

国家审计能促进营商环境优化吗？

——一个考虑空间溢出效应的再检验

邢维全

(天津财经大学 会计学院,天津 300222)

[摘要]利用2006—2016年我国31个省区市的调查统计数据,运用探索性空间数据分析方法对国家审计治理及营商环境在我国各省域的分布格局及动态跃迁进行分析,结果表明我国省域的国家审计治理及营商环境均存在显著的空间自相关性,形成了不同的集聚区域。在此基础上,进一步采用空间计量模型分析国家审计治理对地区营商环境的影响,研究结果表明,在考虑空间溢出效应后,国家审计依然能够促进营商环境优化,本地地区的国家审计治理情况对周围地区的营商环境具有正向的空间溢出效应。

[关键词]国家审计;国家治理;营商环境;空间溢出;空间杜宾模型;政府支出;财政收入

[中图分类号]F239.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)05-0023-10

一、引言

营商环境是企业生存和发展的土壤,不断优化的营商环境是建设现代化经济体系和推动经济高质量发展的深层动力所在。近些年来,我国在优化营商环境方面取得了举世瞩目的成就。世界银行发布的《中国优化营商环境的成功经验:改革驱动力与未来改革机遇》指出:“中国在优化营商环境方面取得了史无前例的成就。”中国营商环境全球排名从2018年的第78位跃升至2020年的第31位,连续两年跻身全球改革步伐最快的前十大经济体之列,为我国经济从高速增长迈向高质量发展奠定了基础。但是,在肯定成绩的同时,我们也应看到面临的困难和挑战。我国营商环境虽然已有明显改善,但与国际先进水平相比,目前还存在一定的差距和短板弱项。我国幅员辽阔,地区经济发展不平衡,就营商环境提升而言,东部地区和各省区市中心城市改革进展较快,中西部地区、农村地区相对较慢,而世界银行的调查数据仅以北京、上海两个城市为样本,难免以偏概全。因此,持续改善营商环境依然是一项长期而艰巨的任务。

国家审计作为推进国家治理能力现代化的重要制度,在助力优化营商环境中发挥着重要的监督和保障作用。国家审计重点关注国家重大政策措施落实情况,聚焦行政审批服务效率、企业经营环境、市场公平竞争、社会公共服务等领域。在具体工作中,国家审计以重大政策措施跟踪审计、党政领导干部经济责任审计、政府投资审计等为抓手,不断加大对简政放权、“放管服”改革、降费减负、稳岗就业、落实风险防控举措等政策目标完成情况的审计监督力度,对政策落实情况、资金使用绩效等方面存在的问题和短板提出切实可行的审计建议,充分发挥审计在优化营商环境方面的促进作用,切实为优化营商环境保驾护航。目前,学界普遍认同国家审计在改善营商环境中的基础性作用,相关研究也证明国家审计可以改善营商环境,但并未考虑营商环境在不同地区之间的空间相关性。Anselin指出,空间相关性的存在会导致面板回归模型产生估计偏差,因此需要对变量间存在空间相关性的普通面板数据模型进行修正^[1]。现有研究表明,中国的省级营商环境存在显著的空间相关性^[2-3]。那么,国家审计与地区营商环境之间是否也存在空间相关性和空间溢出效应?如果存在,国家审计与地区营商环境之间的正相关关系是否仍然成立?这是本文要回答的问题。本文尝试利用《中国分省企业经营环境指数2017年报告》中的省级调查面板数据和基于地理邻近性的空间权重矩阵估计空间计量模型,实证检验国家审计与地区营商环境之间的关系及其空间溢出效应。

[收稿日期]2021-12-11

[基金项目]国家自然科学基金青年项目(71702123)

[作者简介]邢维全(1981—),男,天津人,天津财经大学会计学院讲师,硕士生导师,博士,从事国家审计、审计与资本市场研究,E-mail:xingweiquan@126.com。

二、文献回顾

（一）营商环境相关研究

营商环境,是指企业等市场主体在市场经济活动中所涉及的体制机制性因素和条件。良好的营商环境是企业发展的先决条件。目前,与本文相关的有关营商环境的研究主要包括:(1)营商环境的评价指标。世界银行营商环境数据库的衡量指标包括开办企业、办理施工许可、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、办理破产、雇佣及政府合同,主要关注企业运营的便利性。类似的评价指标还有经济人智库(The Economist Intelligence Unit, EIU)、全球创业观察(Global Entrepreneurship Monitor, GEM)以及经合组织(OECD)创业环境评价指标体系等,均属于国家层面的评价指标体系。针对我国不同地区营商环境的评价,王小鲁等在《中国分省企业经营环境指数 2017 年报告》中将营商环境的内容界定为政策公开公平公正、行政干预与政府廉洁效率、企业经营的法治环境、企业的税费负担、金融服务和金融成本、人力资源供应、基础设施条件、市场环境与中介服务 8 个具体方面^[4];杨仁发等则构建了包括宏观经济环境、市场环境、基础设施和政策环境 4 个一级指标以及 15 个二级指标的营商环境评价指标体系^[5];张三保等基于市场、政务、法律政策和人文四个维度,构建了符合我国特点的评价指标体系^[6]。这些评价指标体系各具特色,往往是研究者根据评价对象和研究重点来选取构建的。(2)营商环境的影响因素。陈强等指出,营商环境的影响因素主要强调营商环境作为被解释变量与相关解释变量之间的因果关系,并涉及影响因素的筛选问题^[7]。杨雯心等从宏观视角出发,将营商环境的影响因素分为社会、经济、政治、法律等“软环境”和以基础设施等外部条件为主的“硬环境”^[8]。目前,国内学者大多基于定性关系角度研究营商环境的影响因素,缺乏系统性的梳理与界定。相关定量研究则发现,基础设施和国家治理能力、“放管服”改革及政府透明度、科技因素、中小企业融资、国家审计等都能促进营商环境优化^[9-13]。(3)营商环境的时空特征。改革开放以来,地方政府为了更好地发展地区经济,在资金、人才、项目等领域广泛地开展竞争。党的十八届三中全会以来,营商环境日益成为地方政府竞争的重要场域,各地政府实施了减少审批手续和审批环节、提高办事效率、降低企业交易费用、提供低税率并降低市场准入门槛、加大基础设施建设力度等一系列措施,客观上带动了地区营商环境的持续改善,并使得营商环境在地区之间存在相互影响的溢出效应。阮舟一龙等研究发现,在地方官员晋升机制、模仿机制和要素流动机制的作用下,各地在县域营商环境方面存在显著的正向空间竞争行为,尤其是开办企业的相关指标之间的空间自相关性和集聚效应更强^[2]。

