

地方政府竞争对审计全要素生产率的影响

——基于省级面板数据的空间计量分析

贺宝成(副教授), 曹媛, 王家伟

【摘要】 审计全要素生产率是衡量审计效率和质量的重要指标。政府竞争带来经济增长奇迹的同时,能否提升政府审计全要素生产率值得研究。基于空间计量经济学的研究视角,以2009~2015年我国省级审计机关面板数据为样本,运用全局和局部空间自相关Moran's I指数、空间关联局域指标LISA检验审计全要素生产率的空间自相关性;通过建立空间计量模型考察地方政府竞争对审计全要素生产率的影响。研究发现,政府审计全要素生产率具有正向“空间溢出效应”;政府竞争对审计全要素生产率具有“抑制性”,具体表现为对技术进步、技术效率变化、纯技术效率变化和规模效率变化的负向影响。规范政府竞争是充分发挥审计国家治理功能、提高政府审计全要素生产率的一个重要维度和方向。

【关键词】 地方政府竞争; 审计全要素生产率; 空间溢出; 空间计量

【中图分类号】 F239.2 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-0994(2019)14-0114-8

一、引言

提升审计能力和审计全要素生产率是影响审计全覆盖及审计质量的重要动力^[1]。全要素生产率是“生产活动在一定时间内的效率”,审计全要素生产率反映审计投入与产出的转化程度,是衡量审计质量的重要指标。当前,对政府审计全要素生产率的测度集中于静态测度^[2]和动态测度两种方法。静态测度仅考察技术效率或规模效率问题,且政府审计作为连续、动态的系统性活动,静态空间面板数据及模型难以反映潜在影响因素(人口、制度、基础设施等)的量化影响,从而使研究的准确性受到影响^[3]。动态测度能够更进一步反映技术进步带来的全要素生产率变化,更具现实意义。对审计全要素生产率影响因素的研究主要从审计内外部角度切入,同时将定性研究和定量研究相结合。刘爱东、张鼎祖^[4]从外部制度环境角度定性并定量研究了政府间竞争对地方审

计机关效率的影响;郑石桥、尹平^[5]基于审计自身因素(如审计机关地位、审计机构设置、审计人员素质、被审计单位特征、审计流程等)进行理论分析;喻采平^[6]从审计执行力度、审计处罚力度与审计信息披露力度等方面选取多种指标及数据展开实证研究。

政府竞争是影响资源配置效率的重要制度设计,亦是重要的外部制度环境,在促进经济增长的同时对很多领域都有着重要影响。李胜兰等^[7]基于地方政府竞争视角,检验了环境规制对我国区域生态效率的影响。张辽等^[8]利用1998~2012年省际面板数据研究了地方政府竞争对各地区要素和产业转移规模的影响。理论界认为政府这一主体是具有竞争性的,不同行政区域的地方政府基于公共产品和服务的提供在投资环境、制度环境、政府效率等方面展开竞争。

国内已有部分学者通过实证检验了政府竞争在审计领域产生的影响。刘爱东、张鼎祖^[4]运用空间计

【基金项目】 中国博士后科学基金项目(项目编号:2015M582683); 陕西省软科学研究计划重点项目(项目编号:2018KRZ013); 陕西省教育厅专项科研计划项目(项目编号:16JK1072)

量模型实证检验了政府间竞争对地方审计机关效率的影响,认为地方政府间竞争越激烈,地方审计机关效率越低。赵彩霞等^[9]检验了制度环境对政府绩效审计发展的影响,发现财政支出规模等与绩效审计发展水平显著正相关。曾昌礼、李江涛^[10]实证检验了政府竞争对政府环境审计的影响,发现政府竞争越弱,政府环境审计的环境污染治理能力越强。但鲜有文献研究地方政府竞争对审计全要素生产率的影响。空间计量模型主要用于研究空间效应问题,包括空间相关性和空间差异性。在我国,地方政府竞争和审计全要素生产率对地理相邻或相近的省份具有溢出效应,由此引发人们思考地方政府竞争对审计全要素生产率影响的“空间性”,以及基于空间计量视角检验地方政府竞争与审计全要素生产率之间的相关关系。尚未发现文献从空间计量的视角探究政府竞争对审计全要素生产率的内在影响机制,这为本文留下了较大的探索空间。

