

中央巡视对地方政府“三公经费” 治理效应的影响

李 涛 方江燕

(重庆理工大学,四川 400054)

内容提要: 中央巡视在政府经费治理过程中起着关键作用。本文基于空间面板模型,实证探索中央巡视对政府“三公经费”治理的影响。研究表明:第一,中央巡视不仅对被巡视省份的“三公经费”治理效率有促进作用,其溢出效应也带动了地理位置相邻或经济水平相似省份的经费治理水平提升;第二,官员任期、年龄以及晋升渠道等个人特征对此促进作用存在调节效应。以上研究结论拓展了政府治理的相关研究,并为中央巡视的监督治理作用提供了可靠的经验证据。

关键词: 中央巡视 地方政府治理 三公经费 晋升激励

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2022)01-0098-10

一、引言

近年来,中央政府高度重视反腐倡廉工作,推行的一系列行政监督“组合拳”使得反腐工作达到历史新阶段。其中,中央巡视作为一种自上而下的党内监督形式,在推进党风廉政建设和反腐败斗争方面取得了显著成效。截至2018年底,各省区市巡视发现领导干部问题5.8万余件,推动纪检监察机关立案审查1225名厅局级、8684名县处级干部。

“三公经费”是政府行政经费扣除项目支出、转移支付等必要开支后,用于维持政府基本运行且相对可控的自由裁量预算,是政府官员期望预算最大

化的部分^[1]。由于公共经济资源的使用情况在地方政府与中央之间存在信息不对称,地方官员可以通过诸如减少财务信息披露的程度和范围等手段,以较低的成本实现个人效用最大化目的^[2-3]。财政部数据显示,2018年“三公经费”的金额大约占到了我国行政经费支出的30%。为有效控制地方官员滥用“三公经费”衍生出来的奢靡腐败现象,除了发布诸如“八项规定”等行为规范制度之外,如何加强内部权力监督力度,成为现阶段中央政府亟待解决的重要议题之一。现有文献关于权力监督对政府行为影响的研究主要关注了两个方面:一是从外部监督视角研究网络舆论、媒体报道、公共压力等因素对政府行为的影响^[4-6]。二是从内部监督视角研究政府审计、

[收稿日期]2021-05-20

[作者简介]李涛,会计学院财务管理系副主任,教授,财政方向为财政与税收;方江燕,会计学院硕士,研究方向为财政与税收、财务管理。

[基金项目]重庆市教委人文社会科学基金项目(项目编号:21SKDJ017);重庆市教委人文社会科学基金项目(21SKGH184)、重庆市教委人文社会科学基金项目(21SKGH182);重庆市教委人文社会科学重点项目(21SKDJ016);重庆理工大学研究生创新基金项目(clycx 20201007)。

政绩考核等自我监管机制对政府行为的影响^[7-10]。与以上研究不同,中央巡视是唯一专门指向中高级领导干部的自上而下的党内监督制度,其对地方政府行为的影响更为深远。

有鉴于此,本文利用2013年-2017年我国31省、自治区和直辖市政府样本数据,考察中央巡视对政府“三公经费”治理的影响。

本文贡献在于:其一,从“三公经费”治理的角度对省级政府财政资金治理进行衡量,弥补了之前研究中关于政府治理指标的不足,为研究政府治理提供了新的范式。其二,探讨中央巡视对省级政府“三公经费”治理机制的影响,为我国“巡视工作条例”的进一步完善以及深化全面从严治党提供了经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一)中央巡视与“三公经费”治理

面对“三公经费”极大的自由裁量空间,地方官员存在为了实现个人利益而随意配置经费的行为^[11],由此产生的奢靡腐败现象是中央政府重点治理的内容之一。中央巡视作为一种权威的监督机制,能对此腐败现象进行有效监督,具体表现为:通过监督和审查地方政府的财政资金使用情况,反映出被巡视的地方政府在资金使用方面存在的违法违规、损失浪费以及贪污挪用等机会主义行为^[12-13],并针对问题提出整改意见。下文将具体论述中央巡视对“三公经费”的影响机理。

中央巡视所带来的行政问责能够威慑地方官员的违法违规行为。对于地方官员而言,其主要追求政治晋升所带来的可预期长期利益^[1],害怕政治晋升渠道受阻。聚焦于反腐任务的巡视组代表权威上级机关,有权对巡视过程中所发现的问题施以强制性的行政责罚,致使被责罚官员的晋升仕途受阻。因此,理性的地方官员会为降低行政责罚的概率和程度,积极整改与“三公经费”使用有关的违法违规行为。同时,中央政府通过官方公告以及媒体等渠道公布相关的反腐倡廉行动,向官员传达党中

