

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

韩 峰

(南京审计大学 政治与经济研究院,江苏 南京 211815)

摘要:公共服务供给作为我国经济社会发展和城镇化推进中的一块短板,已成为供给侧结构性改革的重要内容,也是现阶段国家审计的现实目标和首要任务之一。本文利用空间杜宾模型,以我国2002~2014年省级面板数据为样本探讨了国家审计对地方公共服务供给的影响及其空间效应。结果显示,国家审计可以促进公共服务投资、优化公共服务投资布局和提高投资利用率,进而补齐本省与高公共服务供给省份间的公共服务供给缺口,但对周边省份公共服务供给缺口产生了放大效应。进一步的研究发现,国家审计有助于提高本省及周边省份教育类、社会保障类和交通运输类公共服务的供给水平;但对医疗卫生类、环境保护类和能源资源基础设施类公共服务供给的促进作用仅限于本地区,而未对周边省份产生积极的空间外溢效应。研究结果表明,强化国家审计功能、推进跨区域协同审计,是推进公共服务领域供给侧结构性改革的重要路径。

关键词:国家审计;协同审计;公共服务供给;公共服务均等化;空间杜宾模型

中图分类号:F239.44 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)02-0053-12

一、引言

近年来,我国教育、医疗、养老、社会保障等公共服务领域的成本持续攀升,供给总量不足与区域分布不均等问题直接制约着人民群众生活质量的稳步提升。公共服务供给短板已成为我国深化体制改革、提升城市化水平的重要阻力。十九大报告中明确提出了完善公共服务体系,提高、保障和改善民生水平,增进民生福祉的要求。政府作为公共服务供给的主体^[1],其政治秩序及其对经济发展的调节行为在很大程度上决定了公共服务的供给质量和效率。规范政府行为,转变投资偏好,补足公共服务供给缺口,妥善解决民生问题,是提升国家治理水平的现实需要。而国家审计作为实现国家良治的

收稿日期:2018-06-15

基金项目:国家自然科学基金项目“适宜性产业集聚视角下的人口城镇化空间推进机制研究”(71603124);江苏省自然科学基金项目“产业集聚驱动人口城镇化区际协同发展的空间机制研究”(BK20161054);江苏高校优势学科建设工程资助项目(PAPD);南京审计大学政府审计项目“市场化条件下国家审计对公共服务供给效率的影响研究”(GAS161049);江苏高校“青蓝工程”优秀青年骨干教师培养项目。感谢南京审计大学政府审计学院硕士生吴雨桐在文献梳理和数据处理中的贡献。

作者简介:韩 峰(1984—),男,山东邹平人,南京审计大学政治与经济研究院副教授,博士。

重要途径之一,必然会对公共服务领域供给侧结构性改革产生深远影响。

目前,国家审计在揭示经济社会运行风险隐患、维护国家经济安全、维护社会公平正义、推进民主法治、提高政府透明度、制约政府权力运行、维护公民利益、实现国家良治等方面的积极作用已为多数研究所证实^{[2][3]}。然而,当前关于国家审计功能的研究依然多集中于理论探讨和描述性分析,鲜有从国家审计视角系统研究地方公共服务供给的相关文献,对于国家审计推进地方公共服务供给的具体影响机制更是缺乏系统、深入的认识。此外,公共服务作为地方政府为改善民生而提供的一项公共产品,在空间上还具有明显的“邻里模仿”或策略性互动特征^[4],但目前从空间互动视角系统考察国家审计影响地方公共服务供给机制的研究尚不多见。国家审计职能的发挥究竟对地方公共服务供给产生了怎样的影响?国家审计是否对地方公共服务供给具有明显的空间外溢效应呢?本文将在系统梳理和归纳国家审计对地方公共服务供给影响机制的基础上,以我国2002~2014年31个省市的面板数据为样本,运用空间杜宾模型系统探讨国家审计对地方公共服务供给的影响机制及其空间效应,以期为进一步完善国家审计理论、提高公共服务供给水平提供有益借鉴。与现有文献相比,本文可能的贡献在于:第一,从增加短板领域公共服务投资、改善公共服务投资效率(包括优化投资布局和提高投资利用率两方面)、提高公共服务投资社会效益等三个方面探讨了国家审计推进公共服务供给的作用机制;第二,系统构建了省级层面国家审计和公共服务供给的指标体系,为深入剖析国家审计推进公共服务供给的具体机制提供了详细的统计指标保障;第三,运用空间杜宾模型,将国家审计对公共服务供给的影响分解为直接效应和间接效应,全面考察了国家审计对公共服务供给的空间外溢效应;最后,基于行业异质性视角,细致分析了国家审计对细分行业公共服务供给的空间影响。

二、理论分析与研究假设

国家审计可通过定期的预算决算审计、针对项目的绩效审计、针对责任人的经济责任审计以及重大政策跟踪审计等多种审计形式,对公共资金管理 with 使用的真实性、合规性,公共项目建设进度及质量,民生政策贯彻落实情况等进行监督,在制约权力运行、抑制腐败行为、优化投资布局、提高投资效率、保障和改善民生等方面发挥重要作用,从而促进公共服务领域供给侧结构性改革,提高公共服务供给水平,实现公共服务均等化。

首先,国家审计通过预算决算审计和经济责任审计等审计形式保障和提升短板领域公共服务投资水平,促进地方公共服务供给。自1994年我国施行财政分权和分税制改革以来,地方政府竞争问题日益显现^[5]。过于强调经济总量指标的考核机制以及地方官员晋升竞争使得地方官员专注于一些能够短期拉动经济增长的事务,很多与短期经济增长没有直接关系但又是民众迫切关心的诸如医疗、教育、环境保护等公共服务供给问题却往往被忽视^[6]。甚至一些地方政府为了增加经济建设性支出而大大压缩了对教育、医疗卫生等一般性公共产品的供给^[7]。这种“重基本建设、轻公共服务”的政府支出偏向,使得地方公共品提供产生了结构性扭曲^[8]。国家审计主要以经济监督为主线,通过紧盯财政资金使用,监督政府权力和责任的履行。预算决算审计有助于从财政资金使用的源头保障用于公共服务的投资支出,并促使其落到实处。财政财务收支审计每年选取若干民生支出项目进行重点审计,严肃查处民生支出管理使用中的挤占挪用行为,保障用于社保、医疗卫生、教育、住房等方面的公共支出落到实处,从财政源头抑制违规、违纪行为,维护人民群众的切身利益,促进各级财政加强管理,保障资金安全。经济责任审计将人民福祉、人民满意度、经济决策活动的社会效益和环境效益等作为领导干部经济责任履行情况的评价指标,也在一定程度上提升了领导干部对公共服务、公共工程的关注度。同时,地方政府接受审计,使得中央政府能够获取更多的信息来制定更加有弹性的激励政策,优化财政分权体制^[9]。因此,国家审计可通过预算决算审计和经济责任审计等审计形式,规范地方政府的支出和投资偏好,保障用于公共服务的投资支出,进而提升地方公共服务供给水平。据此,提出研究假设1:

