段之一。秘鲁经济学家埃尔南多·德·索托(Hernando de Soto)在社会实验中验证了科学的“营商环境”能够降低制度性交易成本。例如,在秘鲁首都利马郊区注册一家企业需要花费289天,而在美国佛罗里达州仅需要2个小时即可办理完成。

我国正在加大改革力度、加快改革步伐,努力打造国际化、法治化、便利化的营商环境。习近平总书记指出,“改善营商环境和创新环境,降低市场运行成本,提高运行效率,提升国际竞争力”。具体而言,我国的营商环境不仅在于“化繁为简”,而且还在于“推陈出新”。正如习近平总书记在中央财经领导小组第十六次会议所强调的,“要清理并减少各类检查和罚款,建立涉企收费目录清单制度,严禁越权收费、超标准收费、自设收费项目、重复收费,杜绝中介机构利用政府影响违规收费,行业协会不得强制企业入会或违规收费”。同时,习近平总书记对优化营商环境如何做到“推陈出新”提出,“要加快统一内外资法律法规,制定新的外资基础性法律,要清理涉及外资的法律、法规、规章和政策文件,凡是同国家对外开放大方向和大原则不符的法律法规或条款,要限期废止或修订”。李克强总理在2017年6月13日召开的全国深化“放管服”改革电视电话会议中首次提出“营商环境就是生产力”。“营商环境就是生产力”为我国深化“放管服”改革提供了一个全新的认知:必须由以往依赖政策红利优惠的“洼地”,上升至营造公平营商环境的“高地”。

在政策实践方面,2019年7月,国家发展和改革委员会牵头起草了《优化营商环境条例(征求

意见稿)》。从2020年1月1日起,该条例开始正式生效。各省、直辖市、自治区在纵深优化营商环境方面竞相出台相关政策。例如,北京市发布《北京市进一步优化营商环境行动计划(2018—2020年)》的通知,分别从政务环境、投资贸易环境、创新创业环境和诚信法治环境等方面提出了营造稳定公平透明、可预期的营商环境的改革措施。又如,上海市公布《着力优化营商环境加快构建开放型经济新体制行动方案》指出,上海市将进一步深化营商环境改革,持续推进“互联网+政务服务”,打造法治化、国际化、便利化营商环境。广州市出台《广州市进一步优化营商环境的若干措施》,在深化营商环境1.0改革基础上,打造并实施广州市营商环境第二代改革方案。深圳市颁布《关于加大营商环境改革力度的若干措施》,推出20项改革措施126个政策点,积极营造国际一流营商环境。作为西南地区经济增长速度最快的省份,贵州省则出台《贵州省营商环境优化提升方案》,全力打造营商环境“贵州高地”。

2. 理论分析

自改革开放以来,中央政府的大部分经济管理审批权限逐步下放至地方政府,使地方政府拥有更多的自由裁量权(周黎安,2007)^[1]。作为分税制改革以来就以独立利益主体而存在的地方政府为得到中央政府的认可,形成以财税竞争、制度竞争和标尺竞争为行动路径的地方政府竞争(郭栋和胡业飞,2019)^[25]。在现有官员选拔任用制度背景下,横向“标尺竞争”已经成为官员晋升的重要考核标准之一。根据政治晋升锦标赛理论的核心论点,认为拥有集中人事权的中央或上级官员会依据政绩指标对下级官员进行考核,从而决定下级官员的政治晋升(袁建国等,2015)^[26]。当前政绩考核指标日渐趋于多元化,包括GDP总量、财税收入、招商引资、基础设施投入、贸易增量等指标,下级官员通过提升这些政绩指标向上级官员展现个人执政能力,进而获得晋升机会。然而,随着经济发展和改革的不断深入,这种考核机制仅从纵向的相对数值片面地体现地方官员的执政水平。因此,为弥补这种考核误差带来的官员选拔任用制度的缺陷以及提高考核的精准度,横向相对绩效考核机制,即横向“标尺竞争”,就显得尤为重要。

作为地方政府的具体政策执行者,地方官员在“标尺竞争”以及推动地区经济发展、提高财税收入和吸引资本流入等晋升考核绩效的双重压力之下,制定各种差异化和多元化政策措施,从而形成多元化的地区政府间的竞争形式。然而,基于晋升激励而开展的区域性竞争会挤压公共物品的供应,造成教育、医疗福利支出的减少(傅勇,2010)^[27],无法遏制环境污染企业的碳排放等(黄寿峰,2017)^[28]。

相比土地低价出让、改变税收征管力度等手段,优化营商环境通过整合政府制度给企业带来高效行政审批等资源而更具有吸引力,加之,地方官员在优化营商环境过程中具有较大的自由裁量权,这无疑成为吸引外来企业到本辖区投资发展的重要手段。进一步,优化营商环境的目的在于减少政府干预、提高政府服务以及加强法律保护,进而降低企业制度性交易成本,使得企业更多地从事生产性活动,降低非生产性活动的支出,从而提高社会的整体福利(万华林和陈信元,2010)^[29]。倘若地方政府干预过多、服务质量差、法律保护不力,就会增加企业的非生产性支出,对社会福利造成损害,而地方政府的相关官员则需要承担相应的责任,影响其绩效考核。由此,官员会根据其他地区内的营商环境优化政策相应地调整本地区的营商环境优化政策,从而形成区域的营商环境的空间溢出效应。

具体而言,县域营商环境的空间溢出效应的作用机理表现为以下三方面:一是地方官员晋升机制。随着《优化营商环境条例》的出台和实施,各地方政府纷纷将优化营商环境作为上级政府考核下级政府官员的具体指标^①,这在一定程度上能够反映地区制度性交易成本的高低,并逐渐成为官

① 诸如《辽宁省优化营商环境条例》《陕西省优化营商环境条例》《安徽省优化营商环境条例》等政策文件的相关规定。

员晋升模式中的重要“标尺竞争”之一。地方政府之间的这种“标尺竞争”可能会带来营商环境的空间溢出效应。如果本地政府在营商环境竞争中更具有优势,那么在这场官员晋升锦标赛中将会获得更多的晋升资本,而官员晋升又是一种零和博弈,因此邻近地方政府为了获得同样的或是更多的晋升资本,往往会采取趋同化营商环境竞争策略。因此,地方官员晋升机制在一定程度上构建了地方政府间的营商环境竞争,促使营商环境的空间溢出效应就此形成。

二是制度模仿机制。制度模仿对制度落后地区而言具有重要意义,是其打破路径依赖和提高制度变革效率的重要手段(郭熙保和胡汉昌,2004)^[30]。地方官员在进行优化营商环境时,因信息不对称或是自身知识完备程度不高,导致失去优化营商环境的变革方向,故需通过制度模仿对优化营商环境的具体方向进行明确,减少制度变革时间滞后的影响。为此,当制度试点区推行诸如降低企业进入门槛、降低企业税务负担、提升政府行政审批效率等营商环境改善措施产生社会福利效应时,制度相对落后地区则会对制度试点区的优秀营商环境改善措施进行模仿和学习,并转化成符合本地区经济特点的营商环境改善政策,从而实现模仿到创新的发展路径。也就是说,制度试点区会形成一种“示范效应”,影响周边地区制度改革进程,促使地方政府通过制度模仿形成营商环境的空间溢出效应。

