

国家审计治理有助于补齐公共服务供给短板吗?

韩 峰^a, 吴雨桐^b

(南京审计大学 a. 政治与经济研究院; b. 政府审计学院, 江苏 南京 211815)

[摘要] 利用动态空间杜宾模型探讨了国家审计治理对地方公共服务供给的影响及其空间效应。结果显示, 国家审计治理不仅在短期和长期有助于提高本市公共服务供给水平, 而且能够缩小本市与高公共服务供给城市的公共服务供给缺口, 且长期效应大于短期; 但国家审计治理能力提升对周边城市公共服务供给水平和供给缺口却产生了显著为负的空间外溢效应。进一步研究发现, 国家审计有助于提高本市及周边城市教育类和交通运输类公共服务的供给水平; 而对于医疗卫生类和环境保护类公共服务来说, 国家审计尽管有效降低了本市供给缺口, 但却对周边城市产生了放大效应; 国家审计治理有助于缩小本市能源资源基础设施类公共服务的供给缺口, 但未对周边城市产生明显外溢效应。与省际城市间公共服务供给相比, 国家审计治理功能的充分发挥对同一省份内部城市间公共服务供给缺口具有更大的影响效果以及更强的空间外溢效应。

[关键词] 国家审计; 公共服务供给; 公共服务均等化; 动态空间杜宾模型; 国家治理; 政府审计; 腐败治理

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2018)05-0021-14

一、引言

中国经济社会发展面临公共服务需求快速增长和供给相对不足的矛盾。目前中国公共设施存量仅为西欧国家的38%, 北美国家的23%, 服务业水平比同等发展中国家还要低10%, 而城镇化则比发达国家低20%^①。“十三五”规划中明确提出增加公共服务供给、增强政府职责、提高公共服务供给能力和共享水平的要求。党的十九大报告进一步指出当前我国面临着经济社会发展不平衡不充分, 城乡区域发展和收入分配差距大, 相关教育、就业、社保、医疗卫生等民生领域还有不少短板亟待解决等问题。公共服务供给短板已成为我国深化体制改革的障碍, 提升基本公共服务供给能力和供给的均等化水平直接决定了供给侧结构性改革的有效落实和中国经济结构转型升级的顺利实现。

基本公共服务满足的是普通社会群体共同的基本消费需求, 是关系民生问题的重要方面。而民生问题能否妥善解决, 则是国家治理水平的重要体现。国家审计作为国家治理这个大系统中一个内生的具有预防、揭示和抵御功能的“免疫系统”, 是实现国家良治的重要途径之一。当前关于国家审计治理功能的研究多集中于理论探讨, 且以规范研究为主, 鲜有针对国家审计在揭示、分析和反映经济社会发展问题, 促进经济社会平稳健康发展中的作用展开实证研究, 从国家审计治理视角研究地方

[收稿日期] 2017-12-05

[基金项目] 国家自然科学基金项目(71603124); 江苏省自然科学基金项目(BK20161054); 江苏省高校自然科学基金项目(16KJB610009); 江苏高校优势学科建设工程资助项目(PAPD); 江苏高校“青蓝工程”优秀青年骨干教师培养项目; 江苏省研究生实践创新计划项目(SJCX17_0409); 南京审计大学政府审计项目(GAS161049)

[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, 硕士生导师, 从事国家审计理论和区域经济研究, E-mail: hf8417@126.com; 吴雨桐(1993—), 女, 安徽淮北人, 南京审计大学政府审计学院硕士研究生, 从事国家审计理论

^① 参见中国政府网(http://www.gov.cn/guowuyuan/2015-01/22/content_2808672.htm): 李克强总理在2015年世界经济论坛年会上的特别致辞。

公共服务供给的文献尚不多见,对于国家审计对地方公共服务供给的内在影响机制更是缺乏深入的认识。此外还需要特别指出的是,公共服务供给并非单纯局域问题,而是在很大程度上会通过政府干预和地方政府间竞争等机制传导至邻近地区。这就要求我国各地方政府在公共服务供给中必须坚持属地管理与区域联动相结合的原则,对公共服务供给中固有的空间效应加以考察和控制,但目前鲜有文献从空间互动视角系统考察国家审计对地方公共服务供给的影响。

本文将在系统梳理和归纳国家审计治理对地方公共服务供给影响机制的基础上,以我国 2006—2012 年 283 个地级及以上城市面板数据为样本,运用动态空间计量模型系统探讨国家审计对地方公共服务供给的内在影响机制及其空间效应。与现有文献相比,本文贡献在于:首先,系统构建了国家审计推进地方公共服务供给的作用机制,为国家审计在公共服务领域供给侧结构性改革中发挥应有作用提供了理论依据;其次,构建了地级城市层面国家审计和公共服务供给的指标体系和测度指标,为研究和识别国家审计治理功能提供了更为具体和微观的统计指标;其三,运用动态空间杜宾模型,在同时考虑公共服务供给的时间滞后效应、空间滞后效应和时空双重滞后效应的条件下,对国家审计推进公共服务供给的空间效应进行分析;其四,进一步将动态空间杜宾模型的估计结果分解为短期直接效应、短期间接效应、长期直接效应和长期间接效应四个方面,全面分析国家审计对公共服务供给的动态影响;最后,分别基于细分公共服务行业以及省内和省际等视角,探讨了国家审计对地方公共服务供给的异质性影响。

二、理论分析与研究假设

公共服务的非排他性和非竞争性使得单纯依靠市场机制难以保证公共服务的有效供给,政府必然成为公共服务的供给主体,同时,国家财政是提供公共产品和公共服务的重要保障。因此,政府的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。国家审计作为国家治理的基石和重要保障^[1],必然会通过对政府执政秩序监督、权力运行的规范以及国家审计在维护国家经济安全、保障促进经济平稳健康发展中的作用,进而影响公共服务供给质量和效率。

国家审计通过治理腐败,保障本该用于公共服务支出的资金不被挤占挪用,进而影响地方公共服务供给。腐败是国家治理最严重的威胁之一,其实质是对公权力的滥用,运用公权力谋私利,侵占财政资金,导致资源配置效率低下,降低公共支出效率和公共资源的使用效果^[2]。当腐败使本该用于公共服务支出的资金被挪用或侵占时,公共服务供给水平和供给质量将会受到严重制约。国家审计的揭示机制和威慑机制对于预防和惩治腐败具有显著促进作用^[1]。Olken 采用实地研究方法考察了国家审计对公路修建中腐败行为的影响,指出国家审计能够有效遏制公路修建项目中的超额支出行为^[3]。Liu 和 Lin 指出国家审计对腐败具有明显的威慑和防御作用^[4]。陈丽红等发现国家审计投入越大,问责力度越强,则腐败治理越有效果^[5]。国家审计通过一系列国家审计行为,紧盯财政资金使用,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,从财政源头抑制违规行为,保障公共资金落到实处,维护人民群众切身利益。国家审计腐败治理效能的发挥,一方面保证本应用于公共服务建设的财政资金不会被滥用,扩大公共服务供给,另一方面可以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高。

