

国家审计如何影响政府治理效率？

——基于 Tobit-SDM 模型的空间计量分析

贺宝成,熊永超

(陕西科技大学 经济与管理学院,陕西 西安 710021)

[摘要] 基于助力地方政府效率变革的现实要求,采用 2008—2017 年中国 30 个省区市的面板数据,构建空间 Tobit 杜宾模型检验了国家审计对地方政府治理效率及空间溢出的影响。研究发现:审计对政府治理效率及溢出具有显著的正向影响,且这一影响存在区域异质性。在东部地区,国家审计对政府治理效率的影响为正,而对溢出的影响为负;在西部地区,国家审计对政府治理效率及溢出的影响均显著为正;在中部地区,国家审计对溢出的影响为正,而对政府治理效率的影响不显著。进一步研究发现,要素市场具有调节作用,环境越优越,国家审计对政府治理效率及溢出的促进作用越强。因此,增强审计监督的政治属性、强化审计协同治理、建立健全统一开放竞争有序的要素市场、激发辖区间的“学习效应”和抑制“虹吸效应”是推进政府跨域治理效率提升的重要路径。

[关键词] 国家审计;政府治理效率;空间外溢效应;空间 Tobit 杜宾模型;审计监督;审计协同治理

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2021)06-0016-10

一、引言

党的十八届三中全会提出了“推进国家治理体系和治理能力现代化”的全面深化改革总目标,十九届四中全会为进一步推进这一目标作出了顶层设计和全面部署。政府治理效率是推进政府治理改革的重要工具^[1],但其改进是世界性难题。20 世纪 70 年代末,英美等国开展了“重塑政府”“再造公共部门”等新公共管理运动^[2]。遗憾的是,中国在改革开放以来较长一段时间的治理过程中都更加重视效益而非效率^[3]。“唯经济效益论”的发展模式令中国取得了经济奇迹,但也带来了产能过剩、环境污染等诸多现实问题,一些地区甚至出现了政府职能缺位、公共投资结构性失衡等现象,导致公共治理的投入低效甚至浪费,对公共资源的配置效率产生了严重危害^[4-5]。治理问题最终是政府治理效率问题^[6],提升政府治理效率是运用有限资源不断满足人民群众日益增长的美好生活需要的必然要求^[3],对于建设高效、廉洁、阳光政府和助推经济高质量发展具有重要的现实意义。

现有文献关于政府治理效率的研究主要集中在测度和影响因素两个方面,前者主要采用主成分分析方法,侧重从公共支出、反腐力度和政府规模等产出绩效角度进行评价^[7-8],或根据政府治理的成效,采用城市管理执法部门处理市民投诉所花费的时间^[9]、抑制腐败或法制水平等单维度进行衡量^[10],测度指标较为单一、综合性不够,且对政府投入-产出过程关注不够;后者主要从大数据发展^[10]、审计管理体制改革^[11]、财政透明度^[8]、高铁开通^[12]和外商直接投资^[13]等外部视角展开,并为“善治”政府建设提供了很多有益的探索和实证支撑,但缺少从政府内部监督机制展开的研究,且对各地区政府间策略性互动行为关注不够。同法规制度、媒体舆论等外部监管机制相比,国家审计是政府治理的重要内部监督机制,有着独具的威慑性效应^[14],在纠偏政府治理行为、保障公共资金的有效使用等方面具有独特的专业性和权威性。据统计,国家审计在“十三五”时期促进增收节支和挽回损失 2.2 万多亿元。那么,国家审计如何影响政府治理效率以及其内在机制是什么?辖区之间存在的博弈互动、公共产品的外部性和区域间财政支出的溢出效应^[15]等是否会影响政府治理效率的空间溢出?这些问题都值得深入研究。

[收稿日期] 2021-05-11

[基金项目] 陕西省科学技术厅软科学研究计划一般项目(2020KRM063);陕西省科学技术厅软科学研究计划重点项目(2018KRZ013);西安市科学技术局软科学研究一般项目(2021-0018)

[作者简介] 贺宝成(1979—),男,河北承德人,陕西科技大学经济与管理学院副教授,硕士生导师,博士,从事国家审计研究,E-mail: hebaocheng@sust.edu.cn;熊永超(1996—),男,陕西安康人,陕西科技大学经济与管理学院硕士研究生,从事国家审计研究,E-mail: yxchao1996@163.com。

本文可能的贡献主要在于:第一,融入政府投入-产出过程,构建多投入、多产出指标体系,采用投入导向下的三阶段 DEA-BCC 模型测度治理效率,拓展了其测度方法;第二,构建空间 Tobit 杜宾模型(Tobit-SDM),验证审计对政府治理效率及空间溢出的影响,从审计监督视角丰富了政府治理效率驱动因素的研究;第三,进一步验证了审计影响的区域异质性和要素市场环境的调节作用,揭示出国家审计影响政府治理效率的外部环境机制,为效率提升与溢出提供了现实解释和路径。

二、理论分析与研究假设

(一)国家审计与政府治理效率

政府治理效率是反映政府运用有限资源完成复杂、多元公共治理目标的重要尺度,借鉴企业生产效率的概念,可将其定义为政府产出与投入的比值^[9]。在当代中国,让政府治理效率重新成为公共管理的核心价值是推动国家治理能力现代化的重要保障^[3]。2013年10月,世界审计组织发布的《北京宣言》强调,促进国家良治是各国审计机关的重要任务和目标。国家审计的产生源自地方治理的需求^[16],其通过发挥“免疫系统”功能对治理体系中其他子系统的高效运转提供基石支撑^[17]。2018年5月,中央审计委员会第一次会议强调“要构建权威高效的审计监督体系”,进一步增强了审计监督的政治属性。

审计的监督权为国家《宪法》《审计法》等法律所赋予,包括检察权、处理处罚权、移送处理权、建议权等多项权利,由此决定了其至少具有揭示、问责、整改、协作等四种功能。审计对政府治理效率的影响主要体现在其四种功能以及所激发的治理效应方面,内在逻辑如图1所示,具体表现为:(1)揭示功能来源于受托责任,既可以揭露政府财政收支违法违规、低效浪费,也可以揭示治理中存在的制度缺陷、管理漏洞;(2)问责功能通过对侵害公共利益的行为进行责任追究,抑制类似行为的再发生;(3)整改功能要求被审计单位分析问题原因并寻求解决方案,预防再犯;(4)协作功能通过前移审计关口、审计建议被多主体共同采纳而起到部门间相互配合、联动治理的作用。审计功能的协同治理能够对外引发审计效应^[18]，“曝光效应”通过审计信息公开机制更好地回应了公众关切的事项,有利于缓解由信息不对称所带来的代理问题,有助于提高政府透明度和公信力;“威慑效应”使得政府官员慑于审计问责等而勤政尽职,有利于抑制公共权力滥用、行贿受贿等腐败行为,提高监督质量;“防火墙效应”可以通过预防机制发挥偏差辨识与体制机制完善的治理作用,避免审计服务于公共治理目标的执行偏差,修正政府治理的机制扭曲,降低政府监管成本。四种审计功能及其所产生的三种效应的协同和放大,共同促进了政府治理效率的提高。因此,本文提出假设 H_1 :

