

# 政府审计能够抑制国有企业高管在职消费吗？\*

## ——基于中央企业政府审计报告的自然实验

褚剑 方军雄

(复旦大学管理学院会计系, 200433, [13210690028@fudan.edu.cn](mailto:13210690028@fudan.edu.cn); [jxfang@fudan.edu.cn](mailto:jxfang@fudan.edu.cn))

**【提要】**作为一项强有力的政府监管措施,政府审计能否抑制国有企业高管在职消费行为是重要的研究话题。我们利用2010—2015年审计署发布中央企业审计结果公告所提供的自然实验契机,采用双重差分模型系统检验了政府审计对中央企业控股上市公司高管在职消费行为的影响,研究发现:政府审计能够抑制央企控股上市公司高管的在职消费行为,并且政府审计的这种外部治理效应在上市公司的公司治理状况较好、审计署的监督力度较强时更为明显。本文的发现对于进一步完善我国政府监管具有理论和实践意义。

**【关键词】**在职消费;政府监管;政府审计;审计结果公告

### Can Government Auditing Constrain SOEs' Executive Perks? ——Evidence from Audits of Central State-owned Enterprises

*Chu Jian & Fang Junxiong*

**Abstract:** As a part of government monitoring, can government auditing constrain SOEs' executive perks? Audits of central state-owned enterprises by the National Audit Office of China (CNAO) during 2010 to 2015 provides us with a good opportunity to examine the impact of government auditing on executive perks using DID method. We find that government auditing can constrain executive perks in central state-owned enterprises. And the relationship above is more significant when the firm's corporate governance is better or CNAO's enforcement is stronger.

**Keywords:** perks; government monitoring; government auditing; national audit announcement

---

\*本文是国家自然科学基金“制度环境、公司治理与高管治理机制有效性”和自然科学基金“政府控制、市场化进程与上市公司高管薪酬契约有效性”的阶段性成果。感谢“复旦—德勤会计论坛”与会学者的评论。当然,文责自负。

# 政府审计能够抑制国有企业高管在职消费吗？

## ——基于中央企业政府审计公告的自然实验

**【提要】**作为一项强有力的政府监管措施，政府审计能否抑制国有企业高管在职消费行为是重要的研究话题。我们利用 2010—2015 年审计署发布中央企业审计结果公告所提供的自然实验契机，采用双重差分模型系统检验了政府审计对中央企业控股上市公司高管在职消费行为的影响，研究发现：政府审计能够抑制央企控股上市公司高管的在职消费行为，并且政府审计的这种外部治理效应在上市公司的公司治理状况较好、审计署的监督力度较强时更为明显。本文的发现对于进一步完善我国政府监管具有理论和实践意义。

**【关键词】** 在职消费；政府监管；政府审计；审计结果公告

### 一、引言

由于我国资本市场起步较晚，法律、金融等各项基础性制度发展不完善，投资者保护力度较差（Allen et al., 2005）。在此背景下，我们关心的是，强有力的政府监管能否成为应对上市公司不端行为的重要机制。已有文献表明，我国的证券监管和税收征管能够缓解管理层与股东之间、大股东与小股东之间的代理问题，减少外部投资者与公司内部人之间的信息不对称，起到公司治理的作用（Chen et al., 2005；曾亚敏和张俊生，2009；叶康涛和刘行，2011）。但是，上述文献使用的是横截面层面的政府监管变量，其存在的内生性问题可能对研究发现产生负面影响，例如在证券监管和税收监管较强的地区，其公司的代理成本本身较小。鉴于政府审计能否成为抑制公司不端行为的替代机制这一问题的重要性，对此进行更严谨的研究显得必要和紧迫。审计署 2003 年开始实行的政府审计结果公告制度恰好为我们检验政府监管的公司治理效应提供了绝好的自然实验的研究环境，部分中央企业受到了审计署的政府审计，而其他公司未被审计，这样，我们可以采用双重差分法（DID）缓解内生性问题的负面影响。

本文关注的是审计署实施的政府审计对央企高管在职消费的影响。审计长刘家义（2012）提出了政府审计的“免疫系统”论，他认为，政府审计是国家治理这个大系统中内生的一个具有预防、揭示和抵御功能的“免疫系统”，是依法用权力监督制约权力的制度安排，这种强有力的治理机制会对社会、政府，乃至企业产生重大的影响。现有研究表明，审计署公告审计结果后，违规央企控股的上市公司受到了资本市场的惩罚（李小波和吴溪，2013），财务会计信息质量得到提高（陈宋生等，2014），过度投资问题得到抑制（陈海红等，2014），经营效率和经营业绩得到改善（蔡利和马可哪呐，2014）。可见，作为一项政府监管措施，政府审计具有微观层面的公司治理效应。但是，现有研究并没有考察政府审计对企业高管在职消费的抑制作用。国有企业当中存在着较为严重的在职消费问题，在职消费明显损害了国有企业的经营绩效（陈冬华等，2005）。从 2015 年起，审计署在审计结果公告中首次把廉洁从业问题作为审计发现的主要问题之一单独列出。据 2015 年的审计署审计结果公告，

15 家中央企业（含中央金融企业，下同）在廉洁从业方面均被发现存在违规违纪现象，占被审计央企总数的 88.24%，违规领取补贴、低价购房、超标坐飞机等违规获利问题十分突出。据不完全统计，截止 2013 年，审计署在审计过程中已发现不少引人瞩目的央企高管在职消费问题，包括超标配车 4 起、违规发福利 6 起、违规购礼品 4 起、违规建设装修 3 起<sup>①</sup>。鉴于此，本文研究政府审计是否对国有企业高管在职消费起到抑制作用。具体地，我们考察审计署对中央企业的政府审计对其控股的上市公司产生的影响。尽管 2010 年 5 月 1 日开始实施的《审计法实施条例》规定政府审计可以公告上市公司审计结果，但是目前除了一份直接针对上市公司的审计报告<sup>②</sup>外，其余公告都是针对中央企业集团公司的公告。不过，部分公告直接提及了被审计中央企业下属上市公司的名称及其存在的诸如在职消费等信息<sup>③</sup>。同时，尽管有些公告并未直接提及下属上市公司的在职消费问题，但是由于股权控制关系的存在，集团公司的各种经济活动与行为（包括不当或违法行为）有条件由其控制的企业（包括上市公司）予以实施或实现<sup>④</sup>（李小波和吴溪，2013）。

为此，我们从 2010—2015 年的审计结果公告中整理出实验组样本，以 2006—2014 年为样本区间，采用多种方法寻找匹配的控制组，利用双重差分模型进行研究，结果发现：整体上，政府审计介入之后，相关企业的高管在职消费明显下降，这意味着政府审计能够显著抑制央企控股上市公司高管的在职消费行为；进一步研究表明，政府审计的这种外部治理效应在上市公司的公司治理状况较好、审计署的监督力度较强时更明显。