国家审计治理通过影响地方政府支出偏好进而作用于公共服务供给。地方政府公共服务的供给水平不仅取决于公众需求与地方经济发展水平,更取决于地方政府的激励机制设计和支出偏好^[6]。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政府专注于一些能够短期拉动 GDP 和经济增长的事务,很多与短期增长没有直接关系但又是民众迫切关心的诸如公共医疗、教育、环境保护等问题却往往被忽视。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^[8]。这种“重基本建设、轻公共服务”的政府支出偏向对地方公共

产品提供产生了结构性扭曲^[9]。地方政府接受审计使得中央政府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^[10]。同时,财政财务收支审计和政府绩效审计的开展,规范了政府财政财务收支行为,提升了资金利用的经济性、效益性、效果性,提高地方政府效率和服务质量,限制了地方政府的资源滥用和资金挤占。此外,在审计全覆盖要求下,国家审计机关通过对各地公共服务供给政策执行的全过程进行动态审计监督,加强对公共服务政策执行力度的跟踪审计,有助于从可行性、连续性和有效性等方面对政策执行情况进行全面评估,揭示公共服务政策制定、实施中的各类矛盾、风险和隐患,纠偏地方政府侧重经济发展和资本投资而轻视公共服务供给的支出行为,为政府科学制定和有效实施公共服务政策提供有效支撑。因此,国家审计通过发挥政府治理功能,规范地方政府支出和投资偏好,进而促进公共服务供给效率的提高。基于以上理论分析,本文提出假设 H₁。

H₁: 国家审计治理能力越强,越有利于提高地方公共服务供给水平。

此外,国家审计治理还可通过空间外溢效应影响地方公共服务供给。国家审计对地方公共服务供给的空间外溢效应是指某一地区国家审计治理功能变化对其他地区公共服务供给的影响。第一,受政府间竞争影响,地方公共服务供给本身具有明显的空间外溢效应。在财政最大化和政治晋升激励下,地方政府间的“邻里模仿”或策略性互动行为是地方公共服务供给产生空间外溢的主要原因^[11]。根据 Tiebout 和 Oates 的财政俱乐部思想^[12-13]，“用脚投票”和“用手投票”机制决定了地方政府必然会竞相扩大公共服务供给,即面对其他地区在改善公共环境、提高公众福利方面的努力,地方政府必须相应增加在公共物品和服务供给方面的财政支出,否则,资源和要素就可能流失,而地方政府官员继续执政或晋升的前景也会受到影响。正是这种示范效应的存在,使得国家审计对本地区公共服务供给产生影响的同时,也对周边地区产生影响,从而提高公共物品和公共服务的供给效率,增加公众社会福利。第二,地区间的“联系效应”或经济活动的空间连续性也是促使国家审计对地方公共服务供给产生空间外溢效应的重要原因。尽管地方政府对于公共服务供给的执行范围限于某个地区,但其影响并非仅限于此,经济上相互关联、区际联系密切的相关地区也会从该地区公共物品和公共服务供给中获益^[14],从而产生地区间公共服务供给中的“搭便车”行为。一个地区国家审计治理功能提高对公共服务供给水平提升的促进作用会使相邻地区受益,进而可能导致相邻地区降低公共服务供给的激励并减少公共服务供给^[15]。由此可见,国家审计治理功能会对公共服务供给产生空间外溢效应。由此本文提出假设 H₂。

H₂: 国家审计治理功能提升可通过“示范效应”和“经济活动的联系效应”或“搭便车”行为对周边地区公共服务供给产生空间外溢效应。若“示范效应”强于“搭便车效应”,则国家审计对公共服务供给产生正向空间外溢效应,反之则为负向空间外溢效应。

三、计量模型设定、变量测度与数据说明

(一) 空间计量模型设定

若 A 表示国家审计治理水平, X 表示控制变量, ξ_{it} 为随机扰动项, 则地方公共服务供给与国家审计间的关系可表示为:

$$PS = f(A, X) + \xi \quad (1)$$

由于在地区公共服务供给过程中,如基础设施建设、教育、医疗水平提高及社会保障体系的完善等均需资金支持,仅靠政府财力难以满足公共服务供给的需要,因此还需要城市金融体系充分发挥金融支持的功能。此外,具有一定共识并影响地方公共服务供给的因素还有地方税收水平、城市化水平及收入水平等。本文以 F 表示城市金融支持能力, T 表示地方税收份额, U 为城市化水平, I_e 为人均可支配收入, 决定公共服务供给的计量方程可设置为:

$$\ln PS_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln A_{it} + \varphi_2 \ln T_{it} + \varphi_3 \ln U_{it} + \varphi_4 \ln I_{e, it} + \varphi_5 \ln F_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

其中 i 和 t 分别代表城市和年份; φ_0 为常数, $\varphi_1-\varphi_5$ 为变量弹性系数。理论机制分析显示,不仅城市间公共服务供给本身具有明显的空间外溢效应,而且国家审计治理功能提升还可通过“示范效应”“经济活动的联系效应”或“搭便车”行为对周边地区公共服务供给产生空间外溢效应。Elhorst 同时也指出,由于被解释变量的空间交互效应,一个系统中任一地区影响被解释变量的解释变量变化均可通过被解释变量的空间交互效应而对其他地区被解释变量产生影响^[16]。本文进一步在式(2)中加入公共服务供给、国家审计及其他控制变量的空间交互项,将其扩展为空间计量模型:

$$\ln PS_{it} = \varphi_0 + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln PS_{jt} + \varphi_1 \ln A_{it} + \varphi_2 \ln T_{it} + \varphi_3 \ln U_{it} + \varphi_4 \ln I_{e,it} + \varphi_5 \ln F_{it} + \vartheta_1 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln A_{jt} + \vartheta_2 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln T_{jt} + \vartheta_3 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln U_{jt} + \vartheta_4 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln I_{e,jt} + \vartheta_5 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln F_{jt} + \xi_{it} \quad (3)$$

其中, ρ 为空间滞后(自回归)系数; w_{it} 代表空间权重矩阵; ϑ 为各解释变量空间滞后项的弹性系数。式(3)中未包含误差项的空间交互项,但同时包含了内生和外生的空间交互效应,称为空间杜宾模型(SDM)。然而,式(3)隐含地假定地方公共服务供给会随本地各影响因素的改变而瞬时发生相应变化,未考虑到各地区公共服务供给中调整性的时间滞后效应。事实上,包括公共服务供给在内的各类宏观经济变量往往具有一定的路径依赖特征。因此,本文将式(3)扩展为包含动态效应的空间杜宾模型^[17],即:

$$\ln PS_{it} = \varphi_0 + \tau \ln PS_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln PS_{jt} + \eta \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln PS_{j,t-1} + \varphi_1 \ln A_{it} + \varphi_2 \ln T_{it} + \varphi_3 \ln U_{it} + \varphi_4 \ln I_{e,it} + \varphi_5 \ln F_{it} + \vartheta_1 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln A_{jt} + \vartheta_2 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln T_{jt} + \vartheta_3 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln U_{jt} + \vartheta_4 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln I_{e,jt} + \vartheta_5 \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} \ln F_{jt} + \xi_{it} \quad (4)$$