H_1 : 国家审计对政府治理效率具有显著的正向影响,功能发挥得越充分,治理效率越高。

(二)国家审计与政府治理效率的空间外溢效应

政府治理效率的变化主要通过公共产品与服务的供给效率来体现,而民众需求偏好具有相似性,地方政府间的财政支出存在策略性互动^[19],这使得公共产品与服务供给在空间上存在“一荣俱荣”和“一损俱损”现象。因此,政府治理效率自身存在空间外溢性,本地区高水平的人力资本、健全的财政支出政策、先进的技术和信息可能会通过要素流动、学习模仿和产业关联等途径对周边地区治理效率产生影响。在逻辑上,国家审计治理功能的充分发挥在促进当地政府治理效率提高的同时,会对治理效率的外溢产生正反两种影响,如图1所示。一方面,治理效率高的地区会成为周边地区竞相学习的“标杆”和“榜样”,带来“学习效应”和“示范效应”,促进周边地区产业结构升级、治理政策优化、支出结构改善,从而提升治理能力,激发效率的正向溢出;另一方面,效率高的地区其基础设施、公共服务、营商环境等质量相对更高,会吸引周边资本、产业、人才等要素的流入,从而产生“虹吸效应”,引发知识、技术密集型和绿色环保等高端产业极化式聚集,低端产业向周边转移,由此会加剧周边地区政府治理效率的异化,使得治理效率在空间上可能出现“强者愈强,弱者愈弱”问题。同时,交通、洁净空气、科技创新、文化服务等公共产品具有非排他性,效率高的地区便利了周边地区的“搭便车”行为,导致周边地区的公共产品供给不足、创新降低,甚至结构失衡,特别是环境治理过程中的“搭便车”行为会引发治理责任界定模糊、污染物扩散至周边地区等问题。产业及要素“虹吸效应”和公共产品“搭便车”行为的双重叠加可能会导致治理效率的负向溢出,因此本文提出对立假设 H_{2a} 和 H_{2b} 。

H_{2a} : 当“学习效应”带来的正向溢出强于“虹吸效应”“搭便车”行为产生的负向溢出时,审计会对政府治理效率溢出产生正向影响。

H_{2b}:当“学习效应”带来的正向溢出弱于或等于“虹吸效应”“搭便车”行为产生的负向溢出时,审计对政府治理效率溢出的影响为负或不显著。

(三)要素市场环境的调节作用

国家审计促进政府治理效率的提升离不开良好的要素市场环境。如图1所示,较差的要素市场环境存在要素流动障碍、价格刚性和价格差别化等要素市场扭曲问题^[20],使得要素价格信号容易失真,难以发挥市场配置资源的基础性作用,引发政府资源配置的效率损失、社会绩效降低。良好的要素市场环境有利于地区间要素协调互通、配置高效公平,弥补地区内资源结构缺陷,进而抑制“市场扭曲”和“要素错配”行为,为审计服务政府治理过程提供高水平的人力资本、合理的要素资源价格、完备的技术及金融服务,推动审计揭示、问责、整改和协作等功能的发挥,进而有利于审计监督促进地方政府对国家重大政策的有效执行,推动生态文明建设和廉政建设^[21],推进政府公共服务创新、公共投资项目的可持续性和城市高质量发展,并带来政府治理效率的提升。因此,本文提出假设 H₃:

H₃:要素市场环境具有正向调节作用,环境越优越的地区,国家审计对政府治理效率的正向影响越强。

由于地方政府间存在“学习效应”“虹吸效应”和“搭便车效应”,审计对政府治理效率溢出的影响存在正向和负向两种可能,而要素市场环境的优劣会影响和制约审计功能的发挥,由此决定了其在审计与治理效率溢出中调节作用的方向可能与审计影响溢出的方向具有一致性。因此,结合假设 H₁、H_{2a}、H_{2b}和 H₃,本文提出竞争性假设 H_{4a}和 H_{4b}:

H_{4a}:当国家审计对政府治理效率溢出产生正向影响时,要素市场发挥正向调节作用。

H_{4b}:当国家审计对政府治理效率溢出产生负向影响时,要素市场发挥负向调节作用。

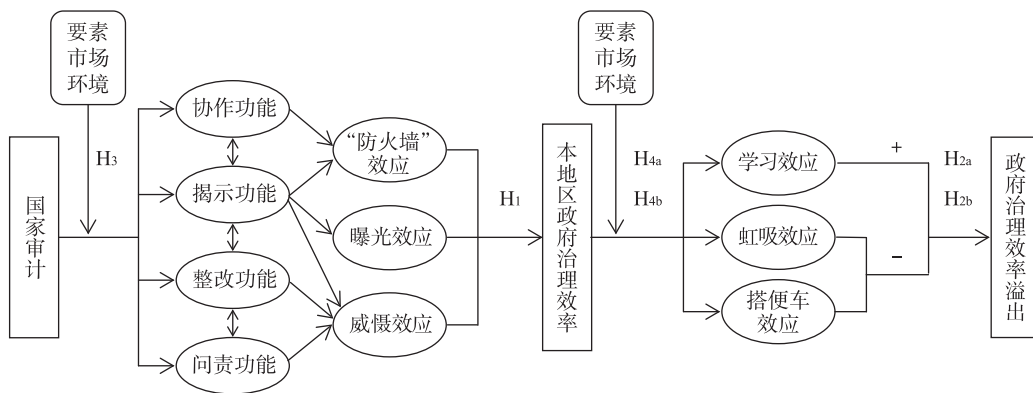


图1 国家审计对政府治理效率及溢出的作用机制

三、模型设定与数据说明

(一)地方政府治理效率测度模型构建

传统 DEA 测度效率方法存在忽略环境因素和随机误差影响等不足,因此本文采用三阶段 DEA 非参数估计方法。

第一阶段,本文运用规模报酬可变的 DEA-BCC 模型进行效率测度,以克服规模报酬不变假定下 CCR 模型的估计偏差问题。假设决策单元数为 n ,投入、产出变量数分别为 m 和 h , x_{ij} 为决策单元 i 的第 j 项投入, y_{ir} 为决策单元 i 的第 r 项产出, θ 为效率值,设定如下 DEA-BCC 模型:

$$\begin{aligned} & \min[\theta - \varepsilon(e^T s^- + e^T s^+)] \\ \text{s. t. } & \begin{cases} \sum_{i=1}^n \lambda_i x_{ij} + s^- = \theta x_{oj} \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{ir} - s^+ = y_{or} \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \\ \lambda_i \geq 0; i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, h; s^- \geq 0, s^+ \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, ε 为阿基米德无穷小量, s^+ 、 s^- 分别为产出、投入松弛变量。若 $\theta = 1$ 且 $s^+ = s^- = 0$, 则决策单元 DEA 有效; 若 $\theta = 1$ 且 $s^- \neq 0$ 或 $s^+ \neq 0$, 则决策单元弱 DEA 有效; 若 $\theta < 1$, 则决策单元非 DEA 有效。