H₁: 国家审计有助于保障和增加公共服务投资,从而提高地方公共服务供给水平。

其次,国家审计通过经济责任审计、财政审计、专项资金审计、工程建设项目审计等多种审计形式优化公共服务投资布局,提升投资利用率,从而改善短板领域公共服务投资效率,提升公共服务供给水平。高琳指出,财政自主权具有提升居民公共服务满意度的积极作用,并且这种作用是通过提高公共服务项目投入资金的使用效率而不是通过增加支出水平实现的^[10]。财政支出效率的微小变化对政府目标的实现都有巨大的影响^[11]。地方政府在公共服务投资中的无效率、劣布局,导致公共服务供给多、产出少。在供给总量不足的前提下,如何提升投资效率,优化投资布局,提高等量投资的产出效果,是提升公共服务供给的关键。李克强总理指出:“审计要当好公共资金的‘守护者’”^①“所有公共资金一律接受审计监督”“要推动审计监督全覆盖,对所有纳入预算的公共资金、重大投资、重点工程执行进度和效果进行全过程监督,审深审透。”^②国家审计机关通过开展财政审计、专项资金审计、经济责任审计、工程建设项目审计等多种审计形式,在保障公共投资资金运用的真实性、合规性的基础上,重点关注投资资金使用的“经济性”“效率性”和“效果性”;关注公共工程建设项目布局及项目进展情况,抑制非理性支出和产业趋同状况,优化投资布局,督促项目建设落成,提升建设资金使用效率。此外,国家审计作为国家治理大系统中内生的具有防御、揭示和抵御功能的“免疫系统”,其揭示机制和威慑机制对于预防和惩治违规使用公共资金行为具有重要作用。经济责任审计的开展,有助于发现财政资金和公共资源使用过程中的贪污受贿、公款消费、挪用公款等腐败行为并及时治理^{[9][12]},提高财政资金和公共资源的使用效率,进而促进公共服务供给效率的提升。由此可见,国家审计通过发挥政府治理职能,改善公共服务投资效率,优化投资布局,进而促进地方公共服务供给。据此,提出研究假设 2:

H₂:国家审计通过提升公共服务投资效率,优化投资布局,进而促进地方公共服务供给水平提高。

其三,国家审计通过绩效审计和公共政策跟踪审计等审计形式提高公共服务投资的社会效益,提升地方公共服务供给水平。最优的公共服务应该有助于最大化提升公民的满意度^[10]。然而,在公共服务供给实践环节,大量的“政绩工程”“形象工程”“面子工程”使得公共服务项目“闲置”“浪费”“形同虚设”,与公众需求、项目建设初衷脱节,未能真正产生应有的社会效益和经济效益^[13]。只有切实提升人民生活水平,使公民个体获得对公共服务良好的感知才是提高居民公共服务满意度、促进公共资金落到实处的根本表现。公共投资绩效审计,以公共工程项目作为基本对象,主要检查和评价公共投资项目建设和运营的经济性、效率性和效果性,评价项目预期目标的实现程度^[14]。绩效审计中的“效果性”目标强调公共资源使用达到政策目标、经营目标和其他预期结果的程度。贾云洁和胡苏指出,公共服务绩效审计评价指标制定要坚持公民价值导向,以公众满意为总目标,兼顾公平、民主、回应性、质量、效果、效率和经济性^[15]。另外,公共政策执行也是影响公共政策目标能否实现的重要因素。公共政策执行绩效审计、重大政策跟踪审计等审计形式,对政策执行情况进行全面评估,从政策执行的全过程衡量公共政策目标实现程度以及公共政策投入产出比,通过对政策执行情况的反馈,整改弊病,优化民生政策落地效果,提升公民满意度。因此,国家审计通过对公共投资、公共建设项目社会效益和经济效益的审查,督促公共资金落实到位,进而提升公共服务供给水平,增进人民福祉。据此,提出研究假设 3:

H₃:国家审计有助于提高公共服务社会效益,从而提升地方公共服务供给水平,补齐地方公共服务供给短板。

最后,国家审计对地方公共服务供给存在空间外溢效应,意味着某一地区的公共服务供给不仅受到该地区国家审计的影响,也会受到其他地区国家审计功能变化的影响。在财政最大化和政治晋升激励下,地方政府间展开了激烈的经济增长竞争^[16]。一方面,为获得更高的经济增长速度,地方政府在“邻里模仿”或策略性互动作用下竞相将公共资金用于生产性基础设施建设,仅将较少的资金用于公共服务支出,由此使得各地区公共服务供给在空间中存在“一损俱损”的关系。另一方面,为获得经济增长竞争优势,各地区也竞相通过各类公共服务优惠政策来吸引人才流入。面对其他地区在提高

公共支出水平、改善公共服务质量方面的努力,地方政府必须相应增加在公共物品和公共服务供给方面的财政支出,否则,各类人才和要素就可能流失,地方政府在经济增长中的竞争力就会受到影响^[17]。因而,地方公共服务供给在空间上也存在“一荣俱荣”的关系^[18]。正是这种邻里模仿或示范效应的存在,使得国家审计在对本地区公共服务供给产生影响的同时,也对周边地区产生空间外溢效应。此外,作为公共产品,公共服务的提供还具有明显的非排他性。经济上相互关联、区际联系密切的相关地区也会从邻近地区公共物品和公共服务供给中获益^{[19](P20-21)},由此产生地区间公共服务供给中的“搭便车”行为。据此,本文提出假设4:

H₄:国家审计将通过公共服务供给中的“示范效应”和“搭便车”行为对周边地区产生空间外溢效应。

三、国家审计影响地方公共服务供给的计量模型设定

假设消费者通过选择私人商品和公共服务来实现效用最大化。若将私人商品的价格标准化为1,且以 x 表示私人商品消费量, z 为消费者的公共服务消费量, I 为人均收入, t 为税收份额, k 为个人纳税税基,则消费者的个人效用函数和消费者预算约束可表示为:

$$U=U(x,z) \tag{1}$$

$$I=x+tk \tag{2}$$

个人对公共服务的消费主要来源于地方政府的财政支出,因而个人需求函数还受到地方政府财政预算的影响。地方政府为提供公共服务而进行的财政预算可表示为:

$$Z=\gamma(G+tK) \tag{3}$$

式(3)中, G 为政府间财政转移支付, K 为总税基, γ 为公共服务领域财政支出占地方政府财政总支出的比重; $\gamma(G+tK)$ 表示地方政府用于公共服务供给的财政支出,反映了地方政府潜在的公共服务供给能力; Z 为地方政府财政可提供的公共服务总量。

地方政府公共服务供给水平和供给质量取决于其与周边地区公共服务供给的相对水平。若 η 表示地区间公共服务供给的偏向性系数或集中程度,则根据 Bocherding 和 Deacon 的研究^[20],公共服务消费的拥挤函数可表示为:

$$z=Z/N^\eta \tag{4}$$

式(4)中, N 为省域人口规模,省域人口规模越大则公共服务供给的偏向性就越强,便越有可能扩大省域间公共服务供给的缺口。当 η 为0时,意味着公共服务供给不受省域人口规模的影响,省际公共服务供给完全均等,该省公共服务供给与其他省份相比没有缺口;当 η 大于0小于1时,表示公共服务供给的偏向性较小,省际公共服务供给缺口较小;当 η 大于1时,则意味着公共服务供给对省域人口规模高度敏感,省际公共服务供给缺口较大。

此外,在消费者个人收入结构中,人均可支配收入除包含人均收入外,还包含政府的转移支付 g 。若 $\bar{g}=G/N$ 为人均转移支付, $\bar{k}=K/N$ 为省域人均税基,且消费者获得的转移支付按照其缴税税基与平均税基的比例来分配,则消费者获得的转移支付可表示为 $g=\bar{g}k/\bar{k}$ 。结合式(2)、式(3)和式(4),消费者人均可支配收入可表示为:

$$I_e=I+g=x+\left(\frac{k}{\bar{k}}\right)\frac{N^{\eta-1}z}{\gamma} \tag{5}$$

假设消费者获得公共服务的税收价格与其购买公共服务的边际成本一致,则由式(5)可得到公共服务提供的价格 p_z 为:

$$p_z=\frac{\partial I_e}{\partial z}=\left(\frac{k}{\bar{k}}\right)\frac{N^{\eta-1}}{\gamma} \tag{6}$$

结合式(1)、式(5)和式(6)可得到消费者效用最大化函数 $\text{Max}U=U[(I_e-p_z z),z]$ 和消费者对公共服务的需求函数 $z=z(I_e,p_z)$ 。假设每个消费者均知晓其获得公共服务的税收价格,并由此决定其

能够享受的公共服务消费量,且公共服务具有固定的价格和收入需求弹性,则消费者公共服务的消费需求函数可设定为 $z = a p_z^\theta I_c^\varphi$,其中 θ 和 φ 分别为公共服务的价格需求弹性和收入需求弹性,且 $\theta < 0, \varphi > 0$; a 为政府提供公共服务的效率,包括公共服务投资布局和投资利用率。根据理论分析,国家审计可通过绩效审计、公共政策跟踪审计、预算决算审计和经济责任审计等不同审计形式规范地方政府行为,优化公共服务投资布局,提高公共服务投资利用率,并以此来提高地方公共服务供给效率,提升地方公共服务供给水平。同时,作为与公共服务供给密切相关的重要因素,城市化水平的提高将通过影响公共服务需求,进而对公共服务投资布局产生直接影响,因而城市化也是提升公共服务供给效率的重要渠道。因此,地方公共服务供给效率是国家审计和城市化水平的增函数,即:

$$a = a_0 A^\lambda U^\delta \quad (7)$$

式(7)中, A 表示地方审计机关国家审计, U 为城市化水平, a_0 为常数, $\lambda > 0, \delta > 0$ 。结合式(4)、式(6)和式(7),可得到地方公共服务供给的决定方程:

$$\eta = \frac{1}{(1+\theta)\ln N} [\ln Z - \ln a_0 - \lambda \ln A - \delta \ln U - (1+\theta)(\ln t + \ln \gamma) - \varphi \ln I_c] \quad (8)$$

由式(8)可进一步得到, $\frac{\partial \eta}{\partial A} < 0, \frac{\partial \eta}{\partial t} < 0, \frac{\partial \eta}{\partial U} < 0, \frac{\partial \eta}{\partial I_c} < 0$ 。可见,伴随国家审计作用增强,公共服务供给的非均等性有所缓解,省际公共服务供给缺口不断缩小;税收份额越大,地方政府提供公共服务的能力越强,公共服务供给的缺口就越小;城市化水平越高,公共服务供给的均等化要求越高,省际公共服务供给缺口就越小;人均可支配收入水平越高,居民获得公共服务的能力越强,公共服务均等化供给的可能性就越大。

以上分析显示省际公共服务供给差异是国家审计、税收份额、城市化水平和人均可支配收入的减函数,用一般函数形式可表示为 $PS = f(A, T, U, I_c)$,其中 PS 表示公共服务供给, A 表示国家审计, T 表示地方税收份额, U 为城市化水平, I_c 为人均可支配收入。由于在地区公共服务供给中,仅靠政府财力难以满足公共服务供给的需要,还需要各省金融体系充分发挥其金融支持功能。理论分析也显示,不仅公共服务供给本身存在空间外溢效应,国家审计等影响因素还可通过公共服务供给的“示范效应”和“搭便车”行为对周边地区产生空间外溢。以 F 表示省域金融支持能力,并在计量模型中引入公共服务供给及国家审计等变量的空间滞后项,则空间计量模型可设置为:

$$\begin{aligned} \ln PS_{it} = & \delta \sum_{j \neq i}^N w_{ij} PS_{jt} + \varphi_1 \ln A_{it} + \varphi_2 \ln T_{it} + \varphi_3 \ln U_{it} + \varphi_4 \ln I_{e,it} + \varphi_5 \ln F_{it} + \vartheta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln A_{jt} + \\ & \vartheta_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln T_{jt} + \vartheta_3 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln U_{jt} + \vartheta_4 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln I_{e,jt} + \vartheta_5 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln F_{jt} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

