

# 国家审计能降低国有企业可持续增长偏离度吗？

江承鑫,刘 斌,宋怡宁,熊文牒

(重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400030)

**[摘要]**基于审计署公布的137份中央企业财务收支等情况审计结果和A股上市公司数据,采用倾向得分匹配(PSM)方法和双重差分(DID)模型,实证检验了国家审计对国有企业可持续增长偏离度的影响。结果表明:(1)国家审计可以抑制国有企业可持续增长偏离度;(2)上述效应仅在偏离可持续增长的程度较大时存在;(3)上述效应在实际增长率正向偏离和负向偏离时均存在且在首次审计时更强;(4)上述效应的作用机制是缓解企业代理问题。研究结论证实了国家审计促进国有企业可持续发展的积极作用,为防范化解国有企业财务风险和优化国家审计的微观治理机制提供了参考。

**[关键词]**国家审计;国有企业;可持续增长;经济高质量发展;国家治理;信息披露质量;财务风险

**[中图分类号]**F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2022)04-0011-10

## 一、引言

十九大报告指出,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。经济增长的可持续性,应是高质量发展的题中之义。近些年来,实体经济的低效率、虚拟经济的高风险,均严重威胁着我国经济增长的可持续性。在此背景下,如何在推动经济增长方式逐步转变的同时保障经济增长的可持续性,已成为宏观经济调控面临的重大挑战。

实现国有企业的可持续增长,是宏观经济持续稳定增长的坚实支撑,对我国经济的平稳转型具有重要意义。一方面,企业可持续增长与宏观经济可持续增长息息相关,它是指企业在既定财务政策之下所能实现的最大销售增长<sup>[1]</sup>,具有效率最大和内源融资两方面的内涵,这分别与实体经济的低效率和虚拟经济的高风险相对应。另一方面,党的十九届四中全会提出,要增强国有经济竞争力、创新力、控制力、影响力、抗风险能力,可见,作为国民经济的重要支柱,国有企业的效率和风险问题牵动宏观经济。

然而,国有企业内部治理结构存在缺陷,代理问题较为严重,容易滋生投资低效和金融风险等现象,阻碍可持续增长,进而导致实际增长率偏离可持续增长率,其偏离程度,本文称之为可持续增长偏离度。理论上讲,如果企业的实际增长率超过可持续增长率,就意味着企业的增长速度超出了既定财务政策和经营效率所能支撑的增长速度,是一种不可持续的增长;如果企业的实际增长率小于可持续增长率,则意味着企业的增长速度未能达到既定财务政策和经营效率所能实现的增长速度,在完全竞争条件下,这种状态也是不可持续的。要降低国有企业可持续增长偏离度,保障宏观经济的可持续性,良好的外部治理机制不可或缺。

随着一系列政策文件的出台,国家审计在国有企业外部治理机制中扮演的角色愈发重要:根据《中华人民共和国审计法》,对国有企业进行审计监督是国家审计机关的法定职责;根据国务院于

**[收稿日期]**2022-01-03

**[基金项目]**国家社会科学基金重点项目(18AGL009);中央高校基本科研基地平台建设创新项目(2018CDJJSK02PT09)

**[作者简介]**江承鑫(1996—),男,四川广安人,重庆大学经济与工商管理学院博士生,主要研究方向为财务会计与资本市场,邮箱:jiangchengxincqu@163.com;刘斌(1962—),男,重庆璧山人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,博士,主要研究方向为财务会计与资本市场;宋怡宁(2001—),女,吉林延吉人,重庆大学经济与工商管理学院本科生,主要研究方向为审计与公司治理;熊文牒(2001—),女,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院本科生,主要研究方向为审计与公司治理。

2014年10月发布的《关于加强审计工作的意见》和中央全面深化改革领导小组第三十次会议审议通过的《关于深化国有企业和国有资本审计监督的若干意见》等文件,国有企业落实国家经济政策的情况已成为国家审计的重点关注对象之一。同时,关于国家审计的理论研究也日益丰富:自时任审计长刘家义提出国家审计“免疫系统”论以来<sup>[2]</sup>,学术界陆续开始出现国家审计对国有企业的外部治理效应相关研究<sup>[3]</sup>。那么,在降低国有企业可持续增长偏离度上,国家审计能否继续发挥外部治理作用呢?

对上述问题的回答,不仅有助于丰富国家审计对国有企业的外部治理效应相关研究,也可以扩充企业可持续增长相关研究,更可能为我国国家审计在国有企业层面的实践提供经验借鉴。为此,本文将基于国有企业层面的国家审计制度,结合相关理论进行分析,并采用审计署公布的137份中央企业财务收支等情况审计结果和A股上市公司数据进行实证检验。本文的创新和贡献体现在:(1)首次从企业可持续增长视角研究国家审计的经济后果,可拓展国家审计的作用边界,也可从国家审计层面为企业可持续增长提供一个新的研究视角;(2)提出度量企业可持续增长情况的可持续增长偏离度,可为企业可持续增长相关的实证研究提供借鉴;(3)为国家审计保障国有资本持续稳定健康增长、服务经济高质量发展提供支持性的经验证据;(4)为我国进一步提高国有企业外部治理水平和优化国家审计的微观治理机制提供可能的参考。

## 二、文献综述

第一,关于国家审计对国有企业的影响研究。审计署自2010年以来陆续向社会公布了137份中央企业财务收支审计结果。以此为契机,已有文献从多个角度检验了国家审计对国有企业的影响。早期的研究主要关注股票市场对审计结果的反应,结果表明,国家审计结果公布后,相关中央企业下属上市公司的股价表现出显著的负向反应<sup>[4-5]</sup>,且披露的违规金额越大,负向反应越强<sup>[4]</sup>,这说明国家审计的结果对市场具有增量信息含量。随着数据的积累和审计内容的不断丰富,相关研究的边界也在不断拓展。部分研究认为国家审计具有揭示国有企业内部信息的作用,能够提高国有企业的治理效率和内部控制质量<sup>[6-7]</sup>。在此基础上,已有文献检验了国家审计对国有企业诸多方面产生的经济后果,例如,促使国有企业提高信息披露质量<sup>[3]</sup>、投资效率<sup>[8]</sup>、产能利用率<sup>[9]</sup>,抑制国有企业盈余管理<sup>[5,10]</sup>、虚增收入<sup>[11]</sup>、费用操纵<sup>[12]</sup>、金融化<sup>[13]</sup>、股价崩盘风险<sup>[3]</sup>,提高国有企业创新<sup>[14]</sup>、社会责任<sup>[15]</sup>、风险承担<sup>[16]</sup>意愿。另有部分研究基于国家审计制度层面的分析,认为国家审计有助于税收优惠政策实施效果<sup>[17]</sup>。