本文的贡献主要包括以下三方面：第一，在职消费一直是高管薪酬和公司治理领域中的经典研究话题，已有研究表明良好的公司治理（Cai et al., 2011；张力和潘青，2009）、高声誉审计师（Gul et al., 2011）、机构投资者（李艳丽等，2012）、媒体（翟胜宝等，2015）、市场化进程（辛清泉和谭伟强，2009）能够降低高管的在职消费，我们则从政府监管的角度研究了政府审计对在职消费的影响，结果发现，政府审计能够显著减少这种隐性腐败行为，这在在职消费的制约因素的研究提供了新的证据；第二，刘家义（2012）指出，政府审计是国家治理具有预防、揭示、抵御功能的“免疫系统”，是加强反腐倡廉的有力工具，我们的研究结果为此提供了直接的经验证据，表明政府审计的确是一项强有力的政府监管措施，对央企高管具有明显的威慑作用，能够显著地约束其未来的在职消费行为；第三，我们发现政府审计抑制高管在职消费的作用在上市公司的公司治理状况较好、审计署的监督力度较强时

<sup>①</sup> 新华网（2015 年 6 月 29 日）：审计署发布 14 家央企审计结果 13 家发现违法违纪线索 [http://news.xinhuanet.com/fortune/2015-06/29/c\\_127960009.htm](http://news.xinhuanet.com/fortune/2015-06/29/c_127960009.htm)

<sup>②</sup> 2011 年第 28 号：“招商局地产控股股份有限公司 2007 至 2009 年度财务收支审计结果”。

<sup>③</sup> 例如，2015 年第 10 号公告：“中国国电集团公司 2013 年度财务收支审计结果”的（三）廉洁从业方面：•••3. 截至 2014 年 6 月底，下属英力特公司（证券代码：000635）综合办公楼人均建筑面积约 119.15 平方米，超出规定标准。

<sup>④</sup> 例如，2015 年第 12 号公告：“中国长江三峡集团公司 2013 年度财务收支审计结果”在公告开头直接提及及其下属上市公司中国长江电力股份有限公司（以下简称长江电力）（证券代码：600900），并且在（三）廉洁从业方面：•••4. 2013 年，三峡集团总部及 5 家下属企业组织职工旅游支出 426.48 万元。5. 2013 年，三峡集团总部向下属企业转嫁招待费 136 万元。6. 2013 年，三峡集团总部及部分下属企业在公务接待、新春团拜等活动中，消费高档烟酒、购买礼品等支出 273.53 万元。7. 2013 年 10 月至 2014 年 3 月，下属长江电力补贴三峡机场 230 万元开通湖北宜昌至四川宜宾航线，其中 2013 年 120 万元，该航线利用率较低。

更为明显，这表明改善公司治理状况、加强外部监督力度是我国监管机构应对甚嚣尘上的在职消费问题的有力武器。

## 二、制度背景、相关文献与研究问题

在我国上市公司中，在职消费现象十分普遍，陈冬华等（2005）研究发现上市公司高管人员的在职消费是其薪酬的十倍以上。与此形成对比的是，监管部门并没有强制要求公司披露金额巨大的在职消费，只有不足 40%的上市公司选择自愿披露，而且往往是以总额的形式披露（陈冬华等，2005），这些披露方面的不足使得外部股东无法有效区分正常的商业支出与非正常的私有利益攫取，进而刺激了异常在职消费的泛滥。例如，Cai et al.（2011）发现我国企业高管利用掌控的大量公司招待费和差旅费支出来满足私人利益。作为公司正常经营所需和契约不完备性的必然产物，在职消费具有一定的合理性。但是一旦超出正常额度，在职消费则往往转变为公司的代理成本（Jensen and Meckling, 1976; Fama, 1980），最终会损害公司价值。Rajan and Wulf（2006）首先验证了在职消费的委托代理观，即委托代理问题越严重，在职消费情况越严重，而在在职消费整体上损害了股东的价值，后续大部分实证研究支持这一观点（Yermack, 2006; Cai et al., 2011）。随后，学者们开始从公司内部和外部因素角度来探讨缓解高管在职消费的机制。在公司内部因素方面，罗宏和黄文华（2008）认为国企支付现金股利，可以减少公司的自由现金流，从而降低高管人员可以享受的在职消费数量。张力和潘青（2009）发现管理人员的在职消费与公司董事会构成中的非执行董事比例和独立董事比例负相关。王曾等（2014）则关注我国国企中在职消费与政治晋升的关系，他们发现，国企 CEO 的政治晋升机会能够抑制其在职消费。张铁铸和沙曼（2014）进一步从管理层能力角度进行研究，发现能力较强的经理人较少地通过在职消费来攫取私人利益，并且在民营上市公司中，能力较强的管理层更能约束其凭借权力增加在职消费的行为。在公司外部因素方面，Gul et al.（2011）发现，高声誉的会计师事务所作为外部治理可以提高公司财务报告质量，从而弱化在职消费与股价信息含量的负相关关系。Luo et al.（2011）考察了银行股东对高管在职消费的影响，他们推测银行持股造成银行这一债权人出于自身利益考虑会降低对高管的监督，引起高管在职消费增加，上述推测得到了实证证据的支持。李艳丽等（2012）从机构投资者角度出发，发现机构投资者持股能够有效降低管理层在职消费。翟胜宝等（2015）则发现，媒体能够有效监督国有上市公司高管的在职消费行为。辛清泉和谭伟强（2009）的研究结果表明市场化改革有助于降低国企高管的在职消费。

不过，目前还鲜有文献从政府监管这一外部机制角度直接研究其对高管在职消费的影响。我国资本市场自 1991 年建立以来，法律、金融等各项基础性制度并未得到与经济同步的发展，投资者保护力度较差（Allen et al., 2005）。与此相对应，我国又存在着强有力的政府监管。在此背景下，我们关心的是，强有力的政府监管能否成为应对上市公司不端行为的重要机制。已有文献表明，证券监管和税收征管能够缓解管理层与股东之间、大股东与小股东之间的代理问题，减少外部投资者与公司内部人之间的信息不对称，起到公司治理的作用

(Feroz et al., 1991; Chen et al., 2005; 曾亚敏和张俊生, 2009; 叶康涛和刘行, 2011)。

Feroz et al. (1991) 系统研究了美国证监会会计与审计起诉公告中的违规上市公司, 发现超过 72% 的高管因此而被迫离职, 81% 的违规公司被股东起诉, 42% 的违规公司的审计师被证监会处罚, 并且违规公司的股价在报告违规和证监会调查期间显著下滑。Chen et al. (2005) 研究发现我国证监会对上市公司的调查处罚同样具有威慑力。而税务机关同样与上市公司密切相关, 税收征管的公司治理作用得到学术界的普遍关注。已有文献表明, 企业通过复杂且不透明的交易进行的避税活动往往给管理层进行利益侵占提供了可乘之机 (Desai and Dharmapala, 2006)。而税务机关对企业的税务检查能够起到缓解代理冲突和减少信息不对称的作用。以美国国税局对上市公司的查账频率等为代理变量, Guedhami and Pittman (2008) 发现税收征管可以缓解控股股东与外部投资者之间的信息不对称以及控股股东与债权人之间的代理冲突, 从而降低发行债券的成本; El Ghouli et al. (2011) 同样发现税收征管可以降低股权融资成本; Hanlon et al. (2014) 则发现税收征管能够促进公司财务报告质量的提高, 证明了上述税收征管对资本成本的影响路径。从我国的税收征管出发, 曾亚敏和张俊生 (2009)、Xu et al. (2011) 的实证研究发现税收征管可以抑制股东与管理者之间的代理冲突, 削弱大股东的利益侵占行为, 发挥公司治理作用; 叶康涛和刘行 (2011) 则发现税收征管有助于抑制管理层向上的盈余管理行为; 江轩宇 (2013) 认为税收征管可以约束管理层的机会主义行为, 促进负面信息的及时披露, 避免股价崩盘。由此可见, 我国的政府监管在上市公司中发挥了十分重要的公司治理作用。不过, 目前关于政府监管的大部分文献使用的是横截面层面的政府监管变量, 存在较为严重的内生性问题。而审计署 2003 年开始实行的审计结果公告制度恰好为我们检验政府监管的公司治理效应提供了绝好的自然实验的研究环境。