三是生产要素流动机制。劳动力、资本等生产要素往往追求利润最大化,同样又是稀缺的,地方政府则会通过优化营商环境吸引外来企业投资和留住本地企业继续经营。这种吸引行为就会造成要素的流动,从而带来营商环境的空间溢出效应。生产要素流动本身会有一种集聚效应,即本地政府出台的优化营商环境政策占据优势时,生产要素则会流向利于自身发展的地方,这就造成邻近地方的生产要素出现流出现象。然而,邻近地方政府为了不让生产要素流出,同样会采取更具有吸引力的优化营商环境政策,从而锁定生产要素。生产要素流动机制是地方政府营商环境政策影响相邻地区的重要路径,促进地方政府营商环境的竞争,从而形成营商环境的空间溢出效应。因此,本文提出如下研究假设:

H₁:在限定其他条件情况下,县域地方政府间存在营商环境竞争以及空间溢出效应。

四、研究设计

1. 县域营商环境竞争的模型设定

以往的传统计量模型认为地区经济行为是相互独立的,而“地理学第一定律”则认为事物之间存在着广泛的联系,并且较近事物比较远事物更关联(Tobler,1970)^[31]。因此,空间计量经济学的诞生则弥补和考察了地区经济行为在空间上的相互关联程度,即一个地区的经济行为依赖于其他地区的经济行为,称之为空间依赖性(Anselin,1988)^[32]。空间依赖性的表现形式体现在样本观测值的滞后项和误差项上,因此可将空间计量模型分为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)和空间误差模型(Spatial Errors Model, SEM)。

SLM 主要研究周边相邻地区的经济行为对本地区经济行为的影响(溢出效应),空间依赖性体现在滞后项上,具体模型如下:

$$Y_i = \alpha + \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} Y_j + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, Y_i, Y_j 分别为县 i 和县 j 的观测值; α 为常数项; λ 为营商环境竞争反应系数,即周边相邻县营商环境对本县营商环境的影响程度; W_{ij} 为行标准化后的空间相邻权重矩阵; $\sum_{j=1}^N W_{ij} Y_j$ 为空间滞后因变量,即除县 i 之外其他相邻县营商环境的加权平均值; X_i 为县 i 的外生解释变量; β 为解释变量 X_i 的回归系数; ε_i 为残差扰动项。

SEM 主要研究区域间的空间互动模式通过误差项的结构关联来表现,其空间依赖性体现在误

差项上,具体模型如下:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\varepsilon_i = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_j + \mu_i \quad (3)$$

其中, ρ 为县域政府间营商环境竞争的空间误差反应系数,衡量由于因变量的误差冲击对本县营商环境的影响程度; $\sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_j$ 为空间滞后项误差因变量,即除县*i*之外其他相邻县营商环境的误差冲击的加权平均值; μ_i 为残差扰动项;其他参数定义与式(1)相同。

由于SLM和SEM中的解释变量或是残差引入了空间加权矩阵,如果仍然采用OLS方法,则回归系数的估计将存在严重偏误。因此,需要在空间计量模型中借助最大似然估计(MLE)方法才最为合适。

2. 样本选择与指标定义

本文选取2016年中国贵州省88个县域作为研究对象^①。具体地,参考世界银行营商环境评估体系并结合县域的政权决策限制,选取开办企业便利水平、办理建筑许可便利水平和获得电力便利水平三个一级指标和12个二级指标来度量县域营商环境。本文选取开办企业便利水平、办理建筑许可便利水平和获得电力便利水平作为县域营商环境的指标体系的理由在于:首先,世界银行发布的营商环境指标体系中的十项指标主要涵盖了两类性质的指标:一是监管效率指标,包括开办企业便利水平、办理建筑许可便利水平、获得电力便利水平、登记财产便利水平、纳税便利水平、跨境贸易便利水平;二是法律指标,包括获得信贷便利水平、保护中小投资者便利水平、执行合同便利水平和办理破产便利水平。由于县域政府立法权限的限制,第二类法律指标不适合纳入县域营商环境的评价指标体系中。其次,监管效率指标中的纳税和跨境贸易,分别直属于国家税务总局和海关总署,县域政府不具有支配权,因此这两个指标也不适合纳入县域营商环境的评价指标体系中。最后,由于办理建筑许可便利水平已经涵盖了登记财产便利水平,因此不需要重复评价。综上,本文以开办企业便利水平、办理建筑许可便利水平和获得电力便利水平三项指标构建县域营商环境的指标体系。具体定义如下:

(1)开办企业便利水平是指政府部门对商事登记过程的监管效率,要求企业家注册并正式运营一家内资工(商)业企业所需的正式手续以及完成这些手续所需时间和费用,时间单位为自然日,成本等于所需费用/人均可支配收入。(2)办理建筑许可便利水平是指政府部门对企业的建筑工程的监管效率和监管质量,监管效率采用企业为完成一项建筑工程所经历的手续以及完成这些手续所用时间和成本衡量,监管质量以建筑质量控制指数度量。办理建筑许可时间单位为自然日,成本等于所需费用/仓库价值(假设仓库价值为人均可支配收入的50倍)。(3)获得电力便利水平则衡量企业办理一项永久用电连接所需手续以及完成这些手续所耗费的时间和成本,并以供电可靠性和透明度指数衡量企业获得用电过程的可靠性和电费透明度,获得电力时间单位为自然日,其成本等于所需费用/人均可支配收入。因此,开办企业便利水平包括手续数、时间、成本以及最低注册资本金;办理建筑许可便利水平包括手续数、时间、成本以及建筑质量控制指数;获得电力便利水平包括手续数、时间、成本以及供电可靠性和透明度指数。本文分三步骤计算88个县域的营商环境便利水平:首先,依据世界银行公布的营商环境二级指标的“最好值”和“最差值”^②,采用公式“”对二级指标数值进行归一化处理(分值取值范围0~100);接着,对归一化后的二级指标数值进行

① 贵州省88个县域的营商环境数据来源于贵州日报发布的《贵州省2017年营商环境第三方评估整体情况报告》,样本数据截止时间为2017年9月。详见网址:<http://szb.gzrbs.com.cn/gzrb/gzrb/rb/20180207/Article02005JQ.htm>。

② 参见世界银行发布的《2020年营商环境报告》的第六章“营商环境便利度排名和营商环境便利度分数的计算方法”。详见网址:https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/32436/9781464814402_Ch06.pdf。