央规范“三公经费”使用的决心,从源头上遏制了潜在的违法违规行为。

中央巡视的威慑效应不仅仅作用于被巡视省域内的官员干部群体,还可能作用于邻近的各省份。从空间角度来看,地理上临近的省份,在政治和经济层面上的交流会更加紧密^[14],相应的财政支出行为往往也会存在一定的相似性^[15]。这是由相邻地区间的示范效应和模仿效应行为所导致的。一般来说,各政府会通过观察临省财政支出腐败的行政惩罚,不断重新评估中央对腐败的监管程度和容忍程度,以此来调整其下年度的经费使用方式。基于此逻辑,当中央巡视对某一省份进行巡视检察并对存在的违规行为作出行政问责时,邻近地区官员会收到至少两种信号:一是被巡视省份的财政支出使用方式得到整治提升;二是中央巡视会严惩腐败行为。于是,周边省份官员会间接受到来自中央巡视的震慑效应而减少潜在腐败行为,政府的“三公经费”使用得到规范。基于以上分析,提出以下两个假设:

H1:中央巡视能规范地方政府“三公经费”的使用,发挥时间震慑效应。

H2:中央巡视能规范邻近政府“三公经费”的治理,发挥空间震慑效应。

(二)中央巡视、地方官员异质性与“三公经费”治理

基于以上分析可知,面对具有很大自由裁量空间的“三公经费”,政府官员在配置财政资金时拥有更多的决策自由,极有可能为实现短期个人效用而滥用财政资金,比如超额在职消费。基于此,中央巡视对“三公经费”治理的震慑效应与各地区官员的异质性直接相关。本文将从官员的任期、年龄以及来源三个方面出发,进一步研究官员异质性对中央巡视与地方政府“三公经费”治理之间关系的影响。

首先,任期会对地方官员的“三公经费”治理行为动机产生影响。上任伊始的官员往往具有加强政府治理的强烈动机,期望做出比前任更加突出的成

绩。因此,为了获得中央政府和公民的信任与支持,新任官员有足够的动机去规范“三公经费”的使用。但是,随着任期的增加,地方官员的进取意识和工作热情会逐步降低,甚至会在“三公经费”的使用上出现损失浪费、公款挪用的问题,从而降低了财政资金的使用效率。

其次,年龄制约着政府官员的仕途发展,是直接关系其政治生涯的一道“门槛”。政府官员在正式退休前所面临“退居二线”的临界年龄一般是54-55岁^[16-17]。一旦超过临界年龄,政治晋升对地方官员的激励将会失去效力。此时,官员们更多表现为不作为的状态,倾向于把追求经济利益作为政治利益的替代品,如利用手中的财权进行奢靡腐败行为。与之相反,有更大晋升空间的年轻官员倾向于治理政府“三公经费”使用过程中的风险和隐患,从而有利于加强中央巡视对三公腐败的治理效应。

最后,财政资金的治理差异也可能会体现在地方官员的不同来源上。根据省长的来源,本文将其分为“本省晋升”和“非本省晋升”两大类。“本省晋升”的省长在晋升之前一般担任该省的省委副书记或副省长,这意味着该官员在晋升前后制定政策的波动性一般较小,这样会降低由官员更替带来的政策不稳定性和不确定性^[18]。但是在我国特殊的历史传统和政治文化背景下,基于“原生模式”的晋升方式存在很大的弊端^[19]。长期在某地任职的官员容易形成固定的人脉关系网络,导致既得利益阶层的形成,难以撼动在财政资金上的原始利益分配,特别是难以在“三公经费”腐败上进行大幅度的整治。而“非本省晋升”的官员在政府治理过程中受到的牵制较少,更容易打破辖区内原来的政治格局和“关系网络”,因而更有可能抑制关系网中的腐败行为。有鉴于此,提出以下三个假设:

H3:省长任期对中央巡视与地方政府“三公经费”治理的作用呈倒U型关系。

H4:省长年龄对中央巡视与地方政府“三公经费”治理之间的关系起抑制作用。

H5:不同于“本省晋升”,“非本省晋升”的省长

对中央巡视与地方政府“三公经费”治理之间的关系起到促进作用。

三、中央巡视是否提升政府“三公经费”治理水平

(一)检验模型

为探究中央巡视制度对地方政府“三公经费”治理的震慑效应,本文建立模型(1)和(2)。

$$QDG_{it} = \beta_0 + \beta_1 TPP_{it-1} + \beta_2 Controls + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)用于检验中央巡视对政府“三公经费”治理的时间震慑效应。其中, i, t 分别代表第*i*个省份和第*t*年;“三公经费”治理(QDG)为被解释变量;党内巡视(TPP)为核心解释变量; $Controls$ 为控制变量。指标的具体衡量方式如下:

(1)“三公经费”治理。借鉴谢柳芳(2013)^[20]的做法,从两个维度来衡量:①预算降低幅度(QDG_Fa)。下年度“三公经费”预算的增减情况可直接反映地方政府预算目标的执行效果,同时由于不同省级政府所管辖地区的经济规模、社会环境存在差异,财政对其拨付的“三公经费”预算金额也存在较大差异。因此,以下年度“三公经费”预算调减额占本年度决算金额的增长比率来衡量。该指标数值越大,表明地方政府预算目标执行效果越好,政府“三公经费”的治理越好。②报告说明段规模(QDG_Size)。以“三公经费”报告说明段字数(单位:百字)作为被解释变量之二。该指标数值越大,表明地方政府主动披露的财务信息越详细,“三公经费”的治理更好。

(2)中央巡视。目前没有专门针对“三公经费”的“专项巡视”,缺乏直接的巡视指标来衡量中央巡视对政府“三公经费”治理的影响效果。但考虑到近年来,“三公经费”已成为社会热议的话题,中央巡视会将其当作关注事项加以重点审查。因此,本文将中央巡视(TPP)设为虚拟变量,如果地方政府当年接受过中央巡视检察,则赋值为1,否则为0。

(3)控制变量。具体包括财政总决算金额(Fin)、财政支出金额(Exp)、下属机构数量(Dep)、内部机构数量($Indep$)、城市化率($Urban$)和时间层面的固

定效应(Year)。具体变量定义及说明可参见表1 所示。

表1 控制变量定义及说明

变量名称	变量符号	定义及说明
财政总决算	Fin	第t年i省的年度财政总决算金额
财政支出	Exp	第t年i省的年度财政支出金额
下属机构数量	Dep	第t年i省的下级市、区数量
内部机构数量	Indep	第t年i省政府机构数量
城市化率	Urban	第t年i省的地区城镇人口与总人口的比率
年份	Year	年度虚拟变量

$$QDG_{it} = \alpha + \beta X + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} QDG_{jt} + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} TPP_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)采用空间 Durbin 模型探索中央巡视对地方政府“三公经费”治理的空间震慑效应。其中, X 为核心自变量和系列控制变量, ρ 为空间自相关系数, $W_{i,t}$ 表示空间权重矩阵, $W_{ij} QDG_{i,t}$ 表示被解释变量的空间滞后项, $W_{ij} TPP_{i,t}$ 表示解释变量的空间滞后项, ε 为随机误差项, β 和 θ 分别为解释变量和被解释变量空间滞后项的回归系数。空间权重矩阵 W 是模型(2)估计的关键。政府对于参照对象的选择有以下两类:一是地理相邻的省份,二是经济发展程度相近的省份。据此,本文设置了两类空间权重矩阵:第一类是用以反映地理距离的空间权重矩阵($W1$),如果两个省份具有相同的边界,则 $W_{i,t}$ 取值为1,否则取值为0;第二类是用以反映经济距离的空间权重矩($W2$),计算公式为 $W_{i,t} = 1/|PGDP_{yi} - PGDP_{yj}|$,其中 $PGDP$ 为地区人均经济产值。

(二)数据来源与变量说明

本文以2013年-2017年我国31个省、自治区和直辖市^①为研究对象,手工搜集整理了155个有效观察值,并使用stata15统计软件对数据进行处理和分析。数据来源于各地方政府财政厅官网的“三公经费”专题报告、地方新闻报道、中央纪委国家监委网站“巡视巡查”专题报告、《中国财政年鉴》《中国统计年鉴》等等。

(三)描述性统计分析

表2报告了变量的描述性统计结果。其中,下

年度“三公经费”预算降低幅度(QDG_Fa)最小值为0.005,最大值为0.343,这表明各省级政府公开的“三公经费”预算金额相差较大。“三公经费”披露报告说明段规模(QDG_Size)的最小值与最大值分别为2.92和8.6,前后两者之间相差3倍多,再次表明不同地区“三公经费”披露报告所包含的信息量相差较大。党内巡视(TPP)均值为0.303,表明有1/3左右的地方政府在考察年度接受过中央巡视,这在一定程度上反映出近年来中央政府对于地方政府巡视监督的高度重视。

(四)中央巡视与地方政府“三公经费”治理的回归检验

1.时间震慑效应的回归分析

回归结果列于表3。(1)和(3)列是仅包含核心解释变量的回归结果,(2)和(4)列是加入所有控制变量后的回归结果。从中可以看出,无论是否加入控制变量,中央巡视(TPP)的估计系数均显著为正。这表明,中央巡视的监督有助于促进政府的“三公经费”治理,具体表现为提升预算降低幅度、扩大披露“三公经费”使用情况的说明段文字,假设H1得到验证。地方官员出于谋取政治晋升或在职消费等目的,往往希望增加具有操纵空间的“三公经费”,为此,其可能会在预算申报时虚增经费,在披露时简略带过经费使用情况。在中央巡视背景下,为规避行政问责及仕途晋升道路受阻,地方官员可能会放弃自利行为而选择更好地运用“三公经费”。