第二阶段, 本文从经济、市场和社会三个维度分别选取公共管理、社会保障和社会组织人员平均工资 (Avesa)、政府与市场关系 (Govmark) 和城市化水平 (Urb) 作为影响治理效率的环境变量, 构建 SFA 模型:

$$s_{ik} = f^m(z_{jk}; \delta_i) + v_{ik} + u_{ik} \quad (i = 1, 2, \dots, m; k = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, p) \quad (2)$$

其中, p 为环境变量个数, s_{ik} 为投入松弛变量, z_{jk} 、 δ_i 分别为环境变量及其参数估计值, v_{ik} 、 u_{ik} 分别为随机误差项、管理无效率项。借鉴刘广斌和李建坤的方法^[22], 本文采用式(3)进行 v_{ik} 、 u_{ik} 的分离:

$$E(v_{ik} | v_{ik} + u_{ik}) = s_{ik} - \delta_i z_{jk} - E(u_{ik} | v_{ik} + u_{ik}) \quad (3)$$

接下来, 我们进一步根据式(4)调整投入松弛变量:

$$\bar{x}_{ik} = x_{ik} + [\max(\delta_i z_{jk}) - \delta_i z_{jk}] + [\max(\bar{v}_{ik}) - \bar{v}_{ik}] \quad (4)$$

其中, \bar{x}_{ik} 为修正后决策单元 k 的第 i 项投入, $\max(\delta_i z_{jk}) - \delta_i z_{jk}$ 表示将决策单元调整至相同环境中。

第三阶段, 本文依据上阶段调整后数据重新代入第一阶段模型中测算效率。

(二) 空间计量模型构建

鉴于地方政府间存在策略性互动行为, 治理效率取值在 $[0, 1]$ 区间内。相较于空间滞后 (SAR) 和空间误差 (SEM) 模型, 空间杜宾模型具有能将被解释变量受本地、周边解释变量影响的直接与间接效应进行分离的优势^[23], 因此, 本文主要采用空间 Tobit 杜宾模型 (Tobit-SDM) 检验国家审计对政府治理效率及其溢出的影响, 构建模型(5) 检验 H_1 、 H_{2a} 和 H_{2b} , 构建模型(6) 检验 H_3 、 H_{4a} 和 H_{4b} 。

$$Gov-Eff_{it} = \rho_1 W Gov-Eff_{jt} + \beta_1 Audit_{i,t-1} + \beta_2 CV_{it} + \rho_2 W Audit_{i,t-1} + \rho_3 W CV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Gov-Eff_{it} = \rho_1 W Gov-Eff_{jt} + \beta_1 Audit_{i,t-1} + \beta_2 Fm_{it} + \beta_3 (Fm_{it} \times Audit_{i,t-1}) + \beta_4 CV_{it} + \rho_2 W Audit_{i,t-1} + \rho_3 W Fm_{it} + \rho_4 (W Fm_{it} \times Audit_{i,t-1}) + \rho_5 W CV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, i 、 j 为不同省区市, t 为年份, $Gov-Eff$ 为政府治理效率, $Audit_{i,t-1}$ 为国家审计功能滞后一期, Fm 为要素市场环境, $Fm_{it} \times Audit_{i,t-1}$ 为要素市场环境与国家审计功能的交互项, CV 为控制变量, ρ 、 W 、 ε_{it} 分别为空间效应系数、权重矩阵、随机误差项。

(三) 数据来源与变量选取

1. 样本选取与数据来源

本文选取我国 2008—2017 年 30 个省区市 (不包括西藏、香港、澳门和台湾) 为研究样本。政府治理效率和控制变量测度数据主要来自《中国统计年鉴》《中国法律年鉴》《中国劳动统计年鉴》及相关官方网站, 国家审计相关数据来自《中国审计年鉴》。

2. 变量选择与度量

(1) 被解释变量: 政府治理效率 ($Gov-Eff$)。本文将治理过程视作地方政府为公众提供公共产品与服务的投入-产出系统, 采用投入导向的三阶段 DEA-BCC 模型对治理效率进行测度。由于各省区市间的资源禀赋和发展水平不一, 因此为满足可比性要求, 投入、产出均选用比率指标。参考祁毓等的做法^[13], 投入指标选取人力、财力和物力三类指标, 其中, 人力指标采用每万人中公共管理、社会保障和社会组织就业人数来衡量; 财力指标选用人均财政支出来衡量; 物力指标采用人均国有固定资产投资来衡量, 因为国有企业除发挥经济作用外, 还是政府进行公共治理的重要渠道。产出指标参考北京师范大学发布的《2017 中国地方政府效率研究报告》^[24], 通过对 2017 年政府效率排名第一的北京市财政支出结构的相关项目进行筛选来确定, 具体方法是: 将北京市财政支出金额排名前 11 位的支出项目中的 2 项综合性支出项目进行剔除, 得到公共安全、教育、科学技术等 9 项专项支出, 占比超过北京市当年专项财政支出的 87%, 本文以这 9 项专项支出的目标期望产出刻画政府治理的产出。具体的产出指标选取如下: ①参考程建新等的做法^[25], 公共安全指标采用刑事犯罪批捕人数与地区总人数比值的倒数来衡量; ②借鉴王弟海等的做法^[26], 教育指标选取九年义务教育阶段的小学、初中生师比的均值来衡量, 综合反映该地区的教育水平和教育质量; ③参考王盟迪的做法^[27], 科学技术指标选用地区每万人中专利申请授权数来衡量; ④参考韩军和刘学芝的做法^[28], 文化体育与传媒选用每万人拥有群众文化设施建筑面积来衡量; ⑤参考严雅娜和张山的研究^[29], 社会保障和就业用人均失业支出表示, 共同反映社会保障水平和就业