为了弥补现有文献未从空间计量视角探究地方政府竞争对审计全要素生产率影响研究的不足,本文对我国审计全要素生产率进行动态测度,采用面板数据与空间计量模型检验政府审计全要素生产率的空间自相关性以及地方政府竞争对审计全要素生产率的影响,并考虑了政府规模、市场化程度、法律环境水平、经济发展水平等外部因素,以丰富空间计量分析框架研究。本文的贡献在于:①以DEA-Malmquist生产率指数法测度的政府审计全要素生产率为研究对象,引入空间计量模型实证检验地方政府竞争对其的影响,丰富了从空间效应视角研究政府审计全要素生产率的文献成果;②通过理论和实证研究地方政府竞争对审计全要素生产率的影响,为提升审计全要素生产率和审计质量提供了一定的经验证据。

二、政府竞争对审计全要素生产率的影响效应分析

中国特色财政分权和相对绩效考核制度所引发的地方政府竞争,构成了政府审计全要素生产率的一个重要外部影响因素。地方政府竞争既是发展的动力,也是发展的阻力^[11],因此提出了促进论和抑制论两种假说。

(一)促进假说

作为竞争主体的地方政府有必要承担制度性公共物品供给和制度创新的重任^[12]。随着政府竞争越来越激烈,一定程度上会促使地方政府逐渐重视公

共品提供,提升地方政府提供地方公共品的敏感度,并采用有效率的公共品提供方式。政府审计作为准公共物品以期获得更多资金、技术支持和投入,为提升审计全要素生产率奠定基础。从审计全要素自身构成来看,为了获得地区经济的发展,政府竞争促使地方政府扩大对本地区的财政支出规模^[13],财政资金违规使用风险随之增加,意味着审计发现违规的概率逐渐上升。结合学习经验曲线,为实现审计全覆盖要求,审计机关在完成大量的审计工作的同时获得了较多的实践经验,审计技术得到提升,以技术进步推动审计全要素生产率提升。

(二)抑制假说

公共选择理论以理性人假设研究并刻画了政府主体行为和政治市场运行过程,是分析和解释地方政府竞争行为的有力工具。因为地方政府的目标更多地体现为财政收入最大化,当地方政府缺乏有效约束时,在利益的诱惑下,地方政府行为更容易体现随机性和自利性特征,即“机会主义行为”。例如基础设施重复建设、优惠政策的过度供给、制度创新的行为偏差、财政税收的“两面人”策略等^[14,15],这些行为进一步加剧了发展的不平衡,降低了资源配置的合理性及配置效率,尤其是对软性公共物品的供给产生了不利影响。总体来看,地方政府仍置身以GDP为主要考核标准的政治集权和财政分权背景下,为发展地区经济或获得任期内的政治晋升,各地政府倾向于投资能够在短期内创造经济业绩的基础设施项目建设^[16],造成了地方政府公共支出结构“重基础建设、轻公共服务”的局面。对于国家审计这种准公共物品,提供该物品的审计机关的经费也会受到与其他具有长期效应的公共品类似的抑制,造成地方审计资源短缺、审计投入结构不合理,不利于审计产出数量的增加及质量的提升。

审计独立性是审计工作的基本原则之一,是否充分发挥审计问责的作用,将直接关系到审计全要素生产率能否提升。行政型政府体制的弊端是独立性差,纵向政府竞争使得上下级部门相互干预,横向政府竞争易造成审计机关资源短缺。审计资源短缺和政府干预是国家审计独立性受损的重要原因^[17]。当审计独立性受到损害时,一定程度上会阻碍审计工作的客观公正开展,削弱政府审计经营、管理、服务、监督职能,不利于审计全要素生产率的提升。

地方政府竞争对审计全要素生产率的“促进假说”与“抑制假说”影响效应及路径如图1所示。

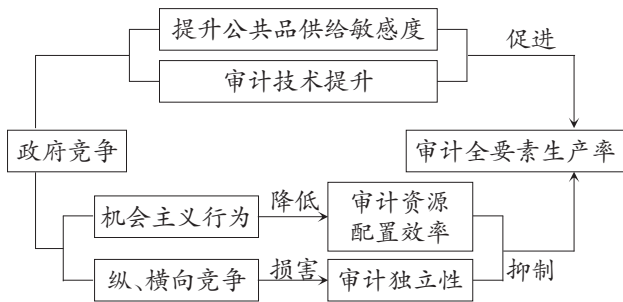


图1 地方政府竞争对审计全要素生产率的影响效应及路径

三、地方政府竞争对审计全要素生产率影响的实证研究

(一) 审计全要素生产率的测度

基于2009~2015年我国30个省、市、自治区(不包括西藏及中国台湾)的政府面板数据,构建投入与产出指标,用DEA-Malmquist生产率指数法动态测度政府审计全要素生产率。具体指标如表1所示。

