

# 管理层权力与国企高管腐败

## ——基于政府审计调节效应的研究

刘瑾<sup>1</sup>, 谢丽娜<sup>2</sup>, 林斌<sup>2</sup>

(1. 湖南工商大学 会计学院, 湖南 长沙 410205; 2. 中山大学 管理学院, 广东 广州 510275)

**[摘要]**以2011—2017年沪深A股国有上市公司为样本,实证检验管理层权力诱发腐败以及政府审计对管理层权力与腐败之间关系进行调节的作用机制,在此基础上揭示政府审计参与国有企业腐败治理的具体路径。研究发现:管理层权力越大,国企高管腐败越严重;政府审计能够显著抑制由管理层权力诱发的腐败,即政府审计对管理层权力与国企高管腐败之间的关系有显著的负向调节作用。研究结果揭示了政府审计作用于腐败治理的渠道机制,对国有企业腐败治理和进一步发挥政府审计在深化国企改革方面的作用具有一定的参考价值。

**[关键词]**管理层权力;政府审计;国有企业;高管腐败;国家治理;审计全覆盖;审计问责

**[中图分类号]**F239.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)02-0001-10

### 一、引言

十八届三中全会提出了“推进国家治理体系和治理能力现代化”的战略目标。在诸多治理问题中,腐败被称为“国家治理之癌”,对国家良治构成严重威胁<sup>[1]</sup>。腐败问题频繁发生既损害经济发展和社会公平,也动摇政府诚信。近年来,审计在国家治理中的作用日益受到重视。国际上,世界银行、国际货币基金、OECD等组织将政府审计视为保障廉洁、对抗腐败、促进政府治理的重要支柱。在我国,审计监督与人大监督、司法监督、国家监察等共同构成党和国家的监督体系,对权力进行制约。2014年国务院《关于加强审计工作的意见》提出,凡是涉及管理、分配、使用公共资金、国有资产、国有资源的部门、单位和个人都要接受审计、配合审计。2015年《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》和2017年《关于深化国有企业和国有资本审计监督的若干意见》进一步提出,要发挥好审计在推进廉政建设中的重要作用,提高审计能力和效率,深化对国有企业和国有资本的审计监督,要围绕国有企业、国有资本、境外投资以及国有企业领导人员履行经济责任情况,做到应审尽审、有审必严。可见,政府审计已成为治理腐败和推动国企深化改革的一项重要机制。

腐败是公职人员滥用公共权力或公共资源谋取私利的行为。“权力”是腐败发生的前提,“私利”既包括钱财、资产,也包括超额在职消费以及权力、地位的上升等,既包括滥用权力者的个人利益,也包括其亲属、家族、部门和小团体利益<sup>[2-3]</sup>。我国国有股权本质上属于全体人民,国有企业的控制权和经营管理权具有公共权力的性质,国有企业治理是国家治理的重要组成部分。但是,由于国有企业存在严重的所有者缺位现象,在放权改革过程中,国企高管特别是一把手拥有对国有企业过度的控制权,同时又面临比较严苛的薪酬管制和行政级别限制,因此他们有动机和条件利用掌握的权力进行显性和隐性的腐败活动<sup>[4-7]</sup>。

审计是以权力制衡权力的重要制度安排,我国政府审计一经建立便发挥着促进政府廉洁和效率的作用<sup>[8-9]</sup>。国有企业和国企高管是国家审计机关的重要监督对象。近年来,随着反腐和国企改革的推进,审计署和地方审计机关加大了对国有企业的监督力度,审计结果公告、新闻媒体报道、案件线索转移、审计整改和问责等进一步放大了政府审计的威慑力。相关研究结果表明,政府审计的介入有助于减少国有企业的盈余管理和过

**[收稿日期]**2020-03-06

**[基金项目]**国家自然科学基金青年项目(71702051);湖南省自然科学基金青年项目(2018JJ3085);国家社会科学基金重大专项课题(18VSI082)

**[作者简介]**刘瑾(1983—),女,湖南邵阳人,湖南工商大学会计学院讲师,博士,从事审计与内部控制研究;谢丽娜(1997—),女,江西萍乡人,中山大学管理学院硕士研究生,从事会计审计、公司治理与诚信研究,E-mail:selinashieh@163.com,通讯作者;林斌(1962—),男,江西金溪人,中山大学管理学院教授,博士生导师,从事内部控制、管理会计研究。

度投资行为,在促进企业内部控制、抑制高管超额在职消费、促使腐败曝光、促进企业创新、提升经营绩效等方面发挥了重要作用<sup>[10-16]</sup>。随着中央审计委员会的成立、审计全覆盖的实施以及国有企业与国有资本审计监督的深化,政府审计对国有企业的监督层级、监督范围和审计频率都将进一步扩大和提高,其在完善国企治理和减少腐败方面发挥的作用将进一步巩固并常态化。

目前已有部分文献关注到了管理层权力与企业高管薪酬操纵、在职消费等行为之间的关联关系<sup>[17-18]</sup>,同时,也有少量文献关注到了政府审计在抑制国企高管超额在职消费和促进腐败案件曝光等方面的作用<sup>[13-14]</sup>。那么,如何将腐败的诱因与治理机制联系起来?政府审计能否对管理层权力与腐败之间的关系进行调节?目前尚未有研究从腐败发生的动机、审计介入的环节以及审计对管理层权力进行监督和制衡的角度对三者之间的关系进行系统考察。鉴于此,本文拟从国企高管腐败发生的动因、条件和约束机制这一链条出发,追根溯源,探讨政府审计通过对管理层权力加以约束和制衡进而抑制国企高管腐败的渠道机制,并以2011—2017年A股国有上市公司为样本对该路径进行验证。