为了检验此结论的可靠性,本文进行如下稳健性检验。

^①因数据的可获得性,这里不包括我国香港、澳门和台湾地区。

表 2 变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>QDG_Fa</i>	124	0.157	0.111	0.155	0.005	0.343
<i>QDG_Size</i>	155	5.260	1.903	4.810	2.920	8.600
<i>TPP</i>	155	0.303	0.461	0	0	1
<i>Fin</i>	155	2437.166	1540.314	2119.450	481.010	5529.330
<i>Exp</i>	155	4547.340	1914.369	4376.060	1515.160	7849.470
<i>Dep</i>	155	45.355	7.014	43	36	58
<i>Indep</i>	155	14.355	3.5631	14	10	21
<i>Urban</i>	155	0.543	0.086	0.533	0.424	0.681

(1)剔除 5 个自治区样本。中国 31 个省、自治区以及直辖市中,自治区在内部事务方面,拥有比其他省级行政单位更大的自主权,会受到更多的优惠政策扶持,这可能会导致研究结论产生偏差(刘子怡,2015)。因此,将西藏、内蒙古、广西、宁夏以及新疆 5 个自治区的样本数据剔除后再进行检验。结果如表 4 第(1)和(2)列,可以看出,中央巡视对“三公经费”的预算降低幅度与披露具有显著的正向影响,与前文结论一致。

(2)解释变量滞后一期。如果中央巡视的力度会受到省级政府“三公经费”治理的影响,那么本文的结论存在反向因果得到估计偏差,即政府治理越差地区的“三公经费”项目会更加容易的受到中央巡视的重点监督。为此,本文对解释变量滞后一期进行检验,结果如表 4 第(3)和(4)列。可以发现,解释变量滞后一期的系数符号与预期一致,并通过了 5%的显著性检验。此外,本文进一步对上述模型的残差项是否存在时间序列相关进行检验,结果表

表 3 党内巡视与“三公经费”治理的回归结果

	<i>QDG_Fa</i>		<i>QDG_Size</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TPP</i>	0.057** (2.06)	0.041* (1.96)	0.925** (2.16)	1.057** (2.68)
<i>Fin</i>		0.074** (2.25)		0.001*** (2.92)
<i>Exp</i>		0.014 (1.31)		0.272 (1.54)
<i>Dep</i>		0.010*** (3.40)		0.084* (1.88)
<i>Indep</i>		0.018*** (4.34)		0.145** (2.60)
<i>Urban</i>		-0.049 (-0.28)		2.62 (1.09)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	0.203*** (6.76)	0.768*** (4.72)	6.428*** (13.34)	5.893** (2.11)
<i>N</i>	124	124	155	155
<i>R²</i>	0.551	0.778	0.509	0.693

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%的置信水平上显著,括号内为估计系数 t 值。下同。

表 4 稳健性检验结果

	剔除自治区影响		解释变量滞后一期	
	<i>QDG_Fa</i>	<i>QDG_Size</i>	<i>QDG_Fa</i>	<i>QDG_Size</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TPP</i>	0.049** (2.09)	0.780* (1.92)		
<i>TPP</i> _{<i>t-1</i>}			0.021* (1.99)	0.552* (1.72)
<i>Fin</i>	0.000 (1.39)	0.001* (1.72)	0.000*** (3.37)	0.001** (2.45)
<i>Exp</i>	0.000*** (3.33)	0.000** (2.34)	0.000 (1.37)	0.000 (0.06)
<i>Dep</i>	0.070* (2.00)	0.075 (1.46)	0.020*** (5.08)	0.148*** (2.85)
<i>Indep</i>	0.014** (2.61)	0.188** (2.77)	0.026*** (5.05)	0.277*** (2.83)
<i>Urban</i>	0.232 (1.18)	5.040* (1.84)	-0.397 (-1.69)	-2.035 (-.54)
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>_cons</i>	-0.709*** (-3.98)	-7.339** (-2.31)	-1.265*** (-7.16)	-8.106*** (-3.38)
<i>N</i>	104	130	93	124
<i>R</i> ²	0.771	0.687	0.729	0.262

明, $TPP_{i,t}$ 和 $TPP_{i,t-1}$ 的相关系数在 0.8 以上, 印证了替代的合理性。同时, 为了检验解释变量滞后一期项是否为外生, 将 $TPP_{i,t-1}$ 对先前估计得到的残差项进行回归, 结果显示二者之间并不存在显著的关联。因此, 可以认为不存在时间层面上的持续性因素同时影响 $QDG_{i,t}$ 和 $TPP_{i,t-1}$ 。