情况,较单纯地衡量就业水平的失业率指标更为科学;⑥参考申曙光和郑倩昀的研究^[30],医疗卫生选取每千人口医疗卫生机构床位数来衡量,克服了卫生技术人员数指标中人员结构复杂及医疗任务不具有完全替代性的问题;⑦借鉴唐志鹏的做法^[31],环境保护以工业三废中的废水排放量作为衡量依据,用单位 GDP 废水排放量的倒数表示;⑧参考马思思和金占明的研究^[32],农业发展选取农村居民人均可支配收入来衡量,以体现农业产品及资源的经济效益;⑨参考陈丽丽等的研究^[33],交通运输选取铁路和公路里程之和与各省区市陆地面积的比值来衡量。具体投入、产出指标如表 1 所示。

表 1 政府治理效率测度的投入与产出指标

指标含义		度量方法
投入指标	人力	每万人中公共管理、社会保障和社会组织就业人数
	财力	人均财政支出
	物力	人均国有固定资产投资
产出指标	公共安全	1/(刑事犯罪批捕人数/各地区总人数)
	教育	(小学生师比+初中生师比)/2
	科学技术	每万人国内专利申请授权数
	文化体育与传媒	每万人拥有群众文化设施建筑面积
	社会保障与就业	人均失业支出
	医疗卫生	每千人口医疗卫生机构床位数
	环境保护	单位 GDP 废水排放量的倒数
	农业发展	农村居民人均可支配收入
	交通运输	(铁路+公路里程)/各省区市陆地面积

(2)核心解释变量:国家审计功能($Audit_{i,t-1}$)。借鉴韩峰的研究^[34],综合审计揭示、问责、整改和协作四种功能,本文采用主成分分析方法降维得到各省区市国家审计指数,考虑到审计功能的发挥存在滞后性,选择国家审计功能的滞后一期作为核心解释变量。其中,①揭示功能=审计查处主要问题金额/各省区市 GDP;②问责功能=审计处理处罚金额/审计查处主要问题金额;③整改功能=审计处理落实金额/审计查处主要问题金额;④协作功能=被采纳的审计建议数/被提出的审计建议数。

表 2 变量定义表

变量	变量代码	变量定义
政府治理效率	$Gov-Eff$	采用三阶段 DEA-BCC 模型下的综合效率值表示
国家审计功能	$Audit_{i,t-1}$	运用主成分分析法对审计揭示、问责、整改和协作功能进行降维处理并取滞后一期
要素市场环境	Fm	市场化指数中的“要素市场发育指数”
经济发展水平	$\ln GDP$	人均 GDP 取对数
人力资本	$\ln hc$	(小学文化程度人口数×6+初中×9+高中×12+专科及以上×16)与六岁以上样本人口数的比值取对数
地区开放水平	$\ln open$	进出口总额与 GDP 的比值取对数

(3)调节变量。要素市场环境(Fm),采用王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告》中的要素市场发育指数^[35]进行衡量,缺失年份数据以前三年平均增长率预测补齐。

(4)控制变量。人力资本,采用郭海湘等的方法^[36]进行计算。经济发展水平、地区开放水平等控制变量的具体定义如表 2 所示。以上控制变量均经对数化处理,美元换算人民币按照当年平均汇率进行计算,货币价值数据均以 2008 年为基期进行价格调整。

四、实证结果及分析

(一)地方政府治理效率测度

第一阶段测算的地方政府治理效率均值为 0.920。表 3 为第二阶段测算结果,人力、财力和物力投入松弛值的 LR 单边检验结果均通过了 1% 显著性水平检验,说明在第二阶段进行误差项的分解是有必要的。同时,人力、财力和物力投入松弛量的 γ 值分别为 0.89、0.85、0.77,均通过了 1% 显著性水平检验,说明政府治理效率主要受到环境变量的影响。此外,公共管理、社会保障、社会组织人员平均工资($Avesa$)和政府与市场关系($Govmark$)均在 5% 及以上水平显著为负,说明外部经济发展水平和市场化程度越高,越有利于减少地方政府治理投入冗余,因此治理效率越高;城市化水平(Urb)在 10% 及以上水平显著为正,说明地区城镇人口的进一步集中加剧了城乡差距,造成了治理投入的结构性失衡等问题,降低了治理效率。经第三阶段测算,政府治理效率均值提升至 0.956,说明考虑环境因素影响来进行治理效率测度是有必要的。

(二)描述性统计

通过表 4 对各变量的统计描述可以发现,政府治理效率($Gov-Eff$)的均值为 0.956,说明我国地方政府治理效率整体上与效率前沿面还有一定距离,存在改进空间。从具体地区来看,少数省区市的效率为 1,达到效率前沿面,最小值为 0.651,说明省区市间政府治理效率差异较大。比较各地区的 $Gov-Eff$ 均值可知,东部最高(0.983),西部最低(0.910),说明政府治理效率在区域间发展不平衡。国家审计($Audit_{i,t-1}$)的均值为 0.014,最大值为 5.793,最小值为 -2.043,标准差为 0.942,说明省域间审计功能的发挥程度存在较大差异;分区来看,

东部地区审计功能($Audit_{i,t-1}$)的均值最低(-0.279)^①,低于全国平均水平。要素市场环境(Fm)的标准差为2.236,极差为11.86,说明省域间要素市场环境差异较大,且东部地区优于中西部地区。

表3 SFA模型的回归结果

变量	人力松弛值			财力松弛值			物力松弛值		
	估计系数	标准差	T值	估计系数	标准差	T值	估计系数	标准差	T值
常数项	3.76	4.68	0.80	370.30	410.15	0.90	667.67	628.28	1.06
$Avesa$	-0.00***	0.00	-2.77	-0.01**	0.01	-2.24	-0.03***	0.01	-4.03
$Govmark$	-1.24**	0.52	-2.41	-134.22***	48.21	-2.78	-268.21***	78.38	-3.42
Urb	16.35**	8.12	2.01	1483.34*	782.97	1.89	5202.17***	1281.07	4.06
σ^2	756.18***	190.45	3.97	5575384.80***	1.79	3111900.00	12413162.00***	2.41	5144467.70
γ	0.89***	0.03	30.49	0.85***	0.01	68.32	0.77***	0.02	46.34
对数似然值	-1238.81			-2773.62			-2981.18		
LR 单边检验	215.52***			309.19***			215.69***		

