



# 经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

## 中央审计监督与地方财政违规查处

——来自审计署驻地方特派员办事处的证据

吴一平 周彩 杨芳

ETBMWP2022050

2022. 08. 29

\* 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。

本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。

联系人：李老師；联系电话：010-62515330

# 中央审计监督与地方财政违规查处<sup>\*</sup>

——来自审计署驻地方特派员办事处的证据

吴一平 周彩 杨芳

**[摘要]** 本文利用1984—2017年审计署驻地方特派员办事处的设立时间和地方审计信息，研究了中央审计监督对地方财政违规查处规模的影响。研究结果显示，以审计署驻地方特派员办事处设立为代表的中央审计监督与地方财政违规查处规模呈显著正相关关系，且审计署驻地方特派员办事处设立之后，地方审计机关增加了移送司法机关案件数和司法机关处理案件数。更为重要的是，审计署驻地方特派员办事处专员变更不会产生显著影响，审计署驻地方特派员办事处具有驻地效应。

**[关键词]** 审计署驻地方特派员办事处；中央审计监督；财政违规查处

## 一、引言

政府审计是国家治理中监督控制系统的一部分，具有全面性、专业性等特点，监督着公共资金使用、公共部门职责履行等情况，进而推动国家治理向良治、善治方向发展（刘家义，2015）。《中华人民共和国审计法》规定了审计监督活动遵循依法、独立及双重领导等三项原则，从法律上确立了我国行政型审计监督模式。在行政型审计监督模式的背景下，地方审计机关在业务上接受审计署领导、行政上接受地方政府领导的特征，使得基层政府审计在执行具体监督任务时，容易产生“政出多门”、“多头指挥”等问题（宋夏云和陈一祯，2016）。尤其是财政分权改革以来，地方政府对财政资金的配置拥有较大的决策权，在缺少明确的法律和制度来约束地方政府行为的情况下，地方官员通过改变财政资金用途等方式以谋求区域利益，这

在相当程度上导致财政违规行为的产生。

为了保证审计工作的垂直领导和自主性，加强对地方财政违规查处行为的指导工作，1985年10月国务院批转审计署《关于加强对地方审计工作的领导和设立派出机构的报告》，逐步在17个省份开设了审计署驻地方特派员办事处（下文简称“特派办”）<sup>①</sup>。审计署对特派办实行垂直领导，特派员由审计署委派局级干部担任。在改革初期，根据审计署的授权，特派办的职能主要是对中央企业的财政收支开展审计监督，后来随着改革的深化和审计工作的发展，审计范围逐步扩展到中央行政事业单位以至财政、金融和经济责任等领域。特派办的设立是我国审计监督体制的重大变革，也是我国行政监督体制的一大创新，不仅缓解了地方审计机关审计时面临的两难困境和利益冲突问题，对改进地方审计工作大有裨益，而且扩大了审计署、审计机关和审计工作的影响，树立了审计的地位和权威，为完善国家财经法规、体制和促进依法行政提供了宏

\* 吴一平、周彩、杨芳（通讯作者），上海财经大学公共经济与管理学院，邮政编码：200433，电子信箱：wu.yiping@shufe.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目“企业创新的财政激励机制扭曲：形成机制、经济后果与改革策略”（71673174）的资助。感谢匿名审稿人的建议，本文文责自负。

① 详见国务院批转审计署《关于改进对地方审计工作的领导和设立派出机构问题的报告》（国发〔1985〕134号）。

观决策的重要信息。

迄今为止，学界对政府审计的研究主要围绕官员问责（Hidalgo *et al.*，2016）、经济责任审计（李志强等，2020）、预算执行审计（谢柳芳和韩梅芳，2016）、国有企业治理（褚剑和陈骏，2021）等方面。对于特派办设立的诸多文献资料，仅仅对特派办设立的监督作用和情况进行说明，较少有文献为以特派办为代表的中央审计监督模式的实施效果提供经验证据。例如，钱啸森和张红卫（2005）提及设立审计特派员是完善我国审计监督体制的需要，自特派办成立到2003年，共审计单位14 885个，占审计署审计单位数的66.8%，查出违纪违规金额6 712.6亿元，占审计署查出金额数的56.7%，是审计署实施审计监督的主力军。同时，1989—1993年《中国审计年鉴》中也提到，特派办成立以来，对协调好国家与地方的关系以及促进企业提高经济效益等方面发挥了重要作用。

因此，本文试图探讨中央派驻审计机构这种垂直管理模式的实施效果如何？地方审计机关的财政违规查处行为又如何受到中央审计派驻机构设立的影响？本文以特派办的设立作为准自然实验，利用特派办设立的时间和管辖范围，试图捕捉中央审计监督对地方财政违规查处规模的影响机理。基于双重差分方法对中央派驻机构的监督效应进行实证研究，本文发现当特派办对一个省份行使审计监督权之后，该省份的地方审计机关查处的财政违规金额显著增加。由于地方审计机关隶属于地方政府管理的同时又对地方财政收支进行监督，这种内部监督性质降低了地方审计工作的自主性，审计工作可能受到各种权力的不当干扰，监督职能也难以落实（宋夏云和陈一祯，2016），因而本文进一步分析了审计人员特征如何影响中央审计监督对地方财政违规查处行为的差异性，发现特派办的监督效果并未受到特派办专员更替的影响。

本文的主要贡献有以下几点：第一，与属地管理模式相比，垂直管理模式不仅有利于职能部门摆脱地方政府的干预，保持中央政令畅通，而且能够较为真实地反映基层的实际情况，使政府决策在制

定时更为科学，有利于整合行政执法资源，优化资源配置（尹振东，2011）。本文首次从审计层面的角度出发，探讨中央派驻审计机构这一垂直管理模式与地方审计机关财政违规查处行为之间的互动关系，为垂直管理与属地管理之间的博弈研究提供了新的证据。第二，大量文献研究了审计监督在政府治理体系中扮演的重要角色（胡智强，2020；程瑶，2020），强调政府审计对地方官员行为的监督作用，然而，很少有研究涉及审计监督对财政资金合规使用、国有资产和国有资源高效使用的影响。本文探讨了中央审计监督通过政治和司法问责如何影响地方审计机构的财政违规查处行为，丰富了审计监督领域研究文献。第三，我国行政性审计模式的缺陷导致地方审计工作可能受到各种权力的不当干扰。已有很多研究均发现政府合谋和政治关联对地方公共资源配置产生了显著影响（田彬彬和范子英，2016<sup>①</sup>），但本文试图从中央审计派驻监督机构的视角，进一步探讨特派办专员更替的异质性在中央审计监督与地方财政违规查处行为之间发挥的作用。本文的发现对于进一步增进对我国行政监督体制的认知和发挥审计在推进国家治理体系和治理能力现代化的作用方面提供了一个新的研究视角。

## 二、制度背景与理论假说

### （一）制度背景

1. 中国审计监督模式。在中国审计监督分权的背景下，各级审计机关需要接受来自上级审计机关和本级政府的双重领导，其中上级审计机关主管工作业务的“事权”，本级政府主管“人、才、物”（尹振东，2011）。当各地区的中央审计监督缺失时，地方政府和审计署反馈给中央政府的审计信息均来源于地方审计机关（如图1.1所示）。双重领导体制可能导致地方审计机关被地方政府所俘获，进而弱化了对地方财政资金的审计力度，中央政府因此获得不完全审计信息，降低了审计监督的效率。

<sup>①</sup> 田彬彬和范子英（2016）发现地方和中央的政治关联显著提高地方获得资源和发展的机会。

特派办设立之后，虽然地方审计机关的双重领导制度并未发生改变，但是各地区的经济活动受到来自中央审计机关的监督，且这种监督力量在不同层级的地方审计机关之间存在异质性。如图 1.2 所示，在省级层面，省长在主管省审计厅的同时，还需要对上负责，即联系中央派驻各省的审计机构（特派办），特派办的设立会直接影响省审计厅的审计工作。在市（县）层面，由于地理距离和联系紧

