

政府审计功能协同与财政支出效率：理论与实证

彭 冲¹, 汤二子¹, 黄溶冰²

(1. 南京审计大学审计科学研究院, 江苏 南京 211815; 2. 浙江工商大学财务与会计学院, 浙江 杭州 310018)

摘 要: 本文在构建审计功能协同发展影响财政支出效率的理论模型基础上, 采用动态空间面板模型考察了“免疫系统”观下审计功能协同发展对财政支出效率的影响效应。研究表明: 中国省域财政支出效率呈现出明显的空间溢出效应和俱乐部集聚特征; 财政支出效率在时间单维度、空间单维度分别表现为惯性效应和标尺效应。审计功能协同发展对财政支出效率的影响呈现先上升后下降的倒“U”型特征, 充分发挥审计功能协同对财政支出效率的提升效应具有较大潜力。

关键词: 政府审计; 审计功能协同发展; 财政支出效率; 动态空间面板模型

中图分类号: F239.44 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-4892(2017)11-0063-11

一、引 言

政府审计作为公共受托责任履行的有效制度安排, 在推动国民经济健康发展扮演着重要的角色。随着国家治理的实践发展, 政府审计已成为维护民生权益、推进民主法治的重要工具, 其审计内容也从简单的财政财务收支逐步拓展到与财政收支相关的民生、资源环境、创新创业等各项市场经济社会管理活动中^[1]。然而, 在政府审计的对象、范围和内容不断深入和拓展, 审计监督成效显著的同时, 我国“屡审屡犯”现象依然屡见报端^[2]。统计显示, 2007~2012年平均每单位查出的违规问题金额从2007年的196.3545万元跃升至2012年的328.3026万元, 6年增长了1.67倍, “屡审屡犯”现象严重影响我国财政资金支出绩效。有鉴于此, 2012年国家治理“免疫系统”论的提出为我国政府审计发展指明了方向^[1]。协同审计作为政府审计服务国家治理的新方式^[3], 我们关注的是, 在当前审计全覆盖背景下, 协同审计是否对财政资金配置效率产生了影响? 其影响呈现何种特征, 程度如何? 以上问题的回答无疑对于揭示我国财政资金使用的效率和效果相当重要。

近年来, 理论和实务界对协同审计给予了高度关注, 针对如何发挥政府审计“免疫系统”功能有效服务国家治理, 展开了一系列有益探索^{[2][4][5][6][7]}。以往研究聚焦于讨论协同审计的功能和作用, 鲜有文献将协同审计与财政资金使用效率和效果联系起来, 这为本文研究提供了一个新的视角。研究表明, 对政府财政支出的经济性、效率性和效果性的审计监督, 可以有效减少财政资金的违规行为^[8]。黄溶冰和乌天玥(2016)强调要实现审计效力和效果的协同形成一种审计免疫的长效机制, 才能提高对财政收支违规问题的“纠偏”能力, 进而提高财政资金的使用绩效^[2]。因此, 从国家审计功能协同视角探求财政支出效率的优化路径, 对于实现政府审计服务国家财政治理绩效

收稿日期: 2017-03-20

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(15FJ011); 南京审计大学政府审计基金资助项目(GAS161043)

作者简介: 彭冲(1986-), 男, 湖南双峰人, 南京审计大学审计科学研究院讲师, 博士; 汤二子(1988-), 男, 安徽巢湖人, 南京审计大学审计科学研究院讲师; 黄溶冰(1972-), 男, 黑龙江佳木斯人, 浙江工商大学财务与会计学院教授。

提升具有较强的理论和现实价值。

本文可能的贡献在于：首先，结合审计“免疫系统”论这一战略背景，构建简单的数理模型阐释审计功能协同发展对财政支出效率的作用机理和传导路径；其次，采用耦合协调测度模型对国家审计功能的协同发展水平进行量化测度，是对以往理论研究文献的拓展和补充；第三，采用最新发展的动态空间杜宾模型，在同时考虑财政支出效率的时间滞后效应、空间滞后效应和时空滞后效应条件下并控制内生性基础上，对政府审计功能协同发展对财政支出效率的影响进行经验识别。

二、理论模型

对于财政支出效率 E 来说，它决定于财政资金的实际支出与中央政策规划的吻合度 X 。变量 X 也意味着地方政府或者执行部门的财政支出与中央政策规划的背离程度，严重的背离必然会损害中央的权威。变量 X 的取值范围为 $[0, 1]$ ，当 $X=0$ 时，意味着财政支出完全背离中央政策规划；当 $X=1$ 时，财政支出完全符合中央政策规划。在维护中央政策规划这一最高标准时，执行部门还需要根据自身的状况合理运用财政支出资金。比如中央可能规定地方政府在教育方面的投入需要占 GDP 固定比率的经费，地方政府按照政策规划投入了合理的经费 ($X=1$)，这并不意味着财政支出效率已经最大化了，它还依赖于执行部门如何使用这笔经费。对此，引入量化指标执行部门的努力程度 Y ，更高的 Y 意味着更高的财政支出效率。根据以上分析，财政支出效率应该满足：

$$E=f(X, Y) \quad (1)$$

且 $\frac{\partial E}{\partial X} > 0$, $\frac{\partial E}{\partial Y} > 0$ 。对于国家审计的监督作用，审计署作为我国最高审计机关，独立地检查与评估政府以及执行部门的财政支出情况。审计署直属机关各大特派办以及派出局履行更为具体的审计监督职责，同时各地方审计机构依法履行审计。对于任何一个地方，国家审计监督功能体现在审计署领导下所有审计机关的职能整合。假设某一地区的审计功能可量化为 A ，越高的审计功能意味着更加合理完善的审计监督体系。那么，审计功能 A 的作用体现在什么地方呢？

