

# 地方审计体制改革：“治理监督” 还是“放任自流”？

## ——来自地方国有企业并购重组业绩承诺 可靠性的经验证据

王鑫鑫<sup>1</sup>, 张书敏<sup>2</sup>, 窦炜<sup>2</sup>

(1. 武汉科技大学 管理学院, 湖北 武汉 430081; 2. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)

**摘要:**文章以2015年末我国实施的省以下审计机关人财物试点改革作为准自然实验,选取2012—2020年沪深两市A股地方国有并购重组企业为样本,利用双重差分模型实证检验地方审计体制改革的治理监督作用对地方国有企业并购重组业绩承诺可靠性的影响。研究发现:(1)地方审计改革能够显著提升政府审计的治理监督作用,提高地方国有企业并购交易中的业绩承诺可靠性;(2)基于地方审计改革力度的异质性检验发现,干部人事、机构编制和经费资产管理等方面的改革举措力度越大,对地方国有企业并购业绩承诺的监管效果越好;(3)在地方审计改革监督效果提升的作用渠道分析中,政府审计能够通过加强其对违规问题的揭示和处罚更好地治理并购业绩承诺可靠性问题,但相关建议和指导并未能发挥显著的强化作用;(4)就地方审计改革对业绩承诺可靠性的影响机制而言,政府审计能够从业绩“失诺”现象产生的动因及显性表征切入,通过对并购溢价和大股东减持问题的治理,促进业绩承诺可靠性的提高。文章为推进审计管理体制的改革提供了经验证据。

**关键词:**地方审计改革;业绩承诺可靠性;改革力度与作用渠道;并购溢价;大股东减持

**中图分类号:**F239.4;F832.51 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2023)01-0049-15

### 一、引言

作为党和国家监督治理体系的重要组成部分,政府审计以维护国家经济安全和社会稳定运行为首要目标,在促进国有资本保值增值、推动国有企业高质量发展等方面发挥着重要作用(刘家义,2015)。在我国,与国家审计署对央企进行审计不同,地方国有企业按照行政级别通常接受地方审计机构的监督。国家审计署是国务院直属机构,对央企审查的独立性极强,审计过程不会受到其他组织的干预,从而保障审计监管的治理效果。但是,地方审计机关同时接受来自本级人民政府和上级审计机关的“双重领导”,对地方国企实施审计监察时,很难摆脱来自地方政府的行政干预。地方政府出于政绩考核和经济发展的需要,有足够的动机和能力对地方审

收稿日期:2022-08-01

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:王鑫鑫(1980—),男,湖北竹溪人,武汉科技大学管理学院副教授;

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;

窦炜(1979—),男,湖北武汉人,华中农业大学经济管理学院教授。

计机构施加影响(Liu和Lin, 2012)。

由此,中共中央办公厅、国务院办公厅于2015年12月颁布了《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》(下称《框架意见》)及相关配套文件<sup>①</sup>,明确提出探索省以下地方审计机关人财物管理改革(下称“地方审计改革”)。具体表现为,人事上“加强对省以下审计机关干部任免和考核的管理”;项目上“省以下审计机关审计项目计划由省级审计机关统一管理”;经费上要求“地方审计机关的经费预算、资产由省级有关部门统一管理”。这些改革措施都旨在强化国家审计署对地方审计机关的垂直业务领导,弱化地方人民政府对地方审计机关的行政干预,从而全面提升地方审计机构的审计监管效果。现有若干文献探索了地方审计改革治理对企业全要素生产率、税收征管、审计风险及地方政府公务接待费用的积极影响(陈茹等, 2020; 王成龙等, 2018; 杨开元等, 2022; 张琦和孙旭鹏, 2021),尚未关注到当前地方国企重大并购投资中严重影响资本市场稳健发展的业绩“失诺”问题。