密程度不同，特派办设立对市（县）审计工作的直接影响比省审计厅弱，但是市（县）审计机关在业务上接受上级审计机关领导、行政上接受上级地方政府领导，因此特派办的设立还会通过改变省级政府决策行为间接影响下级政府决策和审计工作<sup>①</sup>。总之，存在中央监督的情况下，除了来源于地方审计机关的审计信息，中央政府获得的审计信息还来源于审计署的直属机构——特派办。

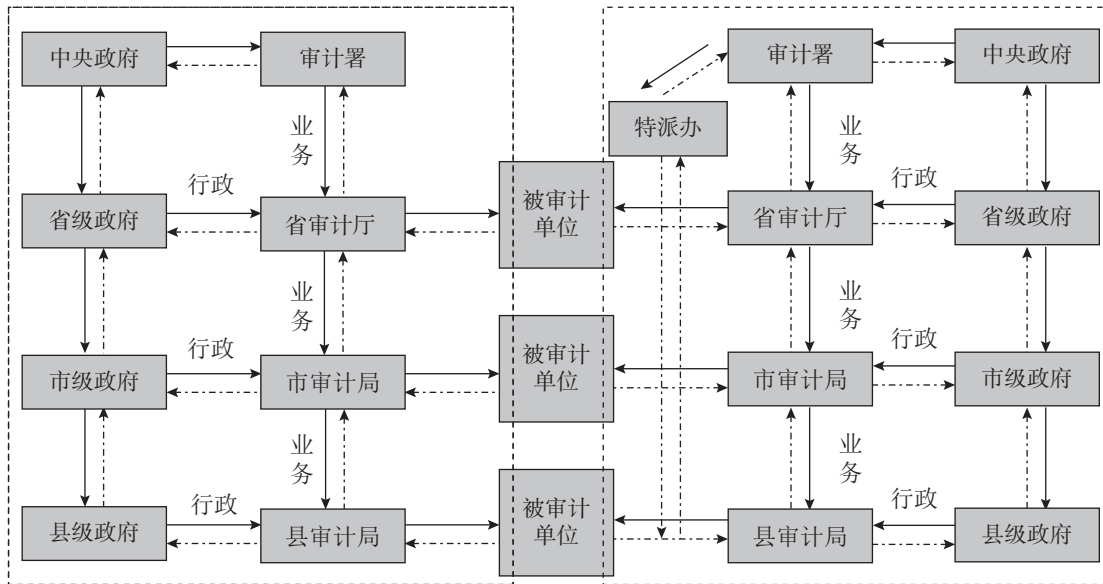


图 1.1 不存在中央监督的审计监督体制

图 1.2 存在中央监督的审计监督体制

资料来源：——→表示审计监管；·····→表示信息流。

2. 特派办设立的试行时间与管辖范围。1985年10月24日，审计署向国务院提出设立审计派出机构。同年，国务院批转审计署《关于加强对地方审计工作的领导和设立派出机构的报告》，先在上海、沈阳、武汉、广州等城市和少数中央大型企业试设审计特派员。已经取得成效后，1988年，经国务院批准《审计署关于在部分城市增设审计特派员报告的通知》，为了加强对中央各部门所属企事业单位的审计监督，审计署又在哈尔滨、南京等8个城市增设审计特派员。随着2003年审计署驻重

庆特派办的设立，审计特派员制度在各地区的分布格局最终形成。特派办在各地的试行年份和管辖范围如表1所示。

3. 特派办交叉审计。除了日常审计工作外，特派办还有一种特殊的审计形式不容忽视——交叉审计。特派办交叉审计是指某一特派办审计不属于自身管辖范围内的审计事项，比如2015年长沙特派办实施的海南省省长任期经济责任审计等。特派办交叉审计包括审计对象属于特派办管辖省份的项目（特派办之间的交叉审计）和审计对象不属于特

<sup>①</sup> 需要说明的是，目前官方仅公布了2001—2017年市和县级审计数据，而特派办的设立时间为1985—2003年。由于数据的限制，在实证分析中本文并没有对不同层级审计机关的影响进行分析。

## 吴一平等：中央审计监督与地方财政违规查处

派办管辖省份的项目（特派办对非管辖区域的交叉审计）。由于特派办直接对审计署负责，具有较强的独立性和权威性，特派办之间的交叉审计对地方财政违规查处的影响并不会在不同省份之间产生异质性。相反，当发生特派办对非管辖区域的交叉审计时，可能会影响非管辖区域的地方财政违规查处，进而对结果产生干扰。根据表 2 的数据，2000—2003 年特派办项目平均交叉率不足 20%，且这一比例还包括特派办之间的交叉审计。以

2002 年全国优秀审计项目和表彰审计项目为例，5 个优秀审计项目中有 2 个特派办交叉审计项目，且都属于特派办之间的交叉审计项目；12 个表彰审计项目中有 1 个特派办交叉审计项目，且属于特派办对非管辖区域的交叉审计项目<sup>①</sup>。基于此，在 2002 年 17 个评优审计项目中，只有 1 个审计项目属于特派办对非管辖区域的交叉审计，说明特派办交叉审计这种特殊的审计形式对地方财政违规查处产生影响的概率较小。

表 1 特派办试行时间和管辖范围

驻地城市	试行时间	管辖范围	驻地城市	试行时间	管辖范围
上海	1986	上海、浙江	昆明	1988	云南、贵州
武汉	1986	湖北、江西	深圳	1989	海南、深圳
广州	1986	广东、福建	长沙	1989	湖南、广西
沈阳	1987	辽宁	西安	1990	陕西、宁夏
郑州	1988	河南、青海	太原	1990	山西、内蒙古
南京	1988	江苏、安徽	兰州	1992	甘肃、新疆
哈尔滨	1988	黑龙江	天津	1992	北京、天津、河北
济南	1988	山东	长春	2001	吉林
成都	1988	四川、西藏	重庆	2003	重庆

资料来源：《中国审计年鉴》（1983—2004），链接见 <http://www.audit.gov.cn/>。

表 2 2000—2003 年特派办审计项目表

年份	特派办审计项目数	特派办项目交叉率
2000	475	18%
2001	414	27%
2002	213	20%
2003	231	14%

资料来源：项容（2007）根据 2000—2004 年审计署统一组织审计项目计划整理得到<sup>②</sup>。

### （二）理论假说

1. 中央审计监督与地方财政违规查处。在中国式分权体制下，中央与地方政府形成了任务冲突的多任务委托—代理关系。根据委托—代理理

论，建立激励机制和监督机制是保证地方政府承担公共受托责任的重要途径。作为制度性监督策略，政府审计，尤其是以特派办为代表的中央审计派驻机构在约束地方政府行为方面发挥着重要作用。

审计部门“条块结合，以块为主，分级管理”的行政管理体制决定了审计监督的分权模式，中央审计派驻机构的设立在一定程度上有利于降低由此带来的效率损失。在分权模式下，虽然审计署在审计政策制定方面保持着政治权威，但是基本的执行决策和责任由地方审计机关承担。这种将顶层设计与地方审计执行相结合的实际监督权下放，可能并不能有效地转化成地方审计执行效率的改善。特派

<sup>①</sup> 由于通过公开官方途径无法查询到特派办每年审计项目的详细消息，能查到最早公布全国优秀审计项目和表彰审计项目的年份为 2002 年，且优秀审计项目和表彰审计项目的审计影响更大，因此这里主要以 2002 年数据进行分析，数据链接为 [http://www.110.com/fagui/law\\_95904.html](http://www.110.com/fagui/law_95904.html)。

<sup>②</sup> 特派办项目交叉率=特派办交叉审计项目数/特派办审计项目数。此处仅选取 2000—2003 年数据主要是因为无法通过官方途径找到 2000 年之前的特派办审计项目计划，且 2003 年之前特派办的管辖范围还未全覆盖。