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表4 变量的描述性统计

变量	全国				东部		中部		西部	
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
$Gov-Eff$	0.956	0.074	0.651	1.000	0.983	0.028	0.981	0.047	0.910	0.095
$Audit_{i,t-1}$	0.014	0.942	-2.043	5.793	-0.279	0.767	0.258	0.880	0.130	1.067
Fm	5.198	2.236	0.370	12.230	6.605	2.509	4.942	1.217	3.976	1.671
$lnopen$	0.241	0.215	0.016	0.958	0.463	0.206	0.111	0.031	0.114	0.071
$lnhc$	2.295	0.097	2.049	2.655	2.355	0.101	2.294	0.055	2.236	0.077
$lnGDP$	10.421	0.511	9.044	11.615	10.842	0.426	10.240	0.301	10.131	0.425

(三) 政府治理效率的空间分布态势

为更直观地反映政府治理效率的空间分布特征,本文利用 Arcmap10.4 软件对研究期间内 30 个省区市的政府治理效率均值进行空间四分位地图绘制(具体结果未列示,备索)。东部地区的北京、上海、江苏等六省市达到了效率前沿面,而河北和天津、辽宁和福建分别为中高、中低效率省市,海南为低效率省份,说明东部地区的政府治理效率主要集中在长三角地区,并呈现出一定的空间聚集性。中部地区仅有安徽和河南两省份达到了效率前沿面,其他省区市皆处于中低或低效率组且较为分散,这可能与京津冀、长三角和珠三角地区对周边省域产生的“虹吸效应”有关。由于高端产业及要素向东西部流入,中部地区政府治理缺乏高质量的外部要素支持,从而加剧了治理效率的异化聚集。西部地区仅有四川达到了效率前沿面,且中高、中低效率省区市主要位于西南地区,并存在一定的空间聚集性,其中,广西和重庆两地借助其独有的政策红利优势和地区间策略性互动行为,推动了其治理效率提升;云南作为西部大开发的重要阵地,通过东西部扶贫联合治理模式带动了地区基础设施建设等公共服务供给的稳定发展;新疆、内蒙古和青海等地由于地域辽阔、经济和教育发展水平相对滞后,导致公共服务供给均衡化程度较低,出现了治理效率偏低问题。总之,我国地方政府治理效率表现出一定的空间聚集特征及空间外溢性,且呈现“东高西低”的发展态势。

(四) 空间权重矩阵与空间相关性分析

为综合反映省域间的空间关联性,本文构造地理距离(W_1)、0-1 邻接(W_2)和经济距离(W_3)三种权重矩阵进行空间相关性检验。其中, W_1 将不同省域间地理距离的倒数作为权重; W_2 将地理上具有共同边界的省域间权重取值为1,反之为0; W_3 将不同省域间人均 GDP 之差的绝对值的倒数作为权重。检验结果如表5所示,三种空间权重矩

表5 基于三种权重矩阵下的空间相关性检验

变量	Moran'I								
	地理距离权重矩阵			0-1 邻接权重矩阵			经济距离权重矩阵		
	I	Z 值	P 值	I	Z 值	P 值	I	Z 值	P 值
$Gov-Eff$	0.110	6.154	0.000	0.259	6.340	0.000	0.128	4.135	0.000
$Audit_{i,t-1}$	0.059	1.510	0.066	0.016	1.066	0.143	0.094	3.084	0.001
Fm	0.242	13.281	0.000	0.437	10.595	0.000	0.403	12.753	0.000
$lnopen$	0.098	5.526	0.000	0.449	10.892	0.000	0.255	8.093	0.000
$lnhc$	0.316	17.327	0.000	0.491	11.896	0.000	0.448	14.155	0.000
$lnGDP$	0.354	19.305	0.000	0.557	13.446	0.000	0.632	19.888	0.000

^① $Audit_{i,t-1}$ 指标是采用主成分分析方法计算得到的,一旦低于全样本均值,就会出现负值情况。

阵下 Gov-Eff 的莫兰指数(Moran'I)分别为 0.110、0.259 和 0.128,并在 1% 水平上显著,表明治理效率存在正向空间自相关;国家审计($Audit_{i,t-1}$)的 Moran'I 在 W_1 和 W_3 下显著为正,说明地方政府间的审计行为存在空间相关性;其他变量的 Moran'I 在三种权重矩阵下均通过了 1% 显著性水平检验,由此印证了本文从空间视角研究国家审计对政府治理效率及溢出影响的合理性、必要性。

(五)Tobit-SDM 模型的计量检验

本文选用地理距离空间权重矩阵进行空间计量分析,表 6 为国家审计对政府治理效率及溢出影响的空间计量结果,Tobit-SDM、Tobit-SAR 和 Tobit-SEM 三个模型的 LR 统计量均在 5% 及以上水平显著,说明空间计量模型优于传统 OLS 模型。进一步检验发现,LM 的四种统计量均在 1% 水平上显著,且 Wald Test₁和 Wald Test₂的统计量均通过了 10% 及以上水平的显著性检验,说明 Tobit-SDM 模型优于 Tobit-SAR 和 Tobit-SEM 模型,更适用于本文面板数据的计量分析,同时 Tobit-SDM 模型的 Log F 和 R²均优于其他两个模型,再次验证了这一点。

表 6 的结果显示,无论是传统 Tobit 模型,还是 Tobit-SDM、Tobit-SAR 和 Tobit-SEM 模型,国家审计对政府治理效率的回归系数均在 1% 水平上显著为正,说明国家审计对本地区政府治理效率提升具有显著的促进作用,其功能发挥得越充分,政府治理效率越高,H₁得到支持。同时,空间自回归系数 ρ 显著为正,说明政府治理效率在省域间存在显著的内生空间交互效应,本地区治理效率的提升能带动周边地区的改进,并在空间上形成高-高集聚状态。

单纯地依据空间计量模型的点估计结果无法准确判断解释变量对被解释变量空间外溢效应存在的影响^[37],表 6 的结果只能说明政府治理效率存在空间依赖性,并不能反映国家审计及控制变量是否影响了效率的溢出。借鉴 Lesage 和 Pace 的方法^[23],本文进一步分解了地理距离权重矩阵下 Tobit-SDM 模型的直接效应与间接效应,以实现各解释变量对本地区和周边地区政府治理效率边际效应和外溢效应的测度,结果如表 7 所示。

表 7 的结果表明,国家审计($Audit_{i,t-1}$)的直接效应和间接效应的回归系数分别为 0.025、0.128,且均在 10% 及以上水平显著,即存在显著正向的直接和间接(溢出)效应,这进一步验证了 H₁,同时支持了 H_{2a},说明国家审计在促进本地区政府治理效率提升的同时,对周边地区治理效率的提升具有积极作用,所产生的“学习效应”“示范效应”大于“虹吸效应”“搭便车效应”。因此,国家审计对治理效率的空间溢出具有显著的正向影响。同时,地区开放水平($lnopen$)同样存在显著正向的直接影响和溢出效应,说明本地区通过提高开放程度促进了技术引进、人才流动和知识、经验共享,有利于促进本地区和周边地区治理效率的提升;人力资本($lnhc$)仅存在显著正向的直接影响,说明人力资本能促进本地区治理效率的提升,这与预期结果一致。

