

# 政府审计能提升国有企业并购重组业绩承诺可靠性吗？

——基于审计署央企审计结果公告的经验证据

窦 炜<sup>a,b</sup>, 张书敏<sup>a</sup>

(华中农业大学 a. 经济管理学院; b. 现代农业经济研究院, 湖北 武汉 430070)

**[摘要]**以我国沪深A股中央国有上市公司2012—2020年的数据为样本,将审计署实施的审计监管事件作为一个准自然实验,利用多时点双重差分模型实证检验政府审计对国有企业并购和重大资产重组中业绩承诺可靠性的影响和作用机制。研究发现:(1)政府审计的实施能够显著提升国有企业并购重组业绩承诺的可靠性水平,这一结论在全部并购重组样本中和剔除业绩达标在5%以内的样本后均得到了有效验证,且经过多种稳健性和内生性检验后依然成立;(2)进一步的机制检验结果表明,政府审计能够通过“监督”效应和“增量”效应促进国企并购重组业绩承诺可靠性的提升,但并没有对未接受审计的同行业企业起到很好的“溢出”效应;(3)在业绩承诺到期后的经济后果上,政府审计显著提升了业绩承诺达标企业的长期绩效表现,同时降低了其商誉减值风险,但对于业绩承诺未达标企业的影响效果并不明显。

**[关键词]**政府审计;业绩承诺可靠性;审计结果公告;长期绩效表现;商誉减值风险;社会审计质量;关联交易

**[中图分类号]**F124.3;F832.51 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)05-0011-12

## 一、引言

近年来,随着我国资本市场的迅猛发展以及全球性竞争的愈发激烈,越来越多的企业通过并购重组进行资源整合和战略扩张,以谋求自身经济实力的高效增强。Wind金融资讯中国并购库的数据显示:2016—2018年我国并购交易规模呈逐年增长趋势,完成并购交易总金额高达116763亿元。然而,在企业庞大的并购投资背后,同样蕴含着一系列的潜在风险,特别是收购方无法掌握目标企业的实际价值等有效信息,缺乏并购前的准确评估及并购后的全过程跟踪调整,致使多数盲目并购企业均以失败告终。

为了维护交易定价的公平合理、降低并购风险、促进并购市场效率<sup>[1-2]</sup>,中国证监会在2008年和2014年先后颁布并修订了《上市公司重大资产重组管理办法》,明确强调了目标企业的业绩承诺在并购重组交易中的重要性。业绩承诺指的是:并购标的企业需要向主并方企业做出未来几年内经营业绩达到多少的承诺,若未完成承诺,需要按照规定给予主并方相应的补偿,作为解决股权融资委托代理问题的契约工具,也是一种对赌协议。然而,由于标的企业试图通过暂时的高业绩估值来夺人眼球,并购方又缺乏对标的方未来盈利的深入可行性评估,并购双方盲目的短视和非理性行为使得标的业绩预测如同“镜花水月”难以实现。事实上,“高承诺”和“高溢价”已成为我国资本市场并购中的常态,承诺“注水”和业绩“暴雷”现象也频频发生<sup>[3-4]</sup>。例如,粤传媒作价4.5亿元购得香榭丽传媒100%股权,后者同时做出2014—2016年净利润分别不低于5683万元、6870万元、8156万元的承诺,但结果是不仅连续几年未完成承诺,管理层更是因合同诈骗罪被立案调查,导致上市公司归属母公司净利润亏损4.45亿元。这不仅让收购方及其中小股东的利益受损,还严重扰乱了资本市场的稳定运行<sup>[5]</sup>。因此,如何有效提升企业真实并购绩效,增强目标企业业绩承诺制定的合理性及达成的可靠性,对于微观企业的转型升级、核心竞争力的增强及宏观经济高质量发展都具有十分重要的意义。

基于此,学术界从管理层特征、并购支付方式、控股股东质押和信息传递中介等角度探讨了影响业绩承诺可靠性的可能因素及其内在作用机制。理性的决策和采用将并购双方利益绑定的股份支付方式都有利于增强业绩承

**[收稿日期]**2021-12-28

**[基金项目]**国家社会科学基金项目(21BJY124);中央高校基本科研业务费专项基金项目(2662021JGPYG03)

**[作者简介]**窦炜(1979—),男,湖北武汉人,华中农业大学经济管理学院教授,现代农业经济研究院研究人员,博士,从事公司财务与资本市场研究,电子邮箱:dw1997@163.com;张书敏(1997—),女,河北秦皇岛人,华中农业大学经济管理学院硕士研究生,从事公司财务与资本市场研究,电子邮箱:zsm19971109@163.com。

诺可靠性<sup>[6-9]</sup>;共有审计师和会计稳健性可以有效缓解信息不对称带来的干扰<sup>[10-11]</sup>;交易所监管问询函同样能够对业绩“暴雷”风险进行预警<sup>[12]</sup>。但是,控股股东股权质押则会引发大股东强烈的市值管理等机会主义行为,从而使业绩承诺虚高和正向盈余管理的概率显著提升<sup>[4,13]</sup>。尽管相关学者对业绩承诺的研究已较为丰富,但大部分还停留在并购流程本身的直接影响以及企业内部机构的特征层面,即使少量文献对外部社会中介机构所发挥的作用略有涉足,但尚未有研究从政府审计这一具有足够“权威性”的独立第三方视角深入探讨审计署的强监管在国企并购重组交易中扮演的“角色”。相较于证监会、财务顾问、注册会计师及其他社会机构,政府审计在并购业绩承诺监管中具备哪些优势以及又是如何对并购双方企业发挥其监管作用的呢?这些有待于进一步深入研究。

作为国家监督和治理体系中不可或缺的重要组成部分,政府审计机关从长远理性的视角,以维护国家整体经济稳定运行、保障经济社会健康发展为首要目标,凭借其权威性、独立性和专业性等特征,对政府财政支出以及国有企业经济业务活动的真实性、合法性和效益性展开监督和管控<sup>[14-15]</sup>。国有企业作为国家经济安全的中流砥柱,国企资金的运用和管理直接影响我国经济的健康可持续发展,而并购重组活动作为国企资本扩张和战略转型发展中的一项重大投资举措,对国有资金的配置和使用效率起着举足轻重的作用。根据《中华人民共和国国家审计准则》等有关规定,政府审计机构有权对国有企业的财务收支和经济活动、有关资金的筹集、分配和使用情况以及国家财经法律、法规、规章和政策的执行情况,进行专项审计调查、监督和评价。《审计法》第二十二条和第二十四条均明确规定,审计机关应依法对国有企业的资产、负债、损益以及其他财务收支情况进行审计监督。另外,审计署官网也明确列示了对国有企业进行审计的内容:加强对重要经营领域和关键环节的监督,加强对重大决策、重大项目、资金使用等相关权力和责任的监督,揭示影响国有企业科学发展的突出矛盾和重大风险,维护国有企业和国家经济安全,促进深化改革和完善制度。因此,在我国经济转型的特殊阶段,随着国企改革的不断深入,为防范国有资产的流失,保障国有资本的保值增值,增强国有经济的竞争力、影响力和抗风险能力,国企所从事的并购重组交易中的业绩承诺问题必然会成为政府审计关注的重点。诚然,审计署具备雄厚的实力,通过跟踪审计、专项审计、深入调查和责任审计等多种方式<sup>[16]</sup>,能够对国企并购活动的进展情况实施全方位的审查和分析。那么,政府审计能否从当前国企“天价”并购和业绩“变脸”事件的根源入手,对并购双方因以“高承诺”换取“高溢价”刺激二级市场制造“泡沫”来推高股价而引发的诸如资本套现、利益输送、业绩失诺等问题发挥有效的揭示、预防和整改功能?能否有助于国企将重心转移至并购前关于并购投资价值和公司未来成长信息的可行性分析以及并购后实体业务运行和战略规划的正轨上来,进而提升并购绩效和业绩承诺的可靠性?这都是本文关注的重点。

本文主要的边际贡献在于:(1)围绕政府审计监督这个外生冲击变量,研究了政府审计对被审计企业业绩承诺可靠性的影响。从微观实体经济企业并购重组交易承诺绩效是否达成这一独特视角展开研究,有助于弥补以往文献采用股票价格、会计利润或市场反应等指标捕捉并购绩效时受到诸多噪音干扰的缺陷<sup>①[17-19]</sup>,更加准确地解释政府审计对并购绩效的影响。同时探究政府审计实施在企业不良并购重组交易行为中的经济影响,能够更深刻地理解政府强监管在国企投资经营决策中的独特作用机制,对投资者和监管层理解公司并购重组中的业绩承诺制度具有重要的启示作用。(2)根据财务收支审计结果公告数据,本文深入研究了政府审计的“监督”效应、“增量”效应和可能的“溢出”效应对业绩承诺可靠性的具体影响机制,为审计监督的深入实施提供了经验证据。(3)从企业长期绩效表现及并购商誉减值风险角度研讨了政府审计监管作用的治理穿透性及持续有效性,对我国经济未来的高质量稳健发展具有一定的借鉴意义。