办的设立纠正了审计体制扭曲，弥补了地方审计监督的不足。

一方面，特派办的实质是在保留地方审计监督的同时，通过中央垂直管理监督机构的介入，加强审计署在信息收集和监督方面的作用，通过及时向审计署汇报与反馈信息，提供更多关于地方财政收支的情况，迫使地方审计机关关注之前被隐藏或忽视的财政违规问题。另一方面，由于特派办实施垂直领导，直接向审计署报告工作，是中央监督的代理，具有较强的权威性。Li *et al.* (2019) 发现地理距离是阻碍财政资金监督的重要因素，相应地增加了监督成本，削弱了财政监督的力度。对于特派办而言，不仅具备了与审计署同等的权威性，而且还具有地理优势，具有较强的威慑力。由于特派办的权威性和威慑力，通过深入地方审计而获得充足的财政违规信息，打破地方审计机关与地方各部门之间的合谋，减少包庇财政违规行为发生的概率，这样一来，地方审计机关查处的财政违规规模会增加<sup>①</sup>。因此，对于地方审计机关而言，在信息不对称的委托代理框架下，中央监督会减少央地信息不对称程度，迫使地方审计机关加大审计力度，表现为主动向地方司法机关移送更多的违法案件或扩大审计范围等形式，从而暴露更多的财政违规问题。

进一步地，考虑特派办交叉审计的影响。在 2003 年之后，随着审计署驻重庆特派办的设立，全国 31 个省份均属于特派办的管辖范围。此时，特派办交叉审计均为特派办之间的交叉审计，也就是说特派办交叉审计仍然通过增加地方审计机关的审计力度影响地方财政违规查处。在 2003 年之前，由于特派办管辖范围没有实现全覆盖，如果特派办交叉审计恰好属于特派办对非管辖区域的交叉审计，非管辖省份的财政违规查处也会受到政策影响，可能会产生溢出效应<sup>②</sup>。由于设立特派办会增加地方财政违规查处，溢出效应的存在意味着非管

辖省份的地方财政违规查处也会增加，也就是说加大了控制组在政策前后的效应变化，使得估计出来的系数小于不存在溢出效应时的估计系数，即低估了实际的影响效应。由于估计系数显著为正，系数低估意味着实际影响只会更大，并不会对特派办设立的作用产生实质性的影响。此外，根据制度背景中提到的交叉审计数据显示，特派办对非管辖区域的交叉审计概率相对较小。基于此，提出本文的理论假设  $H_1$ ：

假设  $H_1$ ：特派办设立之后，地方财政违规查处的规模会显著增加。

2. 特派办专员更替的影响分析。根据“政治锦标赛”理论，地方政府可能会与地方审计机关进行合谋，以谋求更大的利益。一支文献发现官员更替会打破这种关系网，削弱官员合谋程度（陈刚和李树，2012）；另一支文献认为引入一个外部监督者对于防范合谋具有积极作用（Kofman & Lawarree, 1993），但是外部监督者本身也可能被俘获（Laffont & Guessan, 1999），监督效果与外部监督者的特征有关。基于此，本文分析了特派办审计专员的特征对地方审计工作的影响，特别是特派办专员更替带来的不确定性对地方审计工作的影响。

作为缓解中央政府和地方政府信息不对称的关键机构，特派办工作的自主性对中央审计监督效率发挥尤为重要。特派办的设立是一套完善的垂直化管理制度，其目的在于通过“人、财、物”的独立，使得地方审计工作独立于地方政府，加强审计监督的权威性（尹振东，2011）。因此，在相当大程度上特派办的监督效果不会受到人事安排的影响。同时，特派办专员由审计署任命，直接对审计署负责，具有较强的自主性和权威性。一般情况下，特派办专员更替不会对特派办设立效应产生影响。

① 当然，特派办设立打破地方审计机关与地方政府各部门合谋时，可能会同时影响地方政府行为，迫使他们减少财政违规，进而降低财政违规查处规模。基于数据的局限性，本文无法直接验证这一机制是否存在，在此不做过多讨论。但是，需要说明的是，即使存在这种情况，也不会影响本文的结论。与下文对溢出效应的讨论类似，如果最终的财政违规查处规模显著增加，此种情况只会低估特派办设立的影响，更加证明了地方审计力度的增强。

② 在使用 DID 方法估计模型时，要求控制组（非管辖区域）不受到政策冲击的影响。在本文中，当存在溢出效应时，说明非管辖省份也会受到政策的影响，可能会影响最终估计结果的有效性。

但是，已有研究表明，地方官员的更替会带来政策不确定性（徐业坤等，2013），它会引起经济政策的频繁改变，进而影响经济发展（Julio & Yook, 2012）。作为代表中央权威的审计派驻机构，特派办专员的更替会给地方的审计工作带来更多的不确定性，可能会在一定程度上影响地方财政违规查处行为。根据《关于改进对地方审计工作的领导和设立派出机构问题的报告》，特派办专员的来源首先从当地进行调配。在地方偏袒主义文献中，本地偏好一直备受关注。学者讨论了政府官员的家乡偏好及其社会影响，Fiva & Halse (2016) 使用挪威数据、Hodler & Raschky (2014) 使用跨国数据发现了领导人的家乡偏好。我国深受儒家文化的影响，具有浓厚的故乡情结。Fisman *et al.* (2018) 发现老乡关系能提高院士候选人当选概率。James & Zhou (2016) 发现大饥荒时期政治精英可能采取对家乡有利的政策，进而减少家乡受灾荒影响的程度。同样地，本地来源的特派办专员可能具有故乡情结，在一定程度上会偏袒地方财政违规行为（田彬彬和范子英，2016；Li *et al.*，2019），且更容易被地方网络关系俘获，可能并不会向中央报告地方真实的财政违规信息，影响特派办的监督效果。

特派办专员更替对于地方财政违规规模查处的影响取决于制度设计与人事安排的共同影响，由此提出本文的理论假设 H<sub>2</sub>：

假设 H<sub>2a</sub>：如果垂直化管理制度的影响大于人事安排的影响，特派办专员更替不会影响特派办设立的效应。

假设 H<sub>2b</sub>：如果垂直化管理制度的影响小于人事安排的影响，特派办专员更替会影响特派办设立的效应。

### 三、计量模型与变量

#### （一）模型设定

特派办设立的分期、逐步推广模式，使得在使

用双重差分法估计时，容易发生个体是否接受政策干预的状态在不停地发生改变。为了较为准确地识别特派办的设立是否加强了地方审计机关的财政违规查处规模，本文借鉴 Beck *et al.* (2010) 的做法，使用“渐进式”的双重差分法对模型进行估计。基准模型设定如下：

$$Misuse_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Z_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Misuse_{it}$  为被解释变量，表示  $i$  省  $t$  年份的财政违规查处规模，采用省及省以下地方审计机关公布的审计查处主要问题金额的总和来衡量<sup>①</sup>（Li *et al.*，2019）。地方审计机关公布的财政违规金额越多，表明审计机关查处财政违规的规模越大。 $D_{it}$  为本文的核心解释变量，表示  $i$  省份在  $t$  年份是否设立特派办，受特派办管辖的省份在当年及之后年份均取值为 1，否则取值为 0。为了进一步验证地方财政违规查处规模增加来源于地方审计力度增加，本文考虑特派办设立对地方审计机关向司法机关移送案件数（Case1）和地方司法机关处理案件数（Case2）的影响，Case1 和 Case2 均为省及省以下地区案件数量的总和。此外，本文还考虑了特派办专员更替如何影响中央审计监督与地方财政违规查处行为之间的关系。特派办专员更替（Turnover），表示特派办专员任职的第一年取值为 1，其他年份为 0。