(六)要素市场环境的调节效应检验

表 8 列示了要素市场环境调节作用下国家审计对治理效率的直接效应和空间溢出效应,要素市场环境(Fm)

表 6 国家审计对政府治理效率及溢出的影响

变量	地理距离权重矩阵			
	传统 Tobit	Tobit-SDM	Tobit-SAR	Tobit-SEM
$Audit_{i,t-1}$	0.043 *** (4.92)	0.019 *** (4.72)	0.019 *** (4.62)	0.020 *** (4.92)
$lnopen$	0.498 *** (7.47)	0.136 *** (5.07)	0.174 *** (7.90)	0.182 *** (7.81)
$lnhc$	0.373 ** (2.57)	0.247 *** (3.68)	0.243 *** (3.59)	0.235 *** (3.29)
$lnGDP$	-0.090 *** (-3.05)	-0.062 *** (-3.94)	-0.071 *** (-4.95)	-0.067 *** (-4.42)
$W \times Audit_{i,t-1}$		-0.299 (-0.52)		
$W \times lnopen$		6.135 ** (2.07)		
$W \times lnhc$		-13.576 ** (-2.11)		
$W \times lnGDP$		2.331 * (1.78)		
Constant	0.986 *** (4.53)	0.930 *** (7.62)	1.004 *** (10.14)	12.536 *** (6.57)
ρ/λ		7.932 ** (2.03)	3.019 *** (6.20)	0.917 *** (73.48)
σ	0.111 *** (15.04)	0.061 *** (24.45)	0.062 *** (24.49)	0.064 *** (24.49)
R ² Adj		0.9982	0.7088	0.7022
Log F	19.319891	413.4024	408.8913	400.2433
LR Test		4.1158 **	38.4602 ***	5399.7059 ***
LM-lag (Robust LM-lag)			35.287 *** (31.195 ***)	
LM-err (Robust LM-err)				13.991 *** (9.898 ***)
Wald Test ₁		3.6005 *		
Wald Test ₂		14.0001 ***		
Observations	300	300	300	300

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为z值。下同。

表 7 国家审计对政府治理效率影响的直接效应与间接效应

变量	直接效应		间接效应(溢出效应)	
	系数	z 值	系数	z 值
$Audit_{i,t-1}$	0.025 ***	5.43	0.128 *	1.88
$lnopen$	0.163 ***	5.38	0.937 **	2.03
$lnhc$	0.200 **	2.12	-1.733	-1.14
$lnGDP$	-0.031	-1.46	0.124	0.42

的直接效应和间接效应的回归系数分别为 0.023、0.061,均在 1% 水平上显著为正,说明要素市场环境 (Fm) 对本地区和周边地区政府治理效率的提升均有着显著的促进作用。进一步分析发现,要素市场环境与国家审计的交互项 ($Fm \times Audit_{i,t-1}$) 的直接效应和间接效应的回归系数分别为 0.004、0.018,均在 10% 及以上水平显著为正,说明要素市场具有调节作用,要素市场环境越优越,治理的要素红利越多,审计对政府治理效率及溢出的影响越强, H_3 和 H_{4a} 得到验证。从现实情况来看,发达的要素市场能够降低价格的垄断性,提高要素的流动性和竞争性,有利于审计监督、鉴证等治理功能的发挥,从而促进了政府治理效率的提升和溢出。

五、区域异质性与稳健性检验

(一) 异质性分析

表 9 列示了审计对治理效率及溢出影响的分区域检验结果。首先,从国家审计对治理效率的直接影响来看,在表 9 的直接效应模型 M_1 和 M_5 的回归结果中, $Audit_{i,t-1}$ 的回归系数显著为正,说明国家审计对东部和西部地区的政府治理效率具有显著的促进作用,即在东部和西部地区,审计揭示、问责、整改和协作功能的发挥以及所产生的“曝光效应”“威慑效应”和“防火墙效应”对抑制公共权力滥用、修正政府治理的制度缺陷、提高政府透明度和公信力等均具有积极作用,促进了政府治理效率的提高。而在直接效应模型 M_3 中, $Audit_{i,t-1}$ 的回归系数为正,但不显著,说明在中部地区,审计未能有效发挥出对政府治理效率的促进作用,这可能与东部地区优先发展、西部大开发等非均衡政策造成的“中部塌陷”有关^[38]。政策红利不足、产业竞争力不强等因素导致中部地区大量高端要素流向政策扶持力度大的西部地区与经济发展水平高的东部地区,弱化了审计对政府治理效率促进的环境支撑。其次,从国家审计对治理效率的空间外溢效应来看,在表 9 的间接效应模型 M_4 和 M_6 中, $Audit_{i,t-1}$ 的回归系数均在 10% 水平上显著为正,说明在中部和西部地区,审计促进了政府治理效率的空间溢出,即在治理效率越高的地区,审计职能发挥得越充分,越有利于辐射并带动周边地区效率的提升。在间接效应模型 M_2 中, $Audit_{i,t-1}$ 的回归系数显著为负,说明在东部地区,国家审计在促进政府治理效率提高的同时,所引发的“虹吸效应”“搭便车效应”抵消了带来的“学习效应”,东部地区高效率省市区治理效率的提高并不会对周边地区效率的改进产生积极影响,反而会抑制周边地区效率的提升。从现实也可以看出,近年来京津冀、长三角和珠三角等东部发达地区借助其特有的区位优势、政策优势和要素资源优势吸引了人工智能、新能源新材料等高端产业汇入,而传统煤化工、钢铁冶金等高污染产业却转移至周边地区,加剧了地区间的产业、要素极化,并对周边地区政府治理效率产生了消极影响。

进一步分析发现,西部地区国家审计 ($Audit_{i,t-1}$) 的直接效应与间接效应的回归系数分别为 0.033、0.060,均高于东部和中部地区,说明国家审计对政府治理效率及溢出的影响强度存在区域异质性,且在西部地区这一促进作用最强。这可能与国家对西部地区的重要政策扶持有关,一方面,近年来西部地区大力开展乡村振兴审计、农业审计和东西部扶贫协作审计联动治理方式,助力了涉农审计工作,提高了当地农业发展水平,并促进了周边地区的学习模仿行为;另一方面,作为自然资源资产离任审计的重点区域,西部地区水资源保护、土地资源管理和矿产资源利用等治理项目受益于审计实施带来的制度红利,有利于环境治理项目持续向好发展,并能够为周边地区提供“治理