（二）国家审计与地区营商环境

相关文献主要从国家审计对营商环境某个具体方面的影响展开了分析:(1)通过实施投资审计促进地区基础设施建设。该领域的文献集中在审计评价指标体系、审计方法、审计模式及审计法治建设等方面^[14-18],且相关文献多采用规范研究方法,实证研究相对缺乏。(2)通过实施资源环境审计促进地区环境改善。相关研究发现,国家审计能够通过其功能的发挥提高污染治理效率,具有环境治理功能^[19-22]。(3)监督和制约权力运行,助力反腐败。长期以来,国家审计始终把查处重大违法违纪案件、促进反腐倡廉建设作为重要职责,并取得了良好的效果^[23-27]。(4)提升政府行政管理水平。蔡春等通过实证检验证明,国家审计具有治理功能,经济责任审计强度越大,地方政府的治理效率越高^[28]。(5)优化政治环境,促进公众的政治信任。陈希晖认为,国家审计能够通过其揭示、预防、抵御功能的发挥提升公众政治信任,最终实现善治^[29]。

综上,通过梳理与本文密切相关的文献可以看出:(1)优化营商环境需要调动各方面的力量,从不同角度协同发力;(2)国家审计可以通过不同审计形式促进营商环境优化;(3)目前鲜有考虑国家审计与营商环境空间溢出效应的实证研究。多数学者将研究重点集中于国家审计对营商环境某个具体方面的影响上,而直接探讨国家审计与地区营商环境关系的文献相对较少。王彦东等采用省级面板数据进行实证研究发现,国家审计与区域营商环境呈正相关关系,国家审计可以通过预防、揭示和抵御功能的发挥促进区域营商环境的优化^[13],但该研究并未考虑地区营商环境的空间溢出效应。

三、理论分析与研究假设

营商环境是一个地区乃至整个国家的重要软实力,对经济发展具有显著的促进作用。作为一种特殊的公共物品,营商环境是政府公共治理结果的呈现。政府在营商环境建设中负有首要和主导责任,是实现国家治理现

代化的关键突破口。营商环境的提升,遵循着“顶层设计、地方试点、典型推广”的政策逻辑。在顶层设计方面,党的十八届三中全会以来,以习近平同志为核心的党中央高度重视营商环境的提升和优化。国务院积极推动“放管服”改革,全国人大及地方各级人大加强营商环境改革立法,营商环境得到持续改善。我国已连续两年被世界银行评为“年度十大最佳改革者”,营商环境全球排名位列东亚及太平洋地区第七位。“十四五”期间,我国将进一步将“打造世界一流的营商环境”作为政府工作的重点。国务院《优化营商环境条例》第七条明确要求:各级人民政府应当加强对优化营商环境工作的组织领导,完善优化营商环境的政策措施,建立健全统筹推进、督促落实优化营商环境工作的相关机制,及时协调、解决优化营商环境工作中的重大问题。根据中央政府的顶层设计,各级政府结合本地区的特点,发挥能动性和创造性,积极推进落实优化营商环境政策措施。

优化营商环境的关键是优化以政府为首的公共管理服务主体的适应性行为,使其更好地服务于市场主体。国家审计作为国家治理体系中内生的“免疫系统”,是推进国家治理现代化的重要制度保障,也是贯彻落实中央战略部署的生力军。国家审计对地区营商环境的影响机制主要体现在:首先,通过国家审计的揭示功能,发现公共管理服务主体在优化营商环境过程中存在的问题。营商环境具有社会公共品的一般属性,对于其优劣变化,难以精确追溯到公共管理服务部门中的具体个体、具体行为,对于它们的问责往往是间接的,针对性不强。审计机关作为中央和地方各级政府的组成部门,在规范市场经济秩序和营造各类市场主体依法经营、公平竞争的良好环境等方面承担着重要的经济监督职责,审计机关通过揭露公共管理服务部门在工作中存在的违法违规问题,保障各地区优化营商环境政策的贯彻落实。其次,通过国家审计的抵御功能,完善体制机制。营造良好的营商环境,需要公共管理服务主体能够积极适应、快速响应市场系统的变化。国家审计在发挥监督职能的基础上,通过揭示和反映不合时宜、制约发展、阻碍改革的制度规定,揭示违法违规问题反映出的体制性障碍、政策和制度缺陷及管理漏洞,推动深化改革和完善体制机制,使得与营商环境相关的制度性缺陷得以弥补,法规和政策逐步完善。最后,通过国家审计的预防功能,保障营商环境持续优化。国家审计作为国家政治制度体系中的“免疫系统”,一直将抵御经济环境领域“病害”、及早发出预警和提示信息、推动全社会经济运行系统协调发展作为审计的中心工作,为打造一流的营商环境提供制度保障。从影响路径来看,国家审计促进营商环境优化主要通过影响地区硬环境和软环境两个方面来实现,硬环境主要包括基础设施和生态环境,软环境则指行政环境、政治环境和社会环境等^[7,30-31]。

在推进地区硬环境提升方面,国家审计通过跟踪审计财政投资资金,监督城乡基础设施建设资金使用情况,促进落实地区生态保护和污染防治政策。投资审计作为国家审计的重要组成部分,在促进经济发展、推动深化改革、保障和改善民生等方面发挥了重要作用。一方面,为促进财政资金直接惠企利民,各地审计机关积极配合财政部门对涉及城乡基础设施建设的财政资金开展审计监督。审计机关通过检查基础设施建设资金的分配和拨付情况,重点揭露资金的跑、冒、滴、漏等违法违规行为,对项目建设管理、成本控制、资金使用和建设绩效等进行全方位的审计监督,揭示存在的突出问题,并从机制和制度方面提出改进和完善的建议,从源头上确保建设资金的高效合理使用,为落实国家重大政策措施、提升地区投资环境提供基础保障。另一方面,大力开展资源环境审计,促进政府及相关部门牢固树立绿色发展理念,切实履行资源环境监管职责,促进资源环境相关资金的征收、管理、分配、使用以及相关项目建设运行的规范有效。同时,结合财政专项资金审计,跟踪监督资源环境领域有关政策措施落实情况,围绕国家财政投入去产能、工业企业结构调整、新能源、能源节约、可再生能源利用和资源综合利用等内容,对节能环保、重点流域水污染防治等中央财政预算资金进行审计。

