

国家审计与央企控股上市公司虚增收入

杨华领¹, 宋常²

(1. 郑州航空工业管理学院 商学院, 河南 郑州 450046; 2. 中国人民大学 商学院, 北京 100872)

[摘要] 基于2010—2018年中央企业财务收支情况审计结果公告, 探讨国家审计对中央企业控股上市公司虚增收入行为的影响。研究发现, 国家审计能显著抑制中央企业控股上市公司的虚增收入行为, 该效应在审计年度和公告年度均存在。通过PSM方法缓解内生性问题之后, 上述效应依然存在。进一步研究发现, 国家审计结果公告中披露的会计问题和经营管理问题越多, 国家审计抑制中央企业控股上市公司虚增收入的效应越显著; 而公告披露的其他问题不影响中央企业控股上市公司的虚增收入行为。

[关键词] 国家审计; 央企控股上市公司; 虚增收入; 盈余管理; 治理效应; 政府审计; 会计信息质量

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)06-0001-09

一、引言

我国的国有企业尤其是中央企业(简称“央企”,下同),资产及收入规模巨大,在推动经济高质量发展中具有重要作用。据新华社报道,2018年,央企实现营业收入29.1万亿元,同比增长10.1%,实现利润总额1.7万亿元,增长16.7%,收入、利润均创历年最高水平。然而,由于针对央企负责人的薪酬考核制度不完善、管理机制不健全,部分央企还存在一些不当的收入管理行为。根据审计署2017年披露的央企财务收支审计结果公告,在其审计的20家央企及其控股上市公司中,近九成存在虚增收入的问题。央企及其控股上市公司操纵收入的行为,不仅会导致统计数据失真,影响有关部门的政策决策,而且有可能造成国有资产流失。

党的十九大报告明确提出“改革审计管理体制”,以健全党和国家监督体系。国务院《深化党和国家机构改革方案》提出“优化审计署职责,整合审计监督力量,构建统一高效的审计监督体系”。中央审计委员会的成立,标志着审计监督进入了更高层次、全面覆盖、推动经济高质量发展的新时代。随着国家审计管理体制的逐步完善、领导层级和地位不断提升,审计在经济社会发展中的重要作用愈发凸显。长期以来,作为国家监督体系的重要组成部分,国家审计通过对公共资金、国有资产和国有资源的审计监督,一直发挥着保障国家经济社会健康运行的“免疫系统”功能^[1]。

已有文献证实国家审计对央企及其控股上市公司具有明显的治理效应,比如国家审计后,相关央企及其控股上市公司的股价在审计报告日附近的反应显著为负,会计信息质量显著提高,企业经营绩效显著提升,异常在职消费明显减少,过度投资问题得到有效缓解,股价崩盘风险大幅下降,国有资本保值增值得到有效保障,内部控制制度得以完善等^[2-9]。然而,鲜有文献基于我国国家审计体制的独特背景,深入探究国家审计能否及如何影响央企及其控股上市公司虚增收入的不当行为,仅有部分学者关注国家审计对央企及其控股上市公司盈余管理行为的影响。吴业奇发现,国家审计能有效抑制上市央企的盈余管理行为^[10]。但是,企业的盈余管理行为与虚增收入并非一回事。通过调节成本、费用、收入等多个途径可实现企业盈余管理,所以现有文献估算盈余管理程度时使用的模型对应计额的测算^[11-13],得到的结果是汇总性的可操纵应计额,是多种因素共同作用的结果,自然无法区分企业的应计额变动是由于收入还是成本与费用等因素的影响。不同于现有的盈余管理类文献,本文基于应收账款与营业收入的关系模型,估算央企控股上市公司虚增收入的规模。在权责发生制下,应收账款与营

[收稿日期] 2019-06-10

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目(14AGL008);郑州航院预研项目(2018KJ001)

[作者简介] 杨华领(1980—),男,河南项城人,郑州航空工业管理学院讲师,硕士生导师,从事审计理论与实务研究,E-mail:hualingyang99@163.com;宋常(1965—),男,安徽六安人,中国人民大学商学院教授,博士生导师,从事财务与审计理论研究。

业收入极具相关性,用季度营业收入数据对应收账款进行回归处理,可以在一定程度上减少包含众多因素时的测量误差,能够相对准确地测算企业管理者虚增收入的规模。

鉴于此,本文利用2010—2018年审计署公告的央企财务收支审计结果,匹配相应的央企控股上市公司数据,实证检验国家审计对央企控股上市公司虚增收入行为的影响,探讨国家审计在促进规范央企收入确认行为方面的作用。实证结果表明,在审计实施年度和结果公告年度,国家审计能显著抑制央企控股上市公司的虚增收入行为。在此基础上,本文对国家审计报告的内容进行分类,进一步检验披露的问题类型对上述结论的影响,结果表明国家审计结果公告中披露的财务管理与会计核算及经营管理问题越多,国家审计对央企控股上市公司虚增收入的抑制效应越显著。

本研究的贡献在于:其一,本文从抑制央企控股上市公司虚增收入的角度,丰富了国家审计治理效应的文献。现有文献大多从抑制国有企业盈余管理、揭示腐败问题等视角探讨国家审计的监督作用,而从促进规范央企收入管理的角度进行探讨则是一个相对细深且新颖的研究视角。其二,本文为进一步规范国家审计报告披露内容和方式,提供了有益的政策建议。目前,针对央企财务收支的审计报告大多采用分项披露的方式,披露的内容较多、格式不一。这种分项列示主要问题的方式是否有效,披露问题数量的多少是否会导致国家审计的监督效果存在显著差异等问题,尚需作深入细致的探讨。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