表 8 国家审计、要素市场环境与政府治理效率

变量	直接效应		间接效应	
	系数	z 值	系数	z 值
$Audit_{i,t-1}$	-0.002	-0.29	-0.085	-1.55
Fm	0.023***	8.14	0.061***	2.67
$Fm \times Audit_{i,t-1}$	0.004***	2.6	0.018*	1.76
$lnopen$	0.088***	3.39	0.155	0.85
$lnhc$	0.053	0.73	-0.845	-1.37
$lnGDP$	-0.054***	-3.13	0.097	0.98

表 9 分区域空间计量分析

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5	M_6
$Audit_{i,t-1}$	0.010*	-0.041***	0.005	0.026*	0.033***	0.060*
	(1.96)	(-2.86)	(1.43)	(1.73)	(5.27)	(1.96)
$lnopen$	-0.006	-0.268***	0.380***	1.205**	0.593***	1.664***
	(-0.18)	(-3.76)	(2.73)	(2.33)	(5.71)	(3.20)
$lnhc$	-0.328***	-0.352*	0.157	-0.807*	-0.009	-4.096**
	(-5.22)	(-1.73)	(1.29)	(-1.79)	(-0.03)	(-2.35)
$lnGDP$	0.118***	0.207***	-0.043	-0.540**	-0.019	0.213
	(5.78)	(2.58)	(-0.57)	(-2.40)	(-0.35)	(0.92)

表 10 稳健性检验(替换控制变量)

变量	直接效应		间接效应	
	系数	z 值	系数	z 值
$Audit_{i,t-1}$	-0.012	-1.48	-0.084	-1.36
Fm	0.006**	2.13	0.007	0.26
$Fm \times Audit_{i,t-1}$	0.004***	2.60	0.029**	2.06
$lnlaw$	0.001	0.67	0.026*	1.89
$lnFis$	-0.339***	-9.64	0.114	0.47
$lnFix$	-0.025	-1.63	0.193	1.58

范本”。另外,新医改后,西部地区的医疗卫生财政支出大幅增长,改善了公众健康,拓展了审计空间。

此外,开放水平($\ln open$)在中西部地区对治理效率及溢出均具有显著的促进作用,而在东部地区则会对周边地区的治理效率产生抑制作用,这可能与沿海地区低端产业、要素向周边转移有关。人力资本($\ln hc$)对治理效率的影响仅在东部地区显著且为负,而对治理效率溢出的影响在各个地区均显著为负,这可能与东部地区人才集聚过剩而引发的公共服务供给相对不足、各地区人力资本对低端要素的“挤出”有关。在东部地区,经济发展水平($\ln GDP$)会促进治理效率的提升及溢出,在中部地区则会抑制周边地区治理效率的提升,这可能与东部地区公共资源配置均衡及其产生的“学习效应”、中部地区与周边地区过度竞争导致的公共服务供给结构失衡有关。

(二) 稳健性检验

表 11 稳健性检验

为检验要素市场环境调节作用下国家审计对政府治理效率及溢出影响的稳健性,首先,借鉴李明的做法^[7],本文将政府规模、行政效率与反腐败力度三项指标进行主成分分析,以综合得分值作为治理效率的替代变量;其次,本文采用经济距离权重矩阵替换地理距离权重矩阵;最后,本文将控制变量替

变量	替换政府治理效率衡量指标				替换为经济距离权重矩阵			
	直接效应		间接效应		直接效应		间接效应	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$Audit_{i,t-1}$	0.020	0.87	-0.310	-1.60	0.001	0.16	-0.021	-0.79
Fm	0.052***	6.42	0.383***	3.19	0.022***	8.09	0.012	1.6
$Fm \times Audit_{i,t-1}$	0.008*	1.76	0.081*	1.89	0.003*	1.74	0.009*	1.7
$\ln open$	0.007	0.10	-1.014	-1.37	0.136***	5.03	0.184	1.44
$\ln hc$	-1.124***	-5.18	0.810	0.35	0.098	1.22	-0.146	-0.55
$\ln GDP$	0.281***	5.49	0.537	1.14	-0.062*	-1.73	-0.093	-1.12

换为法制环境($\ln law$)、政府财政支出规模($\ln Fis$)和固定资产投资水平($\ln Fix$)。从表 10 和表 11 中可以看出,所得结果与前文基本一致,说明本文的研究结论较为稳健。

六、结论与政策启示

本文基于 2008—2017 年中国 30 个省区市的面板数据,构建空间 Tobit 杜宾模型实证检验了国家审计对地方政府治理效率及溢出的影响。研究发现:中国多数省区市的政府治理效率未达到前沿面,且“东高西低”,区域间差异明显;地方政府治理效率具有正向空间外溢效应,可通过“学习效应”与“示范效应”在邻近地区之间传导,进而推动区域整体治理效率的提升;国家审计对地方政府治理效率及溢出具有显著的正向影响,且这一影响存在区域异质性;要素市场环境具有调节作用,环境越优越,审计对政府治理效率及溢出的促进作用越大。

本文所得研究结论具有一定的启示意义。(1)构建政府治理效率导向的审计新模式,以审促治、以审促效。建立权威高效的审计监督体系,重点推进公共资金、自然资源资产等专项审计,加大对东部和中部地区政府治理效率低、审计治理效能发挥不充分省区市的审计力度,强化审计揭示、问责、整改和协作功能,形成审计“曝光”“威慑”和“防火墙”的协同治理效应,促进政府效率变革、质量变革。(2)进一步增强审计监督的政治属性,以审促溢、协同示范。针对东部地区治理效率高的省区市所带来的“虹吸效应”“搭便车效应”等,一是要提升审计监督效能,创新大数据审计治理模式,推进跨域协同审计、联动审计,提高公共资金、国有资产和资源的使用效益,促进公权力的规范运行,消减“负向溢出”,促进“正向溢出”;二是要强化大气污染、水资源、重大公共工程项目等公共产品服务的跨域协同治理;三是要充分利用政府治理效率的空间溢出特性,尝试在治理效率高的省区市建立“示范区”,强化对周边地区的“学习效应”和“示范效应”,引领带动区域整体效率改进,促进协调发展。(3)完善要素市场环境支撑。充分发挥要素市场的调节效应,建立健全统一开放竞争有序的要素市场,推动有效市场、有力审计、有为政府的更好结合,多措并举,协同打造高效、廉洁、阳光政府,助力高质量发展和新发展格局的构建。

参考文献:

- [1] 李大宇,章昌平,许鹿.精准治理:中国场景下的政府治理范式转换[J].公共管理学报,2017(1):1-13.
- [2] 李凤雏,王永海,赵刘中.绩效审计在推动完善国家治理中的作用分析[J].审计研究,2012(3):14-18.
- [3] 高翔.政府治理效率:当代中国公共管理研究中的大问题[J].公共管理与政策评论,2020(1):55-62.
- [4] Yi J, Lu D, Deng Y J. The future of social elderly care in China: From the perspective of service-oriented government[J]. Journal of Service Science and Management, 2016, 9(3): 211-218.
- [5] Easterly W. The elusive quest for growth: Economists' adventures and misadventures in the tropics[J]. Public Choice, 2002, 30(1): 220-222.
- [6] 刘子怡,陈志斌.政府治理效率、财政透明度与政府会计治理工具:信息需求的视角[J].北京工商大学学报(社会科学版),2015(6):54-59.