在促进地区软环境提升方面:首先,在行政环境方面,国家审计是完善国家治理的重要力量,对地区行政体制的优化提升具有重要影响。行政体制是公共行政的基础,深化行政体制改革和规范行政机关行为是国家赋予审计机关的基本职责。自国家大力推进“放管服”改革以来,国家审计机关更加关注提升政务服务水平、减轻企业负担、促进市场主体公平竞争等相关政策措施落实情况,推动“放管服”改革持续深化。其次,在政治环境方面,国家审计通过监督和制约权力运行,推进持续性的腐败治理。清正廉洁的政商关系能够为企业发展提供良好的政治环境。最后,国家治理现代化的实现不仅需要制度、体制、机制等方面的完善,还需要价值要素的支撑。国家审计能够通过公开审计结果、规范公共权力运行等提升地区信任水平,为营造诚实守信的商业环境及互信和谐的政商关系奠定基础。据此,本文提出假设 H1。

H1:国家审计通过其功能发挥能够有效促进地区营商环境优化。

国家审计机关除了对本地区营商环境产生影响外,还可能通过营商环境的公共品性质和外部性特征以及地方政府财政支出的策略性互动行为,对周边地区的营商环境产生空间溢出效应。在逻辑上,国家审计治理功能的发挥在推进本地区营商环境提升的同时,会通过营商环境的空间溢出效应对周边地区产生正反两种影响。首先,本地区营商环境会通过“示范效应”对周边地区产生影响。在区域经济增长竞争和政治晋升锦标赛体制的推动下,地方政府之间通过标尺竞争相互模仿,促使营商环境在不同地区之间产生趋同性甚至相互赶超。同时,各地区之间的资源与信息交流日益紧密,在基础设施、制度、文化等方面不断交流整合,也促使营商环境在地区之间产生空间溢出效应。其次,营商环境较好的地区会吸引周边资本、人才等流动性生产要素的流入,从而产生“马太效应”,加大本地区与周边地区营商环境的差距。此外,营商环境作为一种公共物品具有非排他性,营商环境较好的地区为周边地区提供了“搭便车”的机会,导致周边地区的营商环境建设投入不足。在“示范效应”“马太效应”和“搭便车”行为的协同作用下,营商环境会对周边地区产生溢出效应。由此,本文提出假设 H2。

H2:营商环境在不同地区之间存在空间溢出效应。

四、地区营商环境及国家审计的探索性空间数据分析

为了测度地区营商环境及国家审计在地理空间上的集聚程度,本部分采用探索性空间数据分析(Exploratory Spatial Data Analysis,ESDA)方法对两者的空间分布模式进行度量和检验,以做出更加正确的模型设定决策。本文采用的数据样本来自我国 31 个省、自治区和直辖市。限于数据的可得性,营商环境数据来源于王小鲁等的《中国分省企业经营环境指数 2017 年报告》^[4]中 2006 年、2008 年、2010 年、2012 年、2016 年各地区的调查数据,且 2014 年数据由 2012 年和 2016 年数据的均值得到,国家审计数据来源于相应各年度《中国审计年鉴》,均由手工整理获得。

(一)地区营商环境及国家审计的全域空间自相关检验

全域空间自相关检验是在考虑观测值与周围邻居地理空间关系的基础上,衡量观测值在地理上是否具有空间依赖性。本文采用的测度指标是由 Moran 提出的莫兰指数(Moran's I),其取值在 $[-1,1]$ 之间。当 Moran's I 显著为正时,表示存在正向空间自相关,变量是集聚分布的;当 Moran's I 显著为负时,表示存在负向空间自相关,变量是分散分布的;如果 Moran's I 为 0,则表明是随机分布的。

从表 1 中可以看出,营商环境的莫兰指数均为正,且通过了 1% 水平上的显著性检验,说明我国 31 个省区市的营商环境在空间分布上存在显著的空间依赖性。营商环境在地理分布上并不是随机的,某些地理上邻近省区市的营商环境相似度较高。

对国家审计治理的度量及莫兰指数的检验,本文参考王彦东等及郑石桥等的研究思路^[13,32],避免以某个审计结果指标代表国家审计治理能力而造成以偏概

表 1 营商环境与国家审计的莫兰指数

年度	营商环境(BE)			国家审计治理指数(SAGI)		
	Moran's I	Z-Value	P-Value	Moran's I	Z-Value	P-Value
2006	0.5423	6.3834	0.01	0.1880	1.9485	0.05
2008	0.5021	5.4572	0.01	0.2731	2.8174	0.02
2010	0.5696	5.5491	0.01	0.2090	2.1494	0.02
2012	0.2987	3.2507	0.01	0.2305	2.2985	0.03
2014	0.4922	5.1810	0.01	0.1912	2.1596	0.05
2016	0.5590	5.1590	0.01	0.1877	2.0274	0.02

全的问题,从国家审计治理的产出视角出发,将国家审计的批判性作用和建设性作用指标相结合,并采用因子分析方法实现降维,构建国家审计治理指数。我们选取的国家审计治理代理变量包括:(1)被审计单位数量;(2)审计查出主要问题金额;(3)审计移送处理案件数量;(4)审计移送处理涉及人员;(5)审计移送处理涉及金额;(6)审计问题资金整改金额;(7)审计提出建议数量;(8)审计建议被采纳数量。相关指标的数据来自各年度《中国审计年鉴》。随后,本研究采用 Stata 15.0 对上述 8 项指标进行探索性因子分析,结果显示 8 项指标的 KMO 值和巴特莱特球体检验(Batlett's Test of Sphericity)结果均显著,因此我们可以提取三个公因子,累计方差贡献率为 81.84%。最后,我们根据不同因子的相对方差贡献率构建国家审计治理指数(SAGI),用于实证检验。如表 1 所示,国家审计治理指数的莫兰值均在 5% 或更低的显著性水平上通过检验,最低值为 2016 年的 0.1877,说明我国的国家审计治理能力也存在一定的空间集聚现象。

为了进一步分析相关变量的区域集中情况,本文使用分年度莫兰散点图描述不同省区市之间的空间关联模式。坐标系分为四个象限:第一象限是高值/高值(H/H),含义是营商环境好的地区被其他营商环境好的地区所包围;第二象限是低值/高值(L/H),含义是营商环境差的地区被营商环境好的地区所包围;第三象限是低值/

