

# 党的巡视、超额在职消费及其渠道效应

## ——基于中共十八大反腐建设的研究

杨野<sup>1</sup> 余应敏<sup>2</sup> 陈文川<sup>3</sup>

(1. 中央财经大学 财经研究院, 北京 100081; 2. 中央财经大学 会计学院, 北京 100081;

3. 厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005)

**内容摘要:**十八大以来,党中央大力推进反腐败斗争与党风廉政建设。随着巡视制度被以党内法规的形式确立为党内监督制度,巡视工作也被赋予更多的使命与职责,目前已完成对国家机关、国有企事业单位等组织的巡视,这为我们开展巡视制度的相关研究提供了重要的现实基础。本文以被巡视国有企业的下属上市公司为检验样本,采用PSM-DID的分析方法,考察党的巡视对企业腐败行为的影响。研究发现:(1)党的巡视能够显著抑制国企高管的超额在职消费行为;(2)党的巡视对超额在职消费的抑制作用在垄断程度较高的行业更为显著;(3)渠道效应研究表明,党的巡视通过加强媒体的报道、约束地方的保护主义,从而抑制国企高管的超额在职消费行为。分位数回归及安慰剂检验结果进一步验证了结果的稳健性。本文的研究为检验反腐政策的实施效果提供了微观角度的经验证据,这为今后进一步完善党的巡视制度,加强党的建设提供了有力支撑,同时也为他国学习中国经验提供了一定借鉴。

**关键词:**中国共产党;反腐败斗争;巡视制度;超额在职消费;渠道效应

**中图分类号:** D261.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2804 (2019) 04-0029-11

处于经济与社会转型期的中国,腐败与反腐败一直都是社会讨论的焦点<sup>[1]58</sup>。据不完全统计,我国每年约有4%~8%的GNP被腐败消耗殆尽<sup>[2]72</sup>。透明国际组织(Transparency International)公布的全球清廉指数(Corruption Perceptions Index, CPI)数据也显示,我国的CPI得分长期处于30至40分之间,相比丹麦、新西兰等欧洲国家的清廉水平还存在很大差距。尽管这些数据主要针对的是官僚系统的评定,但关于腐败的概念早已延伸至经济领域,安然、世通等世界著名公司的陨落就是对企业高管腐败的最好证明<sup>[3]119</sup>。相较于国外,我国国有企业高管的“亦官亦商”角色,更决定了腐败行为容易由官僚系统向企业组织渗透。从2000年到2010年,我国共有121家上市公司出现了高管腐败现象,年均11家公司高管涉案<sup>[4]119</sup>。而十八大以后,仅2013年就有64家公司高管因腐败问题涉案,其中35家发生在国企上市公司<sup>[5]139</sup>。

所谓“物必先腐,而后虫生”,虽然深知腐败对经济社会具有严重的毒害作用,但目前学术界对于腐败的研究还主要集中在政治领域。在微观企业领域,大多数学者仅停留在道义上的谴责或止步于加强内部建设<sup>[6]52-53</sup>,又或者基于代理理论,从实证角度分析董事会、监事会、经理人薪酬、机构投资者及大股东等公司治理机制对高管的约束作用<sup>[7]738</sup>。但不幸的是,这些治理机制主要为“职业经理人”而设计,对于我国国企高管似乎难见成效。理由是,虽然从“亦商”的角度,董事会等公司治理机制可能会产生作用,但从“亦官”的角度,公司治理机制大多难有作为。因此,必须找到一种两者兼备的治理机制来约束国企高管的腐败行为,党的巡视制度就为我们抑制高管腐败提供了一种契机。一方面,我国国有企业一贯奉行“党管干部”的原则,国企高管基于政治晋升的动机往往会“听党话、跟党走”,从而约束自己的腐败行为;另一方面,巡

**收稿日期:** 2019-06-23

**基金项目:** 国家自然科学基金面上项目“审计与腐败治理:理论、路径与效果”(71702052);广东省2017-2018年度会计科研课题(2017A09);广州市哲学社会科学“十三五”规划2018年度课题(2018GZYYB113)

**作者简介:** 杨野(1984-),男,湖南怀化人,博士生,从事政府会计、企业财务行为研究。

视制度已写进党内法规《中国共产党党内监督条例(试行)》,成为惩戒腐败的“达摩克利斯之剑”,具有很强的警示作用与威慑作用,国企高管骤然不会轻易跨进法规的禁区。

基于此,本文以具有中国特色的党的巡视制度为切入点,结合2011-2016年中国A股上市公司的数据,采用PSM-DID的分析方法,研究党的巡视对我国国有上市公司腐败行为的影响,以检验党的巡视制度的有效性和可靠性。

本文的创新和贡献主要体现在以下三个方面:(1)通过研究党的巡视对企业超额在职消费行为的影响,为检验反腐政策的实施效果提供了微观角度的经验证据;(2)基于国有上市公司高管“亦官亦商”的特殊定位,挖掘巡视制度的作用机制,对于完善职业经理人制度、加强公司治理具有一定的启示作用;(3)以往对于反腐的研究大多采用工具变量的方法来控制内生性<sup>[8]55</sup>,而工具变量的选择往往较为随意,容易产生估计偏差,本文通过准自然实验的PSM-DID方法得出党的巡视对超额在职消费影响的净效应,能够较为有效地缓解内生性问题。