2. 空间震慑效应的回归分析

(1) 空间自相关检验

本文采用 Moran's I 指数来检验各省份“三公经费”治理是否存在空间关联。Moran's I 指数的取值范围为[-1, 1], 该值越接近 1, 表明具有相似的属性聚集在一起(指“三公经费”治理效率相似的省份相互聚集); 该值越接近-1, 表明具有相异的属性聚集在一起(指“三公经费”治理效率不同的省份相互聚集)。具体构建形式如式(3)。

$$MoranI = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

图 1、图 2 分别给出了基于地理相邻空间权重矩阵和经济水平空间权重矩阵的莫兰散点图。结果显示: 在两类空间权重矩阵下, Moran's I 指数均在 1% 置信水平下显著为正, 说明省级政府“三公经费”治理存在空间聚集效应。

(2) 实证结果及分析

此处实证检验中央巡视与政府“三公经费”治理所存在的空间震慑效应, 回归结果列于表 5。可以看出, 在经济水平空间权重矩阵下, $W * TPP$ 的回归系数显著为正, 表明中央巡视会对经济水平相似省份的“三公经费”治理产生震慑效应; 在地理距离空

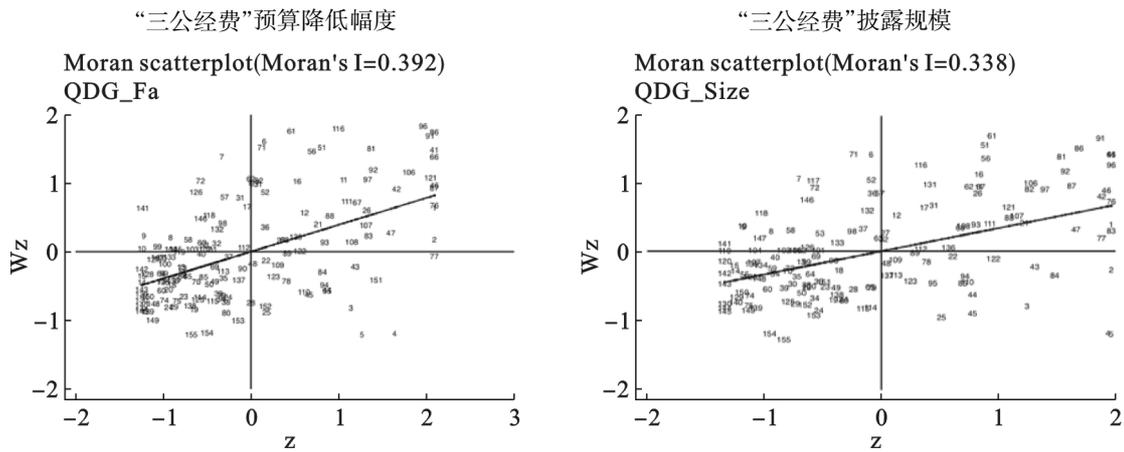


图 1 基于地理距离空间权重矩阵(W1)的 Moran 散点图

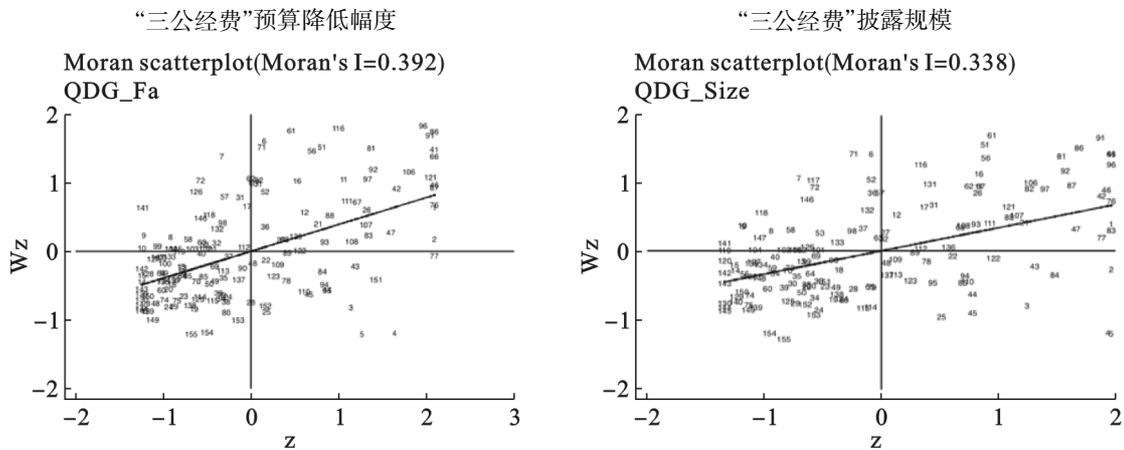


图 2 基于经济水平空间权重矩阵(W2)的 Moran 散点图

间权重矩阵下, $W*TPP$ 的回归系数不显著, 表明中央巡视不会对相邻省域的“三公经费”治理起到震慑效应, 这间接说明空间震慑效应的发挥具有条件性和边界性。这可能是由于: 中央巡视时, 通常会考虑对经济体量相近的省份采用同一批巡视组进行监督审查, 因此, 经济水平相似的省份会受到来自中央巡视的空间外溢影响, 促使其更好地治理“三公经费”。在中央巡视的实际工作中, 如果可以优化巡视监督体系以实现巡视工作全覆盖, 有利于震慑在政府治理中的职务犯罪行为, 进一步促使相关省域政府重视规范公共资金使用。

“三公经费”治理在省级政府之间存在空间外溢现象。在(2)和(4)列中, 省级政府“三公经费”披露规模 ($W*QDG_Size$) 的空间滞后项系数均显著为正, 这表明地理距离临近、经济水平相似是省级政府选择“三公经费”披露规模时需要参考的因素。但

观察“三公经费”预算降低幅度 ($W*QDG_Fa$) 的空间滞后项系数可以发现, 省级政府预算增减变化不会受到地理距离或经济水平相近政府的影响。综上所述, 中央巡视对省级政府“三公经费”治理的空间震慑效应主要发挥在经济水平相似的省份之间, 而此影响在地理位置相近省份之间并不显著, 假设 H2 得到部分验证。

四、官员个人特征是否提升中央巡视的“三公经费”治理优化效果

(一) 检验模型

为进一步拓展本文的研究结论, 探究官员个人特征对中央巡视与“三公经费”治理效应的影响, 本文建立了如下三个模型。

$$QDG_{it} = \beta_0 + \beta_1 TPP_t + \beta_2 Term + \beta_3 Term * TPP + \beta_4 Term^2 * TPP + \beta_5 Controls + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表 5 中央巡视对“三公经费”治理的空间震慑效应:基于空间 Durbin 的模型估计