低值(L/L),含义是营商环境差的地区被营商环境差的地区所包围;第四象限是高值/低值(H/L),含义是营商环境好的地区被营商环境差的地区所包围。斜率即为莫兰指数。国家审计治理指数的空间关联模式与以上描述一致。

在图1中,2006年和2016年营商环境(BE)的莫兰散点图显示,大部分省区市集中于第一象限(H/H)和第三象限(L/L)。2016年有13个省区市位于第一象限,比2006年增加3个;2016年有11个省区市位于第三象限,比2006年减少5个。整体而言,在样本区间我国区域营商环境总体上提升较为明显。从集聚情况来看,2006年和2016年地区营商环境的莫兰散点位于第一象限、第三象限的省区市数量占总样本的比重分别为83.87%和77.42%,这进一步说明我国区域营商环境存在显著的空间依赖性,大部分省域与邻近省域表现出相似性。从图2中可以看出,国家审计治理情况在2016年有10个省区市位于第一象限,比2006年多1个;2006年和2016年分别有11个省区市和12个省区市位于第三象限。2006年和2016年地区国家审计治理情况的莫兰散点位于第一象限、第三象限的省区市数量占总样本的比重分别为65.52%和70.97%。以上结果说明国家审计治理情况存在空间集聚现象。

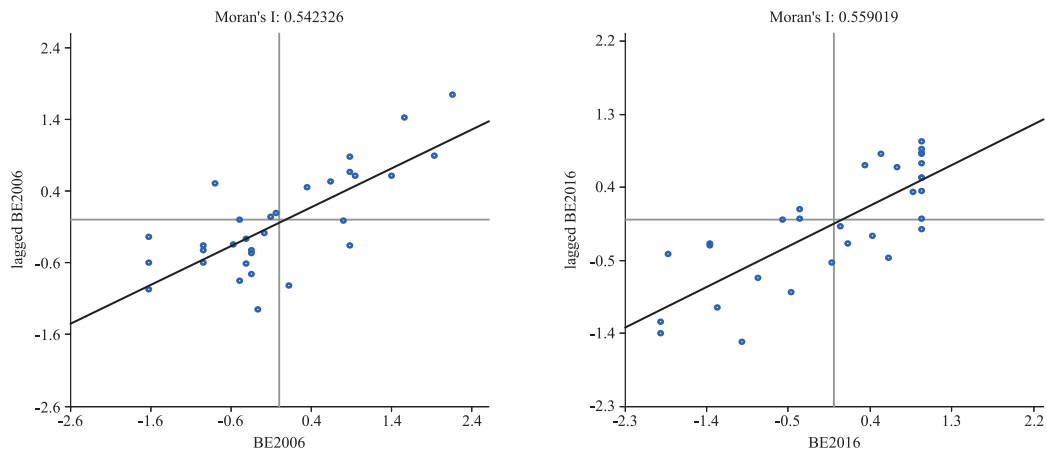


图1 2006年、2016年营商环境的莫兰散点图

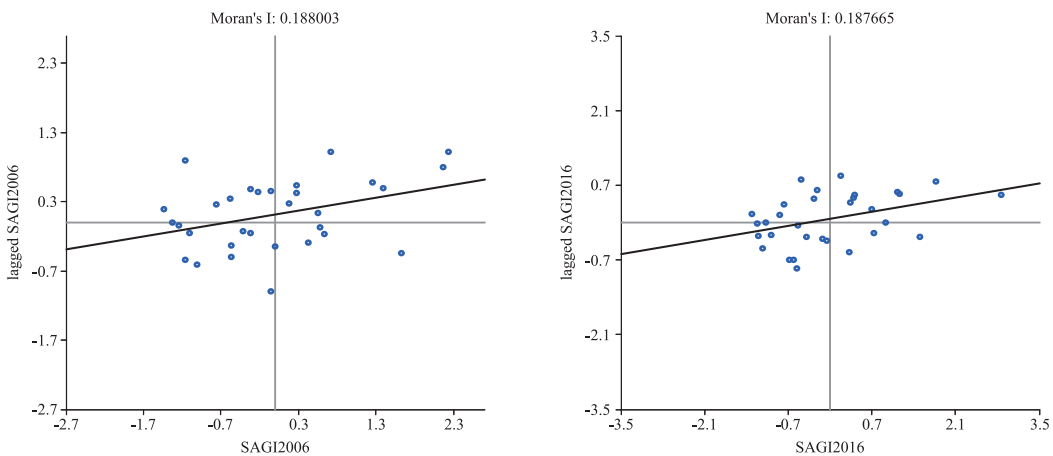


图2 2006年、2016年国家审计治理指数的莫兰散点图

我们通过观察莫兰散点图还可以进一步发现地区营商环境及国家审计的动态跃迁过程。根据Rey采用的时空跃迁测度方法^[33],营商环境(BE)的动态跃迁类型可以概括为以下三种:(1)向邻近象限跃迁。发生此类跃迁的省份包括河北、辽宁、江西、黑龙江、广西、贵州、四川、广东。(2)向非邻近象限跃迁。由第三象限(L/L)向第一象限(H/H)跃迁的省市包括湖北、湖南、重庆,由第二象限(L/H)向第四象限(H/L)跃迁的省份为吉林。(3)某省域及其相邻省域在考察期内保持稳定。在2006—2016年,属于此类的省区市有19个,占总体样本的62.29%。可以看到,我国地区营商环境在样本期间基本保持稳定,发生跃迁的省区市主要集中在内陆地区,且

总体上高高聚集区有所扩大,营商环境的区域化协同推进效果明显。

与营商环境(BE)的动态跃迁类型相类似,国家审计治理情况在2006—2016年最普遍的类型是在考察期内保持相对稳定,这类样本为25个,占总体规模的80.65%。向邻近象限跃迁的省区市共有4个,具体表现为:由第二象限(L/H)向第一象限(H/H)跃迁的为重庆,由第三象限(L/L)向第四象限(H/L)跃迁的为辽宁,由第四象限(H/L)向第一象限(H/H)跃迁的为湖南和四川。向非邻近象限跃迁的是由第一象限(H/H)向第三象限(L/L)跃迁的福建、浙江。总体看来,我国省域范围内国家审计治理情况存在高度的空间稳定性,路径依赖特征更为明显。