## 二、理论分析与研究假设

现有研究发现,我国宏观经济发展放缓的大环境和日益激烈的行业竞争都加大了并购重组后企业集团的市场开拓难度<sup>[20]</sup>。尤其是多数跨界并购还存在资源的整合、业绩的协调、未来发展方向的准确定位等问题,更需要具备专业素养的理性管理者根据实际情况给出恰当可行的解决方案<sup>[21]</sup>。然而,由于当下多数管理者盲目跟风,没能站在企业未来发展和优化资源结构的视角进行投资决策,也忽视了并购后最为关键的实体业务整合环节,甚至过于放纵地依赖并购对象,最终自然难以完成业绩指标。进一步讲,业绩承诺契约条款制定的初衷是缓

①我国资本市场制度还不够完善,不仅上市公司自身存在严重的盈余管理行为,投资者还试图通过投机炒作和内幕交易等市场行为使得股价在并购前后发生大幅波动,但这并非并购交易活动本身给企业带来的真实价值变动。

解收购方和目标方的信息不对称,给予主并方一个经营绩效方面的保障<sup>[1]</sup>,但企业管理层反而将关注点转移到“制度利用”层面,试图恶意扰乱资本市场秩序,将并购交易的风险扩大化。显然,“高溢价”和“高承诺”本身就存在极大的不合理性,只为给资本市场制造一个“美好的假象”,并购标的方借助此刻的牛市蹭取热点。高倍的业绩承诺一旦公告,往往会向市场释放积极的信号<sup>[22]</sup>,引起股价的疯涨<sup>[23-24]</sup>。此时,重组方及内部人通过高位减持来套取大量现金<sup>[25-26]</sup>,标的方则以远高于标的资产真实价值的价格出售资产,这部分交易操作所得足以覆盖了承诺违约产生的成本。当企业业绩不达标时,市场狂欢结束,股价连续暴跌,广大投资者不得不承受巨额的损失<sup>[5]</sup>,这正是并购重组中业绩承诺“异象”出现的整个逻辑过程。

综上所述,想要有效提升业绩承诺可靠性,关键还是要让并购方不再盲目跟风跨界并购,标的企业不搞“高溢价”和“高承诺”的虚拟炒作,双方都将重心放到实体经济业务整合运营上来,以真正实现转型升级。政府审计以其特有的权威性、独立性和专业性等优势为审计工作的开展奠定了良好基础,也保证了各项监管活动实施的有效性,必然可以给并购重组事件中的业绩“失诺”问题带来积极的作用效果。

首先,相较于其他社会第三方机构,政府审计拥有强大而坚实的后盾,法定权威和强制监管的特征给予了被审计国企及其管理层无形的压力。政府审计以发现问题为导向,审计机关的考核激励机制通常与被审结果相联系,发现被审单位的问题越多越严重,审计人员越有可能得到奖励和晋升。同时,一旦诸如并购套利和业绩变脸等负面的审计结果被公开披露,就会迅速引发各界媒体的竞相报道和持续跟踪,将政府审计的“威慑效应”放大化,严重影响管理者的职位晋升和企业的整体声誉<sup>[27]</sup>。此时,国企经营管理中的重大经济事项是财务收支审计的主要内容,而并购投资的决策和执行则是对国企管理层进行经济责任审计的核心。政府审计通过独具“威慑力”的审查披露机制,能够进一步加强公司治理,较好地规范企业管理层的投资行为<sup>[28]</sup>,规范并购的整体流程,监督企业做好前期的资产质量评估和后续的资源整合优化工作,以实现企业核心竞争力的延伸,因为无论是直接的并购交易监控还是间接的综合治理,都能对并购绩效产生正面的促进作用。

其次,我国《宪法》和相关法律规定,任何行政机关、社会团体和个人都不得干涉审计署依法独立行使审计监督权。审计署是完全独立的政府机关,其工作人员更是与被审计并购集团没有任何的经济利益牵绊,自然不存在联合欺骗公众或者故意隐瞒消极信息等情况<sup>[29]</sup>,能够毫无顾忌地站在企业未来战略发展和市场经济健康运行的角度,客观揭示并购交易中存在的不良代理问题,并责令相关企业规范整改或施以相应的处罚。

最后,审计署工作人员依法对并购重组事件的全过程实施专项跟踪和延伸审计,从专业经营的视角给予相应的建议和指导,具体表现为:并购前及时揭穿标的企业利用信息优势诱惑并购方的“隐性套路”、过高的资产估值以及操纵股价制造“泡沫”等严重违规行为,发现并购后业务整合方面存在的经营管理问题。《审计法》第三十三条规定“审计机关进行审计时,有权就审计事项的有关问题向有关单位和个人进行调查,并取得有关证明材料”,第三十七条规定“审计机关履行审计监督职责,可以提请公安、监察、财政、税务、海关、价格、工商行政管理等机关予以协助”。因此,审计机关拥有足够的实力根据审查需要动用各方力量予以配合,深入双方企业内部展开系统调查,并通过下达整改责任书或移送相关部门等方式,对投机套利等问题及时揭露,并提供持续可靠的监督指导,降低资本市场的系统性金融风险,提升并购绩效表现,从而保障业绩承诺的有效达成。

基于上述分析,本文提出如下研究假设:

H:政府审计监管能够有效提升国有企业的并购重组业绩承诺可靠性。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

基于并购高峰期与目标公司业绩承诺的时间跨度以及政府审计监管的主要目标企业等的考虑,本文选择2012—2020年已完成并购重组交易的沪深两市中央国有上市公司作为研究样本。需要特别说明的是,尽管政府审计也会对地方国有企业实施审查,但审计署仅发布了各年度中央国有企业的财务收支审计结果公告,因此无法获取地方国有企业审计结果公告的相关数据。现有关于政府审计的研究也主要是基于中央国有企业样本展开的<sup>[28,30-31]</sup>。王兵等、蔡利和马可哪呐、郭檬楠等的研究都认为,基于中央国企的实证研究结论在地方国企的治理中进行借鉴和参考是有价值的<sup>[32-34]</sup>。同时,少数几篇专门针对地方国企接受政府审计的文献仅考察了地方国企样本是否接受过政府审计<sup>[35-37]</sup>,但受限于地方国企政府审计结果公告的不公开,缺乏对政府审计监督强

度、溢出效应等问题的深入探讨。此外,本文剔除了金融及房地产行业样本、被 PT、ST 和 \* ST 类的上市公司、借壳上市并购交易样本(借壳上市与上市公司正常的并购重组交易存在显著差异)、并购交易信息不全和财务数据缺失的样本。为了降低极端值对实证结果的影响,本文对所有连续变量在 1% 和 99% 分位水平上采用 Winsorize 方法进行缩尾处理。

本文使用的政府审计数据根据审计署发布的央企财务收支审计结果公告通过手工整理获得,财务数据来自国泰安(CSMAR)和万得(Wind)数据库,统计分析采用软件 Stata15.0。

(二)模型构建与变量定义

审计署发布的财务收支审计结果公告为本文提供了准自然实验的研究数据,借鉴 Chan 等提出的双重差分(DID)模型<sup>[38]</sup>以及郭檬楠等对国家审计监督治理效应的相关研究<sup>[34]</sup>,首先,考虑到审计署对每个中央国有企业实施的审计年份不同,本文构建多期 DID 模型检验政府审计对企业并购重组业绩承诺可靠性的影响。其次,为探讨和验证来自政府审计的强监管这一外生变量对企业并购重组业绩承诺可靠性的作用效果,本文选取 2012—2020 年的多期混合面板数据作为研究样本,但随着我国宏观实体经济发展的放缓和行业竞争的日益加剧,并购企业集团的市场开拓程度逐渐增强,由此可能会降低其业绩承诺可靠性,因此这种随时间变化的经济形势因素可能会对政府审计的实施效果产生影响。为了尽可能地排除遗漏变量或其他因素变化带来的系统性干扰,本文还控制了时间固定效应和个体固定效应,采用双向固定效应 DID 模型对多期面板数据进行处理。最后,由于本文的被解释变量业绩承诺可靠性(R)为 0-1 虚拟变量,这种两点分布的非线性模型不再适合使用传统的最小二乘回归法(OLS)来拟合方程,为保证实证结果的准确性,本文在主回归中选择采用最大似然估计法(MLE)的 Logit 模型进行研究,同时在稳健性检验中采用 Probit 模型进行回归。具体模型如下:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Postaudit + \beta_2 Treated + \beta_3 (Postaudit \times Treated) + \beta_4 Age + \beta_5 Size + \beta_6 Lev + \beta_7 Grow + \beta_8 Pay + \beta_9 Con + \beta_{10} Mao + \beta_{11} Q + \beta_{12} Relate + \beta_{13} Top + \beta_{14} CF + \beta_{15} Dividend + \beta_{16} SOE + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