## 二、文献综述

国有企业在我国经济和政治体系中扮演着重要角色,是我国政府执政的延伸组织,国企高管具有官员和企业家的双重身份<sup>[17,19]</sup>。国有企业一直存在权力过于集中、缺乏有效监督和约束机制、薪酬管制较严而股权激励较弱等问题,与其他企业的高管相比,国企高管更有动机和条件利用掌握的公共权力谋取私利。根据代理理论,政府是国有资产的委托人,国企高管受托对国有资产进行经营,由于所有权与经营权分离,两者之间存在信息不对称,代理人为了实现自身利益最大化会做出有损委托人利益的决策,包括腐败<sup>[2]</sup>。根据寻租理论,政府对企业或个人的经济活动具有管控权,这在一定程度上阻碍了市场竞争,为少部分享有特权的人带来了获取租金的机会。不少国有企业处于垄断行业,掌握着稀缺资源,国企高管则掌握着一定的行政权力,而薪酬管制的存在使得他们在寻利困难的情况下转而从事寻租活动,以此来获得额外收益及“租金”<sup>[6]</sup>。一些研究发现,国企高管的腐败行为源于管理层攫取控制权的寻租动机<sup>[5,20]</sup>。另有研究基于权力寻租的视角,分析了薪酬管制、地区差异、管理层权力配置、市场化进程等影响国企高管腐败发生的动机和条件因素<sup>[4-6,21]</sup>。还有部分学者聚焦管理层权力与腐败之间的关系,相关研究发现,国企高管手中的权力越大,其公款吃喝、超额在职消费以及贪污、受贿、违规等腐败行为越严重<sup>[6,18]</sup>。

腐败被喻为“国家治理之癌”,如何消除腐败已成为世界性的治理难题。有研究指出,要治理国企高管腐败,需进一步完善监督机制,对权力加以限制,从而“把权力关进制度的笼子”<sup>[22]</sup>。腐败本质上是权力的滥用,政府审计作为依法用权力制约权力的制度安排,注定会在腐败治理中发挥重要作用<sup>[23]</sup>。作为一项法定制度,政府审计在制约公共权力运行、推进反腐倡廉建设方面的作用日益显著。有学者采用规范分析方法归纳了政府审计在反腐败中的角色、功能定位以及具体路径<sup>[24-25]</sup>。另有学者采用实证分析方法检验了政府审计在腐败治理方面的效果。相关研究发现,政府审计能够震慑和防御官员腐败、提升地区反腐效率,并促进国有企业绩效提升<sup>[8,26-27]</sup>。另外,政府审计机关与被审计单位的协同水平越高,腐败治理功能就发挥得越好<sup>[28]</sup>。在国企腐败治理方面,政府审计能够显著抑制中央企业高管的超额在职消费,提高非效率投资企业的腐败曝光概率<sup>[13-14]</sup>。

综上所述,现有关于管理层权力与企业腐败、政府审计与国有企业腐败的文献已比较丰富,但还鲜有研究将管理层权力、政府审计与国企高管腐败放在同一框架下,从腐败诱因和治理策略的完整链条出发进行分析。政府审计作为一种权力制衡机制,天然地能对诱发腐败的权力进行约束,进而发挥其治理职能,因此,本文拟进一步探讨政府审计通过抑制管理层权力来减少国企高管腐败的渠道机制。

## 三、理论分析与研究假设

### (一)管理层权力诱致腐败

管理层权力(managerial power)或管理自主权(managerial discretion)是所有权与实际控制权分离的产物,在某种程度上反映了管理层执行自身意愿(非股东意愿)的能力<sup>[29-30]</sup>。现代企业制度下所有权与经营权的分离使得不同企业的管理层均获得了或多或少的决策和经营自主权,具体来讲,管理层权力的大小与管理者个人特质、企业内部权力配置、股权结构、企业性质、所处行业及宏观制度环境等因素有关。有研究发现,给予管理层适度

的自主权有助于激励其积极工作,在动态竞争环境下及时进行战略调整,从而提高企业风险承担水平和增进组织绩效<sup>[31]</sup>。然而,过度的自主权可能会诱发管理层的机会主义行为,包括提高管理层自身薪酬、增加在职消费、构建个人商业帝国、进行过度投资,甚至利用职务便利实施贪污、受贿、财产侵占、利益输送等违法犯罪行为,最终损害股东价值<sup>[5,17-18]</sup>。

我国国有企业管理层权力的扩张源于国企改革中的放权让利。20世纪80年代以来,政府推行旨在提高企业自主经营权的放权改革,国企高管由此获得了较高的实际控制权。虽然政府设置了相关部门代表出资人对国企高管的管理决策进行监督,但是在层层代理和所有者缺位的情况下,这种监督往往成本较高且难以全面到位,再加上制度转型和治理机制的不完善,一些高管甚至可以越过相关部门和董事会对公司决策施加重大影响,即众所周知的内部人控制问题<sup>[17,32]</sup>。另外,国企高管面临严格的薪酬管制,且国有企业的股权激励力度往往较弱,一些高管的个人能力和付出难以通过正常的薪酬获得一个公平的市场回报,因此他们有动机利用手中权力进行腐败寻租,而且更倾向于通过过度投资、在职消费、构建个人帝国等隐蔽方式对其薪酬进行补偿<sup>[5,7]</sup>。有研究发现,国企管理层越是大权在握,通过在职消费手段实施权力寻租这一行为越没有节制,进而使得国企成为滋生腐败行为的沃土<sup>[5,17-18]</sup>。

根据以上分析,本文提出假设1:

假设1:在其他条件一定的情况下,管理层权力越大,国企高管腐败越严重。

## (二)政府审计的治理作用

审计的产生源于所有权与经营权分离形成的委托代理关系,其本质是对代理人受托责任的履行情况进行鉴证和监督,以促进受托经济责任的全面有效履行<sup>[23,33]</sup>。从委托代理关系的角度来看,腐败本质上是信息不对称条件下代理人的一种机会主义行为,而审计是缓解信息不对称、抑制机会主义行为的重要机制。国有企业体现着国家意志,是党和国家事业发展的重要物质基础和依靠力量,国企领导人具有“准官员”的特征,国有企业和国企主要领导人一直是国家审计机关的重要监督对象<sup>[13,19]</sup>。审计机关对国有企业的监督涵盖了国有企业、国有资本、境外投资和国有企业主要领导人员经济责任等各个方面。从近些年的审计实践来看,审计署和地方审计机关每年都会抽取部分受其管辖的国有企业,就其财务收支和损益、主要领导人员经济责任、境外投资以及贯彻落实国家重大政策等情况开展审计和专项审计调查,审计结果通过政府网站、主流媒体以及政府和人大工作会议进行公开。