第二,关于企业可持续增长的相关研究。对企业可持续增长问题的定量分析始于20世纪80年代,其中范霍恩(James C. Van Horne)模型和希金斯(Robert C. Higgins)模型在基于会计口径的企业可持续增长模型中占据主流地位。两种模型计算出的可持续增长率具有相似的内涵,即在不需要耗尽财务资源的情况下公司销售所能增长的最大比率<sup>[18]</sup>。以可持续增长率为被解释变量的实证研究表明,有效的内部控制对企业可持续增长有积极作用,且这种作用主要在完善的制度环境中体现<sup>[19]</sup>。还有文献以实际增长率与可持续增长率的偏离为主要指标考察了我国上市公司的可持续增长情况,结果表明:实际增长率与可持续增长率偏离的现象普遍存在<sup>[20]</sup>,企业超速增长显著增大了企业发生财务危机的概率<sup>[21]</sup>。此外,企业可持续增长模型还被应用于银行合并长期绩效的估值<sup>[22]</sup>、计算国有企业的最优分红比例<sup>[23]</sup>、解释企业派息行为<sup>[24]</sup>等。

综观以上文献可知,尽管现有研究从市场反应、信息披露、盈余质量、投资效率、股价崩盘风险、治理效率、税收优惠政策效果和内部控制质量等多个角度分析了国家审计对国有企业的影响,但还没有延伸到企业可持续增长这一重要话题。而企业可持续增长模型则为企业可持续增长相关研究提供了一个切入点,使学者得以度量企业可持续增长的实现程度。

### 三、研究假设

在现实经济社会中,任何宏观经济形势变动、产品市场行情变化和产业链的调整等都可能导致企业实际增长率的异常波动,因而企业的实际增长率不太可能与理论上的可持续增长率完全一致。企业固然不能控制这些外在因素的影响,但是完善的公司治理机制可以减少由企业内部因素导致的实际增长率与可持续增长率之间的偏离。

所有者和经营者的委托代理关系是现代企业的典型特征,这导致企业剩余索取权和剩余控制权相分离,形成代理问题<sup>[25]</sup>。完善的公司治理结构可以缓解代理问题,特别地,大股东与经理之间的制衡通常被认为有助于提高企业治理水平。然而,国家公民难以直接行使委托人的权利,导致国有企业内部缺乏对经理的制衡机制,且内外部信息不对称较为严重,这对国有企业的可持续增长构成严重威胁:其一,由于经理具有打造商业帝国的动机<sup>[26]</sup>,当缺乏对经理的制衡机制时,国有企业的实际增长速度可能高于股东价值最大化下的最优速度。其二,国有企业具有软预算约束<sup>[27]</sup>,即使增长的边际收益已经很低,仍然可能拿到外部融资,最终导致实际增长速度远高于可持续增长条件下的速度。其三,国企高管的升迁主要取决于政府,而由于信息不对称,政府对国企经理的评价手段往往过于单一,这导致经营业绩的波动对国企经理而言是一种政治风险<sup>[28]</sup>,而“不作为”的消极策略可以降低经营业绩的波动,进而降低政治风险。如果降低政治风险的边际收益高于降低经济绩效的边际成本,国企经理会选择消极怠工的策略,最终导致实际增长速度远低于可持续增长条件下的速度。

国家审计在国有企业中主要实施中央企业财务收支审计,它有两个重要特征:其一是审计结果公开制度的推行。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。2010年,审计署公布了中国航空集团公司等6家非金融行业中央企业的《财务收支等情况审计结果》,此后每年审计署均会向社会公布上一年的审计结果。此外,每年的《中央预算执行和其他财政收支的审计工作报告》也会对中央企业的审计情况进行说明。其二是形式上以反映问题为主<sup>[5]</sup>。根据笔者整理的信息,审计署官方网站历年公布的《中央企业集团财务收支等情况审计结果》用数据和文字详细描述了国有企业“会计核算和财务管理存在的问题”“经营管理中存在的问题”“党和国家方针政策和重大决策部署贯彻执行情况”“以前问题整改情况”等。

国家审计可以缓解国有企业可持续增长面临的来自代理问题的威胁。具体分析如下:第一,国家审计与国有企业治理具有目标上的一致性。基于受托经济责任观,国家审计的根本目标在于保证和促进政府公共受托经济责任的全面有效履行<sup>[29]</sup>,而国有企业同样承担着公共受托经济责任<sup>[30]</sup>,因此,监督国企经理的公共受托经济责任履行情况,既是国有企业治理的目标,也是国家审计的目标。第二,国家审计的内容丰富,可以极大缓解国有企业内外部信息不对称。首先,审计最直观的作用便是提高信息披露质量,缓解信息不对称。其次,由前文的制度背景分析可知,国有企业的政策执行情况和经营管理状况都是国家审计的重点关注对象。如此细致入微、覆盖全面的审计监督,极大降低了国有企业内外部信息不对称程度,从而约束了国企经理打造商业帝国的行为。最后,国家审计提供的内容以反映问题为主<sup>[5]</sup>,此类信息有助于政府更全面地评价国企经理的业绩,从而抑制国企经理采取消极怠工策略的动机。第三,国家审计较强的权威性和独立性以及审计结果公开制度确保了审计效果。一方面,如前文所述,国家审计机关的审计权力来自于法律,具有较强的权威性和独立性<sup>[3]</sup>,为确保审计效果提供了强有力的支撑。另一方面,国家审计结果具有增量信息含量<sup>[4]</sup>,通过审计结果公开制度,可以借助新闻媒体和社会公众的舆论压力,增强国家审计的效果。