## 一、制度背景与文献述评

### (一) 党的巡视

巡视制度古已有之。帝尧时期“五岁巡狩”的记载,成为巡视制度的发轫和雏形。而完整意义上的巡视制度,大约在秦代初步成型。到了汉代,中央已建立了较为成熟的刺史巡视制度。唐朝的“一台三院”和“十道巡按”常巡体制,更是建立了多元、专业的巡监网络,成为后世效法的模板。元代为了应对复杂的民族关系,对内从整治腐败角度建立了肃政访廉制度。到了明清两朝,中央进一步重刑诉贪,建立了巡按御史制度,形成了较为完善的巡视制度和法律体系,促进了永乐、康乾等时代盛世的出现。所谓“洋为中用,古为今用”,社会的进步离不开对历史的学习与借鉴。早在1922年,中共二大在党章中便明确了“中央特派员”的职责。时隔85年后,党的十七大党章正式确立了巡视制度的提法,要求党的各级委员会实行“巡视制度”。2012年,党的十八大进一步明确了党的巡视在加强党的建

设、从严治党、维护党纪、加强党内监督等方面的重要地位和作用。从2013年到2017年,中央巡视组共计开展了12轮巡视,已完成对省级政府、新疆生产建设兵团、中央和国家机关、国有重要骨干企业、中央金融单位的巡视覆盖,同时还对辽宁、安徽等12个省级政府实施了“回头看”的策略性巡视。2018年,党的十九届三中全会对完善巡视巡察工作提出了进一步要求。由此可见,新时期党的巡视制度在党的建设、反腐败斗争等方面将发挥越来越重要的作用。

对于巡视制度的研究,已有学者在巡视制度的特点、历史演进、地位与作用、完善巡视制度的对策、巡视制度的创新等方面积累了一定文献。纵观这些研究成果,大多还局限于就巡视而论巡视,对于巡视产生的原因、巡视会带来哪些社会经济后果缺乏进一步的探讨。在实证研究领域,由于党的巡视是一个比较新的话题,可追寻的文献并不多。唐大鹏等以97家行政事业单位所公布巡视报告作为研究样本,发现党的巡视制度有利于推进行政事业单位的内部控制建设<sup>[9]3</sup>。而王砾等认为中央巡视有利于提高国有企业的绩效,但会阻碍国有企业的业绩上升<sup>[10]30</sup>。Cao等则发现党的巡视能抑制上市公司负面消息的发布<sup>[11]186</sup>。

总体而言,目前对于党的巡视制度的研究已有一定积淀,但对于巡视制度的前因和后果研究相对较少。在党中央大力进行党风廉政建设和反腐败斗争的历史背景下,对反腐政策的论证与检验具有很强的现实意义,这也构成本文的一个研究动因。

### (二) 超额在职消费

在我国上市公司中,在职消费现象较为普遍<sup>[12]92</sup>。作为公司正常经营所需和不完全契约的产物,这种消费现象具有一定的合理性。《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确指出要“合理确定并严格规范国有企业管理人员薪酬水平、职务待遇、职务消费、业务消费”,也是对这种合理性的一种间接肯定。但是,这种消费一旦超出正常范围,则容易转变为公司的代理成本,损害公司的价值<sup>[13]211</sup>。以2012年的年报为例,中国铁建的业务招待费达8.37亿元,位居上市公司首位,中国交建和中国电建分别以7.80亿元、3.43亿元紧随其后。在这巨额数

字的背后，一个严峻的事实是，我们无从甄别哪些属于正常的商业支出，哪些进入了私人腐败。这不仅给监督制造了障碍，还给研究取证带来了困难<sup>[14]250</sup>。

从现有文献来看，在宏观层面，已有学者利用查处腐败行为的公务员数量<sup>[15]270</sup>、被查处腐败人员的绝对数除以在职公职人员总数<sup>[16]328</sup>、每万名公职人员贪污腐败渎职立案数<sup>[17]22、[18]682</sup>等指标，对腐败进行度量并开展了相关研究。而在微观层面，Cai等利用业务招待费和差旅费来衡量企业的腐败，发现腐败不仅能够帮助企业获得更好的政府服务，还能降低企业的实际税率和管理支出，但对企业生产率的总体影响为负<sup>[8]60</sup>。而黄玖立和李坤望认为，差旅费相较于业务招待费包含更多的正常开支——如异地采购、正常营销和市场调研支出等，因此在研究中仅以业务招待费来度量腐败，并发现招待费的确被企业用作不正当竞争的手段，发现招待费支出越多，企业获得的政府订单和国有企业订单就越多<sup>[19]72</sup>。其他学者的研究大多采取了类似做法，即仅以管理费用中的业务招待费来度量企业腐败<sup>[20]42、[21]167</sup>。<sup>①</sup>

总体来看，以上学者用业务招待费来度量企业高管腐败体现了一定合理性。一方面，业务招待费一般包括餐饮、娱乐、旅游等活动支出以及购买香烟、食品、礼品等费用支出，业务招待得越好，官商勾结、权钱交易等深层腐败越容易发生<sup>[19]73</sup>；另一方面，在会计实践中，业务招待费都能以正常业务的名义报销，回扣、佣金、红包甚至更大幅度的贿赂支出也可以通过使用假发票或虚开发票的形式以业务招待费的名义报销<sup>[8]61</sup>。

综上所述，党的巡视制度是实现党内监督的重要实现方式，特别是十八大明确将党风廉政建设和反腐败斗争作为巡视的中心任务之后，这对于该项制度的检验变得十分必要。而已有文献对于企业高管腐败给予了较为充分的论证和度量，这为本文的研究设计提供了重要的现实基础。