习近平总书记在2018年5月中央审计委员会第一次会议上指出:“国家审计是党和国家监督体系的重要组成部分,在维护国家财政经济秩序、提高财政资金使用效益、促进廉政建设、保障经济社会健康发展等方面发挥了重要作用。”围绕国家审计在新常态下促进经济社会发展尤其国有企业发展过程中的作用,理论界进行了多方面的探讨^[14-15]。

围绕国家审计与央企及其控股上市公司这一主题,现有文献的研究视角主要有:(1)国家审计与央企及其控股上市公司经营业绩。基于我国上市公司数据,蔡利和马可哪呐研究发现国家审计有助于提升央企控股上市公司的经营业绩,然而这种效应仅促进了央企经营业绩考核指标的完成,并未真正促进企业经营效率的优化^[16]。基于我国的工业企业数据,李江涛等研究发现国家审计能够通过其反腐治理功能促进国有企业绩效提升^[4]。王成龙等证实国家审计改革对减轻地方国有企业税负有积极影响,并通过降低税负提升国有企业价值^[17]。(2)国家审计与国有资产保值增值。吴秋生和郭檬楠研究发现,通过扩大国家审计监督对象的广度(提高审计覆盖面)、加强国家审计监督权限行使的力度(移送相关违法违纪线索)以及提高国家审计目标实现的深度(公布违规违纪金额)等三种方式,可有效督促国有企业资产保值增值^[8]。(3)国家审计与央企控股上市公司的经营行为。国家审计能够有效抑制上市公司高管的超额在职消费行为^[5],能够遏制央企控股上市公司的过度投资行为^[6]。此外,周微等研究发现,国家审计能够显著提高非效率投资类央企控股上市公司的腐败被曝光概率,尤其能够提高投资不足类央企控股上市公司的腐败曝光概率^[18]。(4)国家审计结果公告与央企控股上市公司股价。李小波和吴溪检验了针对央企的国家审计报告股票市场反映,发现在审计报告公告日前后央企控股上市公司的股价反应显著为负,说明列举问题型的审计结果公告引致了负面市场反应^[2]。褚剑和方军雄研究还发现,通过促使被审计单位负面信息的及时披露,国家审计能显著降低被审计上市公司的股价崩盘风险^[7]。

从上述文献可知,已有一些学者证实了国家审计会对央企及其控股上市公司的经营绩效产生影响,但现有文献对其影响路径或作用机理并未做进一步的探讨,尚未有对央企及其控股上市公司经营绩效影响较大的收入管理行为的专门研究。本文从促进规范央企控股上市公司收入管理的视角,探索国家审计发挥治理效应的作用及机理,既是对国家审计治理效应文献的有益补充,也是促进规范央企收入管理行为的有益尝试。此外,现行这种反映不同问题的、方式颇具个性化的国家审计报告是否发挥了不同的效果,也为本文提供了较好的研究机会。

(二)研究假设

如文献回顾部分述及,国家审计能够对央企及其控股上市公司的经营行为及绩效产生重要影响。作为影响央企业管理者经营绩效的重要因素,收入的确认与计量受到国家审计机关的高度关注。究其原因,主要在于:(1)对央企及其控股上市公司行使审计监督权是法律赋予国家审计机关的法定职责,而财务收支审计就是发挥监督

职责的重要手段;(2)在审计资源、信息技术及从业经验等方面,国家审计机关有能力识别央企及其控股上市公司的虚增收入行为;(3)在审计对象选择、审计经费保障等方面的超然独立性确保国家审计机关有意愿披露央企及其控股上市公司的虚增收入问题并追究相关人员的责任。

1. 对央企及其控股上市公司行使审计监督权是国家审计机关的职责所在

根据《中华人民共和国审计法》第二十二条之规定,我国审计机关不仅有权对国有企业的财务收支进行审计,而且有权对国有资产占控股地位或者主导地位的企业财务收支进行审计。《国务院关于加强审计工作的意见》和中共中央办公厅、国务院办公厅《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》《关于实行审计全覆盖的实施意见》以及审计署《“十三五”国家审计工作发展规划》均提出,对各级国有资产进行国家审计,实现审计监督全覆盖。因此,对央企及其控股上市公司行使审计监督权是国家审计机关的职责所在。

2. 国家审计机关具备识别央企及其控股上市公司虚增收入问题的能力

基于所拥有的经验、资源以及技术,国家审计机关有能力识别央企及其控股上市公司虚增收入的问题。

第一,审计从业经验。根据学习效应理论,生产者从事某一行业的时间越长,积累的经验越丰富,工作效率越高。Ghosh和Moon关于审计任期如何影响审计质量的研究认为,审计师对客户了解会随着审计次数的增长而逐渐深入,对审计师专业胜任能力和审计效率的提高具有显著正向影响^[19]。自1983年审计署成立以来,国家审计机关就一直开展国有企业的财务收支审计工作,这种制度安排有利于国家审计机关加深对国有企业生产经营、治理状况、行业特征等特定背景的了解,积累开展国有企业财务收支审计的相关经验。

第二,可用的审计资源。(1)内部审计和社会审计的力量。2018年5月,习近平总书记在中央审计委员会第一次会议上指出“构建集中统一、全面覆盖、权威高效的审计监督体系”,统筹国家审计、内部审计和社会审计的资源,增强审计监督整体效能。也就是说,国家审计可以调动内部审计和社会审计的力量,形成审计监督合力,从而增强识别被审计单位财务舞弊问题的能力。(2)经济责任审计的线索。目前,除每年抽取部分央企实施财务收支审计外,国家审计机关还针对国有企业负责人开展经济责任审计,履行对央企的监督职责。根据《“十三五”国家审计工作发展规划》,国家审计机关正在有序推进国有企业领导人经济责任审计全覆盖。通过实施国有企业领导人经济责任审计,国家审计机关可以客观评价、真实反映国有企业领导人在任职期间取得的成绩和存在的问题,从而为国有企业财务收支审计的拓展和深化提供线索。(3)多维的关联信息。国家审计不仅注重会计报表的审计,而且重视对国有企业的制度、战略以及经营活动的审查,因而易于从财务信息与非财务信息的关联中获得深层次的相关信息及证据。