作为一项政府监管措施, 政府审计在监督国企高管在职消费等机会主义行为方面扮演着重要角色。1998 年以来, 审计署对于国有及国有控股企业的审计进入“以经济责任审计为重点的全面发展阶段” (李金华, 2008)。2014 年印发的《党政主要领导干部和国有企业领导人员经济责任审计规定实施细则》进一步确定了国有企业领导人员经济责任审计的对象, 不仅包括企业的法定代表人, 也包括了实际行使相应职权的董事长、总经理、党委书记等企业主要领导人员。同时, 在其经责审计的内容中, 明确包括了“……(九) 企业法人治理结构的健全和运转情况, 以及财务管理、业务管理、风险管理、内部审计等内部管理制度的制定和执行情况, 厉行节约反对浪费和职务消费等情况, 对所属单位的监管情况; (十) 履行有关党风廉政建设第一责任人职责情况, 以及本人遵守有关廉洁从业规定情况; ……”。相比社会独立审计, 政府审计具有高度的权威性、超然的独立性和较强的审计力度 (陈宋生等, 2014), 这使得政府审计能够快速有效的查处发生的国企高管在职消费等损害国有资产的行为, 这自然会对国企高管在职消费行为产生强大的事前威慑作用。

同时, 政府审计还通过审计结果公告制度引入社会监督, 增强了对国企高管在职消费的威慑作用 (湖北省审计学会课题组, 2003; 朱登云, 2004)。2003 年, 审计署颁布了《审计署审计结果公告试行办法》, 开始正式实行审计结果公告制度。审计结果公告能够给资本

市场传递相关国企控股上市公司的负面信息，投资者会很快地做出反应，对贪污浪费的高管及上市公司做出惩罚。例如，方哲（2008）发现市场对关于会计师事务所业务质量检查审计公告中涉及的问题公司以及问题事务所审计的其他上市公司都做出了负面反应。李小波和吴溪（2013）发现在审计结果公告日附近，受罚中央企业控股的上市公司的股价反应显著为负，并且国家审计公告中披露的违规金额幅度越严重，上市公司的市场反应越负。一旦公司股价因高管在职消费等丑闻而暴跌，违规高管很可能被降薪，甚至被迫辞职，丧失政治晋升的机会，声誉的受损也使得涉案高管失去在经理人市场寻找下家的机会。

此外，审计结果的公开还会吸引新闻媒体的关注，新闻媒体的介入和后续报道进一步放大了政府审计的威慑作用。Dai et al.（2015）的研究发现，媒体通过对之前已经在公开来源处公布的内部人交易信息进行传播，能够减少内部人未来交易的利润，发挥公司治理作用。坊间证据表明，每年审计结果公告之后，新闻媒体都会对审计中发现的国企高管在职消费等情况进行广泛报道，例如，2015年6月28日，审计署发布了央企2013年度的审计结果公告，当日及次日诸如新华、凤凰、新浪、搜狐等主流媒体都对此进行了相应报道。

综合上述分析，在审计署实施政府审计并将审计结果公告后，国企高管出于法律风险、个人声誉、职业晋升等考虑会减少在职消费的动机和行为。由此，我们提出如下假设。

假设：在其他条件一定的情况下，政府审计能够抑制国企高管的在职消费。

### 三、研究设计与数据来源

#### （一）高管在职消费的衡量

由于在职消费通常是以差旅费、车马费、特殊津贴等方式支出，在会计处理上基本上归为管理费用，因此现有的估算方法包括两种：第一种方法为根据上市公司自愿披露的信息分项识别加总，例如 Rajan and Wulf（2006）、Yemark（2006）、Chen et al.（2010）的做法。此种方法的好处是在职消费的数据比较干净，但是其前提是上市公司的披露行为具有可信性，由于该项信息涉及公司高管的利益，而且属于自愿披露的报表附注项目，受到审计师关注的程度也较小，这使得单项搜集的方法可靠性打折扣；此外，由于是自愿披露，大部分上市公司并未披露该项信息，这使得样本量大大减少（Luo et al., 2010）。第二种方法为采用回归模型分离出异常的管理费用来估算在职消费（Luo et al., 2010），这种方法在目前的状况下具有明显的优势：管理费用属于报表项目，所有公司都必须强制披露，而且经过审计师的详细审计，其可靠性较高，样本量损失的可能性小。其缺陷在于衡量在职消费不干净，不过，我们采用的双重差分法可以大大缓解该缺陷的负面影响<sup>⑥</sup>。

鉴于上述理由，我们采用第二种方法来估算在职消费。借鉴已有文献（Luo et al., 2011；权小锋等，2010），我们采用模型（1）来估计正常的管理费用：

$$PERK_{i,t}/ASSETS_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 * I/ASSETS_{i,t-1} + \beta_2 * \Delta SALE_{i,t}/ASSETS_{i,t-1} + \beta_3 * PPE_{i,t}/ASSETS_{i,t-1}$$

<sup>⑥</sup> 第二种方法估算的在职消费的偏差很可能在相同性质的公司之间是相似的，由于本文的对照组也是央企，采用PSM配对方法加双重差分模型来考察政府审计对在职消费的影响时，使得这种估计偏差在一定程度上相互抵消。

$$+\beta_4*INV_{i,t}/ASSETS_{i,t-1}+\beta_5*LnEMPLOYEE_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $PERK_{i,t}$ 为管理费用中扣除了董事、高管以及监事会成员薪酬、计提的坏账准备、存货跌价准备以及当年的无形资产摊销额等明显不属于在职消费的项目后的金额； $ASSETS_{i,t-1}$ 为上年年末总资产； $\Delta SALE_{i,t}$ 为本年主营业务收入的变化额； $PPE_{i,t}$ 为本年年末固定资产的净值； $INV_{i,t}$ 为本年年末存货总额； $LnEMPLOYEE_{i,t}$ 为本年企业雇佣的员工总数的自然对数。

我们首先利用全部观测值对模型（1）进行回归，接着把各个解释变量的回归系数分别代入模型（1）进而估算出每个观测样本的正常福利消费，该样本实际福利消费与正常福利消费的差额即为在职消费  $UNPERK$ 。

## （二）研究模型与变量定义

考虑到部分公司是先后被审计署审计的，因此，研究中我们借鉴 Bertrand and Mullainathan（1999）和 Chan et al.（2012）提出的双重差分模型来考察政府审计对中央企业控股上市公司高管在职消费的约束作用：

$$UNPERK = \beta_0 + \beta_1 * AUDIT + \beta_2 * POSTAUDIT + \beta_3 * SIZE + \beta_4 * ROA + \beta_5 * GROWTH + \beta_6 * LEV + \beta_7 * SOE + \beta_8 * AGE + \beta_9 * LARGEST + \beta_{10} * BOARD + \beta_{11} * INDEP + \beta_{12} * DUAL + \beta_{13} * COMP + \beta_{14} * MHOLD + \Sigma Industry + \Sigma Year + \varepsilon \quad (2)$$