投入指标	产出指标
审计人员数	查出违规金额数(万元)
审计机构数	提交工作报告或建议数
	上年财政数(万元)
	违规金额占上年财政比
	提交报告建议数与审计单位之比
	采纳报告建议数与审计单位数之比
	报告建议被采纳率
	报告建议采纳率
	应上交财政(万元)
	已上交财政(万元)
	应上交财政占上年财政比
	已上交财政比占应上交财政比

全要素生产率是各个要素的综合生产率,是技术升级、管理模式改进、结构升级的综合体现^[18,19]。由DEA-Malmquist生产率指数法测度的政府审计全要素生产率变化(TFPch)包括技术进步(Techch)、技术效率变化(Effch)、纯技术效率变化(Pech)以及规模效率变化(Sech)^[20,21]。全要素生产率及其子指标围绕1上下波动,大于1表示生产率提升,小于1表示生产率下降。图2显示,2009~2015年技术进步的变化趋势与审计全要素生产率的变化趋势基本一致;2013年审计全要素生产率变化和技术

进步都达到了一个峰值;技术效率变化、纯技术效率变化和规模效率变化(与技术效率变化曲线基本重合)围绕1波动的幅度较小,且三者变化趋势基本一致。

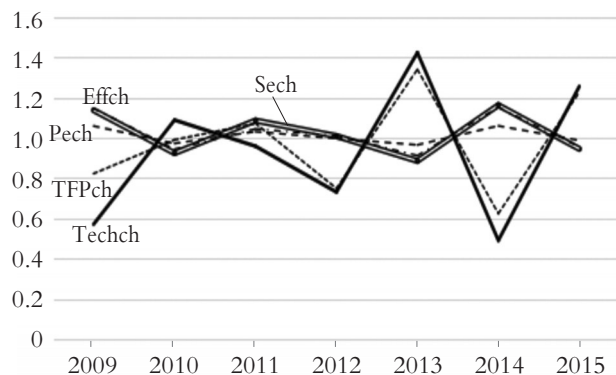


图2 2009~2015年我国30个省市自治区审计全要素生产率及子指标变化趋势

(二) 模型与数据说明

1. 空间溢出效应检验模型。我国各省、市、自治区政府审计生产要素存在较大的空间流动性,审计产出也存在着跨区域流动性,因此有学者认为审计全要素生产率存在空间溢出效应。检验空间溢出效应时,根据两个地区是否具有相同边界来建立一阶临近空间权重矩阵,记为W。如果省域i与省域j有相邻边界,则二者空间系数 w_{ij} 为1,否则为0。进一步,采用莫兰指数(Moran's I)验证审计全要素生产率的空间溢出效应。莫兰指数I的取值一般介于[-1, 1]之间,大于0表示正自相关,即高值与高值相邻,低值与低值相邻;小于0表示负自相关,即高值与低值相邻。

Moran's I包括全局莫兰指数I(Global Moran's I)和局部莫兰指数I(Local Moran's I)。判断审计全要素生产率的空间溢出效应一般可通过刻画全局空间自相关的指标——全局Moran's I进行检验。其表达式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

上式中, S^2 为样本方差, w_{ij} 为空间权重矩阵(i, j)元素, $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 为所有空间权重之和。

然而,用Global Moran's I考察审计全要素生产率空间溢出效应具有一定局限性,因为部分地区审

计全要素生产率存在“正空间自相关”，部分存在“负空间自相关”，即表现出局部空间自相关性。审计全要素生产率在地区间的集聚效应未必局限于有共同边界的相邻地区或不同距离的地区，因此，继续利用反映空间自相关的Local Moran's I和空间关联的局域指数(LISA 集群图)来反映审计全要素生产率的空间依赖性。Local Moran's I反映某区域附近的集聚情况，其表达式为：

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S^2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (2)$$

2. 空间计量模型——空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)。建立空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)实证检验政府竞争对审计全要素生产率及其子指标的影响，并基于LM检验分别对这两种空间计量模型进行适用性检验^[22]。空间滞后模型能够较为准确地估算各影响要素对审计全要素生产率的影响。当把空间相关性纳入审计生产行为进行考虑时，该地区的审计产出不仅受到本地区审计投入要素的影响，还可能受到相邻地区实现的审计产出的溢出效应的影响^[23]。空间滞后模型(SAR)的基本模型表达式如下所示：

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta_{it} X_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

