

国家审计、高管隐性腐败和公司创新投入

——基于国家审计公告的研究

胡志颖, 余 丽

(北京科技大学 东凌经济管理学院, 北京 100083)

[摘要] 基于审计署发布的国家审计公告,以国有上市公司为样本,研究国家审计行为及审计公告揭示力度对企业创新投入的促进作用。研究发现:首先,国家审计行为能够促进被审计央企的创新投入强度,同时国家审计公告揭示的违规问题越严重,对被审计央企创新投入程度的促进作用越强,且促进作用在高管隐性腐败程度高的公司中更为显著;其次,与单次审计相比,二次审计对创新投入强度的促进作用并无显著差异;最后,国家审计对创新投入强度的促进作用在同行业国企中有一定的传染效应。

[关键词] 国家审计;审计公告;高管隐性腐败;创新投入强度;二次审计;传染效应;政府审计;国家治理

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)03-0001-12

一、引言

国家审计是具有预防、揭示和抵御功能的“免疫系统”,是国家治理的重要组成部分^[1]。党的十八届三中全会后,我国逐渐形成横向到边、纵向到底、全面覆盖的国家审计监督体系,把所有公共资金、国有资产、国有资源和领导干部履行经济责任情况都纳入审计监督范围^[2]。自2003年审计署发布第一个审计报告起,国家审计就引起全社会的关注。国家审计报告内容涉及中央部门单位、国有企业、各类专项基金等多个领域的政府预算收支执行情况和会计资料的检查审核、监督,体现了审计在党和国家监督体系中的重要作用,推动了国家治理目标的实现。现有研究表明,国家审计具有微观层面的公司治理效应,在会计信息质量、外部审计投入、高管超额在职消费、股票崩盘风险、投资效率、媒体监督、公司业绩和国有资产保值增值上,国家审计都起积极的监督作用^[3-11]。

在我国当前经济新常态的背景下,企业创新作为驱动经济发展的重要一环,对于经济结构的调整至关重要,是引领经济新常态的“第一动力”。2018年9月26日,国务院发布了《国务院关于推动创新创业高质量发展打造“双创”升级版的意见》,进一步强调创新在我国经济增长中的重要性,并在政府的引导下努力为高质量“双创”创造环境。已有研究成果表明,企业创新的动机和能力受到社会和国家特征等宏观因素、市场结构等中观因素及公司治理等微观因素的影响^[12]。那么,国家审计行为能否对企业创新造成影响?目前相关文献还不多,只有程军和刘玉玉采用横截面数据探讨了经济责任审计对地方国有企业创新的影响,其研究发现国家审计促进了地方国企的创新投入^[13]。央企集团是国家的经济命脉,他们在国家发展中担负着重要责任。那么,对央企集团的政府预算收支执行情况和会计资料真实性实行核查和监督的国家审计行为能否对央企的创新投入起促进作用?是否审计报告揭示出的违规行为的严重性程度越高,对创新投入的刺激作用越强?进一步,国家审计行为带来的微观治理效应最后将通过高管发挥其效应,高管腐败将增加企业代理成本从而抑制企业创新。根据杨德明和赵璨的研究^[14],高管腐败分显性腐败和隐性腐败两种形式,显性腐败直接触犯国家相关法律法规,较容易被发现,一经发现相关高管将面临立案调查与法律制裁,隐性腐败则是高管利用职权为私人“捞好处”的行为,不易被发现且获利性及控制性较高。与显性腐败相比,隐性腐败更为常见^[14-15]。那么,国家审计行为及审计报告对企业创新的影响是否会随着企业高管隐性腐败程度的不同而不同?此外,国家审计行为及审计公告的威慑作用是否有可能传染到与被审央企集团处于同行业或位于同地区的其他国有企业,从而促进他们的创新投入?

[收稿日期] 2018-11-12

[基金项目] 教育部人文社科基金项目(19YJA790032)

[作者简介] 胡志颖(1977—),女,福建仙游人,北京科技大学东凌经济管理学院副教授,硕士生导师,从事审计理论研究;余丽(1998—),女,通讯作者,安徽阜阳人,北京科技大学东凌经济管理学院本科生,从事审计理论研究,E-mail:15901239880@163.com。

为了对上述问题进行回答,我们利用审计署对央企集团审计公告的披露这一极好的自然实验环境进行实证检验。具体而言,本文手工收集了2010-2017年审计署公布的央企集团国家审计公告,将被审计央企集团的下属上市公司作为处理组,以其他未被审计的国有企业为对照组,建立双重差分模型进行检验。我们的研究可能有如下贡献:(1)本文基于审计署国家审计公告验证了国家审计行为及审计公告对央企创新投入强度的促进作用。以往有关国家审计公告的研究多集中于国家审计对央企会计信息质量、外部审计投入、高管超额在职消费、外部媒体监督、股票崩盘风险、投资效率、公司业绩和国有资产的保值和增值等的影响。本文从创新投入的角度,较为全面地验证了国家审计行为及审计公告在央企创新投入方面的微观治理效应、对单次与二次审计的治理效应进行了比较、考察了国家审计行为及审计公告的行业和地区传染效应,并进一步讨论了高管隐性腐败这一作用机理,因此是对国家审计相关研究的有力补充。同时,本文基于央企的研究丰富了国家审计与国企创新作用的相关理论。(2)我们的研究丰富了宏观政策对于微观行为影响的文献,同时也可对微观企业创新影响因素文献作一定的补充。以往企业创新文献更多关注制度、市场及企业等方面^[12],而本文则探讨了国家行政监督这一因素的影响,并考察高管隐性腐败对国家审计与创新投入之间关系的调节作用,不但有助于进一步理解宏观行政监督制度对于微观企业行为的影响,也有助于理解创新投入影响因素的相关理论。

二、文献综述和研究假设

(一) 文献综述

随着国家审计在我国经济运行中重要性的增强,国内学者们开展的国家审计研究也日益增多,目前国家审计对央企集团的微观治理效应领域已积累了较为丰富的文献。具体表现为:首先,国家审计增加了在外部媒体的监督^[10]、提高了央企控股上市公司社会审计定价^[7]、提升了注册会计师的审计质量^[16]。其次,国家审计提高了被审计公司的信息质量^[8]、降低了央企高管的在职消费^[6]、抑制公司超额投资行为^[17]。最后,国家审计降低了被审计公司的股价崩盘风险、提升了业绩,并督促国企资产保值增值^[4,9,11]。

创新是经济发展的重要驱动力,企业创新影响因素研究方面积累了相当丰富的成果,国内外相关研究主要从企业内部和外部因素展开。首先,企业内部因素主要包括企业家、董事会、高管、组织结构^[18]。其次,企业外部因素则不仅包括公司的外部治理机制,如收购威胁、分析师跟踪、机构投资者、外资股权、债权人、供应链关系等^[19-20],也包括产品市场竞争度、市场投资周期、金融中介等市场机制^[21-23],还包括法律、金融发展程度、金融自由化、会计制度、税及国际贸易规则等宏观制度^[24-27]。

十八大之后,高管隐性腐败日益成为公司财务研究的热点问题。现有文献大多围绕高管隐性腐败的经济后果和影响因素展开。大部分研究结论表明,高管隐性腐败会减少业绩薪酬敏感度、减弱债务约束治理效应、增加盈余管理程度、降低企业价值、损害产权和降低运营效率^[28-33]。在影响因素上,已有的研究发现,晋升激励、薪酬管制、国企业绩、管理层权力都是影响高管隐性腐败的重要因素^[15,34-39],而良好的制度环境和公司治理能够对高管隐性腐败起到抑制作用^[40-42]。