1. 解释变量:政府审计监管(  $Postaudit \times Treated$  )。

考虑到研究样本中的每个中央国有企业被审计署实施审计的年份不同,发布财务收支审计结果公告的时间也不同,借鉴褚剑和方军雄的研究<sup>[28]</sup>,本文以国家审计结果公告的发布作为衡量政府审计监管的指标。(1)  $Treated$  为政府审计实施与否的处理变量。我们通过查阅审计署官网的财务收支审计结果公告,确定每一年度接受过政府审计监管的企业样本为实验组,变量  $Treated$  赋值为 1。然后,对这些接受过政府审计的实验组研究样本按照公司规模(  $Size$  )、经营性现金流

(  $CF$  )、股权集中度(  $Top$  )和盈利能力(  $ROA$  )四个特征指标,以 1:1 的标准分年度进行倾向得分匹配(PSM),产生控制组样本,变量  $Treated$  赋值为 0。表 1 是 PSM 匹配后平衡性检验的结果,两组样本的组间 T 值均不显著,表明不存在系统性差异。(2)  $Postaudit$  为政府审计实施的时间变量。首先,接受过政府审计的实验组样本在财务收支审计结果公告发布的当年及以后年度,变量  $Postaudit$  赋值为 1,否则为 0;其次,与实验组匹配的控制组样本在被匹配样本接受政府审计的当年及以后年度,变量  $Postaudit$  赋值为 1,否则为 0。(3)  $Postaudit \times Treated$  则表示政府审计监管的政策净效应。此外,由于政府审计监督的治理效应可能存在滞后性,因此本文在实证检验中采用政府审计当期和滞后一期两种方式分别进行回归。

2. 被解释变量:业绩承诺可靠性(R)。参考窦炜等的研究<sup>[9]</sup>,本文将业绩承诺可靠性定义为目标企业在并购完成后的业绩承诺期内获得的实际利润是否达到其承诺的盈利水平,即在承诺期内当目标企业的实际净利润低于承诺净利润时,则认为目标企业业绩承诺不可靠,取值为 0;当目标企业在业绩承诺期内每一会计年度的利润指标均达到了当年的承诺盈利数额时,则认为业绩承诺可靠,取值为 1。

3. 控制变量。借鉴有关并购重组及业绩承诺的研究,本文选取的控制变量有公司规模(  $Size$  )、成立年限(  $Age$  )、偿债能力(  $Lev$  )、成长性(  $Grow$  )、交易对价支付方式(  $Pay$  )、是否聘请独立财务顾问(  $Con$  )、社会审计质量(  $Mao$  )、第一大股东持股比例(  $Top$  )、托宾 Q 值(  $Q$  )、关联交易(  $Relate$  )、经营性现金流(  $CF$  )、股利支付率(  $Divi-$

表 1 倾向得分(PSM)匹配结果

| 匹配变量 | 样本  | 均值差异性检验 |        | 标准化差异检验 |       | T 值     |
|------|-----|---------|--------|---------|-------|---------|
|      |     | 实验组     | 控制组    | 偏差率(%)  | 降幅(%) |         |
| Size | 匹配前 | 23.155  | 22.665 | 38.8    | 70.3  | 5.85*** |
|      | 匹配后 | 22.825  | 22.971 | -11.5   |       | -1.29   |
| CF   | 匹配前 | 0.0437  | 0.0288 | 29.6    | 94.6  | 4.44*** |
|      | 匹配后 | 0.0279  | 0.0271 | 1.6     |       | 0.18    |
| Top  | 匹配前 | 0.2495  | 0.2207 | 21.1    | 65.6  | 2.53**  |
|      | 匹配后 | 0.2409  | 0.2509 | -7.30   |       | -0.81   |
| ROA  | 匹配前 | 0.0388  | 0.0296 | 23.0    | 90.1  | 2.73*** |
|      | 匹配后 | 0.0379  | 0.0369 | 2.3     |       | 0.31    |

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

dend)、独立财务顾问(Con)和注册会计师审计质量(Mao)。

各变量的具体定义如表 2 所示。

表 2 变量定义表

| 变量名称      | 变量符号                | 变量定义  |
|-----------|---------------------|---|
| 业绩承诺可靠性   | R                   | 在承诺期内,当目标企业的实际净利润低于承诺净利润时,则认为目标企业业绩承诺不可靠,取值为 0;当目标企业在业绩承诺期内每一会计年度的利润指标均达到了当年的承诺盈利数额时,则认为业绩承诺可靠,取值为 1    |
| 政府审计监督    | Treated             | 接受过政府审计的实验组样本 Treated 赋值为 1,未接受过政府审计的控制组样本 Treated 赋值为 0  |
|           | Postaudit           | 实验组样本在接受政府审计的当年及以后年度,变量 Postaudit 赋值为 1,否则为 0;与控制组匹配的控制组样本在被匹配样本接受政府审计的当年及以后年度,变量 Postaudit 赋值为 1,否则为 0 |
|           | Postaudit × Treated | 政府审计监管的政策净效应  |
| 公司成立年限    | Age                 | 当年与企业注册成立年的差值   |
| 公司规模      | Size                | 期末总资产的自然对数  |
| 偿债能力      | Lev                 | 期末总负债/期末总资产   |
| 成长性       | Grow                | 公司年末的总资产增长率   |
| 交易对价支付方式  | Pay                 | 并购交易中采用股权支付取值为 1,否则为 0  |
| 独立财务顾问    | Con                 | 并购交易中聘用独立财务顾问取值为 1,否则为 0  |
| 注册会计师审计质量 | Mao                 | 被会计师事务所发表非标准审计意见取值为 1,否则为 0   |
| 托宾 Q 值    | Q                   | 资产市值与总资产(账面值)之比,其中资产市值为权益市值与总负债(账面值)之和  |
| 关联并购      | Relate              | 并购重组交易为关联并购取值为 1,否则为 0  |
| 第一大股东持股比例 | Top                 | 期末第一大股东持股的比率  |
| 经营性现金流    | CF                  | 当期经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值  |
| 股利支付率     | Dividend            | 公司期末应付股利与净资产的比值   |

#### 四、实证结果及分析

##### (一)描述性统计

从表 3 中可以看出,并购重组业绩承诺可靠性的均值为 0.8017,即业绩失诺的样本占比 20%,说明中央国有企业的业绩承诺不可靠现象是目前我国上市公司并购重组过程中亟待解决的问题;Postaudit × Treated 的均值为 0.4767,表明大约 47% 的样本受到政府审计监管的直接影响。

另外,我们对业绩承诺可靠性指标进行了分组统计。从表 4 的业绩承诺达标程度分布情况来看,在 Panel A 业绩承诺达标组的 448 个样本中,高达 39.28% 的样本业绩承诺达标在 5% 以内;而在 Panel B 业绩承诺未达标组的 112 个样本中,仅有 14.28% 的样本业绩承诺未达标在 5% 以内,可以看出许多企业虽然表面上的业绩承诺是可靠的,但实际上可靠性并不强。出现这一现象的原因很大可能是我国国有上市公司管理层存在盈余管理操纵的动机,尽可能优化其对外披露的信息,以达到自身利益最大化的目标。那么,政府审计能否透过现象看到内在的本质问题,关注到国有企业深层次的财报会计收益调整行为,这是本文后续实证分析中需要验证的问题。

##### (二)单变量检验

在多元回归之前,本文先进行业绩承诺可靠性(R)单变量检验,我们将样本按照 Postaudit × Treated 的取值分为受政府审计影响和未受政府审计影响两组。表 5 报告了分组后的检验结果,接受过政府审计的央企样本参与并购交易后的业绩承诺可靠性均值为 0.8652,高于未接受政府审计样本的均值 0.7440,且该差异在统计学意义上显著,表明政府审计提升了中央国有上市公司业绩承诺的可靠性,主假设初步得到支持。

表 3 变量的描述性统计

| 变量                  | 样本量 | 最小值     | 最大值     | 均值      | 中位数     | 标准差    |
|---------------------|-----|---------|---------|---------|---------|--------|
| R                   | 560 | 0.0000  | 1.0000  | 0.8017  | 1.0000  | 0.3990 |
| Postaudit × Treated | 560 | 0.0000  | 1.0000  | 0.4767  | 0.0000  | 0.4999 |
| Mao                 | 560 | 0.0000  | 1.0000  | 0.0142  | 0.0000  | 0.1187 |
| Age                 | 560 | 13.0000 | 36.0000 | 24.6125 | 24.0000 | 4.7369 |
| Size                | 560 | 20.6053 | 26.9384 | 22.9495 | 22.8887 | 1.3667 |
| Lev                 | 560 | 0.0936  | 0.8593  | 0.4792  | 0.4871  | 0.1975 |
| Top                 | 560 | 0.0061  | 0.6269  | 0.2456  | 0.2412  | 0.1355 |
| Pay                 | 560 | 0.0000  | 1.0000  | 0.5178  | 1.0000  | 0.5001 |
| Con                 | 560 | 0.0000  | 1.0000  | 0.7267  | 1.0000  | 0.4460 |
| Q                   | 560 | 0.8783  | 9.3467  | 1.9971  | 1.6483  | 1.2991 |
| CF                  | 560 | -0.0997 | 0.1373  | 0.0275  | 0.0263  | 0.0504 |
| Grow                | 560 | -0.7070 | 10.8886 | 0.2767  | 0.1261  | 0.5195 |
| Relate              | 560 | 0.0000  | 1.0000  | 0.6017  | 1.0000  | 0.4899 |
| Dividend            | 560 | 0.0000  | 0.0159  | 0.0018  | 0.0003  | 0.0033 |