越高的审计功能 A 会让地方政府或者执行部门更加依从中央政策规划来制定财政支出决策，亦即 X 是 A 的函数： $X=X(A)$ 。审计功能 A 对变量 X 发挥的作用，在某种程度上可看成合规审计。其次，更强的审计监督会让执行人员更加努力地参与工作，即 Y 也是 A 的函数： $Y=Y(A)$ 。同样，审计功能 A 对变量 Y 发挥的作用，在某种程度上可看成为绩效审计。

根据论述，有 $\frac{dX}{dA} > 0$ 与 $\frac{dY}{dA} > 0$ ，式(1)可转化为：

$$E=f(X(A), Y(A))=g(A) \quad (2)$$

根据以上讨论，可以得到 $\frac{dE}{dA}=g'(A) > 0$ ，这意味着地方政府或者执行部门得到更强的审计监督，财政支出的效率越高，这符合普遍的预期。有必要强调，函数 $g(A)$ 体现着审计功能对财政支出效率发挥的总体效应，而函数 $f(X(A), Y(A))$ 代表着审计功能发挥作用的不同机制，即合规性与绩效性审计。

审计功能的三个子系统：揭示、抵御与预防，它们的量化指标分别设置为： A_1 、 A_2 、 A_3 。三个审计功能子系统对整体审计功能所产生的贡献也会随着地区间的异质性而变化。因此，

$$A=\beta_1 A_1+\beta_2 A_2+\beta_3 A_3 \quad (3)$$

其中， β_1 、 β_2 与 β_3 是参数并且都大于 0，取决于不同地区的现实经济、制度建设等状况。举例说明：如果某一地区腐败极其严重，财政违规违纪事件频发，对于这一地区，审计揭示与抵御子系统

相对于审计预防来说,应该会发挥更大的作用,即 β_1 与 β_2 相对较高;如果某一地区非常廉洁,财政资金使用的环境健康,那么该地区的审计预防功能发挥的作用应该更大,即 β_3 相对较高。

审计对财政资金的监督除了这三个子系统外,它们之间的相互配合(协同)也会产生一定的作用。假设审计揭示、抵御与预防三者之间的协同程度为 $\chi(A_1, A_2, A_3)$ 。不同的 χ 对财政支出效率具有不同的影响。扩展式(2)得到:

$$E = \chi(A_1, A_2, A_3)g(\beta_1 A_1 + \beta_2 A_2 + \beta_3 A_3) \quad (4)$$

根据式(4),很可能片面地认为审计功能三大子系统之间的协同度 $\chi(A_1, A_2, A_3)$ 越高,财政支出效率越高。产生偏误的原因是 $\chi(A_1, A_2, A_3)$ 取决于三大子系统 A_1 、 A_2 、 A_3 之间的收敛性,而系数 β_1 、 β_2 与 β_3 之间的不同意味着固定的 $A_1 + A_2 + A_3$ 可能对应着不同的审计功能总体 $A = \beta_1 A_1 + \beta_2 A_2 + \beta_3 A_3$,进而对应着不同的财政支出效率。

如果 $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ 的话,即审计功能三大子系统发挥的作用一致时,那么越高的审计功能协同度 $\chi(A_1, A_2, A_3)$ 对应着更有效率的财政支出。

只要 β_1 、 β_2 、 β_3 之间存在差异,审计功能的三大子系统将发挥不同的作用,从而贡献最大的审计功能理应得到更多的重视。当协同度 $\chi(A_1, A_2, A_3)$ 逐渐增加时,意味着三大子系统之间的差异逐渐变小,从而贡献最大的审计功能子系统的重视程度越来越被弱化,致使财政支出效率很有可能会随着审计功能三大子系统之间的协同度提高而降低。

审计功能的三大子系统揭示、抵御和预防缺一不可,它们之间共同组成国家审计整体,不存在只需其中一个子系统而完全放弃另外两者的情形。因此,在审计功能协同度 $\chi(A_1, A_2, A_3)$ 上升的初始阶段,财政支出效率一般是提高的。当协同度增加到一定程度后,基于地方政府或者执行部门特点所决定的审计功能侧重点(子系统)逐渐被弱化,财政支出效率很可能会随着协同度的提高而下降。换句话说,既要在总体上重视审计揭示、抵御和预防三者之间的相互配合,也要考究因地制宜的策略选择,尤其是审计业务内容的转向从传统的合规性审计到绩效审计转变。基于以上阐释,提出本文的研究假说:

假说1:单一的审计功能对财政支出效率的影响有限,统计上可能不显著。

假说2:政府审计功能协同发展对财政支出效率的影响呈现出倒“U”型非线性关系。

三、计量模型构建、变量测度及数据说明

(一)模型设定

国内多数研究证实,一地区的财政支出效率不仅与地区本身的经济特征和政府政策密切相关,还会通过学习、模仿相邻地区的政策、制度制定等途径形成空间策略互动或溢出效应^[9]。从审计实践来看,各地区审计部门在审计理念(如自然资源资产离任审计)、审计技术方法(如大数据审计运用)、审计对象选择(如对自主项目的对象选择)等方面存在着政策模仿和学习的正外部性,可能会影响到审计揭示、抵御和预防功能进而“免疫系统”的效用发挥。因此,如何准确刻画这一效应显得较为关键,空间计量模型则为其提供了一个很好的工具。本文借鉴Elhorst(2012)、Elhorst et al.(2015)的研究思路^{[10][11]},通过取财政支出效率水平的滞后一期项缓解由联立性导致的内生性偏误,同时考虑审计功能协同发展的动态空间依赖关系和时空依赖关系,采用动态空间模型的方法验证审计功能协同发展对财政支出效率的影响效应。设定如下动态空间广义嵌套模型:

$$FEE_{it} = \alpha FEE_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} FEE_{jt} + \kappa \sum_{j=1}^N W_{ij} FEE_{j,t-1} + \beta_0 DPRE_{it} + \beta_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} DPRE_{jt} + \gamma_0 X_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \alpha_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (5)$$