第三,辅助审计技术。随着金审工程的逐步实施,审计署构建了囊括财政、税务、海关、银行等部门和重点国有企业事业单位的财务信息查核系统,基本实现了对各部门和单位的财政收支或者财务收支的真实、合法和效益情况的实时监督。基于金审工程,审计署组建了国家审计数据中心,基本实现了对重要行业进行历史纵向分析和横向关联分析^[20]。当前,“大智移云”等新一代信息技术的发展也为国家审计机关开展海量数据分析提供了便利,促进审计方式方法不断创新,审计能力逐步得以提升。

3. 国家审计机关具有报告央企及其控股上市虚增收入问题的意愿

独立性是审计的灵魂,也是审计机关是否愿意报告被审计单位舞弊问题的一个重要影响因素。在审计对象选择、审计费用支付方面,国家审计机关具有超然的独立性。其一,在审计对象选择上,国家审计机关对央企及其控股上市公司的财务收支审计属依法强制审计,被审计单位必须依法接受审计。不仅如此,国家审计机关与被审计单位之间没有行政隶属关系,不存在出于迎合而丧失其客观公正的可能性。其二,在审计经费保障方面,国家审计机关对央企的审计经费是由同级财政预算安排保障的。这种在审计经费上不受利益羁绊的事实,在一定意义上保证了国家审计监督的独立、客观、公正。无疑,较强的独立性有利于确保国家审计的监督效果。

4. 国家审计机关对央企及其控股上市公司违法违纪的直接处罚权和移送处理权具有强大的威慑力

揭露和查处重大违纪违法问题线索一直是国家审计工作的重要内容,也是国家审计的职责所在^[21]。2016年6月公布的国家审计结果显示,在针对10家央企的财务收支审计中,共发现重大违纪违法问题线索47起,涉及责任人员90多名。根据《审计法》第四十六条的规定,审计署对央企的部分违法违纪行为具有直接处罚权。同时,如果被审计单位的财政财务收支活动违反国家规定或有关法律,但由于审计机关权限、被审计单位违法违纪性质等原因,国家审计机关无法行使处罚权时,还可以依法向纪检监察部门或司法机关移送。因此,不论是直

接处罚权还是移送处理权,国家审计机关对央企违法违纪问题的揭露均具有强大的威慑力。

概而言之,国家审计对央企及其控股上市公司的审计监督职责、发现虚增收入问题的审查能力、披露相关问题的意愿、国家审计公告的揭示效应和威慑效应,都有利于其在一定程度上约束、遏制央企及其控股上市公司的收入管理不端行为。基于此,本文提出以下假设 H_1 。

H_1 :在其他条件不变的情况下,国家审计会抑制央企控股上市公司的虚增收入行为,表现为在国家审计的执行年度和公告年度,央企控股上市公司的虚增收入水平显著下降。

目前,央企财务审计结果公告一般包括基本情况、审计发现的主要问题、审计处理及整改情况等内容,其中审计发现的主要问题是其主要部分,涉及央企财务管理与会计核算、经营管理以及落实中央八项规定精神及廉洁从业规定等。国家审计机关基于央企财务收支审计发布的审计结果公告具有以下特征:(1)在披露格式等方面更加灵活。已有研究发现,非标准形式的审计报告在一定程度上具有增量信息效应。Brant等发现,相较于标准审计报告信息,包括关键审计事项等内容的非标准审计报告信息更能影响信息使用者的投资决策^[22]。基于眼球转动跟踪技术的实验表明,审计报告使用者会对标准审计报告内容之外的审计事项集中更多的关注力^[23]。(2)在具体内容上以揭示问题为主。公众天然倾向于关注政府审计结果公告中的负面消息,选择性地过滤正面和中性信息。目前,央企财务收支审计结果公告的较大篇幅是用于揭示问题的,这对被审计央企而言就是一种负面消息。这种披露问题式的审计报告不仅有利于国家审计机关向外界传递其审计发现的客观信息,而且有利于国家审计监督与其他各种监督的协同配合。比如,国家审计揭示的国有企业在财务收支方面存在的问题,能为民间审计提供潜在的线索^[24],提高民间审计在审计过程中的针对性和可操作性。又如,国家审计对央企财务收支的审计结果(尤其是披露的具体违规违纪问题)进行公告揭示,可在一定程度上提升新闻媒体和社会公众的关注度,由此也会扩大国家审计的监督效果。

央企财务收支审计报告所揭示的问题,有的与央企虚增收入直接有关,如财务管理、会计核算、经营管理方面的问题等,有的与虚增收入并无关联,如违反中央八项规定精神及廉洁从业规定的问题等。根据审计署2017年披露的央企财务收支审计结果公告,在其审计的20家央企及其控股上市公司中,近九成存在虚增收入的问题。本文认为,国家审计公告披露的与虚增收入相关的问题越多,对央企的威慑力越强,其对央企以后年度虚增收入的抑制作用越明显。由此,本文提出假设 H_2 。