表 4 业绩承诺达标程度分布情况统计

| Panel A 业绩承诺达标的样本组(N=448)  |     |        |
|----------------------------|-----|--------|
| 项目                         | 样本量 | 所占比重   |
| 业绩承诺达标在 5% 以内的样本           | 176 | 39.28% |
| 业绩承诺达标超过 5% 的样本            | 272 | 60.72% |
| Panel B 业绩承诺未达标的样本组(N=112) |     |        |
| 项目                         | 样本量 | 所占比重   |
| 业绩承诺未达标在 5% 以内的样本          | 16  | 14.28% |
| 业绩承诺未达标超过 5% 的样本           | 96  | 85.72% |

(三) 回归分析

从表 6 中可以看出,在全部并购重组样本中,当采用政府审计实施当年作为解释变量时, $Postaudit_{i,t} \times Treated$  的回归系数在 5% 水平上显著为正;当采用政府审计滞后一期作为解释变量时, $Postaudit_{i,t} \times Treated$  的回归系数均在 1% 水平上显著为正,这说明来自审计署的强监管审计能够提升企业业绩承诺可靠性,且政府审计的治理效应在滞后一期的回归结果中表现更强。另外,为防止国企管理层的盈余管理行为可能带来的干扰,我们剔除了业绩达标在 5% 以内的样本后进行研究,以考察政府审计的穿透监管效果。结果显示,政府审计净效应 ( $Postaudit \times Treated$ ) 的回归系数依旧显著为正,且在政府审计监督滞后一期的检验中显著性水平更高,这进一步说明不同于财务顾问等其他第三方机构,政府审计的强制性、专业性和追踪性审查会给中央国有企业带来很大的压力,有助于规范其经营管理行为,提升业绩承诺可靠性。事实上,地方国有企业与中央国有企业具有相似的组织结构和管理模式,因此这一研究结论理应适用于地方国有企业<sup>[32]</sup>。

(四) 稳健性检验

为了检验前文研究结论的稳健性,我们做了以下工作:第一,改变变量度量方式。我们分别对解释变量政府审计和被解释变量业绩承诺可靠性进行了重新定义:(1)政府审计。采用当年政府审计结果公告与否作为哑变量来衡量,上市公司所属央企及其控股子公司被审计署公示审计结果的当年取值为 1,否则为 0。(2)业绩承诺可靠性。参考余玉苗和冉月的研究<sup>[8]</sup>,考虑到我国部分上市公司在与目标企业签订利润补偿协议时,往往在实际净利润低于承诺净利润 90% 或 95% 时才认定标的企业业绩承诺不达标,并触发业绩承诺补偿。因此,我们进一步将研究样本中实际利润低于业绩承诺利润 5% 以内的样本也赋值为 1,认定其达到了业绩承诺水平,并使用 Logit 回归方法对模型进行检验。从表 7 中的 Panel A 可以看出,

在替换重要变量的衡量方式后,回归结果与前述结论相一致。第二,改变回归方法。由于本文的被解释变量业绩承诺可靠性为二值变量,我们进一步采取 Probit 法进行回归分析,表 7 中 Panel B 显示的结果与主假设一致。第三,分组回归检验。2015 年以后,我国经济进入了一个新的转型发展阶段,政府陆续出台了一系列去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板的供给侧结构性改革措施。尽管我们在前文的主模型构建中控制了时间固定效用和个体固定效应,但为了进一步消除经济发展放缓可能对研究结论产生的干扰,本文按照研究样本所在外部整体经济环境的不同进行分组回归检验,以 2015 年作为时间节点,将分布在 2012—2015 年的样本认定

表 5 单变量检验结果

| 项目   | 观测值 | 业绩承诺可靠性均值 | 标准差    | 组间差异   | T 值    |
|--|-----|-----------|--------|--------|--------|
| 受政府审计影响的样本组<br>( $Postaudit \times Treated = 1$ )  | 267 | 0.8652    | 0.3421 | 0.1211 | 3.6272 |
| 未受政府审计影响的样本组<br>( $Postaudit \times Treated = 0$ ) | 293 | 0.7440    | 0.4371 |        |        |

表 6 政府审计与中央国有企业并购重组业绩承诺可靠性

| 变量                                 | 业绩承诺可靠性              |                      |                      |                       |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
|                                    | 全部并购重组样本             | 剔除业绩达标 5% 以内的样本      |                      |                       |
| $Postaudit_{i,t}$                  | -0.2405<br>(-1.21)   |                      | -0.3882<br>(-1.63)   |                       |
| $Treated$                          | 0.5830 **<br>(2.13)  |                      | 0.5095<br>(1.31)     |                       |
| $Postaudit_{i,t} \times Treated$   | 0.8263 **<br>(2.54)  |                      | 0.9820 **<br>(2.42)  |                       |
| $Postaudit_{i,t-1}$                |                      | -0.4783<br>(-1.40)   |                      | -1.0787 **<br>(-2.23) |
| $Treated$                          |                      | 1.3842 **<br>(2.05)  |                      | 1.6218<br>(1.86)      |
| $Postaudit_{i,t-1} \times Treated$ |                      | 1.8201 ***<br>(2.63) |                      | 2.2540 **<br>(2.53)   |
| $Mao$                              | 0.5049<br>(1.31)     | 1.1391<br>(1.43)     | 0.6429<br>(1.55)     | 1.1002<br>(1.27)      |
| $Age$                              | 0.0053<br>(0.31)     | 0.0085<br>(0.28)     | 0.0122<br>(0.59)     | 0.0617<br>(1.37)      |
| $Size$                             | 0.3789 ***<br>(4.34) | 0.6631 ***<br>(4.31) | 0.4809 ***<br>(4.36) | 0.7245 ***<br>(3.43)  |
| $Lev$                              | 0.4064<br>(0.78)     | 0.5317<br>(0.57)     | 0.3131<br>(0.52)     | 0.4597<br>(0.40)      |
| $Grow$                             | 0.1131<br>(0.77)     | 0.2058<br>(0.69)     | 0.1846<br>(1.19)     | 0.3157<br>(1.05)      |
| $Pay$                              | 0.2568<br>(1.38)     | 0.5242<br>(1.48)     | 0.4042 *<br>(1.94)   | 0.9144 **<br>(2.12)   |
| $Con$                              | 0.0977<br>(0.59)     | 0.2415<br>(0.82)     | 0.4064 **<br>(1.97)  | 0.3041<br>(0.72)      |
| $Q$                                | 0.4286 ***<br>(5.32) | 0.6523 ***<br>(4.29) | 0.5004 ***<br>(5.02) | 0.8360 ***<br>(4.18)  |
| $Relate$                           | 0.4577 **<br>(2.34)  | 0.7327 **<br>(2.05)  | 0.5327 **<br>(2.41)  | 0.5584<br>(1.31)      |
| $Top$                              | -0.0023<br>(-0.43)   | -0.0046<br>(-0.50)   | -0.0057<br>(-0.86)   | -0.0036<br>(-0.27)    |
| $CF$                               | -0.9348<br>(-0.60)   | -0.8943<br>(-0.31)   | -1.4161<br>(-0.84)   | -1.0604<br>(-0.30)    |
| $Dividend$                         | 20.0868<br>(0.86)    | 30.4793<br>(0.82)    | 4.2348<br>(0.14)     | 4.8675<br>(0.07)      |
| 个体固定效应                             | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                    |
| 时间固定效应                             | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                    |
| N                                  | 560                  | 560                  | 384                  | 384                   |
| Pseudo R <sup>2</sup>              | 0.2031               | 0.1870               | 0.2984               | 0.3411                |
| Wald chi <sup>2</sup>              | 114.91 ***           | 109.92 ***           | 137.80 ***           | 150.21 ***            |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内是经个体和年份双重 cluster 调整后的 z 值。下同。

为经济发展较快组 ( $Economic = 1$ ), 2016—2020年的样本则认定为经济发展放缓组 ( $Economic = 0$ )。从表7中Panel C的结果可以看出,在经济形势不同的两组样本中,政府审计的回归系数均显著为正,并没有随外部经济环境的变化呈现出明显的差异,说明政府审计确实能够提升国企的业绩承诺可靠性水平。

(五) 内生性检验

前文研究可能会存在一定的内生性问题,因为审计署会有针对性地对一部分存在突出问题的央企集团实施审计监管,故政府审计这一变量并不完全是外生的。或者说,受到政府审计监管影响的企业,在被审事件发生节点之前也可能存在系统性差异。为此,本文采用平行趋势检验、安慰剂检验和倾向得分匹配三种方法进行内生性测试。

1. 平行趋势检验。由于政府审计每年开展审计和发布公告所涉及的央企并不相同,因此也就没有一个固定的政策实施年份,在此本文通过设置时间趋势变量的方法设置了相应的虚拟变量,在主假设模型中分别加入这些虚拟变量,从而观察平均处理效应的时间趋势。具体以政府对被审计企业第一次发布审计报告的时间为基准,其中  $Before_1$  到  $Before_5$  表示政府审计报告的前1年至前5年,若样本企业是被政府审计过的实验组且为政府审计报告实施前的第  $i$  期则取值为1,否则取值为0。