其中, FEE_{it} 表示财政支出效率, $DPRE_{it}$ 表示审计功能协同指数, X_{it} 表示控制变量, α_i 、 ν_t 、 ε_{it} 分别表示地区效应、时间效应和随机扰动项。 W_{ij} 表示空间权重矩阵。 α 表示时间滞后系数; ρ 表示空间滞后系数; κ 表示时空滞后系数, β_1 反映空间关联省份审计协同发展水平通过影响本地区审计协同发展水平进而影响本地区财政支出效率; λ 表示空间误差系数, 代表空间关联地区关于区域财政支出效率因变量的误差冲击对本地区财政支出效率的影响。显然, 从上式的动态空间模型能够从时间单维度、空间单维度、时空双维度分别对财政支出效率的时间滞后效应、空间滞后效应和时空滞后效应予以全面反映, 可以确保结果的稳健性, 同时借鉴 Elhorst (2013) 提出的纠偏的 QML 方法展开动态空间面板模型估计^[12]。

针对空间权重矩阵的设置国内外文献多采用二阶相邻距离矩阵来表示, 但这种事先给定的空间关联结构仅适用于局部分析, 大大降低了模型估计精确度^[13]。为克服这一问题, 本文基于全局视角采用地理距离两个矩阵 W_{ij} 来度量^①, 设定方式为:

$$W_{ij} = \left\{ \frac{G_{ij}}{\sum G_{ij}} \right\}; G_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}, i \neq j \quad (6)$$

式中, G_{ij} 为第 i 行和第 j 列的矩阵元素, d_{ij} 为地区 i 和地区 j 之间的地理距离。地理距离根据各省省会城市的经纬度数据^②计算而成。空间权重矩阵被标准化为每行元素之和为 1, 记标准化后权重为 W 。基于稳健性考虑, 本文将同时列出邻接距离和经济距离^③的估计结果。

(二) 变量测度及指标选择

1. 被解释变量为财政支出效率 (FEE)。纵观现有文献, 财政效率作为评价公共财政体制框架成败的核心要素, 国内外有关财政支出效率估算的研究颇丰^{[14][15][16]}。本文借鉴 Tone (2002) 和 Wang et al. (2011) 的方法^{[17][18]}, 采用基于产出导向^④和非径向且考虑松弛变量的超效率 SBM-DEA 窗口模型来构建生产前沿并核算效率水平^⑤。核算效率得分时, 采用 2006 ~ 2012 年中国 31 个省级投入产出数据作为样本。其中, 投入指标采用人均预算内财政支出 (单位: 元/人) 并经 CPI 指数定基平减处理^⑥。产出指标则借鉴杨骞和张义凤 (2015) 的方法, 采用中国统计学会和国家统计局统计科学研究所发布的“地区发展与民生指数 (DLI)” (单位: %) 表示^[16]。经人均实际财政支出与地区发展和民生指数的皮尔逊相关系数检验, 其指达到了 0.4921 且在 1% 的水平下高度显著, 满足 DEA 模型所要求的投入产出指标“同向性”假设。

图 1 显示了 2006 ~ 2012 年分省及三大地区财政支出效率的平均值。从各省份效率平均值来看, 除北京、山西和河南平均支出效率大于 1 外, 其他省份均低于 1, 说明我国当前各地区的财政支出效率尚未达到前沿面, 财政支出效率还有较大的潜力有待进一步挖掘。从东、中、西部地区省份效率平均值来看, 中部地区的效率平均值 (0.9022) > 东部地区的效率平均值 (0.7966) > 西部地区的效率平均值 (0.7338), 这与唐齐鸣和王彪 (2012) 基于随机前沿方法的研究结论是一致的^[14]。究其原因, 我们从投入产出的角度绘制了图 2 进行对比分析。从图 2 可以看出, 尽管东部地区的产出指

① 基于地理距离考察范围内任何两地区间的相关性, 相关强度随距离增大而加速减弱, 服从地理学第一定律。

② 地理距离中省份经纬度来自国家测绘局公布的国家基础地理信息系统 <http://nfgis.nsd.gov.cn/>。

③ (6) 式中的地理距离 d 采用两省份人均实际 GDP 的差值表示。

④ 采用产出导向的理由在于: 本文立意于投入不变的前提下, 应该是最大化其地方政府财政支出效率。笔者比较 Input-orientated 与 Output-orientated 测算方法的结果, 其差异不大, 两者显著正相关。

⑤ 限于篇幅, 本文未列出计算公式, 作者备索。

⑥ 有学者采用人均预算内财政支出与预算外财政支出之和作为投入变量, 本文也采用该指标进行回归, 其结果与采用预算内财政支出作为投入变量的回归结果基本一致。

数均值达到了 60.13%，但其投入亦高于其他地区。对比投入产出比^①发现，东部地区的投入产出比仅为 0.0097，低于中部地区的投入产出比则 0.0145，但高于西部地区投入产出比 0.0086。这正好验证了杨骞和张义凤(2015)的论证，也即“财政投入的规模与财政支出效率不存在同向变动关系”的结论^[16]。