与其他治理机制相比,政府审计在腐败监控方面有着独特优势:(1)独立性,即审计机构与其监督对象之间没有利益关联;(2)专业性,审计机关在腐败风险的识别、风险控制和腐败行为的监测方面具有优势;(3)覆盖范围广,即审计是一种持续的、覆盖较广的监督机制<sup>[9,34-35]</sup>。在国有企业、国有资本和国有企业领导人员经济责任审计方面,国家审计机关能够独立、高效地查处国企高管在经营决策、财务收支、经营成果及个人廉洁方面出现的违法违规、损失浪费和管理不规范问题<sup>[13,34]</sup>。审计机关在账目检查方面的专业性和独立性使得它们可以从纷繁复杂的经济数据和财务报表中发现一些隐蔽问题<sup>[18,34]</sup>。政府审计发现问题线索后,纪检监察部门介入调查的概率随之上升,即便是超额在职消费等隐性腐败行为,一旦被上级领导和组织部门察觉,也会对国企高管的留任和晋升造成重大影响。因此,我们可以预期,政府审计的介入能够对国企高管的腐败冲动形成有效抑制。

根据以上分析,本文提出假设2:

假设2:在其他条件一定的情况下,政府审计介入后,国企高管的腐败程度减弱。

## (三)政府审计对管理层权力与腐败之间关系的调节作用

国有企业腐败实质上是一种权力腐败,国有企业所有者缺位和放权改革导致的管理层权力膨胀是国企高管腐败的根源<sup>[5,22]</sup>。因此,治理国企腐败的关键在于强化对管理层权力的制约和监督。党和国家在推进依法治国、深化国有企业改革、提升国家治理体系和治理能力的决策部署中,一再强调要强化对权力的制约与监督。在构筑和完善国有企业监督体系方面,推进混合所有制改革,引入非国有股东的监督,能在一定程度上缓解“所有者缺位”问题,提升股东大会和董事会的监督效率<sup>[7]</sup>;完善企业内部控制制度,强化政府审计、国家监察、党的巡视等外部监督,能够对管理层权力的运行形成有效约束<sup>[18,36]</sup>。审计机关对国有企业的监督侧重管理决策权力的运用和国有资产的安全、效益,其中经济责任审计以领导干部的权力运行为主线,涵盖了重大政策执行、重大经济决策、重大项目管理、国有资产保值增值和领导干部个人廉洁等方面,在促进领导干部“依法用权、秉公用权、廉洁用权”方面发挥了重要作用<sup>[37]</sup>。经济责任审计结果和整改情况是国有企业领导人考核、任免、奖惩的重

要依据,这一问责机制进一步强化了政府审计的威慑力<sup>[8,13]</sup>。国有企业财务审计和专项审计调查也会重点关注领导干部经济决策的经济性、效率性和效果以及个人廉洁情况。此外,不同于纪检、监察和巡视侧重于关注情节严重的案件线索,政府审计是一种常规性、常态化和预防性的监督,更能发现一些隐性腐败行为,并能为纪检、监察的介入提供问题线索。政府审计的实施大大增加了国企高管在权力使用过程中可能存在的违法、违规、低效和不廉洁行为被发现和问责的概率,而对权力的问责是治理腐败的根本之策<sup>[8,34]</sup>。政府审计和纪检、监察、巡视等强有力的外部监督机制的存在迫使理性的国企高管更加审慎地使用其掌握的权力,从而营造出一种“不敢腐、不能腐、不愿腐”的制度环境。据此,本文提出假设3:

假设3:在其他条件一定的情况下,政府审计的介入可以抑制管理层权力诱发的国企高管腐败。

#### 四、研究设计

##### (一) 样本选择和数据来源

本文以2013—2018年审计署发布的中央企业审计结果公告为线索,参照相关文献的做法<sup>[11,13,16]</sup>,首先识别出审计结果公告中涉及的集团公司以及其直接或间接控股的上市公司(不含金融类公司),作为接受政府审计的样本,最终得到212家被审计署审计过的中央企业控股的上市公司(见表1)。然后,鉴于国有企业与非国有企业在高管腐败方面的差异,借鉴褚剑和方军雄的做法<sup>[13,38]</sup>,我们以其他国有控股上市公司作为对照组。因此,我们的总样本为2011—2017年A股国有上市公司,并根据研究所需剔除了以下样本:(1)金融保险类上市公司;(2)财务状况异常的ST、\*ST类上市公司;(3)缺少相关财务数据的公司。经筛选,本文最终得到有效样本数为6408个。在职消费数据通过CSMAR数据库中报表附注的上市公司管理费用明细经手工整理获得;其余数据先从CSMAR数据库中获取,再通过新浪财经和Wind数据库比对补齐。为消除极端值的影响,我们对回归中的连续变量进行了1%的缩尾处理。

表1 审计署2013—2018年关于中央企业审计结果公告的样本分布

被审财务年度	审计介入年度	审计结果公告年度	被审样本观测数
2011	2012	2013	11
2012	2013	2014	30
2013	2014	2015	41
2014	2015	2016	58
2015	2016	2017	38
2016	2017	2018	34

##### (二) 模型构建和变量选择

###### 1. 模型构建

本文构建以下模型对前文所提的三个假设进行检验:

$$Abperks_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Power_{i,t} + \beta_2 Postaudit_{i,t} + \beta_3 (Postaudit_{i,t} \times Power_{i,t}) + \delta X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,因变量为国企高管腐败(*Abperks*),主要考察变量为管理层权力(*Power*)、政府审计介入(*Postaudit*)以及二者的交乘项(*Postaudit* × *Power*)。根据假设1,我们预期管理层权力(*Power*)的系数 $\beta_1$ 为正;根据假设2和假设3,我们预期政府审计介入(*Postaudit*)以及其与管理层权力的交乘项(*Postaudit* × *Power*)的系数 $\beta_2$ 和 $\beta_3$ 为负。 $X_{it}$ 为控制变量,参考周美华等、褚剑和方军雄的研究<sup>[13,18]</sup>,模型(1)中的控制变量包括公司净资产收益率、董事会规模、公司成长性等一系列可能影响国企高管腐败行为的公司特征变量和治理特征变量。 $\gamma_i$ 为时间固定效应, $\mu_i$ 为公司固定效应。

需要说明的是,政府审计介入(*Postaudit*)为政策效应变量,由于政府审计介入的年份不唯一,参照刘瑞明和赵仁杰的做法<sup>[39]</sup>,本文采用控制双向固定效应的多期DID模型进行检验。同时,由于时间固定效应和公司固定效应分别包含了实验期变量*Post*和处理组变量*Treat*,因此模型中不再设置单独的*Post*和*Treat*变量。