- [7]李明. 国家审计提升地方政府治理效率的实证研究——兼评地方国家审计机关的双重领导体制[J]. 经济与管理评论,2015(3):60-67.
- [8]赵合云. 财政透明度、媒体关注与政府治理效率[J]. 当代财经,2018(1):36-43.
- [9]贾宁,韩立彬,彭冲. 政府治理效率价值几何?——基于上海市城市治理微观数据的实证分析[J]. 公共管理评论,2021(1):25-46.
- [10]赵云辉,张哲,冯泰文,等. 大数据发展、制度环境与政府治理效率[J]. 管理世界,2019(11):119-132.
- [11]郭檬楠,郭金花. 政府治理效率、审计管理体制与全要素生产率增长——来自中国285个城市的经验证据[J]. 当代财经,2021(4):137-148.
- [12]杨野. 高铁开通能否提高地方政府治理效率:事实与机制[J]. 兰州大学学报(社会科学版),2020(6):1-10.
- [13]祁毓,郭均均. FDI会影响地方政府效率吗?[J]. 数量经济技术经济研究,2012(2):21-36.
- [14]蔡春,郑开放,陈晔,等. 政府环境审计对企业环境责任信息披露的影响研究——基于“三河三湖”环境审计的经验证据[J]. 审计研究,2019(6):3-12.
- [15]Anne C C,Harvey R S,James H R. Budget spillovers and fiscal policy interdependence:Evidence from the states[J]. North-Holland,1993,52(3):285-307.
- [16]刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. 中国社会科学,2012(6):60-72
- [17]刘家义. 国家治理现代化进程中的国家审计:制度保障与实践逻辑[J]. 中国社会科学,2015(9):64-83.
- [18]郑石桥,梁思源. 国家审计促进公共支出效率的路径与机理——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 审计与经济研究,2018(2):29-38.
- [19]Baicker K. The spillover effects of state spending[J]. Journal of Public Economics,2005,89(2):529-544.
- [20]谭洪波. 中国要素市场扭曲存在工业偏向吗?——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 管理世界,2015(12):96-105.
- [21]晏维龙,韩峰,汤二子. 新常态下的国家审计变革与发展[J]. 审计与经济研究,2016(2):3-13.
- [22]刘广斌,李建坤. 基于三阶段DEA模型的我国科普投入产出效率研究[J]. 中国软科学,2017(5):139-148.
- [23]Lesage J,Pace R K. Introduction to spatial econometrics[J]. REI,2008(123):19-44.
- [24]北京师范大学政府管理研究院,江西师范大学管理决策评价研究中心. 2017中国地方政府效率研究报告[M]. 北京:科学出版社,2017.
- [25]程建新,刘军强,王军. 人口流动、居住模式与地区间犯罪率差异[J]. 社会学研究,2016(3):218-241.
- [26]王弟海,李夏伟,黄亮. 健康投资如何影响经济增长:来自跨国面板数据的研究[J]. 经济科学,2019(1):5-17.
- [27]王盟迪. 粤港澳大湾区科技创新能力空间结构演变与影响因素探究[J]. 科技管理研究,2019(18):1-10.
- [28]韩军,刘学芝. 基于超效率DEA的公共文化服务供给效率及其影响因素研究[J]. 宏观经济研究,2019(3):168-175.
- [29]严雅娜,张山. 社会保障地区差距测度和影响因素的实证分析——基于2004—2013年省级面板数据[J]. 经济问题,2016(10):114-120.
- [30]申曙光,郑倩鸣. 中国的健康生产效率及其影响因素研究[J]. 中山大学学报(社会科学版),2017(6):153-166.
- [31]唐志鹏. 中国省域资源环境的投入产出效率评价[J]. 地理研究,2018(8):1515-1527.
- [32]马思思,金占明. 中国农村居民的人均可支配收入[J]. 技术经济,2018(10):131-137.
- [33]陈丽丽,逮建,洪占卿. 交通基础设施的改善能带来多大的外贸增长?[J]. 投资研究,2014(9):53-68.
- [34]韩峰. 国家审计促进地方公共服务供给的影响机制——基于省级面板空间杜宾模型的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报,2019(2):53-64.
- [35]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京:社会科学文献出版社,2017.
- [36]郭海湘,黄毓芝,诸克军,等. 中国及各地区教育经济贡献率的软计算[J]. 中国软科学,2008(9):27-38.
- [37]Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review,2014,37(3):389-405.
- [38]罗巍,杨玄酷,唐震. “虹吸”还是“涓滴”——中部地区科技创新空间极化效应演化研究[J]. 中国科技论坛,2020(9):49-58.

[责任编辑:王丽爱]

How Does National Audit Affect the Efficiency of Government Governance? Spatial Econometric Analysis Based on Tobit-SDM Model

HE Baocheng, XIONG Yongchao

(School of Economics and Management, Shaanxi University of Science and Technology, Xi'an 710021, China)

Abstract: Based on the practical requirements of promoting the efficiency reform of local governments, the spatial Tobit Durbin model was constructed to test the impact of national audit on the governance efficiency and spatial spillover of local governments by using panel data of 30 provinces and autonomous regions in China from 2008 to 2017. The results show that audit has a significant positive impact on the efficiency and spillover of government governance, and the impact has regional heterogeneity: In the eastern region, audit has a positive effect on efficiency and a negative effect on spillover. In the western region, the effect of audit on efficiency and spillover is significantly positive. The audit in the central region only has significant influence on spillover but not on efficiency. Further research shows that the factor market has a moderating effect, and the better the environment, the stronger the promotion effect of audit on efficiency and spillover. Therefore, strengthening the political attribute of audit supervision, strengthening the audit synergy governance, establishing and perfecting the unified, open, competitive and orderly factor market, stimulating the “learning effect” between jurisdictions, and restraining the “siphon effect” are important ways to promote the improvement of the efficiency of cross-domain government governance.

Key Words: national audit; efficiency of government governance; spatial spillover effect; spatial Tobit Durbin model; audit supervision; audit synergy governance