针对并购交易,证监会先后于2008年<sup>②</sup>和2014年<sup>③</sup>颁布并修订的《上市公司重大资产重组管理办法》明确指出“上市公司以并购重组方式购买资产,标的方应对其未来经营业绩作出承诺,在重组实施完毕后3年内的年度报告中单独披露相关资产的实际盈利数与利润预测数的差异情况”。业绩承诺协议制定的初衷是规范并购双方的交易行为,提升重组后企业的业绩表现。但事实上,我国资本市场并购交易承诺到期后的业绩“变脸”事件屡见不鲜(Zhai和Wang, 2016),标的方制造“积极”的信号抬高股价(Song等, 2019),内部人则通过高位减持套现(潘红波等, 2019),最终的业绩承诺无法实现,导致股价暴跌(Allee和Wangerin, 2018),外部投资者蒙受巨额损失(Li等, 2019)。

《中华人民共和国国家审计准则》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,进行专项审计调查、监督和评价”。在我国经济转型的特殊阶段,为防范国有资产的流失,增强国有经济竞争力、影响力和抗风险能力,国有企业的并购重组交易,特别是业绩承诺问题已经成为政府审计关注的重点之一。2018年,在被国家审计署实施审计的央企中,约有72%的样本发生了并购交易,且在审计公告中明确指出存在涉及交易估值、风险警示、国有资产流失等重大问题<sup>④</sup>。近期,窦炜和张书敏(2022)也探讨并验证了政府审计监管对中央国有企业并购重组业绩承诺可靠性提升的积极影响。但从地方国企接受审计治理的效力来看,以往国家审计署对央企强制监管的研究结论也可能并不适用于地方国有样本。那么,审计制度改革能否对省以下地方国企并购重组中的业绩“失诺”问题开展有效的治理监督?其内在影响机理和作用机制又是怎样的?本文正是通过对这些问题的关注和分

析,从政府强制监管的角度,研究了省以下审计机关人财物试点改革的实施效果,以促进我国资本市场的有序运行,推动实体经济的健康可持续发展。

本文的创新主要体现在三方面:(1)本文丰富了关于地方审计机构对国企审计治理效果的研究,特别是审计体制改革的实施对企业并购重组中业绩承诺问题的影响,为推进审计管理体制

<sup>①</sup> 详见中华人民共和国中央人民政府官网:中办国办印发《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》及相关配套文件 [http://www.gov.cn/xinwen/2015-12/08/content\\_5021377.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2015-12/08/content_5021377.htm)。

<sup>②</sup> 详见中国证券监督管理委员会官网《上市公司重大资产重组管理办法》(第53号令), <http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101864/c1024660/content.shtml>。

<sup>③</sup> 详见中国证券监督管理委员会官网《上市公司重大资产重组管理办法》(第109号令), <http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101864/c1024606/content.shtml>。

<sup>④</sup> 统计数据来源于中华人民共和国审计署官网,经作者手工查阅整理得到。

渠道进行了深入系统的分析,对现有研究形成了补充和完善;(3)本文进一步从并购溢价和大股东减持的角度,研究了审计体制改革后地方政府审计对地方国有企业并购业绩承诺可靠性水平的内在影响机制,深化和拓展了业绩承诺问题的相关研究。

## 二、理论分析与假设提出

作为审计工作有效开展的基础和保障,“独立性”的增强能够明显提升政府审计的质量和监察效果(Liu和Lin, 2012)。审计体制改革实施以前,地方审计机构在领导人事任免、经费审批和业务管理等方面既受到同级地方政府的领导和干预,又要对地方政府控制的国企进行审查,这显然无法有效保证审计的监管效果(Isaksson和Bigsten, 2012)。《框架意见》颁布实施后,各试点省以下审计机关按照改革要求明显增强了审计干部的人事管理权限,严格落实“试点地区省级机构编制管理部门统一管理本地区审计机关的机构编制,地方审计人员由省级统一招录,上级审计机关要强化对选拔任用环节的审核把关,以及加强对下级审计机关的考核”。这些举措均减少了地方政府的行政干预,增强了地方审计机关的独立性。经过改革后的地方审计机构,在国家审计署的统一部署下,将更有效地实施对地方国企的审计,更能够治理地方国企并购交易中的各种乱象,提升业绩承诺可靠性。