其中, τ 和 η 分别为滞后一期公共服务供给及其空间滞后项的弹性系数。

(二) 变量测度与数据说明

本文样本为除陇南、中卫、拉萨和巢湖等市的 2006—2012 年全国 283 个地级及以上城市^①。由于巢湖市在 2011 年并入合肥市,因此我们同样将 2006—2010 年巢湖市数据并入合肥市。本文数据主要来自 2007—2013 年的《中国城市统计年鉴》《中国审计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》;用于基期调整的各省市价格指数来自 2007 年以来的《中国统计年鉴》。以下详细说明本文有关指标和测度的设置过程。

(1) 地方公共服务供给水平(PSZ)和相对缺口(PS)。地方公共服务供给水平既体现为量的大小,也体现为质的高低,既有纯粹增加供给的量的要求,也要有实现均等化的质的安排。本文将通过构建地方公共服务供给水平和供给的相对缺口指标,从“量”和“质”两个方面来衡量地级及以上城市公共服务供给质量。本文首先采用主成分分析法测度各地级及以上城市公共服务综合发展指数(PSZ)。本文依据武力超等的做法^[18],基于地方政府在公共服务方面取得的客观成果数据对各地级城市公共服务综合供给水平(PSZ)进行评估。基本公共服务主要涉及保障基本民生所需的教育、医疗卫生、社会保障、环境保护、基本公共设施等方面。本文按照系统性、全面性、科学性和针对性原则构建地级及以上城市公共服务综合指标体系,如表 1 所示^②。

本文对表 1 的指标体系进行主成分分析,首先对各指标进行标准化处理,进而得到公共服务供给协方差矩阵的特征值、各指标的方差贡献率和累计贡献率,然后依据特征值大于 1 的原则得到了公共

①由于《中国审计年鉴》从 2006 年才有地级市本级的审计数据统计,因而本文面板数据从 2006 年开始。

②由于《中国城市统计年鉴》中城市层面社会保障类公共服务指标(城镇职工基本养老保险参保人数、城镇基本医疗保险参保人数、失业保险参保人数)从 2011 年才有统计,为保证面板数据的完整性和一致性,本文未将社会保障类公共服务列入表 1 的城市公共服务供给指标体系中。

服务供给系统中前三个因子作为主成分个数,最后利用各主成分的方差贡献率进行加权平均得到地级及以上城市公共服务供给综合指数,该综合指数越大表示地方公共服务供给水平越高。尽管公共服务综合发展指数(PSZ)可直接表示地区公共服务供给水平^[18],但该指标仅能提供某一特定地区公共服务供给绝对量的信息,而无法反映该地区增加公共服务供给的努力是否显著降低了地区间公共服务供给差距,也就无法体现地方公共服务供给能力是否具有实质性提高^①。本文进一步利用该综合指标测算地方公共服务供给的相对缺口程度。地方公共服务供给的相对缺口指标由式(5)给出。

$$PS'_i = 1 - \left[\left(\frac{PSZ_i - \overline{PSZ}_t}{\sigma_{PSZ,t}} \right) / \text{Max} \left(\frac{PSZ_i - \overline{PSZ}_t}{\sigma_{PSZ,t}} \right) \right] \quad (5)$$

其中*i*和*t*分别表示城市和年份; \overline{PSZ}_t 表示第*t*年公共服务综合指标的均值, $\sigma_{PSZ,t}$ 为第*t*年公共服务供给综合指数的标准差;可见, PS'_i 越小则说明城市*i*公共服务供给水平提高显著降低了其与高公共服务供给城市的差距;

PS'_i 越大则说明高公共服务城市以比城市*i*更大的幅度或更高增长率来提供公共服务,进而导致彼此差距拉大,从而意味着城市*i*在提供公共服务方面的成效并不明显。由于本文计量方程为双对数模型,为消除计量估计中零数值的影响,我们在 PS'_i 的基础上加1(令 $PS_i = PS'_i + 1$),然后再取对数并进行计量分析。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,因为在样本量较大情况下满足以下数学关系: $\ln PS_i = \ln(PS'_i + 1) \sim PS'_i$ 。

(2) 国家审计治理能力 A。国家审计治理功能的发挥取决于国家审计质量的高低。本文拟从审计执行能力、审计处理处罚能力、审计纠正能力和审计协作能力这四个方面衡量国家审计的治理能力。^①审计执行能力。尽管无法获取审计实施情况的具体信息,但长期以来国家审计机关都将违规违纪金额作为审计实践的重要成果^[19]。因而,审计机关披露的问题金额越多,则在一定程度上反映了审计工作执行能力越强。基于此,本文采用审计机关查处的违规金额数量作为审计执行能力的替代指标。^②审计处理处罚能力。本文使用审计机关做出的审计处理处罚金额与查处的违规金额的比值来表示审计处理处罚能力,该指标反映了审计机关处理处罚违法违规违纪行为的能力。(3) 审计纠正能力。国家审计的功能不仅在于发现和揭示违法违规违纪问题,而且在于纠正不当行为,预防风险发生,确保经济社会安全稳定发展。因而审计纠正能力是衡量国家审计治理能力的重要方面。本文采用违规违纪金额处理率来表示审计纠正能力^[20]。违规违纪金额处理率是指已上缴财政金额、已减少财政拨款或补贴的金额与已归还原渠道资金之和与审计机关查处的问题金额比值。(4) 审计协作能力。国家审计治理能力除与本身执行能力、处理处罚能力及纠正能力有关外,还与纪检、政府机关等相关部门协作与配合的力度有关。本文以审计机关提交的审计报告和审计信息被采纳的比率来测度审计协作能力。国家审计机关提交的审计报告和相关信息被相关部门采纳的比率越高,则国家审计机关的审计成果获得相关部门协作与配合的力度就越大,反之则越小。本文采用主成分分析法对以上四

表1 城市公共服务供给指标体系

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)
能源资源基础设施类公共服务	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)
	人均城市道路面积(平方米)
	城市路网密度(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(%) ^②
	污水处理厂集中处理率(%)
	生活垃圾无害化处理率(%)

^①如果某一地区公共服务供给以和其他地区同样的速度增长,那么某年该地区公共服务综合发展指数(PSZ)的增加便意味着该地区公共服务供给水平的提高。但 PSZ 衡量的这一提高效果仅限于该地区本身,并未进一步缩小与其他地区的差距,因而无法反映各地区公共服务供给水平的实质性提高过程。

个指标进行降维处理,得到国家审计治理能力协方差矩阵的特征值、各指标的方差贡献率、累计贡献率,依据特征值大于1的原则选取国家审计指标系统中前两个因子作为主成分个数,最后利用方差贡献率对各主成分进行加权平均,得到地级及以上城市国家审计治理能力综合指数。