其中： $AUDIT$ ，政府审计哑变量，当上市公司所属集团公司被审计署审计过时取 1，否则取 0； $POSTAUDIT$ ，审计前后哑变量，上市公司所属集团公司被审计署审计前一年<sup>⑥</sup>及以后年度取 1，否则取 0。我们关心的是  $POSTAUDIT$  的系数  $\beta_2$ ，我们预期  $\beta_2$  为显著的负，即如果政府审计会产生重大威慑作用的话，被审计署审计的公司其高管在职消费在随后年度中会下降。

根据已有文献（Luo et al., 2011；权小锋等，2010），我们控制了如下控制变量： $SIZE$ ，公司规模，为本年年末总资产的对数； $ROA$ ，公司业绩，为本年净利润与本年年均总资产之比； $GROWTH$ ，成长性，为本年主营业务收入的增长率； $LEV$ ，财务杠杆，为本年年末总负债与总资产之比； $SOE$ ，哑变量，若企业为国有性质取 1，否则取 0； $AGE$ ，公司年龄，自公司建立以来年数的对数； $LARGEST$ ，第一大股东的持股比例； $BOARD$ ，董事会规模，为本年董事会人数的对数； $INDEP$ ，独董比例，为本年独董人数与董事会人数之比； $DUAL$ ，哑变量，两职合一，若本年董事长与总理由一人兼任取 1，否则取 0； $COMP$ ，高管货币薪酬，为本年前三高管薪酬之和的对数； $MHOLD$ ，高管持股比例。

财务报告	审计实施	审计报告
年份 T	年份 T+1	年份 T+2



<sup>⑥</sup> 理由主要有两点：一是因为审计署的审计计划在上年 12 月份或下年初就制定并向社会公布，因而被审单位在被审计之前就已经了解审计署的审计计划（陈宋生等，2014），可能从前一年开始就减少在职消费了；二是因为国有及国有控股企业的审计是以经济责任审计为重点的（李金华，2008），而经济责任审计一般是在国有企业领导人员的任中或离任时进行，那么高管自然能够预期到被审计的时间点而提前暂时性地减少在职消费。政府审计的时间点可参见图 1。

图 1 政府审计时间点

### （三）样本选择

首先，参照已有文献的做法（李小波和吴溪，2013），我们选取 2010—2015 年审计署的审计结果公告<sup>⑦</sup>，根据上市公司的直接控制人或实际控制人名称，识别出公告所涉及的集团公司直接或间接控股的上市公司。考虑到金融行业具有不同的特征，我们在研究中剔除金融业上市公司。最终，我们得到了实验组的样本公司，共 140 家次。其中，如果存在集团公司前后多次被审计的情形，我们只取第一次<sup>⑧</sup>。具体如表 1 所示。

表 1 政府审计结果公告样本分布

财务报告年份	审计实施年份	审计报告年份	被审计集团公司数	被审计上市公司数	样本上市公司数
2008	2009	2010	9	11	10
2009	2010	2011	19	37	36
2010	2011	2012	17	59	50
2011	2012	2013	13	20	16
2012	2013	2014	14	25	15
2013	2014	2015	17	30	13

其次，我们将其他未被审计的上市公司作为控制组，研究期间为 2006 年至 2014 年。然后，我们根据以下标准剔除了部分观测值：（1）金融类公司；（2）B 股公司；（3）变量缺失的样本。最后得到的样本数为 15193 个。尽管央企高管能够在审计前一年预期到审计署对集团公司的审计，但也有可能获得消息的时间较晚或者审计的突击性而在审计前一年无法及时减少在职消费，因此在下文对配对样本的实证分析中，我们进一步剔除审计前一年的数据。除了实验组样本是根据审计署网站中的审计结果公告手工整理外，研究中所使用的其他数据均来自 CSMAR 数据库。为控制极端值的影响，我们对所有连续变量按照 1% 的标准进行 winsorize 处理。为控制潜在的截面相关问题，本文在所有回归中对标准误进行公司维度的 cluster 处理（Petersen, 2009）。

表 2 列示了全样本相关变量的描述性统计。根据表 2，在职消费的统计量与已有文献（Luo et al., 2011）一致；被审计的上市公司约占 6.6%，这表明在下文的实证分析中需要寻找更合适的控制组。表 3 列示了全样本相关变量的 Pearson 相关系数。根据表 3，被审计的上市公司规模较大、会计业绩较差、财务杠杆较高、更可能属于国有性质、大股东持股比例较高、董事会规模较大、独董比例较低、更不可能出现两职合一、高管货币薪酬较高、高管持股比例较低，这与央企的特征基本相符。

<sup>⑦</sup>因为针对单户中央企业的政府审计报告主要始于 2010 年。

<sup>⑧</sup>这主要是为了更有效地观察政府审计的效应以及便于实证设计。当然，这样的设计也存在不足之处，即本文的发现可能仅是由多次被审计的公司导致的。通过对审计结果公告的梳理，我们发现最早出现第二次审计实施的时间是 2011 年，而在稳健性检验中，我们也以 2006—2009 年为样本进行检验，发现结果不变，这在一定程度上缓解了这一担忧。



表 2 全样本描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	p25	中位数	p75
<i>UNPERK</i>	15193	-0.016	0.046	-0.037	-0.015	0.007
<i>AUDIT</i>	15193	0.066	0.249	0	0	0
<i>POSTAUDIT</i>	15193	0.038	0.191	0	0	0
<i>SIZE</i>	15193	21.758	1.250	20.878	21.614	22.467
<i>ROA</i>	15193	0.041	0.063	0.013	0.037	0.069
<i>GROWTH</i>	15193	0.206	0.532	-0.020	0.121	0.290
<i>LEV</i>	15193	0.477	0.233	0.303	0.479	0.636
<i>SOE</i>	15193	0.523	0.499	0	1	1
<i>AGE</i>	15193	2.530	0.483	2.303	2.639	2.833
<i>LARGEST</i>	15193	0.358	0.152	0.235	0.338	0.470
<i>BOARD</i>	15193	2.175	0.200	2.079	2.197	2.197
<i>INDEP</i>	15193	0.367	0.052	0.333	0.333	0.400
<i>DUAL</i>	15193	0.203	0.403	0	0	0
<i>COMP</i>	15193	13.868	0.779	13.400	13.901	14.387
<i>MHOLD</i>	15193	0.0950	0.284	0	0	0.004

表 3 全样本 Pearson 相关系数

变量	序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>UNPERK</i>	(1)	1							
<i>AUDIT</i>	(2)	-0.003	1						
<i>POSTAUDIT</i>	(3)	0.012	0.747*	1					
<i>SIZE</i>	(4)	0.171*	0.175*	0.182*	1				
<i>ROA</i>	(5)	0.088*	-0.051*	-0.043*	0.075*	1			
<i>GROWTH</i>	(6)	-0.258*	0.000	-0.005	0.045*	0.245*	1		
<i>LEV</i>	(7)	-0.046*	0.073*	0.060*	0.288*	-0.387*	0.035*	1	
<i>SOE</i>	(8)	0.066*	0.236*	0.173*	0.294*	-0.099*	-0.043*	0.211*	1
<i>AGE</i>	(9)	0.113*	0.015	0.053*	0.143*	-0.120*	-0.030*	0.237*	0.130*
<i>LARGEST</i>	(10)	-0.001	0.099*	0.079*	0.285*	0.110*	0.061*	0.008	0.193*
<i>BOARD</i>	(11)	0.036*	0.111*	0.073*	0.271*	0.016*	-0.010	0.117*	0.249*
<i>INDEP</i>	(12)	-0.015	-0.024*	0.005	0.031*	-0.008	0.010	-0.021*	-0.088*
<i>DUAL</i>	(13)	-0.005	-0.094*	-0.068*	-0.155*	0.030*	-0.002	-0.138*	-0.254*
<i>COMP</i>	(14)	0.278*	0.079*	0.115*	0.478*	0.276*	0.013	-0.074*	0.032*
<i>MHOLD</i>	(15)	-0.033*	-0.084*	-0.061*	-0.177*	0.122*	0.017*	-0.283*	-0.320*