	权重 1:地理距离空间权重矩阵		权重 2:经济水平空间权重矩阵	
	<i>QDG_Fa</i>	<i>QDG_Size</i>	<i>QDG_Fa</i>	<i>QDG_Size</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>W*QDG_Fa</i>	0.030 (0.23)		0.170 (1.12)	
<i>W*QDG_Size</i>		0.323** (3.52)		0.260** (2.19)
<i>W*TPP</i>	0.006 (0.24)	0.541 (1.09)	0.039*** (3.05)	1.210*** (4.80)
<i>N</i>	124	155	124	155
<i>R</i> ²	0.757	0.639	0.773	0.649
<i>Sigma2_e</i>	0.002***	0.949***	0.002***	0.970***

$$QDG_{it} = \beta_0 + \beta_1 TPP_i + \beta_2 Age + \beta_3 Age * TPP + \beta_4 Controls + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$QDG_{it} = \beta_0 + \beta_1 TPP_i + \beta_2 From + \beta_3 From * TPP + \beta_4 Controls + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

以上模型的解释变量来源于詹新宇和刘文彬(2018)^[8]的做法,即以省长任期(*Term*)、年龄(*Age*)和来源(*From*)作为衡量地方政府官员个人特征的替代指标。具体衡量方式如下:(1)任期:以省长上任年限来衡量^①;(2)年龄:省长的实际年龄;(3)来源:若省长为本省晋升,则赋值为0,否则1。

(二)实证结果与分析

表 6 是省长个人特征对中央巡视与“三公经费”治理效应影响的回归结果,可发现:

(1)省长任期对中央巡视与政府“三公经费”治理优化的影响具有边界性。(1)和(2)列中,省长任期与中央巡视交乘项(*Term*TPP*)的估计系数显著为正,且任期的平方与中央巡视交乘项(*Term2*TPP*)的估计系数显著为负,说明省长任期对中央巡视与地方政府“三公经费”治理的作用呈倒 U 型调节关系。这可能是因为,省长的进取意识和工作热情可能会随时间逐步降低,导致其疏于对本省“三公经费”的治理,本文假设 H3 得到验证。

(2)省长年龄对中央巡视与政府“三公经费”治理具有抑制作用。(3)和(4)列显示,省长年龄与中央巡视交乘项(*Age*TPP*)估计系数显著为负,说明其抑制了中央巡视对政府“三公经费”的优化效应。对于政府官员来说,年龄越大,对政治晋升的追求越少,其更多表现为安于现状,不愿投入精力治理“三公经费”。因此,较小的官员年龄有助于推动地方政府规范使用“三公经费”。本文假设 H4 得到了验证。