(3) 其他指标。地方税收份额(T)以地级及以上城市市辖区地方财政一般预算内收入占GDP的比重表示。由于《中国城市统计年鉴》中没有报告城镇人口或城镇化水平数据,本文以城市市辖区非农人口与总人口比例表示城市化水平(Urban)^[21],数据取自历年《中国人口和就业统计年鉴》。城市人均可支配收入(I)以市辖区职工平均工资水平(元)近似代替。城市金融支持能力以市辖区年末金融机构人民币各项贷款余额(万元)表示。所有货币价值的的数据均以2006年为基期进行价格调整^①。

四、空间计量检验与结果分析

(一) 空间权重矩阵设定与城市公共服务供给的空间相关性分析

关于空间权重矩阵,传统的相邻矩阵由于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数据集的相互关系,因而包含的空间信息极为有限。为全面反映变量间的空间关系,本文主要采用地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵等进行空间计量分析。

(1) 地理距离权重矩阵。地理距离权重矩阵的元素 W_{ij}^d 可设定为:

$$W_{ij}^d = \frac{1}{d_{ij}^2}, i \neq j \quad (6)$$

其中, d_{ij} 是使用经纬度数据计算的城市间距离,且 $i \neq j$; $i = j$ 时则为0,2为地理衰减参数。

(2) 经济距离权重矩阵。本文借鉴张学良的方法来设置经济距离矩阵^[22]:

$$W_{ij}^e = \frac{1}{Q_i - \bar{Q}_j}, i \neq j \quad (7)$$

其中, \bar{Q}_j 为2006—2012年城市人均GDP均值。经济距离矩阵是对城市间经济邻近性的有效度量,经济发展越相似的城市可能具有相似的经济发展和公共服务供给策略。

(3) 引力模型权重矩阵。地理邻近和经济关联是影响经济活动空间布局的重要因素。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。基于此,本文采用引力模型构建了综合反映地理与经济距离的空间权重矩阵^[23]。

$$W_{ij}^g = \frac{\bar{Q}_i \times \bar{Q}_j}{d_{ij}^2}, i \neq j \quad (8)$$

本文对以上三类矩阵均进行标准化处理并计算了地方公共服务供给指标的面板 Moran's I 值。结果显示,地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵下公共服务供给水平和公共服务供给缺口的面板 Moran's I 值分别为0.1906、0.1925、0.2022和0.1821、0.1819、0.1960,伴随概率均为0.0000,因而地方公共服务供给水平及其在城市间的供给缺口在控制解释变量后表现出显著为正的空间关联性(具体结果未列示,留存备案)。

(二) 空间计量检验与结果估计

本文采用常用的LM、LR和Wald检验方法确定动态空间计量模型的具体形式^[16]。首先,估计非空间效应模型并利用拉格朗日乘数法(LM)来检验是否使用SAR或者SEM模型。其次,如果非空间效应模型被拒绝,那么需要估计空间杜宾模型(SDM),利用似然比(LR—test)方法进一步检验计量模型是否存在空间固定效应(SFE)或时间固定效应(TFE)。其三,进行Hausman检验,以判断面板空间

^①限于篇幅,具体结果未列示,留存备案。

杜宾计量模型是采用固定效应还是随机效应估计方法。最后,通过 Wald 或 LR 检验法来判断动态空间 Durbln 模型是否会简化为空间自回归(SAR)或空间误差模型(SEM)。根据上述空间计量模型选择标准和检验结果,双重固定效应的动态 SDM 模型适于估计本文的空间面板数据^①。为便于比较和检验各变量参数估计的稳健性,本文同时估计地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型空间权重矩阵的动态空间杜宾模型,估计结果如表 2 所示。

表 2 国家审计治理影响地方公共服务供给的空间面板计量估计结果

变量	地理距离矩阵		经济距离矩阵		引力模型矩阵	
	公共服务供给水平 PSZ	公共服务供给缺口 PS	公共服务供给水平 PSZ	公共服务供给缺口 PS	公共服务供给水平 PSZ	公共服务供给缺口 PS
lnA	0.0146 ** (1.98)	-0.0184 ** (-2.00)	0.0235 ** (2.30)	-0.0213 (-1.03)	0.0137 ** (2.18)	-0.0177 * (-1.94)
lnUrban	0.4337 * (1.83)	-0.4868 *** (-10.71)	0.4307 * (1.80)	-0.4887 *** (10.29)	0.4265 *** (2.79)	-0.4843 *** (-10.61)
lnF	-0.0985 *** (-1.74)	0.0203 * (1.94)	-0.0983 * (-1.79)	0.0115 (1.44)	-0.0875 * (-1.88)	0.0215 ** (2.06)
lnT	-0.0514 *** (-2.66)	0.0060 (0.34)	-0.0491 (-1.58)	0.0036 (1.09)	-0.0511 * (-1.88)	0.0066 (0.37)
lnIe	0.0276 *** (5.05)	-0.0220 ** (-2.39)	0.0482 * (1.76)	-0.0209 * (-1.71)	0.0210 ** (2.33)	-0.0201 ** (-2.29)
lnPS(-1)		0.1703 ** (2.57)		0.1152 ** (2.55)		0.1650 * (1.75)
W × lnPS		0.5576 *** (12.15)		0.1004 ** (2.06)		0.5420 *** (12.20)
W × lnPS(-1)		-0.3793 *** (-3.61)		0.2055 *** (2.89)		-0.3372 *** (-3.09)
lnPSZ(-1)	0.1604 *** (12.11)		0.1778 *** (12.71)		0.1659 *** (12.27)	
W × lnPSZ	0.0652 ** (2.16)		0.0311 ** (2.06)		0.0867 * (1.81)	
W × lnPSZ(-1)	0.6588 *** (6.61)		0.1279 ** (2.29)		0.3938 *** (6.01)	
W × lnA	-0.1433 ** (-2.44)	0.0757 * (1.70)	-0.1839 * (-1.78)	-0.0250 (-0.42)	-0.1196 ** (-2.32)	0.0854 * (1.84)
W × lnUrban	0.3647 (1.37)	0.0462 (0.14)	0.2697 ** (2.52)	0.0129 (0.17)	0.0750 ** (2.11)	0.0912 (0.39)
W × lnF	-0.0783 (-1.39)	-0.0306 (-0.80)	0.4628 (1.56)	-0.0717 ** (-2.11)	-0.0333 (-1.15)	-0.0656 * (-1.89)
W × lnT	0.2447 * (1.91)	-0.0470 (-1.03)	0.0520 ** (2.28)	0.0273 (1.12)	0.6579 ** (2.27)	-0.0632 (-1.30)
W × lnIe	0.1657 * (1.90)	-0.0466 (-1.34)	0.8393 *** (3.91)	-0.0811 * (-1.68)	0.0649 (1.47)	-0.0553 (-1.65)
log-lik	1569.9009	2625.3703	1584.2279	2591.9120	1671.3877	2824.0505
R ²	0.6160	0.8686	0.6095	0.8551	0.6154	0.8710

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,圆括号内为t检验值,下同。log-lik为log-likelihood,lnPS(-1)和W × lnPS(-1)分别表示滞后一期公共服务供给缺口和滞后一期公共服务供给缺口的空间滞后项。