(二)地区营商环境及国家审计的局域空间自相关检验

虽然莫兰指数从总体上描述了地区营商环境和国家审计在整个研究区域的空间分布模式,但无法刻画该变量在局部地区的空间异质性。本部分使用局域空间关联指标(Local Indicator of Spatial Association, LISA)检验局部地区是否存在高值或低值的空间聚集现象。

我们通过LISA聚类及相关显著性检验可以发现,我国的地区营商环境在2006年的高-高聚集区主要包括江苏、浙江、上海三个沿海发达地区,低-低聚集区主要包括新疆、青海、甘肃、宁夏、陕西、云南,均为西部地区省区。而到2016年,高-高聚集区进一步扩大,包括江苏、安徽、浙江、江西、湖南五省份;低-低聚集区则为新疆、青海、甘肃、四川、西藏五省区。从国家审计治理情况来看,考虑到直辖市的审计对象数量相对有限,在剔除直辖市样本后,样本期间内主要聚集区域集中在山东、河南和安徽等省份,局部聚集并不明显。

从地区营商环境及国家审计的空间分布及聚类情况的检验结果中可以看出,我国不同省区市的地区营商环境存在显著的空间自相关性,并存在一定的空间聚集区,但国家审计治理情况的这种聚集特征并不明显,两者的聚集区域在一定范围内存在重叠。为进一步验证研究假设,本文将采用空间计量模型进行实证检验。

五、研究设计

(一)空间计量模型的初步构建

根据探索性空间数据分析的结果,我国不同省区市的营商环境存在显著的空间依赖性,需要引入空间权重矩阵对普通面板数据模型进行修正^[1],即建立空间面板模型。常用的空间计量模型有空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)、空间自回归模型(Spatial Autoregressive Model, SAR)、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)三种。其中,SAR模型主要描述空间依赖性(Spatial dependence),SEM模型主要描述空间异质性(Spatial heterogeneity)。鉴于空间杜宾模型是空间滞后模型和空间误差模型的一般形式,本文初步构建同时包括被解释变量和解释变量空间交互项的空间杜宾模型作为基准模型(模型1),该模型也是LeSage和Pace极力推荐的^[34]。空间自回归模型(模型2)和空间误差模型(模型3)则作为空间杜宾模型的特例。具体模型如下:

$$BE_{it} = \theta_0 + \rho \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} BE_{jt} + \alpha SAGI_{it} + \beta \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} SAGI_{jt} + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$BE_{it} = \theta_0 + \rho \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} BE_{jt} + \alpha SAGI_{it} + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$BE_{it} = \theta_0 + \alpha SAGI_{it} + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{其中, } \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it}, \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$$

在上述模型中, BE 为被解释变量,表示各省区市的营商环境指数; $SAGI$ 为主要解释变量,表示各省区市的国家审计治理指数; θ_0 为常数项; ρ 为被解释变量自相关系数; β 为解释变量自相关系数; λ 为误差项自相关系数; α 和 γ 为解释变量和控制变量系数; ω_{ij} 为空间权重矩阵; ε_{it} 为误差项,服从正态分布。

(二)变量选择

1. 被解释变量

营商环境体现了一个国家和地区的软实力及核心竞争力,在学理上对营商环境进行测度存在一定的困难。目前的研究大多采用世界银行的《营商环境报告》及相关调查数据,但其在指标构建方面存在一定的缺陷。本文使用的营商环境数据来源于王小鲁等的《中国分省企业经营环境指数2017年报告》^[4],受限于研究数据的可得性及调查的时间间隔,该报告目前只提供了2006年、2008年、2010年、2012年、2016年各地区的调查数据,2014年数据由2012年和2016年数据的均值补充得到。

2. 解释变量

参考王彦东等及郑石桥等的研究思路^[13,32],本文从国家审计治理的产出视角出发,将国家审计的批判性作用和建设性作用指标相结合,并采用因子分析的方法实现降维,构建国家审计治理指数。具体指标构建情况在第四部分已说明,这里不再赘述。

3. 控制变量

为了尽量降低遗漏变量对回归结果的影响,参考郑焯等的研究^[10],本文在模型中加入影响营商环境的其他控制变量,具体包括:第二产业增加值占 GDP 的比例(*Ind2*),反映社会经济情况;一般预算支出占 GDP 的比例(*Expd*),反映政府支出规模;增值税占一般预算收入的比例(*Taxstr*),反映财政收入结构。

(三) 空间权重矩阵的设定

为了对模型进行正确识别,必须保证空间权重矩阵的外生性。常用的空间权重矩阵主要有三大类,即基于地理邻近性的空间权重矩阵、基于空间距离的空间权重矩阵和基于社会经济结构的空间权重矩阵。基于经济社会因素构造的空间权重矩阵虽然经济含义较为明显,但通常都不能满足外生性假设要求。因此,在实际应用中,最常用的空间权重矩阵是基于地理信息或地理位置的,如 *Rook* 规则地理邻近性矩阵、*Queen* 规则地理邻近性矩阵和距离权重矩阵。本文选择基于地理邻近性的空间权重矩阵,以量化空间单元 *i* 对空间单元 *j* 的相对空间位置和空间交互影响,并在稳健性检验中替换为基于空间距离的空间反距离矩阵,而暂不考虑基于经济结构的空空间权重矩阵。由于我国不同省区市的边界基本上是根据自然地理条件进行划分的,采用基于 *Rook* 规则或 *Queen* 规则的地理邻近性空间权重矩阵结果是一样的,因此本文不做区分。具体来说,地理邻近性空间权重矩阵的定义规则是:如果 *i* 省区市与 *j* 省区市存在共同的边界,则矩阵元素定义为 1, 否则为 0。