(continued)

变量	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
<i>AGE</i>	1						
<i>LARGEST</i>	-0.152*	1					
<i>BOARD</i>	0.010	0.013	1				
<i>INDEP</i>	-0.021*	0.051*	-0.412*	1			
<i>DUAL</i>	-0.088*	-0.067*	-0.169*	0.099*	1		
<i>COMP</i>	0.113*	0.075*	0.112*	0.037*	0.033*	1	
<i>MHOLD</i>	-0.268*	-0.018*	-0.131*	0.103*	0.381*	0.035*	1

注：\*表示在0.05水平下显著（双尾）

#### 四、实证结果与分析

为了考察政府审计对央企控股上市公司高管在职消费的影响，我们首先基于不同的控制组对政府审计的公司治理效应进行分析，结果如表 4 所示。首先，我们以未被审计的其他上市公司为控制组，由表 4 第 1 列可知，在控制其他控制变量后，*POSTAUDIT* 的系数显著为负；其次，我们以其他未被审计的中央企业为控制组，由表 4 第 2 列可知，在控制其他控制变量后，*POSTAUDIT* 的系数显著为负，表明相对于未被审计的央企，审计署实施政府审计能够减少央企控股上市公司高管的在职消费行为和程度。

鉴于被审计的央企上市公司和未被审计的央企上市公司可能本身存在一定的差异，而这种差异可能对本文的研究产生影响，因此，我们借鉴通行的做法，采用倾向性匹配得分(PSM)方法进行稳健检验。我们需要从未被审计的央企上市公司中构造一组与被审计的央企上市公司最为接近的样本当作匹配的控制组，具体的构造方法如下：首先，我们选取公司规模、公司业绩、成长性、财务杠杆、公司年龄、第一大股东的持股比例、董事会规模、独董比例、两职合一、高管货币薪酬、高管持股比例等变量，按年通过 Logistic 回归得到每个观测值的倾向性评分；接着，我们采用最相邻匹配法进行控制组的选取和匹配；最终，我们得到基于 PSM 方法的匹配样本。附录列出了 PSM 的匹配效果。我们可以发现，整体上看 PSM 的匹配效果不错。基于这一 PSM 样本，我们进行回归分析，结果如表 4 第 3 列所示<sup>⑨</sup>。我们发现，*POSTAUDIT* 的系数显著为负，表明相对于未被审计的央企上市公司，被审计的公司在职消费确实明显减少了。

综上所述，我们的研究结果表明，在审计署实施政府审计后，鉴于政府审计产生的威慑效应，央企控股上市公司高管的在职消费得到明显的遏制。假设得到验证。

---

<sup>⑨</sup>我们加入审计前一年的数据进行回归，发现结果并无明显变化。这表明，央企上市公司高管确实提前预期到审计署的审计而提前减少在职消费。

表 4 政府审计与高管在职消费

因变量	全样本	央企样本	PSM样本
	(1) <i>UNPERK</i>	(2) <i>UNPERK</i>	(3) <i>UNPERK</i>
<i>AUDIT</i>	-0.004 (-1.236)	0.003 (0.752)	0.001 (0.190)
<i>POST</i>			-0.003 (-0.613)
<i>POSTAUDIT</i>	-0.006** (-2.035)	-0.007** (-2.151)	-0.009** (-2.101)
<i>SIZE</i>	0.005*** (6.225)	-0.002 (-0.962)	-0.000 (-0.141)
<i>ROA</i>	0.071*** (5.544)	0.073*** (3.153)	0.074*** (2.622)
<i>GROWTH</i>	-0.024*** (-16.246)	-0.016*** (-4.538)	-0.024*** (-5.237)
<i>LEV</i>	-0.005 (-1.260)	-0.006 (-0.621)	-0.001 (-0.102)
<i>SOE</i>	0.007*** (4.850)		
<i>AGE</i>	0.006*** (4.643)	0.004 (0.832)	0.007 (1.068)
<i>LARGEST</i>	-0.002 (-0.548)	0.016 (1.379)	-0.009 (-0.691)
<i>BOARD</i>	-0.001 (-0.330)	-0.001 (-0.092)	-0.007 (-0.757)
<i>INDEP</i>	-0.026** (-2.285)	-0.002 (-0.066)	-0.010 (-0.274)
<i>DUAL</i>	0.001 (0.391)	0.003 (0.660)	0.006 (0.785)
<i>COMP</i>	0.010*** (9.539)	0.004 (1.485)	0.007** (2.325)
<i>MHOLD</i>	-0.005*** (-2.705)	0.059 (0.860)	1.081*** (2.705)
Industry&Year	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.255*** (-13.525)	-0.065 (-1.460)	-0.077 (-1.470)
调整的R <sup>2</sup>	0.230	0.291	0.362
样本数	15193	1915	1372

注：t 值已经根据公司个体进行了聚类调整（cluster）。\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。下同。

表 5 政府审计与高管在职消费——重新定义在职消费的结果

因变量	全样本	央企样本	PSM样本	全样本	央企样本	PSM样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>UNPERK2</i>	<i>UNPERK2</i>	<i>UNPERK2</i>	<i>UNPERK3</i>	<i>UNPERK3</i>	<i>UNPERK3</i>
<i>AUDIT</i>	-0.003 (-1.070)	0.003 (0.843)	0.001 (0.264)	0.004* (1.757)	0.008*** (4.241)	0.008*** (3.452)
<i>POST</i>			-0.003 (-0.804)			0.004 (1.039)
<i>POSTAUDIT</i>	-0.005** (-1.978)	-0.007** (-2.134)	-0.009* (-1.901)	-0.009** (-2.488)	-0.005* (-1.879)	-0.010*** (-2.767)
Controls& Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.230	0.283	0.350	0.237	0.318	0.339
样本数	15183	1914	1371	15193	2519	1372

为排除各种可能的解释，我们进行如下的稳健性检验。

1. 根据翟胜宝等（2015），模型（1）可能把股东大会、董事会以及监事会等会议费用等正常支出视为高管的在职消费，从而高估在职消费。因此，借鉴他们的模型，我们也采用如下的修正模型来估计在职消费，从而进行稳健性检验。

$$\begin{aligned}
 PERK_{i,t}/ASSETS_{i,t-1} = & \beta_0 + \beta_1 * I/ASSETS_{i,t-1} + \beta_2 * \Delta SALE_{i,t}/ASSETS_{i,t-1} + \beta_3 * PPE_{i,t}/ASSETS_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 * INV_{i,t}/ASSETS_{i,t-1} + \beta_5 * LnEMPLOYEE_{i,t} + \beta_6 * CANHUI_{i,t} \\
 & + \beta_7 * MEETING_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