综上所述,得益于目标一致性、内容丰富性、审计机构权威性和独立性等诸多有益的制度安排,国家审计有助于缓解国有企业较严重的代理问题,进而从抑制管理层打造商业帝国动机和采取“不作为”消极策略两个方面,分别缓解实际增长率高于可持续增长和实际增长率低于可持续增长率两种情况,最终

抑制国有企业实际增长偏离可持续增长。基于此,本文提出以下假设:

假设1:国家审计可以抑制国有企业偏离可持续增长。

如前文所述,由于外部因素的不可控,企业的实际增长情况不可能完全稳定,例如,在新冠疫情期间,服务行业的营业收入急剧下滑,导致服务业企业的经营效率急转直下,而这显然并不是企业内部的代理问题造成的。不仅如此,企业自身的投融资行为也并非是一个平稳的过程,例如,企业的长期融资显然不是一个循序渐进的过程,相反,随着借款和还款的流程,企业的财务政策会表现出一定程度的波动。此外,即使管理层自身没有出于机会主义动机去主动“犯错”,也可能在无意间制定错误的经营策略,导致实际增长率与可持续增长率的偏离。因此,并不是所有实际增长率与可持续增长率之间的偏离都可归结于企业内部治理问题。事实上,企业风险承担相关研究认为,适度的风险承担反而是公司治理较好的体现,有助于提升企业绩效<sup>[31]</sup>。由此可见,适度的偏离可持续增长并不一定意味着公司内部治理存在问题,对于可以归结于企业治理问题的偏离,国家审计应当可以发挥假设1的作用,而对于不可归结于企业治理问题的偏离,国家审计则不会发挥作用。虽然本文不能直接判断出哪些偏离是由企业治理问题所导致的,但可以通过偏离程度的大小进行推测:一方面,较小程度的偏离更可能是外部环境变化或企业正常经营活动导致的;另一方面,在面临同样程度的外部因素变化时,存在治理问题的企业更可能发生较大程度的偏离。也就是说,与较小程度的偏离相比,较大程度的偏离更可能是企业内部治理问题导致的,国家审计可以抑制的也正是此类偏离。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设2:国家审计抑制国有企业偏离可持续增长的作用主要在其实际增长偏离可持续增长的程度较高时体现。

#### 四、研究设计

##### (一) 样本选取和数据来源

本文的样本期间为2006—2018年,研究样本分为实验组和对照组两部分。在实验组样本的选取上,我们首先从审计署官方网站公布的《中央企业集团财务收支等情况审计结果》中手工收集了被审计中央企业集团的名称(截至2018年底),同时确认了审计的实施年度,共获得137次审计事件,具体见表1。随后从CSMAR数据库的控制链条图中找出上市公司所属中央企业集团的名称,将其与上述137次审计事件匹配,最终得到实验组样本,即国家审计所覆盖的上市公司。

在对照组的选取上,大部分中央企业都已经被审计过,无法提供足够的对照样本,民营企业与中央企业之间的可比性较差,地方国有企业相对更具可比性且不受审计署审计的影响,因此,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法,将地方国有企业与实验组配对得到对照样本。具体而言:本文首先根据CSMAR数据库中上市公司的实际控制人是否为“地方机构”识别出地方国有企业;随后选取企业规模、企业年龄、无形资产比重、固定资产比重、两职合一、独立董事占比、现金占比、管理费用率、托宾Q值、公司债券融资、投资性支出等为协变量,采用最邻近匹配法进行1:1匹配,并以最大距离不超过0.05为原则剔除差别过大的配对样本;由此为每一个

表1 中央企业财务收支审计分布情况

| 公告年度 | 实施年度 | 会计年度 | 涉及中央企业集团            |
|------|------|------|---------------------|
| 2010 | 2009 | 2008 | 华润集团有限公司等6家央企       |
| 2011 | 2010 | 2009 | 招商局集团有限公司等17家央企     |
| 2012 | 2011 | 2010 | 中国农业发展集团有限公司等14家央企  |
| 2013 | 2012 | 2011 | 国家电力投资集团有限公司等10家央企  |
| 2014 | 2013 | 2012 | 中国五矿集团有限公司等11家央企    |
| 2015 | 2014 | 2013 | 中国储备粮管理集团有限公司等14家央企 |
| 2016 | 2015 | 2014 | 中国旅游集团有限公司等10家央企    |
| 2017 | 2016 | 2015 | 中国铁路物资集团有限公司等20家央企  |
| 2018 | 2017 | 2016 | 中国国新控股有限责任公司等35家央企  |

注:审计实施的具体时间一般在实施年度的上半年,审计效果应该在实施当年有所体现,因此本文将审计实施年度作为实验窗口的第1年,即以审计实施年度的年初为双重差分的事件日;会计年度是指审计的目标会计年度,通常为审计实施年度的上一年,例如,审计署2018年6月20日公布的《华侨城集团有限公司2016年度财务收支等情况审计结果》中指出,2017年5月至6月,审计署对华侨城集团有限公司2016年度财务收支等情况进行了审计。



“被审计中央企业-审计的目标年度”观测选出与之对应的最具可比性的“地方国有企业-年度”观测;在此基础上,为每一家被审计中央企业选出最可比的地方国有企业。

本文使用的其他数据均来自 CSMAR 数据库,遵循研究惯例,剔除了金融行业样本和 ST 样本,并对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