式(9)中, i 和 t 分别代表省份和年份; δ 为公共服务供给空间滞后项的系数; $\varphi_1 \sim \varphi_5$ 为变量弹性系数; $\vartheta_1 \sim \vartheta_5$ 为各解释变量空间滞后项的系数; w_{it} 代表空间权重因素; ϵ_{it} 为随机扰动项。式(9)中同时包含了被解释变量和解释变量的空间滞后项,故为空间杜宾模型(SDM)。

四、变量测度与数据说明

本文样本为2002~2014年全国31个省(市、自治区)的面板数据,数据主要来自2003~2015年的《中国统计年鉴》《中国审计年鉴》《中国财政年鉴》《中国金融年鉴》和各省统计年鉴;用于基期调整的价格数据来自《中国统计年鉴》。以下详细说明有关指标和测度的设置过程。

1.地方公共服务供给 PS 。本文所涉及的地方公共服务主要是指与居民个人最基本的生存权和发展权密切相关、为实现人的全面发展而提供基本社会条件的的基本公共服务,主要包括教育、医疗卫生、社会保障和就业、环境保护、基础公共服务(供水、供电、供气等能源资源基础设施公共服务和交通与通讯基础设施类公共服务等)。本文从三个方面衡量地方公共服务供给质量。首先,地方政府的公共服务投资力度($PSIV$)。本文使用地方政府公共服务财政支出预算数占总支出预算数的比重表示

地方政府为补齐短板而在公共服务供给领域的投资力度。地方政府在公共服务领域的财政支出主要包括一般公共服务、教育、文化体育与传媒、社会保障和就业、医疗卫生、环境保护、城乡社区事务、交通运输、住房保障等方面支出。其次,本文从公共服务投资布局和投资利用率两个方面来反映公共服务投资效率。其中,地方政府公共服务领域的投资布局(PSDT)用地方政府公共服务支出决算数占全国公共服务总支出决算数的比重表示,某地区该指标越大,则代表该地区公共服务投资的空间布局越集中,本地区与其他地区间的公共服务供给差距便有缩小趋势。地方政府公共服务投资利用率(PSIR)使用地方政府公共服务支出决算数占预算数的比重近似表示,该指标越高,代表地方政府在公共服务方面的投资利用率越高。以上数据均来自历年《中国财政年鉴》。最后,公共服务投资的社会效益(PS)。本文通过构建地方公共服务供给的相对缺口(PS'_{it}),来衡量地方政府公共服务投资的社会效益,该指标由式(10)给出。

$$PS'_{it} = 1 - \left[\left(\frac{PSZ_{it} - \overline{PSZ}_t}{\sigma_{PSZ,t}} \right) / \text{Max} \left(\frac{PSZ_{it} - \overline{PSZ}_t}{\sigma_{PSZ,t}} \right) \right] \quad (10)$$

式(10)中,PSZ为各地区公共服务供给效果综合指数,本文依据武力超等的做法,基于地方政府在公共服务方面取得的客观成果数据,采用主成分分析法进行测度^[21]; \overline{PSZ}_t 表示第t年公共服务供给效果综合指数的均值, $\sigma_{PSZ,t}$ 为第t年公共服务供给效果综合指数的标准差。PS'_{it}越小说明省份i的公共服务与公共服务供给水平最高省份的相对缺口越小,该省份公共服务供给效果就越好。为消除计量估计中零值的影响,本文令 $PS_{it} = PS'_{it} + 1$,然后再取对数并进行计量分析。由于在样本量较大情况下满足以下数学关系: $\ln PS_{it} = \ln(PS'_{it} + 1) \approx PS'_{it}$,因而这一处理方法并不会影响本文数据的真实性及其计量估计结果。公共服务供给效果综合指标体系如表1所示。

表1 省级层面公共服务供给效果指标体系

公共服务种类	具体指标
教育类公共服务	每万人普通中学及小学学校数(所/万人) 普通小学师生比(人/万人) 普通中学师生比(人/万人)
医疗卫生类公共服务	每万人医院、卫生院数(个/万人) 每万人医院、卫生院床位数(张/万人) 每万人医生数(人/万人)
社会保障类公共服务	每万人城镇职工基本养老保险参保人数(人/万人) 每万人城镇基本医疗保险参保人数(人/万人) 每万人失业保险参保人数(人/万人)
能源资源设施类公共服务	居民人均生活用水量(吨/人) 居民人均生活用电量(千瓦时/人) 居民人均煤气使用量(立方米/人) 居民人均液化石油气使用量(吨/人)
交通运输类公共服务	每万人拥有公共汽车数(辆/万人) 人均省份道路面积(平方米) 省份路网密度(单位建成区面积道路里程,千米/平方千米)
环境保护类公共服务	人均绿地面积(平方米) 建成区绿化覆盖率(%) 人均工业烟(粉)尘去除量(吨/人) 工业固体废物综合利用率(%) 污水处理厂集中处理率(%) 生活垃圾无害化处理率(%)

2.国家审计 A。国家审计功能的发挥,取决于国家审计质量的高低^[22]。本文根据韩峰和吴雨桐的研究,从审计执行能力、审计处理处罚能力、审计纠正能力和审计协作能力等四个方面衡量国家审计的治理能力^[23],并采用主成分分析法对以上四个指标进行降维处理,得到各省市国家审计综合指数。省级层面国家审计测度指标体系如表2所示。

国家审计子指标	测度方法
审计执行能力	各省市审计机关查处的违规金额数量与 GDP 比值
审计处理处罚能力	审计处理处罚金额与查处的问题金额比值
审计矫正能力	已上缴财政金额、已减少财政拨款或补贴金额以及已归还原渠道资金之和与审计机关查处的问题金额比值
审计协作能力	审计机关提交的审计报告和审计信息被采纳的比率