六、实证检验及分析

(一) 模型识别与选择

为在模型(1)至模型(3)中确定恰当的空间计量模型,本部分首先对 OLS 模型进行拉格朗日乘子检验(Lagrange Multiplier Test, LM),以确定模型的形式,结果如表 2 所示。可以发现,LM-Lag 和 LM-Err 在 1% 水平上均显著,在这种情况下,根据 Anselin 的建模流程进行稳健性拉格朗日乘子检验(Robust LM)^[35]的结果显示,Robust LM-Lag 和 Robust LM-Err 均在 1% 的水平上显著,表明采用空间滞后模型和空间误差模型均可,而 Elhorst 则认为这种情况下应该优先考虑空间杜宾模型^[36]。姜磊则进一步指出,空间效应的合理性应该是空间计量经济学建模的理论基础,而不能单纯依靠拉格朗日乘子检验来进行判断,两者相结合才是有效设定模型的基础^[37]。从本文的研究对象来看,地方政府之间基于“锦标赛体制”的策略互动是地区间营商环境存在关联性的理论基础。由于营商环境与地区经济实力之间存在显著的相关性,邻近地区的地方政府为了吸引优质企业落户会不断优化营商环境,推动了一系列促进经济高质量发展的政策出台。在地区之间“示范效应”和“搭便车”行为的双重作用下,营商环境的空间溢出效应也就随之产生并不断强化。基于此,本文选择空间滞后模型作为基本检验模型。同时,由于空间滞后模型和空间误差模型可以看作是空间杜宾模型的两个特例,即使数据生成过程中使用的是其他空间计量模型,采用空间杜宾模型也不会得到有偏估计,因此,本文还选取空间杜宾模型作为检验模型和空间误差模型则作为对照模型。

表 2 国家审计与营商环境的回归结果

变量	OLS 模型		空间计量模型		
	BE	BE	SAR	SEM	SDM
<i>SAGI</i>	0.134 *** (-5.68)	0.147 *** (-6.56)	0.0524 ** (-2.58)	-0.000395 (-0.01)	0.00723 (-0.34)
<i>Ind2</i>		-1.170 *** (-5.37)	-0.417 (-1.59)	-0.479 (-1.48)	-0.498 ** (-2.33)
<i>Expd</i>		-0.341 *** (-3.63)	0.277 (-1.23)	0.135 (-0.43)	0.0668 (-0.54)
<i>Taxstr</i>		1.666 *** (-5.01)	0.596 ** (-2.25)	0.919 ** (-2.78)	0.710 *** (-4.18)
<i>-cons</i>	3.111 *** (-168.32)	3.464 *** (-30.29)			
ρ/λ			0.756 *** (-11.04)	0.878 *** (-21.85)	0.661 *** (-12.85)
$W \times SAGI$					0.136 *** (-3.91)
N	186	186	186	186	186
R-Square	0.149	0.344	0.16	0.023	0.482
AIC	10.703	-31.477	-349.1	-337.1	-338.8
BIC	17.154	-15.348	-329.7	-317.8	-277.5
LM-Lag	22.387	0.000			
Robust LM-Lag	7.487	0.006			
LM-Err	65.511	0.000			
Robust LM-Err	50.61	0.000			
Log lik.			180.6	174.6	188.4

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上双边检验显著,括号内为 T 值。下同。

(二) 实证结果

我们在表 2 中同时给出了包括空间滞后模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 和空间杜宾模型 (SDM) 在内的全部检验结果, 以便于比较。在理论上, 空间面板数据模型的设定可能包含固定效应和随机效应。Elhorst 指出, 采用随机效应模型必须满足以下条件: (1) 空间单元的个数趋于无穷大; (2) 观察值的空间单元表现为一个较大的总体; (3) 误差项与解释变量无关^[36]。由于本文的研究对象是中国省域地理单元, 样本就是总体, 属于完全抽样且空间单元的个数有限。因此, 表 2 中给出的三种空间模型均为固定效应模型。

Anselin 给出了三个用于比较模型的统计量, 包括 Log Likelihood (LL, 对数似然值)、Akaike Information Criterion (AIC, 赤池信息准则) 和 Bayesian Information Criterion (BIC, 贝叶斯信息准则), 其中, Log Likelihood 统计量越大说明模型越好, 而 AIC 和 BIC 统计量越小说明模型越好^[38]。从表 2 中三个空间面板数据模型的回归结果来看, 空间杜宾模型的 R² 以及对数似然值均大于其他两个模型, 而空间误差模型的 AIC 和 BIC 值在三个模型中最小, 说明空间误差模型和空间杜宾模型在解释能力方面各有优势。具体来看, 在空间滞后模型中, SAGI 的系数为正, 且通过了 1% 水平上的显著性检验; 在空间杜宾模型中, SAGI 的系数为正, 但未通过显著性检验。同时, 在 SAR 和 SDM 模型中, 被解释变量的空间滞后项系数 ρ 均为正, 且通过了显著性检验, 而在加入解释变量空间滞后项的空间杜宾模型中, 该系数有所降低, 说明国家审计治理也是造成地区营商环境存在空间溢出效应的重要原因。此处需要说明的是, 空间计量模型的空间滞后项并不能真实地表达空间溢出效应, 正如 LeSage 和 Pace 所讲, 利用空间计量模型的点估计结果判断是否存在空间溢出效应可能会导致错误结论, 而采用直接效应、间接效应和总效应进行分析可以提高结论的准确性^[34]。

为了进一步验证国家审计与地区营商环境之间的关系, 表 3 列示了空间滞后模型和空间杜宾模型直接效应、间接效应和总效应估计结果。其中, 直接效应反映国家审计对本地区营商环境的影响, 间接效应反映国家审计对其他地区营商环境的影响, 总效应反映某地区国家审计对其他所有地区营商环境的平均影响。从表 3 中可以看出, 国家审计的直接效应、间接效应和总效应均显著为正, 表明在考虑空间溢出效应后, 国家审计仍然是促进地区营商环境优化的重要因素。综合以上分析, 我们认为空间滞后模型和空间杜宾模型的实证结果验证了本文的研究假设。

(三) 稳健性检验

为了检验模型估计结果是否稳健, 本文分别替换主解释变量和空间权重矩阵进行稳健性检验。首先, 根据仲杨梅等和谢柳芳等的研究设计思路^[39-40], 考虑到用产出衡量国家审计的治理效果更加直观, 本文采用审计发现的违规资金总额的自然对数 (Pmy) 作为解释变量, 以体现国家审计查处揭示问题的产出能力。表 4 和表 5 中的回归结果显示, 在使用替代变量估计的模型中, 除解释变量 (Pmy) 本身作为负向揭示性指标, 其空间滞后项系数与国家审计治理指数这类正向指标符号相反外, 其他各变量及其空间滞后项系数的符号和显著性均未发生明显变化, 这进一步验证了本文提出的假