(二) 模型构建和变量定义

为检验假设 1,本文构建如下双重差分模型:

$$Deviation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{it} \times Treat_{it} + Control + Firm + Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中, *Deviation* 表示可持续增长偏离度,其值越大,表示实际增长偏离可持续发展的程度越高,具体定义见下文; *Post* 在审计实施之后的年份取 1,在审计实施前的年份取 0; *Treat* 在实验组中取 1,在对照组中取 0; *Control* 是一组控制变量,本文纳入企业规模、企业年龄以控制企业生命周期的影响,纳入无形资产比重、固定资产比重以控制企业资产特征的影响<sup>[10]</sup>,纳入两职合一、独立董事占比以控制公司治理的影响<sup>[11]</sup>,纳入现金占比、管理费用率以控制代理成本的影响,纳入托宾 Q 值以控制企业成长性的影响,纳入公司债券融资、投资性支出以控制投融资行为的影响。此外, *Firm* 和 *Year* 分别表示公司固定效应和年度固定效应。本文主要关注 *Post* 和 *Treat* 的交互项的系数  $\alpha_1$ ,它反映了国家审计对国有企业可持续增长偏离度的影响,本文预期它显著为负。

为检验假设 2,本文计算了各实验样本在审计实施前 3 年可持续增长偏离度的平均数,并以该值是否大于其中位数为标准,将实验组分为高偏离和低偏离两组,并重新匹配对照组,随后对模型(1)进行分组回归,并预期系数  $\alpha_1$  仅在高偏离样本中显著为负。

可持续增长偏离度 (*Deviation*) 的计算过程如下:首先,采用范霍恩模型计算企业可持续增长率<sup>①</sup>,计算公式如下:

$$SGR = [m(1 - d)(A/E)] / [(A/S) - m(1 - d)(A/E)] \quad (2)$$

式(2)中, *SGR* 表示企业可持续增长率, *m* 表示营业利润率, *A* 表示总资产, *E* 表示所有者权益, *S* 表示销售收入, *d* 表示股利分配率。随后,用实际增长率(营业收入增长率)减去 *SGR*,计算其差的绝对值即得到可持续增长偏离度 (*Deviation*)。该变量符合本文刻画企业增长可持续性的需求:在风险方面,超出 *SGR* 的增长以财务资源过载为代价,是不可持续的;在效率方面,实际增长未能达到 *SGR* 意味着效率存在提升空间,这在充分竞争的市场中同样是不可持续的。其他变量定义见表 2。

五、实证分析

(一) 描述性统计

表 3 报告了主要变量的描述性统计情况。可以看出,本文最终共获得 4115 个观测,实验组

和对照组之间在控制变量上的差异普遍较小,一定程度上表明了配对的有效性。可持续增长偏离度的

表 2 变量定义表

| 变量名称     | 变量代码             | 计算说明                           |
|----------|------------------|--------------------------------|
| 可持续增长偏离度 | <i>Deviation</i> | 见上文                            |
| 审计前后     | <i>Post</i>      | 在审计实施当年和后 1 年取 1,在审计实施前 2 年取 0 |
| 实验组和对照组  | <i>Treat</i>     | 在实验组中取 1,在对照组中取 0              |
| 公司规模     | <i>Size</i>      | 期末总资产的自然对数                     |
| 公司年龄     | <i>Age</i>       | 公司成立年数                         |
| 无形资产比重   | <i>Intan</i>     | 期末无形资产净额/期末总资产                 |
| 固定资产比重   | <i>Fix</i>       | 期末固定资产净额/期末总资产                 |
| 现金比重     | <i>Cash</i>      | 期末货币资金/期末总资产                   |
| 管理费用率    | <i>Mfee</i>      | 管理费用/营业收入                      |
| 两职合一     | <i>Dual</i>      | 虚拟变量,董事长和总经理为同一人取 1,否则取 0      |
| 独立董事占比   | <i>Indep</i>     | 独立董事人数/董事会总人数                  |
| 托宾 Q     | <i>Q</i>         | 市值/期末总资产                       |
| 投资性支出    | <i>Inve</i>      | 投资支付的现金/期末总资产                  |
| 公司债券融资   | <i>Bill</i>      | 发行债券收到的现金/期末总资产                |

①该模型的基本假定是构成 *SGR* 的几个指标保持不变,如果采用本期数据计算可持续增长率,则意味着可持续增长率与实际增长率一样,是由变化后的财务政策和经营效率所决定的,与基本假定相背离。据此,本文以上一期财务数据计算 *SGR*。

平均值在 16%—20% 之间,表明实际增长偏离可持续发展的现象比较严重,标准差同样在 16%—20% 之间,表明可持续发展偏离度在各企业之间的差异较大,这支持了假设 2 中对偏离程度异质性的讨论。审计前后对比来看,除了可持续发展偏离度有明显变化以外,其他变量中发生明显变化的比较少。

表 3 主要变量描述性统计

| 变量               | 审计前           |        |                |        | 审计后           |        |               |        |
|------------------|---------------|--------|----------------|--------|---------------|--------|---------------|--------|
|                  | 对照组 (N = 972) |        | 实验组 (N = 1380) |        | 对照组 (N = 806) |        | 实验组 (N = 957) |        |
|                  | 平均数           | 标准差    | 平均数            | 标准差    | 平均数           | 标准差    | 平均数           | 标准差    |
| <i>Deviation</i> | 0.1857        | 0.1891 | 0.1756         | 0.1979 | 0.1922        | 0.1703 | 0.1604        | 0.1660 |
| <i>Size</i>      | 22.5462       | 1.2036 | 22.6146        | 1.5876 | 23.2187       | 1.3383 | 23.4474       | 1.7264 |
| <i>Age</i>       | 8.4914        | 0.3297 | 8.4445         | 0.3702 | 8.8199        | 0.2715 | 8.7922        | 0.2875 |
| <i>Intan</i>     | 0.0603        | 0.0891 | 0.0355         | 0.0383 | 0.0761        | 0.1270 | 0.0401        | 0.0419 |
| <i>Fix</i>       | 0.2916        | 0.1891 | 0.2804         | 0.2030 | 0.2581        | 0.1894 | 0.3024        | 0.2280 |
| <i>Dual</i>      | 0.1578        | 0.1020 | 0.1642         | 0.1272 | 0.1583        | 0.1117 | 0.1552        | 0.1275 |
| <i>Indep</i>     | 0.0692        | 0.0499 | 0.0712         | 0.0501 | 0.0702        | 0.0486 | 0.0735        | 0.0563 |
| <i>Cash</i>      | 0.1276        | 0.3338 | 0.0623         | 0.2418 | 0.1402        | 0.3474 | 0.0575        | 0.2329 |
| <i>Mfee</i>      | 0.3607        | 0.0445 | 0.3665         | 0.0606 | 0.3722        | 0.0508 | 0.3708        | 0.0569 |
| <i>Q</i>         | 1.5937        | 1.6045 | 1.5996         | 1.4455 | 1.1787        | 1.0082 | 1.3428        | 1.2971 |
| <i>Inve</i>      | 0.0625        | 0.0688 | 0.0560         | 0.0689 | 0.0418        | 0.0624 | 0.0459        | 0.0594 |
| <i>Bill</i>      | 0.0102        | 0.0310 | 0.0059         | 0.0224 | 0.0115        | 0.0320 | 0.0073        | 0.0252 |