简单算术平均,得到各项一级指标数值;最后,对一级指标数值进行加总平均,最终得到 88 个县域的营商环境便利水平(许志端和阮舟一龙,2019)^[33]。

县域其他控制变量包括人均地区生产总值(等于各县域的地区生产总值除以当年该县的总人口)、产业结构(等于各县域地区生产总值的第一产业比例)、固定资产投资比例(等于各县域的固定资产投资总额除以当年该县的地区生产总值)以及公共教育财政支出比例(等于各县域的公共财政支出中的教育支出比例)。控制变量数据来源于《贵州省 2017 年统计年鉴》。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 主要指标定义

变量名称(变量代码)	子变量名称	变量定义	
营商环境便利水平(DTF)	开办企业便利水平(DTF1)	手续数(个)	企业家或企业内其他成员创办企业或正式开展一项业务时,企业外部官方所要求的手续数量
		时间(天)	企业家或企业内其他成员创办企业或正式开展一项业务时,完成企业外部官方要求的手续的所有时间,以日历天数记录
		成本	企业家或企业内其他成员创办企业或正式开展一项业务时,完成企业外部官方要求的手续的所有成本,以占人均可支配收入的百分比表示
		最低注册资本金	企业家或企业内其他成员创办企业或正式开展一项业务时,需要存入银行或交给公证人的款数,以占人均可支配收入的百分比表示
	办理建筑许可便利水平(DTF2)	手续数(个)	企业家或企业内其他成员在办理工程建设项目相关证件时,企业外部官方所要求的手续数量
		时间(天)	企业家或企业内其他成员在办理工程建设项目相关证件时,完成企业外部官方要求的手续的所有时间,以日历天数记录
		成本	企业家或企业内其他成员在办理工程建设项目相关证件时,完成企业外部官方要求的手续的所有成本,以占仓库价值的百分比表示。其中,假设仓库价值为当地人均可支配收入的 50 倍
		建筑质量控制指数(0~15)	建筑质量控制指数包含建筑法规质量、施工前质量控制、施工中质量控制、施工后质量控制、责任和保险制度以及专业认证六项方面的综合得分。该指标取值范围在 0~15,分值越高表明建筑质量控制越好
获得电力便利水平(DTF3)	手续数(个)	企业家或企业内其他成员在办理电力连接时,企业外部官方所要求的手续数量	

续表 1

变量名称(变量代码)		子变量名称	变量定义
营商环境 便利水平 (DTF)	获得电力 便利水平(DTF3)	时间(天)	企业家或企业内其他成员在办理电力连接时,完成企业外部官方要求的手续的所有时间,以日历天数记录
		成本	企业家或企业内其他成员在办理电力连接时,完成企业外部官方要求的手续的所有成本,以占人均可支配收入的百分比表示
		供电可靠性和 电费透明度指数 (0~8)	供电可靠性和电费透明度指数主要衡量断电时长和频率、断电及恢复电力供应所用工具、供电监管机制、断电赔偿机制和电费信息的透明度及可获取性。该指标取值范围在0~8之间,分值越高表明供电可靠性和电费透明度越高
人均地区生产总值(Pregdp)		/	$\ln(1 + \text{各县域地区生产总值}/\text{该县域总人口})$
产业结构(Industrs)		/	各县域第一产业生产总值/该县域地区生产总值
固定资产投资比例(Fixinvest)		/	各县域的固定资产投资总额/该县域地区生产总值
公共教育财政支出比例(Education)		/	各县域的教育财政支出/该县域的公共财政支出

资料来源:本文整理

五、实证结果分析

1. 描述性统计分析

本文空间计量模型的主要回归变量的描述性统计如表 2 所示。贵州省 88 个县域营商环境便利水平(DTF)的平均值约为 4.19,最小值约为 4.07,最大值约为 4.28。开办企业便利水平(DTF1)的平均值约为 4.49;办理建筑许可便利水平(DTF2)的平均值约为 3.94;获得电力便利水平(DTF3)的平均值约为 4.13。人均地区生产总值(Pregdp)的平均值约为 3.53 万元,标准差为 1.69;第一产业生产总值(Industrs)平均占比约为 20%;固定资产投资总额(Fixinvest)平均约占 GDP 的 100%;公共财政当中的教育支出(Educaiton)约占 24%。根据前文提到的营商环境便利水平计算公式可知,贵州省 88 个县的营商环境便利水平与“最好值”还存在一定差距,且各县域之间存在差异化特征。同时,贵州 88 个县域在开办企业方面表现最好,办理建筑许可方面表现最差且差异最大。在经济特征方面,贵州省域 88 个县域也呈现了较大差异。

表 2 主要回归变量的描述性统计

变量	样本个数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
DTF	88	4.19	0.04	4.07	4.19	4.28
DTF1	88	4.49	0.01	4.45	4.49	4.51
DTF2	88	3.94	0.10	3.68	3.94	4.10
DTF3	88	4.13	0.07	3.96	4.12	4.34
Pregdp	88	3.53	1.69	1.68	2.80	10.07

续表 2

变量	样本个数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Industrs</i>	88	0.20	0.10	0	0.20	0.40
<i>Fixinvest</i>	88	1.00	0.33	0.43	0.92	2.40
<i>Education</i>	88	0.24	0.04	0.10	0.23	0.32

资料来源:本文整理

2. 空间自相关分析

为确定贵州省 88 个县域营商环境水平空间聚集程度和空间依赖性,本文首先采用探索性空间数据分析方法,运用度量全局空间自相关的“莫兰指数 I' (*Moran'I*) (*Moran*, 1950)^[34]和“吉尔里指数 C' (*Geary'C*) (*Geary*, 1954)^[35]来分析营商环境便利水平及其一级指标是否存在空间效应。进而检验空间分布格局,主要方法为局域空间关联指标 LISA 集聚图。

(1)全域空间自相关分析:*Moran'I* 指数和 *Geary'C* 指数。*Moran'I* 指数是当前度量全域空间自相关最为流行的一项指数,其计算公式如下:

$$Moran'I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}} \quad (3)$$

其中, $S^2 = \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 / N$ 为样本方差, \bar{Y} 为营商环境便利水平平均值, Y_i 为县 i 的营商环境便利水平, W_{ij} 为县 i 和县 j 的一阶地理相邻矩阵, N 表示样本中的县域数量。*Moran'I* 指数的一般取值范围为 $(-1, 1)$, 大于 0 表示空间正相关,即高值与高值相邻,低值与低值相邻;小于 0 表示空间负相关,即高值与低值相邻。如果 *Moran'I* 指数接近 0,则表示空间分布为随机,不存在空间自相关。

Geary'C 指数也称为“吉尔里相邻比率” (*Geary's Gontiguity Ratio*),同样可用来刻画空间集聚情况,其计算公式如下:

$$Geary'C = \frac{(N - 1) \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (Y_i - Y_j)^2}{2 \left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \right) \left[\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 \right]} \quad (4)$$

其中,公式(4)中的符号定义与公式(3)中的符号定义保持一致。*Geary'C* 指数的一般取值范围为 $(0, 2)$, 大于 1 表示空间负相关,小于 1 表示空间正相关。