表 3 空间面板数据模型直接效应、间接效应与总效应

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	SAR	SDM	SAR	SDM	SAR	SDM
SAGI	0.0646 ** (2.79)	0.0397 ** (2.00)	0.137 ** (2.35)	0.358 *** (5.76)	0.202 ** (2.72)	0.398 *** (6.26)
Ind2	-0.544 ** (-2.10)	-0.605 ** (-2.89)	-1.155 * (-1.85)	-0.936 ** (-2.45)	-1.699 ** (-2.06)	-1.541 ** (-2.74)
Expd	0.366 (1.28)	0.0882 (0.56)	0.721 (1.06)	0.135 (0.54)	1.086 (1.16)	0.223 (0.55)
Taxstr	0.761 ** (2.22)	0.840 *** (4.15)	1.644 * (1.74)	1.289 *** (3.71)	2.405 ** (1.98)	2.129 *** (4.27)

表 4 稳健性检验结果

变量	替换解释变量为 Pmy			替换空间权重矩阵为地理反距离矩阵		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
Pmy	0.00701 *** (3.54)	0.0207 *** (6.68)	0.0201 *** (3.86)			
SAGI				0.0351 * (1.95)	-0.0112 (-0.54)	-0.00896 (-0.49)
Ind2	-0.593 ** (-2.19)	-0.421 (-1.36)	-0.532 ** (-2.61)	0.0173 (0.07)	0.182 (0.59)	0.196 (0.99)
Expd	0.0971 (0.49)	0.0570 (0.25)	0.104 (0.91)	-0.111 (-0.64)	-0.430 * (-1.66)	-0.454 *** (-3.60)
Taxstr	0.883 ** (2.82)	1.021 ** (2.50)	0.820 *** (4.61)	0.353 (1.42)	0.445 (1.14)	0.511 ** (3.16)
ρ/λ	0.715 *** (9.46)	0.836 *** (17.24)	0.739 *** (17.50)	0.904 *** (34.29)	0.944 *** (64.38)	0.767 *** (12.47)
$W \times Pmy$			-0.0141 ** (-2.63)			
$W \times SAGI$						0.198 *** (4.32)
N	186	186	186	186	186	186
R ²	0.327	0.362	0.310	0.501	0.050	0.779

设。其次,本文进一步将空间权重矩阵替换为地理反距离矩阵进行检验。表4和表5中的回归结果显示,除SDM模型中SAGI的系数为负且未通过显著性检验外,其他变量的回归系数、滞后项系数以及SAR和SDM模型对应的三种效应检验的符号、系数和显著性均与主检验结果基本保持一致。

七、结论与建议

本文以2006—2016年我国31个省、自治区、直辖市的调查统计数据为样本,构建基于地理邻近性的空间权重矩阵,通过探索性空间数据分析计算单变量Moran's I指数,检验国家审计和营商环境的空间依赖性及其空间异质性,并在考虑空间溢出效应的基础上,运用空间计量模型实证检验国家审计与地区营商环境之间的关系,得到如下结论:第一,探

索性空间数据分析结果表明,国家审计和地区营商环境在样本期间都存在显著的正向空间自相关,具有显著的空间依赖性和空间异质性,两者在地理分布上都形成了不同的集聚区域,国家审计的空间集聚性相对较弱。第二,空间计量模型的估计结果显示,在考虑空间溢出效应后,国家审计仍然是促进区域营商环境优化的重要因素,并且本地区的国家审计治理会对邻近地区营商环境产生正向的空间溢出效应,而本地区营商环境同样也会对邻近地区营商环境产生正向空间溢出效应。

结合研究结论,本文提出如下建议:第一,区域营商环境和国家审计治理情况与其所处的地理位置即周边区域的情况密切相关。在这种情况下,建立区域性的营商环境协同发展机制,学习借鉴周边地区国家审计促进营商环境提升的审计项目显得更加重要。一方面,国家审计执行情况较好的省区市应充分发挥其示范和引领作用,加强与周边地区的国家审计项目合作,协调推进与营商环境提升相关的审计业务,实现区域协调发展。另一方面,各级政府之间也应打破区域界限,通过合作交流等机制促进跨区域营商环境的整体提升。第二,国家审计机关应以市场化、法制化和国际化为基本原则,通过行使审计监督权、促进政府职能转变、推动体制机制创新、强化政府间的协同联动、完善法治保障等,为各类市场主体提供稳定、公平、透明和可预期的良好营商环境,形成对地区营商环境提升政策落实情况的事中和事后监督机制。

参考文献:

[1] Anselin L. Spatial econometrics: Methods and models[M]. Spatial Econometrics. Methods and Models, 1988.
 [2] 阮舟一龙. 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[J]. 经济管理, 2020(7): 75-92.
 [3] 蔡璐. 营商环境、空间溢出与经济质量[J]. 统计与决策, 2020(21): 106-109.
 [4] 王小鲁, 樊纲, 马光荣. 中国分省企业经营环境指数2017年报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
 [5] 杨仁发, 魏琴琴. 营商环境对城市创新能力的影响研究——基于中介效应的实证检验[J]. 调研世界, 2021(10): 35-43.
 [6] 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]. 经济管理, 2020(4): 5-19.
 [7] 陈强, 丁玉, 敦帅. 基于贝叶斯网络的营商环境影响机制研究[J]. 软科学, 2021(1): 126-133.
 [8] 杨雯心, 屈莉莉. 营商环境的定量研究与分析方法综述[J]. 商业经济, 2021(9): 133-136.
 [9] Nag T, Chatterjee C. Factors influencing firm's local business environment in home country context: Exploring evidences from firm surveys in India and China [J]. Journal of Indian Business Research, 2018, 10(4): 322-336.
 [10] 郑焯, 王春萍, 段永彪. “放管服”改革、政府透明度与区域营商环境——基于国内城市面板数据的实证研究[J]. 软科学, 2020(9): 9-15.
 [11] Kozubikova L, Kotaskova A, Virglerova Z. The impact of technological factors on the quality of the business environment[J]. Transformations in Business and Economics, 2019, 18(1): 95-108.
 [12] Koisova E, Habanik J, Virglerova Z, et al. Smes financing as an important factor of business environment in slovak republic regions[J]. Montenegrin Jour-