表 4 列示了单变量检验结果,审计前后对比来看,实验组的可持续发展偏离度在审计后降低了 18.2%,这一差异在 10% 的水平上显著异于 0,对照组则没有显著变化;组间对比来看,审计前的可持续发展偏离度在两组之间没有显著差异,审计后实验组的可持续发展偏离度比对照组小 3.18%,这一差异在 1% 的水平上显著异于 0。以上结果初步支持了假设 1。

(二) 回归分析

1. 对假设 1 和假设 2 的检验

表 5 报告了假设 1 和假设 2 的检验结果。全样本中,  $Post \times Treat$  的系数为 -0.0193,在 10% 的水平上显著。该结果表明,与没有被实施国家审计的企业相比,被实施国家审计的企业在审计后的可持续发展偏离度降低了 1.93%,即国家审计使被审计企业的可持续发展偏离度平均降低了 1.93%。在高偏离样本中,  $Post \times Treat$  的系数为 -0.0641,在 1% 的水平上显著。该结果表明,对偏离程度较大的国有企业而言,国家审计使其可持续发展偏离度平均降低了 6.41%,影响程度远大于国家审计对全样本的平均影响。在低偏离样本中,  $Post \times Treat$  的系数不显著。该结果表明,对偏离程度较小的国有企业而言,国家审计对其可持续发展偏离度没有显著的影响。总之,上述结果符合假设 1 和假设 2 的预期。

2. 分组回归

前文的检验表明,国家审计的作用仅在实际增长率偏离可持续发展率的程度较大时存在,在此基础上,本文进一步区分实际增长率偏离可持续发展率的方向进行分组回归。结果如表 6 列(1)和列(2)所示,正向偏离的样本中,  $Post \times Treat$  的系数为 -0.0357,在 5% 的水平上显著,负向偏离的样本中,  $Post \times Treat$  的系数为 -0.0666,在 10% 的水平上显著,两者没有显著差异。上述结果表明,当国有企业的实际增长率超过可持续发展率的程度较大时,国家审计可以促使其降低实际增长率;而当国有企业的实际增长率低于可持续发展率的程度较大时,国家审计可以促使其提高实际增长率。

表 4 单变量检验

| <i>Deviation</i> | 审计前     | 审计后         | 差异        | t 值     |
|------------------|---------|-------------|-----------|---------|
| 实验组              | 0.1786  | 0.1604      | -0.0182 * | -1.5278 |
| 对照组              | 0.1857  | 0.1922      | 0.0135    | 0.9735  |
| 实验组 - 对照组        | -0.0071 | -0.0318 *** | —         | —       |
| t 值              | -1.0231 | -2.4223     | —         | —       |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,下同。

表5 假设1和假设2的检验结果

| 变量                  | (1)<br>全样本<br>Deviation | (2)<br>高偏离<br>Deviation  | (3)<br>低偏离<br>Deviation |
|---------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| <i>Post × Treat</i> | -0.0193 *<br>(-1.8140)  | -0.0641 ***<br>(-3.7769) | 0.0102<br>(0.7319)      |
| <i>Size</i>         | 0.0191 **<br>(1.9857)   | 0.0012<br>(0.0911)       | 0.0323 *<br>(1.9634)    |
| <i>Age</i>          | -0.0678<br>(-1.3640)    | 0.0102<br>(0.1314)       | -0.0224<br>(-0.3697)    |
| <i>Intan</i>        | 0.0360<br>(0.3773)      | -0.0440<br>(-0.3821)     | -0.0321<br>(-0.3431)    |
| <i>Fix</i>          | 0.0204<br>(0.4844)      | 0.0042<br>(0.0752)       | -0.0347<br>(-0.6001)    |
| <i>Cash</i>         | 0.0206<br>(0.4310)      | 0.1701 **<br>(2.2244)    | -0.0444<br>(-0.6522)    |
| <i>Mfee</i>         | 0.8352 ***<br>(4.0023)  | 0.4316 **<br>(2.1227)    | 0.9910 ***<br>(4.0170)  |
| <i>Dual</i>         | -0.0008<br>(-0.0544)    | 0.0023<br>(0.1165)       | 0.0038<br>(0.2224)      |
| <i>Indep</i>        | -0.0566<br>(-0.5582)    | -0.3346 **<br>(-2.1507)  | 0.0600<br>(0.4470)      |
| <i>Q</i>            | 0.0003<br>(0.0914)      | -0.0010<br>(-0.1896)     | 0.0010<br>(0.2094)      |
| <i>Inve</i>         | -0.0773<br>(-1.3505)    | 0.0911<br>(0.8524)       | -0.1494 **<br>(-2.2429) |
| <i>Bill</i>         | -0.1689<br>(-1.5054)    | -0.1574<br>(-0.9134)     | 0.1446<br>(1.0299)      |
| 常数项                 | 0.2346<br>(0.5395)      | 0.0922<br>(0.1288)       | -0.4411<br>(-0.7513)    |
| 公司                  | 控制                      | 控制                       | 控制                      |
| 年度                  | 控制                      | 控制                       | 控制                      |
| 观测数                 | 4115                    | 1933                     | 2005                    |
| 调整 R <sup>2</sup>   | 0.0336                  | 0.0388                   | 0.0303                  |