3.其他指标。地方税收份额(T)以各省市税收收入占 GDP 的比重表示。城市化水平(U)以各省市城镇人口占总人口的比重表示,2005 年之前的《中国统计年鉴》中并没有城镇人口的统计,因而 2005 年之前的各省市城市化水平从各省市统计年鉴中搜集得到。人均可支配收入(I)以各省市城镇居民平均每人全年可支配收入(元)表示。金融支持能力以银行业金融机构人民币各项贷款余额(亿元)表示,数据来源于历年《中国金融年鉴》。所有货币价值数据均以 2002 年为基期进行价格调整^③。

五、空间计量检验与结果分析

(一)空间权重矩阵与公共服务供给的空间相关性分析

目前应用较多的空间权重矩阵有邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵。邻接矩阵仅基于空间单元间是否相邻(是否有共同的顶点或边)来表征不同区域观测值的相互关系,因而包含的空间信息极为有限。地理距离矩阵和经济距离矩阵尽管分别反映了空间单元间地理位置和经济上的关联性,但由于经济现象关联关系的复杂性,单纯从地理邻近或经济关联的某一方面难以把握空间单元间的相互关系。这是因为,现实中纵然两省份紧密相邻,但由于其具有迥然不同的经济发展水平和运行模式,二者的空间联系也可能并不密切;反之,即使两省份具有相似的经济运行模式和发展水平,但由于其在地理上相距遥远,也不可能存在非常密切的空间关联。地区间的空间关联可能来自地理邻近和经济联系的双重影响。本文根据侯新烁等的研究,采用引力模型构建了综合反映地理距离与经济距离的空间权重矩阵^[24]。

$$W_{ij}^g = \frac{\bar{Q}_i \times \bar{Q}_j}{d_{ij}^2}, i \neq j \quad (11)$$

式(11)中, \bar{Q}_i 和 \bar{Q}_j 分别表示两省份 2002~2014 年的平均实际人均 GDP, d_{ij} 为两省份省会城市间的地理距离。基于该矩阵,本文分别计算了地方公共服务投资力度、投资布局、投资利用率和地方公共服务供给缺口的面板 Moran's I 值,结果显示地方公共服务投资力度、投资布局、投资利用率和公共服务供给缺口的面板 Moran's I 值分别为 0.1565、0.1296、0.1458 和 0.1621,伴随概率均为 0,因而地方公共服务供给的面板全局 Moran's I 值在控制国家审计等解释变量后表现出显著为正的空间关联性,即具有相似公共服务供给特征的省份在空间上呈集聚状态^④。

(二)空间计量估计结果

本文依次使用 LM、LR 以及 Wald 检验法对空间计量模型进行检验。首先,估计非空间效应模型并利用拉格朗日乘数法(LM)检验是否使用 SAR 或者 SEM 模型。如果非空间效应模型被拒绝,则需要估计更具一般意义的 SDM 模型^[25]。其次,利用似然比(LR-test)检验法判断是否存在空间固定效应或时间固定效应。再次,进行 Hausman 检验以判断面板空间杜宾计量模型是采用固定效应还是随机效应。最后,利用 Wald 或 LR 检验判断空间杜宾模型是否会简化为空间自回归模型(SAR)或空间误差模型(SEM)。检验结果显示,被解释变量为公共服务投资力度、投资布局、投资利用率和公共服务供给缺口时的空间计量检验结果基本类似,均支持使用双重固定效应的空间杜宾模型^⑤。本文利用 Matlab 软件,采用偏误修正的最大似然法对空间计量模型进行估计。为便于比较和检验各变量参数估计的稳健性,本文在表 3 中还估计了具有双重固定效应的空间自回归模型。

表 3 国家审计影响地方公共服务供给的空间面板计量估计结果

变量	公共服务投资力度		公共服务投资布局		公共服务投资利用率		公共服务供给缺口	
	SAR	SDM	SAR	SDM	SAR	SDM	SAR	SDM
lnA	0.0125** (2.24)	0.0203*** (6.59)	0.0293** (2.13)	0.0319*** (2.74)	0.0302*** (5.88)	0.0341*** (7.35)	-0.0299*** (-5.62)	-0.0357** (-2.40)
lnU	0.0198*** (4.57)	0.0362*** (5.03)	0.0237*** (6.54)	0.0354*** (5.94)	0.0495** (2.33)	0.0521*** (4.21)	-0.0311*** (-3.40)	-0.0326*** (-4.42)
lnF	0.0564** (2.41)	0.0742* (1.82)	0.0457 (1.15)	0.0612 (1.09)	0.0492** (2.11)	0.0523** (2.43)	-0.0141 (-1.37)	-0.0258 (-0.97)
lnT	0.0206* (1.71)	0.0100* (1.75)	0.0180 (1.34)	0.0219 (1.28)	0.0108 (1.29)	0.0121 (1.45)	0.0265 (0.97)	0.0243 (1.60)
lnI _c	0.0231*** (4.38)	0.0153** (2.35)	0.0166** (2.31)	0.0969*** (2.68)	0.0147*** (5.70)	0.0159*** (2.82)	-0.0216** (-1.98)	-0.0164** (-2.17)
w×lnPS	0.3509*** (6.81)	0.6730*** (6.91)	0.6970*** (17.42)	0.4860*** (9.61)	0.1419** (2.55)	0.3030*** (5.26)	0.3018*** (5.24)	0.1754*** (2.92)
w×lnA		-0.0469*** (-3.40)		-0.0977*** (-5.74)		0.0133** (2.57)		0.0696*** (3.62)
w×lnU		0.0695*** (7.07)		0.0153** (2.23)		0.0575** (2.50)		-0.0626** (-2.30)
w×lnF		0.0630** (2.40)		0.0223 (1.49)		-0.0279 (-1.10)		-0.0214 (-1.18)
w×lnT		0.0175* (1.86)		0.0611 (1.08)		0.0978 (1.18)		0.0536 (1.43)
w×lnI _c		0.0274*** (2.96)		0.0619** (2.36)		0.0167** (2.24)		-0.0595* (-1.82)
log-lik	3369.2143	3498.3627	3679.8672	4110.6435	3550.2501	3628.2606	3422.2725	3617.4061
R ²	0.7892	0.8580	0.8086	0.8119	0.8349	0.8685	0.8114	0.8754

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为t检验值，log-lik为log-likelihood。