(3)“非本省晋升”的省长对中央巡视与政府“三公经费”治理具有优化作用。(5)和(6)列显示,官员来源与中央巡视交乘项(*From*TPP*)的估计系数显著为正,这表明,“非本省晋升”的省长更可能会对中央巡视与地方政府“三公经费”治理之间的关系起到促进作用。这可能是因为,相较于“本省晋升”省长而言,“非本省晋升”官员更容易打破任职区域原有的人脉关系网络和政治格局,对财政资金进行重新合理分配,进一步优化所辖区域“三公经费”治理。本文假设 H5 得到验证。

五、结论与启示

本文利用 2013 年-2017 年我国 31 省、自治区和直辖市政府样本数据,实证检验了中央巡视对省级政府“三公经费”治理的影响。研究发现:(1)中央巡视不仅能优化被巡视省份的“三公经费”使用情况,还会对经济水平相似的政府产生空间震慑效

①为了解决同一年出现多个领导人的情况,我们将任职时间最长的那位作为当年省级政府的省长,这样保证了地方官员与年度经济数据相匹配。

表 6 省长个人特征与“三公经费”治理回归结果

	Term		Age		From	
	QDG_Fa	QDG_Size	QDG_Fa	QDG_Size	QDG_Fa	QDG_Size
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Term</i>	0.006 (1.34)	0.177** (2.52)				
<i>Term·TPP</i>	0.015** (2.09)	0.419*** (4.67)				
<i>Term²·TPP</i>	-0.002* (-1.76)	-0.042*** (-4.46)				
<i>Age</i>			-0.006* (-1.93)	-0.142* (-1.96)		
<i>Age·TPP</i>			-0.001*** (-3.30)	-0.020*** (-3.82)		
<i>From</i>					0.088*** (3.04)	0.914* (1.65)
<i>From·TPP</i>					0.022* (0.90)	2.44*** (6.58)
<i>Control/Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>_cons</i>	-0.758*** (-3.82)	-4.624* (-1.95)	-0.924*** (-3.88)	-3.630** (-0.68)	-0.797*** (2.41)	-1.879** (-0.92)
<i>N</i>	124	155	124	155	124	155
<i>R²</i>	0.781	0.727	0.820	0.677	0.805	0.733

应，但此效应在地理位置相邻的省份并未得到体现；(2) 地方官员的个人激励特征会在中央巡视对政府“三公经费”治理优化效应中起调节作用。具体表现为，官员任期对中央巡视与地方政府“三公经费”治理的作用呈倒 U 型调节关系；官员年龄对中央巡视与地方政府“三公经费”治理有抑制作用；“非本省晋升”的官员对中央巡视与地方政府“三公经费”治理存在促进效应。

本文的政策启示在于：(1) 利用中央巡视监督的“威慑效应”提升政府内部治理效率。通过中央巡视监督问责制度，促使政府形成自我约束机制，实现巡视监督与内部约束相互协调的运行体系，抑制腐败行为，提升政府内部治理效率。(2) 优化巡视监督体系，实现巡视工作全覆盖。通过扩大巡视工作范围，有针对性地巡查各个省份特有的经费腐败行为并制定相应的惩处机制，从而同时震慑地理位置

相邻和经济水平相近的省份，以持续有效地监督经费使用情况。(3) 进一步完善政府选人用人制度。结合官员对政治晋升的强烈追求，积极吸纳年轻的、具有较高政治素养的人才进入体系，并加强推进官员“异地交流”制度，促进政府经费治理能力提升。

参考文献：

- [1] 张琦,步丹璐,郁智.媒体关注、报道情绪与政府“三公”预算抑制[J].经济研究,2016,51(5):72-85.
- [2] Niskanen,W.A.Bureaucracy and Representative Government [J].American Political Science Association,1971,68(4): 1775.
- [3] Zimmerman,J.The Municipal Accounting Maze:An Analysis of Political Incentives [J].Journal of Accounting Research,1977,15(Supplement):107-144.
- [4] 刘小乐.网络舆论监督政府行为的思考[J].吉首大学学报(社会科学版),2015,36(S2):37-41.
- [5] 吴伟荣,刘亚伟.公共压力与审计质量——基于会计师事务所规模视角的研究[J].审计研究,2015(3):82-90+