## 二、理论分析与研究假设

Klitgaard曾用数学公式“腐败=行政垄断+自由裁量权-问责”表述腐败、行政垄断、自由裁

量权与问责之间的数量关系<sup>[22]71</sup>。对于该表达式，学术界可能还存在一定争议。但无可争辩的一个事实是，问责对于腐败的抑制具有重要的作用。

在政府治理框架中，问责主要包括行政问责、经济问责和政党问责。其中，行政问责在三者之间处于核心地位。在政党代为国家行使人民权利的情况下，政党与行政往往密不可分，党内问责与行政问责也因此高度关联。党的巡视作为党内的一项基本制度，在实际过程中通过发现问题——反馈问题并提出整改建议——督促问题解决，其实质就是对被巡视对象所行使权利的一种问责与追究，属于政党问责的范畴。从现有研究来看，彭华彰、刘晓靖和黄波<sup>[23]63</sup>，陈丽红、张龙平和朱海燕<sup>[24]48</sup>等基于行政问责的角度，发现国家审计对于腐败治理发挥了重要作用；在经济问责中，政府的经济责任审计<sup>[25]52</sup>、注册会计师审计<sup>[26]60</sup>、内部控制<sup>[27]60</sup>等重要工具对于抑制腐败产生了重要影响；而在政党问责中，党的巡视作为我党重要的问责与监督机制，对于抑制腐败相信也能产生重要影响。由此，本文提出假设H1。

H1：在其他因素不变的情况下，党的巡视能够抑制国企高管的超额在职消费行为。

根据国际货币基金组织的定义，腐败是指滥用公共权力以谋取私人利益的行为。公共权力配置越大，寻租空间也就越大<sup>[28]291</sup>，而行业的垄断更放大了这种权力效应，增加了腐败滋生的概率<sup>[22]29</sup>。

在我国，行业垄断具有典型的腐败特征<sup>[29]45</sup>，打破行业垄断已成为遏制腐败的重要手段。在垄断程度较高的行业，党的巡视等反腐政策对其造成的冲击往往也更为强烈。中石油的廖永远、中石化的王天普、南方航空的司献民及中国铝业的孙兆学等高管的落马就是巡视成果的最好例证，而这些落马者大多涉及油、煤、气、电、通信、金融、运输及军工等垄断行业<sup>②</sup>。可以预见，超额在职消费的抑制效应在垄断程度较高的行业表现得更为明显。基于此，本文提出假设H2。

H2：在垄断程度较高的行业，党的巡视对国

<sup>①</sup> 自此，本文中所述的企业腐败仅代表狭义上的高管超额在职消费，用业务招待费的思想来衡量。

<sup>②</sup> 资料来源：人民网（<http://fanfu.people.com.cn/n/2014/1218/c64371-26229789.html>）。

企高管超额在职消费的抑制作用更为显著。

宏观政策的制定与实施大多服务于微观个体,并由微观个体予以反馈。在此过程中,宏观对微观的影响也并非总是简单的直线关系,可能蕴藏着盘根错节的中间环节。党的巡视对企业超额在职消费的抑制作用也同样如此,中间变量可能涉及媒体报道、地方保护等。首先,在西方,媒体享有“无冕之王”的美誉,被视为独立于立法、行政和司法之外的“第四方权力”。媒体通过报道次数的增加吸引公众眼球,能有效降低控制权的私人收益<sup>[30]22</sup>。媒体曝光数量越多,上市公司越有可能修正其违规行为<sup>[31]15</sup>,高管腐败越不易于发生。党的巡视工作作为党中央的重大决策事项,更离不开各部门的通力协作,宣传部就是其中的重要一环。因此,党的巡视可以充分利用媒体的宣传与监督作用,抑制国企高管的超额在职消费行为。

其次,地方保护主义是地方行政垄断的重要影响因素<sup>[32]103</sup>,垄断程度越高,腐败的可能性越大<sup>[29]45</sup>,因而地方保护对腐败具有重要的影响。而随着巡视制度被确立为党内监督制度,巡视工作已被赋予更多的使命与职责,对于国企党员干部违法违规行为能形成更大威慑。在与地方保护势力的对垒中有可能通过打击地方保护主义,打破垄断,从而抑制超额在职消费行为。基于此,本文提出假设H3a和H3b。

H3a:党的巡视通过加强媒体的报道程度,从而抑制国企高管的超额在职消费行为。

H3b:党的巡视通过约束地方的保护主义,从而抑制国企高管的超额在职消费行为。

### 三、研究设计:PSM-DID

#### (一) 双重差分(DID)

根据以往研究经验,学术上通常使用DID分析方法来评价政策的效果,本文亦采用了类似做法。2015年,党中央开始对国有重要骨干企业中核工业、中核建设及中石油等进行巡视。为了考察党的巡视对被巡视企业的影响,本文参照李小波和吴溪<sup>[33]87</sup>、褚剑和方军雄<sup>[34]84</sup>等的做法,将上

述骨干企业下属的国有上市公司作为实验组,其他A股上市公司作为控制组,来进行DID设计。本文将所有样本划分为四组,即巡视之前的实验组、巡视之后的实验组、巡视之前的控制组和巡视之后的控制组,并通过设置treated和time两个虚拟变量加以区分。DID模型如(1)式所示:

$$COR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{treated}_{i,t} + \beta_2 \text{time}_{i,t} + \beta_3 \text{treated}_{i,t} \times \text{time}_{i,t} + \beta_4 \sum \text{company} + \beta_5 \sum \text{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,COR为超额在职消费;treated为虚拟变量,当上市公司被巡视取1,否则为0;time<sup>①</sup>为虚拟变量,巡视事件之前的年份(即2011、2012年)取0,巡视当年及其之后的年份(即2015、2016年)取1;下标*i*和*t*分别代表第*i*个上市公司和第*t*年; $\varepsilon$ 为随机扰动项。