由表3可知，无论是SAR模型还是SDM估计，空间滞后项的系数在各方程中几乎均在1%的水平上显著为正，从而证明中国各省市公共服务供给在空间上存在明显的集聚状态，本地区当期公共服务供给与地理或经济上相邻地区的公共服务当期值密切相关，表现出“一荣俱荣、一损俱损”的空间特征。当存在空间溢出效应时，某个解释变量变化不仅引起本地区公共服务供给随之变化，同时也会对邻近地区公共服务供给产生影响，并通过循环反馈作用引起一系列调整变化^[26]。然而在包含全局效应设定的SDM模型中，变量的参数估计仅代表各变量的作用方向和显著性，并非代表其对公共服务供给的边际影响^[26]，因而还需根据表3的参数估计结果进一步估算国家审计及其他控制变量对公共服务供给的直接效应和间接效应。此外，根据表3中对数似然函数值(log-likelihood)和拟合优度(R²)可知，空间杜宾模型的估计结果整体上优于空间自回归模型，因而本文主要根据空间杜宾模型的估计结果来测算国家审计及其他解释变量对公共服务供给的直接效应和间接效应。直接效应表示国家审计等解释变量对本地区公共服务供给的影响，间接效应则反映了空间溢出效应，结果如表4所示。

表4结果显示，国家审计对省级公共服务投资力度、投资布局、投资利用率的直接效应均显著为正，对本地区公共服务供给缺口的直接效应显著为负，说明国家审计不仅显著增加了本地区的公共服务供给投资，而且提高了本地区公共服务投资在全国范围内的空间集聚水平和投资利用率，进而有助于缩小本省与高公共服务供给省份的公共服务供给缺口，从而验证了国家审计有助于保障公共服务供给公平合理分配、实现均等化的理论预期，验证了本文提出的研究假设1~3。但从国家审计的间接效应估计结果来看，某一省份国家审计能力的提升却降低了周边地区公共服务的投资力度、投资的集中布局程度和投资利用率，进而扩大了其周边省份公共服务供给的相对缺口。这意味着国家审计通过公共服务供给的“搭便车”效应对周边地区公共服务供给产生的负向空间外溢效应超过了由“示

范效应”而产生的正向空间外溢效应。某省份通过提升国家审计能力以提高本省公共服务投资和供给水平、补齐公共服务供给缺口的努力使经济上联系密切的周边地区从该省份公共服务供给中获益；这种公共服务供给的“搭便车”效应降低了周边省份增加公共服务供给投资、提高公共服务供给水平的激励，从而扩大了其与高公共服务供给省份间的供给缺口。可见，当省际公共服务供给的“搭便车”效应超过了“示范效应”时，国家审计便会对周边省份公共服务供给产生负向空间外溢效应。这印证了国家审计可通过空间外溢效应对周边地区公共服务供给产生影响的结论，验证了本文的研究假设4。

表4 国家审计对地方公共服务供给影响的效应估计

变量	公共服务投资力度		公共服务投资布局		公共服务投资利用率		公共服务供给缺口	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnA	0.0258*** (6.39)	-0.0527** (-2.16)	0.0382*** (3.77)	-0.1025*** (-3.61)	0.0296*** (7.31)	-0.0169*** (-3.33)	-0.0341*** (-3.86)	0.0655*** (3.23)
lnU	0.0546*** (4.29)	0.0651** (2.55)	0.0206*** (3.05)	0.0651** (2.17)	0.0705** (6.26)	0.0507** (2.58)	-0.0233*** (-4.78)	-0.0703** (-2.23)
lnF	0.0571** (2.18)	0.0982*** (3.36)	0.0707 (1.22)	0.0437 (1.55)	0.0548** (2.31)	0.0427* (1.85)	-0.0756 (-0.23)	-0.0254 (-1.15)
lnT	0.0247** (2.14)	0.0568** (2.36)	0.0209 (1.18)	0.0958 (1.62)	0.0129 (1.58)	-0.0441 (-1.17)	0.0248 (0.81)	0.0076 (0.85)
lnI _c	0.0219*** (2.87)	0.0249* (1.92)	0.0805*** (2.60)	0.0110** (2.30)	0.0159*** (3.17)	0.0404* (1.93)	-0.0171* (-1.75)	-0.0687** (-2.07)

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为t检验值。

国家审计因公共服务供给的“搭便车”行为而对周边省份公共服务供给投资产生抑制作用，对供给缺口产生扩大效应的结论，从另一个侧面凸显了国家审计在跨省、跨区域开展协同审计的必要性和重要性。比如2012年在全国各地开展的社会保障资金审计中，各地区通过整合审计资源，实现审计机关的上下联动、横向互助、密切配合和协同作战，为进一步完善中国社会保障制度，切实维护人民群众的根本利益发挥了重要作用。各省之间在公共服务领域的协同审计将有助于控制、约束和消除各地区公共服务供给中的“搭便车”行为，真正使各地区公共服务支出资金落到实处，提高公共服务支出资金的使用效率，最终促进公共服务供给在空间上实现均等化。

城市化(lnU)对公共服务投资力度、投资布局以及投资利用率的直接效应和间接效应均显著为正，对公共服务供给缺口的直接效应和间接效应均显著为负，这意味着城市化在提高公共服务供给水平、缩小本地区与发达省份公共服务供给差距的同时也有助于提高周边地区公共服务供给水平，并缩小周边省份的公共服务供给缺口，具有明显的空间外溢效应。金融支持(lnF)提高了本地区及周边地区公共服务投资力度和投资利用率，但由于并未增强本省和周边省份公共服务投资在全国范围内的集中布局水平，从而与全国其他省份相比，本省和周边省份公共服务供给投资和利用状况并未产生明显优势，也就未对缩小本省及周边省份公共服务供给缺口产生明显影响。财政税收份额(lnT)的提高有助于增加公共服务投资，但与工业领域相比，用于公共服务供给的资金依然很少或不足，因而财政税收份额的提高并未显著提高公共服务的投资布局和投资利用率，进而也未降低本省及邻省的公共服务供给缺口。人均收入水平(lnI_c)的提高不仅有助于提高本省公共服务投资力度、投资布局的集中程度、投资利用率，有效降低本省与发达省份间的公共服务供给缺口，而且通过示范效应对周边省份公共服务供给也产生了积极的空间外溢效应，从而促进公共服务供给趋于均等化。

六、国家审计对各类公共服务供给的异质性空间影响

为系统、全面、科学认识国家审计对地方公共服务供给的深层次作用机制，本文进一步测算了教

育类、医疗卫生类、社会保障类、能源资源设施类、交通运输类以及环境保护类等细分行业的公共服务供给指标,并基于引力模型空间权重矩阵,采用空间杜宾模型探讨了国家审计对各类公共服务供给的空间影响,结果如表 5 所示。