表 3 列示了贵州省县域营商环境便利水平及其一级指标的 *Moran'I* 指数和 *Geary'C* 指数。表 3 中数据显示,营商环境各项指标均符合 *Moran'I* 指数和 *Geary'C* 指数显著正相关的取值范围,即具有空间正相关。同时,开办企业便利水平 (*DTF1*) 的 *Moran'I* 指数和 *Geary'C* 指数的数值表明该指标相较于其他指标而言,空间效应更为强烈。

表 3 县域营商环境便利水平的 *Moran'I* 指数和 *Geary'C* 指数表

变量	<i>Moran'I</i> 指数			<i>Geary'C</i> 指数		
	I	Z 值	P 值	C	Z 值	P 值
<i>DTF</i>	0.254	3.960	0.000	0.741	-3.678	0.000
<i>DTF1</i>	0.357	5.500	0.000	0.630	-5.234	0.000

续表 3

变量	Moran'I 指数			Geary'C 指数		
	I	Z 值	P 值	C	Z 值	P 值
DTF2	0.196	3.093	0.002	0.798	-2.890	0.004
DTF3	0.138	2.238	0.025	0.822	-2.482	0.013

资料来源:本文整理

图 1~图 4 则显示了空间关联的 Moran'I 散点图,这是一种直观地说明空间自相关的可视化工具。散点图中 x 轴表示营商环境便利水平,y 轴表示营商环境便利水平的空间滞后值。需要说明的是,图中所有数据均已标准化,并不是原始数据。在散点图中,四个象限分别表示四种空间自相关类型:第一象限为高高类型(HIGH - HIGH)、第二象限为高低类型(HIGH - LOW)、第三象限为低低类型(LOW - LOW)以及第四象限为低高类型(LOW - HIGH)。以图 1 为例,在第一象限中,该地区的营商环境便利水平较高,其邻近县域的营商环境便利水平也较高;在第二象限中,该地区的营商环境便利水平较高,但其邻近县域的营商环境水平则较低;在第三象限中,该地区的营商环境便利水平较低,其邻近县域的营商环境水平也较低;在第四象限中,该地区的营商环境便利水平较低,但其邻近县域的营商环境便利水平则较高。散点图趋势线的斜率为 Moran'I 指数值,从图 1 可以看出,该斜率为正,其值为 0.254,并且大部分地区集中在第一象限和第三象限中。该结果说明贵州省 88 个县域的营商环境便利水平呈空间正相关。换言之,贵州省 88 个县域之间存在营商环境竞争的现象。

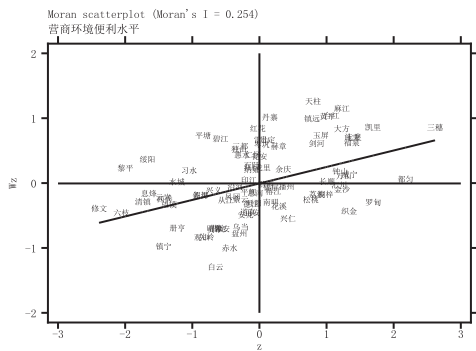


图 1 营商环境便利水平的 Moran'I 散点图

资料来源:本文绘制

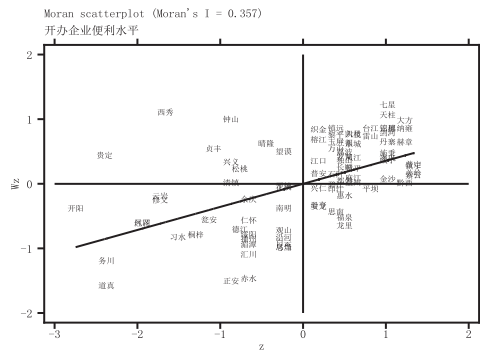


图 2 开办企业便利水平的 Moran'I 散点图

资料来源:本文绘制

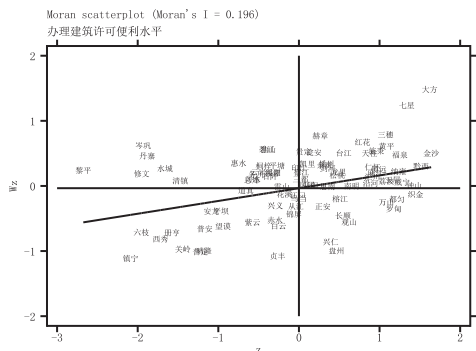


图 3 办理建筑许可便利水平的 Moran'I 散点图

资料来源:本文绘制

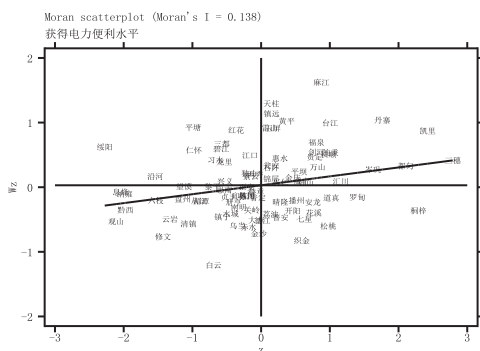


图 4 获得电力便利水平的 Moran'I 散点图

资料来源:本文绘制

(2)空间关联局域指标 LISA 分析。*Moran'I* 指数从整体上刻画了营商环境便利水平及其相关变量的集群情况,然而,因受限于全域空间自相关分析不能更深入地诠释地理位置差异化的区域空间关联模式的缺点,故本文从局域角度出发,采用局域空间关联指标 LISA 进一步检验局部地区高值或低值是否存在空间聚集效应。

图 5~图 8 描绘了贵州省 88 个县域的局域 LISA 聚集情况。从图中结果可以发现,营商环境便利水平及其相关变量在贵州省的区域空间分布上存在并形成聚集区域。从图 5 可以看出,位于贵州省东部的镇远县、施秉县、黄平县、瓮安县、福泉市、凯里市、台江县和天柱县 8 个县域共同组成营商环境便利水平的高值聚集区。该聚集区以黄平县为营商环境便利水平的扩散中心,其自身的营商环境具有较高水平,通过与周边县域的交流与合作,进一步促进和带动周边地区营商环境便利水平的提升。位于贵州省中部的云岩区、乌当区和观山湖區以及西南方向的关岭县和镇宁县则组成营商环境便利水平的低值聚集区。该聚集区内的县域及其周边区域的营商环境便利水平普遍偏低,无法形成强有力的示范效应。从图 6 可以看出,开办企业便利水平形成三大聚集区,包括两个高值聚集区和一个低值聚集区。高值聚集区分别包括贵州省西北部的七星关区、大方县、织金县、六枝特区、水城县和纳雍县以及贵州省东南部的镇远县、台江县、凯里市、雷山县、榕江县、剑河县和天柱县。图 7 和图 8 的情况类似。由此可见,一个地区的营商环境优化效果与自身所处的地理位置及周边地区营商环境提升效果密切相关,符合营商环境竞争的理论假设。