式(3)中，W表示空间权重，用于度量各省、自治区、直辖市之间的空间距离；W_{y_{it}}表示空间滞后变量；β_{it}表示自变量对因变量的影响程度及方向；X_{it}代表解释变量和控制变量。代入本文的研究变量，可得式(4)：

$$\begin{aligned} &TFPch_{it}/Techch_{it}/Effch_{it}/Sech_{it}/Pech_{it} = \\ &\rho W_{ij} TFPch_{it}/Techch_{it}/Effch_{it}/Sech_{it}/Pech_{it} + \\ &\beta_1 Gov-com_{it} + \beta_2 Population_{it} + \beta_3 Gov-scale_{it} + \\ &\beta_4 Traroad_{it} + \beta_5 Law_{it} + \beta_6 Market_{it} + \beta_7 Occupation_{it} + \\ &\beta_8 PerGDP_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

空间依赖性还可能通过误差项来体现。因此，除了引入空间滞后模型，还以存在于误差扰动项中的空间依赖性来测度相邻地区审计产出行为的误差冲击对本地区审计全要素生产率的影响，即同时引入空间误差模型(SEM)。空间误差模型的基本模型表达式如下所示：

$$y_{it} = \beta_{it} X_{it} + \lambda W \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中：μ_{it}为误差随机向量；参数λ为空间误差系数；ε_{it}为服从正态分布的随机误差向量；β_{it}表示自变量对因变量的影响程度及方向；X_{it}代表所有的控制变量。代入本文的研究变量可得式(6)：

$$\begin{aligned} &TFPch_{it}/Techch_{it}/Effch_{it}/Sech_{it}/Pech_{it} = \\ &\beta_1 Gov-com_{it} + \beta_2 Population_{it} + \beta_3 Gov-scale_{it} + \\ &\beta_4 Traroad_{it} + \beta_5 Law_{it} + \beta_6 Market_{it} + \beta_7 Occupation_{it} + \\ &\beta_8 PerGDP_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

3. 样本选取与数据来源。以2009~2015年我国30个省、市、自治区地方政府审计机关为样本。审计投入及产出指标来源于《中国审计年鉴》(2010~2016年)；全国财政支出及地方一般财政预算支出、各地方政府消费支出数、人口总数、铁路营业里程、等级公路里程、城镇单位就业人员数、人均GDP等数据来源于《中国统计年鉴》(2010~2016年)及中国统计局官网；市场化指数、法律环境指数来源于王小鲁、樊纲等编写的《中国分省份市场化指数报告》。

4. 变量定义。表2列示了所有变量及其定义。

表2 变量名称及定义

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	全要素生产率变化	TFPch	数据包络分析软件测得结果
	技术进步	Techch	
	技术效率变化	Effch	
	纯技术效率变化	Pech	
	规模效率变化	Sech	
解释变量	政府竞争	Gov-com	地方财政一般预算支出与全国财政支出比值的自然对数
	人口密度	Population	各地区人口总数的自然对数
控制变量	政府规模	Gov-scale	各地方政府消费支出数(万元)的自然对数
	交通集聚程度	Traroad	各地区铁路营业里程、等级公路里程之和与各辖区面积比值的自然对数
	法律环境水平	Law	法律环境指数
	市场化程度	Market	市场化指数
	就业水平	Occupation	各地区公共服务和社会组织城镇单位就业人员数与当地城镇单位就业人员数比值的自然对数
	经济发展水平	PerGDP	各地区人均GDP的自然对数

政府竞争(Gov-com)为核心解释变量。借鉴陈晓玲等^[24]的研究方法，以地方财政一般预算支出占全国财政支出的比重来反映地方政府竞争的程度。

地方政府竞争对审计全要素生产率的综合影响尚不明确,预期符号待定。借鉴相关文献的研究结论,选取了七个可能影响审计全要素生产率的因素,包括人口密度(Population)、政府规模(Gov-scale)、交通集聚程度(Traroad)、就业水平(Occupation)、市场化程度(Market)、经济发展水平(PerGDP)和法律环境水平(Law)。

(三)实证分析

1. 描述性统计。表3列示了主要变量的描述性统计结果。

变量	样本量	均值	标准误	最小值	最大值	变异系数
TFPch	210	0.976	0.489	0.151	2.230	0.501
Techch	210	0.932	0.451	0.185	2.230	0.484
Effch	210	1.022	0.227	0.508	1.921	0.222
Pech	210	1.011	0.109	0.567	1.764	0.108
Sech	210	1.024	0.205	0.562	1.927	0.200
Gov-com	210	0.028	0.013	0.006	0.073	0.464
Population	210	0.046	0.068	0.001	0.385	1.478
Gov-scale	210	7.990	0.605	6.069	9.459	0.076
Traroad	210	0.807	0.483	0.057	2.175	0.599
Law	210	5.167	3.730	0.200	16.846	0.722
Market	210	6.205	1.805	2.444	10.717	0.291
Occupation	210	0.110	0.037	0.032	0.189	0.336
PerGDP	210	4.265	2.111	1.106	10.690	0.495