DID模型各个参数含义详见表1。由(1)式可以看出,对于控制组(treated=0),巡视事件前后的超额在职消费分别为 $\beta_0$ 和 $\beta_0 + \beta_2$ ,因此不受党的巡视事件影响的公司在巡视事件年份前后的超额在职消费为 $Diff(BL) = (\beta_0 + \beta_2) - \beta_0 = \beta_2$ ,这一差异可理解为排除了党的巡视事件影响超额在职消费在时间上的差异;对于实验组(treated=1),党的巡视事件前后的超额在职消费分别为 $\beta_0 + \beta_1$ 和 $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ ,差异为 $Diff(FU) = (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - (\beta_0 + \beta_1) = \beta_2 + \beta_3$ ,这一差异不仅包含了党的巡视事件的影响 $\beta_3$ ,还包含了上述时间趋势差异 $\beta_2$ 。因此,党的巡视事件对超额在职消费的净影响为 $Diff = Diff(FU) - Diff(BL) = (\beta_2 + \beta_3) - \beta_2 = \beta_3$ 。若党的巡视能降低国企高管的超额在职消费,则 $\beta_3$ 的系数应显著为负。

表1 DID模型参数含义

	巡视事件前 (time=0)	巡视事件后 (time=1)	Difference
实验组 (treated=1)	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$Diff(FU) = \beta_2 + \beta_3$
控制组 (treated=0)	$\beta_0$	$\beta_0 + \beta_2$	$Diff(BL) = \beta_2$
DID			$Diff = \beta_3$

#### (二) 倾向得分匹配(PSM)

利用DID方法,最重要的前提是实验组和控制组必须满足共同趋势假设,即如果不存在党的

① 本文设置time虚拟变量的思路是:由于新时期党的巡视始于2013年,国有重要骨干企业的专项巡视发生在2015年。为了比较巡视前后的差异,故选取巡视事件前的年度(2011和2012年)和专项巡视后的年度(2015和2016年)来进行比照。

巡视政策，被巡视国有上市公司与其他A股上市公司的变动趋势随时间变化不存在系统性差异。但从两类上市公司的现实情况来看，DID方法难以满足这一要求。为了能进行有效的DID分析应当先进行PSM处理，以满足共同趋势假设的要求<sup>[35]610</sup>。

PSM的思想源于匹配估计量，其基本思路是在不被巡视的控制组中找到一家上市公司*j*，使得*j*与被巡视的实验组中的上市公司*i*的可观测变量尽可能相似或匹配。当上市公司的个体特征对是否被巡视的作用完全取决于可观测的控制变量时，*j*与*i*被巡视的概率相近，共同趋势问题便得到了解决。不过，这种直接匹配的方法还存在一个局限，即在匹配变量较多的情况下，可能会因数据稀疏而无法找到与*i*相近的*j*；而在匹配变量较少的情况下，又可能找到与*i*不恰当的*j*。对此，PSM可根据多维匹配指标计算倾向得分*p*，根据实现组和控制组之间*p*值的相近度来对二者进行匹配，而且*p*值不仅是一维变量，还介于[0, 1]之间，可以有效地解决此类问题。

#### 四、数据、变量与描述性统计

本文的实验组数据来源于中央纪委监察部所公布的2015年专项巡视名单，根据这份名单，将国企下属的国有上市公司作为实验组样本，总计158家国有上市公司（详见表2）；业务招待费数据来源于同花顺iFind数据库；其他数据来源于CSMAR数据库。本文还对数据进行了如下处

理：（1）行业分类根据中国证监会行业分类指引进行，其中制造业C类由于数量众多且内部差异较大，取前两位代码C0~C9作为分类标准，其他行业取第一位代码作为分类标准；（2）为消除极端值的影响，本文对所有连续性变量进行了1%的winsorize处理；（3）为控制潜在的截面相关问题，本文对所有回归系数的标准误都在公司层面上进行了Cluster处理。

表2 实验组样本

巡视日期	被巡视国有骨干企业	骨干企业下属国有上市公司
2015年2月	中国核工业集团公司、中国核工业建设集团公司、中国石油天然气集团公司等26家企业	中核科技(000777)、中国核电(601985)、东方锆业(002167)等158家上市公司
2015年6月	中国航空集团公司、中国东方航空集团公司、中国港中旅集团公司等17家企业	

数据来源：中央纪委监察部官方网站及作者后期的整理。

对于超额在职消费的度量，本文参考了两种度量方式。一是，沿用黄玖立和李坤望<sup>[19]73</sup>的做法，用业务招待费/总资产减去行业、年度均值后的差额来衡量企业超额在职消费，记为COR1；二是，参考权小锋、吴世农和文芳<sup>[36]77</sup>及luo et al<sup>[37]358</sup>等对超额在职消费<sup>①</sup>的设计，将管理费用中的在职消费金额换作业务招待费，利用(2)式对样本分年度分行业进行回归，得到回归残差 $\hat{\mu}_{i,t}$ ，记为COR2。COR1和COR2的值越大，腐败程度就越高。本文的其他变量定义详见表3。

表3 变量设置及定义

变量名称	变量符号	变量定义
超额在职消费	COR1 COR2	(业务招待费/总资产减去行业、年度均值后的余额)×1000 模型(3)的回归残差×1000
巡视与否	<i>treated</i>	虚拟变量：当上市公司被巡视取1，否则取0
巡视时间	<i>time</i>	虚拟变量：巡视当年及其之后的年份（即2015、2016）取1；巡视事件之前的年份（即2011、2012）取0
资产规模	<i>SIZE</i>	年末资产总额的自然对数
账面市值比	<i>BM</i>	年末账面价值/年末市场价值
总资产周转率	<i>Turnover</i>	年营业收入/年末总资产
行业垄断程度	<i>HHIS_sale</i>	前5大上市公司占行业总营业收入百分比的平方和
媒体报道程度	<i>Media</i>	ln（新闻报道中，正文提及该上市公司的数量+1）
地方保护主义	<i>Protect</i>	企业所得税、增值税和营业税之和/各地区财政收入