从表8中可以看出,政府审计实施之前企业并购重组业绩承诺可靠性的回归系数均不显著,表明在政府审计实施监管以前,被审计的实验组和控制组的业绩承诺可靠性表现不存在显著差异,符合平行趋势检验的假定。

2. 安慰剂检验。本文从两个方面进行安慰剂检验:首先,通过构造虚拟审计样本的方法,在所有样本中随机挑选虚拟实验组,并进行多期 DID 回归。其次,通过虚拟政府审计年份的方法,将审计署对各央企的审计实施年份分别提前两年和提前三年进行回归。如果此时政府审计变量依然显著为正,则说明企业业绩承诺可靠性的提升可能来自其他随机性因素,而不是政府审计;若政府审计的系数不再显著,则说明的确是政府审计促进了企业并购业绩的提升,达到了业绩承诺标准。从表9中可以看出,无论是Panel A中虚拟接受政府审计的样本,还是Panel B中虚拟政府审计实施年份的样本,政府审计的回归系数均不显著,证伪检验基本上可以排除其他因素对估计结果的影响,符合安慰剂检验的预期。

表7 稳健性检验

| 变量                                 | Panel A 改变变量度量方式 |           |                |            |            |            |                |            |
|------------------------------------|------------------|-----------|----------------|------------|------------|------------|----------------|------------|
|                                    | ①                |           |                |            | ②          |            |                |            |
|                                    | 全部并购重组样本         |           | 剔除业绩达标在5%以内的样本 |            | 全部并购重组样本   |            | 剔除业绩达标在5%以内的样本 |            |
| $Postaudit_{i,t} \times Treated$   | 0.6812 *         |           | 0.2967 **      |            | 1.1609 **  |            | 1.2915 *       |            |
|                                    | (1.78)           |           | (2.05)         |            | (2.02)     |            | (1.88)         |            |
| $Postaudit_{i,t-1} \times Treated$ |                  | 0.5452 ** |                | 0.2547 **  |            | 0.7754 **  |                | 1.8172 **  |
|                                    |                  | (1.97)    |                | (2.09)     |            | (2.26)     |                | (1.96)     |
| Controls                           | 控制               | 控制        | 控制             | 控制         | 控制         | 控制         | 控制             | 控制         |
| N                                  | 560              | 560       | 384            | 384        | 560        | 560        | 384            | 384        |
| Pseudo R <sup>2</sup>              | 0.1327           | 0.1588    | 0.2823         | 0.3105     | 0.1993     | 0.2147     | 0.3047         | 0.3035     |
| Wald chi <sup>2</sup>              | 73.98 ***        | 88.79 *** | 120.57 ***     | 149.69 *** | 100.11 *** | 107.83 *** | 107.82 ***     | 131.09 *** |

  

| 变量                                 | Panel B 改变回归方法    |            |            |            |                   |            |            |            |
|------------------------------------|-------------------|------------|------------|------------|-------------------|------------|------------|------------|
|                                    | 业绩承诺可靠性           |            |            |            |                   |            |            |            |
|                                    | 全部并购重组样本          |            |            |            | 剔除业绩达标在5%以内的样本    |            |            |            |
| $Postaudit_{i,t} \times Treated$   | 0.8992 *** (3.09) |            |            |            | 1.0377 *** (3.02) |            |            |            |
| $Postaudit_{i,t-1} \times Treated$ |                   |            |            |            | 1.1450 *** (3.48) |            |            |            |
|                                    |                   |            |            |            | 1.1848 *** (3.32) |            |            |            |
| Controls                           | 控制                | 控制         | 控制         | 控制         | 控制                | 控制         | 控制         | 控制         |
| N                                  | 560               | 560        | 384        | 384        | 560               | 560        | 384        | 384        |
| Pseudo R <sup>2</sup>              | 0.1928            | 0.1928     | 0.1483     | 0.1483     | 0.2907            | 0.2907     | 0.3307     | 0.3307     |
| Wald chi <sup>2</sup>              | 111.32 ***        | 111.32 *** | 104.08 *** | 104.08 *** | 129.57 ***        | 129.57 *** | 145.96 *** | 145.96 *** |

  

| 变量                                 | Panel C 分组回归检验                |           |                |            |                               |           |                |           |
|------------------------------------|-------------------------------|-----------|----------------|------------|-------------------------------|-----------|----------------|-----------|
|                                    | 业绩承诺可靠性                       |           |                |            |                               |           |                |           |
|                                    | 经济发展较快的样本组 ( $Economic = 1$ ) |           |                |            | 经济发展放缓的样本组 ( $Economic = 0$ ) |           |                |           |
|                                    | 全部并购重组样本                      |           | 剔除业绩达标在5%以内的样本 |            | 全部并购重组样本                      |           | 剔除业绩达标在5%以内的样本 |           |
| $Postaudit_{i,t} \times Treated$   | 2.3792 **                     |           | 0.2155 ***     |            | 0.1851 *                      |           | 0.8606 *       |           |
|                                    | (2.34)                        |           | (3.38)         |            | (1.66)                        |           | (1.91)         |           |
| $Postaudit_{i,t-1} \times Treated$ |                               | 2.3814 ** |                | 0.2209 *** |                               | 0.5856 *  |                | 0.8376 ** |
|                                    |                               | (2.18)    |                | (3.33)     |                               | (1.69)    |                | (2.12)    |
| Controls                           | 控制                            | 控制        | 控制             | 控制         | 控制                            | 控制        | 控制             | 控制        |
| N                                  | 213                           | 213       | 124            | 124        | 347                           | 347       | 260            | 260       |
| Pseudo R <sup>2</sup>              | 0.4914                        | 0.4216    | 0.6708         | 0.7202     | 0.1170                        | 0.1404    | 0.1385         | 0.1538    |
| Wald chi <sup>2</sup>              | 48.91 ***                     | 69.72     | 155.04 ***     | 164.86 *** | 47.84 ***                     | 51.21 *** | 43.51 ***      | 47.57 *** |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内是经个体和年份双重 cluster 调整后的 z 值。

表8 平行趋势检验

| 时间趋势变量                | 业绩承诺可靠性         |                 |
|-----------------------|-----------------|-----------------|
|                       | 全部并购重组样本        | 剔除业绩达标在5%以内的样本  |
| $Before_1$            | -0.0297 (-0.45) | -0.0583 (-0.71) |
| $Before_2$            | 0.0105 (0.14)   | 0.1001 (0.75)   |
| $Before_3$            | -0.0510 (-0.47) | 0.0092 (0.06)   |
| $Before_4$            | -0.1915 (-1.27) | -0.1547 (-0.69) |
| $Before_5$            | 0.2962 (0.74)   | 0.5105 (1.11)   |
| Controls              | 控制              | 控制              |
| N                     | 560             | 384             |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.1707          | 0.3170          |
| Wald chi <sup>2</sup> | 92.94 ***       | 142.63 ***      |

3. 倾向得分匹配(PSM)。尽管本文利用倾向得分匹配法(PSM)对接受过政府审计监管的中央国有企业样本进行了1:1最近邻匹配,但前文的匹配是以公司层面的基本特征为协变量进行的,可能忽略了并购重组交易特征变量的影响。在此,本文采用改变匹配方法和变换匹配特征变量的方式重新构造新的样本进行检验。首先,以前文控制变量中的交易对价支付方式(*Pay*)、是否聘请独立财务顾问(*Con*)、并购是否为关联交易(*Relate*)作为识别特征,将被审计署审计过的中央国有企业样本作为实验组,未被审计过的样本作为控制组,对实验组和控制组数据进行核匹配,从未被审计的央企中构造一个不同的控制组样本。前文最近邻匹配是从样本中选择与实验组倾向得分差异最小的个体进行匹配,得到的匹配结果为最近的部分个体构成控制组样本;而核匹配是采用整体匹配法,将实验组样本与由未接受过政府审计的所有样本计算得出的一个估计效果进行配对,其中估计效果由实验组个体得分值与控制组所有样本得分值加权平均获得,权数利用核函数计算得出。其次,对匹配后的样本进行平衡性检验,表10中的Panel A为倾向得分匹配后的样本检验结果,可以看出匹配后实验组与控制组之间的系统性差异均不显著,符合PSM的平衡性假设。最后,采用匹配之后的新样本进行回归,由表10中Panel B的回归结果可知,政府审计监督的回归系数依旧显著为正,前文研究结论具有可信性。

### 五、进一步研究

#### (一) 政府审计对业绩承诺可靠性的影响机制分析

前文已经验证了政府审计能够促进央企并购重组业绩承诺可靠性的提升,那么这一影响链条中的内在作用机制又是怎样的呢?首先,政府审计在审计过程中具有强有力的“监”和“督”的作用,采用诸如管理层经济责任审计、并购项目跟踪审计以及业绩承诺专项审计等方法,通过对企业集团全方位的系统审查来揭示其存在的问题,进而有针对性地惩罚或指导企业整改落实,通过政府审计的“监督”效应来提升并购绩效和业绩承诺可靠性。其次,来自独立第三方的政府审计机关能否通过审查监管次数的增多,对被审计单位产生显著的“增量”效应,更加有效地提升其并购业绩表现,使得业绩承诺可靠性更强呢?最后,在政府审计监管发生以前,实际上其他未被审计的企业同样存在被审计署审计的可能性,而审计事件发生后,其他未被审计的同行业企业也能够通过被审计公司的审计结果公告观察并意识到自身可能存在的类似并购问题。此时,政府审计能否发挥“溢出”效应,对未被审计央企的业绩承诺可靠性产生影响呢?