由表3可知,全要素生产率的均值为0.976(小于1),表明2009~2015年我国30个省域审计全要素生产率总体下降,其最大值为2.230,最小值为0.151,变异系数为0.501,反映出我国各省市自治区政府审计全要素生产率变化的差异较大。技术进步的均值小于1(0.932),技术效率变化、纯技术效率变化和规模效率变化的均值均大于1,表明全要素生产率的变化主要由技术进步的变化推动。技术效率变化、纯技术效率变化和规模效率变化的变异系数较小,表明这三个指数的地区差异较小。

地方政府竞争的变异系数为0.464,反映我国各地方政府竞争程度具有一定差异。政府规模的变异系数为0.076,表明各地方政府配置资源的能力差异较小。交通集聚程度的变异系数为0.599,表明各地区交通基础设施的健全与完善程度差异较大,可能与各地区的经济发达程度、自然地形等因素有关。市场化程度的变异系数较小(0.291),表明各省市自治区市场化水平对审计的影响差异较小。法律环境的变异系

数较大(0.722),表明各省份政府审计所处的法律环境差异较大,可能与法律体系、管理体制的完善程度有关。

2. 审计全要素生产率空间溢出效应分析。政府审计全要素生产率空间溢出效应检验结果如表4所示。

表4 政府审计全要素生产率空间溢出效应检验

	I	E(I)	sd(I)	z	p-value**
Global Moran's I	0.315	-0.034	0.109	3.212	0.001
Geary's C	0.606	1.000	0.172	-2.290	0.022

我国各地区政府审计全要素生产率并不是内生的,而是在空间上相互关联、相互影响,这表明从空间视角研究政府审计全要素生产率具有一定现实意义。表4显示,Moran's I在1%的水平上显著为正,表明审计全要素生产率存在正空间自相关性,即高审计全要素生产率省份相邻且相互影响,低审计全要素生产率省份相邻且相互影响。以同样的模型检验政府竞争这一核心解释变量是否存在空间依赖性时,结果显示Moran's I不显著,说明政府竞争不具有空间溢出效应。

3. 审计全要素生产率空间相关性局部莫兰散点图和空间关联局域指标LISA检验分析。图3为检验我国30个省市自治区政府审计全要素生产率空间相关性的局部莫兰指数散点图。

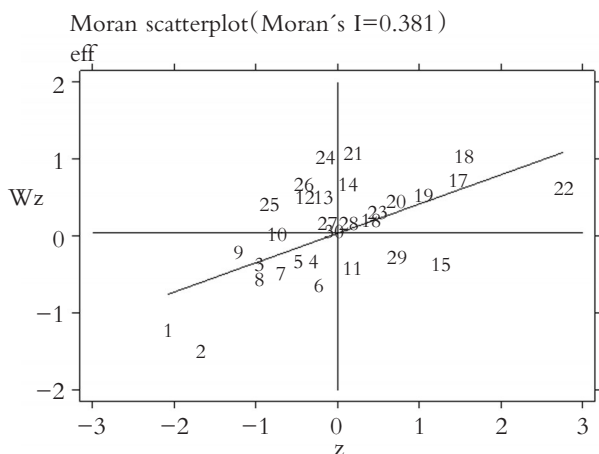


图3 2009~2015年我国30个省市自治区审计全要素生产率均值Moran's I散点图

图3中,数字1~30依次代表北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、上海市、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、海南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省、

陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。由图3可以看出,除贵州省、陕西省、云南省、安徽省、福建省、浙江省、宁夏省、山东省以外,其余各省、市、自治区2009~2015年的审计全要素生产率值较为均匀地分布在第一、三象限,占全国比重的73.3%,说明大多数省域的审计全要素生产率存在显著的正空间自相关性。进一步将我国30个省市自治区审计全要素生产率进行空间关联局域指标LISA检验发现,湖南省、重庆市、湖北省、广东省为显著高值集聚区,北京市、天津市、上海市、河北省、内蒙古自治区、黑龙江省为显著低值集聚区。