尽管现有文献从不同的角度和不同的层次探讨了创新的影响因素,但大部分观点认为良好的内外部公司治理将通过影响代理成本而带来创新动机和创新融资能力的差异,从而对创新投入强度造成影响,目前还鲜有文献从国家审计这一重要治理制度的角度展开研究,同时,也尚未有研究探讨高管隐性腐败在国家审计促进创新中的作用路径。

(二) 研究假设

党的十八大以来,国家审计在党和国家监督中发挥越来越重要的作用,为促进党中央令行禁止、维护国家经济安全、推动全面深化改革、促进依法治国、推进廉政建设等做出了重要贡献^[43]。在审计后,国家将对被审计单位的违规行为进行处罚,这种处罚既包括直接的罚款,也包括一些间接的处罚措施,如其收到的各种优惠和待遇可能发生(短期甚至中长期的)减损^[3]。Becker的研究指出在其他条件不变的情况下,惩罚概率越大,惩罚严厉程度越重,犯罪越少,从而形成威慑效应^[44]。

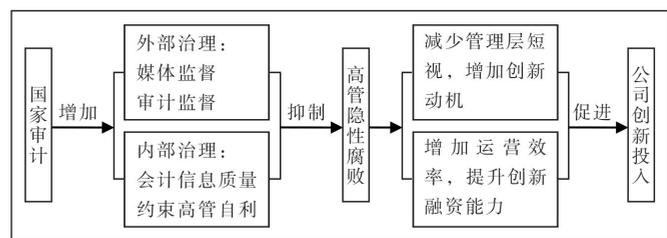


图1 逻辑结构图

因此,通过这些处罚措施,企业将意识到违规或违法行为的成本和代价,且它们认为这种成本或代价较大时会避免去做违规违法的事,从而形成了国家审计的威慑效应。作为一项重要的国家层面的行政监督制度安排,国家审计通过其威慑效应能够提升内外部治理水平,降低国有企业代理成本,促进国企的创新投入。国企的代理成本主要来自国有企业高管和国家股东之间的利益冲突^[45],由于国有企业肩负着更多的社会责任,国企高管的晋升更近似于官员升迁,经济业绩只是国企高管升职位迁考核中的一小部分^[13]。同时股东缺位导致政府对国企高管的监督不当,国企高管的隐性腐败问题严重,享受过度超额在职消费的高管更沉浸于“平静生活”,从而丧失对高投入、高风险和周期长的创新项目的投资动力^[46]。由此可见,国有企业的代理成本严重影响了企业创新,其不但减少高管追求长期业绩增长的动机,也影响微观企业的创新动机。如前述,国家审计能够提升内外部治理水平,因此可带来国有企业代理成本的降低,激发国企高管的创新动力,增加企业融资能力,进一步促进企业创新投入水平,图1显示了本文的理论逻辑。

具体而言,首先,国家审计能促进企业的外部治理,降低代理成本,从而提升微观企业的创新动机和创新能力。通过定期发布审计报告,向社会公众公开审计发现的问题,增加了外部媒体和社会的监督,借助社会舆论监督的力量来共同服务国家治理^[10];同时,在威慑效应的影响下,国家审计的进行导致央企集团控股上市公司社会审计的定价提高^[7],注册会计师审计会应用国家审计报告结果,并因忌惮年报审计客户被政府审计查出错弊,进而追究事务所的责任或导致事务所声誉受损,从而提升外部审计的效率^[16]。因此,在外部媒体和外部审计的共同作用下,被国家审计的单位受到更高层次的媒体和外部审计监督,从而使公司的代理成本更低,管理层通过增进研发投入促进长期利益增长的动机得以增强。此外,外部监督的增加也提高了被审计单位的经营效率,使企业的创新融资能力得以增加。

其次,在内部治理水平方面,国家审计通过影响被审计单位的内部治理而间接或直接影响代理成本,最终影响创新投入动机和融资能力:第一,国家审计增加了审计报告披露后被审计企业会计信息的质量,包括盈余反应系数、会计稳健性以及应计与真实盈余管理^[8],可以使所有者更好地监督企业经营以及投资情况,对经营者的业绩做出合理评价,并约束企业经理层偏离股东价值最大化的自利行为,以此减少代理成本^[47];第二,国家审计还能够直接约束高管的自利行为,这样不仅抑制了其追求短期业绩的动机,增加了创新投入动机,也节约了高管超额在职消费和过度投资上的资金浪费,进一步增强了创新投入的融资能力。

最后,如有必要,审计署还会在审计报告中对企业创新研发方面的资金使用情况进行披露,促使企业有效利用国家的专项拨款达到技术创新的目的,从而直接对企业创新加以监督。如2011年公布的中国海洋石油总公司2009年度财务收支审计公告中提到,2009年至2010年6月,中国海油收到国家科技重大专项课题拨款3775万元,截至审计时,累计拨出53.03万元,仅占收到资金的1.40%。

不同的央企集团其违规金额和程度不同,国家审计报告报告出的违规金额存在显著差异,与之相应,国家也对其处以不同程度的处罚,一般情况下,违规程度越高,处罚越为严格^[3]。李小波和吴溪通过考察央企集团国家审计报告的市场反应验证了国家审计公告的威慑作用,其研究发现国家审计公告中披露的违规程度越严重,市场反应越负面^[3]。因此在威慑效应的作用下,相对于违规程度低的公司,违规程度越高的公司面临的处罚越重,外部治理越强,公司内部治理的改善程度也越高,进而对创新投入的影响也更大。鉴于此,我们提出假设H_{1a}和H_{1b}。

H_{1a}:国家审计行为能够促进被审计公司的创新投入;

H_{1b}:国家审计报告揭示的违规问题越严重,被审计公司创新投入的提升程度越高。

高管是公司决策制定和实施的核心理念,因此国家审计通过提升企业外部和内部治理进而影响创新投入强度的这一机制,必将由公司高管来最终实施和完成。而国有企业的高管掌握了大量公共权力,因此也有腐败发生,其中隐性腐败是一种重要的腐败形式。如前述,隐性腐败是指高管未触犯法律或监管条例,利用其手中职权,为自己“捞好处”的行为,隐性腐败在我国国有企业中更为普遍^[14]。我们认为,在高管隐性腐败程度高的公司中,国家审计行为对内外部微观治理效应更强,从而对国有企业创新投入的促进作用更为显著。具体而言,通过提高会计信息质量,国家审计行为能够让高管隐性腐败更透明地暴露在监管部门、中介机构、股东和社会公众面前,兼之国家审计行为能够吸引更多外部媒体的关注,提升外部审计效率并加强外部审计的监督,故更能够对隐性腐败程度高的公司产生威慑作用,更大程度地降低隐性腐败程度。因此,与隐性腐败程度低的公司相比,国家审计行为对公司代理成本的降低程度在高管隐性腐败程度高的公司中更为显著,从而对创新投入的动机和融