其中，变量  $CANHUI_{i,t}$  为股东大会和临时股东大会参会人数加 1 的对数， $MEETING_{i,t}$  为董事会及其下属委员会、监事会等的会议次数加 1 的对数。其余变量及估计方法与模型（1）相同，由此估计得出超额在职消费  $UNPERK2$ 。我们重复上述回归，结果如表 5 前 3 列所示，与上文结论一致。

另外，我们也根据陈冬华等（2005）提出用“办公费、差旅费、业务招待费、通讯费、出国培训费、董事会费、小汽车费和会议费”等八项费用来衡量在职消费，采用 Luo et al. (2010) 的做法估计出超额在职消费  $UNPERK3$ 。回归结果如表 5 后 3 列所示，与上文结论一致。

2. 为了进一步考察央企在审计前后高管在职消费的变化，我们分别以实验组和控制组为样本进行研究，回归结果如表 6 所示。我们发现，对于实验组， $POST$  的系数显著为负；对于控制组， $POST$  的系数不显著并且绝对值要远小于实验组的系数。这表明相对于被审计之前，上市公司在被审计署审计之后在职消费明显下降，而未被审计公司在在职消费没有明显的下降迹象。这进一步支持了上文的结论。

3. 我们重新定义审计前后哑变量  $POST$ ，被审计署审计当年及以后取 1，否则取 0。并且同样地剔除审计当年的数据，结果如表 7 所示。我们发现，回归结果与上文结论一致。

4. 本文的结果可能受到样本区间内发生的其他影响国企高管在职消费的外生事件的影响，例如 2012 年中共中央政治局出台的《关于改进工作作风、密切联系群众的八项规定》以及 2014 年中共中央政治局审议通过的《关于合理确定并严格规范中央企业负责人履职待

遇、业务支出的意见》等。由于本文的实验组和控制组都是央企，上述影响国企高管在职消费的外生因素会同时对本文的实验组和控制组产生影响，理论上不会影响本文的发现。为了避免上述事件可能产生的混杂效应（confounding effect），我们进一步检验 2006—2009 年样本的结果<sup>⑥</sup>，回归结果如表 8 所示，与本文结论一致。

5. 审计署对于中央企业的审计涉及多个时间段，包括进驻审计之前的年度、进驻审计年度、审计结果公告年度以及公告之后的整改年度。因此，为了考察政府审计对央企高管在职消费的跨期动态效应，同时解决可能存在的内生性问题，我们参考 Bertrand and Mullainathan（2003）提出的模型，结果如表 9 所示。其中  $YEAR^{-2}$  为哑变量，进驻审计之前的两个年度取 1，否则取 0； $YEAR^0$  为哑变量，进驻审计年度取 1，否则取 0； $YEAR^1$  为哑变量，审计结果公告年度取 1，否则取 0； $YEAR^{2+}$  为哑变量，审计结果公告之后的年度取 1，否则取 0。我们发现，在审计署进驻审计前两年，高管在职消费已显著减少，这表明央企高管能够预期到审计署的审计而提前减少在职消费；进驻审计当年，在职消费下降，但幅度减弱且不显著，这可能是由于审计署重点审计的是财务报告年度的情况以及高管预期近期公司不会再被审计的侥幸心理导致的；审计结果公告当年，在职消费进一步下降并且幅度进一步加强，这表明审计结果公告引起的社会关注会对被审计公司高管形成压力，采取整改措施减少在职消费；审计结果公告之后的年度，在职消费进一步减少，这表明被审计公司采取整改措施减少在职消费，同时鉴于政府审计的威慑作用而在近期末出现反弹迹象。

表 6 政府审计与高管在职消费——基于实验组和控制组的结果

因变量	实验组 ( $AUDIT=1$ )		控制组 ( $AUDIT=0$ )	
	(1) $UNPERK$	(2) $UNPERK2$	(3) $UNPERK$	(4) $UNPERK2$
$POST$	-0.015** (-2.593)	-0.014** (-2.522)	-0.0001 (-0.037)	-0.001 (-0.338)
Controls& Constant	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.480	0.474	0.318	0.307
样本数	756	755	616	616

表 7 政府审计与高管在职消费——重新定义  $POST$  的结果

因变量	(1) $UNPERK$	(2) $UNPERK2$
$AUDIT$	-0.001 (-0.211)	-0.0003 (-0.077)
$POST$	-0.004 (-0.809)	-0.004 (-0.984)
$POSTAUDIT$	-0.009** (-2.110)	-0.009* (-1.969)

<sup>⑥</sup>样本涉及审计实施的年份为 2009 和 2010 年，审计公告的年份为 2010 和 2011 年。

Controls& Constant	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.362	0.351
样本数	1379	1378

表 8 政府审计与高管在职消费——2006—2009 年样本的结果

	(1)	(2)
因变量	<i>UNPERK</i>	<i>UNPERK2</i>
<i>AUDIT</i>	-0.002 (-0.491)	-0.002 (-0.416)
<i>POST</i>	0.002 (0.414)	0.0003 (0.053)
<i>POSTAUDIT</i>	-0.032*** (-3.425)	-0.029*** (-3.124)
Controls& Constant	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.321	0.309
样本数	560	560

表 9 政府审计与高管在职消费——分阶段检验的结果

	(1)	(2)
因变量	<i>UNPERK</i>	<i>UNPERK2</i>
<i>AUDIT</i>	0.003 (0.610)	0.003 (0.683)
<i>YEAR</i> <sup>-2</sup>	0.0004 (0.086)	0.0004 (0.071)
<i>YEAR</i> <sup>0</sup>	-0.005 (-0.903)	-0.006 (-0.994)
<i>YEAR</i> <sup>1</sup>	-0.006 (-0.717)	-0.006 (-0.825)
<i>YEAR</i> <sup>2+</sup>	-0.008 (-0.882)	-0.009 (-0.968)
<i>AUDIT</i> * <i>YEAR</i> <sup>-2</sup>	-0.009* (-1.795)	-0.008* (-1.694)
<i>AUDIT</i> * <i>YEAR</i> <sup>0</sup>	-0.004 (-0.831)	-0.004 (-0.672)
<i>AUDIT</i> * <i>YEAR</i> <sup>1</sup>	-0.012* (-1.942)	-0.012* (-1.809)
<i>AUDIT</i> * <i>YEAR</i> <sup>2+</sup>	-0.013** (-2.094)	-0.013* (-1.971)
Controls& Constant	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.375	0.365
样本数	1478	1477

## 五、进一步研究

以上研究发现，在政府审计实施之后，相关国企在职消费行为得到显著的控制。随之我们关心，上述政府审计的约束效应是否因被审计公司的公司治理以及政府审计的力度而变化。高管在职消费往往就是代理问题的体现（Jensen and Meckling, 1976; Rajan and Wulf, 2006），政府审计这种外部监督机制的治理效应，自然会受到被审计公司公司治理状况的影响，或者存在替代关系，或者存在互补关系（Rajan and Wulf, 2006）。此外，政府审计的这种治理效应还会受到政府审计自身的力度的影响。