表 5 国家审计对分行业公共服务供给影响的效应估计

变量	公共服务投资力度		公共服务投资布局		公共服务投资利用率		公共服务供给缺口	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
教育类公共服务	0.0291*** (6.67)	0.0682** (2.36)	0.0782*** (4.38)	0.0549*** (2.77)	0.0351** (2.18)	0.0511** (2.54)	-0.0151*** (-3.23)	-0.0220** (-2.27)
医疗卫生类公共服务	0.0351*** (4.06)	-0.0658** (-2.44)	0.0325*** (3.69)	0.0518 (1.33)	0.0261*** (3.98)	-0.0635 (-1.46)	-0.0467** (-2.42)	0.0455*** (3.61)
社会保障类公共服务	0.0359*** (7.61)	0.0166** (2.50)	0.0629*** (5.61)	0.0432** (2.15)	0.0432** (2.19)	0.0571** (2.23)	-0.0215*** (-2.73)	-0.0324** (-2.20)
能源资源设施类公共服务	0.0380*** (5.69)	0.2281 (1.65)	0.0243*** (2.64)	-0.0914 (-1.33)	0.0659 (1.31)	0.0824 (1.50)	-0.0351** (-2.16)	-0.0470 (-1.14)
交通运输类公共服务	0.0455*** (4.12)	0.0483*** (5.30)	0.0536*** (4.68)	0.0703** (2.45)	0.0216*** (3.44)	0.0890* (1.93)	-0.0581*** (-3.33)	-0.0239** (-2.27)
环境保护类公共服务	0.0469*** (3.51)	0.0759 (1.51)	0.0412 (1.56)	-0.0469** (-2.39)	0.0421** (2.14)	-0.0438 (-1.26)	-0.0219*** (-2.91)	0.0743** (2.11)

注:表中报告的是国家审计对细分行业公共服务供给的直接效应和间接效应,其他变量的直接效应和间接效应参数估计结果与表 4 基本一致,限于篇幅,未进行报告,各控制变量详细的估计结果备案;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为 t 检验值。

由表 5 可知,国家审计对教育类、社会保障类和交通运输类公共服务的投资力度、投资布局及投资利用率的直接效应和间接效应均显著为正,说明国家审计功能的充分发挥对教育类、社会保障类和交通运输类公共服务供给具有明显的推动作用,其不仅有助于提高本省这三类公共服务的投资份额、投资的空间集聚水平和投资利用率,而且对周边地区也具有显著的空间外溢效应。进一步从国家审计对教育类、社会保障类和交通运输类公共服务供给缺口的影响来看,国家审计功能的发挥均有助于降低本省和周边省份与高公共服务供给省份的供给缺口。这意味着国家审计通过抑制腐败、纠正地方政府支出偏好、规范公共资金使用、跟踪公共服务政策以及开展公共投资绩效审计等功能,对补齐教育类、社会保障类和交通运输类公共服务供给短板具有明显的促进作用。

国家审计对本地区医疗卫生类公共服务投资力度、投资布局的空间集中程度以及投资利用率均具有明显的促进作用,但显著降低了周边地区医疗卫生类公共服务投资在全部财政支出中的份额,对周边地区该类公共服务投资的空间布局和利用率也未产生明显影响。国家审计对医疗卫生类公共服务供给缺口的直接效应显著为负,间接效应显著为正,说明国家审计有助于缩小本地区医疗卫生类公共服务供给缺口,但对周边省份产生了放大效应。国家审计有助于提高本地区环境保护类公共服务的投资力度和投资利用率,但对投资布局未产生明显影响;从空间外溢效应来看,国家审计显著降低了周边地区环境保护类公共服务投资的集聚程度,但未对周边省份该类公共服务投资力度和投资利用率产生明显影响;国家审计有助于补齐本省该类公共服务供给缺口,但显著扩大了周边省份环境保护类公共服务供给缺口。这些结果意味着国家审计尽管有效降低了本省与高公共服务供给省份的公共服务供给缺口,但在省际公共服务供给的“搭便车”效应影响下对周边省份医疗卫生类和环境保护类公共服务供给缺口产生了放大效应。可见,地方政府在提供公共服务过程中,更容易在医疗卫生类和环境保护类公共服务中产生搭便车行为,从而降低对这两类公共服务的供给水平,扩大了其与周边地区医疗卫生类和环境保护类公共服务供给的缺口。

国家审计对能源资源设施类公共服务的投资力度和投资布局的直接效应均显著为正,对投资利用率的直接效应不显著,而其所有间接效应均未通过显著性检验,说明国家审计有助于提高本省能源资源设施类公共服务的投资力度和空间集聚水平,但未对周边地区产生明显的外溢效应。从国家审

计对该类公共服务供给缺口的影响效果来看,国家审计有利于缩小本省与高公共服务供给省份在供水、供电、供气等能源资源基础设施类公共服务方面的供给缺口,但未对周边省份该类公共服务供给缺口的缩小产生明显外溢效应。其原因可能在于供水、供电、供气等能源资源基础设施类公共服务是每个省份公民从事生产、生活、发展和娱乐等活动都必需的基础性服务,并非像教育、医疗卫生、环境保护等社会发展领域的社会公共服务一样具有明显的跨地区空间外溢或关联效应,因而国家审计在该领域发挥作用的范围可能仅限于本省,而不会通过示范效应或经济活动的联系效应对周边地区产生空间外溢效应。

七、结论和政策启示

本文从理论上梳理并提出了国家审计促进地方公共服务供给的作用路径,进而利用空间杜宾模型,以我国 2002~2014 年省级面板数据为样本探讨了国家审计对地方公共服务供给的空间影响。结果显示,国家审计尽管显著增加了本地区公共服务供给投资,提高了本地区公共服务投资布局的空间集中度和投资利用率,进而缩小了本省与高公共服务供给省份的公共服务供给缺口,但对周边地区公共服务供给产生了负向空间外溢效应,进而扩大了周边省份公共服务供给的相对缺口。这意味着国家审计通过公共服务供给的“搭便车”效应对周边地区公共服务供给产生的负向空间外溢效应超过了由“示范效应”而产生的正向空间外溢效应。进一步的研究发现,国家审计功能的充分发挥不仅显著提高了本省教育类、社会保障类和交通运输类公共服务的投资水平、投资布局集中度和投资利用率,进而降低了本省该类公共服务供给缺口,而且对周边省份也具有显著空间外溢效应;国家审计虽然有效提高了本省医疗卫生类和环境保护类公共服务投资力度、投资布局集中度和投资利用率,并降低了其公共服务供给缺口,但显著扩大了周边省份这两类公共服务的供给缺口;国家审计有助于缩小本省在能源资源基础设施类公共服务方面的供给缺口,但未对周边省份产生明显外溢效应。