本文设置以下变量对政府审计促进企业并购重组业绩承诺的作用机制进行研究。(1)政府审计的“监督”效应(*Supervision*),其中“监”体现为政府审计机关查出国企违法违规问题的条数(*Question*),“督”体现为是否向纪检监察部门移送涉嫌犯罪案件线索(*Ifys*),如果移送取值为1,否则为0。(2)政府审计的“增量”效应(*Incremental*),采用审计署在样本期内对上市公司审计介入的次数来衡量。本文对以上两个效应的影响机制研究分别将 *Supervision*、*Postaudit* × *Treated* 和 *Postaudit* × *Treated* × *Supervision* 以及 *Incremental*、*Postaudit* × *Treated* 和

表9 安慰剂检验

| Panel A 虚拟政府审计样本  |                    |           |
|---|--------------------|-----------|
| 变量  | 业绩承诺可靠性            |           |
| <i>Postaudit</i> <sub><i>i,t</i></sub> × <i>Treated</i>   | -0.0129<br>(-0.04) |           |
| <i>Postaudit</i> <sub><i>i,t-1</i></sub> × <i>Treated</i> | -0.2214<br>(-0.37) |           |
| <i>Controls</i>   | 控制                 | 控制        |
| N   | 560                | 560       |
| Pseudo R <sup>2</sup>                                     | 0.1208             | 0.1702    |
| Wald chi <sup>2</sup>                                     | 67.35***           | 75.95***  |
| Panel B 虚拟政府审计年份  |                    |           |
| <i>Postaudit</i> <sub><i>i,t</i></sub> × <i>Treated</i>   | -0.8922<br>(-0.74) |           |
| <i>Postaudit</i> <sub><i>i,t-1</i></sub> × <i>Treated</i> | -0.0548<br>(-0.21) |           |
| <i>Controls</i>   | 控制                 | 控制        |
| N   | 560                | 560       |
| Pseudo R <sup>2</sup>                                     | 0.1904             | 0.1889    |
| Wald chi <sup>2</sup>                                     | 106.21***          | 105.36*** |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内是经个体和年份双重 cluster 调整后的 z 值。

表10 倾向得分匹配(PSM)检验结果

| Panel A 倾向得分匹配后样本的平衡性检验 |     |         |        |         |       |         |
|-------------------------|-----|---------|--------|---------|-------|---------|
| 匹配变量                    | 样本  | 均值差异性检验 |        | 标准化差异检验 |       | T 值     |
|                         |     | 实验组     | 控制组    | 偏差率(%)  | 降幅(%) |         |
| <i>Pay</i>              | 匹配前 | 0.5824  | 0.3894 | 39.3    | 87.6  | 4.40*** |
|                         | 匹配后 | 0.5840  | 0.6079 | -4.9    |       | -0.67   |
| <i>Con</i>              | 匹配前 | 0.7367  | 0.7157 | 4.7     | 50.0  | 0.53    |
|                         | 匹配后 | 0.7360  | 0.7255 | 2.3     |       | 0.32    |
| <i>Relate</i>           | 匹配前 | 0.6170  | 0.5842 | 6.7     | 67.1  | 0.75    |
|                         | 匹配后 | 0.6160  | 0.6268 | -2.2    |       | -0.30   |

  

| Panel B 政府审计与并购重组业绩承诺可靠性的回归结果                             |                    |                    |                     |                     |
|---|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 变量  | 业绩承诺可靠性            |                    |                     |                     |
|   | 全部并购重组样本           |                    | 剔除业绩达标在5%以内的样本      |                     |
| <i>Postaudit</i> <sub><i>i,t-2</i></sub> × <i>Treated</i> | 0.5304**<br>(2.15) |                    | 0.7121***<br>(2.59) |                     |
| <i>Postaudit</i> <sub><i>i,t-3</i></sub> × <i>Treated</i> |                    | 0.6405**<br>(2.17) |                     | 1.1282***<br>(3.02) |
| <i>Controls</i>   | 控制                 | 控制                 | 控制                  | 控制                  |
| N   | 557                | 557                | 377                 | 377                 |
| Pseudo R <sup>2</sup>                                     | 0.1095             | 0.1251             | 0.1853              | 0.2190              |
| Wald chi <sup>2</sup>                                     | 59.07***           | 71.03***           | 82.64***            | 99.70***            |



$Postaudit \times Treated \times Incremental$  作为解释变量,业绩承诺可靠性作为被解释变量,代入模型中进行检验。(3)政府审计的“溢出”效应(Overflow),参考褚剑等的做法<sup>[39]</sup>,本文重新设定两个变量:一是未被审计企业哑变量  $Nonaudit$ ,国有上市公司未被审计署审计过取值为1,被审计署审计过取值为0;二是同行业企业被审计前后哑变量  $IndPost$ ,在样本企业当年接受政府审计以后,与该企业处于同一行业的样本均取值为1,否则为0。同样,此处我们将  $Nonaudit$ 、 $IndPost$  和  $Nonaudit \times IndPost$  作为解释变量,业绩承诺可靠性作为被解释变量,代入原模型中检验政府审计监督的“溢出”效应。

在表11的回归结果中,第(1)列中交互项  $Postaudit \times Treated \times Supervision$  的回归系数分别在5%和10%水平上显著为正,说明审计署监控查处的违法违规问题较多,将线索移送至纪检等部门督查都促进了政府审计对国有企业业绩承诺可靠性的提升,政府审计能够通过“监督”效应提升中央国有企业业绩承诺可靠性。第(2)列中交互项  $Postaudit \times Treated \times Incremental$  的回归系数在10%水平上显著为正,说明审计署的审计介入次数越多,企业的并购重组业绩承诺可靠性越强,政府审计越能通过“增量”效应提升企业业绩承诺可靠性。第(3)列中交互项  $IndPost \times Nonaudit$  的系数并不显著,说明政府审计虽然对被审计企业业绩承诺达标起到了积极的促进作用,但并没能将这种良好的作用效果间接传递至同行业的其他企业,没有产生政府审计所期待的“溢出”效应。

(二)政府审计对业绩承诺可靠性的经济后果分析

### 1. 政府审计监督、业绩承诺可靠性与企业长期绩效表现

我国国有企业进行并购重组的初衷是通过整合市场资源、提高产能利用率来寻求更高质量的发展,那么在达到并购标的业绩承诺目标以后,政府审计的监管和引导对于企业集团的长期绩效表现是否也能够起到积极的促进作用?这种良好的业绩状态能否得以不断延续?还是管理层仅仅通过一些类似盈余管理的暂时性手段应付了政府审计的督查,并没有从实质上提升企业集团的真正业绩表现?显然,这些是值得我们进一步研究的问题,研究结果对于政府审计的实质性监管效果以及企业未来可持续健康发展具有重要的理论和现实意义。

借鉴宋贺和段军山的研究<sup>[19]</sup>,本文分别以并购重组后企业集团业绩承诺期结束后三年的净资产收益率增长率( $\Delta ROE\%$ )和总资产收益率增长率( $\Delta ROA\%$ )的平均值来表示净资产收益率和总资产收益率的相对变化,以此来衡量企业长期并购绩效表现。鉴于数据的可得性,本文剔除了并购业绩承诺期在2018年及以后的样本,对业绩承诺期在2012—2017年的中央国有企业样本进行研究。我们将全部样本按照业绩承诺是否达标进行分组研究,更加直观且有针对性地观察不同样本后续的长期绩效表现。从表12中可以看出,在业绩承诺可靠( $R=1$ )的样本组中,政府审计的回归系数均显著为正,而在业绩承诺不可靠( $R=0$ )的样本组中,政府审计的回归系数没能通过显著性测试。另外,业绩承诺可靠与否的样本组间系数差异检验也在10%或5%显著性水平上拒绝了零假设,说明政府审计对企业长期绩效表现的确存在异质性影响。政府审计在并购重组业绩承诺可靠的样本中显著提升了其长期绩效表现,即使在业绩承诺期以后也仍然保持了良好的绩效增长态势,但在业绩承诺不可靠的样本中对其长期绩效的促进效果并不明显。因此,政府审计监管实际上在有针对性地促进并购重组企业业绩承诺达标的基础上,对其长期绩效增长起到了积极的推动作用。