注:括号中为t值,下同。

表6 分组回归结果

| 变量                  | (1)<br>正向偏离<br>Deviation | (2)<br>负向偏离<br>Deviation | (3)<br>首次审计<br>Deviation | (4)<br>重复审计<br>Deviation |
|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>Post × Treat</i> | -0.0357 **<br>(-2.0055)  | -0.0666 *<br>(-1.8195)   | -0.1025 ***<br>(-3.5998) | -0.0404 *<br>(-1.8915)   |
| <i>Size</i>         | 0.0604 ***<br>(3.2458)   | -0.0613 **<br>(-2.3271)  | -0.0475<br>(-1.5717)     | -0.0092<br>(-0.3014)     |
| <i>Age</i>          | 0.0514<br>(0.7644)       | -0.1095<br>(-0.6455)     | -0.0630<br>(-0.4358)     | 0.0135<br>(0.1643)       |
| <i>Intan</i>        | 0.0031<br>(0.0183)       | 0.0120<br>(0.0504)       | 0.0543<br>(0.2876)       | 0.1227<br>(0.4463)       |
| <i>Fix</i>          | 0.1751 **<br>(2.3718)    | -0.2348 **<br>(-2.0148)  | 0.0874<br>(0.6566)       | -0.0562<br>(-0.6477)     |
| <i>Cash</i>         | 0.0371<br>(0.3633)       | 0.4681 ***<br>(3.3256)   | 0.2107<br>(1.4529)       | 0.1798 **<br>(2.0631)    |
| <i>Mfee</i>         | -0.3299 **<br>(-1.9945)  | 0.9737 *<br>(1.9183)     | 1.3057 ***<br>(3.1863)   | 0.0986<br>(0.5900)       |
| <i>Dual</i>         | 0.0024<br>(0.1080)       | 0.0220<br>(0.6225)       | 0.0120<br>(0.3600)       | 0.0027<br>(0.0820)       |
| <i>Indep</i>        | -0.2677 *<br>(-1.9425)   | -0.4478<br>(-1.2875)     | -0.5090 **<br>(-2.3988)  | -0.0929<br>(-0.5582)     |
| <i>Q</i>            | 0.0118 **<br>(2.1708)    | -0.0109<br>(-0.9945)     | -0.0139<br>(-1.0240)     | 0.0025<br>(0.3612)       |
| <i>Inve</i>         | 0.0223<br>(0.2340)       | 0.2448<br>(0.9317)       | 0.1300<br>(0.5433)       | 0.0604<br>(0.6903)       |
| <i>Bill</i>         | -0.0840<br>(-0.5394)     | -0.0629<br>(-0.1871)     | -0.1012<br>(-0.4518)     | -0.4837 **<br>(-2.4083)  |
| 常数项                 | -1.5467 **<br>(-2.0383)  | 2.4305<br>(1.5907)       | 1.8086<br>(1.3296)       | 0.2373<br>(0.3007)       |
| 组间系数差异              | 0.0309                   |                          | 0.0621 **                |                          |
| 费舍尔组合检验的P值          | 0.120                    |                          | 0.042                    |                          |
| 公司                  | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年度                  | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 观测数                 | 882                      | 1,051                    | 1467                     | 466                      |
| 调整 R <sup>2</sup>   | 0.0600                   | 0.0959                   | 0.0799                   | 0.0239                   |

注:本文采用费舍尔组合检验方法进行组间系数差异的检验,并将抽样次数设定为1000次,下同。

本文还按照实验组是否为首次受到国家审计进行分组回归。结果如表6列(3)和列(4)所示,首次审计的样本中,*Post × Treat*的系数为-0.1025,在1%的水平上显著,而在重复审计的样本中,*Post × Treat*的系数为-0.0404,在10%的水平上显著,两者的差异在5%的水平上显著异于0。上述结果表明,对同一企业进行多次国家审计的效果会减弱。对此,可能的解释有二:其一,在经过首次审计之后,企业的可持续增长情况已经得到改善,再进一步降低可持续增长偏离度的难度相对更大;其二,在经过首次审计之后,被审计国有企业积累了一些应对国家审计的经验,有能力避免一些问题被查出,导致重复审计的效果不佳。

### 3. 机制检验

正如本文研究假设部分所述,缓解企业代理问题是国家审计抑制国有企业偏离可持续增长的作用机制。如果上述作用机制成立,那么与代理问题较小的企业相比,国家审计对代理问题较为严重的企业影响更大。即可以预期,国家审计更能抑制代理问题较为严重的国有企业偏离可持续增长。在前文的基础上,本文采用管理费用率度量企业代理问题,将高偏离样本进一步分为代理问题较轻微和代理问题较严重两组。回归结果如表7所示,代理问题较轻微的样本中,*Post × Treat*的系数为-0.0581,在5%

的水平上显著,代理问题较严重的样本中, $Post \times Treat$ 的系数为  $-0.0770$ ,在1%的水平上显著,两者的差异在10%的水平上显著异于0,该结果符合机制检验的预期。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

采用双重差分模型的基本前提之一是实验组和对照组之间满足平行趋势假定。为了确保模型设定合理,本文构建如下模型:

$$Deviation_{it} = \alpha_0 + (\alpha_1 Post\_3_{it} + \alpha_2 Post\_2_{it} + \alpha_3 Post\_1_{it} + \alpha_4 Post1_{it} + \alpha_5 Post2_{it} + \alpha_6 Post3_{it}) \times Treat_{it} + Control + Firm + Year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中, $Post\_3$ 、 $Post\_2$ 、 $Post\_1$ 、 $Post1$ 、 $Post2$ 分别表示审计之前第3年到之后第2年的时点虚拟变量, $Post3$ 表示审计之后所有年度的时点虚拟变量,其他变量的定义同模型(1)。回归结果如表8所示, $Post\_3 \times Treat$ 、 $Post\_2 \times Treat$ 、 $Post\_1 \times Treat$ 的系数均不显著,表明实验组和对照组的可持续增长偏离度在审计实施前没有显著差异,符合平行趋势假定。