^①被解释变量为公共服务供给水平时的检验结果与被解释变量为地方公共服务供给缺口时的基本一致,为节省篇幅,本文未报告详细的动态空间计量模型检验结果,欢迎有兴趣的读者来函索取以上检验的详细结果。

单从空间效应来看,无论动态还是非动态 SDM 估计,公共服务供给水平和供给缺口的空间滞后系数在三种权重矩阵设定下均在 1% 水平显著为正,从而证明中国各城市公共服务供给在空间上存在明显的集聚特征。单从时间维度来看,公共服务供给的时间滞后系数在三种权重矩阵估计中均显著为正,说明各地区公共服务变化具有明显的路径依赖特征,当期公共服务的较高水平或较大缺口将导致下一期公共服务水平进一步提高或公共服务缺口继续扩大。从时空滞后效应来看,三类空间权重矩阵下,上一期周边地区公共服务供给水平提高均有助于当期本地区公共服务水平提高,因而周边地区公共服务水平提高对本地区产生了明显的“示范效应”,而公共服务相对缺口的时空滞后系数在地理距离权重矩阵和引力模型空间权重矩阵情形下却显著为负,说明地理和经济双重邻近情况下,区间公共服务供给缺口存在负的空间交互效应。另外,从三种空间权重矩阵的估计效果来看,无论被解释变量是公共服务供给水平还是公共服务供给缺口,引力模型矩阵估计的 $\log likelihood$ 值及 R^2 均优于地理距离和经济距离空间权重矩阵。因而下文我们重点关注引力模型矩阵的动态 SDM 估计结果。

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,因而我们并不能依据表 2 中动态 SDM 模型的点估计结果来比较分析不同模型国家审计治理及其他解释变量对城市公共服务供给的作用效果,也无法判定国家审计治理及其他变量是否对城市公共服务供给产生明显空间外溢效应。本文根据表 2 的参数估计结果进一步估算引力模型空间权重矩阵下国家审计治理及其他控制变量对公共服务供给的直接效应和间接效应^[24]。其中,直接效应反映了本地区国家审计治理等解释变量对城市公共服务供给的影响;间接效应则反映了空间溢出效应。此外,动态模型下,还可将直接效应和间接效应进一步分解为在时间维度上的短期效应和长期效应,分别反映国家审计治理及其他控制变量对公共服务供给的短期即时影响和考虑时间滞后效应的长期影响。表 3 报告了直接效应和间接效应分解结果。

表 3 显示,国家审计治理在短期和长期均有助于提高本市公共服务供给水平并缩小本市与高公共服务供给城市的公共服务供给缺口,且其长期效应大于短期,从而验证了国家审计治理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。但从间接效应估计结果来看,某一城市国家审计治理能力提升在短期和长期不仅降低了周边城市公共服务供给水平,而且扩大了其周边城市公共服务供给的相对缺口,这意味着国家审计治理通过“经济活动的空间联系效应”或公共服务供给的“搭便车”行为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”产生的正向空间外溢效应。具体而言,某城市通过提升国家审计治理能力提升本市提高公共服务供给水平、缩小公共服务缺口的努力使经济上相互关联、区际联系密切的周边城市从该城市公共服务供给中获益,这种公共服务供给的“搭便车”行为降低了周边城市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城市间的缺口。此外,在中国特色的区域治理体系下,区域间户籍制度及地方保护主义的存在将使区域间公共服务供给的“用脚投票”机制受阻^[25],降低区域间公共服务供给的“示范效应”。当城市间公共服务供给的“搭便车”效应超过了“示范效应”时,本市国家审计治理能力提升便对周边城市公共服务供给水平及供给缺口的缩小产生了负向空间外溢效应。

进一步从间接效应估计结果来看,国家审计治理对邻近城市公共服务供给水平和供给缺口的长期间接效应弹性分别为 0.0632 和 0.0081,明显小于其短期间接效应弹性 0.0905 和 0.0270,可见国家审计治理因公共服务供给的“搭便车”行为而对周边城市公共服务供给水平产生的抑制作用和对周边城市公共服务供给缺口产生的扩大效应随时间推移不断降低,且从长期来看,国家审计对周边城市公共服务供给缺口的负向效应将趋近于零。这一结果的产生可能得益于城市间国家审计治理的协同效应。由于地方政府间的财政竞争和策略性互动行为,公共服务供给在空间中必然存在空间外溢效应,这就使得各地区审计机关在对本地区公共服务供给数量、质量及公共服务供给政策进行审计时,还要综合考虑邻近地区公共服务对本地区的影响,考察本地区公共服务供给中是否存在“搭便

车”行为以及公共服务资金使用是否合规合法等。这就增加了公共服务审计工作的复杂性和困难性,也进一步增加了审计工作的风险。对于这类审计工作,各地区审计机关只有着眼宏观、立足全局,在审计方式上统筹把握、协同推进,才能确保审计工作目标的有效实现。城市间针对公共服务供给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,使国家审计治理推动公共服务供给的“示范效应”在空间中得到充分发挥和有效传导,实现地方政府公共服务供给的协同治理,最终促进各城市公共服务的公平合理供给和协调发展。

表3 引力模型空间矩阵下国家审计治理对地方公共服务供给影响的效应估计^①

被解释变量	效应	lnA	lnUrban	lnF	lnT	lnL _e
公共服务供给水平(PSZ)	短期直接效应	0.0135 ** (2.14)	0.4341 *** (2.67)	-0.0903 ** (-2.25)	-0.0496 ** (-1.97)	0.0198 *** (3.19)
	短期间接效应	-0.0905 ** (-2.23)	0.0449 * (1.73)	0.0212 (1.37)	-0.1226 * (-1.89)	0.0645 (1.07)
	长期直接效应	0.0138 *** (2.99)	0.3777 ** (2.47)	-0.0778 ** (-2.12)	-0.0400 * (-1.85)	0.0184 ** (2.20)
	长期间接效应	-0.0632 * (-1.93)	0.1285 * (1.70)	0.0065 (1.09)	-0.0696 ** (-2.30)	0.0478 (1.08)
公共服务供给缺口(PS)	短期直接效应	-0.0174 * (-1.89)	-0.4971 *** (-8.79)	0.0218 ** (2.42)	0.0122 * (1.72)	-0.0164 * (-1.68)
	短期间接效应	0.0270 ** (2.09)	-0.1960 (-1.62)	-0.0194 (-0.40)	0.1930 ** (2.30)	0.1844 (0.43)
	长期直接效应	-0.0213 * (-1.93)	-0.5827 *** (-8.75)	0.0263 ** (2.47)	0.0110 (0.56)	-0.0227 * (-1.86)
	长期间接效应	0.0081 * (1.77)	-0.5512 *** (-4.51)	-0.0247 (-0.71)	0.1426 ** (2.25)	0.1529 (0.46)