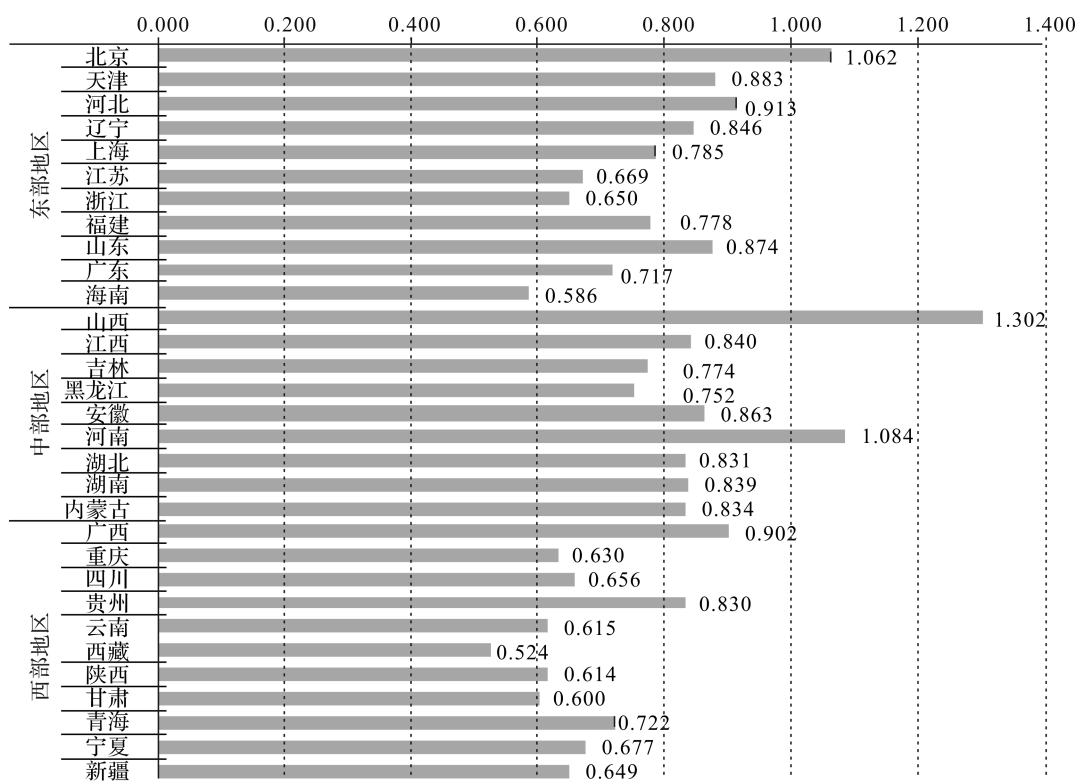


图1 2006~2012年全国各省财政支出效率均值

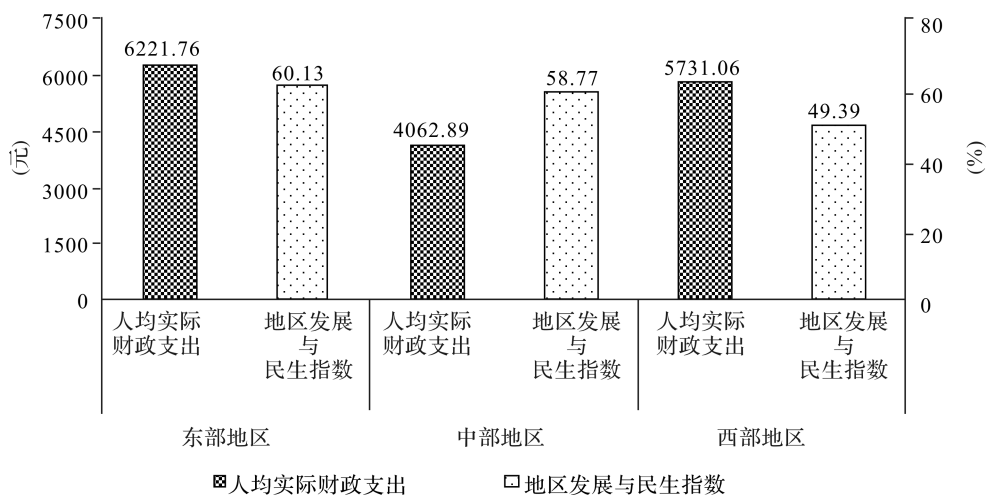


图2 2006~2012年东、中、西部地区人均实际财政支出、地方发展与民生指数均值

① 采用地区发展与民生指数与人均实际财政支出的比值表示，单位为：% / 元。

2. 解释变量：审计功能协同发展指数(DPRE)。正如理论模型阐述的那样，内生于审计“免疫系统”的揭示、抵御和预防功能三个监督控制子系统之间存在着相互关联、相互约束和相互影响的关系，仅就某一单项功能的作用是有限的，只有实现耦合协调形成合力才能创造和演绎出局部或个体所不具备的新功能^[6]，才能切实增强治理系统的“免疫力”。近年来我国“屡审屡犯”和“屡禁不止”的现象也进一步折射出了促进审计功能协同提升审计质量的必要性。有鉴于此，定量辨识揭示、抵御和预防三个子系统之间相互作用关联强弱，揭示审计揭示、审计抵御和审计预防三者之间的协调程度是关键。

根据物理学中的耦合协调概念^[19]，审计揭示、抵御和预防功能三个子系统的耦合作用和协调程度决定了“免疫系统”的发展状况，三者的耦合协调一致才是构筑国家治理“免疫系统”的前提基础。因此，本文借鉴物理学中的容量耦合概念和“耦合度评价模型”思想，首先计算出审计揭示、抵御和预防功能三个子系统相互作用的耦合协调度，公式表达为：

$$C = \left\{ \frac{L(x) * S(y) * T(z)}{\left[\frac{L(x) + S(y) + T(z)}{3} \right]^3} \right\}^k \quad (7)$$