2. 安慰剂检验

为排除结论是由偶然因素导致的,本文还进行了随机抽取样本作为实验组和对照组的安慰剂检验。具体而言,本文首先根据被审计企业在各年度的具体数量,从样本中随机抽取部分企业作为实验组,随后进行与主检验相同的检验步骤,最后将上述流程进行500次,每次得到的 $Post \times Treat$ 的系数及其P值的统计结果如图1所示。

可见,安慰剂检验的系数聚集在0附近,P值也基本大于显著性水平0.1,而真实的回归系数与安慰剂检验的系数分布几乎没有交集(图1中垂直虚线)。上述结果表明,主检验的结论不是由偶然因素导致的。

3. 其他稳健性检验

为进一步确保结论的稳健性,本文还进行了以下检验:第一,以本年和上年的可持续增长率均值为准计算可持续增长偏离度( $Deviation1$ );第二,根据希金斯模型计算可持续增长偏离度( $Deviation2$ )。如表9所示,结果均保持稳健。

六、结论性评述

十九大报告指出,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。自此以来,供给侧结构性改革、防范化解重大金融风险等一系列关乎经济发展可持续性的任务相继提出。在此背景下,如何促使国有企业实现可持续增长,具有重要的研究价值。本文主要回答了国有企业独特的外部治理机制——国家审计能否促进国有企业可持续增长这一问题。结果表明:(1)国家审计可以抑制国有企业可持续增长偏离度;(2)上述效应仅在偏离可

表7 机制检验结果

| 变量                  | (1)<br>代理问题较轻微<br><i>Deviation</i> | (2)<br>代理问题较严重<br><i>Deviation</i> |
|---------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| $Post \times Treat$ | -0.0581**<br>(-1.9805)             | -0.0770***<br>(-2.9106)            |
| <i>Size</i>         | 0.0362*<br>(1.7074)                | -0.0298<br>(-1.5334)               |
| <i>Age</i>          | -0.0101<br>(-0.0971)               | 0.0309<br>(0.2668)                 |
| <i>Intan</i>        | 0.2749<br>(1.3729)                 | -0.2203<br>(-0.8405)               |
| <i>Fix</i>          | 0.0013<br>(0.0180)                 | -0.0479<br>(-0.4769)               |
| <i>Cash</i>         | 0.2524**<br>(2.2798)               | 0.0274<br>(0.2664)                 |
| <i>Mfee</i>         | 0.1662<br>(0.4854)                 | 0.6096<br>(0.6663)                 |
| <i>Dual</i>         | 0.0018<br>(0.0569)                 | -0.0179<br>(-0.5814)               |
| <i>Indep</i>        | 0.0435<br>(0.2491)                 | -0.4930**<br>(-2.3617)             |
| <i>Q</i>            | -0.0066<br>(-0.9219)               | 0.0076<br>(1.0307)                 |
| <i>Inve</i>         | 0.0772<br>(0.5330)                 | -0.0324<br>(-0.2943)               |
| <i>Bill</i>         | -0.3417**<br>(-2.2762)             | -0.0636<br>(-0.2162)               |
| <i>Constant</i>     | -0.6201<br>(-0.6991)               | 0.7420<br>(0.6827)                 |
| 组间系数差异              |                                    | 0.0198*                            |
| 费舍尔组合检验的P值          |                                    | 0.071                              |
| 公司                  | 控制                                 | 控制                                 |
| 年度                  | 控制                                 | 控制                                 |
| 观测数                 | 969                                | 964                                |
| 调整 R <sup>2</sup>   | 0.0357                             | 0.0454                             |

表8 平行趋势检验结果

| 变量                     | (1)<br><i>Deviation</i> |
|------------------------|-------------------------|
| $Post\_3 \times Treat$ | -0.0034<br>(-0.2543)    |
| $Post\_2 \times Treat$ | 0.0122<br>(0.7622)      |
| $Post\_1 \times Treat$ | 0.0049<br>(0.2766)      |
| $Post1 \times Treat$   | -0.0359***<br>(-2.8692) |
| $Post2 \times Treat$   | -0.0131**<br>(-2.2254)  |
| $Post3 \times Treat$   | -0.0070<br>(-0.3995)    |
| 控制变量                   | 控制                      |
| 公司                     | 控制                      |
| 年度                     | 控制                      |
| 观测数                    | 4115                    |
| 调整 R <sup>2</sup>      | 0.0407                  |



持续增长的程度较大时存在;(3)上述效应在实际增长率正向偏离和负向偏离时均有效且在首次审计时更强;(4)上述效应的作用机制是缓解企业代理问题。

本文的政策启示体现在:第一,既然国家审计能抑制国有企业的实际增长率偏离可持续增长率,那么可以考虑针对国有企业的可持续增长情况设置可持续增长专项国家审计,重点考察国有企业违背可持续增长的经营行为,督促国有企业解决偏离可持续增长的主要诱因。第二,国家审计对可持续增长偏离度的抑制作用取决于偏离程度本身,因而在实际的国家审计工作中,也应注意结合企业的实际情况,切不可唯财务指标论。第三,进一步优化国家审计对国有企业的长效治理作用,加强审计结果公开和国家审计“回头看”等制度建设。

受限于数据,本文的研究场景仅限于审计署对中央国有企业执行的国家审计,对国家审计在国有企业层面的影响只能算是管中窥豹。事实上,地方国有企业也同样受到国家审计监督,未来的研究若能在数据上有所突破,则可以更全面地考察国家审计对国有企业可持续增长的影响。此外,可持续增长偏离度是受企业实际增长、经营效率、盈利能力、股利政策和外部融资等多方面因素综合影响的,未来研究可考虑将其拆分,更具体地检验国家审计究竟作用于哪些因素,从而助力国有企业可持续增长。

参考文献:

[1] Higgins R C. How much growth can a firm afford? [J]. Financial Management, 1972,6(3): 7-16.

[2] 刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. 中国社会科学,2012(6):60-72.

[3] 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.

[4] 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.

[5] 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.

[6] 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(1):31-41.

[7] 唐大鹏,从阔匀. 国家审计结果公告能“精准”提升内部控制质量吗? ——基于央企控股上市公司的证据[J]. 审计与经济研究,2020(3):1-11.