H_2 :在其他条件不变的情况下,国家审计公告披露的与虚增收入有关的问题越多,其对央企虚增收入问题的抑制效果越显著。

三、研究设计

(一)数据来源和研究样本

自1983年成立以来,审计署就一直对国有企业尤其是央企开展审计,但自2010年6月起,审计署才首次公告单个央企的财务收支审计结果。此后,每年6月前后审计署均会公开披露上年度针对央企的财务收支审计结果。一般情况下,审计署在央企财务年度结束的第三年(即 $T+1$ 年),对央企第 T 年的财务收支情况开展审计工作,在第三年(即 $T+2$ 年)6月前后公布财务收支审计结果。截至2018年6月,审计署共公布了2008—2016年度的135家央企财务收支审计结果,见表1。

表1 审计署公告的国家审计央企数及控股上市公司数量一览表(2008—2016)

年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	合计
央企数量(家)	6	14	15	10	11	14	10	20	35	135
上市公司数量(家)	15	24	41	15	36	45	50	41	57	324

数据来源:根据审计署(2008—2016)的央企审计报告整理。

本文的样本筛选过程如下:首先,下载上述135家央企的财务收支审计结果公告;其次,根据控制关系确定这些央企所控股的上市公司,共涉及上市公司324家,各年样本数据见表1;再次,将324家上市公司2008—2016年间接受财务收支审计的年份设置为1,其余年份赋值为0,最后共得到4712个实证检验样本。需要说明的是,样本公司的财务年度是2008—2016年,财务收支审计年度为2009—2017年,审计结果公告年度为2010—2018年。部分央企由于无控股上市公司或无A股上市公司,做剔除处理。

(二)模型构建与变量界定

为检验上述假设 H_1 ,本文构建以下模型(1):

$$IR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_2 Treat_Audit_{i,t} + \beta_3 Audit_{i,t} + \beta_4 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, IR 是虚增收入变量, 参照 Stubben 使用前三季度和第四季度应收账款数据^[25], 通过模型(2)回归估算得到。计算过程为, 首先基于模型(2)估算企业应收账款的预期变化值, 然后用应收账款的正常变化值减去预期变化值, 对两者差额即未预期到的变动取绝对值, 用以测算企业的虚增收入规模。

$$\Delta AR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta R_{1-3} + \beta_2 \Delta R_4 + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, ΔAR 为企业的应收账款年度变化, 等于本期应收账款期末余额减去上期应收账款期末余额。 ΔR_{1-3} 代表前三个季度营业收入的变化, 等于本期前三个季度的营业收入减去上期前三个季度的营业收入。 ΔR_4 代表第四个季度营业收入的变化, 等于本期第四季度的营业收入减去上期第四季度的营业收入。回归时, 上述变量均用期初总资产进行标准化处理。需要说明的是, 该指标是对现实中企业虚增收入规模的一种近似替代, 不能完全等同。

在企业会计核算普遍采用权责发生制的背景下, 当销售活动满足收入确认的条件时, 财务上一般会首先确认一笔应收账款, 因此企业的应收账款数据与营业收入规模具有最强的相关性。基于应收账款与营业收入的这种关系估算央企虚增收入的规模, 可以在一定程度上减少加入较多因素时的测量误差, 更好地测算企业的虚增收入行为^[26]。传统估算企业盈余管理程度的文献除考查营业收入与应计利润的关系外, 还在模型中加入企业净资产、固定资产等变量, 可能导致一定的测算误差^[27]。此外, 尽管我国上市公司每年披露多种期限的财务报告(如一季报、中报、三季报及年报), 但多数学者对季报和年中财报的使用频率相对较低, 这在一定程度上忽视了其数据分析应用价值。

模型1中的 $Treat$ 是表示是否接受国家审计的哑变量, 取值为1时代表央企控股上市公司在2008—2016年间接受过审计署实施的财务收支审计。 $Audit$ 是国家审计年度哑变量, 当央企控股上市公司接受国家审计年度时取1, 否则取0。 $Treat_Audit$ 是 $Treat$ 与 $Audit$ 的交乘项, 在审计年度及下一年为1, 否则取0。根据前文的假设检验, 在控制相关因素的情况下, 如果交乘项 $Treat_Audit$ 的回归系数显著为负, 则表明国家审计能在一定程度上显著抑制央企控股上市公司的虚增收入行为。 $Control$ 为控制变量, 具体包括: 公司规模、流动负债率、营业收入增长率、总资产净利率、市净率、前三名高管薪酬、第一大股东持股比例以及行业与年度等, 各指标含义及具体计算方法见表2。此外, 为检验国家审计的公告效应, 本文在检验假设 H_1 后, 将 $Audit$ 变量替换为 $Ggao$ 变量(0、1变量, 审计报告公告年度为1, 在审计报告公告年度及下一年为1), 重做上述回归。

表2 主要变量定义表

变量类型	变量符号	变量定义
因变量	IR	操纵性收入, 详情见变量定义
	$Audit$	国家审计年度为1, 否则为0
自变量	$Treat$	接受国家审计样本组为1, 否则为0
	$Treat_Audit$	接受国家审计当年及下一年为1, 否则为0
	$Size$	年度营业收入的自然对数
	Lev	年末流动负债/流动资产
控制变量	$Growth$	年度营业收入增长率
	Roa	年末总资产净利率
	$MtoB$	年末市净率, 年末市值/年末所有者权益
	$Mpay$	年末高管前三名薪酬总额的自然对数
	$Top1$	年末第一大股东持股比例

(三) 变量的描述性统计

表3列示了主要变量的描述性统计结果。虚增收入指标的均值为0.027, 结合表4可知审计署实施的财务收支审计之前检验组(接受国家审计样本组)的虚增收入均值为0.032, 控制组(未接受国家审计样本组)的虚增收入均值为0.024, 在一定程度上说明检验组的虚增收入问题相对较严重。接受国家审计与否哑变量($Treat$)的均值为0.379, 表示37.9%的样本公司控股股东曾受审计署实施的财务收支审计的影响。国家审计年度哑变量($Audit$)的均值为0.053, 表示5.3%的样本在某一年度接受过审计署执行的财务收支审计。控制变量的均值和中位数与现有文献的统计结果基本类似, 不再赘述。