表11 政府审计对业绩承诺可靠性的影响机制检验

| 变量  | 业绩承诺可靠性           |                    |                   |                    |
|---|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|   | (1)               | (2)                | (3)               |                    |
|   | “监”的效应            | “督”的效应             | “增量”效应            | “溢出”效应             |
| $Supervision$                                 | 0.0059<br>(0.55)  | 0.0418<br>(0.15)   |                   |                    |
| $Postaudit \times Treated$                    | 0.1287<br>(0.37)  | -0.1191<br>(-0.44) |                   |                    |
| $Postaudit \times Treated \times Supervision$ | 0.0271*<br>(1.80) | 0.8636**<br>(2.08) |                   |                    |
| $Incremental$                                 |                   |                    | 0.2851<br>(1.19)  |                    |
| $Postaudit \times Treated$                    |                   |                    | 0.1782<br>(0.45)  |                    |
| $Postaudit \times Treated \times Incremental$ |                   |                    | 0.6276*<br>(1.75) |                    |
| $IndPost$                                     |                   |                    |                   | 1.0444<br>(0.97)   |
| $Nonaudit$                                    |                   |                    |                   | -1.0967<br>(-1.00) |
| $IndPost \times Nonaudit$                     |                   |                    |                   | -0.0688<br>(-0.25) |
| $Controls$                                    | 控制                | 控制                 | 控制                | 控制                 |
| N   | 560               | 560                | 560               | 560                |
| Pseudo R <sup>2</sup>                         | 0.1945            | 0.2207             | 0.2267            | 0.1703             |
| Wald chi <sup>2</sup>                         | 103.73***         | 117.60***          | 118.36***         | 94.96***           |

表 12 政府审计监督、业绩承诺可靠性与企业长期绩效表现

| 变量                                 | 长期绩效表现                                 |                    |  |                    |  |                    |  |                  |
|------------------------------------|--|--------------------|--|--------------------|--|--------------------|--|------------------|
|                                    | 净资产收益率增长率( $\Delta ROE\%$ )            |                    |  |                    | 总资产收益率增长率( $\Delta ROA\%$ )            |                    |  |                  |
|                                    | $R=1$                                  | $R=0$              | $R=1$                                  | $R=0$              | $R=1$                                  | $R=0$              | $R=1$                                  | $R=0$            |
| $Postaudit_{i,t} \times Treated$   | 1.9611**<br>(2.05)                     | -1.3569<br>(-1.09) |  |                    | 0.1568*<br>(1.85)                      | -0.0052<br>(-0.05) |  |                  |
| $Postaudit_{i,t-1} \times Treated$ |  |                    | 1.4459*<br>(1.70)                      | -0.4693<br>(-0.67) |  |                    | 0.2715**<br>(2.32)                     | 0.2601<br>(1.33) |
| Controls                           | 控制                                     | 控制                 | 控制                                     | 控制                 | 控制                                     | 控制                 | 控制                                     | 控制               |
| N                                  | 374                                    | 85                 | 374                                    | 85                 | 374                                    | 85                 | 374                                    | 85               |
| Adj. R <sup>2</sup>                | 0.2155                                 | 0.7371             | 0.4908                                 | 0.7967             | 0.1861                                 | 0.2689             | 0.1374                                 | 0.2083           |
| F                                  | 3.52                                   | 7.44               | 14.86                                  | 17.71              | 8.11                                   | 3.81               | 4.57                                   | 3.63             |
| 组间系数差异的显著性<br>检验                   | chi2(1) = 7.88<br>Prob > chi2 = 0.0050 |                    | chi2(1) = 4.27<br>Prob > chi2 = 0.0388 |                    | chi2(1) = 6.33<br>Prob > chi2 = 0.0118 |                    | chi2(1) = 3.65<br>Prob > chi2 = 0.0561 |                  |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为经过 White 修正后的  $t$  值。下同。

## 2. 政府审计、业绩承诺可靠性与企业商誉减值风险

在企业并购重组交易过程中,常常伴随着账面商誉的增加,但一旦商誉突发减值,就有可能对公司的利润产生极大的影响。事实上,并购重组事件中商誉减值风险的累积无处不在且很难消除。一方面,并购双方存在信息不对称,特别是并购方无法对标的企业未来超额收益的潜在价值进行准确的预估,从一开始对商誉的计量就存在一定的偏差;另一方面,商誉减值的计提具有很强的主观性<sup>[40]</sup>,管理层出于机会主义的自利动机<sup>[41]</sup>,通常会对商誉减值的时机进行操控,直至风险积聚到无法隐瞒的极限时,才以“洗大澡”的方式一次性计提所有的减值,而实际上在计提减值之前企业的经营状态早已蕴藏危机。那么,政府审计监管能否在提升并购标的企业业绩承诺可靠性的基础上,追踪审查至承诺期以后的商誉减值计提层面,通过在业绩承诺期内稳步推进盈利能力的提升,进一步抑制其后续商誉“暴雷”风险?还是与之相反,承诺期一经结束,标的企业不再对公司的业绩负有责任,便立马出现业绩下滑的现象,导致上市公司一次性提取更多的减值准备?

参考原红旗等的研究<sup>[42]</sup>,本文分别采用被审单位在业绩承诺期后一年计提的商誉减值准备占上年年末总资产的比重( $GWI_1$ )和业绩承诺期后一年计提的商誉减值准备占上年年末商誉余额的比重( $GWI_2$ )来衡量商誉减值计提带来的风险。鉴于数据的可得性,本文剔除了并购业绩承诺期在 2020 年的样本,对并购重组业绩承诺期在 2012—2019 年的中央国有企业进行研究。表 13 中的结果显示,当以并购业绩承诺期以后的商誉减值风险作为被解释变量时,政府审计的回归系数在业绩承诺达标( $R=1$ )的样本组中显著为负,而在业绩承诺未达标( $R=0$ )的样本组中并不显著。同样,业绩承诺可靠与否的两组样本组间系数差异检验也证实了政府审计监管对不同央企样本的商誉减值风险存在异质性影响。因此,政府审计能够在提升企业业绩承诺可靠性的基础上,进一步降低其承诺期后续可能存在的商誉减值风险。但是,对于未能达到业绩承诺指标的样本,由于自身经营管理存在一些问题,政府审计对其商誉减值风险的降低作用并不明显。

表 13 政府审计监督、业绩承诺可靠性与企业商誉减值风险

| 变量                                 | 商誉减值风险                                 |                  |  |                    |  |                    |  |                    |
|------------------------------------|--|------------------|--|--------------------|--|--------------------|--|--------------------|
|                                    | 商誉减值准备与上期末资产的比值( $GWI_1$ )             |                  |  |                    | 商誉减值准备与上期末商誉余额的比值( $GWI_2$ )           |                    |  |                    |
|                                    | $R=1$                                  | $R=0$            | $R=1$                                  | $R=0$              | $R=1$                                  | $R=0$              | $R=1$                                  | $R=0$              |
| $Postaudit_{i,t} \times Treated$   | -0.0032***<br>(-3.23)                  | 0.0003<br>(0.53) |  |                    | -0.0328**<br>(-2.30)                   | -0.0240<br>(-0.68) |  |                    |
| $Postaudit_{i,t-1} \times Treated$ |  |                  | -0.0027*<br>(-1.89)                    | -0.0005<br>(-0.20) |  |                    | -0.0454**<br>(-1.96)                   | -0.0154<br>(-0.17) |
| Controls                           | 控制                                     | 控制               | 控制                                     | 控制                 | 控制                                     | 控制                 | 控制                                     | 控制                 |
| N                                  | 441                                    | 106              | 441                                    | 106                | 441                                    | 106                | 441                                    | 106                |
| Adj. R <sup>2</sup>                | 0.3950                                 | 0.7785           | 0.2669                                 | 0.7367             | 0.1576                                 | 0.2404             | 0.1804                                 | 0.3242             |
| F                                  | 8.92                                   | 10.68            | 6.26                                   | 12.84              | 7.30                                   | 2.71               | 5.48                                   | 8.20               |
| 组间系数差异的显著性<br>检验                   | chi2(1) = 6.76<br>Prob > chi2 = 0.0093 |                  | chi2(1) = 3.06<br>Prob > chi2 = 0.0805 |                    | chi2(1) = 4.09<br>Prob > chi2 = 0.0431 |                    | chi2(1) = 3.37<br>Prob > chi2 = 0.0666 |                    |

## 六、研究结论与政策启示

本文以我国沪深 A 股非金融类中央国有上市公司 2012—2020 年的数据为样本,将审计署实施的审计监管

作为一个准自然实验,利用多时点双重差分模型实证检验了政府审计对国有企业并购重组业绩承诺可靠性的影响和作用机制。研究发现,政府审计的实施能够显著提升中央国有企业并购重组业绩承诺可靠性水平。进一步的机制检验结果表明,政府审计能够通过“监督”效应和“增量”效应促进国有企业并购业绩承诺可靠性的提升,但并没有对未接受审计的同行业企业产生很好的“溢出”效应。在经济后果上,政府审计显著提升了业绩承诺达标企业的长期绩效表现,同时降低了其商誉减值风险。