4. 空间计量模型回归结果。Moran's I指数只能检验数据是否存在空间自相关性,应用空间计量模型时,为了区分是空间滞后还是空间误差自相关,必须通过LMLag和LMErr检验来完成^[25-27]。通过检

表5 空间滞后模型(SAR)回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TFPch	Techch	Effch	Pech	Sech
Gov-com	-0.505*** (0.143)	-0.516*** (0.124)	-0.00120 (0.0405)	-0.0526 (0.0720)	-0.0757 (0.0798)
Population	0.195** (0.0981)	0.173** (0.0855)	0.00804 (0.0274)	0.0953** (0.0485)	0.0709 (0.0538)
Gov-scale	0.375*** (0.134)	0.411*** (0.117)	-0.0226 (0.0361)	-0.0322 (0.0647)	-0.0244 (0.0717)
Traroad	-0.256* (0.137)	-0.174 (0.119)	-0.00433 (0.0382)	-0.134** (0.0674)	-0.0941 (0.0748)
Law	-0.152* (0.0837)	-0.134* (0.0730)	0.0260 (0.0225)	0.0554 (0.0402)	0.0662 (0.0445)
Market	-0.170 (0.280)	-0.394 (0.243)	-0.0669 (0.0758)	-0.0945 (0.136)	-0.209 (0.150)
Occupation	-0.532*** (0.172)	-0.455*** (0.148)	-0.0198 (0.0475)	-0.0412 (0.0846)	-0.135 (0.0932)
PerGDP	-0.131 (0.113)	-0.0236 (0.0980)	-0.0144 (0.0303)	-0.0238 (0.0542)	-0.0392 (0.0600)
_cons	-4.224*** (1.551)	-4.218*** (1.349)	1.222*** (0.425)	1.233 (0.762)	0.990 (0.844)
Rho	0.101*** (0.0111)	0.0997** (0.00989)	0.0115** (0.00525)	0.0400*** (0.00847)	0.0437*** (0.00904)
Sigma	0.398*** (0.0196)	0.346*** (0.0170)	0.107*** (0.00521)	0.191*** (0.00933)	0.212*** (0.0103)
N	210	210	210	210	210
Wald Test	330.0867	419.7475	151.0647	85.9927	153.2250
F Test	66.0173	83.9495	30.2129	17.1985	30.6450
R ² adjust	0.8459	0.9262	0.9678	0.9903	0.9738

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

验发现,技术进步、技术效率变化、纯技术效率变化及规模效率变化的LMErr统计量均比LMLag统计量显著,因此适用空间误差模型。表5和表6分别为空间滞后模型和空间误差模型回归结果,此处主要分析空间误差模型回归结果。

审计全要素生产率及子指标的空间误差模型系数λ均在1%的水平上显著为正,进一步说明审计全要素生产率存在正的空间自相关。

表6显示,地方政府竞争与审计全要素生产率在5%的水平上显著为负,表明地方政府竞争对审计全要素生产率产生抑制作用;政府竞争与技术进步在5%的水平上显著负相关,对技术效率变化、纯技术效率变化及规模效率变化均在1%的水平上显著负相关。从整体和分指标上均能得出政府竞争对审计全要素生产率具有抑制作用的结果。究其原因,可能在于:①财政分权制度扩大了政府控制资源和支配地方财政的权利,政绩考核导向下的政府竞争造

表6 空间误差模型(SEM)回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TFPch	Techch	Effch	Pech	Sech
Gov-com	-0.161** (0.0810)	-0.143** (0.0699)	-0.0872*** (0.0174)	-0.0984*** (0.0282)	-0.111*** (0.0332)
Population	-0.0259 (0.118)	-0.0451 (0.103)	-0.0101 (0.0269)	0.0171 (0.0429)	0.0216 (0.0506)
Gov-scale	0.365*** (0.0731)	0.396*** (0.0643)	0.0787*** (0.0179)	0.0890*** (0.0278)	0.0758*** (0.0331)
Law	0.202** (0.0942)	0.181** (0.0820)	0.0135** (0.0210)	0.0154** (0.0332)	0.0288** (0.0395)
Market	-0.0550** (0.320)	-0.286** (0.282)	-0.0568** (0.0735)	-0.0678** (0.118)	-0.149** (0.139)
Traroad	0.0809* (0.165)	0.187* (0.144)	0.0214 (0.0387)	-0.0247 (0.0622)	-0.0276 (0.0729)
Occupation	-0.0366 (0.187)	-0.0814 (0.164)	-0.0466 (0.0431)	-0.0226 (0.0693)	-0.0973 (0.0818)
PerGDP	-0.118 (0.114)	0.0547 (0.102)	-0.0395 (0.0292)	-0.00928 (0.0492)	-0.0315 (0.0570)
_cons	1.297*** (0.389)	0.831*** (0.250)	0.976*** (0.121)	0.987*** (0.0592)	0.910*** (0.103)
Lambda	0.0337*** (0.00710)	0.0439*** (0.00682)	0.0953*** (0.0172)	0.136*** (0.0118)	0.117*** (0.0137)
Sigma	0.456*** (0.0223)	0.398*** (0.0195)	0.101*** (0.00503)	0.162*** (0.00816)	0.192*** (0.00957)
N	210	210	210	210	210
Wald Test	329.6849	419.2763	151.2399	85.9879	153.7451
F Test	65.9370	83.8553	30.2480	17.1976	30.7490
R ² adjust	0.8452	0.9259	0.9903	0.9735	0.9677