式中， $L(x)$ 、 $S(y)$ 、 $T(z)$ 分别代表国家揭示功能指数、抵御功能指数和预防功能指数。 k 为区别系数，取值区间为 $[2, 5]$ ，为加强区分度，取2。耦合协调度可以有效评价审计揭示、抵御和预防三者的交互耦合强度。接下来，有必要进一步准确探明三者之间的协调发展水平。因此，本文在计算耦合协调度的基础上，进一步计算耦合协调度发展指数：

$$D = \sqrt{C \times [\alpha L(x) + \beta S(y) + \pi T(z)]} \quad (8)$$

基于协同理论和可持续发展思想，取 $\alpha = \beta = \pi = 1/3$ 。具体的指标选取上，本文参考刘雷等(2014)的研究，采用比率形式的政府审计功能衡量指标。具体而言，将平均每个被审计单位查出的问题金额(Audit)、以审计处理结果落实金额比例(Decis)、以司法机关、纪检监察部门和有关部门处理的人员比例(Trans)分别表示审计揭示功能、抵御功能以及预防功能的衡量指标^[20]。然后，我们从国家审计发挥揭示功能、抵御功能、预防功能三个维度构建基于“免疫系统”观下的审计协同发展指数(DPRE)。由于指标数据具有不同单位量纲，本文采用去均值法进行标准化处理。针对结果出现0的情况，采用坐标平移法加以处理。

3. 控制变量。为尽量缓解因遗漏变量导致的内生性问题，参考以往文献，选取以下控制变量：一是人口密度(人/平方公里，RKMD)；二是经济发展水平，采用人均GDP(元/人，RGDP)；三是人均预算内财政收入(元/人，CZSR)；四是人均受教育年限(年/人，MZJD)，借鉴樊纲等(2011)的做法^[21]。

(三) 样本选择和数据来源

鉴于数据的可得性，本文选取2006~2012年中国31个省、自治区、直辖市作为研究样本，研究对象不包括港、澳以及台湾地区。数据基础来源于2006~2012年《中国审计年鉴》。其他数据来自EPS中国区域经济数据库和国研网统计数据库，所有货币单位数据均以2006年作为基期的CPI指数进行调整。为减弱数据的异方差性，所有变量数据全部取自然对数。

四、结果与讨论

(一) 空间相关性分析

在进行实证分析之前首要工作是判别财政支出效率的空间相关性。为此，本文采用取值范围为 $[-1, 1]$ 的全局Moran's I值和截面Moran's I值展开检验。在控制系列相关解释变量的基础上，基

于面板数据计算得到的财政支出效率全局 Moran's I 指数为 0.0349, 且在 5% 的水平下高度显著为正, 表明区域财政支出效率存在显著的空间自相关性, 反映出财政支出效率存在着“俱乐部”集聚特征。为反映出财政支出效率空间相关性在时间上的演变趋势, 我们依据地理距离矩阵重新计算了财政支出效率的截面 Moran's I 指数值, 从图 3 中可以看出, 2006 ~ 2012 年财政支出效率的 Moran's I 值除 2007 年有小幅回落外, 其他年份均呈现逐年递增的态势且所有年份截面 Moran's I 指数的 P 值均在 1% 极显著性水平下显著, 说明了区域一体化水平的深入, 空间关联作用日益凸显, 在财政支出及经济活动的存在着日益强烈的空间效应, 这种效应如何有待于后续采用空间计量模型进行严格的经验验证。

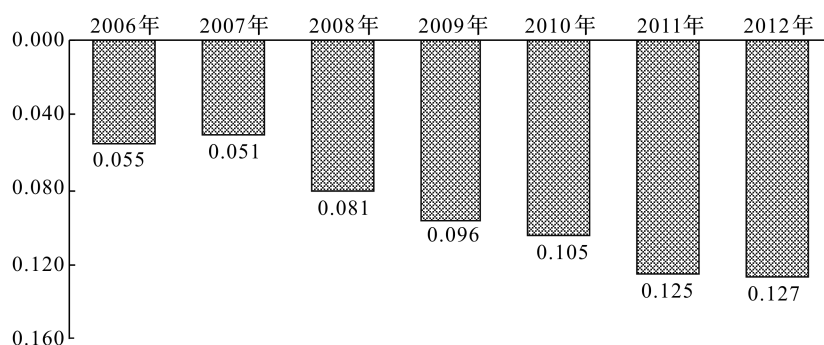


图3 财政支出效率的截面 Moran's I 值

(二) 空间计量估计方法识别及检验

在进行空间计量估计之前, 选择适宜的空间计量模型是关键。参考 Elhorst et al. (2015)、侯新烁等(2013)、Elhorst(2014)、等学者的研究思路^{[11][22][23]}, 经 OLS、SAR 模型与 SEM 模型检验以及 Wald 检验和 LR 检验表明, 支持 SDM 模型以及动态 NSDM 模型。为捕捉不可观测的地区异质性和时间冲击, 经个体固定效应和时间固定效应检验显示存在空间和时间固定效应, 故后续的实证结果是在控制了个体和时间双固定效应框架下展开计量估计。

首先, 从模型 1 至 3、模型 5 以及模型 7 控制变量的估计结果来看, 无论是考虑某一单项审计功能的计量结果还是综合考虑三项审计功能的协同发展指标估计得到的计量结果, 模型中控制变量的符号、大小及其显著性水平表现出高度一致性。结论如下: (1) 反映经济发展水平的人均 GDP (lnRGDP) 的回归系数显著为负, 这与 Lokkanen 和 Susiluoto (2005) 的研究结论较为吻合^[24]。人口密度 (lnRKMD) 的估计系数显著为正, 验证了唐齐鸣和王鸣 (2012) 的结论^[14]。代表地方税收收入水平的人均预算内财政收入 (lnCZSR) 其估计系数显著为正, 说明地方税收收入越高的地区其财政支出效率越高, 其原因类似于 Davis 和 Hayes (1993) 的解释, 即政府预算内财政收入往往面临较强的监督约束, 较高的预算内财政收入会增强纳税人监督政府财政支出的意识, 从而促进支出效率的提升^[25]。人均受教育年限 (lnMZJD) 的回归系数显著为正, 验证了提高民众教育水平有助于改善财政支出效率的论断^[9]。