① Luo等将高管在职消费定义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。

$$\frac{Entertainment_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{INV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_5 Employee_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $Entertainment_{i,t}$  为业务招待费, 来源于财务报表附注中管理费用的明细数据;  $A_{i,t-1}$  为上期期末总资产;  $\Delta REV_{i,t}$  为营业收入的变动额;  $PPE_{i,t}$  为厂房、财产和设备等固定资产的净额;  $INV_{i,t-1}$  为存货净额;  $Employee_{i,t}$  为在职员工人数的自然对数。

表4列示了相关变量的描述性统计。根据COR1的描述性统计结果, 过半企业的业务招待费低于行业年度均值, 说明企业的业务招待费支出呈左偏分布。而从虚拟变量  $treated$  可以推测, 被巡视的样本数约占总体样本的8.1%, 表明在下文的分析中需要找到更合适的控制组。其他变量的描述性统计显示变量均处在合理的范围。

表4 描述性统计结果

variable	N	mean	min	p50	max	sd
COR1	4800	-0.128	-2.653	-0.426	6.999	1.307
COR2	4800	0.574	-8.941	0.510	9.899	2.546
treated	4800	0.081	0.000	0.000	1.000	0.273
time	4800	0.546	0.000	1.000	1.000	0.498
SIZE	4800	22.090	19.130	21.970	26.040	1.131
BM	4800	0.384	0.003	0.338	1.310	0.245
Turnover	4800	0.629	0.043	0.521	2.593	0.447
HHIS_sale	4800	0.200	0.200	0.200	0.200	0.000
Media	3797	4.478	1.099	4.454	9.061	0.892
Protect	4800	0.493	0.338	0.492	0.669	0.083

## 五、结果评价与稳健性检验

### (一) PSM分析

根据研究设计, 本文进行PSM的实验组为被巡视的158家国有上市公司, 控制组为未被巡视的其他A股上市公司。表5是PSM的Logistic回归结果, 该表呈现的是哪些变量会对中央筛选被巡视企业产生显著性影响。从结果来看, 公司资

产规模 ( $SIZE$ )、账面市值比 ( $BM$ ) 和总资产周转率 ( $Turnover$ ) 都具有统计上的显著影响, 是中央筛选被巡视企业的主要因素。一般而言, 国有资产规模越大, 所承担的社会责任越大; 总资产周转率越高, 企业的资产利用率越高; 而账面市值比越大, 企业的市场价值相对于权益账面价值越小, 不能为国有资产保值增值。这些都成为巡视组重点关注的指标。

表5 Logistic回归结果: 中央筛选被巡视企业的参考因素

	(1) treated
SIZE	0.642*** (6.08)
BM	-1.405*** (-2.89)
Turnover	0.553** (2.48)
Industry	YES
_cons	-15.887*** (-6.37)
N	1532
Pseudo R2	0.136
Log likelihood	-326.188

注: \*\*、\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著; 括号中的数字表示z值。

结合Logistic回归结果, 本文以  $SIZE$ 、 $BM$  和  $Turnover$  作为协变量, 在施加“共同支持” (common support) 的条件下, 利用最近邻匹配法对实验组和控制组进行一对一匹配, 最终得到PSM的平均处理效应 (见表6): 参与者平均处理效应 (ATT) 的估计值为-0.41,  $t$  值为-2.86, 在1%的水平上显著。

不同于表6考察数据的差异性, 表7主要考察了数据的平衡性。具体来看: (1) 所有变量匹配后 (Matched) 的标准化偏差 (% bias) 的绝对值都小于10<sup>①</sup>; (2) 对比匹配前 (Unmatched) 的结果, 匹配后的标准化偏差都大幅度减小; (3) 所有变量匹配后 (Matched) 的  $t$  值都不显著, 说明都不拒绝实验组和控制组无系统差异的原假设。以上结果表明, PSM匹配结果较好地平衡了数据, 为后续 DID 分析打下了良好基础。

表6 PSM平均处理效应 (ATT)

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
COR1	Unmatched	-0.411	-0.073	-0.338	0.118	-2.870
	ATT	-0.411	-0.182	-0.228	0.080	-2.860

① Rosenbaum 和 Rubin (1983) 指出, 当协变量的标准化偏差的绝对值大于20时可认为匹配效果不好。

表7 PSM平衡性检验结果

Variable	Unmatched Matched	Mean		% bias	% reduct  bias	t-test	
		Treated	Control			t	p> t
SIZE	U	22.25	21.62	53.90		5.46	0.00
	M	22.25	22.18	5.60	89.70	0.38	0.70
BM	U	0.51	0.49	7.30		0.74	0.46
	M	0.51	0.50	0.70	90.20	0.05	0.96
Turnover	U	0.77	0.64	27.20		2.93	0.00
	M	0.77	0.76	3.70	86.30	0.25	0.80

## (二) 基本回归分析

经过PSM后，本文分别对COR1和COR2进行了DID检验，检验结果如表8所示。列(1)和列(2)分别为不加控制变量和加控制变量的回归结果，交互项 *treated\*time* 的估计值分别为-0.66和-0.63，都在1%的水平上显著。说明党的巡视对于国企高管的超额在职消费 (COR1) 具有明显的抑制作用；列(3)和列(4)的交互项 *treated\*time* 也出现了类似的回归结果。假设H1得到验证。