此外,由于国家审计通过影响城市公共服务供给水平进而对公共服务供给缺口产生了意义相同的影响效应,因而与高公共服务供给城市相比,国家审计对较低公共服务供给水平城市的影响更为敏感。第一,国家审计对城市自身公共服务供给水平提高和公共服务供给缺口缩小具有促进作用,意味着国家审计在促进高公共服务供给城市和低公共服务供给城市的公共服务供给水平提高的同时,以更大效果或更大幅度推进了低公共服务供给城市公共服务供给水平的提高,从而缩小了本市与高公共服务供给城市的公共服务供给缺口。第二,国家审计对周边城市公共服务供给水平提高和公共服务供给缺口缩小均具有抑制作用,意味着国家审计在通过城市间公共服务供给的“搭便车效应”降低周边各类城市公共服务供给水平的同时,以更大幅度或效果降低了低公共服务供给城市的公共服务供给水平,从而拉大了周边城市公共服务供给缺口。

五、国家审计治理对各类公共服务供给的异质性空间影响

由于公共服务中教育、医疗卫生、社会保障、环境保护、基本公共设施等行业的表现形式、发展状况及空间分布等存在较大差异,因而国家审计治理对各类公共服务供给的空间影响也必然迥异。忽视这些异质性空间影响,将无法系统、全面、科学认识国家审计治理对地方公共服务供给的深层次作用机制。本文进一步探讨了国家审计治理对各类公共服务供给的空间影响,结果如表4所示^②。

国家审计治理对教育类和交通运输类公共服务供给缺口的短期和长期直接效应、间接效应均显著为负,说明国家审计治理功能的充分发挥对教育类和交通运输类公共服务供给具有明显的动态空间影响,不仅有助于提高本市这两类公共服务的供给水平,而且对邻市也具有显著空

^①限于篇幅,控制变量的详细检验结果及其解释说明未在文中列出,有兴趣的读者可来函索取。

^②限于篇幅,控制变量对分行业公共服务供给的详细检验结果及其解释说明未在文中列出,有兴趣的读者可来函索取。

表 4 国家审计治理对分行业公共服务供给影响的效应估计

权重矩阵	效应	lnA	lnUrban	lnF	lnT	lnI _e
教育类公共服务	短期直接效应	-0.0155 [*] (-1.82)	-0.0057 (-0.10)	0.0790 ^{**} (2.44)	0.0224 (1.40)	-0.0498 ^{**} (-2.34)
	短期间接效应	-0.0220 ^{**} (-2.31)	-0.0435 (-1.19)	-0.0185 (-1.23)	0.2651 ^{***} (2.78)	-0.0713 (-0.26)
	长期直接效应	-0.0209 [*] (-1.80)	-0.0072 (-0.09)	0.0825 ^{**} (2.21)	0.0357 (1.63)	-0.0676 ^{**} (-2.34)
	长期间接效应	-0.0310 ^{**} (-2.15)	-0.0470 (-1.38)	-0.0242 (-1.17)	0.3006 ^{***} (2.74)	-0.0648 (-0.21)
医疗卫生类公共服务	短期直接效应	-0.0100 [*] (1.89)	-0.4587 ^{***} (-9.36)	0.0107 ^{**} (2.05)	0.0011 (1.08)	-0.0032 ^{**} (-2.18)
	短期间接效应	0.0106 ^{**} (2.04)	-0.0600 (-1.58)	-0.0058 (-0.29)	0.0763 ^{**} (2.12)	0.2119 (1.09)
	长期直接效应	-0.0169 [*] (-1.88)	-0.7818 ^{***} (-8.92)	0.0014 ^{**} (2.06)	0.0043 (0.17)	-0.0021 ^{**} (-2.06)
	长期间接效应	0.0064 ^{**} (2.16)	-0.3972 (-1.02)	-0.0133 (-0.27)	0.1743 ^{**} (2.04)	0.4987 (0.98)
能源资源基础设施类 公共服务	短期直接效应	-0.0159 [*] (-1.80)	-0.2259 ^{***} (-4.07)	0.0155 ^{**} (1.99)	0.0192 ^{**} (2.14)	-0.0221 [*] (-1.94)
	短期间接效应	-0.0395 (-1.26)	-0.1957 ^{***} (-3.23)	0.0249 (0.63)	0.1253 (1.04)	0.0286 (0.09)
	长期直接效应	-0.0204 [*] (-1.82)	-0.2804 ^{***} (-4.06)	0.0183 [*] (1.94)	0.0268 ^{**} (2.21)	-0.0278 [*] (-1.83)
	长期间接效应	-0.0988 (-0.93)	-0.6350 ^{**} (-2.45)	0.0390 (0.37)	0.2994 (0.80)	0.0914 (0.12)
交通运输类公共服务	短期直接效应	-0.0111 ^{**} (-2.02)	-0.3074 ^{***} (-9.79)	-0.0168 [*] (-1.88)	0.0123 (1.34)	-0.0276 ^{**} (-2.26)
	短期间接效应	-0.0224 ^{**} (-2.04)	-0.0443 [*] (-1.68)	-0.0313 ^{**} (-2.17)	-0.0076 ^{**} (-2.16)	0.1431 (1.11)
	长期直接效应	-0.0185 [*] (-1.84)	-0.4993 ^{***} (-9.26)	-0.0267 [*] (-1.82)	0.0199 (1.32)	-0.0420 ^{**} (-2.04)
	长期间接效应	-0.0477 [*] (-1.77)	-0.1949 ^{**} (-2.33)	-0.0554 [*] (-1.84)	-0.0102 ^{**} (-2.10)	0.2727 (1.04)
环境保护类公共服务	短期直接效应	-0.0132 ^{**} (-2.13)	0.0024 (0.03)	0.0111 [*] (1.86)	0.0007 (0.03)	0.0063 (0.22)
	短期间接效应	0.0157 ^{**} (2.47)	0.0031 (0.06)	0.0155 (0.35)	-0.0686 (-0.51)	-0.3500 ^{**} (-1.99)
	长期直接效应	-0.0171 ^{**} (2.13)	0.0057 (0.03)	0.0244 ^{**} (1.96)	0.0009 (0.02)	0.0194 (0.31)
	长期间接效应	0.0016 [*] (1.85)	0.0076 (0.07)	0.0337 (0.36)	-0.1391 (-0.50)	-0.6847 [*] (-1.91)

间外溢效应,从而在短期和长期均缩小了本市和邻市与高公共服务供给城市的缺口。国家审计对交通和教育类公共服务的正向空间外溢效应反映了各地方政府在经济增长竞争中通过竞相加大基础设施建设和教育投资,以加大招商引资和吸引人才力度,从而使得公共服务供给的“示范效应”超过“搭便车效应”。进一步地,国家审计治理对教育类和交通运输类公共服务供给缺口的长期影响均大于短期,意味着国家审计治理通过抑制腐败、纠偏地方政府行为偏好、规范公共资金使用、跟踪公共服务政策等功能,对补齐教育类和交通运输类公共服务供给短板具有更为深远的长期影响。国家审计治理对医疗卫生类和环境保护类公共服务供给的影响效果与表3的整体作用效果一致,短期和长期直接效应均显著为负,但短期和长期间接效应显著为正,说明