###### 2. 变量选择

###### (1) 国企高管腐败(*Abperks*)

企业高管腐败大致分为显性腐败和隐性腐败两种,显性腐败主要以证监会、证券交易所等监管部门披露的上市公司因擅自改变资金用途、违规担保、内幕交易、市场操纵等违法违规行为而受到处罚的情况,以及相关媒体报道的上市公司高管贪污、腐败、职务侵占等案件、事项的数量来衡量<sup>[14,40]</sup>;隐性腐败多以在职消费或超额在职消费来衡量<sup>[17-18,22]</sup>。本文主要考察隐性腐败,一方面,企业因违规、贪污、受贿、职务侵占等行为遭到监管部门处罚或被媒体曝光具有一定的滞后性,被查处和曝光的案件可能只是冰山一角,而反映在财务数据中的超额在职消费能够及时捕捉到高管滥用职权谋取私利的行为,从而反映出国企高管的腐败程度;另一方面,政府审计对

国有企业的监督通常是从企业账簿和财务数据着手,主要关注国有企业的财务收支、经营成果及国有企业领导人的个人廉洁和经济责任履行情况,能够对国有企业的铺张浪费、假公济私等隐性腐败行为进行揭露、防御和震慑。因此,研究政府审计与国企高管隐性腐败之间的关系可能更有针对性。

参考相关研究<sup>[13,40-41]</sup>,本文以超额在职消费,即高管实际在职消费与经济因素决定的高管预期正常在职消费的差额,作为隐性腐败的代理变量。其中,实际在职消费数据的获取参照王曾等和Luo等的研究<sup>[41-42]</sup>,采用管理费用扣除董监高薪酬、当年的固定资产折旧和无形资产摊销、坏账准备、存货跌价准备等明显不属于在职消费的数据,并通过模型进行估算。具体估算模型如下:

$$\frac{Perk_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Inventory_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + LnEmployee_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中的 *Perk* 为样本公司当年实际在职消费, *Asset* 为上一年期末总资产, *PPE* 为当年固定资产净值,  $\Delta Sales$  为主营业务收入的变动额, *Inventory* 为当年存货总额, *Employee* 为企业雇用的员工人数。本文采用该模型进行分年度分行业回归,通过估计得到的残差项的值即为样本公司当期的超额在职消费 (*Abperks*)。

### (2) 管理层权力 (*Power*)

参考权小锋等、周美华等和魏志华等的做法<sup>[17-18,43]</sup>,本文选择以下五个指标合成管理层权力的综合指标:(1)CEO兼任情况,不兼任董事取1,兼任董事取2,兼任董事长取3;(2)CEO任期,CEO在该职位上的任职年限;(3)董事会规模,当届董事会的人数;(4)内部董事比例,内部董事人数与董事会人数之比;(5)管理层是否持股,持股时取1,否则取0。本文在上述五个变量的基础上,采用主成分分析法来合成管理层权力综合指标 *Power*,该数值越大,代表管理层权力越高。

### (3) 政府审计介入 (*Postaudit*)

借鉴褚剑和方军雄的研究<sup>[13]</sup>,本文采用 *Postaudit* 来衡量政府审计介入的处理效应,对于上市公司所属集团公司被审计署审计过的会计年度及之后的会计年度取1,否则取0。其中,若样本公司所属集团在研究区间内多次被审计,我们只取集团公司的第一次审计作为我们的研究样本。根据前文的分析,若政府审计产生威慑和抵御作用,被审计公司的高管腐败行为在审计介入之后的年度将会得到收敛。

### (4) 政府审计介入与管理层权力的交乘项 (*Postaudit* × *Power*)

为了进一步考察政府审计对管理层权力与国企高官腐败之间关系的调节作用,本文设置政府审计介入与管理层权力变量的交乘项 (*Postaudit* × *Power*)。根据前文的分析,我们预期政府审计的介入能够显著抑制管理层权力与腐败之间的正向关系。

相关变量的具体定义见表2。

表2 变量定义表

变量名称	变量符号	变量说明
国企高管腐败	<i>Abperks</i>	以超额在职消费来衡量,利用模型(2)对正常在职消费进行估计后得到的残差项即为超额在职消费
管理层权力	<i>Power</i>	采用主成分分析法合成管理层权力指数
政府审计介入	<i>Postaudit</i>	样本公司所属集团公司被审计署审计过的会计年度及之后的会计年度取1,否则取0
净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润与平均净资产的比值
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数取对数
公司成长性	<i>Growth</i>	当期营业收入增长率
亏损	<i>Loss</i>	公司当年净利润为负时取值为1,否则为0
股权制衡	<i>Balance</i>	第二至第十大股东持股比例之和/第一大股东持股比例
公司规模	<i>Size</i>	期末总资产加1的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债与总资产的比值
两职合一	<i>Dual</i>	当年董事长与总理由一人兼任取1,否则取0
企业年龄	<i>Age</i>	创立年度到本年末为止的年数的平方根
高管持股比例	<i>Mhold</i>	高管持股数量与总股数的比值
中央企业	<i>Cen_soe</i>	中央企业取值为1,否则为0
总资产周转率	<i>Turnover</i>	营业收入/[ (资产合计期末余额 + 资产合计期初余额)/2 ]
监事会规模	<i>Super</i>	监事会人数取对数
营业收入现金比率	<i>CF</i>	经营活动产生的现金流量净额与营业收入的比值
总资产增长率	<i>Tag</i>	(当期资产总计 - 上期资产总计)/上期资产总计

## 五、实证结果与分析

## (一)描述性统计

表3为变量的描述性统计结果。超额在职消费(*Abperks*)的均值为-0.004,标准差为0.031<sup>①</sup>,表明不同样本公司的超额在职消费存在较大差异;管理层权力综合指标(*Power*)的均值为0.002,标准差为0.401,说明不同公司的管理层权力差别较大;政府审计介入(*Postaudit*)的均值为0.132,表明大约有13.2%的样本年为政府审计介入过或介入后的会计年度。由于样本期间和样本筛选过程存在差异,主要变量的描述性统计结果与已有文献略有差异<sup>[13,17]</sup>,但差距不大。

## (二)多元回归分析

## 1. 基础回归

表4报告了管理层权力、政府审计和国企高管腐败的回归结果。其中,列(1)报告了单独对国企高管腐败与管理层权力及控制变量进行回归的结果,管理层权力变量(*Power*)的系数为0.0026,且在10%的水平上显著,表明管理层权力越大,国企高管受到的内部约束越少,越有可能通过超额在职消费等隐性腐败行为谋取利益,假设1得到支持。列(2)报告了对政府审计介入