表3 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数
IR	4712	0.027	0.031	0.015
$Treat$	4712	0.379	0.485	0.000
$Audit$	4712	0.053	0.224	0.000
$Size$	4712	22.076	1.535	21.957
$Growth$	4712	0.179	0.453	0.102
Lev	4712	1.017	0.783	0.802
Roa	4712	0.031	0.050	0.028
$MtoB$	4712	3.479	3.054	2.584
$Mpay$	4712	14.137	0.721	14.152
$Top1$	4712	39.503	15.680	39.520

四、实证结果

(一) 初步检验

本文对国家审计前后样本公司(检验组)和配对公司(对照组)的虚增收入行为是否存在显著差异进行单变量T检验, 配对公司的选择采用倾向评分匹配法。本文以年度、公司规模、盈利性和成长型等指标为基础, 筛选

出未接受财务收支审计的央企控股上市公司作为对照组,结果见表4:第一,就检验组样本而言,在财务收支审计实施之前,虚增收入的均值为0.032;在财务收支审计实施之后,虚增收入的均值为0.027,不仅在数值上低于前者,而且在10%水平上显著。就对照组而言,在财务收支审计实施年度前后,虚增收入数值不存在显著差异。第二,在财务收支审计实施前后,对照组样本的虚增收入水平均小于检验组,在财务收支审计年度之前,两者差异显著,但在财务收支审计年度之后,两者无显著差异。这在一定程度上也表明接受财务收支审计的样本公司存在比较大的虚增收入问题。国家审计是否能抑制该类公司的虚增收入问题,还需要进一步的实证检验。

(二)主要回归结果

根据前文的分析和假设H₁,本文采用普通最小二乘法的回归结果如表5所示。第(1)列仅控制行业和年度哑变量,接受国家审计与否哑变量(*Treat*)的回归系数为0.007,在1%的水平上显著。国家审计年度哑变量(*Audit*)的回归系数为-0.001,但不显著。*Treat*与*Audit*的交乘项(*Treat_Audit*)的回归系数为-0.006,在1%的水平上显著。第(2)列中,加入所有控制变量之后,接受国家审计与否哑变量(*Treat*)的回归系数为0.006,仍然在1%的水平上显著。国家审计年度哑变量(*Audit*)的回归系数为0.000,依然不显著。*Treat*与*Audit*的交乘项(*Treat_Audit*)的回归系数为-0.003,仍然在1%的水平上显著。第(1)列和第(2)列的回归结果表明,在其他条件不变的情况下,审计署针对央企及其控股上市公司实施的财务收支审计能显著抑制央企控股上市公司的虚增收入行为。因此,审计署针对央企的财务收支审计行为在规范上市公司收入确认方面发挥了一定的监督作用,与已有文献发现的国家审计提升国企治理效率之结论相吻合^[8]。

由于央企的财务收支审计周期较长,审计年度与公告年度不是同一年。为检验国家审计的公告是否影响其监督效果,本文将国家审计年度哑变量(*Audit*)替换为审计结果公告变量(*Ggyear*,0/1变量,审计报告公告年度为1),再次使用普通最小二乘法进行回归分析。表5第(3)列和第(4)列显示了相应的回归结果。第(3)列仅控制行业和年度哑变量,接受国家审计与否哑变量(*Treat*)的回归系数为0.006,在1%的水平上显著。国家审计结果公告年度哑变量(*Ggyear*)的回归系数为-0.000,不显著。*Treat*与*Ggyear*的交乘项(*Treat_Ggao*)的回归系数为-0.006,在1%的水平上显著。第(4)列加入所有控制变量,接受国家审计与否哑变量(*Treat*)的回归系数为0.006,T值为5.70,在1%的水平上显著。国家审计结果公告年度哑变量(*Ggyear*)的回归系数为-0.001,不显著。*Treat*与*Ggyear*的交乘项(*Treat_Ggao*)的回归系数为-0.003,在1%的水平上显著。第(3)列和第(4)列的回归结果表明,在其他条件不变的情况下,审计署针对央企及其控股上市公司实施的财务收支审计结果公告能显著抑制央企及其控股上市公司虚增收入。该结论亦表明国家审计结果公告所具有的威慑效应在规范央企控股上市公司收入确认方面具有一定的积极意义。

(三)稳健性检验

1. 基于PSM的检验

直接将检验组与控制组样本进行混合回归,可能存在因样本选择而导致的内生性问题。为在一定程度上缓解内生性问题对本文结论的影响,此部分采用倾向评分匹配寻找配对样本,再次使用普通最小二乘法进行回归分析。其中,匹配变量选择公司规模(期末总资产的自然对数)、盈利性(年度总资产净利率)、成长型(年度营业收入增长率)、第一大股东持股比例等要素,采用1:1最相邻匹配的方法。基于PSM法的回归结果如表6所示。在第(1)列和第(2)列,*Treat*与*Audit*的交乘项(*Treat_Audit*)的回归系数分别为-0.007和-0.003,均在1%的水平上

表4 国家审计前后检验组与控制组的虚增收入(IR)差异t检验

组别	审计年度前	审计年度后	均值差	t值
检验组	0.032	0.027	-0.005	-1.62*
控制组	0.024	0.025	0.001	0.28
均值差	0.007	0.002		
t值	1.95**	0.50		