- 112.
- [6] 张琦,郑瑶.媒体报道能影响政府决算披露质量吗?[J].会计研究,2018(1):39-45.
- [7] 陈刚,李树.官员交流、任期与反腐败[J].世界经济,2012,35(2):120-142.
- [8] 赵华.政府审计实现国家治理效能的现实抉择:政府审计系统柔性[J].会计研究,2014(2):79-85+95.
- [9] 树成琳,宋达.国家审计效果、政府行为与市场化进程——基于中介效应理论的实证分析[J].审计与经济研究,2015,30(6):11-18.
- [10] 刘瑞明,金田林.政绩考核、交流效应与经济发展——兼论地方政府行为短期化[J].当代经济科学,2015,37(03):9-18+124.
- [11] 桂林,张琦,吴飞.分利行为、舆论监督与政府治理:内生政府治理机制[J].经济学(季刊),2015,14(4):1303-1324.
- [12] 张庆龙,谢志华.论政府审计与国家经济安全[J].审计研究,2009(4):12-16.
- [13] 戚艳霞,王鑫.政府会计与政府审计的动态协调和制度优化[J].审计研究,2013(3):22-27+41.
- [14] 王贤彬,黄亮雄,徐现祥.高官落马遏制腐败了吗?——来自震慑效应的解释[J].世界经济文汇,2016(2):1-23.
- [15] 李涛,刘思玥,刘会.财政行为空间互动是否加剧了雾霾污染?——基于财政-环境联邦主义的考察[J].现代财经(天津财经大学学报),2018,38(6):3-19.
- [16] 周亚虹,宗庆庆,陈曦明.财政分权体制下地市级政府教育支出的标尺竞争[J].经济研究,2013,48(11):127-139+1
- [17] Yu, J., L. Zhou, G. Zhu. Strategic Interaction in Political Competition: Evidence from Spatial Effects across Chinese Cities [J]. Regional Science and Urban Economics, 2016(57):23-37.
- [18] 詹新宇,刘文彬.地方官员来源的经济增长质量效应研究[J].中央财经大学学报,2018(04):78-89.
- [19] 齐杏发.差序格局、关系网络与政府间运行机制[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2008(05):670-675.
- [20] 谢柳芳.政府审计、政府信息披露与政府治理效率研究[D].西南财经大学,2013.

【责任编辑 孟宪民】

(上接第 87 页)

- [23] [德]拉德布鲁赫.法学导论[M].米健译.北京:商务印书馆,2017:173.
- [24] [英]马丁·洛克林.公法与政治理论[M].郑戈译.北京:商务印书馆,2002:191.
- [25] [美]马修·戴弗雷姆.法社会学讲义:学术脉络与理论体系[M].郭星华译.北京:北京大学出版社,2010:190.
- [26] 钟开斌.信息与应急决策:一个解释框架[J].中国行政管理,2013(8):107.
- [27] 张守文.疫情防控:经济法的解析与应对[J].政治与法律,2020(4).
- [28] 刘一弘.应急管理制度:结构、运行和保障[J].中国行政管理,2020(3):132.
- [29] [德]罗尔夫·施托贝尔.经济宪法与经济行政法[M].谢立斌译.北京:商务印书馆,2008:65-66.
- [30] 焦长权.从分税制到项目制:制度演进与组织机制[J].社会,2019(6):141.
- [31] 渠敬东,周飞舟,应星.从总体支配到技术治理——基于中国 30 年改革经验的社会学分析 [J]. 中国社会科学,2009(6):124-125.
- [32] [美]B·盖伊·彼得斯.政治科学中的制度理论:“新制度主义”[M].王向民,段红伟,译.上海:上海人民出版社,2011:71.
- [33] 渠敬东.项目制:一种新的国家治理体制[J].中国社会科学,2012(5):122.
- [34] 金子宏.日本税法[M].战宪斌译.北京:法律出版社,2004:68.
- [35] [美]P·诺内特, P·赛尔兹尼克.转变中的法律与社会:迈向回应型法[M].张志铭,译.北京:中国政法大学出版社,1994:93.
- [36] 周飞舟.以利为利:财政关系与地方政府行为[M].上海:上海三联书店,2012:74.
- [37] V.图若尼.税法的起草与设计(第一卷)[M].国家税务总局政策法规司,译.北京:中国税务出版社,2004:71.
- [38] 杨志勇,文丰安.优化营商环境的价值、难点与策略[J].改革,2018(10):10.
- [39] 葛克昌.租税国的危机[M].厦门:厦门大学出版社,2017:3.
- [40] [美]玛格丽特·利瓦伊.统治与岁入[M].周军华译.上海:格致出版社,2010:58.
- [41] 陈少克,陆跃祥.税制结构的性质与中国税制改革研究[M].北京:经济科学出版社,2013:3.
- [42] [美]黛博拉·布罗蒂加姆, 奥德-黑尔格·菲耶尔斯塔德, 米克·摩尔主编.发展中国家的税收与国家构建[M].卢军坪,毛道根译.上海:上海财经大学出版社,2017:28.

【责任编辑 王东伟】