变量和控制变量进行回归的结果,政府审计介入变量(*Postaudit*)的系数为-0.0025,且在10%的水平上显著,说明相对于未被审计的公司,接受审计署审计的上市公司在审计实施之后的年份高管腐败行为显著减少,假设2得到支持。列(3)是引入政府审计和管理层权力的交乘项后对所有解释变量和控制变量进行回归的结果,管理层权力变量(*Power*)的系数为正且在5%的水平上显著,政府审计介入(*Postaudit*)的系数为负且在10%的水平上显著,这进一步支持了假设1和假设2;政府审计介入与管理层权力的交乘项(*Postaudit* × *Power*)的系数为-0.0054,且在10%水平上显著,说明政府审计介入对管理权力与腐败之间的关系有显著的负向调节作用,即政府审计介入能够显著减少管理层权力诱发的腐败,假设3得到支持。

## 2. 中央控股上市公司样本的检验

在基础回归中,我们将接受过政府审计的国有企业视为处理组,以其他中央或地方国有企业为对照组。考虑到审计署对国有企业的监督主要是针对中央国有企业,且中央国有企业与地方国有企业在高管腐败方面可能存在差异,我们对样本中的中央控制企业样本单独进行分析,回归结果如表5所示。管理层权力变量(*Power*)在列(1)和列(3)中的回归系数均显著为正,这与假设1的预期一致;政府审计介入(*Postaudit*)的系数在列(2)和列(3)中均显著为负,这与假设2的预期一致;交乘项(*Postaudit* × *Power*)的系数在5%的水平上显著为负,假设3得到支持。另外,我们将表5与表4进行对比可以发现,中央控股上市公司子样本与全样本的检验结果基本一致,且显著性水平更高,这再次验证了前文的3个假设。

## (三)稳健性检验

## 1. 平行趋势检验

DID模型的使用需要满足平行趋势假设,即在政府审计介入前,处理组和对照组的高管腐败程度的趋势变化不存在系统性差异。参考吕越等的研究<sup>[44]</sup>,我们以政府审计介入当年对应的财务年度<sup>②</sup>作为基期(*Current*),构造政府审计介入的前推变量和后推变量(*Pre1audit*、*Pre2audit*、……、*Post1audit*、*Post2audit*……),并纳入基本模

表3 描述性统计结果

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Abperks</i>	6408	-0.004	0.031	-0.135	0.108
<i>Power</i>	6408	0.002	0.401	-0.986	0.990
<i>Postaudit</i>	6408	0.132	0.338	0	1
<i>Roe</i>	6408	0.058	0.126	-0.585	0.369
<i>Board</i>	6408	2.210	0.196	1.099	2.890
<i>Growth</i>	6408	0.134	0.383	-0.493	2.499
<i>Loss</i>	6408	0.115	0.319	0	1
<i>Balance</i>	6408	0.605	0.582	0.026	2.826
<i>Size</i>	6408	22.721	1.402	18.369	28.507
<i>Lev</i>	6408	0.517	0.203	0.079	0.940
<i>Dual</i>	6408	0.103	0.304	0	1
<i>Age</i>	6408	4.171	0.624	1.232	6.164
<i>Mhold</i>	6408	0.002	0.011	0	0.084
<i>Cen_soe</i>	6408	0.340	0.474	0	1
<i>Turnover</i>	6408	0.688	0.502	0.078	2.731
<i>Super</i>	6408	1.379	0.307	0	2.485
<i>Cf</i>	6408	0.086	0.200	-0.671	0.746
<i>Tag</i>	6408	0.141	0.282	-0.220	1.944

①超额在职消费是一个相对概念,由模型(2)可知,正常在职消费的估计依赖于经上一年期末总资产调整的实际在职消费与主营业务收入变动、固定资产、存货及员工人数之间的关联关系,出现正值、负值均属正常。运用相同的模型,Luo等和褚剑、方军雄对1996—2006年和2010—2015年A股上市公司计算的超额在职消费均值分别为-0.002和-0.016<sup>[13,42]</sup>。

②审计当年对应的财务年度通常为上一年,若一家公司在2018年接受了审计,则其对应的财务年度为2017年,相应的基期为2017年,这与很多平行趋势检验中将政策出台的前一年作为基期是一致的。

型进行回归。由于本文涵盖了2011—2017年共7年的样本,因此我们做了两组平行趋势检验,一组是前4年后2年,一组是前后各3年,相关结果见表6。进一步地,本文还在图1中直观地描述了第一组检验结果中政府审计介入的前推变量和后推变量的系数估计值及其置信区间(第二组检验的结果类似)。由表6和图1可知,政府审计介入的前推变量的系数均不显著,即政府审计介入前处理组和对照组在政府审计介入前并无显著差异,符合平行趋势假设;后推变量中仅 $Post1audit$ 的系数显著为负,表明政府审计介入在滞后一期中有显著作用,随后影响逐渐减弱,这从一个侧面说明政府审计并不是介入一次就可以一劳永逸,而是需要保证一定的频率和覆盖面,这与党中央和国务院在相关文件中要求的“审计全覆盖”相一致。另外,由于政府审计的介入时间并不集中在某一年或某几年,而是每一年都有若干企业接受审计,从而导致部分接受政府审计的样本无法匹配到前推或后推几年的观测值,这可能会对平行趋势检验产生一定影响。为此,我们将通过后续的PSM配对样本检验和安慰剂检验进一步缓解可能存在的内生性问题。

## 2. PSM 配对样本检验

考虑到被审计的国企和未被审计的国企本身存在一定的差异,这可能会对本文的研究结果产生一定影响,因此参考相关研究<sup>[11,13]</sup>,我们采用倾向得分匹配法(PSM)对被审计样本进行配对,然后采用双重差分模型进行检验。具体步骤是:(1)以是否接受政府审计( $Audit$ )为因变量,并以模型(1)中的控制变量作为自变量,通过Logistic回归得到样本企业每年的倾向性得分,表示被审计署审计的概率;(2)对每个被审计样本观测值匹配与其年度、行业一致,且倾向性得分最接近但未被审计署审计的观测值;(3)最后得到基于PSM匹配后的研究样本共2780个(处理组和控制组的观测值各1390个)。通过平衡性检验发现,匹配后的控制组和处理组的各个协变量的统计量无明显差别,说明匹配比较合理。由于PSM配对样本检验关注的是政府审计介入的处理效应,因此我们用配对后的样本对假设2和假设3做进一步检验,结果如表7所示。由表7可知,政府审计介入( $Postaudit$ )的系数在列(1)和列(2)中均显著为负,假设2得到支持;政府审计介入与管理层权力交乘项( $Postaudit \times Power$ )的系数在5%的水平上显著为负,假设3得到支持。另外,列(2)中管理层权力( $Power$ )的系数在5%的水平上显著为正,这与假设1的预测一致。综上,PSM配对样本检验结果进一步支持了政府审计介入能够显著减少国企高管腐败这一论断。