同时，根据 Li *et al.* (2019) 的分析，本文控制了其他可能影响地方财政违规查处规模的因素  $Z_{it}$ ，主要包括：审计规模（Audit），采用省及省以下各地方审计机关审计单位数量总和的自然对数值度量；经济规模，采用地区生产总值的自然对数值（GDP）和地区生产总值增速（GDPrate）度量；固定资产投资（Fix），采用全社会固定资产投资总额的自然对数值度量；财政支出（Expenditure），采用一般预算支出的自然对数值度量；产业结构（Structure），采用第二产业比重度量；人口规模（Pop），采用常住人口的天然对数度量；

<sup>①</sup> 以 1984 年为基期的 GDP 指数进行平减处理。考虑到此度量方法可能存在测量误差，本文进一步采用平均每个审计单位的财政违规金额、财政违规金额与一般预算支出的比值作为替代指标。

交通基础设施 (*Transportation*), 采用客运量的自然对数度量<sup>①</sup>。 $\alpha_i$  表示省份固定效应, 可以控制不随时间变化且不可观测的省份特征;  $\lambda_t$  表示年份固定效应, 可以控制随时间变化的省级层面冲击;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。本文最关心的是特派办设立的系数  $\beta_1$ , 反映了特派办的设立对财政违规查处规模的影响。

## (二) 主要变量选取和说明

1. 地方查处财政违规规模。根据模型设定, 本文首先需要对财政违规规模进行概念界定。为了确定财政收支的合理性和合法性, 审计机关可以审计不同来源的财政资金使用情况 (如税收、转移支付、国际援助和捐赠等) 以及这些财政资金的使用是否符合预期目标。在这里, 本文按照 2005 年 2 月起施行的《财政违法行为处罚处分条例》(2004 年 11 月 30 日国务院令 427 号公布, 据 2011 年 1 月 8 日《国务院关于废止和修改部分行政法规的决定》修订) 的规定, 将以下财政行为定义为财政违规: 违反规定设立财政收入项目; 违反规定擅自改变财政收入项目的范围、标准、对象和期限; 对已明令取消、暂停执行或者降低标准的财政收入项目, 仍然依照原定项目、标准征收或者变换名称征收; 缓收、不收财政收入; 擅自将预算收入转为预算外收入。

另外可能被质疑的是, 本文使用的“财政违规规模”变量可能反映的是财政违规程度而非审计力度。在腐败研究中也存在这样的问题, 学者们通常做法是将贪污贿赂立案数与各省公职人员或各省人口的比例作为各省腐败程度的代理指标 (周黎安和陶婧, 2009)。但是这一代理指标的合理性需要满足两个条件: 查处腐败时在地区上没有明显偏见和在时间上没有系统偏差 (聂辉华, 2014)。本文认为, 在相当大程度上, 地方审计机关公布的财政违

规金额信息反映了地方审计机关查处财政违规的规模而非地方财政违规的程度, 原因如下: 目前我国政府审计模式是抽样审计, 尚未实现审计全覆盖<sup>②</sup>, 政府审计实践多采用从试点到全面推广的探索过程, 其在地区和时间上必然存在一定的差异, 因此审计机关公布的财政违规金额反映的更可能是审计机关查处财政违规的规模。

2. 地方审计机关移送案件数。为了进一步证明财政违规查处规模增加是由于特派办设立之后地方审计力度增加所致, 本文尝试采用地方审计机关向司法机关移送案件数和地方司法机关处理案件数两个指标度量。其合理性如下: 其一, 虽然审计署和各地审计局有权审计中央和地方官员, 但是没有法定权力起诉地方官员。当发生重大刑事案件时, 审计机关必须要移送给司法机关处理。因此, 审计机关向司法机关移送的案件数量多少可以在一定程度上反映其不受地方行政干扰、投入审计工作的努力程度。如果特派办设立之后审计机关向司法机关移送案件更多, 说明中央审计监督激励了地方审计机关进行违规查处的积极性。其二, 理论界采用类似指标代理地方查处违纪事件力度。例如, 陈晓红等 (2019) 采用本年土地违法案件中查处案件的数量占比来度量土地违法监察力度, 梁若冰 (2010) 采用土地违法立案案件中往年隐漏案件的比重, 来度量土地部门查处土地违法案件的努力程度。

3. 特派办的设立。如果某一个省份设立了特派办, 受特派办管辖的省份在当年及之后年份均取值为 1, 否则取值为 0。需要注意的是, 1986—2003 年间, 审计署先后在 18 个城市设立了特派办, 管辖其驻地省份及周边临近省份。本文将特派办设立后的管辖省份 (包括其驻地省份及受管辖的临近省份) 均设为实验组, 不受特派办管辖的省份即为控制组。

① 经济规模、固定资产投资和财政支出变量均以 1984 年为基期进行平减处理。

② 2015 年 12 月 8 日中共中央办公厅和国务院办公厅联合发布的《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》提出要“对公共资金、国有资产、国有资源和领导干部履行经济责任情况实行审计全覆盖”。2016 年总理政府工作报告在第八项重点工作“加强政府自身建设, 提高施政能力和服务水平”强调“推进审计全覆盖”这意味着审计之手将延伸到此前未能触及的领域, 清扫审计盲区, 填补审计空白点。此外, 作者于 2018 年 10 月到福建省福州市审计局进行调研, 发现在实际工作中也是采用抽样审计方法。



(三) 数据来源及描述性统计

由于西藏地区存在大量数据存在缺失，且审计署于1983年9月15日正式诞生，自1984年才开始有详细的审计信息数据统计，因此本文构建了一套1984—2017年中国30个省份的非平衡面板数据集。财政违规查处规模数据来源于1985—2018年《中国审计年鉴》，它公布了各省地方审计机关每年发现的财政违规金额、审计项目、特派办专员姓名

等相关审计信息。特派办所在省份和设立时间来源于审计署网站。本文将上述两套数据根据省份一年份进行匹配，得到省份一年份一财政违规查处规模一是否设立特派办的合成数据库。此外，省级经济数据来源于历年《中国统计年鉴》，省长信息来源于百度百科。本文对异常数据在1%水平上进行Winsor处理，变量说明及描述性统计如表3所示。

表3 描述性统计表

变量名	变量说明	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Misuse	财政违规规模(万元)	1 007	978 774.3	2 497 244	212	49 262 256.39
D	特派办设立	1 007	0.845	0.362	0	1
Case1	向司法机关移送案件数	1 007	19.990	28.630	0	303
Case2	司法机关处理案件数	950	17.305	28.244	0	303
Audit	审计单位数(个)	1 007	5 081.767	3 570.854	21	22 198
GDP	地区生产总值(亿元)	1 007	7 759.357	12 197.84	24.78	89 705.23
GDPrate	地区生产总值增速	1 007	0.158	0.082	-0.224	0.534
Fix	全社会固定资产投资总额(亿元)	1 007	4 776.55	8 236.995	8.357	55 202.72
Expenditure	一般预算支出(亿元)	1 007	1 322.581	2 008.506	4.53	15 037.48
Structure	第二产业占比	1 007	0.45	0.08	0.18	0.70
Pop	总人口(万人)	1 007	4 137.222	2 535.054	401.61	11 169
Transportation	客运量总计(万人)	1 007	55 033.18	57 728.7	1 178	574 266
Turnover	特派办专员更替	1 007	0.240	0.428	0	1

资料来源：本文整理。

进一步地，本文描绘了地方财政违规查处规模和地方审计单位数的趋势变化图(图2)，发现地方财政违规查处规模呈现逐年上升的趋势，审计单位数在1984—1990年呈现上升趋势，1990年之后逐渐下降并趋于平稳。对比两个变量的变化趋势，说明地方财政违规查处规模的增加并不是来源于地方审计范围的扩大；审计单位数在1990年达到峰值主要是因为1985—1989年依照《国务院关于审计工作的暂行规定》开展审计工作，财政审计以财务大检查为主，在1990—1994年依照《中华人民共和国审计条例》开展审计工作，财政审计改为依法独立对下级政府财政收支进行审计(孙宝厚，2019)。虽然两个时期的财政审计略有差别，但是这一差别更多地体现在审计工作制度化程度上，且由于所有省份在同一时期的财政审计内容相同，特派办的设立与财政审计工作的改变并无关系，因此本文认为在控制审计单位数的前提下，财政审计差