资能力的影响也更大。同时,由于审计报告披露违规问题更严重的公司将受到更大的惩罚,高管隐性腐败程度更高公司的违规问题更多,受到的惩罚力度更大,故国家审计的威慑作用也更大,进而对高管隐性腐败的降低程度也将更高,因此高管隐性腐败也将在违规程度更高的公司中对审计报告揭示力度与国有企业创新投入之间的关系产生更大的调节作用。不仅如此,2015年后,国家对高管在职消费的审查逐年严格,审计报告对高管腐败行为的披露越来越细致,国家审计行为的威慑力在高管隐性腐败程度高的公司中进一步增加。据此,我们提出假设 H_{2a} 和 H_{2b} 。

H_{2a} :与高管隐性腐败程度低的公司相比,国家审计行为对被审计公司的创新投入的促进作用在高管隐性腐败程度高的公司中更为显著;

H_{2b} :与高管隐性腐败程度低的公司相比,审计报告揭示的违规问题的严重性程度对被审计公司创新投入的促进作用在高管隐性腐败程度高的公司中更显著。

三、研究设计和样本选取

(一) 研究设计

审计署公布的央企集团审计报告增加了国家审计的信息透明度,并为实证研究的进行提供了数据支持和实验环境,因此在褚剑和方军雄的基础上^[6],为了控制内生性问题,本文进一步借鉴 Bertrand and Mullainathan 的做法^[46],采用控制公司个体和年份双向固定效应双重差分模型来对假设 H_{1a} 和 H_{1b} 进行检验,具体见模型(1)和(2)。

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 POST \times AUDIT1 + \sum_k Control_k + \sum FirmFixedEffect + \sum YEAR + \varepsilon \quad (1)$$

$$del_RD = \alpha_0 + \alpha_1 POST \times AUDIT2 + \sum_k Control_k + \sum FirmFixedEffect + \sum YEAR + \varepsilon \quad (2)$$

在模型(1)中, RD 是被解释变量,表示企业 i 在第 t 年的创新投入程度,在此我们用 t 年研发投入/ $t-1$ 年资产总额衡量。 $POST$ 是哑变量,借鉴褚剑和方军雄^[6],上市公司所属集团公司被审计前一年及以后年度取1,否则取0,后文中我们也将审计当年及以后年度取1界定 $POST1$,对研究结论进行稳健性检验; $AUDIT1$ 为是否被审计哑变量,如果样本公司属于被审计央企集团下属的上市公司, $AUDIT1$ 取1,否则为0; $Control$ 为控制变量,借鉴其他研究,我们还控制了其他影响公司创新投入的变量,具体包括:公司规模($SIZE$)、公司业绩(ROA)、成长性($GROWTH$)、财务杠杆(LEV)、第一大股东持股比例($LARGEST$)、高管货币薪酬($COMP$)、高管持股比例($MHOLD$)、独董比例($INDEP$)、两职合一哑变量($DUAL$)及年份($YEAR$)虚拟变量。如果假设 H_{1a} 得以验证,我们预计 $POST$ 与 $AUDIT1$ 交乘项的回归系数显著为正。

模型(2)中,考虑到审计查处的违规金额将在审计组入驻当年或其后披露,因此我们研究审计查处违规严重程度对 $t+1$ 年R&D投入强度(del_RD)的影响,其中, del_RD 为公司 $t+1$ 年的R&D强度,具体计算公式为 $t+1$ 年R&D投入/ t 年总资产; $AUDIT2$ 为审计报告披露查处违规严重程度,我们借鉴李小波和吴溪^[3],将审计结果公告中披露的集团公司各项违规金额加总,并将其除以公告披露的集团公司本年资产总额;同时,由于审计查处金额无法在国家审计计划公布时就获得,而会随着审计工作组入驻而逐渐明朗,故在此我们用 $POST1$ 代替 $POST$ 与 $AUDIT2$ 进行交乘, $POST1$ 的定义为审计工作组入驻当年及之后为1,否则为0。其余变量与模型(1)定义相同。如果假设 H_{1b} 得以验证,我们预测 $POST1 \times AUDIT2$ 的交乘项系数显著为正。

根据杨德明和赵璨的研究^[14],高管在职消费是高管隐性腐败的重要方式,因此本文采用高管在职消费来衡量高管隐性腐败程度。在我国上市公司中,高管在职消费现象十分普遍,达到其薪酬的十倍以上^[48]。出于公司正常经营和契约不完备性所需,高管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^[6,31,49],同时也有经验证据表明超额在职消费会降低公司价值^[50]。为了验证假设 H_{2a} 和 H_{2b} ,我们借鉴 Luo et al.、褚剑和方军雄和薛健等做法^[6,51-52],用国企的高管在职消费与由经济因素决定的高管预期正常的在职消费之间的差额来衡量高管在职消费程度的高低,并根据中位数将样本分为两组,大于中位数为在职消费高组($Dum_unperk=1$),即高管隐形腐败程度高组;小于中位数为在职消费低组($Dum_unperk=0$),即高管隐形腐败程度低组。我们比较 $POST(POST1)$ 和 $AUDIT1(AUDIT2)$ 的交乘项系数在两组样本中系数和显著性程度大小,如果交乘项系数在超额在职消费高组系数更大,且显著,那么假设 H_{2a} 和假设 H_{2b} 得以验证。主要变量定义见表1。

表1 变量定义

变量类型	变量	变量内涵	变量测度方法
被解释变量	<i>RD</i>	企业当年R&D强度	企业被审当年研发费用/上年末资产总额
	<i>del_RD</i>	企业后一年R&D强度	企业被审后一年研发费用/上年末资产总额
解释变量	<i>AUDIT1</i>	是否被审哑变量	上市公司所属集团公司被审计署审计过时取1,否则取0
	<i>AUDIT2</i>	国家审计报告揭示违规问题严重性程度	上市公司所属集团公司被审问题金额/集团公司本年末资产总额
控制变量	<i>POST</i>	审计前后哑变量	上市公司所属集团公司被审计前一年及以后年度取1,否则取0
	<i>POST1</i>	审计前后哑变量	上市公司所属集团公司被审计当年及以后年度取1,否则取0
	<i>SIZE</i>	公司规模	本年年末总资产的对数
	<i>ROA</i>	公司业绩	本年净利润与本年年均总资产之比
	<i>GROWTH</i>	成长性	本年主营业务收入的增长率
	<i>LEV</i>	财务杠杆	本年年末总负债与总资产之比
	<i>LARGEST</i>	第一大东持股比例	第一大东持股比例
	<i>COMP</i>	高管货币薪酬	本年前三高管薪酬之和的对数
	<i>MHOLD</i>	高管持股比例	高管持股比例
	<i>INDEP</i>	独董比例	本年独董人数与董事会人数之比
分组变量	<i>DUAL</i>	两职合一哑变量	若本年董事长与总理由一人兼任取1,否则取0
	<i>YEAR</i>	年份	哑变量
	<i>Dum_unperk</i>	高管隐性腐败	以国企样本计算的高管超额在职消费程度,并根据中位数分为超额在职消费高和低两组

(二) 样本选取

本文以2006-2016年国有性质A股上市公司为研究样本。对于实验组样本,参照已有文献做法^[3],我们收集2010-2017年审计署的审计报告,根据上市公司的直接控制人或实际控制人名称,识别出公告所涉及集团公司的直接或间接控股的上市公司作为被审计的公司,即实验组样本,共207家次。由于双重差分模型需要被审计前的数据,因此我们将样本期间设为2006—2016。对于控制组样本,我们将未被审计的其他国有性质A股上市公司作为控制组。我们剔除以下样本:(1)金融行业公司;(2)变量数据缺失样本,最终得到8937个样本。其中国家审计数据来源于对审计报告的手工整理,上市公司财务数据、研发投入数据、企业性质等均来源于CSMAR数据库及WIND数据库。为控制极端值对研究结果的影响,我们对连续变量进行了上下1%的winsorize处理。