## 3. 安慰剂检验

我们采用两种安慰剂检验方法进行稳健性检验。首先,借鉴刘瑞明和赵仁杰的做法,通过改变政策执行时间进行反事实检验<sup>[39]</sup>。具体来讲,我们将处理组中政府审计介入的年份统一提前2年或3年,并据此重新对 $Postaudit$ 进行赋值,如果此时政府审计介入( $Postaudit$ )显著,则说明其对高管腐败的抑制作用很可能源于其他政策变革或随机性因素,反之则说明本文的结果是稳健的。如表8所示,虚构审计介入时间后, $Postaudit$ 和 $Postaudit \times Power$ 的系数在所有检验中都不再显著,说明政府审计介入不是安慰剂。

表4 管理层权力、政府审计与国企高管腐败

变量	(1)	(2)	(3)
	$Abperks$	$Abperks$	$Abperks$
$Power$	0.0025* (1.74)		0.0033** (2.21)
$Postaudit$		-0.0025* (-1.70)	-0.0027* (-1.82)
$Postaudit \times Power$			-0.0054* (-1.78)
$Roe$	-0.0041 (-0.67)	-0.0037 (-0.61)	-0.0040 (-0.66)
$Board$	-0.0045 (-0.97)	-0.0013 (-0.30)	-0.0045 (-0.97)
$Growth$	0.0015 (0.93)	0.0014 (0.89)	0.0014 (0.90)
$Loss$	0.0008 (0.46)	0.0008 (0.46)	0.0008 (0.46)
$Balance$	0.0009 (0.64)	0.0009 (0.64)	0.0009 (0.62)
$Size$	0.0054*** (3.66)	0.0055*** (3.74)	0.0055*** (3.72)
$Lev$	-0.0123** (-2.34)	-0.0121** (-2.29)	-0.0121** (-2.31)
$Dual$	-0.0036** (-1.98)	-0.0023 (-1.41)	-0.0039** (-2.11)
$Age$	-0.0043 (-0.68)	-0.0024 (-0.37)	-0.0041 (-0.63)
$Mhold$	-0.170** (-2.16)	-0.154* (-1.96)	-0.173** (-2.19)
$Cen\_soe$	-0.0005 (-0.06)	-0.0005 (-0.06)	-0.0005 (-0.07)
$Turnover$	0.0073** (2.17)	0.0073** (2.17)	0.0073** (2.18)
$Super$	0.0005 (0.58)	0.0005 (0.52)	0.0005 (0.61)
$Cf$	-0.0046* (-1.80)	-0.0045* (-1.77)	-0.0045* (-1.75)
$Tag$	-0.0073*** (-2.84)	-0.0073*** (-2.82)	-0.0073*** (-2.84)
$Constant$	-0.102** (-2.44)	-0.120*** (-2.80)	-0.105** (-2.50)
年份固定效应	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制
N	6408	6408	6408
R <sup>2</sup>	0.049	0.049	0.050
adj. R <sup>2</sup>	0.045	0.045	0.046

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为t值。下同。

表 5 中央控股上市公司样本的回归结果

变量	(1) <i>Abperks</i>	(2) <i>Abperks</i>	(3) <i>Abperks</i>
<i>Power</i>	0.0051 ** (2.04)		0.0082 *** (3.01)
<i>Postaudit</i>		-0.0037 * (-1.86)	-0.0040 ** (-2.02)
<i>Postaudit</i> × <i>Power</i>			-0.0087 ** (-2.38)
<i>Constant</i>	-0.0956 (-1.32)	-0.127 * (-1.74)	-0.0935 (-1.28)
<i>Control variables</i>	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制
N	2179	2179	2179
R <sup>2</sup>	0.049	0.049	0.053
adj. R <sup>2</sup>	0.040	0.039	0.043

注:没有报告各个控制变量的具体结果,备索。下同。

表 6 平行趋势检验

变量	(1) <i>Abperks</i>	(2) <i>Abperks</i>
<i>Pre4audit</i>	0.0006 (0.20)	
<i>Pre3audit</i>	0.0006 (0.20)	0.0005 (0.23)
<i>Pre2audit</i>	0.0008 (0.33)	0.0008 (0.36)
<i>Pre1audit</i>	-0.0009 (-0.39)	-0.0008 (-0.37)
<i>Currentaudit</i>	-0.0028 (-1.09)	-0.0028 (-1.09)
<i>Post1audit</i>	-0.0045 * (-1.84)	-0.0044 * (-1.89)
<i>Post2audit</i>	-0.0009 (-0.26)	-0.0009 (-0.29)
<i>Post3audit</i>		0.0004 (0.11)
<i>Power</i>	0.0025 * (1.70)	0.0026 * (1.79)
<i>Constant</i>	-0.112 *** (-2.65)	-0.116 *** (-2.82)
<i>Other control variables</i>	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
公司固定效应	控制	控制
N	6408	6408
R <sup>2</sup>	0.050	0.050
adj. R <sup>2</sup>	0.045	0.046

表 7 PSM 配对样本的回归结果

变量	(1) <i>Abperks</i>	(2) <i>Abperks</i>
<i>Postaudit</i>	-0.0035 * (-1.88)	-0.0039 ** (-2.09)
<i>Power</i>		0.0063 ** (2.37)
<i>Postaudit</i> × <i>Power</i>		-0.0083 ** (-2.34)
<i>Constant</i>	-0.0951 (-1.43)	-0.0658 (-1.00)
<i>Control variables</i>	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
公司固定效应	控制	控制
N	2780	2780
R <sup>2</sup>	0.062	0.065
adj. R <sup>2</sup>	0.055	0.057

表 8 安慰剂检验(政策时间提前 2 年或 3 年)