## (三) 进一步分析

为了进一步考察党的巡视对超额在职消费的

抑制作用，本文按照各个行业的垄断程度 (HHI5\_sale) 进行分组回归，检验结果如表9所示。当因变量为COR1时，*treated\*time* 的回归系数在垄断程度较高组为-0.79，且在1%的水平上通过了统计检验；而在垄断程度较低组，虽然 *treated\*time* 的系数虽然同样小于零，但并没有通过显著性检验。该结果表明：在垄断程度较高的行业，由于寻租空间较大，腐败问题相对严重，因此党的巡视会给处于这些行业的企业带来更加剧烈的影响。在COR2为因变量的回归结果中，也显示了类似的结果。总之，分组结果表明，在垄断程度较高的行业，党的巡视对国企高管超额在职消费的抑制作用更为显著。假设H2得到验证。

表8 基本回归结果<sup>①</sup>

	(1) COR1	(2) COR1	(3) COR2	(4) COR2
<i>treated*time</i>	-0.664*** (-4.73)	-0.632*** (-4.80)	-0.648** (-2.34)	-0.754*** (-2.80)
<i>time</i>	0.097** (2.26)	0.416*** (5.97)	-0.422*** (-4.28)	-0.272* (-1.75)
SIZE		-0.350*** (-5.34)		-0.807*** (-4.86)
BM		-0.351*** (-2.78)		-0.355 (-1.05)
Turnover		0.695*** (5.07)		-2.525*** (-9.03)
公司	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.146*** (-5.70)	7.109*** (5.06)	1.033*** (16.25)	20.520*** (5.65)
N	4800	4800	4800	4800
adj. R2	0.017	0.108	0.031	0.114
F	6.328	17.333	31.836	29.569

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号中的数字表示t值（以下各表同）。

表9 垄断性程度的异质性检验

	(1) COR1 HHI5_sale ≥均值	(2) COR1 HHI5_sale <均值	(3) COR2 HHI5_sale ≥均值	(4) COR2 HHI5_sale <均值
<i>treated*time</i>	-0.790*** (-6.04)	-0.352 (-1.19)	-1.101*** (-3.79)	-0.316 (-0.57)
<i>time</i>	0.257*** (2.76)	0.510*** (5.11)	-0.262 (-1.11)	-0.181 (-0.86)
SIZE	-0.318*** (-3.78)	-0.387*** (-3.93)	-0.836*** (-3.71)	-0.729*** (-2.71)
BM	-0.656*** (-4.13)	-0.008 (-0.04)	-0.496 (-1.14)	0.049 (0.10)
Turnover	0.398*** (2.80)	0.919*** (4.57)	-2.170*** (-5.10)	-2.622*** (-6.54)
公司	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES
_cons	6.831*** (3.72)	7.578*** (3.62)	20.792*** (4.29)	18.869*** (3.13)
N	2481	2319	2481	2319
adj. R2	0.132	0.112	0.123	0.105
F	18.672	6.361	17.704	13.177

① 因虚拟变量 *treated* 具有时间不变性，所以在做DID固定效应分析时会被自动删除，这并不影响结果及其有效性。下表同。

为了考察党的巡视对超额在职消费影响的渠道效应,本文仿照钟覃琳等<sup>[21][67]</sup>的研究设计,将(1)式的因变量设定为影响超额在职消费的两个指标:媒体报道程度(*Media*)和地方保护主义(*Protect*)。表10报告了渠道效应的检验结果,当因变量为*Media*时,*treated\*time*的回归系数都大于零,且在5%的水平上显著;而当因变量为

*Protect*时,*treated\*time*的回归系数都小于零,且在1%的水平上通过了统计检验。因此,渠道效应表明,党的巡视通过加强媒体报道、约束地方保护主义,从而抑制国企高管的超额在职消费行为。假设H3a和H3b得到验证。

## 六、稳健性检验

### (一) 分位数回归分析

在以上的回归中,本文重点考察了党的巡视对国企高管超额在职消费的影响,用的是均值回归的思想。但实际上,我们真正关心的是党的巡视对国企高管超额在职消费整体的一个影响。故本文运用Koenker & Bassett提出的“分位数回归”方法作进一步研究<sup>[38][33]</sup>。从表11的回归结果来看,随着分位点的增加,交互项*treated\*time*的分位数回归系数的绝对值呈上升趋势,表明党的巡视对国企高管超额在职消费的条件分布是右端的影响要大于左端的影响。另一方面,交互项*treated\*time*估计系数的*t*值的绝对值呈现先升后降的趋势,表明对于条件分布两端的分位数回归系数的估计较不准确。总体而言,处于0.5分位及均值处的回归结果能较好地解释党的巡视对国企高管超额在职消费的影响。根据0.5分位的回归系数,容易发现党的巡视对国企高管超额在职

表10 渠道效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Media</i>	<i>Media</i>	<i>Protect</i>	<i>Protect</i>
<i>treated*time</i>	0.166** (2.11)	0.181** (2.49)	-0.012*** (-2.73)	-0.011*** (-2.75)
<i>time</i>	-0.618*** (-24.72)	-1.042*** (-28.20)	-0.050*** (-23.65)	-0.054*** (-19.28)
<i>SIZE</i>		0.372*** (10.35)		0.004 (1.63)
<i>BM</i>		-1.409*** (-16.01)		-0.016*** (-2.68)
<i>Turnover</i>		0.065 (0.99)		0.002 (0.52)
公司	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES
_cons	4.818*** (324.39)	-2.652*** (-3.38)	0.517*** (564.22)	0.440*** (8.58)
<i>N</i>	3797	3797	4800	4800
adj. R2	0.233	0.339	0.259	0.261
<i>F</i>	210.807	168.307	211.094	124.488