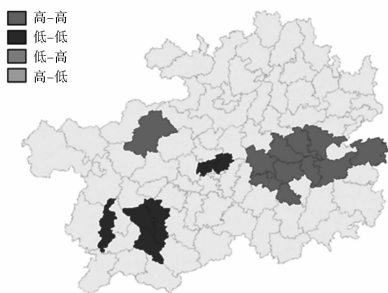


图 5 营商环境便利水平的 LISA 集群示意图

资料来源:本文绘制

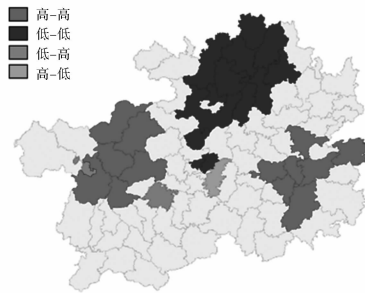


图 6 开办企业便利水平的 LISA 集群示意图

资料来源:本文绘制



图 7 办理建筑许可便利水平的 LISA 集群示意图

资料来源:本文绘制

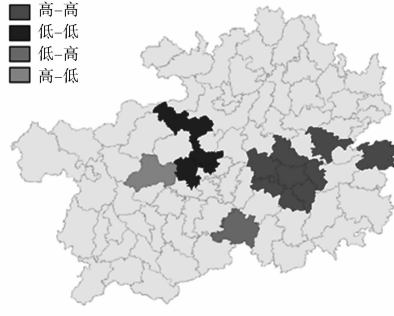


图 8 获得电力便利水平的 LISA 集群示意图

资料来源:本文绘制

3. 实证回归结果分析

接下来,本文采用空间计量模型对贵州省 88 个县域的政府间的营商环境竞争的空间依赖性进行分析。表 4 的 Panel A 中(1)~(4)列分别给出营商环境便利水平(*DTF*)、开办企业便利水平(*DTF1*)、办理建筑许可便利水平(*DTF2*)和获得电力便利水平(*DTF3*)的传统计量模型估计。结果

表明,上述四方面的 *Moran'I* 指数都显著为正,贵州省 88 个县级政府之间在营商环境便利水平 (*DTF*)、开办企业便利水平 (*DTF1*)、办理建筑许可便利水平 (*DTF2*) 和获得电力便利水平 (*DTF3*) 确实存在显著的空间正相关性。同时,本文计算了拉格朗日乘数 (*LM*) 和稳健拉格朗日乘数 (*R-LM*) 进一步确定空间依赖性以及空间计量模型的选择。根据表 4 的 Panel B 中(1)~(4)列的估计结果,*SLM* 和 *SEM* 两种空间计量模型的 *LM* 具有统计意义上的显著。为比较传统计量模型和空间计量模型的优劣性,本文还采用对数似然函数值 (*LogL*)、赤池信息准则 (*AIC*) 和施瓦茨准则 (*SC*) 进行判断(温海珍等,2011)^[36]。估计结果显示,传统计量模型估计存在偏误,因此需要使用空间计量模型进行估计,并且存在两种空间效应关系。为获取稳健性结果,本文采用 *SLM* 和 *SEM* 两种空间计量模型进行估计。

表 4 传统计量模型估计结果

变量	<i>DTF</i>	<i>DTF1</i>	<i>DTF2</i>	<i>DTF3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 传统计量模型回归结果				
<i>Pregdp</i>	-0.058 *** (0.020)	-0.025 *** (0.007)	-0.045 (0.054)	-0.109 *** (0.041)
<i>Industrs</i>	-0.247 *** (0.086)	-0.064 ** (0.029)	-0.382 * (0.226)	-0.362 ** (0.172)
<i>Fixinvest</i>	-0.013 (0.013)	-0.005 (0.004)	-0.020 (0.034)	-0.022 (0.026)
<i>Education</i>	-0.031 (0.109)	-0.081 ** (0.037)	0.231 (0.287)	-0.178 (0.218)
常数项	4.891 *** (0.232)	4.787 *** (0.080)	4.447 *** (0.612)	5.395 *** (0.465)
县域个数	88	88	88	88
R^2	0.105	0.174	0.052	0.086
调整 R^2	0.062	0.134	0.006	0.042
<i>LogL</i>	169.654	263.432	84.260	108.368
<i>AIC</i>	-329.308	-516.864	-158.520	-206.736
<i>SC</i>	-316.921	-504.477	-146.133	-194.349
Panel B: 空间依赖性诊断				
<i>Moran'I error</i>	3.708 ***	4.162 ***	2.917 ***	2.094 **
<i>LM(error)</i>	10.326 ***	13.287 ***	6.056 **	2.816 *
<i>R-LM(error)</i>	0.039	0.390	0.706	0.002
<i>LM(lag)</i>	11.319 ***	17.004 ***	6.950 ***	3.019 *
<i>R-LM(lag)</i>	1.031	4.107 *	1.600	0.205

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验;括号内为标准误差

资料来源:本文整理

表5列示了SLM和SEM的估计结果,即88个县域营商环境竞争的空间溢出效应。首先,值得关注的是,对于营商环境便利水平(DTF)、开办企业便利水平(DTF1)、办理建筑许可便利水平(DTF2)和获得电力便利水平(DTF3)而言,SLM和SEM的空间自相关系数均显著为正,表明相邻县域之间存在空间溢出效应。从估计结果可以看出,开办企业便利水平空间溢出效应更强,而获得电力便利水平的空间溢出效应相对较弱。研究结果说明,目前贵州省各县域在出台优化营商环境政策时,更多地还仅是集中于竞争投资资源,即如何让投资企业快速进入市场,对于如何规范进入市场之后的企业活动,从而为当地经济发展服务,各县域尚未对此做出更多地决策。表5中的研究结果与图1~图4的Moran'I指数散点图的直观结论基本一致,即营商环境便利水平在贵州省88个县域之间存在营商环境竞争的空间溢出效应。

除空间效应之外,县域的营商环境还受到其他特征变量的影响:在总体营商环境便利水平方面,Pregdp、Industrs和Fixinvest系数均显著为负,而Education系数也为负并不显著,说明当地经济发展水平越低、固定投资越低、第二产业和第三产业比重越高,当地的总体营商环境便利水平越高。导致出现这种结果的可能原因在于:第一,存在样本偏差,由于本文的样本数据为截面数据,无法从时间上考察特征变量对营商环境的影响;第二,从晋升锦标赛理论来看,经济水平越落后,政府官员面对上级政府的考核压力会越大,因此会尽可能多地争取外部投资资源,给予当地投资的企业最大便利,例如提供一站式的“企业代办”服务;又如出现工程建设项目“先开工后补证”的违规操作。同时,就现阶段而言,企业更愿意在经济水平较好的地区进行投资,因此该地区的政府需要服务的对象就更多,有可能造成效率相对较低。

表5 空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)