其次, 本文重点在于考察国家审计协同发展对财政支出效率的影响。从表 3 中的模型 1 至模型 3, 我们可以看出, 审计揭示、审计抵御和审计预防对财政支出效率的影响均不显著, 说明了仅考虑某一项审计功能, 不足以促进财政支出效率的提升, 验证了本文提出的理论假说 1。该结论为我们下一步从系统功能协同角度展开计量检验奠定了基础^[4]。接下来, 我们考察审计功能协同发展对财政支出效率的影响。为进行对比分析, 我们分别列出了地理距离的静态空间杜宾模型 SDM 和

动态空间杜宾模型 DSDM, 并以二元邻接权重的 DSDM 模型、经济距离的 DSDM 模型的估计结果作为稳健性结果检验。从模型 4 可以看出, 基于地理距离的静态空间杜宾模型 SDM, 尽管控制变量均显著且与单项审计功能的估计结果保持一致, 但审计协同发展指数系数一次项、二次项均不显著, 其可能的原因在于内生性问题导致的结果偏误。鉴此, 我们在地理距离框架下, 使用动态空间杜宾模型展开估计, 其估计结果呈现在表 3 模型 5 中。

表 3 国家审计功能协同发展影响财政支出效率的空间计量估计结果 ($N=217$)

变量	DSDM			SDM	DSDM		
	审计揭示	审计抵御	审计预防	地理距离	地理距离	邻接距离	经济距离
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
$\ln FEE_{t-1}$	0.7102 *** (10.011)	0.7116 *** (10.036)	0.7156 *** (9.691)		0.6906 *** (9.841)	0.7027 *** (10.158)	0.7799 *** (10.332)
$W * \ln FEE_{t-1}$	-0.2241 (-0.661)	-0.3010 (-0.769)	-0.170 (-0.710)		-0.4088 (-1.095)	-0.1649 (-1.025)	-0.1377 (-0.298)
$W * \ln FEE$	0.6499 * (1.722)	0.6375 * (1.725)	0.6733 * (1.796)	0.0691 (0.348)	0.7204 ** (1.982)	0.1165 (0.8165)	0.1259 (0.965)
$\ln \text{Audit/Decis/Trans}$	-0.0071 (-0.891)	-0.0024 (0.399)	0.0013 (0.704)				
$\ln DPRE$				9.6805 (1.125)	14.4870 ** (2.315)	21.185 *** (2.787)	14.8060 ** (2.149)
$(\ln DPRE)^2$				-4.8279 (-1.1229)	-7.2244 ** (-2.312)	-10.574 *** (-2.784)	-7.3924 ** (-2.147)
$\ln RGDP$	-0.0093 ** (-2.443)	-0.0996 (-2.544)	-0.0876 ** (-2.410)	-0.3428 *** (-5.5910)	-0.1189 *** (-2.798)	-0.0727 (-1.424)	-0.0780 ** (-2.274)
$\ln RKMD$	0.1373 *** (3.795)	0.1431 *** (3.858)	0.1392 *** (3.858)	0.2056 *** (3.652)	0.1453 *** (4.022)	0.1421 *** (4.529)	0.1191 *** (4.242)
$\ln CZSR$	0.0544 * (1.742)	0.061 * (1.833)	0.0544 * (1.735)	0.1589 *** (4.1296)	0.0710 *** (4.138)	0.058 (0.031)	0.0453 * (1.652)
$\ln MZJD$	0.7695 *** (4.325)	0.521 *** (3.580)	0.7496 *** (4.350)	0.6419 *** (2.644)	0.7106 *** (4.138)	0.521 *** (3.580)	0.6992 *** (4.165)
$W * \ln DPRE$	0.0038 (-0.772)	-0.0300 (-0.587)	-0.0017 (-0.399)	-16.935 (-0.284)	-28.8500 (-0.772)	-15.8480 (-0.749)	-13.4117 (-0.906)
$W * (\ln DPRE)^2$				8.383 (0.284)	14.3652 (0.769)	7.9015 (0.747)	6.6868 (0.904)
$W * \ln RGDP$	-0.4471 (-0.265)	-0.374 (-0.308)	-0.4580 (0.237)	-1.9143 *** (-3.016)	-0.1741 (-0.498)	-0.2208 * (-1.670)	0.4551 * (1.862)
$W * \ln RKMD$	-0.1527 (-0.622)	-0.1160 (-0.571)	-0.2029 (-1.676)	-0.826 (-1.640)	-0.3297 (-0.979)	-0.1295 (-1.336)	-0.2772 (-1.247)
$W * \ln CZSR$	0.0698 (0.774)	0.1286 (0.835)	-0.2056 (-0.693)	0.7539 ** (2.011)	0.0957 (0.645)	0.1922 ** (2.176)	-0.2455 (-1.475)
$W * \ln MZJD$	0.2004 (0.264)	0.3706 (0.311)	0.4205 (0.404)	1.1622 (0.583)	0.75157 (0.364)	0.8395 (1.594)	-0.1316 * (-1.936)
对数似然值 LI	421.391	420.932	421.020	417.750	425.374	-	423.016
时间/个体效应	有	有	有	有	有	有	有
R^2	0.6118	0.6097	0.6103	0.3710	0.6284	0.6396	0.6189

说明: (1) *、**、*** 和分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。(2) 括号中表示 t 值。(3) 限于篇幅, 表中模型 1 至模型 3 是控制了时间和个体固定效应的 DSDM 模型估计结果, 各审计功能的二次项也不显著, 故表中未列出。(4) 模型 4 为静态空间杜宾模型 SDM、其他为动态空间杜宾模型 DSDM 的估计结果。限于篇幅, 本文的相关检验未列出, 欢迎作者索取。