成了地方政府公共支出结构“重基础建设,轻公共服务”的不平衡状态,“向上负责”的地方政府对财政分权下软性公共物品的供给不足。对于国家审计这种准公共物品,审计资源的配置方式及配置效率并未达到最优,造成地方审计机关资源短缺,审计人员、审计机构数与审计任务强度不匹配,不利于审计产出数量和质量的增加提升。②纵向政府竞争和横向政府竞争引起的政府干预和资源短缺损害了审计独立性,降低审计工作质量,对审计全要素生产率的提升产生不利影响。

从实证结果来看,地方政府竞争对审计全要素生产率的影响倾向于“抑制假说”,现阶段“促进假说”之所以不成立,可能的原因在于:①政府竞争未能有效促使地方政府采取更有效率的公共品提供方式,地方政府为审计工作提供充足支持的敏感度有待提高;②对审计人员的知识和技术培训的投入不足,审计技术创新速度慢,技术水平落后,不利于审计全要素生产率的提升。

控制变量中,政府规模对审计全要素生产率及其子指标的回归系数均在1%的水平上显著为正,法律环境对审计全要素生产率及其子指标的回归系数均在5%的水平上显著为正,表明政府规模扩大和法律环境改善有助于审计全要素生产率的提升。

(四)内生性检验

基于本文采用的省级面板数据,选择地方政府竞争这一解释变量的滞后变量(滞后一期)作为工具变量进行内生性检验。原假设为“地方政府竞争为外生变量”,表7显示p值为0.192,不拒绝原假设,即不存在内生性问题。

表7 豪斯曼检验结果

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V b-V B))
	iv	ols	Difference	S.E.
Gov-com	5.712	5.493	0.218	2.956
cons	1.241	1.171	0.071	0.093

b=consistent under Ho and Ha; obtained from ivregress
 B=inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from regress
 Test Ho difference in coefficients not systematic
 $\chi^2(2) = (b-B)'(V b-V B)^{-1}(b-B)=4.780$
 Prob> $\chi^2 = 0.192$

(五)稳健性检验

1. 替换关键解释变量。本文实证部分已采用

2009~2015年我国30个省、自治区、直辖市地方财政一般公共预算支出与全国财政支出的比值来衡量地方政府竞争程度,此处将该变量的测度替换为地方一般财政预算收入财政收入占全国财政收入的比重,主要结论没有发生改变。

2. 删减投入指标。运用DEA-Malmquist生产率指数法的一个重要前提是决策单元数至少是投入产出指标数的两倍及以上。在已有研究的基础上,删减提交报告建议数与审计单位之比、报告建议采纳率两项投入指标,再将测得的审计全要素生产率及子指标作为被解释变量进行回归,主要结论没有发生改变。

四、结论与启示

(一)结论

本文基于空间计量经济学的研究视角,以2009~2015年我国省级审计机关面板数据为样本,考察了政府审计全要素生产率的空间溢出效应以及地方政府竞争对审计全要素生产率的影响。主要结论如下:政府审计全要素生产率具有正向空间溢出效应;政府竞争对审计全要素生产率产生“抑制性”,具体表现为对技术进步、技术效率变化、纯技术效率变化和规模效率变化的负向影响。规范政府竞争是充分发挥审计国家治理功能、提高政府审计效率的一个重要维度和努力方向。

(二)启示

1. 促进审计全要素生产率“空间溢出效应”的发挥。政府审计全要素生产率的空间溢出效应表明,我国政府决策部门在制定提高地方政府审计生产率的政策、要求等方面,需考虑邻近省、自治区、直辖市之间的相互学习和“相互模仿行为”,改变传统的竞争格局,考虑引入新型竞争模式,重点引导各地区合理投入审计生产要素,提高生产要素的空间配置效率。