四、实证研究

(一) 描述性统计与相关性分析

表2列示了样本公司创新投入、审计行为及公告揭示违规程度的情况。变量*RD*的均值在0.0106,即国有企业创新投入占总资产比例的均值为1.06%,中位数为0,标准差为0.0202,表明当前我国国有企业的创新投入水平普遍较低;变量*AUDIT1*的均值为0.1977,即被审国有企业占样本总数的19.77%。变量*AUDIT2*的均值为0.0022,最大值为0.39,最小值为0.000。

从变量之间的相关性分析结果可以看出,*AUDIT1*与*RD*之间、*POST*与*RD*之间均呈正相关(相关系数分别为0.084和0.144),显著性水平平均达到了0.01,且未报告的结果表明,*POST*×*AUDIT1*与*RD*之间、*POST1*×*AUDIT2*与*RD*之间均呈正相关,都在1%的水平上显著。由此初步可以证明,国家审计行为可以增加央企的创新投入程度,且国家审计报告披露的违规问题越严重,企业创新投入程度越高。相关系数分析表留存备索。

(二) 多元回归分析

表3列示了国家审计行为对国有企业创新投入的多元回归结果。其中第(1)列—第(2)列为假设*H_{1a}*和*H_{1b}*的

表2 全样本描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>RD</i>	8937	0.0106	0.0202	0.000	0.000	0.121
<i>AUDIT1</i>	8937	0.1977	0.3983	0.000	0.000	1.000
<i>AUDIT2</i>	8937	0.0022	0.0083	0.000	0.000	0.039
<i>POST</i>	8937	0.1055	0.3072	0.000	0.000	1.000
<i>POST1</i>	8937	0.0860	0.2804	0.000	0.000	1.000
<i>SIZE</i>	8937	22.2517	1.3203	18.907	22.105	25.649
<i>ROA</i>	8937	0.0339	0.0616	-0.256	0.030	0.239
<i>GROWTH</i>	8937	0.1788	0.4930	-0.644	0.101	3.287
<i>LEV</i>	8937	0.5282	0.2099	0.048	0.536	1.300
<i>COMP</i>	8937	13.9617	0.8277	11.642	13.984	16.031
<i>MHOLD</i>	8937	0.0110	0.0545	0.000	0.000	0.586
<i>LARGEST</i>	8937	38.9482	15.2329	8.910	38.330	75.400
<i>INDEP</i>	8937	0.3662	0.0509	0.273	0.333	0.571
<i>DUAL</i>	8937	0.0982	0.2977	0.000	0.000	1.000

回归结果,第(3)列—第(6)列为假设 H_{2a} 和假设 H_{2b} 的回归结果。由表 3(1)可知,在控制了公司财务特征和公司治理特征之后, RD 对 $AUDIT1$ 和 $POST$ 交乘项的回归系数为 0.0051,且系数在 1% 的水平上显著。由此说明,国家审计行为促进了被审计公司的创新投入,因此假设 H_{1a} 得以验证。表 3(2)的结果显示, $POST1$ 与 $AUDIT2$ 交乘项对下一期创新投入强度的回归系数为 0.1222,显著性水平达到了 0.01,说明国家审计报告揭示的违规问题越严重,对企业创新投入的促进作用就越大,因此本文的假设 H_{1b} 得到验证。

在此基础上,为了进一步验证高管隐性腐败在国家审计行为与国有企业创新投入关系中的调节作用,我们根据高管超额在职消费水平的中位数,将样本分为高管超额在职消费高组和低组分别对模型

(1)和(2)进行回归。表 3 第(3)列—第(4)列说明在将样本分为高管超额在职消费高和低两组后, RD 对 $POST \times AUDIT1$ 交乘项的回归系数在高管超额在职消费高组中为 0.00707,在 1% 的水平上显著,而在高管超额在职消费低组中的回归系数为 0.000137,并不显著,且 Chow test 检验结果表明 Chi^2 值为 7.66,显著性水平为 1%,因此假设 H_{2a} 得以验证。

模型(2)的回归结果也得到了类似的结论,具体结果见表 3 第(5)列—第(6)列。表 3(5)显示,在高管超额在职消费高组, $de1_RD$ 对 $POST1 \times AUDIT2$ 交乘项的系数为 0.193,在 1% 水平上显著,而在高管超额在职消费低组,交乘项的回归系数为 -0.00165,并不显著,且 Chow test 检验结果显示, Chi^2 值为 4.56,显著性水平也达到 1%。因此假设 H_{2b} 得以验证。

五、稳健性检验

(一) 改变主要变量的衡量

1. 企业创新投入程度的其他衡量方式

参考徐细雄等人研究^[53],我们用企业被审当年研发费用与上年营业收入总额的比值($RD2$)作为另一种衡量企业创新投入程度的方式。即用 $RD2$ 和 $de1_RD2$ 代替 RD 、 $de1_RD$ 纳入回归模型(1)和(2)。表 4 列示了回归分析结果,其中表 4 的第(1)列为模型(1)的回归结果,第(2)列为模型(2)的回归结果。表 4(1)显示,在用 $RD2$ 替换 RD 后, $RD2$ 对 $POST \times AUDIT1$ 交乘项的系数为 0.0042,仍然在 1% 的水平显著为正,因此假设 H_{1a} 仍然得以验证。同时,对于假设 H_{1b} 的检验也得到了类似的结论。表 4 的(2)显示, $de1_RD2$ 对 $POST1 \times AUDIT2$ 交乘项的回归系数为 0.1694,显著性水平也达到 1%,因此假设 H_{1b} 也得到了验证。

在此基础上,我们同样根据高管超额在职消费高低将样本分为两个子样本,观察 $POST \times AUDIT1$ ($POST1 \times AUDIT2$)交乘项系数在两组子样本中的差异,回归结果见表 4 的第(3)列—第(4)列(第(5)列—第(6)列)。回归结果显示, $RD2$ 对 $POST \times AUDIT1$ 交乘项的回归系数在高管超额在职消费高组为 0.00408,在 5% 的水平上显著,而在高管超额在职消费低组,回归系数为 0.00192,却不显著,Chow test 的结果显示, Chi^2 值为 0.26,不