表3中模型5至模型7的结果显示,考虑财政支出效率的时间滞后、空间滞后和时空滞后效应后,审计协同发展指数的一次项和二次项的符号、显著性水平与理论预期一致,控制变量的符号、大小及其显著性水平与考虑单一审计功能估计的结果高度一致, R^2 比静态模型有了大幅度的提高,这佐证了使用动态空间杜宾模型来缓解内生性的必要性和合理性。同时,基于最简单的0-1邻接矩阵和经济距离矩阵的稳健性检验结果显示审计协同发展指数的符号、大小和显著保持一致,说明本文结果的稳健性。根据对数似然值和拟合系数的大小,模型5的估计结果为最佳分析模型。因此,接下来的分析,我们将围绕地理距离框架下的动态空间杜宾模型DSDM模型估计结果展开分析。

首先,单从空间维度上看,空间滞后系数 ρ 的值为0.7204,且在5%的水平上显著为正,再次证明了中国省域财政支出效率存在空间外溢效应。事实上,科学发展观理念的提出所引致的中国财政政策导向中开始引入“民生财政”元素,2009年财政支出绩效状况被纳入地方政府政绩考核体系。因此,本地区政府在制定财政支出政策时会学习和模仿相邻地区财政支出政策进而因地制宜地实施有利于本地区地方财政支出效率改善的政策,从而表现出“标尺效应”,这也反映出财政支出绩效纳入政绩考核评价可以一定程度上纠正财政支出结构扭曲带来的效用损失。单从时间维度上看,财政支出效率的时间滞后系数 α 显著为正,表明财政支出效率变化具有明显的路径依赖特征,呈现出财政支出效率的“惯性效应”。这意味着提升财政支出效率是一个长期渐变和累积的过程,必须常抓不懈。最后,从时空双维度视角来看,财政支出效率的时空滞后系数 κ 为负但不显著,也即尚无经验证据支持财政支出效率的动态空间依赖关系。

进一步,本文重点讨论审计效能影响财政支出效率的影响效应。表3中模型5的结果显示,审计协同发展指数的一次项显著为正,二次项显著为负,说明审计功能协同发展对财政支出效率的作用呈现出先增加后减少的倒“U”型变动趋势。这意味着地方政府通过促进审计揭示、审计抵御和审计预防功能的协同联动可以有效地提升地方政府财政支出效率,但当协同发展指数达到某一最优阈值后,更高的审计协同发展将会对财政支出效率产生“挤出”的负面效应。其可能的解释是,正如戚振东和王会金(2011)所言,国家审计免疫系统功能发挥程度受到诸如国家审计管理体制、审计准则规则、审计技术手段、审计职业判断等多种因素影响,存在大量的非线性作用^[4]。

要指出的是,鉴于数据的可得性,本文所采用的审计揭示功能、抵御功能指标偏重于审计查出的违规资金和资金落实情况,其对维护财政资金的安全具有显著的作用^[20]。因此,按照上述指标计算的协同度,当协同度增加到一定程度后,如果仅仅针对财政收支资金的审计揭示和抵御以及在绩效审计未有效得到发挥的条件下,财政支出效率很可能会随着协同度的提高而下降。从全国范围内审计实践和审计业务内容来看,当前阶段各地区着眼于财政财务审计即合规性审计,而针对财政支出的经济性、效率性和效果性的依然重视不足。2008年自审计署启动绩效审计以来,因缺乏实践检验和试点基础,绩效审计评价体系依然处于探索中,对并未对体制完善、机制规范、制度健全等起到实质性效果。因此,从长期来看,我们在注重发挥政府审计功能协同的同时,要加强顶层设计,厘清绩效审计的边界,深化和拓展现有绩效审计成果,破解绩效审计困局。

着眼于表3模型5结果计算审计协同发展对财政支出效率影响的临界值。假设 b 、 a 分别表示审计协同发展指数($DPRE$)的一次项和二次项系数,则其临界值为 $DPRE = -b/2a$,那么审计协同发展阻碍财政支出效率改善的临界点为1.0026。根据表2审计协同发展指数($DPRE$)均值为0.5895,落在了临界点的左侧,所有年份的最大值均未超过最优阈值。由此可见,各地区促进审计揭示、抵御和预防功能的协同发展改善财政支出效率的积极作用有待未来的进一步挖掘。考虑到考察其间样本中审计协同发展指标均值(0.5895),审计协同发展促进财政支出效率提高的平均弹性为 $14.4870 - 2 \times 7.2244 \times 0.5895 = 5.9694$,即地区审计协同发展指数每增加1个百分点,财政支出

效率将提升约 5.969 个百分点,可见,政府审计在推动国家财政治理中具有很大的发挥空间。

五、结论和启示

本文在构建审计功能协同发展影响财政支出效率的理论模型基础上,测度了我国 31 个省份的审计功能协同发展指数和财政支出效率,然后运用空间计量模型实证考察了审计功能协同发展对财政支出效率的影响效应。主要结论如下:财政投入的规模与财政支出效率不存在同向变动关系;地方政府财政支出效率具有显著的空间溢出效应和俱乐部集聚特征,其时间单维度、空间单维度分别体现为惯性效应和标尺效应的演变特征。审计协同发展对财政支出效率的影响呈现出先上升后减少的倒“U”型关系。