本文结论具有明显的政策含义。首先,应进一步加强国家审计在公共服务领域的治理功能,通过对公共服务投资进行预算决算审计,对政策进行跟踪审计,提高公共服务投资力度、投资布局集中度和投资利用率,规范公共资金使用,从而保障公共资金筹集、使用、管理合规有效,促进公共服务政策有效执行以及体制、机制、制度的健全完善,减少和防止公共服务领域各种问题的发生,不断提高人民福利水平和生活质量。其次,要积极推进不同地区审计机关在公共服务领域的协同审计力度,依靠协同审计有效控制各地区公共服务供给中的“搭便车”行为,促进公共服务资金在各地区有效利用,降低地区间公共服务供给差异,实现公共服务均等化。最后,鉴于国家审计对不同行业公共服务供给具有明显的异质性空间影响,对于教育类、社会保障类和交通运输类公共服务来说,应进一步加强对其公共资金使用效果的审计力度,使国家审计推进这三类公共服务均等化的效果得到充分发挥;对于医疗卫生类和环境保护类公共服务来说,审计机关在加强国家审计对本省这两类公共服务领域治理功能的同时,还应积极提高其与周边省份审计机关的协同审计水平,通过跨省份、跨地区协同审计来控制 and 消除各地区医疗卫生和环境保护领域公共服务供给的“搭便车”行为,确保国家审计提升公共服务供给的审计工作目标得到有效实现;对于能源资源基础设施类公共服务来说,由于其具有明显的基础性服务属性,国家审计则需更多关注该类公共服务对当地居民生活的保障作用,提高各地区居民生活的便利化水平。

注释:

①2014 年 12 月 25 日,李克强在北京接见全国审计机关先进集体和先进工作者时的重要讲话(http://www.gov.cn/guowuyuan/2014-12/25/content_2796603.htm)。

②参见中国政府网(http://www.gov.cn/guowuyuan/2015-02/28/content_2822857.htm):李克强在国务院第三次廉政工作会议上的讲话。

③限于篇幅,本文未报告各变量的描述统计量,欢迎感兴趣的读者来函索取详细数据统计结果。

④限于篇幅,本文未列出空间自相关检验的具体结果,欢迎感兴趣的读者来函索取。

⑤限于篇幅,本文未将详细的空间计量检验结果列出,欢迎感兴趣的读者来函索取详细检验结果。

参考文献:

- [1] Samuelson, P. A. The Pure Theory of Public Expenditure[J]. Review of Economic and Statistics, 1954, (36): 387—389.
- [2] 刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. 中国社会科学, 2012, (6): 60—72.
- [3] 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.
- [4] Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditure[J]. Journal of Political Economy, 1956, 64(5): 416—424.
- [5] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004, (6): 33—40.
- [6] Qian, Y., Roland, G. Federalism and the Soft Budget Constraint[J]. American Economic Review, 1998, 88(5): 1143—1162.
- [7] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, 2007, (3): 4—12.
- [8] 汤玉刚, 陈强, 满利苹. 资本化、财政激励与地方公共服务提供——基于我国 35 个大中省份的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2016, (1): 217—240.
- [9] 黄溶冰, 赵谦. 财政分权、审计监督与反腐败成效——来自中国 2002~2011 年的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2015, (6): 19—25.
- [10] 高琳. 分权与民生: 财政自主权影响公共服务满意度的经验研究[J]. 经济研究, 2012, (7): 86—98.
- [11] 刘振亚, 唐滔, 杨武. 省级财政支出效率的 DEA 评价[J]. 经济理论与经济管理, 2009, (7): 50—56.
- [12] 李江涛, 曾昌礼, 徐慧. 国家审计与国有企业绩效——基于中国工业企业数据的经验证据[J]. 审计研究, 2015, (4): 47—54.
- [13] 马亮. 公共服务绩效与公民幸福感: 中国地级市的实证研究[J]. 中国行政管理, 2013, (2): 104—109.
- [14] 冯均科, 钟荣. 我国公共投资绩效审计制度建设研究[J]. 财贸研究, 2008, (4): 118—124.
- [15] 贾云洁, 胡苏. 公共服务绩效审计评价体系构建路径研究——基于新公共服务理论的视角[J]. 财政研究, 2011, (11): 23—25.
- [16] 李涛, 周业安. 中国地方政府间支出竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据[J]. 管理世界, 2009, (2): 12—22.
- [17] Gordon, R. H., Wilson, J. D. Expenditure Competition[J]. Journal of Public Economic Theory, 2003, 5(2): 399—417.
- [18] Saavedra, L. A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC[J]. Journal of Urban Economics, 2000, 47(2): 248—279.
- [19] 沈体雁, 冯等田, 孙铁山. 空间计量经济学[M]. 北京: 北京大学出版社, 2010.
- [20] Borchering, T. E., Deacon, R. T. The Demand for the Services of Non-Federal Governments[J]. American Economic Review, 1972, 62(5): 891—901.
- [21] 武力超, 林子辰, 关悦. 我国地区公共服务均等化的测度及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (8): 72—86.
- [22] 朱荣. 国家审计提升政府透明度的实证研究——来自省级面板数据的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2014, (3): 23—30.
- [23] 韩峰, 吴雨桐. 中国地级行政单位国家审计治理能力评价研究——基于地级城市面板数据的实证分析[J]. 中国审计评论, 2018, (10): 75—89.
- [24] 候新烁, 张宗益, 周靖祥. 中国经济结构的增长效应及作用路径研究[J]. 世界经济, 2014, (5): 88—111.
- [25] Elhorst, J. P. Matlab Software for Spatial Panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389—405.
- [26] 韩峰, 谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗? ——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, (3): 40—58.

(责任编辑: 胡浩志)