表11 分位数回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>COR1</i>	<i>COR1</i>	<i>COR1</i>	<i>COR2</i>	<i>COR2</i>	<i>COR2</i>
	0.25分位	0.5分位	0.75分位	0.25分位	0.5分位	0.75分位
<i>treated*time</i>	-0.286*** (-3.37)	-0.532*** (-4.99)	-0.629*** (-3.75)	-0.355 (-1.28)	-0.699*** (-2.85)	-0.727** (-2.39)
<i>treated</i>	0.235*** (3.80)	0.398*** (5.14)	0.539*** (4.41)	0.668*** (3.32)	0.802*** (4.48)	0.470** (2.12)
<i>time</i>	0.418*** (14.35)	0.323*** (8.82)	0.082 (1.41)	0.477*** (5.01)	0.290*** (3.43)	-0.165 (-1.57)
<i>SIZE</i>	-0.083*** (-6.38)	-0.165*** (-10.05)	-0.294*** (-11.36)	-0.006 (-0.13)	0.019 (0.51)	0.041 (0.87)
<i>BM</i>	-0.098 (-1.57)	-0.071 (-0.90)	-0.192 (-1.55)	1.280*** (6.26)	1.000*** (5.51)	0.293 (1.30)
<i>Turnover</i>	0.207*** (7.90)	0.341*** (10.32)	0.541*** (10.40)	-0.361*** (-4.21)	0.168** (2.21)	0.700*** (7.41)
_cons	0.662** (2.47)	2.877*** (8.54)	6.443*** (12.14)	-1.178 (-1.35)	-0.636 (-0.82)	0.489 (0.51)
<i>N</i>	4800	4800	4800	4800	4800	4800

消费的影响在1%的水平上显著为负，验证了假设H1。

此外，本文分别对COR1和COR2进一步构造F统计量，对各个分位点的回归系数是否相等进行检验。结果都在5%的水平上拒绝“系数相等”的原假设，说明上述分位点的回归系数之间存在显著差异。

## (二) 安慰剂检验

安慰剂检验的一个思路是：构建一个虚假的政策实验，以考察虚假政策的影响。本文在替换变量COR2的基础上继续进行安慰剂检验，共进行两套研究设计：首先，将巡视事件发生年由2013年变为2015年，定义时间虚拟变量time1（2013、2014年取0，2015、2016年取1）；其次，将国有重要骨干企业实际巡视年份由2015年变为2014年，定义时间虚拟变量time2（2012、2013年取0，2014、2015年取1）。在此基础上，利用前文数据重新进行估计。只有当交互项的系数不显著，才能验证前文的假设。

从表12的结果来看，交互项*treated\*time1*和*treated\*time2*的系数均不显著。说明随机构造的虚假政策并未产生作用，表明了前文的实证结果的稳健可靠。

表12 安慰剂检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	COR2	COR2	COR2	COR2
<i>treated*time1</i>	0.028 (0.13)	-0.062 (-0.30)		
<i>time1</i>	0.241*** (4.68)	0.097 (0.85)		
<i>treated*time2</i>			-0.057 (-0.25)	-0.153 (-0.66)
<i>time2</i>			-0.180*** (-3.30)	0.706*** (5.67)
<i>SIZE</i>		-1.130*** (-6.07)		-1.558*** (-7.69)
<i>BM</i>		0.060 (0.20)		-0.139 (-0.59)
<i>Turnover</i>		-2.892*** (-10.61)		-3.330*** (-11.24)
公司	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	0.310*** (12.12)	27.366*** (6.65)	0.450*** (16.40)	36.490*** (8.20)
<i>N</i>	5158	5158	5043	5043
<i>adj. R2</i>	0.007	0.156	0.004	0.188
<i>F</i>	11.733	65.537	6.021	74.067

## 七、结论与建议

问责对于腐败具有重要的影响。本文以问责为着眼点，将党的巡视制度作为重要的问责与监督机制，利用PSM-DID的研究方法检验了党的巡视对国有上市公司腐败行为的影响。经研究发现：(1) 党的巡视能够显著抑制国企高管的超额在职消费行为；(2) 党的巡视对超额在职消费的抑制作用在垄断程度较高的行业更为显著；(3) 渠道效应研究表明，党的巡视通过加强媒体报道、约束地方的保护主义，从而抑制国企高管的超额在职消费行为。分位数回归及安慰剂检验结果进一步验证了结果的稳健性。总体而言，党的巡视制度对企业腐败的抑制作用成效显著，进一步改革和完善当前的巡视制度对于加强党的建设、完善公司治理具有重要的意义。具体建议如下：

首先，继续加大党的巡视的范围和力度。巡视制度是中国共产党党内的一项基本制度，是指中央和省、自治区、直辖市党委，通过建立专门巡视机构，按照有关规定对下级党组织领导班子及其成员进行监督的制度。从中央纪委监察部公布的巡视名单来看，并非包含了所有的国有企业。因此，通过继续扩大党的巡视的范围和力度，可以进一步发挥党的巡视的问责作用，巩固已取得的巡视成果。

其次，不断完善现有的党的巡视制度。党的巡视制度作为政党问责的重要监督机制，应与行政问责、经济问责并驾齐驱。由于党的巡视对于腐败的抑制作用具有一定的局限性，在垄断程度较低的行业并不明显。因此可以通过“回头看”、扩大巡视范围等措施，不断强化巡视制度的作用效果。

最后，加强融合其他的反腐监督机制。所谓“他山之石，可以攻玉”，党的巡视也不可能“包治百病”。从传播路径来看，党的巡视作用于媒体报道和地方保护主义，再作用到企业的超额在职消费，结果显著，但并非满意。因此，我们更应该清楚地意识到巡视制度本身也只是抑制腐败的一种手段，还需靠多种民主监督机制和政治运行机制的有机结合，在法治基础上的民主与集中才能进一步做好腐败的防治工作。