借鉴现有文献（曾亚敏和张俊生，2009），我们分别以独立董事比例、董事长与总经理两职合一以及高管持股比例三个变量衡量公司治理状况。我们根据独董比例、高管持股比例是否大于中位数区分为高低两组，根据两职合一与否区分为分离与合一两组，然后分组回归，结果列于表 10。我们发现，对于独董比例较高、两职分离、高管持股比例较高等公司治理对高管约束较强的公司，政府审计抑制高管在职消费的作用显著更强。

借鉴现有文献利用地理距离衡量信息获取成本的做法（Ayers et al., 2011），我们采用上市公司与审计署 18 个特派办的距离来衡量审计监督力度的大小<sup>11</sup>。计算步骤如下：首先，我们收集了上市公司注册地和审计署特派办的具体地址，利用谷歌地球计算出它们对应的经度和纬度；其次，根据得到的经度和纬度，我们借鉴已有文献（Ayers et al., 2011; 刘文军, 2014），利用下面的公式算出上市公司注册地与审计署特派办间的地理距离；最后，我们计算出每一家上市公司与特派办间的标准化平均距离<sup>12</sup>和上市公司方圆 100 公里以内的特派办个数这两个代理变量。

$$D_{i,j}=(2\pi r/360)*\arccos[\cos(lat_i)*\cos(lon_i)*\cos(lat_j)*\cos(lon_j)+\cos(lat_i)*\sin(lon_i)*\cos(lat_j)*\sin(lon_j)+\sin(lat_i)*\sin(lat_j)] \quad (4)$$

其中， $D_{i,j}$ 表示公司  $i$  与特派办  $j$  之间的地理距离， $r$  表示地球的半径（约为 6378 公里）， $lat$  表示纬度， $lon$  表示经度。

我们分别根据上市公司与特派办间的标准化平均距离、上市公司方圆 100 公里以内的特派办个数是否大于中位数区分高低两组，然后进行回归，结果如表 11 所示。我们发现，在上市公司靠近特派办或者周围的特派办数量较多（即审计监督力度越大）时，政府审计抑制高管在职消费的作用显著更强。

综上所述，政府审计对在在职消费的治理效应主要体现在公司治理状况较好和审计署的监督力度较强的情况下。

<sup>11</sup> 需要说明的是，上市公司与特派办的地理距离代表了审计人员获取相关信息、执行相关工作的成本，可以认为是审计监督力度的一个较为合理的代理变量。另外，审计署特派办对中央企业的审计范围并不局限于其所在地区，目前都是由审计署协调安排从各个特派办抽调审计人员组成项目组进行审计。

<sup>12</sup> 标准化平均距离=(上市公司与特派办间的平均距离-上市公司与特派办间的最小距离)/(上市公司与特派办间的最大距离-上市公司与特派办间的最小距离)

表 10 政府审计与高管在职消费——公司治理状况的影响

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>UNPERK</i> 独董比例 高组	<i>UNPERK</i> 独董比例 低组	<i>UNPERK</i> 两职分离组	<i>UNPERK</i> 两职合一组	<i>UNPERK</i> 高管持股比例 高组	<i>UNPERK</i> 高管持股比例 低组
<i>AUDIT</i>	0.003 (0.407)	-0.003 (-0.650)	0.0001 (0.034)	0.014 (0.926)	0.006 (1.030)	-0.004 (-0.612)
<i>POST</i>	-0.005 (-0.805)	-0.003 (-0.638)	-0.003 (-0.784)	-0.004 (-0.110)	0.005 (0.888)	-0.007 (-1.421)
<i>POSTAUDIT</i>	-0.014* (-1.971)	-0.006 (-1.177)	-0.008* (-1.905)	-0.006 (-0.134)	-0.015** (-2.171)	-0.006 (-0.995)
Controls& Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.376	0.395	0.364	0.546	0.459	0.283
样本数	573	799	1327	45	619	753

表 11 政府审计与高管在职消费——审计监督力度的影响

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>UNPERK</i> 靠近特派办组	<i>UNPERK</i> 远离特派办组	<i>UNPERK</i> 周围特派办多组	<i>UNPERK</i> 周围特派办少组
<i>AUDIT</i>	-0.0004 (-0.054)	0.005 (0.912)	0.008 (1.057)	-0.005 (-1.065)
<i>POST</i>	-0.0002 (-0.040)	-0.002 (-0.426)	-0.002 (-0.362)	-0.006 (-1.317)
<i>POSTAUDIT</i>	-0.015** (-2.468)	-0.003 (-0.510)	-0.013* (-1.816)	-0.002 (-0.438)
Controls& Constant	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.369	0.431	0.345	0.427
样本数	686	686	494	878

2012 年开始，我国从上至下掀起了一场旷日持久的反腐运动。中央政治局出台的《关于改进工作作风、密切联系群众八项规定》（以下简称“中央八项规定”）明确了领导干部（包括国企领导干部）廉洁从政从业的规定，中纪委、审计署等机构扮演着监督“中央八项规定”执行情况的角色。为此，我们进一步关注反腐风暴这一政府监管行为是否降低了国企高管的在职消费。我们以 2009—2014 年为样本区间，进行全样本回归，结果如表 12 所示。其中，*CAMPAIGN* 为哑变量，2012 年及以后取 1，否则取 0；*CENTRAL* 为哑变量，央企取 1，否则取 0；*LOCAL* 为哑变量，地方国企取 1，否则取 0。我们发现，*CAMPAIGN\*SOE*、*CAMPAIGN\*CENTRAL*、*CAMPAIGN\*LOCAL* 的系数显著为负，并且 *CAMPAIGN\*CENTRAL* 的系数比 *CAMPAIGN\*LOCAL* 更小，表明反腐风暴兴起后，国企高管在职消费明显减少，并且央企高管在职消费减少程度比地方国企更大，而民企高管在职消费无明显变化。这一发



现进一步支持了上文的结论，同时也从侧面证明了本文衡量高管在职消费代理变量的合理性。

表 12 2012 年开始的“反腐倡廉”行动与高管在职消费

因变量	(1) <i>UNPERK</i>	(2) <i>UNPERK</i>	(3) <i>UNPERK</i>
<i>CAMPAIGN</i>	0.0001 (0.033)	0.003 (1.427)	0.003 (1.413)
<i>CAMPAIGN*SOE</i>		-0.005*** (-3.077)	
<i>CAMPAIGN *CENTRAL</i>			-0.007*** (-3.180)
<i>CAMPAIGN *LOCAL</i>			-0.004** (-2.315)
Controls& Constant	Yes	Yes	Yes
Industry&Year	Yes	Yes	Yes
调整的R <sup>2</sup>	0.227	0.228	0.228
样本数	11608	11608	11608

## 六、小结

日益泛滥的在职消费在我国国企中是一个普遍现象。而作为一项强有力的政府监管措施，政府审计能否抑制央企高管的在职消费行为，是社会公众关注的重要话题。我们利用 2010—2015 年审计署发布中央企业审计结果公告所提供的自然实验契机，采用双重差分模型系统检验了政府审计对央企控股上市公司高管在职消费行为的影响，研究发现：政府审计能够抑制央企控股上市公司高管的在职消费行为，这为刘家义（2012）提出的政府审计“免疫系统”论提供了经验证据；政府审计的这种治理效应在上市公司的公司治理状况较好、审计署的监督力度较强时更明显，这表明审计署在发挥审计监督作用的同时需要关注自身监督执行状况的改善以及央企公司治理水平的提高。