本文可能的政策启示在于:政府审计有效提升了国有企业并购重组过程中业绩承诺践行的可靠性,并帮助被审计企业提升了其长期盈利水平和抗风险能力,这一经验证据有助于审计署更加坚定地开展政府审计对企业的监管和治理工作。当然,政府审计对企业并购业绩承诺的作用效果也是有限的,只对接受过审计监管的企业起到了良好的促进作用,并没能将这种效应“溢出”至同行业其他企业。因此,政府审计应加大监管实施的力度和连续审计的频次,积极推进对国有资产审计监督的全覆盖,尽可能地建立国有资本审计常态化制度,并充分发挥社会力量以及相关纪检监察部门的协助作用,提升对国有企业并购重组交易行为的高效监管。此外,业绩承诺可靠性能够助推政府审计对并购重组企业后续长期经济表现的提升作用,因此应该强化金融服务机构以及有关部门对企业业绩承诺达成的管控,在实现并购企业高质量发展的同时保障广大投资者的权益,铲除资产泡沫和资本套利的土壤,发挥并购交易的资源配置功能。

#### 参考文献:

- [1] Patschreck N F, Wöhrmann S A. Contract design as a risk management tool in corporate acquisitions: Theoretical foundations and empirical evidence[J]. *Journal of Management Control*, 2015, 26(4): 279-316.
- [2] 沈华玉, 王行, 吴晓晖. 标的公司的信息不对称会影响业绩承诺吗? [J]. *管理科学学报*, 2019(10): 82-100.
- [3] Zhai J, Wang Y. Accounting information quality, governance efficiency and capital investment choice[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2016, 9(4): 251-266.
- [4] 徐莉萍, 关月琴, 辛宇. 控股股东股权质押与并购业绩承诺——基于市值管理视角的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2021(1): 136-154.
- [5] 王竞达, 范庆泉. 上市公司并购重组中的业绩承诺及政策影响研究[J]. *会计研究*, 2017(10): 71-77+97.
- [6] 于迪, 宋力, 侯巧铭. 管理者认知能力与并购业绩承诺的实现——基于业绩补偿方式中介效应和股权激励调节效应[J]. *财经问题研究*, 2019(12): 137-143.
- [7] Bruslerie H D, Latrous I. Ownership structure and debt leverage: Empirical test of a trade-off hypothesis on french firms[J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2012, 22(4): 111-130.
- [8] 余玉苗, 冉月. 并购支付方式、目标方参与公司治理与业绩承诺实现[J]. *当代财经*, 2020(3): 137-148.
- [9] 窦炜, Sun H, 郝颖. “高溢价”还是“高质量”? ——我国上市公司并购重组业绩承诺可靠性研究[J]. *经济管理*, 2019(2): 156-171.
- [10] 武恒光, 马丽伟, 李济博. 企业并购重组中共有审计师与并购业绩承诺[J]. *审计研究*, 2020(3): 95-104.
- [11] 李维安, 陈钢. 高管持股、会计稳健性与并购绩效——来自沪深A股上市公司的经验证据[J]. *审计与经济研究*, 2015(4): 3-12.
- [12] 傅祥斐, 崔永梅, 赵立彬. 监管问询函有风险预警作用吗? ——基于证券交易所重组问询函的证据[J]. *证券市场导报*, 2020(8): 12-21.
- [13] Chan K, Chen H K, Hu S Y. Share pledges and margin call pressure[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 52(5): 96-117.
- [14] Bringselius L. Efficiency, economy and effectiveness—But what about ethics? Supreme audit institutions at a critical juncture[J]. *Public Money and Management*, 2018, 38(2): 105-110.
- [15] 郭檬楠, 郭金花. 国家审计监督能降低国企过度负债吗? ——基于国家审计与社会审计协同的视角[J]. *上海财经大学学报*, 2020(6): 95-109.
- [16] Hue V D. The role of supreme audit institutions in enhancing effectiveness of public expenditure management[J]. *International Public Management Review*, 2014, 2(15): 77-90.
- [17] Maureen F, McNichols S, Stubben R. The effect of target-firm accounting quality on valuation in acquisitions[J]. *Review of Accounting Studies*, 2015, 20(1): 110-140.
- [18] Cai Y, Kim Y J, White H D. Common auditors in M&A transactions[J]. *Journal Accounting and Economics*, 2016, 61(1): 77-99.
- [19] 宋贺, 段军山. 财务顾问与企业并购绩效[J]. *中国工业经济*, 2019(5): 155-173.
- [20] 徐虹, 林钟高, 芮晨. 产品市场竞争、资产专用性与上市公司横向并购[J]. *南开管理评论*, 2015(3): 48-59.
- [21] Cain M D, Denis D J, Denis D K. Earnings: A study of financial contracting in acquisition agreements[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51(1-2): 151-170.
- [22] 吕长江, 韩慧博. 业绩补偿承诺、协同效应与并购收益分配[J]. *审计与经济研究*, 2014(6): 3-13.
- [23] Allee K D, Wangerin D. Auditor monitoring and verification in financial contracts: Evidence from earnouts and SFAS 141(R)[J]. *Review of Accounting Studies*, 2018, 23(4): 1629-1664.

- [24] Song D J, Su C, Yang N S. Performance commitment in acquisitions, regulatory change and market crash risk-evidence from China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, 57(8): 10-52.
- [25] Kyriacou K, Luente K B, Mase B. Private information in executive stock option trades; Evidence of insider trading in the UK[J]. *Economica New Series*, 2010, 77(308): 751-774.
- [26] 潘红波, 饶晓琼, 张哲. 并购套利观: 来自内部人减持的经验证据[J]. *经济管理*, 2019(3): 107-123.
- [27] 池国华, 杨金, 谷峰. 媒体关注是否提升了政府审计功能? ——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. *会计研究*, 2018(1): 53-59.
- [28] 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.
- [29] Nguyen M C, Tran M D. Determinants affecting audit quality[J]. *International Journal of Government Auditing*, 2019, 46(3): 15-16.
- [30] 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.
- [31] 池国华, 郭芮佳, 王会金. 政府审计的内部控制改善功能能够增强制度反腐效果吗——基于中央企业控股上市公司的实证分析[J]. *会计研究*, 2021(1): 179-189.
- [32] 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.
- [33] 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.
- [34] 郭檬楠, 吴秋生, 郭金花. 国家审计、社会监督与国有企业创新[J]. *审计研究*, 2021(2): 25-34.
- [35] 陈茹, 张金若, 王成龙. 国家审计改革提高了地方国有企业全要素生产率吗? [J]. *经济管理*, 2020(11): 5-22.
- [36] 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.
- [37] 杨开元, 霍晓艳, 刘斌. 国家审计能降低国有企业审计风险吗? ——来自省以下审计机关人财物管理改革的准自然实验[J]. *审计与经济研究*, 2022(1): 25-32.
- [38] Chan L H, Chen K, Chen T Y, et al. The effects of firm-initiated clawback provisions on earnings quality and auditor behavior[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2012, 54(2-3): 180-196.
- [39] 褚剑, 方军雄, 秦璇. 政府审计能促进国有企业创新吗? [J]. *审计与经济研究*, 2018(6): 10-21.
- [40] Ramanna K, Watts R L. Evidence on the use of unverifiable estimates in required goodwill impairment[J]. *Review of Accounting Studies*, 2012, 17(4): 749-780.
- [41] Cheng Y D, Peterson K S. Admitting mistakes pays: The long term impact of goodwill impairment write-offs on stock prices[J]. *Journal of Economics and Finance*, 2017, 41(2): 311-329.
- [42] 原红旗, 高翀, 施海娜. 企业并购中的业绩承诺和商誉减值[J]. *会计研究*, 2021(4): 60-77.

[责任编辑:王丽爱]

## Can Government Audit Improve the Reliability of Performance Commitment of SOEs' M&A? Empirical Evidence Based on the Announcement of Audit Results of Central Enterprises by the National Audit Office

DOU Wei<sup>a,b</sup>, ZHANG Shumin<sup>a</sup>

(a. School of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070;

b. Institute of Modern Agricultural Economics, Huazhong Agricultural University, Wuhan, 430070)

**Abstract:** Taking the data of A-share state-owned listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2020 as a sample, this paper takes the audit supervision events implemented by the national audit office as a quasi natural experiment, and empirically tests the impact and mechanism of government audit on the reliability of performance commitment in SOEs' M & A and major asset reorganization through multi-time point double difference model. The results show that: (1) The implementation of government audit can significantly improve the reliability of performance commitment of M&A of state-owned enterprises. This conclusion has been effectively verified in all M&A samples and samples excluding performance standards within 5%. And it is still established after a variety of robustness and endogenous tests. (2) Further mechanism test shows that government audit can promote the reliability of performance commitment of M&A of state-owned enterprises through its "supervision" effect, and "incremental" effect. However, it does not have a good "spillover" effect on the same industry enterprises that have not been audited. (3) In terms of the economic consequences after the agreed period of performance commitment, government audit significantly improves the long-term performance of enterprises with performance commitment, and reduces the risk of goodwill impairment. However, the impact on enterprises with performance commitment is not obvious.

**Key Words:** government audit; reliability of performance commitment; announcement of audit results; long term performance; goodwill impairment risk; quality of social audit; related transactions