变量	SLM				SEM			
	DTF	DTF1	DTF2	DTF3	DTF	DTF1	DTF2	DTF3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Pregdp	-0.047** (0.019)	-0.016** (0.007)	-0.030 (0.050)	-0.104*** (0.039)	-0.047** (0.020)	-0.014*** (0.007)	-0.018 (0.054)	-0.112*** (0.041)
Industrs	-0.211*** (0.077)	-0.030 (0.027)	-0.301 (0.209)	-0.365** (0.163)	-0.224*** (0.083)	-0.014 (0.028)	-0.263 (0.223)	-0.421** (0.171)
Fixinvest	-0.011 (0.012)	-0.003 (0.004)	-0.027 (0.031)	-0.017 (0.025)	-0.012 (0.012)	-0.004 (0.004)	-0.029 (0.032)	-0.016 (0.171)
Education	-0.367 (0.098)	-0.075** (0.033)	0.101 (0.268)	-0.126 (0.210)	-0.072 (0.101)	-0.081*** (0.033)	-0.019 (0.270)	-0.106 (0.211)
常数项	2.925*** (0.605)	2.578*** (0.540)	2.754*** (0.822)	4.313*** (0.773)	4.786*** (0.234)	4.658*** (0.078)	4.219*** (0.621)	5.420*** (0.473)
县个数	88	88	88	88	88	88	88	88
λ	0.437*** (0.127)	0.468*** (0.114)	0.396*** (0.140)	0.245* (0.144)				
ρ					0.461*** (0.134)	0.515*** (0.117)	0.408*** (0.131)	0.269** (0.145)
R ²	0.237	0.329	0.153	0.126	0.238	0.332	0.152	0.129

续表 5

变量	SLM				SEM			
	<i>DTF</i>	<i>DTF1</i>	<i>DTF2</i>	<i>DTF3</i>	<i>DTF</i>	<i>DTF1</i>	<i>DTF2</i>	<i>DTF3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
σ^2	0.001	0.0001	0.008	0.005	0.001	0.0001	0.008	0.005
<i>LogL</i>	174.671	270.376	87.6977	109.738	174.541	270.035	87.535	109.796
<i>LR</i>	10.033 ***	13.889 ***	6.876 ***	2.740 *	9.775 ***	13.205 ***	11.333 **	2.856 *
<i>AIC</i>	-337.341	-528.753	-163.395	-207.476	-339.083	-530.069	-165.069	-209.592
<i>SC</i>	-322.477	-513.889	-148.531	-192.612	-326.696	-517.683	-152.683	-197.205

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验;括号内为标准误

资料来源:本文整理

4. 内生性问题

由于模型(1)和模型(2)有可能会存在因“遗漏变量”和双向因果造成的内生性问题,尤其是含有空间滞后项的解释变量。为解决这类问题,空间工具变量则被更多学者所采纳(谢贞发和范子英,2015)^[37]。Kelejian 和 Prucha(1998)^[38]从理论上推导并证明 $W_n(I_n - \lambda W_n)^{-1} X_n \beta$ 是 $W_n Y_n$ (被解释变量空间滞后项)较好的工具变量,但是由于人不可提前预知,现有学者一般采用(W_x 或 $W^2 X$)作为工具变量。基于此,本文参照赵放和刘秉镰(2012)^[39]筛选空间工具变量的经验做法,首先对空间工具变量和内生变量进行相关性检验,结果如表 6 所示。研究表明,对于县域营商环境便利水平的空间滞后项($W * DTF$),剔除回归并不显著的固定投资额占比($W * Fixinvest$);对于开办企业便利水平($W * DTF1$),则全部将外生经济变量的空间滞后项作为其工具变量;对于办理建筑许便利水平($W * DTF2$),则保留人均地区生产总值的空间滞后项($W * Pregdp$);对获得电力便利水平($W * DTF3$),则剔除回归不显著的固定资产投资总额的空间滞后项($W * Industrs$)。

表 6 空间工具变量回归系数的 t 值

空间工具变量	$W * DTF$	$W * DTF1$	$W * DTF2$	$W * DTF3$
$W * Pregdp$	-3.99 ***	-6.86 ***	-1.74 *	-2.92 ***
$W * Industrs$	-2.62 ***	-5.46 ***	-1.43	-1.18
$W * Fixinvest$	-0.50	-3.01 ***	1.51	-1.79 *
$W * Education$	-2.90 ***	-3.20 ***	0.41	-4.45 ***
调整 R^2	0.19	0.42	0.02	0.24

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验;括号内为标准误

资料来源:本文整理

进一步,为检验相关空间工具变量的有效性,本文对空间工具变量模型进行回归,结果如表 7 所示。从回归结果可知,营商环境便利水平及其子项的空间滞后项显著为正,说明不同地区的政府会出于相互竞争或博弈的考虑,在制定本区营商环境优化政策时,会考虑周边的营商环境便利水平。本文除办理建筑许可水平空间滞后的工具变量未通过 Kleibergen-Paap 检验,并且该项工具变量只有一个,因此无需 Hansan J 检验。本文的其他工具变量均通过检验,表明了当前空间工具变量的有效性。

表 7 空间工具变量有效性检验

变量	<i>DTF</i>	<i>DTF1</i>	<i>DTF2</i>	<i>DTF3</i>
$W * DTF$	1.21 ***	0.81 ***	1.25 ***	0.76 ***
控制变量	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap	7.78	13.13	0.02	9.39
Hansen J 检验 <i>P</i> 值	0.25	0.17	—	0.44
样本数	88	88	88	88

注： $W * DTF$ 分别表示 $W * DTF$ 、 $W * DTF1$ 、 $W * DTF2$ 和 $W * DTF3$ ；***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验；括号内为标准误

资料来源：本文整理

5. 稳健性检验

除基于相邻关系的地理距离外，相邻区域经济协同发展还会受到基于经济发展水平的经济距离的影响。例如，虽然毕节市大方县和黔东南州凯里市在地理上无相邻关系，但两县域的 GDP 较为接近且存在营商环境竞争关系。如图 1 和图 5 所示，大方县、丹寨县和剑河县三个县域的营商环境便利水平较高，但邻近地区的营商环境便利水平较低，产生这种差异的原因可能在于经济发展水平不均匀。为此，本文借鉴林光平等(2005)^[40]的经验做法，采用人均 GDP 平均值构建地区间“经济距离”逆矩阵对县域辖区内营商环境便利水平及其相关维度的空间效应重新进行实证检验。

考察基于“经济距离”的贵州省 88 个县域的营商环境便利水平的 *Moran'I* 指数和 *Geary'C* 指数，除获得电力便利水平的 *Moran'I* 指数不显著外，其他指标均符合 *Moran'I* 指数和 *Geary'C* 指数显著正相关的取值范围，即具有空间正相关。同时，在引入经济距离逆矩阵下，开办企业便利水平 (*DTF1*) 空间效应仍然最为强烈。绘制基于经济距离的空间关联的 *Moran'I* 散点图可以发现，大部分地区集中于第一象限和第三象限。该结果说明基于经济距离逆矩阵，贵州省 88 个县域的营商环境便利水平呈空间正相关，换言之，经济距离邻近的县域政府之间存在营商环境竞争的现象。同时，营商环境的其他维度情况相似。可见，前文的结论是稳健的。