### 参考文献：

- 蔡利，马可哪呐. 2014. 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. 审计研究, 6: 48~56
- 陈冬华，陈信元，万华林. 2005. 国有企业中的薪酬管制与在职消费. 经济研究, 2: 92~101
- 陈海红，陈宋生，罗少东. 2014. 政府审计提升投资效率研究. 中国审计评论, 2: 21~38
- 陈宋生，陈海红，潘爽. 2014. 审计结果公告与审计质量——市场感知和内隐真实质量双维视角. 审计研究, 2: 18~26
- 方哲. 2008. 关于会计师事务所业务质量检查审计结果公告的市场反应. 审计研究, 6: 17~22
- 江轩宇. 2013. 税收征管、税收激进与股价崩盘风险. 南开管理评论, 5: 152~160
- 李金华. 2008. 中国审计 25 年回顾与展望. 北京：人民出版社

- 李小波, 吴溪. 2013. 国家审计公告的市场反应:基于中央企业审计结果的初步分析. 审计研究, 4: 85~92
- 李艳丽, 孙剑非, 伊志宏. 2012. 公司异质性、在职消费与机构投资者治理. 财经研究, 6: 27~37
- 刘家义. 2012. 论国家治理与国家审计. 中国社会科学, 6: 60~72
- 刘文军. 2014. 审计师的地理位置是否影响审计质量?. 审计研究, 1: 79~87
- 罗宏, 黄文华. 2008. 国企分红、在职消费与公司业绩. 管理世界, 9: 139~148
- 权小锋, 吴世农, 文芳. 2010. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵. 经济研究, 11: 73~87
- 王曾, 符国群, 黄丹阳, 汪剑锋. 2014. 国有企业 CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究. 管理世界, 5: 157~171
- 辛清泉, 谭伟强. 2009. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬. 经济研究, 11: 68~81
- 叶康涛, 刘行. 2011. 税收征管、所得税成本与盈余管理. 管理世界, 5: 140~148
- 翟胜宝, 徐亚琴, 杨德明. 2015. 媒体能监督国有企业高管在职消费么?. 会计研究, 5: 57~63
- 张力, 潘青. 2009. 董事会结构、在职消费与公司绩效——来自民营上市公司的经验证据. 经济学动态, 3: 82~85
- 张铁铸, 沙曼. 2014. 管理层能力、权力与在职消费研究. 南开管理评论, 5: 63~72
- 曾亚敏, 张俊生. 2009. 税收征管能够发挥公司治理功用吗?. 管理世界, 3: 143~151
- 朱登云. 2004. 审计结果公告制度的法律研究. 审计研究, 2: 15~18
- Allen, F., J. Qian, and M. Qian. 2005. Law, finance, and economic growth in China. *Journal of Financial Economics*, 77 (1): 57~116
- Ayers, B. C., S. Ramalingegowda, and P. E. Yeung. 2011. Hometown Advantage: The Effects of Monitoring Institution Location on Financial Reporting Discretion. *Journal of Accounting and Economics*, 52 (1): 41~61
- Bertrand, M., and S. Mullainathan. 1999. Is There Discretion in Wage Setting? A Test Using Takeover Legislation. *RAND Journal of Economics*, 30 (3): 535~554
- Bertrand, M., and S. Mullainathan. 2003. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences. *Journal of Political Economy*, 111 (5): 1043~1075
- Cai, H., H. Fang, and L. Xu. 2011. Eat, Drink, Firms and Government: An Investigation of Corruption from Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms. *Journal of Law and Economics*, 54 (1): 55~78
- Chan, L. H., K. C. W. Chen, T. Chen, and Y. Yu. 2012. The Effects of Firm-Initiated Clawback Provisions on Earnings Quality and Auditor Behavior. *Journal of Accounting and Economics*, 54 (2-3): 180~196
- Chen, D., O. Li, and S. Liang. 2010. Do Managers Perform for Perks?, Working Paper
- Chen, G., M. Firth, D. N. Gao, and O. M. Rui. 2005. Is China's securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions. *Journal of Accounting and Public Policy*, 24 (6): 451~488
- Dai, L., J. T. Parwada, and B. Zhang. 2015. The Governance Effect of the Media's News Dissemination Role: Evidence from Insider Trading. *Journal of Accounting Research*, 53 (2): 331~366
- Desai, M. A., and D. Dharmapala. 2006. Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives. *Journal of Financial Economics*, 79 (1): 145~179

El Ghouli, S., O. Guedhami, and J. Pittman. 2011. The Role of IRS Monitoring in Equity Pricing in Public Firms. *Contemporary Accounting Research*, 28 (2): 643~674

Fama, E. F. 1980. Agency Problems and the Theory of the Firm. *The Journal of Political Economy*, 88 (2): 288~307

Feroz, E. H., K. Park, and V. S. Pastena. 1991. The Financial and Market Effects of the SEC's Accounting and Auditing Enforcement Releases. *Journal of Accounting Research*, 29: 107~142

Guedhami, O., and J. Pittman. 2008. The Importance of IRS Monitoring to Debt Pricing in Private Firms. *Journal of Financial Economics*, 90 (1): 38~58

Gul, F. A., L. T. W. Cheng, and T. Y. Leung. 2011. Perks and the Informativeness of Stock Prices in the Chinese Market. *Journal of Corporate Finance*, 17 (5): 1410~1429

Hanlon, M., J. L. Hoopes, and N. Shroff. 2014. The Effect of Tax Authority Monitoring and Enforcement on Financial Reporting Quality. *The Journal of the American Taxation Association*, 36 (2): 137~170

Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3 (4): 305~360

Luo, W., Y. Zhang, and N. Zhu. 2011. Bank Ownership and Executive Perquisites: New Evidence from an Emerging Market. *Journal of Corporate Finance*, 17 (2): 352~370

Petersen, M. A. 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *The Review of Financial Studies*, 22 (1): 435~480

Rajan, R. G., and J. Wulf. 2006. Are Perks Purely Managerial Excess? *Journal of Financial Economics*, 79 (1): 1~33

Xu, W., Y. Zeng, and J. Zhang. 2011. Tax Enforcement as a Corporate Governance Mechanism: Empirical Evidence from China. *Corporate Governance: An International Review*, 19 (1): 25~40

Yermack, D. 2006. Flights of Fancy: Corporate Jets, CEO Perquisites, and Inferior Shareholder Returns. *Journal of Financial Economics*, 80 (1): 211~242

#### 附录 基于央企上市公司的 PSM 匹配效果

	PSM之前			PSM之后		
	控制组	实验组	均值检验	控制组	实验组	均值检验
SIZE	22.159	22.639	-0.480***	22.339	22.660	-0.321
ROA	0.027	0.028	-0.001	0.026	0.030	-0.004
GROWTH	0.231	0.211	0.020	0.147	0.227	-0.080
LEV	0.552	0.540	0.012	0.519	0.544	-0.025
AGE	2.459	2.559	-0.100***	2.544	2.533	0.011
LARGEST	0.434	0.415	0.019***	0.396	0.420	-0.024
BOARD	2.212	2.258	-0.045***	2.218	2.269	-0.051*
INDEP	0.366	0.363	0.003	0.365	0.360	0.005
DUAL	0.094	0.062	0.032**	0.014	0.000	0.014
COMP	13.798	14.099	-0.301***	13.972	14.142	-0.170*
MHOLD	0.003	0.004	-0.001	0.001	0.001	-0.000