变量	提前 2 年		提前 3 年	
	(1) <i>Abperks</i>	(2) <i>Abperks</i>	(3) <i>Abperks</i>	(4) <i>Abperks</i>
<i>Power</i>		0.0028 * (1.76)		0.0024 (1.55)
<i>Postaudit</i>	-0.0023 (-1.20)	-0.0022 (-1.17)	-0.0015 (-0.87)	-0.0014 (-0.81)
<i>Postaudit</i> × <i>Power</i>		-0.00176 (-0.63)		0.0003 (0.09)
<i>Constant</i>	-0.117 *** (-2.72)	-0.106 ** (-2.52)	-0.113 *** (-2.67)	-0.104 ** (-2.47)
<i>Control variables</i>	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6408	6408	6408	6408
R <sup>2</sup>	0.048	0.049	0.048	0.049
adj. R <sup>2</sup>	0.045	0.045	0.045	0.045

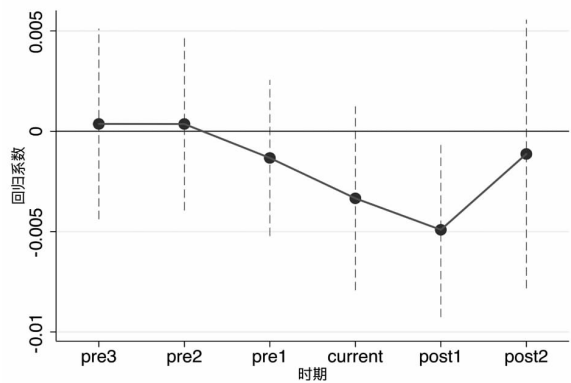


图 1 平行趋势检验的系数分布图

注:圆点为系数估计值,虚线为系数估计的 95% 的置信区间。

其次,参考吕越等的做法<sup>[44]</sup>,我们通过虚构处理组进行安慰剂检验。具体来讲,在总体样本中随机选取 212 家上市公司作为虚构的处理组,并重新对 *Postaudit* 进行赋值。根据安慰剂检验的原理,虚构处理组后任何显著地发现都意味着前文的回归结果有偏差。本文进行了 1000 次随机抽样,并按模型(1)进行基准回归,图 2 绘制了这 1000 次随机抽样下 *Postaudit* 和 *Postaudit* × *Power* 的系数估计值的核密度分布曲线。如图 2 所示,在虚构处理组的情况下,这两个变量的系数估计值的均值都接近于零,且不显著,说明真实的政府审计介入对高管腐败具有显著的抑制作用,并非安慰剂效应。



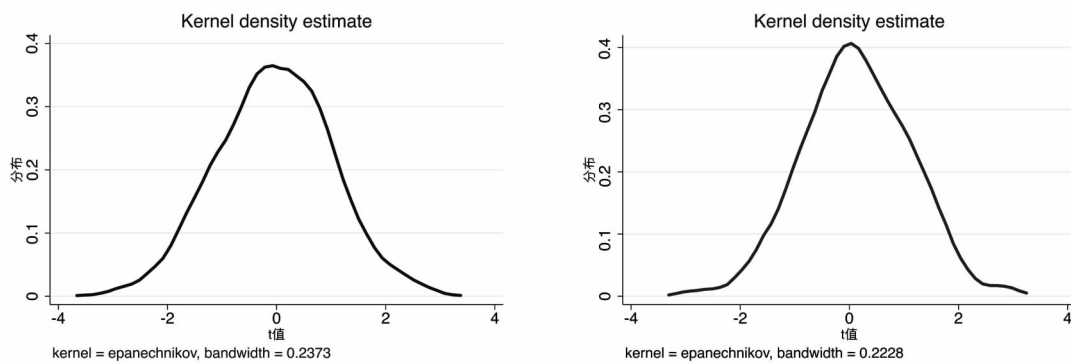


图2 安慰剂检验(虚拟处理组)

注:左图为1000次随机抽样下 *Postaudit* 的系数估计值的核密度分布曲线,右图为 *Postaudit* × *Power* 的系数估计值的核密度分布曲线。

## 六、结论性评述

本文以2011—2017年在我国沪深A股上市的国有企业为样本,实证检验了管理层权力、政府审计和国企高管腐败三者之间的关联关系。研究表明:管理层权力越大,国企高管腐败越严重;政府审计介入对国企高管腐败具有显著的约束作用,而且能够显著抑制由管理层权力诱致的国企高管腐败。所得结论在进行央企控股上市公司子样本检验、平行趋势检验、PSM配对样本检验和安慰剂检验后仍然成立。

本文所得结论具有一定的启示意义。首先,应进一步优化国有企业管理层的权力配置,并建立相应的内部监督和制衡机制,对高管权力的行使形成有效约束,减少其寻租空间。其次,完善国有企业外部治理中的权力监督和制衡机制,特别是鉴于政府审计在国企高管隐性腐败治理中的专业性和有效性,应当更加重视政府审计在国有企业绩效评价、人才选拔、权力问责和相关体制机制改革中的作用,进一步提升政府审计的威慑力。最后,应贯彻落实党中央和国务院对公共资金、国有资产、国有资源和国有企业领导人实行审计全覆盖的要求,提升政府审计的能力和效率。具体来讲,应进一步增加对国有企业审计监督的范围、深度和频率,让更多的国有企业接受国家审计机关的监督,以充分发挥政府审计对管理层权力诱发的国企高管腐败的抑制作用。

当然,由于数据的限制,本文仅以是否接受过政府审计这一虚拟变量来衡量国家审计机关对国有企业的监督。事实上,审计机关对不同企业及企业集团下属子公司实施审计时投入的人力、工时和取得的审计成果数量可能存在差异,从而对高管腐败行为的抑制程度也会不同,更详细的数据将有助于我们更精准地量化政府审计的治理效果。随着审计结果公开力度的加大及部分企业自愿披露政府审计的介入情况,未来可以深化此类研究。