本文还进一步确定空间依赖性以及空间计量模型的选择。估计结果显示，SLM 和 SEM 两种空间计量模型的 LM 具有统计意义上的显著，因此需要使用空间计量模型进行估计，并且存在两种空间效应关系。因此，为获取稳健性结果，本文采用 SLM 和 SEM 两种空间计量模型进行估计。值得关注的是，对于营商环境便利水平 (*DTF*)、开办企业便利水平 (*DTF1*) 和办理建筑许可便利水平 (*DTF2*) 而言，SLM 和 SEM 的空间自相关系数均显著为正，表明经济距离相近县域之间存在空间依赖性以及空间溢出效应，即经济距离相近县域存在营商环境竞争效应。从估计结果可以看出，开办企业便利水平空间溢出效应更强。稳健性测试的研究结果与 *Moran'I* 指数散点图的直观结论基本一致，进一步支持了本文的研究假设。

最后，本文在模型(1)和模型(2)中加入工业增加值增长率 (*GrowthrateofIVA*) 和人口数量 (*Population*) 衡量地区的工业化水平和劳动生产力。鉴于地区的发展战略、资源禀赋造成的发展差异，导致各地区的工业化水平存在较大差异，直接体现在工业布局和生产能力上。加之，各地区的劳动生产力同样分布不均衡。为此，选择工业增加值增长率和人口数量作为控制变量，以排除因当地工业化水平和劳动生产力的差异等潜在因素导致营商环境的变化。增加控制变量之后，本文的结果依然具有稳健性。由于文章篇幅受限，本文并未将估计结果列出。

六、结论与启示

本文基于贵州省 88 个县域营商环境的调研数据，对其全域空间自相关和局域关联指标 LISA

进行分析,并进一步采用空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)实证分析了贵州省县域政府间营商环境的竞争效应,即空间溢出效应,得到以下结论和启示:

(1)县域营商环境存在显著的空间正自相关性,意味着本县域营商环境优化政策会根据相邻或邻近县域营商环境优化政策的变化而变化,从而形成营商环境竞争。因此,加强跨区域经济合作、实行“标杆”的营商环境优化政策是地区经济发展的首选。一方面,营商环境优化效果较好的县域应充分发挥示范和扩散效应,加强与周边县域的制度交流与合作,实现双方共赢局面;另一方面,县级政府之间也应打破各自为阵的行政垄断,推进以优化营商环境为核心的跨区域制度合作,积极地推行深化“放管服”改革。

(2)考察县域营商环境构成维度,开办企业、办理建筑许可和获得电力,三者同样存在空间正自相关性和空间集聚效应,尤其是开办企业,空间自相关性和集聚效应相对更强。可见,当前贵州省县域营商环境竞争仍然处于初始阶段,即如何引资,而对于引资之后的保障措施尚未出台更多的政策措施。因此,在维持和提升开办企业便利水平的前提下,进一步加强办理建筑许可和获得电力的优化效果。具体地,县级政府应强化工程建设项目审批制度改革的优化力度,实行统一审批流程、统一信息数据平台、统一审批管理体系以及统一监管方式四个统一方针;同时,在获得电力方面,需要进一步简化电力接入手续、压缩电力接入时间、降低电力接入成本,提高企业获得电力的可靠性。

(3)本文研究发现,经济发展水平较高的县域对营商环境竞争的依赖程度较弱,反而经济发展水平较低的县域呈现更高的依赖性。因此,本文认为县域政府应该从税收竞争、土地政策竞争等财政竞争逐步向营商环境竞争过渡。首先,县域政府间应加强政府制度创新合作,在制定政策时要全面分析自身所处的经济发展环境,因地制宜采取不同的措施来避免政策内容的千篇一律,以期实现经济与制度的协调发展。其次,进一步明确政府在营商环境中的责任和界限,需要与市场主体、社会主体达成共识、建立信任体系、理清双方边界,共同提升营商环境的市场化水平。第三,完善知识产权制度、商事登记和纠纷制度、行政审批制度等,提升营商环境法治化水平。第四,政府要进一步扩大开放,打造开放型经济体系,激发市场主体创新能力,构建全球化创业生态,从而提升营商环境国际化水平。

参考文献

- [1]周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].北京:经济研究,2007,(7):36-50.
- [2]杨其静,卓品,杨继东.工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007—2011年中国地级市面板数据的经验研究[J].北京:管理世界,2014,(11):24-34.
- [3]龙小宁,朱艳丽,蔡伟贤,李少民.基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J].北京:经济研究,2014,(8):41-53.
- [4]肖叶,邱磊,刘小兵.地方政府竞争、财政支出偏向与区域技术创新[J].北京:经济管理,2019,(7):20-35.
- [5]Djankov,S.,R. La Porta,F. Lopez-De-Silanes,and A. Shleifer.The Regulation of Entry[J].Quarterly Journal of Economics,2002,(1):1-37.
- [6]Autio,E.,M. Kenney,P. Mustar,D. Siegel,and M. Wright. Entrepreneurial Innovation: The Importance of Context[J]. Research Policy,2014,(7):1097-1108.
- [7]张三保,康璧成,张志学.中国省份营商环境评价:指标体系与量化分析[J].北京:经济管理,2020,(4):5-19.
- [8]董志强,魏下海,汤灿晴.制度软环境与经济发展:基于30个大城市营商环境的经验研究[J].北京:管理世界,2012,(4):9-20.
- [9]吴小康,于津平.进口国通关成本对中国出口的影响[J].北京:世界经济,2016,(10):103-126.
- [10]Corcoran,A.,and R. Gillanders. Foreign Direct Investment and the Ease of Doing Business[J]. Review of World Economics,2015,(1):103-126.
- [11]Miletkov,M.,A. Poulsen,and M. B. Wintoki. Foreign Independent Directors and the Quality of Legal Institutions[J]. Journal of

International Business Studies, 2017, (2): 267 - 292.

[12] Besley, T. Law, Regulation, and the Business Climate: The Nature and Influence of the World Bank Doing Business Project [J]. Journal of Economic Perspectives, 2015, (3): 99 - 120.

[13] Besley, T., and T. Persson. The Origins of State Capacity: Property Rights, Taxation, and Politics [J]. American Economic Review, 2009, (4): 1218 - 1244.

[14] Djankov, S., E. Miguel, Y. Y. Qian, G. Roland, and E. Zhuravskaya. Who Are Russia's Entrepreneurs? [J]. Journal of the European Economic Association, 2005, (2 - 3): 587 - 597.

[15] Thai, M. T. T., and E. Turkina. Macro-Level Determinants of Formal Entrepreneurship Versus Informal Entrepreneurship [J]. Journal of Business Venturing, 2014, (4): 490 - 510.