2. 规范政府竞争,完善政府审计保障性法制环境。努力让不同行政区域地方政府围绕提供公共物品、吸引生产要素等方面开展良性的跨区域政府竞争。遵循集约化、重要性、协调性、独立性等原则,鼓励地方政府争相提供高水平的多样化基础设施服务,改变公共支出结构扭曲状态,减少财政支出竞争造成的资源浪费,鼓励“创新型”政府竞争。同时,建立健全政府审计部门问责体制,深化审计法律文化建设,努力构建完善的政府审计法制环境体系。

3. 创新审计技术方法,加强审计人才培养。审

计全要素生产率的提升离不开技术进步的推动作用。政府审计机关应注重对审计人员的知识和技能培训,并加强审计单位的组织管理。同时,加大审计技术的创新力度,构建大数据审计工作模式,通过数据挖掘和分析来发现问题并解决问题,提高审计能力、效率及质量。

主要参考文献:

- [1] 马轶群,吴秋生. 审计制度与审计效率:来自地方审计机关的证据[J]. 当代财经,2018(3):110~112.
- [2] 刘爱东,张鼎祖. 中国地方审计机关效率测度与分析——基于1998~2009年的面板数据[J]. 审计研究,2014(5):60~67.
- [3] 李婧,谭清美,白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界,2010(7):43~55.
- [4] 张鼎祖,刘爱东. 制度环境、政府间竞争与地方审计机关效率——基于省际面板数据的空间计量分析[J]. 会计研究,2015(3):87~93.
- [5] 郑石桥,尹平. 审计机关地位、审计妥协与审计处理执行效率[J]. 审计研究,2010(6):53~58.
- [6] 喻采平. 政府审计效率影响因素的实证研究[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版),2010(3):18~25.
- [7] 李胜兰,初善冰,申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济,2014(4):88~110.
- [8] 张辽,宋尚恒. 政府竞争、要素流动与产业转移——基于省际面板数据的实证研究[J]. 当代财经,2014(3):21~28.
- [9] 赵彩霞,张立民,曹丽梅. 制度环境对政府绩效审计发展的影响研究[J]. 审计研究,2010(4):22~28.
- [10] 曾昌礼,李江涛. 政府环境审计与环境绩效改善[J]. 审计研究,2018(4):44~52.
- [11] 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.
- [12] 刘汉屏,刘锡田. 地方政府竞争:分权、公共物品与制度创新[J]. 改革,2003(6):23~28.
- [13] 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(10):36~46.
- [14] 张翠菊,张宗益. 中国省域产业结构升级影响因素的空间计量分析[J]. 统计研究,2015(10):32~37.
- [15] 龙小宁,朱艳丽,蔡伟贤,李少民. 基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J]. 经济研究,2014(8):41~53.
- [16] 辛冲冲,陈志勇. 财政分权、政府竞争与地方政府科技支出——基于中国省级面板数据的再检验[J]. 山西财经大学学报,2018(6):1~14.
- [17] 宋夏云. 中国国家审计独立性的损害因素及控制机制研究——基于246位专家调查的初步证据[J]. 审计研究,2007(1):24~29.
- [18] 王兵,刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济,2015(5):57~69.
- [19] 许海平,王岳龙. 我国城乡收入差距与全要素生产率——基于省域数据的空间计量分析[J]. 金融研究,2010(10):54~67.
- [20] 余泳泽. 中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究[J]. 世界经济,2015(10):30~55.
- [21] 范剑勇,冯猛,李方文. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 世界经济,2014(5):51~73.
- [22] Anselin, Luc, et al.. Simple diagnostic tests for spatial dependence[J]. Regional Science and Urban Economics,1996(1):77~104.
- [23] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量经济模型的实证[J]. 中国农村经济,2010(6):25~37.
- [24] 陈晓玲,李小庆. 中国省级政府效率研究——基于空间面板数据分析[J]. 财贸研究,2013(4):118~125.
- [25] 吴玉鸣. 中国区域能源消费的决定因素及空间溢出效应——基于空间面板数据计量经济模型的实证[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2012(4):124~132.
- [26] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于ML生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究,2016(3):53~56.
- [27] 陶长琪,杨海文. 空间计量模型选择及其模拟分析[J]. 统计研究,2014(8):88~96.

作者单位:陕西科技大学经济与管理学院,西安710021