异对所有省份的影响是一样的，并不会对本文结果产生影响。

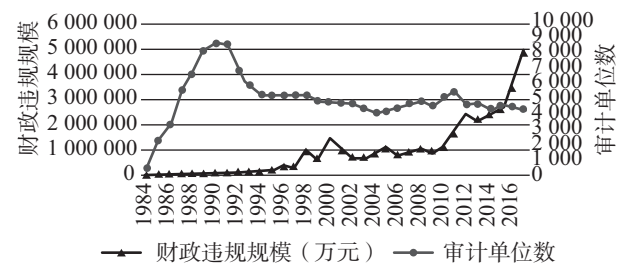


图2 财政违规规模和审计单位数变化趋势图

四、实证结果

(一) 基准回归

表4报告了特派办设立与财政违规查处规模的回归结果，估计结果显示，特派办设立的估计系数

在1%的统计水平上显著。第(1)列仅包括了特派办设立和省份固定效应,第(2)一(3)列逐步加入控制变量和年份固定效应,估计结果显示特派办设立之后,管辖区域内的地方审计机关查处财政违规规模显著增加。总的来说,表4的估计结果支持了本文的研究假设  $H_1$ ,即特派办设立之后,有助于促进地方审计机关加强对财政违规行为的查处。

这一结论恰好说明了相对于属地管理的地方审计机构,垂直管理的中央派驻审计机构在发挥监督效果方面具有一定的优势。首先,由于特派办实施垂直领导,直接向审计署报告工作,是中央监督的代理,具有较强的权威性。地理距离是阻碍财政资金监督的重要因素(Li *et al.*, 2019),特派办的设立具有天然的地理优势,在一定程度上降低监督成本,有利于增强对财政违规行为的监督力度。其次,从信息传递的角度来看,特派办肩负向审计署汇报与反馈信息的职能,能及时向中央政府提供更多关于地方财政收支情况的信息,迫使地方审计机关关注之前被隐藏或忽视的财政违规问题。最后,从地方官员晋升激励的角度来看,地方审计机构可能更倾向配合中央派驻机构对地方财政违规行为进行查处,以获得中央的肯定(陈晓红等, 2019)。

此外,研究结果还显示,审计单位数量与地方查处的财政违规金额呈显著的正相关关系,这表明随着地方审计机关抽样审计范围扩大,查处到财政违规的概率也会提高,直接导致查处的财政违规金额增加。经济规模和固定资产投资与查处的财政违规金额呈现显著的正相关关系,究其原因,可能来源于两个方面:其一,随着地方经济活动增加,利益相关者滥用财政资金的机会相应增加,被查处的财政违规金额也会相对较多。其二,政府审计人员的专业胜任能力是影响审计人员发现重大问题的主要因素(宋夏云和陈一祯, 2016),当审计人员业务素质相对较低时,难以发现审计违规问题。一般来说,在经济规模大的地区,政府的审计水平和力度

也相对较大,因此,查处的财政违规金额也很多。

## (二) 中央审计监督作用的进一步佐证

根据第二部分的理论假说,从信息传递的角度来看,特派办肩负向审计署汇报与反馈的职能,对财政收支的重大问题进行审计调查反映情况和提出加强宏观控制的建议<sup>①</sup>,从而可以缓解中央与地方信息不对称,促使地方重视关注之前被隐藏或忽视的财政违规。由此分析,如果地方财政违规查处规模增加确实是由于审计力度增加,那么特派办的设立将会激励审计机关向司法机关移送更多的案件。

表4 基本估计结果

被解释变量: 财政违规规模	(1)	(2)	(3)
特派办设立	1.470*** (0.095)	0.522*** (0.110)	0.490*** (0.101)
审计单位数		0.292*** (0.044)	0.150** (0.059)
地区生产总值		2.151*** (0.275)	1.951*** (0.499)
地区生产总值增速		-2.455*** (0.416)	-0.569 (0.627)
全社会固定资产投资总额		0.079 (0.220)	0.444** (0.214)
一般预算支出		-0.652*** (0.206)	-0.125 (0.3050)
第二产业占比		-0.423 (0.993)	-0.296 (1.034)
总人口		-2.870*** (0.608)	-2.238*** (0.562)
客运量总计		-0.121 (0.180)	-0.143 (0.166)
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	否	否	是
R的平方	0.259	0.402	0.572
样本量	1 014	1 007	1 007

注:括号内为稳健型标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

<sup>①</sup> 根据《中国审计年鉴》资料显示,1988—1993年,审计署驻沈阳特派办查处相关财政违规现象,包括大中型企业效益低下、地方政府集资摊派、科研单位奖酬金管理混乱、建设项目不配套、巨额投资见效难等。通过调查报告、审计简报、查处违法案件等形式向审计署反映,得到审计署批示,并责成有关部门认真解决这些问题。此外,审计署驻上海特派办反映的某贸易总公司华东公司有一笔6 050万元的巨额税款,挂帐三年无人收缴的情况,引起国务院领导的重视并批示,责成有关部门认真解决这一问题。

基于此，本文借鉴陈晓红等（2019）、梁若冰（2010）的思路，采用地方审计机关向司法机关移送案件数量（Case1）和地方司法机关处理案件数量（Case2）来度量地方审计机关审计监督的努力程度<sup>①</sup>。对此，本文分别估计了特派办设立与地方审计机构向司法机关移送案件和地方司法机关处理案件的影响。表5的第（1）—（2）列的估计结果显示，特派办的设立显著增加了地方审计机关移送司法机关案件数量和地方司法机关处理案件数量，这说明特派办的设立确实激励了地方审计机关努力工作，从而使得财政违规查处的规模呈现上升态势。

此外，本文的基准回归结果可能存在一个干扰因素：特派办的设立增加地方财政违规查处规模，可能是由于经济发展、政府政策等一系列原因导致被审计单位数量增加，而不是地方审计机关的查处力度增强。为了排除这一因素的干扰，本文采用审计单位数量作为被解释变量，检验特派办的设立是否扩大了地方审计机关的审计范围。估计结果见表5第（3）列，本文发现，特派办的设立对审计单位数量没有产生显著影响，这表明特派办设立并不是通过扩大审计规模来影响财政违规查处规模。

### （三）特派办专员更替的影响

地方官员的更替会带来政策不确定性，它会引起经济政策的频繁改变，进而影响经济发展（Julio & Yook, 2012）。作为缓解中央政府和地方政府信息不对称的关键机构，特派办工作的自主性对中央审计监督效率发挥尤为重要，本文进一步考察了特派办专员更替对于中央审计监督效果的影响。将特派办专员更替这一虚拟变量与特派办设立的交互项引入模型（1）中进行重新估计，结果见表5第（4）列，发现特派办设立与特派办专员更替的交互项系数不显著，特派办设立单独项系数仍然显著为正，这说明特派办专员的更替并不会影响地方财政违规查处规模。特派办专员不会因为人事制度安排而影响中央监督的效应，反映了特派办审计工作的权威性与威慑力，支持假设  $H_{2a}$ 。

此外，考虑到特派办专员更替可能会受到地方

主管审计官员更替的干扰，从而导致本文结论产生偏差，本文进一步在控制变量中引入主管官员更替的虚拟变量。根据《中华人民共和国宪法》第107条规定，地方审计工作主要由省长负责，我们采用省长更替这一变量度量主管审计官员更替，即如果当年省长发生更替，则取值为1，否则取值为0。回归结果见表5第（5）列，仍然发现特派办设立与特派办专员更替的交互项系数不显著，进一步验证了特派办专员更替不会对中央审计监督产生太大影响。