国家审计治理尽管有效缩小了本市与高公共服务供给城市的缺口,但在城市间公共服务供给的“搭便车”行为影响下对周边城市医疗卫生类 and 环境保护类公共服务供给缺口产生了放大效应。这一结果说明地方政府提供公共服务过程中,更容易在医疗卫生类及环境保护类公共服务中产生“搭便车”行为,从而降低地方政府对这两类公共服务的供给力度和水平,扩大其与周边地区医疗卫生类和环境保护类公共服务供给缺口。国家审计治理对能源资源基础设施类公共服务供给的短期和长期直接效应显著为负,而其间接效应却未通过显著性检验,说明国家审计治理能力提升有助于缩小本市与高公共服务供给城市在供水、供电、供气等公共服务方面的供给缺口,但未对周边城市能源资源基础设施类公共服务供给缺口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城市中公民从事生产、生活、发展和娱乐等活动都需要的基础性服务,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,因而国家审计治理在该领域发挥作用的范围可能仅限于城市本身,而不会对周边城市产生明显影响。

六、国家审计治理对省内及省际公共服务供给的空间影响

由于地方经济发展、公共政策制定及地方治理主要以省级行政单位为基础单元,因而省内及省际城市间公共服务供给模式及供给类型必然存在明显差异,国家审计治理对省内及省际公共服务供给的空间影响也势必存在显著异质性特征。为此,本文进一步测算了每个地级及以上城市公共服务整体及其细分行业的省内和省际供给缺口,并探讨了国家审计治理对省内和省际城市公共服务供给的异质性空间影响,结果如表5所示^①。

表5 国家审计治理对省内和省际公共服务供给影响的空间效应估计

公共服务类型	短期直接效应		短期间接效应		长期直接效应		长期间接效应	
	省内	省际	省内	省际	省内	省际	省内	省际
公共服务整体供给缺口	-0.0220 ** (-2.02)	-0.0074 * (-1.79)	-0.0217 ** (-1.99)	0.0105 * (1.82)	-0.0283 ** (-2.13)	-0.0126 * (-1.83)	-0.0320 ** (-2.34)	0.0211 ** (2.00)
教育类公共服务供给缺口	-0.0203 ** (-2.13)	-0.0134 * (-1.69)	-0.0338 * (-1.91)	-0.0176 ** (-2.09)	-0.0283 ** (-2.21)	-0.0178 ** (-2.10)	-0.0481 * (-1.77)	-0.0255 ** (-2.03)
医疗卫生类公共服务供给缺口	-0.0256 * (-1.87)	-0.0117 * (-1.76)	0.0263 ** (2.42)	0.0093 ** (2.01)	-0.0305 ** (-2.28)	-0.0213 * (-1.89)	0.0326 * (1.93)	0.0174 ** (2.41)
能源资源基础设施类公共服务供给缺口	-0.0217 * (-1.82)	-0.0091 * (-1.69)	-0.0101 * (-1.70)	0.0136 (1.53)	-0.0329 ** (-2.24)	-0.0146 * (-1.73)	-0.0231 (-0.89)	0.0204 (1.08)
交通运输类公共服务供给缺口	-0.0241 ** (-2.08)	-0.0100 ** (-2.31)	-0.0162 * (-1.87)	-0.0095 ** (-2.07)	-0.0326 ** (-2.07)	-0.0169 * (-1.75)	-0.0239 ** (-2.35)	-0.0176 * (-1.88)
环境保护类公共服务供给缺口	-0.0273 ** (-2.47)	-0.0142 ** (-2.29)	0.0392 ** (-2.09)	0.0283 ** (1.98)	-0.0339 * (-1.87)	-0.0204 * (-1.90)	0.0453 ** (2.22)	0.0347 * (1.77)

表5结果显示,与以省外高公共服务供给城市为参照系而测算的公共服务供给缺口相比,国家审计治理对以省内高公共服务供给城市为参照系的城市间公共服务供给缺口的长期和短期直接效应、间接效应均普遍偏大,意味着国家审计治理功能的充分发挥对同一省份内部城市间公共服务供给缺口具有更大的影响效果。具体而言,国家审计治理对省内、省际城市间公共服务整体供给缺口的短期、长期直接效应均显著为负,对省内城市间公共服务供给缺口的间接效应显著为负,而对省际城市间公共服务供给缺口的间接效应则显著为正,说明当各城市以省内高公共服务城市为“榜样”来提供公共服务时,国家审计治理缩小公共服务供给缺口的积极影响在城市间具有更强的示范效应,从而对

^①由于控制变量的参数估计与表3和表4基本一致,限于篇幅,本文未在表5中列出控制变量的详细检验结果。

缩小省内城市间公共服务供给缺口产生了显著的空间外溢效应;而当各城市以省外高公共服务城市为“榜样”来提供公共服务时,国家审计治理缩小公共服务供给缺口的积极影响在城市间产生了更强的“搭便车”效应,从而对扩大省际城市间公共服务供给缺口产生了显著的空间外溢效应。本文分别从国家审计治理对省内和省际城市间分行业公共服务供给缺口的直接效应和间接效应参数估计来看,国家审计治理对公共服务供给的影响效应与表4基本一致。不同之处在于,国家审计治理促进省内城市间教育类和交通运输类公共服务供给缺口缩小的空间外溢效应明显大于省际,因而与省际情况相比,国家审计治理缩小省内城市间教育类和交通运输类公共服务供给缺口的作用效果在空间中具有更强的示范效应;同理,国家审计治理对医疗卫生类和环境保护类公共服务供给的省内缺口缩小的促进作用与省际情况相比,在城市间则具有更强的“搭便车”效应。此外,国家审计治理对本市能源资源基础设施类公共服务供给的省内缺口和省际缺口缩小在短期和长期内均具有显著促进作用,但对周边城市省内缺口缩小仅具有短期的间接效应,对省际缺口的短期和长期间接效应均不显著,说明得益于省内城市间公共服务供给中较强的示范效应,国家审计治理对省内城市间能源资源基础设施类公共供给缺口缩小在短期内产生了明显空间外溢效应,但由于能源资源基础设施类公共服务的基础性服务属性,国家审计治理对其省内缺口的长期效应及省际缺口的短期和长期效应均不明显。