表5 稳健性检验的直接效应、间接效应与总效应

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	SAR	SDM	SAR	SDM	SAR	SDM
替换解释变量为 <i>Pmy</i>						
<i>Pmy</i>	0.00837 *** (-4.17)	0.0203 *** (-4.22)	0.0152 *** (-3.5)	0.00171 (-0.26)	0.0236 *** (-4.79)	0.0220 *** (-4.48)
<i>Ind2</i>	-0.728 ** (-2.75)	-0.680 *** (-3.30)	-1.275 ** (-3.02)	-1.412 ** (-2.91)	-2.003 *** (-3.34)	-2.092 ** (-3.17)
<i>Expd</i>	0.136 (-0.56)	0.138 (-0.93)	0.2 (-0.39)	0.282 (-0.91)	0.336 (-0.45)	0.42 (-0.92)
<i>Taxstr</i>	1.064 ** (-2.95)	1.026 *** (-4.67)	1.910 ** (-2.49)	2.118 *** (-4.46)	2.974 ** (-2.97)	3.143 *** (-4.96)
替换空间权重矩阵为地理反距离矩阵						
<i>SAGI</i>	0.0451 ** (-1.98)	0.0151 (-0.83)	0.314 (-1.63)	0.823 *** (-4.56)	0.359 * (-1.69)	0.838 *** (-4.56)
<i>Ind2</i>	-0.00844 (-0.03)	0.198 (-1.04)	-0.0256 (-0.01)	0.743 (-0.77)	-0.034 (-0.01)	0.941 (-0.84)
<i>Expd</i>	-0.134 (-0.58)	-0.494 ** (-3.09)	-1.061 (-0.54)	-1.742 (-1.40)	-1.195 (-0.55)	-2.236 * (-1.66)
<i>Taxstr</i>	0.456 (-1.33)	0.578 ** (-3.2)	3.193 (-1.08)	1.864 ** (-2.31)	3.649 (-1.12)	2.442 ** (-2.76)

- nal of Economics,2017,13(2):129-140.
- [13]王彦东,马一先,乔光华.国家审计能促进区域营商环境优化吗?——基于2008~2016年省级面板数据的证据[J].审计研究,2021(1):31-39.
- [14]张宏亮,肖振东.基于AHP的公共环境投资项目效益审计评价指标体系的构建[J].审计研究,2007(1):30-36.
- [15]宋常,赵懿清.投资项目绩效审计评价指标体系与框架设计研究[J].审计研究,2011(1):40-46.
- [16]宋晖.美国公共工程审计的做法及对我国投资审计的借鉴意义[J].审计研究,2018(1):46-50.
- [17]李曼,陆贵龙.问题导向的公共投资审计模式研究[J].审计研究,2018(4):62-69.
- [18]张帆.完善政府投资审计法律制度研究[J].审计研究,2015(5):8-13.
- [19]喻开志,王小军,张楠楠.国家审计能提升大气污染治理效率吗?[J].审计研究,2020(2):43-51.
- [20]谢柳芳,郑国洪,孙鹏阁.国家审计与环境污染治理[J].财会月刊,2020(4):85-92.
- [21]黄溶冰,赵谦,王丽艳.自然资源资产离任审计与空气污染防治:“和谐锦标赛”还是“环保资格赛”[J].中国工业经济,2019(10):23-41.
- [22]张琦,谭志东.领导干部自然资源资产离任审计的环境治理效应[J].审计研究,2019(1):16-23.
- [23]Liu J, Lin B. Government auditing and corruption control: Evidence from China's provincial panel data[J]. China Journal of Accounting Research, 2012, 5(2):163-186.
- [24]彭华彰,刘晓靖,黄波.国家审计推进腐败治理的路径研究[J].审计研究,2013(4):63-68.
- [25]刘泽照,梁斌.政府审计可以抑制腐败吗?——基于1999—2012年中国省级面板数据的检验[J].上海财经大学学报,2015(1):42-51.
- [26]陈丽红,张龙平,朱海燕.国家审计能发挥反腐败作用吗?[J].审计研究,2016(3):48-55.
- [27]Avis E, Ferraz C, Finan F. Do government audits reduce corruption? Estimating the impacts of exposing corrupt politicians[J]. Journal of Political Economy, 2018, 126(5):1912-1964.
- [28]蔡春,谢柳芳,王彪华.经济责任审计与地方政府治理——以环境污染为视角[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2020(2):91-104.
- [29]陈希晖.国家审计提升政治信任的机理和路径[J].审计研究,2014(1):18-23.
- [30]世界银行.营商环境报告2020[EB/OL]. [2022-03-01]. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/32436/9781464814402.pdf>.
- [31]姜成武,张国勇.基于市场主体主观感知的营商环境评估框架构建——兼评世界银行营商环境评估模式[J].当代经济管理,2018(6):60-68.
- [32]郑石桥,徐孝轩,宋皓杰.国家审计治理指数研究[J].南京审计学院学报,2014(1):89-96.
- [33]Rey S J. Spatial empirics for economic growth and convergence[J]. Geographical Analysis, 2010, 33(3):195-214.
- [34]Lesage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton Landon New York: Chapman and Hall/CRC, 2009.
- [35]Anselin L. The moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association[J]. Spatial Analytical Perspectives on GIS, 1996(1):111-125.
- [36]Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3):389-405.
- [37]姜磊.空间回归模型选择的反思[J].统计与信息论坛,2016(10):10-16.
- [38]Anselin L, Florax R, Rey-s J. Advances in spatial economics[M]. Berlin: Springer, 2004.
- [39]仲杨梅,张龙平.国家审计降低地方政府债务风险了吗?[J].南京审计大学学报,2019(3):1-10.
- [40]谢柳芳,韩梅芳.政府财政信息披露在国家审计服务国家治理中的作用路径研究[J].审计研究,2016(3):63-70.

[责任编辑:王丽爱]

Can National Audit Promote the Optimization of Business Environment? A Retest Considering Spatial Spillover Effect

XING Weiquan

(School of Accounting, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: Based on the survey and statistical data of 31 provinces in China from 2006 to 2016, this paper analyzes the distribution pattern and dynamic transition of national audit governance and business environment in China's provinces by using the exploratory spatial data analysis method. The results show that there is significant spatial autocorrelation between national audit governance and business environment in China's provinces, forming different agglomeration areas. On this basis, the spatial econometric model is further used to analyze the impact of national audit governance on the regional business environment. The research shows that after considering the spatial spillover effect, the national audit can still promote the optimization of the business environment, and the national audit governance in this region has a positive spatial spillover effect on the business environment in the surrounding areas.

Key Words: national audit; national governance; business environment; spatial spillover; spatial Dobbins model; government expenditure; fiscal revenues