[8] 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.

[9] 唐嘉尉,蔡利. 政府审计、非效率投资与产能利用率提升[J]. 审计研究,2021(1):19-30.

[10] 王海林,张丁. 国家审计对企业真实盈余管理的治理效应——基于审计报告语调的分析[J]. 审计研究,2019(5):6-14.

[11] 杨华领,宋常. 国家审计与央企控股上市公司虚增收入[J]. 审计与经济研究,2019(6):1-9.

[12] 李佳,罗正英,权小锋. 政府审计、公款消费与费用操纵[J]. 审计与经济研究,2021(5):24-34.

[13] 陈文川,李文文,李建发. 政府审计与国有企业金融化[J]. 审计研究,2021(5):16-28.

[14] 刘西国,赵莹,李丽华. 政府审计、内部控制与企业创新[J]. 南京审计大学学报,2020(5):20-28.

[15] 潘孝珍,傅超. 政府审计能使企业社会责任表现更好吗? ——来自审计署央企审计的经验证据[J]. 审计与经济研究,2020(3):12-21.

[16] 王美英,曾昌礼,刘芳. 国家审计、国有企业内部治理与风险承担研究[J]. 审计研究,2019(5):15-22.

[17] 潘孝珍,燕洪国. 税收优惠、政府审计与国有企业科技创新——基于央企审计的经验证据[J]. 审计研究,2018(6):33-40.

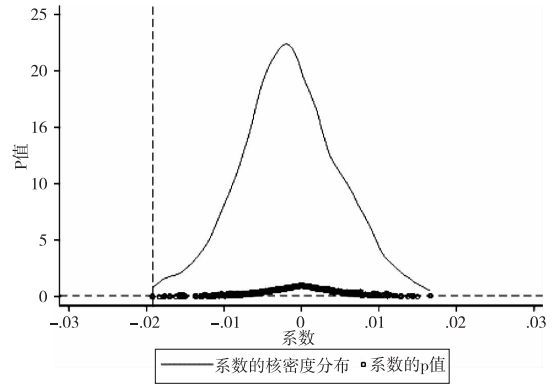


图1 安慰剂检验

表9 其他稳健性检验结果

| 变量                | (1)                     | (2)                    |
|-------------------|-------------------------|------------------------|
|                   | Deviation1              | Deviation2             |
| Post × Treat      | -0.0331 **<br>(-2.4633) | -0.0250 *<br>(-1.7184) |
| 控制变量              | 控制                      | 控制                     |
| 公司                | 控制                      | 控制                     |
| 年度                | 控制                      | 控制                     |
| 观测数               | 3972                    | 3835                   |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.0379                  | 0.0301                 |

- [18] 汤谷良,游尤. 可持续增长模型比较分析与案例验证[J]. 会计研究, 2005(8): 50-55.
- [19] Wang L, Wang S, Dai Y. The role of internal control in firm's sustainable growth: Evidence from China[J]. Journal of Accounting & Finance, 2019,19(7): 189-204.
- [20] 王玉春,花贵如. 从财务视角审视上市公司可持续增长——来自信息技术上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2007(2): 65-71.
- [21] 崔学刚,王立彦,许红. 企业增长与财务危机关系研究——基于电信与计算机行业上市公司的实证证据[J]. 会计研究, 2007(12): 55-62.
- [22] Olson G T, Pagano M S. A new application of sustainable growth: A multi-dimensional framework for evaluating the long run performance of bank mergers [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2005,32(9): 1995-2036.
- [23] 汪平,李光贵. 资本成本、可持续增长与国有企业分红比例估算——模型构建及检验[J]. 会计研究, 2009(9): 58-65.
- [24] Chen H, Gupta M C, Lee A C, et al. Sustainable growth rate, optimal growth rate, and optimal payout ratio: A joint optimization approach [J]. Journal of Banking & Finance, 2013,37(4): 1205-1222.
- [25] 张维迎. 所有制、治理结构及委托—代理关系——兼评崔之元和周其仁的一些观点[J]. 经济研究, 1996(9): 3-15.
- [26] Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers [J]. The American economic review, 1986,76(2): 323-329.
- [27] Kornai J. The place of the soft budget constraint syndrome in economic theory [J]. Journal of Comparative Economics, 1998,26(1): 11-17.
- [28] 金宇超,靳庆鲁,宣扬. “不作为”或“急于表现”:企业投资中的政治动机[J]. 经济研究, 2016(10): 126-139.
- [29] 蔡春,朱荣,蔡利. 国家审计服务国家治理的理论分析与实现路径探讨——基于受托经济责任的视角[J]. 审计研究, 2012(1): 6-11.
- [30] 秦荣生. 公共受托经济责任理论与我国政府审计改革[J]. 审计研究, 2004(6): 16-20.
- [31] 董保宝. 风险需要平衡吗:新企业风险承担与绩效倒U型关系及创业能力的中介作用[J]. 管理世界, 2014(1): 120-131.

[责任编辑:黄燕]

## Can National Audit Reduce the Deviation of Sustainable Growth of SOEs?

JIANG Chengxin, LIU Bin, SONG Yining, XIONG Wendie

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

**Abstract:** Based on the 137 audit results of SOEs revealed by China National Audit Office and the data of A-share listed companies on the financial revenues and expenditures of state-owned enterprises, we apply the Propensity Score Method (PSM) and Difference-in-Difference (DID) research model to empirically test the impact of national audit on the deviation of sustainable growth of SOEs. The results show that: (1) national audit can restrain the deviation degree of sustainable growth of SOEs; (2) the above effects only exist when the degree of deviation from sustainable growth is large. (3) The above effects exist in both positive and negative deviations of real growth rate, and are stronger in the first audit. (4) The mechanism of the above effects is to alleviate the agency problem. The conclusion supports the positive role of national audit in promoting the sustainable growth of SOEs and provides reference for preventing and resolving the financial risks of SOEs and optimizing the micro-governance mechanism of national audit.

**Key Words:** national audit; state-owned enterprise; sustainable growth; high-quality economic development; national governance; information disclosure quality; financial risk