[16] Houston, J. F., C. Lin, P. Lin, and Y. Ma. Creditor Rights, Information Sharing, and Bank Risk Taking [J]. Journal of Financial Economics, 2010, (3): 485 - 512.

[17] Griffiths, M. D., J. Kickul, and A. L. Carsrud. Government Bureaucracy, Transactional Impediments, and Entrepreneurial Intentions [J]. International Small Business Journal, 2009, (5): 626 - 645.

[18] Fisman, R., and J. Svensson. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence [J]. Journal of Development Economics, 2007, (1): 63 - 75.

[19] Branstetter, L., F. Lima, L. J. Taylor, and A. Venancio. Do Entry Regulations Deter Entrepreneurship and Job Creation? Evidence from Recent Reforms in Portugal [J]. The Economic Journal, 2014, (577): 805 - 832.

[20] Ayyagari, M., A. Demirgüç-Kunt, and V. Maksimovic. How Important Are Financing Constraints? The Role of Finance in the Business Environment [J]. The World Bank Economic Review, 2008, (3): 483 - 516.

[21] Claessens, S., K. Ueda, and Y. Yafeh. Institutions and Financial Frictions: Estimating with Structural Restrictions on Firm Value and Investment [J]. Journal of Development Economics, 2014, (9): 107 - 122.

[22] 明秀南, 黄玖立, 冼国明. 进入管制、创新与生产率 [J]. 上海: 世界经济文汇, 2018, (1): 1 - 21.

[23] 夏后学, 谭清美, 白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据 [J]. 北京: 经济研究, 2019, (4): 86 - 100.

[24] Prantl, S. The Impact of Firm Entry Regulation on Long-Living Entrants [J]. Small Business Economics, 2012, (1): 61 - 76.

[25] 郭栋, 胡业飞. 地方政府竞争: 一个文献综述 [J]. 广州: 公共行政评论, 2019, (3): 156 - 173 + 193 - 194.

[26] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察 [J]. 北京: 管理世界, 2015, (1): 139 - 155.

[27] 傅勇. 财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给 [J]. 北京: 经济研究, 2010, (8): 4 - 15, 65.

[28] 黄寿峰. 财政分权对中国雾霾影响的研究 [J]. 北京: 世界经济, 2017, (2): 127 - 152.

[29] 万华林, 陈信元. 治理环境、企业寻租与交易成本——基于中国上市公司非生产性支出的经验证据 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2010, (2): 553 - 570.

[30] 郭熙保, 胡汉昌. 技术模仿还是制度模仿——评杨小凯、林毅夫关于后发优势与劣势之争 [J]. 上海: 学术月刊, 2004, (4): 29 - 36.

[31] Tobler, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region [J]. Economic Geography, 1970, (2): 234 - 240.

[32] Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Netherlands: Springer, 1988.

[33] 许志端, 阮舟一龙. 营商环境、技术创新和企业绩效——基于我国省级层面的经验证据 [J]. 厦门大学学报 (哲学社会科学版), 2019, (5): 127 - 138.

[34] Moran, P. A. P. Notes on Continuous Stochastic Phenomena [J]. Biometrika, 1950, (1/2): 17 - 23.

[35] Geary, R. C. The Contiguity Ratio and Statistical Mapping [J]. The Incorporated Statistician, 1954, (3): 115 - 146.

[36] 温海珍, 张之礼, 张凌. 基于空间计量模型的住宅价格空间效应实证分析: 以杭州市为例 [J]. 北京: 系统工程理论与实践, 2011, (9): 1661 - 1667.

[37] 谢贞发, 范子英. 中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争 [J]. 北京: 经济研究, 2015, (4): 92 - 106.

[38] Kelejian, H. H., and I. R. Prucha. A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances [J]. Journal of Real Estate Finance & Economics, 1998, (1): 99 - 121.

[39] 赵放, 刘秉兼. 行业间生产率联动对中国工业生产率增长的影响——引入经济距离矩阵的空间 gmm 估计 [J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2012, (3): 34 - 48.

[40] 林光平, 林志和, 吴梅. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978—2002 年 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2005, (s1): 71 - 86.

Empirical Study on Spatial Spillover Effects of the Competition of “Doing Business”: Experience Evidence from the Counties of Guizhou Province

RUANZHOU Yi-long, XU Zhi-duan

(School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: At present, optimizing the “Doing Business” has been highly regarded by the CPC Central Committee and the State Council. At the opening meeting of the first China International Import Expo in 2018, General Secretary Xi Jinping stressed the importance of creating a world-class business environment. Premier Li Keqiang also pointed out that “It is necessary to take the reform of ‘streamline administration, delegate powers, and improve regulation and services’ and to optimize the business environment as an important measure to promote ‘six stability’” during the national teleconference for deepening the “streamline administration, delegate powers, and improve regulation and services” reform and optimizing the business environment in 2019. Under the important instructions of General Secretary Xi Jinping and Premier Li Keqiang, local governments responded positively and issued a series of policies and measures such as simplifying administrative examination and approval procedures, reducing taxes and fees, strengthening the protection of property rights, improving the efficiency of government services and establishing a platform of credit system to optimize the business environment. At the same time, the optimization of business environment can not only promote regional economic development, but also can attract foreign investment, enhance trade facilitation and stimulate the vitality of the market. For this reason, the local government, which has been the main body of independent interest since the reform of the tax-sharing system, is bound to regard it as the important work direction of the government in the future. Furthermore, as an important indicator of the central government’s ability to assess the policy implementation of local government officials, it is possible to form a top-down “scale competition”-the business environment competition. However, there is no relevant research to provide empirical evidence for the existence of business environment competition, especially its spatial spillover effect, which needs to be examined.

Based on the spatial measurement model, this paper discusses the spatial spillover effect of business environment competition of county governments in Guizhou province, taking county governments (including county-level cities, counties and districts) as the object of research. The results show that: firstly, there is a significant spatial positive self-correlation in the county business environment, and it has obvious spatial agglomeration effects on the geographical distribution, which supports the assumption of competition between county governments in the business environment. Secondly, there are a spatial positive autocorrelation and a spatial agglomeration effect, especially the spatial autocorrelation and agglomeration effect, which are relatively stronger. Finally, it is found that the county with higher economic development is less dependent on the competition of business environment, but the county with lower economic development is more dependent on it.

Compared with the previous studies, the main contributions of this paper are as follows: Firstly, this paper, combining with the strategic background of deepening “streamline administration, delegate powers, and improve regulation and services” reform in our country and taking the county-level business environment as the research angle, complements and consummates the relevant research literature of the competition theory of local government. Secondly, in this paper, the space measurement model is used for the first time to analyze the spatial dependence and spillover effect of the business environment, and to expand the research field of the business environment. Thirdly, in this paper, the first-hand data of the county-level business environment is firstly used to fill the gap in the study of the county-level business environment.

Key Words: the competition of county “doing business”; spatial spillover effects; starting a business; dealing with construction permits; getting electricity

JEL Classification: C21, O11, O18

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2020.07.005

(责任编辑:张任之)