表 3 国家审计及审查违规问题严重性程度对国有企业创新投入程度的影响

变量	(1)RD	(2)de1_RD	(3)RD	(4)RD	(5)de1_RD	(6)de1_RD
			Dum_unperk=1	Dum_unperk=0	Dum_unperk=1	Dum_unperk=0
$POST \times AUDIT1$	0.0051*** (6.91)		0.00707*** (5.73)	0.000137 (0.19)		
$POST1 \times AUDIT2$		0.1222*** (4.69)			0.193*** (4.40)	-0.00165 (-0.06)
$SIZE$	0.0030*** (8.71)	-0.0006* (-1.70)	0.00529*** (8.64)	0.00111*** (3.29)	-0.00253*** (-3.81)	-0.000159 (-0.38)
ROA	0.0160*** (4.88)	0.0108*** (3.11)	0.0228*** (4.37)	-0.00185 (-0.55)	0.0198*** (3.51)	-0.00570 (-1.39)
$GROWTH$	0.0024*** (7.48)	-0.0000 (-0.12)	0.00480*** (8.59)	0.000573* (1.88)	0.000165 (0.27)	0.000254 (0.68)
LEV	0.0002 (0.13)	0.0001 (0.09)	0.00727*** (3.07)	-0.00275** (-1.99)	0.00612** (2.39)	-0.000655 (-0.39)
$COMP$	-0.0003 (-1.55)	-0.0003 (-1.59)	-0.000606* (-1.78)	0.000375** (1.99)	-0.000694* (-1.88)	0.00000375 (0.02)
$MHOLD$	0.0022 (0.68)	0.0030 (0.87)	-0.00297 (-0.60)	0.00967*** (3.01)	0.00146 (0.27)	0.00430 (1.10)
$LARGEST$	-0.0000 (-1.37)	-0.0001*** (-2.78)	-0.000118** (-2.53)	-0.0000333 (-1.37)	-0.000117** (-2.32)	-0.0000304 (-1.02)
$INDEP$	0.0025 (0.85)	-0.0008 (-0.27)	0.00914* (1.93)	-0.00496* (-1.80)	0.00749 (1.46)	-0.00895*** (-2.66)
$DUAL$	-0.0015** (-2.35)	-0.0004 (-0.62)	-0.00101 (-0.94)	-0.00262*** (-4.18)	0.000593 (0.51)	-0.000341 (-0.45)
con	-0.0576*** (-7.39)	-0.0244*** (2.95)	-0.104*** (-7.43)	-0.0237*** (-3.09)	0.0678*** (4.48)	0.00915 (0.98)
$Chow\ test$			$Chi^2=7.66$ ***		$Chi^2=4.56$ *****	
$firm\ fixed\ effect$	control	control	control	control	control	control
$YEAR$	control	control	control	control	control	control
N	8937	8937	4469	4468	4469	4468
R^2	0.196	0.145	0.268	0.100	0.177	0.103
F	97.43	67.46	67.55	20.54	39.63	21.21

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$;括号内为 T 值。

表4 替换变量回归检验

变量	(1)RD2	(2)del_RD2	(3)RD2	(4)RD2	(5)del_RD2	(6)del_RD2	(7)RD	(8)RD	(9)RD
			Dum_unperk=1	Dum_unperk=0	Dum_unperk=1	Dum_unperk=0		Dum_unperk=1	Dum_unperk=0
POST×AUDIT1	0.0042*** (3.80)		0.00408** (2.41)	0.00192 (1.40)					
POST1×AUDIT1							0.0049*** (6.52)	0.00650*** (5.30)	0.000405 (0.55)
POST1×AUDIT2		0.1694*** (4.69)			0.195*** (3.32)	0.122*** (2.78)			
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Chow test			Chi ² = 0.26		Chi ² = 0.27			Chi ² =7.27 ***	
firm fixed effect	control	control	control	control	control	control	control	control	control
YEAR	control	control	control	control	control	control	control	control	control
N	8937	8931	4469	4468	4467	4464	8937	4469	4468
R ²	0.162	0.110	0.249	0.0858	0.145	0.0822	0.196	0.267	0.100
F	77.14	49.27	61.28	17.34	31.29	16.54	97.11	67.23	20.55

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1;括号内为T值

显著。因此,更换创新投入变量后,假设H_{2a}得到了部分验证。del_RD2对POST1×AUDIT2的结果显示,POST1×AUDIT2交乘项系数在高管超额在职消费高组为0.195,在1%的水平上显著,而在高管超额在职消费低组,回归系数为0.122,也在1%的水平显著。同时Chow test的结果显示,Chi²值为0.27,但没有通过显著性检验。因此回归结果表明,更换了创新投入衡量后,H_{2b}没有得到验证。

2. 改变POST变量的衡量

在之前对假设H_{1a}和H_{2a}的检验中,我们借鉴褚剑和方军雄的方法^[6],将POST界定为上市公司所属集团公司被审计前一年及以后年度,为了让研究结论更加稳健,我们用POST1哑变量替换POST。POST1的定义为上市公司所属集团公司被审计当年及以后年度为1,否则为0,并将POST1与AUDIT1交乘,替换模型(1)中的POST与AUDIT1交乘项进行回归,同时进一步按照高管超额在职消费水平高低对样本进行分组回归,回归结果见表4。表4的第(7)列为全样本回归的结果,第(8)列和第(9)列为分组回归结果。由表4的第(7)列可知,在更换了POST的界定后,主要回归结论并没有发生改变,假设H_{1a}仍然得以验证,POST1和AUDIT1的交乘项系数为0.0049,在1%的水平上显著,同时,在将样本按高管超额在职消费水平高低分组后,假设H_{2a}仍然得到验证。在高管超额在职消费水平高组,交乘项的回归系数为0.0065,在1%的水平上显著,而在高管超额在职消费水平低组,回归系数为0.00405,并没有通过显著性检验,且检验两者系数差异的Chow test结果显示,Chi²值为7.27,显著性水平为1%。因此,我们认为,从被审计当年开始,国家审计行为对被审计央企的创新投入强度发挥促进作用,并且该作用在高管超额在职消费水平高的公司更为显著。

(二) 改变回归模型

在主回归中,我们采用控制公司个体和年份的双向固定效应差分模型,为了进一步验证模型的稳健性,借鉴褚剑和方军雄的做法^[6],我们采用模型(3)和(4)进行回归。

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 AUDIT1 + \alpha_2 AUDIT1 \times POST + (\alpha_3 POST) + \sum_k \alpha_k Control_k + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (3)$$

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 AUDIT1 + \alpha_2 AUDIT1 \times POST1 + (\alpha_3 POST1) + \sum_k \alpha_k Control_k + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (4)$$

模型(3)中,以所有未被国家审计的国有公司为控制组,我们引入AUDIT1和POST的交乘项,我们预计AUDIT1和POST交乘项系数显著为正,控制变量与模型(1)相同。由于被审计和未被审计的企业之间可能存在天然的差异,为了克服这一差异对研究结论的影响,我们以模型(1)控制变量为自变量,以各年是否被国家审计为因变量,计算倾向匹配得分值(PSM),采用1:1最近邻方法,为被国家审计的央企上市公司选取配对样本,并在模型(3)中增加POST以及AUDIT1和POST的交乘项,我们预计AUDIT1和POST的交乘项显著为正。在此基础上,我们进一步根据高管超额在职消费水平高低对样本进行分组,分别以未被国家审计的国企为控制组及PSM样本为控制组重复模型(3)的回归,我们预计AUDIT1和POST的交乘项系数在超额在职消费水平高组更为显著。此外,我们还采用POST1(被审当年及以后设为1)替代模型(3)回归中的POST,建立模型(4),以进一步增加研究结论的稳健性。

回归结果显示(具体表格留存备案),改变回归模型设定后,我们的研究结论依然稳健。首先,与预期一致,

在模型(3)回归中,以所有未被审计的国有企业为控制组时,AUDITI和POST交乘项系数为0.00421,在1%的水平上显著,在将样本按照高管的超额在职消费水平高低分组后,在Dum_unperk=1组,交乘项系数为0.00467,在1%的水平上显著,远高于Dum_unperk=0组的0.00168(显著性水平为5%),Chow test的Chi²值为3.7,在10%的水平上显著,因此说明两组间AUDITI×POST的系数存在着显著的差异;而以PSM配对为控制组时,AUDITI和POST交乘项系数为0.00731,也在1%的水平上显著,在将样本按照高管的超额在职消费水平高低分组后,在Dum_unperk=1组,交乘项系数为0.00885,在1%的水平上显著,远高于Dum_unperk=0组的0.00216(显著性水平为5%),chow test的Chi²值为8.81,在1%的水平上显著,因此进一步验证了AUDITI×POST的系数在两组之间的显著差异。最后,当把POST由被审计前一年及其后为1替换为被审计当年及其后为1时,我们的研究结论仍然保持不变。AUDITI×POSTI系数在以所有未被审计国企或PSM样本为控制组时都显著为正,且在Dum_unperk=1组显著大于Dum_unperk=0组。