### （四）其他异质性分析

进一步地，本文实证探讨特派办设立批次、是否为特派办驻地省份的差异如何影响中央监督的效果，试图更全面地了解中央审计监督对地方财政违规查处行为的异质性影响。

1. 特派办设立批次的影响。特派办是分批次设立的，其监督效应可能有所差异。对此，我们考察了不同批次设立的特派办如何影响地方财政违规查处。将模型（1）中的核心解释变量用一系列虚拟变量代替，该虚拟变量定义为在特派办设立当年，其管辖区域取值为1，否则取值为0。1985—2002年间分别有8个特派办设立批次，共生成8个虚拟变量。以1985年设立特派办的省份为基准组，表5第（6）列汇报了回归结果，发现相对于第一批设立特派办的省份，随着特派办设立不断推进，其对地方财政违规查处的影响呈现上升的趋势。究其原因，可能是特派办从试点到全面推广的探索过程中，通过不断总结推广实践成果和经验，完善特派办相关制度建设，进而推动特派办审计工作更加有序高效运行。

2. 驻地效应。1986—2003年间，审计署先后在17个省份设立了特派办，管辖其驻地省份及周边临近省份。相比非驻地省份，特派办所在省份的地方审计机关可能因为更靠近行政中心而产生更好的审查效果。例如，陈晓红等（2018）利用国家土地督察的准自然实验特征，发现土地督察局驻地地区的土地违法涉案面积比非驻地地区减少约36%，证明了中央派驻机构存在显著的驻地效应。那么对

<sup>①</sup> 由于数据的可得性，地方审计机关移送或司法机关处理案件数的数据区间为1999—2017年。原始数据均来自2000—2018年《中国审计年鉴》。

于本文研究而言，是否存在驻地效应还有待验证。为此，我们将驻地变量定义为特派办驻地省份在特派办设立当年及以后年份均取值为 1，特派办管辖省份在特派办设立当年及以后年份均取值为 0，并将驻地变量引入基准回归模型，重新检验了特派办

设立对驻地省份和管辖省份的地方财政违规查处的不同影响。表 5 的第 (7) 列结果显示，与管辖省份相比，特派办的设立显著增加了驻地省份的地方审计机关财政违规查处，证明了特派办驻地效应的存在。

表 5 进一步佐证与异质性分析的估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	进一步佐证			异质性分析			
	移交司法机关案件数	司法机关处理案件数	审计单位数	财政违规规模			
特派办设立	0.462* (0.253)	0.741*** (0.238)	0.062 (0.105)	0.486*** (0.115)	0.474*** (0.118)		
特派办专员更替				-0.158 (0.283)	-0.152 (0.289)		
特派办设立* 特派办专员更替				0.127 (0.309)	0.121 (0.316)		
T1986						0.289** (0.130)	
T1987						0.263*** (0.078)	
T1988						0.634*** (0.091)	
T1989						0.671*** (0.101)	
T1991						0.319*** (0.093)	
T2000						0.928*** (0.144)	
T2002						0.977*** (0.191)	
驻地							0.197*** (0.065)
控制变量	是	是	是	是	省长更替	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	否	否
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R 的平方	0.293	0.499	0.596	0.572	0.572	0.651	0.501
样本量	568	568	1 008	1 007	1 007	973	818

注：控制变量同表 4 第 (3) 列；T1985—T2002 为各省份设立特派办的年份，比如该省份在 1985 年设立特派办，则取值为 1，否则取值为 0，以此类推，共生成 8 个虚拟变量，其中 1985 年设立特派办的省份为基准组；括号内为稳健型标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

## 五、动态效应与安慰剂检验

### (一) 动态效应

模型 (1) 提供了因果推断的关键识别假设：没有设立特派办的省份提供了设立特派办的省份增加财政违规查处规模的有效反事实。但是，两个潜在的因素可能违反上述假设：①各个省份在特派办设立之前就存在系统性差异；②特派办的设立与解释特派办设立之后财政违规查处金额增加的因素并不正交。为了评估上述假设的可能性，本文识别了各个省份设立特派办的具体年份，进一步检验财政违规查处金额增加是否与特派办设立发生在同一年。为了实现这一目标，本文参考 Beck *et al.* (2010) 的方法，结合事件研究法，估计了一个灵活的 DID 模型，它允许估计系数随年份变化，这样能够更清楚地得到政策效果在时间维度上的变化。计量模型如下：

$$\text{Misuse}_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-7}^7 m_k D_{it}^k + \beta_2 Z_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

模型 (2) 将模型 (1) 中的  $D_{it}$  用一组虚拟变量  $D_{it}^k$  代替，其中， $D_{it}^k$  的取值方式是如果当前

年份与特派办设立年份之间的差值是  $k$  时，取值为 1，否则取值为 0。在本文的样本期间 (1984—2017 年)，最早设立特派办的省份是在 1986 年，最晚的省份是在 2003 年，所以  $k$  的可能取值范围为  $[-17, 31]$ 。由于样本区间越长，越容易受到其他因素的干扰，本文将  $k$  的取值限定在  $[-7, 7]$  这个区间里，把  $k$  的取值区间为  $[-17, -8]$  的样本归并到  $-7$ ， $k$  的取值区间为  $[8, 31]$  的样本归并到 7，并取  $-7$  为基准组。0 表示特派办设立的当年， $-1$  表示某个省份特派办设立的前一年， $+1$  表示某个省份特派办设立的后一年，以此类推。在对特派办最开始设立年份 ( $k=-7$ ) 的估计去趋势和中心化处理之后，估计系数  $m_{-6}, \dots, m_{+7}$  以 95% 的置信区间呈现在图 3 中。

如图 3 所示，特派办设立之前各年的估计系数没有显著异于 0，这说明在特派办设立之前模型估计满足平行趋势假定。在样本期内，特派办成立之后，财政违规查处金额在特派办成立后的第 2 年显著增加，之后呈现逐年增加趋势，这说明在当前审计制度下，特派办设立对地方财政违规查处规模产生了动态长期影响。上述结果证明了 DID 模型识别策略是有效的。

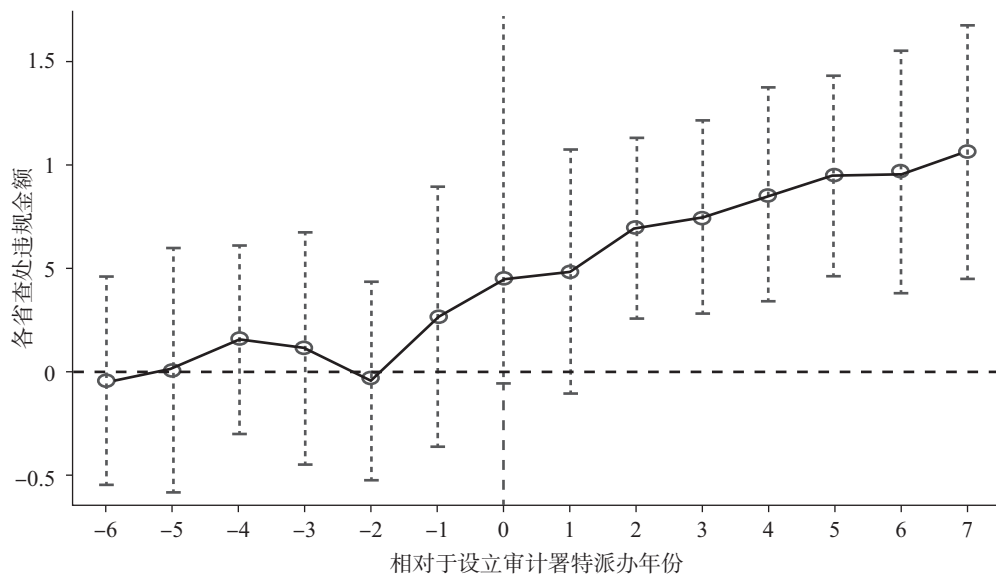


图 3 特派办设立对财政违规查处规模影响的动态效应

(二) 安慰剂检验

为了排除一些不可观测因素对本文结果的影响,借鉴 La Ferrara *et al.* (2012) 的方法,通过安慰剂检验,判断特派办设立对地方财政违规查处的作用是否由这些因素所驱动。具体来说,随机化省份设立特派办的时间点,并在此基础上对基准回归模型进行 1000 次回归,绘制估计系数分布图。图 4 汇报了安慰剂检验的结果,发现系数核密度估计值都分布在 0 附近,证明特派办设立满足随机分配原则,即特派办设立对地方财政违规查处的影响并非由其他不可观测的因素推动。