表5 国家审计与央企控股上市公司虚增收入

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	IR	IR	IR	IR
<i>Treat</i>	0.007*** (5.85)	0.006*** (5.70)	0.006*** (5.42)	0.006*** (5.70)
<i>Treat_Audit</i>	-0.006*** (-3.84)	-0.003** (-2.14)		
<i>Audit</i>	-0.001 (-0.23)	0.000 (0.02)		
<i>Treat_Ggao</i>			-0.006*** (-3.31)	-0.003** (-2.05)
<i>Ggyear</i>			-0.000 (-0.07)	0.001 (0.21)
<i>Size</i>		-0.000 (-0.26)		-0.000 (-0.25)
<i>Growth</i>		0.024*** (25.49)		0.024*** (25.54)
<i>Lev</i>		0.001** (2.02)		0.001** (2.02)
<i>Roa</i>		-0.000 (-0.01)		-0.000 (-0.01)
<i>MtoB</i>		0.002*** (10.82)		0.002*** (10.82)
<i>Mpay</i>		-0.001 (-1.37)		-0.001 (-1.45)
<i>Top1</i>		-0.000 (-0.55)		-0.000 (-0.54)
Constant	0.026*** (42.64)	0.032*** (3.21)	0.026*** (42.60)	0.032*** (3.28)
Year/Ind	Control	Control	Control	Control
Observations	4,712	4,712	4,712	4,712
R-squared	0.013	0.163	0.0120	0.163

注:括号内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%及10%水平上显著(下同)。

显著。在第(3)列和第(4)列, *Treat* 与 *Audit* 的交乘项 (*Treat_Audit*) 的回归系数分别为-0.006和-0.003, 同样在1%的水平上显著。其余变量的回归系数与表5基本一致, 不再赘述。

2. 改变因变量虚增收入的计算方法

前文主要借鉴 Stubben 的研究^[25], 计算回归分析的因变量——虚增收入。由于所处的环境尤其资本市场环境不同, 上述测算的收入操作指标 (*IR*) 可能存在一定的偏差。为缓解此问题对本文结论的影响, 在此使用基于各个季度数据的模型(3)计算 *IR2*。

$$\Delta AR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta R_1 + \beta_2 \Delta R_2 + \beta_3 \Delta R_3 + \beta_4 \Delta R_4 + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, ΔAR 为企业的应收账款年度变化, 等于本期应收账款期末余额减去上期应收账款期末余额。 $\Delta R_1, \Delta R_2, \Delta R_3, \Delta R_4$ 分别代表第一、第二、第三、第四季度营业收入的变化, 等于本期第一、第二、第三、第四季度的营业收入减去上期相应季度的营业收入。

此外, 本文还使用加入其他控制变量的模型(4)计算 *IR3*。其中, ΔR 代表年度营业收入的变化, 等于本年度营业收入减去上年度营业收入。*Size* 表示企业规模, 取年度营业收入的自然对数; *Age* 表示企业年龄, 等于企业设立年度到当前年度的年数; *GRR_P* 表示经行业中位数调整后的营业收入增长率的正值部分, 如果调整后的销售增长率大于0, 该变量等于经行业中位数调整后的增长率, 否则取值为0。*GRR_N* 表示经行业中位数调整后的营业收入增长率的负值部分, 如果调整后的销售增长率小于0, 该变量等于经行业中位数调整后的增长率, 否则取值为0。*GRM* 为经行业中位数调整后的销售毛利率。

$$\Delta AR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \Delta R + \beta_2 \Delta R \times Size_{i,t} + \beta_3 \Delta R \times Age_{i,t} + \beta_4 \Delta R \times Age^2_{i,t} + \beta_5 \Delta R_{i,t} \times GRR_P_{i,t} + \beta_6 \Delta R_{i,t} \times GRR_N_{i,t} + \beta_7 \Delta R_{i,t} * GRM_{i,t} + \beta_8 \Delta R_{i,t} * GRM^2_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

改变虚增收入变量计算方法之后的回归检验结果见表7。本文在第(1)列和第(2)列使用 *IR2* 指标, 在第(3)列和第(4)列使用 *IR3* 指标。第(1)列和第(3)列中, *Treat* 与 *Audit* 的交乘项 (*Treat_Audit*) 的回归系数均为-0.003, 分别在5%和10%的水平上显著。在第(2)列和第(4)列, *Treat* 与 *Gyear* 的交乘项 (*Treat_Ggao*) 的回归系数均为-0.003, 分别在5%和10%的水平上显著。其余变量的回归系数与表5基本一致, 不再赘述。

(四) 进一步分析

国家审计结果公告是国家审计发挥监督职能的重要形式, 绝大多数央企财务收支审计结果公告均指出了被审计央企在财务管理与会计核算、经营管理以及促进廉政建设等方面存在的问题。国家审计公告质量是审计机关综合权衡公告利益和公告风险的结果^[28]。深入分析审计署网站披露的央企历年财务收支审计结果公告可以发现, 审计报告披露的问题类型存在较大差异, 有的侧重披露财务管理与会计核算问题, 有的着重指出经营管理问题, 还有的突出说明廉政建设问题。不同的审计结果公告是否影响国家审计对央企控股上市公司的治理效应呢? 现有文献并未对此作深入细致的探讨。无疑, 从事这方面的研究不仅有利于规范国家审计的公告内容, 而且有助于提高社会公众的知情权, 进一步发挥国家审计的监督效应。