(三) 内生性的进一步控制

为了进一步检验国家审计对创新投入强度的有效性,我们借鉴Fung建立模型(5)^[54],检验国家审计介入前后创新投入强度的变化。

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 YEAR^{-2} + \alpha_2 YEAR^{-1} + \alpha_3 YEAR^0 + \alpha_4 YEAR^{1+} + \alpha_5 YEAR^{2+} + \sum_k \alpha_k Control_k + Fixedeffects + \varepsilon \quad (5)$$

在模型(5)中,我们根据国家审计前后两年共5年时间段设置五个哑变量检验国家审计进入前后被审计公司创新投入强度的变化:YEAR⁻²哑变量,国家审计进驻之前的第二个年度取1,否则为0;YEAR⁻¹哑变量,审计进驻之前的第一个年度取1,否则取0;YEAR⁰为哑变量,审计进驻年度取1,否则取0;YEAR¹⁺为哑变量,审计结果公告年度取1,否则取0;YEAR²⁺为哑变量,审计结果公告之后的第一个年度取1,否则取0,其余控制变量与模型(1)相同。模型(5)的回归结果见表5的第(1)列。结果显示,国家审计行为在企业被审计前第二个年度并没有对创新投入强度产生显著影响,YEAR⁻²的回归系数为0.00139,并不显著。而在被审计前一年,由于国家审计计划的公布,被审计公司显著增加了创新投入强度,YEAR⁻¹回归系数为0.00321,在1%的水平上显著。在被审计当年,YEAR⁰回归系数为0.00266,且在5%的水平上显著,这一趋势维持到了被审计之后的第一年,YEAR¹⁺回归系数较YEAR⁰有所增强为0.00268,显著性水平为1%。而在被审计之后的第二年,国家审计对创新投入强度的影响仍然显著,YEAR²⁺回归系数为0.00427,显著性程度也达到了1%。由此表明国家审计的威慑效应促进了创新投入强度的增加,同时这一效应一直持续到审计之后的第二年。

在将被审计央企上市公司样本按照高管超额在职消费程度的高低分组后,我们发现,在高管超额在职消费高组,国家审计行为对被审计公司创新投入的促进作用在国家审计计划公布当年、审计当年、审计之后的第一年和第二年都显著,YEAR⁻¹、YEAR⁰、YEAR¹⁺和YEAR²⁺的回归系数分别为0.00458、0.00300、0.00302和0.00545,都高于总样本的系数,同时显著性水平分别为1%、10%、5%和1%。而在高管超额在职消费低组,国家审计对被审计公司创新投入的促进作用都不显著。

六、进一步检验

(一) 二次审计行为的影响

根据王兵等的研究,在经过初次审计后,审计署可能还会在后续年度对已审计的央企集团进行不定期审计^[17]。那么接下来我们关心的是,与单次审计相比,二次审计行为对创新投入强度的影响是否发生变化?我们认为二次审计行为的影响可能有两方面:一方面,在初次审计过程中,审计机关已经对被审计公司起到了威慑作用,创新投入强度已经得以促进,因此二次审计行为对创新的促进效应减弱;另一方面,在被二次审计的可能性

表5 动态分阶段回归

变量	(1) RD	(2) Dum_un- perk=1	(3) Dum_un- perk=0
YEAR ²⁺	0.00427*** (3.86)	0.00545*** (3.19)	-0.000208 (-0.18)
YEAR ¹⁺	0.00268*** (2.64)	0.00302* (1.83)	-0.0000685 (-0.07)
YEAR ⁰	0.00266** (2.48)	0.00300* (1.68)	-0.000131 (-0.13)
YEAR ⁻¹	0.00321*** (3.43)	0.00458*** (2.99)	-0.00127 (-1.42)
YEAR ⁻²	0.00139 (1.49)	-0.000108 (-0.07)	0.000194 (0.22)
控制变量	Y	Y	Y
FIRM FIXED EF-			
FECT	Control	Control	Control
YEAR	Control	Control	Control
N	8937	4469	4468
R ²	0.194	0.265	0.101
F	80.06	55.43	17.21

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1;括号内为T值。

不确定性的情况下,高管可能会存在机会主义心理,降低创新投入强度,因而二次审计可对这一行为起到进一步的遏制作用,从而增强对创新投入强度的促进作用。为了对这一问题进行检验,我们建立模型(6)。

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 POST \times AUDIT_ONCE + \alpha_2 POST \times AUDIT_REPEAT + \sum_k \alpha_k Control_k + Fixedeffects + \varepsilon \quad (6)$$

在模型(6)中,我们将模型(1)的AUDIT1拆成两个变量,样本期间内只被审计一次的为AUDIT_ONCE,样本期间内被二次审计的为AUDIT_REPEAT,并将这两个变量分别于POST交乘,形成POST×AUDIT_ONCE和POST×AUDIT_REPEAT两个交乘项,其余的控制变量与模型(1)相同。具体的回归结果见表6,其中(1)是总体样本的回归情况,(2)-(3)是按照高管超额在职消费水平高低分组的结果。

由表6(1)可知,POST×AUDIT_ONCE系数为0.00605,在1%的水平显著,而POST×AUDIT_REPEAT的系数为0.00435,显著性水平也为1%,但进一步检验两者系数的F值为1.46,并不显著。同样,在高管超额在职消费高组,POST×AUDIT_ONCE和POST×AUDIT_REPEAT的系数分别为0.00709和0.00704,都在1%的水平上显著,F检验显示,两个系数差异并无显著差异,因此AUDIT_ONCE对创新投入的影响与AUDIT_REPEAT相同;在高管超额在职消费低的样本组,两个变量的回归结果都不显著,然而POST×AUDIT_REPEAT的系数为正,而POST×AUDIT_ONCE的系数为负。故在高管超额在职消费高组,二次审计对创新投入强度的促进作用与单次审计无显著差异;而在高管超额在职消费低组,二次审计对创新投入强度的促进作用弱大于单次审计。

(二) 同行业和同地区传染效应

以上结果表明,国家审计行为能显著促进被审计公司的创新投入水平,国家审计报告揭示的违规问题越严重,对被审计企业创新投入的促进作用越强。同时我们还发现,国家审计行为对创新投入强度的微观治理效应在高管隐性腐败水平高的企业中更为显著。与威慑效应紧密相关的一种效应是传染效应^[52],传染效应是指个体观察到不道德行为所带来的成本和代价很低时,更倾向于模仿和跟从^[55],大量的研究在企业危机事件、信息披露、财务行为、审计师行为等方面找到了传染效应的经验证据^[56-57]。审计署的国家审计报告向公众传递被审企业审计违规程度及处罚情况,其受众对象不仅包括利益相关者,还包括社会中的其他企业,尤其是与其关系较为密切的企业。因而我们关心的是,国家审计对国有企业创新水平的促进作用是否具有传染效应,能否促进同行业或者同注册地其他国有企业创新投入水平的提高。