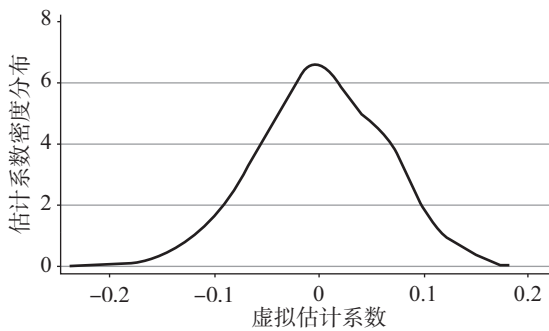


图 4 安慰剂检验

六、稳健性检验

(一) 倾向得分匹配

基准估计结果表明特派办的设立与地方财政违规查处规模之间具有统计上的显著相关性,但特派办的设立可能与地方特征变量高度相关,这可能导致基准回归并不能有效地识别出特派办的设立与地方财政违规查处规模之间的因果关系。因此,我们采用倾向得分匹配方法消除个体差异性对因果识别的干扰。使用倾向值将属于特派办管辖和不属于特派办管辖的省份进行匹配<sup>①</sup>,选择滞后一期的审计单位数、地区生产总值、地区生产总值增速、全社会固定资产投资总额、一般预算支出、第二产业占比、总人口、客运量等经济社会发展变量作为匹配

变量,采用近邻匹配、半径匹配和核匹配方法估计上述两组样本的平均差异。倾向值是用 logit 模型估计得到,估计的结果见表 6。我们发现以特派办设立为代表的中央审计监督与地方财政违规查处规模呈显著正相关关系<sup>②</sup>。

表 6 倾向得分匹配估计结果

财政违规规模 (ATT)	0.519** (0.201)	0.565*** (0.179)	0.561*** (0.200)
样本量	587	587	587
估计方法	近邻匹配法 (1:3)	半径匹配 (0.01)	核匹配

注:括号内为稳健型标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(二) SUTVA 假定

除平行趋势假定外,双重差分估计得到一致估计量还需要满足 SUTVA 假定 (stable unit treatment value assumption),即控制组的省份不能受到政策的影响。在本文的研究中,对于与特派办管辖省份毗邻但还未设立特派办的省份而言,该地区审计机关查处财政违规行为可能也会受到间接影响,即存在溢出效应,从而使得本文的估计结果被低估。因此,本文尝试构建一个虚拟变量 ( $D1$ ),将控制组中与特派办管辖省份毗邻但还未设立特派办的省份取值为 1,其他取值为 0。排除特派办管辖省份样本后,估计  $D1$  对地方财政违规查处规模的影响,以观察特派办设立是否存在溢出效应,估计结果见表 7 的第 (1) 列。本文发现,特派办设立并不会对毗邻省份财政违规查处规模产生显著的外溢效应,证明了特派办交叉审计的溢出效应不存在。因而可以初步断定特派办设立只会影响实验组,满足 SUTVA 假定。

(三) 替代性度量指标

在基准回归中,本文采用地方审计机关查处的财政违规金额度量地方财政违规查处规模,没有考虑审计单位数量和地方财政支出规模对财政违规查

① 由于 2003 年之后所有的省份均属于特派办管辖范围,此时所有样本均属于处理组,无法进行倾向得分匹配。因此,这里使用的样本期间为 1984—2003 年。

② 为保证倾向值匹配方法的安全性,我们对估计结果进行平衡性检验,结果显示匹配后变量的标准化偏差均值小于 10%,且与匹配前相比大幅缩小。限于篇幅,没有列出该结果。

处金额的影响。为了保证估计结果的稳健性，本文进一步采用平均每一审计单位的财政违规金额 (*Misuse1*) 和财政违规查处金额与一般预算支出比值 (*Misuse2*) 作为地方财政违规查处规模的替代性度量指标，进一步检验特派办设立对地方财政违规查处规模的影响，估计结果见表 7 的第 (2) 列和第 (3) 列。结果显示，特派办设立对地方财政违规查处规模具有显著的正面影响。

#### (四) 排除其他相关因素的干扰

除了特派办设立外，相关的政策或其他干扰因素也会影响地方财政违规查处规模。1984—2017 年间我国经济发展水平有了显著提高，出台的一系列政策也会影响地方财政违规，进而影响计量模型的识别。为此，本文尽可能通过排除相关政策或其他干扰因素的潜在影响，以加强本文估计结果的稳健性。①排除广州特派办和深圳特派办的影响。在特派办设立驻地的 18 个城市中，审计署驻广州特派办和审计署驻深圳特派办均在广东省，但是广州特派办于 1986 年 6 月 3 日成立，深圳特派办于 1989 年成立，前文对广东省设立特派办的时点为 1986 年，这可能会对估计结果产生影响。因此，本文删除了广东省的样本，并对模型 (1) 进行重新估计。②排除财政刺激计划的影响。2008 年全球金融危机期间，中国政府推出了四万亿的财政刺激计划。财政刺激计划为地方政府动用财力发展经

济提供了契机，同时也更容易滋生财政违规。因此，本文删除了 2008—2010 年受财政刺激计划影响的样本，并重新估计模型 (1)，结果见表 7 第 (5) 列。③缩短时间窗口。本文通过缩短时间窗口，以进一步排除其他相关政策因素对本文结果的干扰。对此，本文将特派办设立两年前和两年后的样本删除即只考虑 1984—2005 年样本，并重新估计模型 (1)，结果见表 7 第 (6) 列。④考虑地方腐败程度。本文通过构建每万人腐败立案数<sup>①</sup>来反映地方腐败程度，将其引入模型 (1) 以尽可能排除宏观环境因素对本文结论产生的影响，结果见表 7 第 (7) 列。⑤排除巡视与督察制度的影响。在本文样本期间，与特派办设立的职能类似，中央巡视、土地督察等制度同样具有违规查处的职能。十八大至十九大期间 (2013—2017 年)，中央共进行了十二轮巡视<sup>②</sup>。中央巡视指标设定如下：如果该省份在当年进行了巡视，则取值为 1，否则取值为 0。借鉴陈晓红等 (2019) 的做法，我们将土地督察指标设定为土地督察驻地省份与土地督察制度设立年份 (2006 年) 的交互项。基于此，本文在模型 (1) 中引入中央巡视、土地督察变量指标，回归结果见表 7 第 (8) 列。表 7 第 (4) — (8) 列的回归结果显示，在排除一系列干扰因素后，基准结果依然稳健。

表 7 稳健性检验的估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	财政违规规模	每单位财政违规规模	每支出财政违规规模	财政违规规模				
特派办设立		0.490*** (0.101)	0.028*** (0.009)	0.485*** (0.105)	0.450*** (0.099)	0.296** (0.118)	0.476*** (0.105)	0.485*** (0.104)
毗邻省份特派办设立	-0.114 (0.215)							
每万人腐败立案数							-0.061* (0.035)	
中央巡视								0.133 (0.137)