### 参考文献:

- [1] 戚振东,姜德波,施萍. 国家治理现代化建设中的国家审计发展创新——“国家审计与国家治理体系和治理能力现代化”论坛综述[J]. 经济研究,2015(1):188-192.
- [2] Shleifer A, Vishny R W. Corruption[J]. Quarterly Journal of Economics,1993,108(3):599-617.
- [3] Brandt U S, Svendsen G T. Why does bureaucratic corruption occur in the EU? A principal-supervisor-agent model[J]. Public Choice,2013,157(3):585-599.
- [4] 陈信元,陈冬华,万华林,等. 地区差异、薪酬管制与高管腐败[J]. 管理世界,2009(11):130-143.
- [5] 徐细雄,刘星. 放权改革、薪酬管制与企业高管腐败[J]. 管理世界,2013(3):119-132.
- [6] 赵璨,杨德明,曹伟. 行政权、控制权与国有企业高管腐败[J]. 财经研究,2015(5):78-89.
- [7] 蔡贵龙,柳建华,马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]. 管理世界,2018(5):137-149.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 陈宋生,董旌瑞,潘爽. 审计监管抑制盈余管理了吗?[J]. 审计与经济研究,2013(3):10-20.
- [11] 王兵,鲍圣婴,阚京华. 国家审计能抑制国有企业过度投资吗?[J]. 会计研究,2017(9):83-89.
- [12] 池国华,郭芮佳,王金金. 政府审计能促进内部控制制度的完善吗——基于中央企业控股上市公司的实证分析[J]. 南开管理评论,2019(1):31-41.
- [13] 褚剑,方军雄. 政府审计能够抑制国有企业高管超额在职消费吗?[J]. 会计研究,2016(9):82-89.

- [14]周微,刘宝华,唐嘉尉.非效率投资、政府审计与腐败曝光——基于央企控股上市公司的经验证据[J].审计研究,2017(5):46-53.
- [15]褚剑,方军雄,秦璇.政府审计能促进国有企业创新吗?[J].审计与经济研究,2018(6):10-21.
- [16]蔡利,马可哪呐.政府审计与国企治理效率——基于央企控股上市公司的经验证据[J].审计研究,2014(6):48-56.
- [17]权小锋,吴世农,文芳.管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J].经济研究,2010(11):73-87.
- [18]周美华,林斌,林东杰.管理层权力、内部控制与腐败治理[J].会计研究,2016(3):56-96.
- [19]Xin Q,Bao A,Hu F. West meets east: Understanding managerial incentives in Chinese SOES[J]. China Journal of Accounting Research,2019,12(2):177-189.
- [20]Huang L J,Snell R S. Turnaround, corruption and mediocrity: Leadership and governance in three state owned enterprises in mainland China[J]. Journal of Business Ethics,2003,43(1-2):111-124.
- [21]陈冬华,陈信元,万华林.国有企业中的薪酬管制与在职消费[J].经济研究,2005(2):92-101.
- [22]杨德明,赵璨.国有企业高管为什么会滋生隐性腐败?[J].经济管理,2014(10):64-74.
- [23]刘家义.论国家治理与国家审计[J].中国社会科学,2012(6):60-72.
- [24]阙京华,周友梅.腐败治理中国家审计的角色、功能定位及其影响因素分析——基于“国家廉政体系”视角的考察[J].南京审计学院学报,2015(5):12-19.
- [25]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.
- [26]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.
- [27]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.
- [28]王会金,马修林.政府审计与腐败治理——基于协同视角的理论分析与经验数据[J].审计与经济研究,2017(6):1-10.
- [29]Finkelstein S. Power in top management teams: Dimensions, measurement and validation[J]. Academy of Management Journal,1992,35(3):505-538.
- [30]张三保,张志学.管理自主权:融汇中国与西方、连接宏观与微观[J].管理世界,2014(3):102-118.
- [31]张三保,张志学.区域制度差异,CEO管理自主权与企业风险承担——中国30省高技术产业的证据[J].管理世界,2012(4):101-114.
- [32]卢锐,魏明海,黎文靖.管理层权力、在职消费与产权效率——来自中国上市公司的证据[J].南开管理评论,2008(5):102-112.
- [33]蔡春,朱荣,蔡利.国家审计服务国家治理的理论分析与实现路径探讨——基于受托责任观的视角[J].审计研究,2012(1):6-11.
- [34]公婷.问责审计与腐败治理[J].公共行政评论,2010(2):69-84.
- [35]李明辉.政府审计在反腐败中的作用:理论分析与政策建议[J].江海学刊,2014(4):106-115.
- [36]李嘉明,杨流.国家审计与国家监察服务腐败治理的路径探索——基于协同视角的思考[J].审计与经济研究,2018(2):1-9.
- [37]王慧.经济责任审计创新与发展研讨会综述[J].审计研究,2019(2):35-38.
- [38]褚剑,方军雄.政府审计的外部治理效应:基于股价崩盘风险的研究[J].财经研究,2017(4):133-144.
- [39]刘瑞明,赵仁杰.国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证[J].管理世界,2015(8):30-38.
- [40]薛健,汝毅,窦超.“惩一”能否“儆百”?——曝光机制对高管超额在职消费的威慑效应探究[J].会计研究,2017(5):70-76.
- [41]王曾,符国群,黄丹阳,等.国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究[J].管理世界,2014(5):157-171.
- [42]Luo W,Zhang Y,Zhu N. Bank ownership and executive perquisites: New evidence from an emerging market[J]. Journal of Corporate Finance,2011,17(2):352-370.
- [43]魏志华,李常青,曾爱民,等.关联交易、管理层权力与公司违规——兼论审计监督的治理作用[J].审计研究,2017(5):87-95.
- [44]吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J].经济研究,2019(9):187-202.

[责任编辑:王丽爱,刘 茜]

## Managerial Power and Management Corruption in State-owned Enterprises: Based on the Moderating Effects of Government Audit

LIU Jin<sup>1</sup>, XIE Lina<sup>2</sup>, LIN Bin<sup>2</sup>

- (1. School of Accounting, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China;
2. School of Business, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China)

**Abstract:** This paper takes A-share listed SOEs from 2011 to 2017 as the research sample, and analyzes the relationship between managerial power, government audit, and top executives' corruption in SOEs. The result shows that: the degree of corruption in SOEs is more serious in firms with greater managerial power, and the implementation of government audit can significantly reduce the level of corruption in SOEs. Furthermore, government audit has significant negative regulatory effect for the positive correlation between management power and corruption. These findings still hold in a series of robust tests. This paper reveals a channel mechanism on how government audit helps curb management corruption in SOEs, and has certain implications for the improvement of anti-corruption mechanism and for the government audit to play a more vital role in strengthening the reforms in SOEs.

**Key Words:** managerial power; government audit; state-owned enterprises; top executives corruption; national governance; full-coverage audit; audit accountability