为了对同行业传染效应进行检验,我们进行了如下处理:首先,我们设置是否同行业(sameindus_audit)和同行业被审金额(sameindus_audit2)两个变量,其中sameindus_audit为哑变量,若该企业t年与被审企业为同一行业(我们将行业细分至证监会行业代码二级)赋值为1,否则取0;sameindus_audit2则设定为,若该企业t年与被审企业为同一行业,则取当年该行业被审企业中最大的AUDIT2的值。其次,我们将模型(1)和模型(2)中的AUDIT1和AUDIT2分别用sameindus_audit和sameindus_audit2两个变量替换,分别与POST和POST1交乘,对被模型(1)和模型(2)进行回归,如果行业传染效应成立,我们预测sameindus_audit×POST和sameindus_audit2×POST1的系数显著为正。回归结果见表7的(1)和(2)。表7(1)显示,当同行业央企上市公司被国家审计时,其他国企的创新投入水平也会提高,sameindus_audit×POST为0.0016,且在1%的水平上显著,因此可在一定程度上验证传染效应的存在。然而由表7(2)可知,sameindus_audit2×POST的系数却不显著。综合上述结果,我们认为,国家审计对创新投入强度的影响具有一定的行业传染效应,但只限于是否被审计,而

表6 单次审计和多次审计的比较

变量	(1)RD	(2)RD	(3)RD
		Dum_perk=1	Dum_perk=0
POST×AUDIT_ONCE	0.00605*** (5.69)	0.00709*** (4.34)	-0.000231 (-0.20)
POST×AUDIT_REPEAT	0.00435*** (4.42)	0.00704*** (4.01)	0.000364 (0.40)
控制变量	Y	Y	Y
firm fixed effect	control	control	control
YEAR	control	control	control
N	8937	4469	4468
R ²	0.197	0.268	0.100
F	92.86	64.32	19.56

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1;括号内为T值。

表7 同行业和同地区传染效应回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	RD	de1_RD	RD	de1_RD
sameindus_audit×POST	0.0016*** (3.60)			
sameindus_audit2×POST1		-0.0002 (-0.11)		
sameregis_audit×POST			-0.0001 (-0.19)	
sameregi_audit2×POST1				-0.0026 (-0.61)
控制变量	Y	Y	Y	Y
firm fixed effect	control	control	control	control
YEAR	control	control	control	control
N	8730	8937	8730	8877
R ²	0.192	0.142	0.191	0.142
F	92.26	66.18	91.47	65.53

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1;括号内为T值。

审计报告揭示违规问题的严重性程度却不会对同行业国企的创新投入强度造成影响。

为了验证地区传染效应的存在,与行业传染效应类似,我们也生成了是否同地区(*sameregis_audit*)和同地区查处违规问题严重性程度(*sameregis_audit2*)两个变量,其中 *sameregis_audit* 为同注册地被审哑变量,若该企业当年与被审企业为同一注册地则取1,否则取0;*sameregis_audit2* 为同行业被审金额,若该企业当年与被审企业为同一注册地,则取当年该注册地被审企业中最大的 *AUDIT2* 值,并将上述两个变量分别替代模型(1)和模型(2)中的 *AUDIT1* 和 *AUDIT2*,分别与 *POST* 和 *POST1* 交乘,并对模型(1)和模型(2)进行回归。回归结果见表7的(3)和(4)。回归结果表明,*sameregis_audit*×*POST* 和 *sameregis_audit2*×*POST1* 都不显著,因此我们并没有找到国家审计行为对创新投入强度影响的地区传染效应的证据。

七、研究结论

国家审计是具有预防、揭示和抵御功能的“免疫系统”,是国家治理的重要组成部分,是党的十八届三中全会后非常重要的一项国家行政监督制度。对于国家审计的经济后果,目前已有较多的文献从会计信息质量、外部审计投入、高管超额在职消费、股票崩盘风险、投资效率、媒体监督、公司业绩和国有资产保值增值上找到了国家审计微观治理效应的经验证据。本文基于国务院提出的促进高质量“双创”发展的背景,通过手工收集2010—2017年国家审计报告数据,以2006—2016年的国有上市公司为样本,实证检验了国家审计行为和审计报告揭示违规问题的严重程度对央企集团上市公司创新投入强度的影响,并进一步考察高管隐性腐败对两者关系的调节作用,我们的研究有如下发现。

(1)国家审计行为显著增加了央企集团上市公司的创新投入,且该效应在国家审计计划公布的当年、审计组入驻当年以及审计报告公布当年尤为显著。国家审计报告对违规问题的揭示力度影响被审计企业创新投入的提升程度,即揭示力度越大,其促进作用越强。(2)高管隐性腐败在国家审计行为及审计报告对央企集团上市公司创新投入强度的促进作用关系中起到显著的调节作用。该调节作用在高管超额在职消费水平不同的公司中呈现不同的模式,具体而言,对于高管超额在职消费水平高的公司,该促进作用表现显著,而对于高管超额在职消费水平低的企业,国家审计行为及审计报告均未表现出显著的促进效应。(3)与单次审计相比,总体上,二次国家审计行为对创新投入强度的促进作用与一次审计没有显著差异,在高管隐性腐败水平高的公司中,两者表现出相同的促进作用,而对高管隐性腐败水平低的公司,都并未表现出显著的促进作用。(4)国家审计行为对创新投入的促进作用具有一定的行业传染效应,具体表现为与被审计央企上市公司同行业的其他国有企业在国家公布审计计划当年及其后年度表现出更高的创新投入水平。

综合我们的研究结论,本文提出如下建议:(1)进一步加大国家审计的广度和深度。由于国家审计行为虽然通过其威慑作用,降低了高管的超额在职消费,增加了被审央企的创新投入强度,但总体上,二次国家审计行为对创新投入强度的促进作用与一次审计相比没有显著差异。同时考虑到查处违规问题越严重的央企,其创新投入强度的增加幅度更大,我们建议加强国家审计的广度和深度,增加国家审计审查的企业,并加大审查力度和处罚力度。(2)由于国家审计行为对创新投入强度的影响在高管隐性腐败水平高的公司中更为显著,从而也从另一个侧面反映出高管隐性腐败对创新的阻碍作用,因此为了促进创新,有必要采取措施进一步减少高管隐性腐败程度。(3)由于国家审计对创新投入强度的影响有一定的行业传染效应,因此为增强国家审计威慑力的传染效应,建议扩大国家审计央企的行业范围,同时考虑在高管超额消费低组,二次审计的影响要略高于单次审计,建议对于同一地区公司进行更集中、更深入的二次审计,以促进地区传染效应的发挥。

在本文的基础上,未来的研究可从如下几方面进行拓展:首先,除了减少腐败外,内部控制同样是影响创新的重要因素,因此未来研究可深入探讨国家审计提升内部控制从而促进创新的作用机理,并进一步考察减少高管腐败和提升内部控制两者对公司创新的交互影响;其次,本文仅研究了国家审计对国有企业的行业和地区传染效应,因此未来研究可进一步考察国家审计抑制高管腐败进而促进企业创新在非国企中的传染效应;最后,可以考虑国家审计之外的其他行政机制通过抑制高管隐性腐败进而对创新投入的促进作用,以及他们与国家审计之间的交互作用,从而能够更全面地揭示影响创新投入的行政机制层面因素。