针对当前我国财政支出效率持续低下的问题,本文提出以下政策建议:第一,全面推行预算绩效管理制度。着力于优化财政支出结构,尤其向教育、医疗、社会保障和人民健康等民生领域支出倾斜。结合新一轮财税体制改革,注重发挥好绩效审计在提升教育、医疗、科技创新等财政预算执行效率中的积极作用。第二,充分发挥国家审计“免疫系统”功能的协同效应对于促进财政支出效率提升的积极作用。着力加强审计揭示、抵御和预防三者之间的耦合协同。要因地、因时制宜针对审计不同功能和环节对于财政支出效率的积极作用。第三,建立健全财政绩效审计与地方政府财政支出绩效考评体系相结合的监督机制。建立提升财政支出绩效的长效机制,常抓不懈,积极发挥审计的作用。建立健全地方政府财政支出绩效考核评价体系,通过“标尺效应”有效激励地方政府加强对财政支出效率的重视。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 黄溶冰, 乌天玥. 国家审计质量与财政收支违规行为[J]. 中国软科学, 2016, (1): 165-175.
- [3] 王会金. 协同审计:政府审计服务国家治理的新方式[J]. 中国审计评论, 2014, (1): 16-29.
- [4] 戚振东, 王会金. 国家审计“免疫系统”功能实现研究——基于社会协同的视角[J]. 南京社会科学, 2011, (12): 80-85.
- [5] Wu Y., Huang Y., Zhang S., et al. Quality Self-control and Co-supervision Mechanism of Construction Agent in Public Investment Project in China [J]. Habitat International, 2012, 36(4), pp. 471-480.
- [6] 王会金. 治理视角下的国家审计协同—内容框架与模式构建研究[J]. 审计研究, 2013, (4): 57-62.
- [7] 魏祥健. 云平台架构下的协同审计模式研究[J]. 审计研究, 2014, (6): 29-35.
- [8] INTOSAI. Coordination and Cooperation between SAIs and Internal Auditors in the Public Sector [R]. Vienna: The International Organization of Supreme Audit Institutions, 2010.
- [9] 才国伟, 钱金保. 中国地方政府的财政支出与财政效率竞争[J]. 统计研究, 2011, 28(10): 36-46.
- [10] Elhorst J. P. Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inferences [J]. Journal of Geographical Systems, 2012, 14(1), pp. 5-28.
- [11] Elhorst J. P., Silva D. F. C. D., Neto R. D. M. S. A Spatial Economic Model and Spatial Econometric Analysis of Population Dynamics in Brazilian MCAs [A]. Ersä Conference Papers [C]. European Regional Science Association, 2015.
- [12] Elhorst J. P., E. Zandberg, J. Haan De., The Impact of Interaction Effects among Neighboring Countries on Financial Liberalization and Reform: A Dynamic Spatial Panel Data Approach [J]. Spatial Economic Analysis, 2013, 8(3), pp. 293-313.
- [13] Vega S. H., Elhorst J. P. The SLX Model [J]. Journal of Regional Science, 2015, 55(3), pp. 339-363.
- [14] 唐齐鸣, 王彪. 中国地方政府财政支出效率及影响因素的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (2): 48-60.
- [15] Cuadrado-Ballesteros B., García-Sánchez I. M., Prado-Lorenzo J. M. Effect of Modes of Public Services Delivery on the Efficiency of Local Governments: A Two-stage Approach [J]. Utilities Policy, 2013, 26(5), pp. 23-35.
- [16] 杨骞, 张义凤. 中国地方财政支出无效率的来源[J]. 统计研究, 2015, 32(4): 43-50.
- [17] Tone K. A. Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2001,

- 130(3), pp. 498 – 509.
- [18] Wang K. , Yu S. , Zhang W. . China's Regional Energy and Environmental Efficiency: A DEA Window Analysis Based Dynamic Evaluation [J]. Mathematical & Computer Modelling, 2011, 58(5 – 6), pp. 1117 – 1127.
- [19] 杨忍, 刘彦随, 龙花楼. 中国环渤海地区人口—土地—产业非农化转型协同演化特征 [J]. 地理研究, 2015, 34(3): 475 – 486.
- [20] 刘雷, 崔云, 张筱. 政府审计维护财政安全的实证研究——基于省级面板数据的经验证据 [J]. 审计研究, 2014, (1): 35 – 42.
- [21] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. 经济研究, 2011, (9): 4 – 16.
- [22] 侯新烁, 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, 2013, (5): 88 – 111.
- [23] Elhorst J. P. MATLAB Software for Spatial Panels [J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3), pp. 389 – 405.
- [24] Loikkanen H. A. , Susiluoto I. . Cost Efficiency of Finnish Municipalities in Basic Service Provision 1994 – 2002 [A]. Ersä Conference Papers [C]. European Regional Science Association, 2005, pp. 39 – 64.
- [25] Davis M. L. , Hayes K. . The Demand for Good Government [J]. Review of Economics & Statistics, 1993, 75(1), pp. 148 – 52.

Government Audit Synergistic Development and Efficiency of Financial Expenditure: Theory and Evidence

PENG Chong¹, TANG Erzi¹, HUANG Rongbing²

(1. Institute of Auditing Science, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Accounting, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on constructing the theory model of the audit synergistic development on efficiency of financial expenditure, this paper adopts dynamic spatial panel model to empirically study the synergistic development of the audit revelation, the audit resistance and audit prevention influence on the efficiency of fiscal expenditure under the concept of “immune system”. The results indicate that China’s financial expenditure efficiency presents an obvious spatial spillover effect and “club” agglomeration. China’s financial expenditure efficiency presents the characteristics of the inertial effect and demonstration effect. There is a significant “inverse U-shape” curve relationship between audit function synergistic development and financial expenditure efficiency; and there has the full potential to promote the efficiency of financial expenditure if enough attention is paid to the audit function synergistic development.

Key words: Government Audit; Audit Function Synergistic Development; Efficiency of Financial Expenditure; Dynamic Spatial Panel Model

(责任编辑: 赵 婧)