## 参考文献

- [1] 周黎安, 陶婧. 政府规模、市场化与地区腐败问题研究[J]. 经济研究, 2009 (1): 57-69.
- [2] Gong T. Auditing, Accountability, and Anticorruption in China: Prospects and Problems[J]. Journal of Public Administration, 2010, 3(02): 69-84, 204.
- [3] Luo Y. An Organizational Perspective of Corruption[J]. Management & Organization Review, 2005, 1(1): 119-154.
- [4] 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.
- [5] 陈仕华, 姜广省, 李维安, 王春林. 国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益?[J]. 经济研究, 2014 (10): 139-151.
- [6] 黄群慧. 管理腐败新特征与国有企业改革新阶段[J]. 中国工业经济, 2006 (11): 52-59.
- [7] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance[J]. Journal of Finance, 1997, 52(2): 737-783.
- [8] Cai H, Fang H, Xu L C. Eat, Drink, Firms, Government: An Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms[J]. Food & Machinery, 2014, 54(1): 55-78.
- [9] 唐大鹏, 武威, 王璐璐. 党的巡视与内部控制关注度: 理论框架与实证分析[J]. 会计研究, 2017 (3): 3-11, 94.
- [10] 王砾, 孔东民, 王茂斌. 中央巡视工作是否提高了企业业绩——基于准自然实验的证据[J]. 金融学季刊, 2017, (2): 30-55.
- [11] Cao X, Wang Y, Zhou S. Anti-Corruption Campaigns and Corporate Information Release in China[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 49(1): 186-203.
- [12] 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.
- [13] Yermack D. Flights of Fancy: Corporate Jets, CEO Perquisites, and Inferior Shareholder Returns[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80 (1): 211-242.
- [14] Olken B A, Pande R. Corruption in Developing Countries[J]. Annual Review of Economics, 2011, 4(1): 245-253.
- [15] Goel R K, Rich D P. On the Economic Incentives for Taking Bribes[J]. Public Choice, 1989, 61(3): 269-275.
- [16] Fisman R, Gatti R. Decentralization and Corruption: Evidence Across Countries[J]. Journal of Public Economics, 2004, 83(3): 325-345.
- [17] 刘勇政, 冯海波. 腐败、公共支出效率与长期经济增长[J]. 经济研究, 2011 (9): 17-28.
- [18] Mauro P. Corruption and Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(3): 681-712.
- [19] 黄玖立, 李坤望. 吃喝、腐败与企业订单[J]. 经济研究, 2013 (6): 71-84.
- [20] 王彦超, 赵璨. 社会审计、反腐与国家治理[J]. 审计研究, 2016 (4): 40-49.
- [21] 钟罩琳, 陆正飞, 袁淳. 反腐败、企业绩效及其渠道效应——基于中共十八大的反腐建设的研究[J]. 金融研究, 2016 (9): 161-176.
- [22] Klitgaard R. Controlling Corruption[M]. Berkeley: University of California Press, 1988.
- [23] 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.
- [24] 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.
- [25] 马志娟. 腐败治理、政府问责与经济责任审计[J]. 审计研究, 2013 (6): 52-56.
- [26] 翟胜宝, 徐亚琴, 杨德明. 媒体能监督国有企业高管在职消费么?[J]. 会计研究, 2015 (5): 57-63, 95.
- [27] 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): 56-63, 96.
- [28] Krueger A O. The Political Economy of the Rent-Seeking Society[J]. American Economic Review, 1974, 64(3): 291-303.
- [29] 胡鞍钢, 过勇. 转型期防治腐败的综合战略与制度设计[J]. 管理世界, 2001 (6): 44-55.
- [30] Dyck A, Morse A, Zingales L. Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?[J]. Journal of Finance, 2010, 65(6): 2213-2253.
- [31] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. 经济研究, 2010 (4): 14-27.
- [32] 胡向婷, 张璐. 地方保护主义对地区产业结构的影响——理论与实证分析[J]. 经济研究, 2005 (2): 102-112.
- [33] 李小波, 吴溪. 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[J]. 审计研究, 2013 (4): 85-92.
- [34] 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.
- [35] Heckman, James J, Ichimura, Hidehiko, Todd, Petra E. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme[J]. The Review of Economic Studies, 1997, 64(4): 605-654.

- [36] 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.
- [37] 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.
- [38] Koenker R, Bassett G. Regression Quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33-50.

## The CPC's Inspection, Excessive Perquisite Consumption and the Channel Effect: Research Based on Anti-corruption Construction of the 18th CPC National Congress

YANG Ye<sup>1</sup> YU Ying-min<sup>2</sup> CHEN Wen-chuan<sup>3</sup>

- (1. Institute of Finance and Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081;  
2. School of Accounting, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081;  
3. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China)

**Abstract:** Since the 18th CPC National Congress, the CPC Central Committee has vigorously promoted the fight against corruption and construction of clean governance. As the inspection system has been established as an intra-party supervision system in the form of the Party's rules, the inspection work has been given more missions and responsibilities. Currently, the inspection of state organs, state-owned enterprises, institutions and other organizations has been completed, paving the way for research on this system. By taking listed companies subordinate to state-owned enterprises inspected as test samples and adopting PSM-DID as analytical method, we investigate the impact of the Party's inspection on corporate corruption. The findings are as follows: firstly, it can effectively restrain excessive perquisite consumption behavior of senior managers in state-owned enterprises; secondly, this restraining effect is more significant in industries with higher monopoly degree; and thirdly, research on channel effect shows that it can restrain such behavior by strengthening media coverage and curbing local protectionism. Quantile regression and placebo test results further verify the above conclusions are steady. In this sense, we provide empirical evidence for examining the effect of anti-corruption policy, which is beneficial to the improvement of the Party's inspection system and strengthening of the Party's construction in the future. This also offers certain experience for other countries.

**Keywords:** Communist Party of China(CPC); anti-corruption struggle; inspection system; excess perquisite consumption; channel effect

(责任编辑:寇 甲)