参考文献:

- [1] 刘家义.论国家治理与国家审计[J].中国社会科学,2012(6):60-72,206.
- [2] 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):64-83,204-205.
- [3] 李小波,吴溪.国家审计报告的市场反应:基于中央企业审计结果的初步分析[J].审计研究,2013(4):85-92.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 李青原,马彬彬.国家审计与社会审计定价:顺风车还是警示灯?——基于我国央企控股上市公司的经验证据[J].经济管理,2017(7):149-162.
- [8] 陈宋生,陈海红,潘爽.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[J].审计研究,2014(2):18-26.
- [9] 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):133-145.
- [10] 王春飞,郭云南.中央预算执行审计与媒体关注度——基于国家治理的视角[J].中南财经政法大学学报,2015(6):3-9,158.
- [11] 吴秋生,郭檬楠.国家审计督促国企资产保值增值的功能及其实现路径——基于十九大关于国企与审计管理体制要求的研究[J].审计与经济研究,2018(5):12-20.
- [12] He J, Tian X. Finance and corporate innovation: A survey[J]. Asia-Pacific Journal of Financial Studies, 2018, 47(2): 165-212.
- [13] 程军,刘玉玉.国家审计与地方国有企业创新——基于经济责任审计的视角[J].研究与发展管理,2018(2):82-92.
- [14] 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.
- [15] 白智奇,陈艳,王晰,于洪鉴.国有上市公司业绩与高管隐性腐败研究——基于行为经济学视角[J].科研管理,2018(2):100-107.
- [16] 李晓慧,蒋亚含.政府审计对注册会计师审计的影响:“顺风车”还是“威慑力”?[J].会计研究,2018(3):78-85.
- [17] 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):83-89,97.
- [18] Chemmanur T J, Tian X. Do antitakeover provisions spur corporate innovation? A regression discontinuity analysis[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 31(5): 1-32.
- [19] Peress J, Goldman J. Firm Innovation and Financial Analysis: How Do They Interact?[R]. Society for Economic Dynamics, 2016.
- [20] Chemmanur T, Shen Y, Xie J. Innovation beyond firm boundaries: Common blockholders, strategic alliances, and corporate innovation[R]. Working Paper, Boston College, 2017b.
- [21] Nanda R, Rhodes-Kropf M. Investment cycles and startup innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110(2): 403-418.
- [22] Cornaggia J, Mao Y, Tian X, et al. Does banking competition affect innovation?[J]. Journal of financial economics, 2015, 115(1): 189-209.
- [23] 何玉润,林慧婷,王茂林.产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J].财贸经济,2015(2):125-135.
- [24] Lerner J. The empirical impact of intellectual property rights on innovation: Puzzles and clues[J]. American Economic Review, 2009, 99(2): 343-48.
- [25] Hsu P H, Tian X, Xu Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [26] Li X, Moshirian F, Tian X, et al. The real effect of financial disclosure: International evidence[R]. Working Paper, London School of Economics, 2016.
- [27] 贾俊生,伦晓波,林树.金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析[J].金融研究,2017(1):99-113.
- [28] 耿云江,王明晓.超额在职消费、货币薪酬业绩敏感性与媒体监督——基于中国上市公司的经验证据[J].会计研究,2016(9):55-61.
- [29] 俞静,王宇辰.超额在职消费对债务约束治理效应的影响研究[J].经济经纬,2018(1):152-157.
- [30] 王东清,李静.市场化程度、超额在职消费与盈余管理[J].中南大学学报:社会科学版,2017(4):119-126.
- [31] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of financial economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [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):85-92,112.
- [33] 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.
- [34] 张宏亮,王靖宇,王法锦.限薪背景下晋升激励与国企高管在职消费的实证研究[J].经济与管理,2018(1):80-86.
- [35] 陈信元,陈冬华,万华林,梁上坤.地区差异、薪酬管制与高管腐败[J].管理世界,2009(11):130-143,188.
- [36] 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.
- [37] 徐细雄,谭瑾.高管薪酬契约、参照点效应及其治理效果:基于行为经济学的理论解释与经验证据[J].南开管理评论,2014(4):36-45.

- [38] 胡明霞,干胜道. 管理层权力、内部控制与高管腐败[J]. 中南财经政法大学学报, 2015(3):87-93.
- [39] 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.
- [40] 梅洁,葛扬. 国有企业管理层在职消费的政策干预效果研究——基于2012年“八项规定”出台所构建的拟自然实验[J]. 经济学家, 2016(2):75-83.
- [41] 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.
- [42] 吴成颂,唐伟正,钱春丽. 制度背景、在职消费与企业绩效——来自证券市场的经验证据[J]. 财经理论与实践, 2015(5):62-69.
- [43] 本报评论员. 更好发挥审计在党和国家监督体系中的重要作用[N]. 人民日报, 2018-06-21, (001).
- [44] Becker, Gary S. Crime and punishment: An economic approach[J]. Journal of Political Economy, 1968, 76(2):169-217.
- [45] Jiang G, Lee C M C. Tunneling through intercorporate loans: The China experience[J]. Journal of Financial Economics, 2010,98(1): 1-20.
- [46] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [47] 杜志强,周泽将. 信息披露质量与代理成本的实证研究——基于深圳证券交易所信息披露考评的经验证据[J]. 商业经济与管理, 2009 (12):76-82,90.
- [48] 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.
- [49] Fama E F. Agency problems and the theory of the firm[J]. Journal of political economy, 1980, 88(2): 288-307.
- [50] Cai HongBin, Fang HanMing, Xu LiXin, et al. Eat, drink, firms, government: an investigation of corruption from the entertainment and travel costs of Chinese firms.[J]. Food & Machinery, 2011, 54(1):55-78.
- [51] 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.
- [52] 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):60-66,89.
- [53] 徐细雄,陈柯甫,涂未宇. 反腐败促进了企业创新吗?——对企业R&D决策的实证检验[J]. 科技进步与对策, 2016(18):107-112.
- [54] Fung S Y K, Raman K K, Zhu X K. Does the PCAOB international inspection program improve audit quality for non-US-listed foreign clients?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 64(1): 15-36.
- [55] Kedia S, Koh K, Rajgopal S. Evidence on contagion in earnings management[J]. The Accounting Review, 2015, 90(6): 2337-2373.
- [56] Durnev A, Mangen C. Corporate investments: Learning from restatements[J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(3): 679-720.
- [57] Li L, Qi B, Tian G, et al. The contagion effect of low-quality audits at the level of individual auditors[J]. The Accounting Review, 2016, 92(1): 137-163.

National Audit, Implicit Corruption and Corporate Innovation Investment: A Study Based on the National Audit Reports

HU Zhiying, YU Li

(School of Economics and Management, Beijing University of Science and Technology, Beijing 100083, China)

Abstract: Based on the National Audit Reports, this paper takes state-owned listed companies as a sample, and studies the effect of national audit on corporate innovation investment and finds: firstly, national audit can promote corporate innovation investment of central-owned companies, and the more serious the violations revealed by the national audit announcements are, the stronger the promotion of corporate innovation investment by national audit is, especially in the central-owned companies with higher management implicit corruption; secondly, compared to the single national audit, repeating audit has no a significant difference in promoting the innovation input; finally, there is an industry contagion effect of national audit on the corporate innovation investment.

Key Words: national audit; audit announcements; management implicit corruption; corporate innovation investment; repeating audit; contagion effect; governmental audit; state governance