鉴于此, 本文根据央企财务收支审计结果公告的内容, 统计央企及其控股上市公司在财务会计核算、经营管理以及促进廉政建设等方面的问题。借鉴罗党论等有关官员变更问题的研究思路^[29], 本文将上述问题(财务会计核算、经营管理以及促进廉政建设)数量取对数后, 分别与是否接受审计机关的财务收支审计组成交叉项, 使用模型(5)检验审计报告披露的不同类型问题对央企及其控股上市公司虚增收入的影响, 回归结果见表8。由于存在较多缺失值, 导致回归分析的样本量相对较少。

$$IR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Q1_{i,t} + \beta_2 \ln Q1_Audit_{i,t} + \beta_3 Audit_{i,t} + \beta_n Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $\ln Q1$ 表示对披露的财务管理与会计核算问题数量取对数, 当分析经营管理问题或廉政建设问题时, 我

表6 基于PSM之后的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>
<i>Treat</i>	0.007*** (6.01)	0.006*** (5.64)	0.006*** (5.59)	0.006*** (5.63)
<i>Treat_Audit</i>	-0.007*** (-4.04)	-0.003** (-2.19)		
<i>Audit</i>	-0.000 (-0.12)	0.000 (0.02)		
<i>Treat_Ggao</i>			-0.006*** (-3.55)	-0.003** (-2.07)
<i>Gyear</i>			0.000 (0.01)	0.000 (0.15)
<i>Size</i>		-0.000 (-1.40)		-0.000 (-1.39)
<i>Growth</i>		0.024*** (25.32)		0.024*** (25.37)
<i>Lev</i>		0.000 (1.56)		0.000 (1.56)
<i>Roa</i>		-0.005 (-0.61)		-0.005 (-0.60)
<i>MtoB</i>		0.001*** (10.25)		0.001*** (10.25)
<i>Mpay2</i>		0.000 (0.29)		0.000 (0.21)
<i>Top1</i>		0.000 (0.03)		0.000 (0.03)
Constant	0.026*** (43.57)	0.024** (2.44)	0.026*** (43.53)	0.024** (2.52)
Year/Ind	Control	Control	Control	Control
Observations	4,712	4,712	4,712	4,712
R-squared	0.011	0.160	0.010	0.159

们把LnQ1替换为LnQ2或LnQ3。

表8第(1)列中,披露的会计核算问题数量与是否接受国家审计交互性的回归系数符号为负,在10%的水平上显著,表明国家审计结果公告的财务会计核算问题越多,国家审计对央企控股上市公司虚增收入的抑制效应越显著。根据第(2)列可知,披露的经营管理问题数量与是否接受国家审计交互性的回归系数符号显著为负,在5%的水平上显著,表明国家审计结果揭示的被审计公司经营管理问题越多,国家审计对央企控股上市公司虚增收入的抑制效应越显著。由第(3)列可知,披露的廉政建设问题数量与是否接受国家审计交互性的回归系数符号为负,但不显著,表明国家审计结果公告的被审计公司廉政建设问题数量在抑制央企控股上市公司虚增收入方面基本无效应。

五、结论及启示

基于2010—2018年审计署公告的央企财务收支审计结果,匹

配相应的央企控股上市公司数据,本文研究发现,国家审计能显著抑制央企控股上市公司的虚增收入行为,该效应在审计年度(T 年)和公告年度($T+1$ 年)均存在,并且国家审计结果公告中披露的财务管理与会计以及经营管理的问题越多,国家审计遏制央企控股上市公司虚增收入的作用越显著。基于PSM法和改变主要变量测算方法的稳健性检验同样支持上述结论。本文的研究结果表明,国家审计针对央企的财务收支审计能在一定程度上促进规范央企控股上市公司的收入管理行为。

需要说明的是,目前国家审计机关实施财务收支审计的央企数量毕竟不多,与国家审计机关拟实现的审计全覆盖目标还相距甚远,这也可能会导致本文在样本选择上的偏差。尽管前文已通过PSM方法,尝试缓解由于样本选择偏差导致的内生性问题,但样本数量较少的事实可能会对本文结论产生一定的影响。另外,我们注意到个别央企在上次审计时发现的问题,下次审计时仍未改正。因此,如何建立与实施国家审计的长效机制并解决部分央企“屡审屡犯”的问题,也是未来需要深入探究的一个重点。

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] 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.
 [3] 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.
 [4] 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.
 [5] 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.
 [6] 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.
 [7] 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.

表7 国家审计与央企控股上市公司虚增收入-稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	IR2	IR2	IR3	IR3
<i>Treat</i>	0.006*** (5.73)	0.006*** (5.76)	0.006*** (5.92)	0.006*** (5.98)
<i>Treat_Audit</i>		-0.003** (-2.17)	-0.003* (-1.83)	
<i>Audit</i>		0.000 (0.09)	-0.000 (-0.10)	
<i>Treat_Ggao</i>		-0.003** (-2.06)	-0.003* (-1.65)	
<i>Ggyear</i>		0.000 (0.14)	-0.000 (-0.14)	
<i>Size</i>	-0.000 (-0.36)	-0.000 (-0.35)	-0.000 (-0.98)	-0.000 (-0.97)
<i>Growth</i>	0.025*** (25.78)	0.025*** (25.84)	0.025*** (25.84)	0.025*** (25.89)
<i>Lev</i>	0.001* (1.96)	0.001* (1.95)	0.001** (2.39)	0.001** (2.38)
<i>Roa</i>	0.001 (0.06)	0.001 (0.06)	0.001 (0.07)	0.001 (0.07)
<i>MtoB</i>	0.002*** (10.86)	0.002*** (10.86)	0.002*** (11.24)	0.002*** (11.25)
<i>Mpay</i>	-0.001 (-1.51)	-0.001 (-1.59)	-0.001 (-1.01)	-0.001 (-1.08)
<i>Top1</i>	-0.000 (-0.49)	-0.000 (-0.49)	-0.000 (-0.25)	-0.000 (-0.25)
Constant	0.034*** (3.39)	0.034*** (3.47)	0.033*** (3.29)	0.034*** (3.37)
Year/Ind	Control	Control	Control	Control
Observations	4,642	4,642	4,682	4,682
R-squared	0.169	0.169	0.170	0.170