① 数据来源于《中国检察年鉴》及各省市人民检察院工作报告，数据期间为 1988—2017 年。

② 详见中央纪委监察部网站，<https://www.ccdi.gov.cn/>。

续表

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	财政违规规模	每单位财政违规规模	每支出财政违规规模	财政违规规模				
土地督察								-0.036 (0.195)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R 的平方	0.762	0.583	0.527	0.570	0.586	0.684	0.438	0.572
样本量	156	1 007	1 007	973	917	647	892	1 007

注：控制变量同表 4 第 (3) 列；括号内为稳健型标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

## 七、结论

党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央全力推进全面从严治党这场伟大自我革命，坚持不懈加强、改进党的监督，有力回答了如何跳出“历史周期率”的“窑洞之问”，为新时代坚持和发展中国特色社会主义提供了强有力的制度保障。因而，更好地发挥审计在公共权力制约、财政违规查处方面的作用具有现实意义。本文从国家审计层面展开研究，探讨了以特派办为代表的垂直管理模式对地方财政违规查处的影响机理。研究发现，特派办设立之后，地方审计机关查处的财政违规金额显著增加，且激励地方审计机关移送更多的案件数。进一步地，本文探讨了审计人员特征对中央审计监督效应的影响。

本文的研究为更好发挥审计在国家治理体系和治理能力现代化中做出更大贡献方面提供了新的研究视角，同时也提出了一个额外的问题：中央审计监督的加强是否总表现为地方审计监督力量的加强，或者说随着政府审计全覆盖的实现，中央审计

监督对地方政府的威慑是否会更加明显，迫使地方政府减少财政违规，进而使得特派办设立与地方财政违规金额之间表现为倒 U 型关系，这为我们未来开展政府审计研究提供启发。

本文的研究对于政策设计具有启示意义。一方面，目前，中央政府已在审计、土地、环保、检药局和药监局等设立派出机构，实行垂直管理，着力加强对公共权力的制约或公共资源环境的监管。在新的制度体系中，中央派出监督机构与地方监督机构之间如何有效配合以强化监督效果仍需进一步探索，这对于推动国家治理体系和治理能力现代化具有重要意义。另一方面，除了双重审计监督的制度设计以外，我国实行的督察制度又催生了来自不同中央部门的跨省区机构，通过巡视、检查来督察中央政令在地方的实行情况以增强监督实效。当然，面对属地管理体制下地方官员力量干扰监督机构工作的问题，并非设立中央派驻监督机构就能完全解决。随着经济的不断增长和信息科技的飞速发展，以信息技术为载体来推动监督全覆盖，逐渐减少中央派驻机构的监督任务，有效实现行政监督与经济增长的再平衡。

## 参考文献

- 陈刚、李树，2013：《司法独立与市场分割——以法官异地交流为实验的研究》，《经济研究》第 9 期。
- 陈晓红、朱蕾、汪阳洁，2019：《驻地效应——来自国家土地督察的经验证据》，《经济学（季刊）》第 1 期。
- 程瑶，2020：《强化财政审计在完善党和国家监督体系中的职能作用》，《审计与经济研究》第 1 期。
- 褚剑、陈骏，2021：《“严监管”下审计监督的个体治理效应——基于地方国有企业高管超额在职消费的研究》，《经济理论与经济管理》第 5 期。



## 吴一平等：中央审计监督与地方财政违规查处

- 胡智强, 2020: 《论审计监督在治理体系中的制度定位与功能发挥》, 《审计与经济研究》第1期。
- 李志强、张倩倩、王亚平, 2020: 《环境责任与经济责任融合审计多维博弈分析》, 《审计与经济研究》第2期。
- 梁若冰, 2010: 《财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 刘家义, 2015: 《依法履行审计监督职责》, 《求是》第1期。
- 聂辉华, 2014: 《腐败对效率的影响: 一个文献综述》, 《金融评论》第1期。
- 钱啸森、张红卫, 2005: 《试论审计机关派出机构的性质地位和作用》, 《审计研究》第5期。
- 宋夏云、陈一祯, 2016: 《国家审计在政府官员腐败治理中功能发挥的优化对策思考》, 《管理世界》第7期。
- 孙厚宝, 2019: 《国家审计发展回顾与思考》, 北京: 中国时代经济出版社。
- 田彬彬、范子英, 2016: 《纪委独立性对反腐败力度的影响——来自省纪委书记异地交流的证据》, 《经济社会体制比较》第5期。
- 项荣, 2007: 《异地交叉审计的研究——基于中国国家审计项目计划数据》, 《当代财经》第3期。
- 谢柳芳、韩梅芳, 2016: 《政府财政信息披露在国家审计服务国家治理中的作用路径研究》, 《审计研究》第3期。
- 徐业坤、钱先航、李维安, 2013: 《政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据》, 《管理世界》第5期。
- 尹振东, 2011: 《垂直管理与属地管理: 行政管理体制的选择》, 《经济研究》第4期。
- 周黎安、陶婧, 2009: 《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》, 《经济研究》第1期。
- Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65 (5): 1637-1667.
- Fisman, R., J. Shi, Y. Wang, and R. Xu, 2018, “Social Ties and Favoritism in Chinese Science”, *Journal of Political Economy*, 126 (3): 1134-1171.
- Fiva, J. H., and A. H. Halse, 2016, “Local Favoritism in At-large Proportional Representation Systems”, *Journal of Public Economics*, 143 (11): 15-26.
- Hidalgo, F. D., J. Canello, and R. Lima-De-Oliveira, 2016, “Can Politicians Police Themselves? Natural Experimental Evidence from Brazil’s Audit Courts”, *Comparative Political Studies*, 49 (13): 1739-1773.
- Hodler, R., and P. A. Raschky, 2014, “Regional Favoritism”, *Quarterly Journal of Economics*, 129 (2): 995-1033.
- James, K. K., and T. Zhou, 2016, “Feed Thy Neighbor: Political Elites and Regional Favoritism during China’s Great Leap Famine”, Working Paper.
- Julio, B., and Y. Yook, 2012, “Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles”, *The Journal of Finance*, 67 (1): 45-83.
- Kofman, F., and J. Lawarrée, 1993, “Collusion in Hierarchical Agency”, *Econometrica*, 61 (3): 629-656.
- Laffont, J. J., and T. N’Guessan, 1990, “Competition and Corruption in an Agency Relationship”, *Journal of Development Economics*, 60 (2): 271-295.
- La Ferrara, E., Chong, A., and S. Duryea, 2012, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4 (4): 1-31.
- Li, L., B. Pang, and Y. Wu, 2019, “Isolated Counties, Administrative Monitoring, and the Misuse of Public Funds in China”, *Governance*, 32 (4): 779-797.

**CENTRAL AUDIT SUPERVISION AND LOCAL AUDIT  
ENFORCEMENT ON MISUSING PUBLIC FUNDS**

—Evidence from the Regional Offices of China's National Audit Office

WU YiPing ZHOU Cai YANG Fang

(School of Public Economics and Administration,  
Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** Based on the information of the establishment of the regional offices of China's National Audit Office and of the audit reports issued by provincial level audit offices from 1984—2017, we investigate the effect of central audit supervision on local audit enforcement on misusing public. We find that central audit supervision, represented by the establishment of regional offices of China's National Audit Office, has a significantly positive correlation with local audit enforcement on misusing public. And after the establishment of regional offices of China's National Audit Office's influence, provincial level audit offices have increased the number of cases transferred to the judiciary and cases handled by the judiciary. More importantly, we also find the following conclusions: (1) auditor's turnover, whom from the regional offices of China's National Audit Office, will not have a significant impact on the role of central audit supervision; (2) the establishment of the regional offices of China's National Audit Office has local effect.

**Key words:** regional offices of China's National Audit Office; central audit supervision; local audit enforcement on misusing public