七、结论与启示

国家审计是国家治理系统的重要有机组成部分。国家审计的目的不仅是揭露问题,更重要的是要纠正错误、完善制度、深化改革。而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”,已成为当前供给侧结构性改革的重要组成部分,也必然成为国家审计治理的现实目标和根本任务之一。本文利用动态空间杜宾模型,以2006—2012年城市面板数据为样本,探讨了国家审计治理对地方公共服务供给的空间影响。实证结果显示,国家审计治理在短期和长期均有助于提高本市公共服务供给水平,从而缩小本市与高公共服务供给城市的公共服务供给缺口,且长期效应大于短期;然而某一城市国家审计治理能力提升不仅在短期和长期降低了周边城市公共服务供给水平,而且扩大了其周边城市公共服务供给的相对缺口,但这一效应随时间推移不断降低,其长期效果小于短期。国家审计治理功能的充分发挥不仅有助于提高本市教育类和交通运输类公共服务的供给水平,而且对邻市也具有显著空间外溢效应,且其长期影响均大于短期;国家审计虽然有效缩小了本市医疗卫生类和环境保护类公共服务供给缺口,但却对周边城市这两类公共服务供给缺口产生了放大效应;国家审计治理能力提升有助于缩小本市与高公共服务供给城市在供水、供电、供气等公共服务方面的供给缺口,但未对周边城市能源资源基础设施类公共服务供给缺口缩小产生明显外溢效应。与省际城市间公共服务供给相比,国家审计治理功能的充分发挥对同一省份内部城市间公共服务供给缺口具有更大的影响效果,且对省内邻市公共服务供给缺口的影响更多地体现为示范效应而非“搭便车”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,通过惩治腐败、纠偏地方政府行为偏好、对公共服务政策进行跟踪审计、提高地方政府财务透明度、规范公共资金使用等保障公共资金筹集、使用、管理合规有效,促进公共服务政策有效执行和体制的健全完善,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,使国家审计推进公共服务供给的功能得到长期、持续发挥。其次,各地区审计机关在对本地区公共服务供给数量、质量及公共服务供给政策进行审计时,还要综合考虑邻近地区公共服务对本地区的影响,考察本地区公共服务供给中是否存在“搭便车”行为以及公共服务资金使用是否合规合法等。要着眼宏观、立足全局,在审计方式上统筹把握、协同推进,不断控制、约束和消除各地区公共服务供给中的“搭便车”行为,使国家审计治理提升公共服务供给的“示范效应”在空间中得到充分发挥和有效传导,实现地方

政府公共服务供给的协同治理,最终促进各城市公共服务的公平合理供给和协调发展。其三,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,因而对于教育类和交通运输类公共服务来说,应保持和进一步加强对这两类公共服务领域的审计治理力度,增强国家审计缩小这两类公共服务供给缺口的作用效果及其在城市间的传导作用,使教育类和交通运输类公共服务在空间中形成连续成片的供给状态,真正实现这两类公共服务供给在城市间的均等化;对于医疗卫生类 and 环境保护类公共服务来说,审计机关在加强国家审计对本市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城市审计机关在该公共服务领域的协同审计水平,通过跨城市、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,确保国家审计治理提升公共服务供给的审计工作目标有效实现;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,国家审计参与该领域公共服务供给的治理主要针对城市本身,应确保城市中不同地区、不同群体人民群众的供水、供电、供气等基础性服务设施得到有效保障。最后,各城市审计机关在公共服务领域审计中除加强省内合作、推进协同审计外,还要进一步强化跨省城市间公共服务领域的协同审计工作,不仅降低省内城市间公共服务供给缺口、促进省内城市间公共服务均等化,而且补齐省内城市与省外城市间公共服务供给短板、促进省内和省际更大空间范围内公共服务的均等化,实现省内、省际公共服务领域审计治理的统筹兼顾、协调推进。

本研究的局限性在于两个方面:一是在数据可得性方面,探讨国家审计对公共服务供给的作用,最好是能够得到公共服务领域国家审计的相关数据,然而《中国审计年鉴》仅报告了地级及以上城市国家审计的整体层面数据,无法从公开数据中获得更为细致的公共服务领域国家审计数据;二是在国家审计影响公共服务供给的路径方面,最好能从影响的过程和结果两个方面综合考察,即国家审计首先是影响公共服务投资,其次是影响公共服务投资效率(包括投资布局 and 利用率等),进而才是影响公共服务供给的结果,然而我们无法在城市层面找到公共服务投资、公共服务投资布局 and 利用率的相关数据,因而也就无法在过程上对国家审计影响公共服务供给的机制进行细致分析,仅能直接反映国家审计对公共服务供给结果的影响。基于此,后续研究可能沿着两个方向来扩展:一是要尽量获得经济社会不同领域更为细致的国家审计数据,更为精确地分析国家审计推动经济结构转型 and 社会发展中的重要作用;二是从公共服务供给的过程 and 结果两个方面,综合探讨国家审计对公共服务各个方面的影响,细致识别 and 检验国家审计推进地方公共服务供给的作用机制。

参考文献:

- [1] 刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. 中国社会科学, 2012(6): 60-72+206.
- [2] 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.
- [3] Olken B A. Monitoring corruption: evidence from a field experiment in Indonesia[J]. Journal of Political Economy, 2007, 115(2): 200-249.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] 丁辉侠. 财政分权、制度安排与公共服务供给——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 当代经济科学, 2012(5): 105-111.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 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 个大中城市的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2015(1): 217-240.
- [10] 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+159.

- [11]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.
- [12]Tiebout C M. A pure theory of local expenditure [J]. Journal of Political Economy, 1956, 64(5): 416-424.
- [13]Oates W E. The effects of property taxes and local public spending on property values: an empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis[J]. Journal of Political Economy, 1969, 77(6): 957-971.
- [14]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.
- [15]Albert S O. Expenditure spillovers and fiscal interactions: empirical evidence from local governments in Spain[J]. Journal of Urban Economics, 2006, 59: 32-53.
- [16]Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389-405.
- [17]Elhorst J P. Dynamic spatial panels: models, methods and inferences [J]. Journal of Geographical System, 2012a, 14(1): 5-18.
- [18]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.
- [19]宋常,胡家俊,陈宋生. 政府审计二十年来实践成果之经验研究[J]. 审计研究, 2006(3): 33-37.
- [20]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.
- [21]魏后凯. 中国城镇化进程中两极化倾向与规模格局重构[J]. 中国工业经济, 2014(3): 18-30.
- [22]张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗? ——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012(3): 60-77.
- [23]候新烁,张宗益,周靖祥. 中国经济结构的成长效应及作用路径研究[J]. 世界经济, 2014(5): 88-111.
- [24]LeSage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC, 2009.
- [25]乔宝云,范剑勇,冯兴元. 中国的财政分权与小学义务教育[J]. 中国社会科学, 2005(6): 37-46+206.

[责任编辑:刘 茜]

Does the National Audit Governance Help Fill the Short Supply of Public Services?

HAN Feng¹, WU Yutong²

1. Institute of Politics and Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;
2. School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: In this paper, the dynamic spatial Durbin model is used to analyze the influence of national audit governance on local public service supply and its spatial effect. The results show that the national audit governance in both the short and the long term will help to reduce public service supply gap between the city and the high public service supply city, and the long-term effect is greater than the short-term; but the indirect effect of national audit, the improvement of the city's national audit governance in the short and the long term has expanded the relative gap in the public service supply of the surrounding cities. Further studies have found that national audit helps to improve the supply level of education and public transport services in the city and surrounding cities, and its long-term impact is greater than the short-term; national audit, despite its effective reduction of the public services supply gap of the city's health care and environmental protection, has amplification effects on the surrounding cities. The improvement of the national audit governance contributes to narrow the gap in the city's water supply, power supply, gas and other public services supply, but no obvious spillover effect on reducing such public service supply gap of the surrounding cities. Compared with the supply of public services between inter-provincial cities, the full play of the national audit governance function has a greater impact and the stronger spatial spillover effect on the public services supply gap among the cities in the same province.

Key Words: national audit; public services supply; public service equalization; dynamic spatial Durbin model; state governance; government audit; corruption governance