表8 基于国家审计公告披露问题的分析

	(1)	(2)	(3)
因变量	IR	IR	IR
<i>LnQ1_Audit</i>	-0.020* (-1.76)		
<i>LnQ1</i>	0.022** (2.27)		
<i>LnQ2_Audit</i>		-0.024** (-2.56)	
<i>LnQ2</i>		0.022** (2.54)	
<i>LnQ3_Audit</i>			-0.016 (-0.66)
<i>LnQ3</i>			0.023 (1.03)
<i>Audityear</i>	0.033* (1.69)	0.055** (2.49)	0.009 (0.28)
<i>Size</i>	-0.001 (-0.51)	-0.001 (-0.64)	0.002 (0.74)
<i>Lev</i>	-0.006 (-0.46)	-0.006 (-0.49)	-0.006 (-0.27)
<i>Growth</i>	0.027*** (4.51)	0.023*** (3.88)	0.021*** (2.69)
<i>MtoB</i>	0.001 (1.53)	0.001 (1.22)	0.001 (0.40)
<i>Mpay</i>	0.001 (0.13)	0.001 (0.24)	-0.001 (-0.15)
<i>Top1</i>	0.000 (1.07)	0.000 (1.26)	0.000 (0.91)
Constant	-0.008 (-0.13)	-0.023 (-0.36)	-0.039 (-0.34)
Observations	218	218	109
R-squared	0.152	0.158	0.179

- [8] 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改革的改革要求的研究[J]. 审计与经济研究,2018(5):12-20.
- [9] 池国华,郭芮佳,王会金.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(2):22-31.
- [10] 吴业奇.政府审计对于上市中央企业的治理效应研究[J].中国审计评论,2017(1):68-81.
- [11] Jones, J. Earnings management during import relief investigations[J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29(2):193.
- [12] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting Earnings Management[J]. Accounting Review, 1995, 70(2):193-225.
- [13] Kothari S P, Leone A, Wasley C. Performance matched discretionary accrual measures[J]. Journal of Accounting and Economics 2005, 39(1):163-197.
- [14] 晏维龙,韩峰,汤二子.新常态下的国家审计变革与发展[J].审计与经济研究,2016(2):3-13.
- [15] 郑石桥,梁思源.国家审计促进公共支出效率的路径与机理——基于中国省级面板数据的实证分析[J].审计与经济研究,2018(2):29-38.
- [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] 王成龙,冉明东,刘思义.国家审计改革对地方国有企业税负的影响研究——以省以下地方审计机关人财物管理改革为背景[J].财政研究,2018(10):117-129.
- [18] 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.
- [19] Ghosh A, Moon D. Auditor tenure and perceptions of audit quality[J]. Accounting Review, 2003, 80(2):585-612.
- [20] 周德铭.电子审计体系研究[J].审计研究,2011(4):43-46.
- [21] 宋常,田莹莹,张羽瑶.关于国家审计若干重大问题的思考[J].当代财经,2014(1):107-116.
- [22] Brant E C, Glover S M, Wolfe C J. Do critical audit matter paragraphs in the audit report change nonprofessional investors' decision to invest? [J]. AUDITING: A Journal of Practice & Theory: November 2014, 33(4):71-93.
- [23] Sirois L P, Bédard J, Bera P. The informational value of key audit matters in the auditor's report: Evidence from an eye-tracking study [J]. Accounting Horizons, 2018, 32(2):141-162.
- [24] 许汉友,徐香,朱鹏媛.政府审计对CPA审计效率提升有传导效应吗?——基于国有控股上市公司审计的经验数据[J].审计研究,2018(3):19-27.
- [25] Stubben S R. Discretionary revenues as a measure of earnings management[J]. Accounting Review, 2010, 85(2):695-717.
- [26] 廖冠民,吴溪.收入操纵、舞弊审计准则与审计报告谨慎性[J].审计研究,2013(1):103-112.
- [27] 张燃,王亚平.可操纵性应计利润模型在中国的应用——基于对被查处盈余操纵的研究[J].中国会计评论,2016(2):171-198.
- [28] 郑小荣,尹平.中国政府审计结果公告机制研究——基于利益相关者视角的数理分析[J].审计研究,2013(3):16-21.
- [29] 罗党论,廖俊平,王珏.地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J].经济研究,2016(5):130-142.

[责任编辑:刘 茜]

State Audit and Inflated Revenue of Listed Companies Held by Central Enterprises

YANG Hualing¹, SONG Chang²

(1.School of Business, Zhengzhou University of Aeronautics, Zhengzhou 450046, China;

2.School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: According to announcements of audit result of financial income and expenditure of central enterprises from 2010 to 2018, this paper examines the impact of state audit on inflated revenue of listed companies held by central enterprises. The empirical results show that state audit can significantly inhibit the inflated revenue of listed companies controlled by state-owned enterprises. This effect exists in both audit and announcement years. After alleviating endogenous problems by PSM, the above result still holds. Further research found that the more accounting problems and management problems disclosed in the announcement of state audit results, the more significant the effect of state audit on restraining inflated revenue of listed companies controlled by state-owned enterprises. However, other issues disclosed in the announcement do not affect the earnings manipulation of listed companies controlled by state-owned enterprises.

Keywords: state audit; listed companies held by central enterprises; inflated revenue; earnings management; governance effect; government audit; quality of accounting information