“专业性”的审查和指导是政府审计能够精准发现被审单位存在问题的前提(蔡春等, 2020)。以往地方审计机构的工作人员均由地方政府组织招聘或领导任命,审计业务的专业化水平得不到把控,对企业并购交易中的隐蔽性风险警惕性不够。对此,《框架意见》提出“建立健全审计业务管理制度,试点地区审计机关审计项目计划由省级审计机关统一管理,统筹组织本地区审计机关力量,开展好涉及全局的重大项目审计”,同时“推进审计职业化建设,确保审计队伍的专业化水平”。无论是在统领政府审计项目的总体安排部署方面,还是地方审计队伍的专业管理和职业技能建设等方面都得到了有效的整顿和强化。在地方国企并购交易业绩承诺到期前,通过对其进行严格有效的审计,事先预警后续可能因为业绩不达标而引发的国有资产减值,甚至可能的巨额亏损,需要相当的专业技术手段。这既包括对并购标的资产评估报告等系列投资报告的专业解读,确保并购溢价的合理性,也包括对二级市场股票炒作和大股东“精准减持”等内幕交易行为的持续跟踪审计。因为,并购重组交易中虚高业绩承诺的目的就是通过显著提升并购溢价,引发二级市场的炒作,推高股价后,在业绩承诺到期前实现内部人的“精准减持”行为进行套利(Li等, 2019)。一旦业绩承诺期利润不达标,将引发股价崩盘,给国有资产带来巨额减值的同时,也导致广大中小投资者的严重亏损(窦炜等, 2022)。

审计公告的“权威性”披露和行政处罚力度能够给予被审单位足够的压力和整改动力(Chow等, 2018)。此次审计体制改革使地方审计机关的威慑效力明显增强(王成龙等, 2018; 杨开元等, 2022)。《框架意见》要求“对拒不接受审计监督,阻挠、干扰和不配合审计工作的要依纪依法依规严厉查处”,做到“应审尽审、凡审必严、严肃问责”。具体表现在以下三方面:(1)在追责问责上“建立健全审计与组织人事、纪检监察、公安、检察以及其他有关主管单位的工作协调机制”,“对审计发现的违法违纪问题线索或其他事项,要依法移送纪检、司法机关或相关主管单位”。(2)在领导干部管理上“把审计监督与党管干部结合起来,把审计结果和审计意见,以及整改情况作为领导干部考核、任免、奖惩的重要依据”。(3)在管理制度上“要抓好审计发现问题的整改工作,对整改不力、屡审屡犯的,要与被审计单位主要负责人进行约谈,严格追责问责”,“各地方政府、人大常委会要把审计检查建议与政府、部门预算决算工作结合起来,

听取和审议审计发现问题的整改报告,并公告审计结果和整改情况”。这些严厉的追责问责,甚至移送纪检和司法机关的严重后果,都对被审单位形成了强大的威慑和惩处警示,而且审计结果对社会进行公告,能够通过媒体等渠道严重影响被审单位及其管理层的晋升和声誉(Jian和Wong, 2010)。这些都能够很大程度上抑制地方国企在并购重组交易中的违法违规行,提升业绩承诺可靠性。

因此,地方审计改革的实施能够在保障地方审计机关“独立”监管的基础上,通过“专业”的统筹规划和审调,凭借其“权威性”的行政处罚力度,对地方国企并购“乱象”进行充分的揭示和持续的管控,提升业绩承诺可靠性水平。基于以上分析,本文提出如下研究假设:

H: 地方审计改革能够显著提升政府审计的治理监督作用,提高地方国有企业并购交易中的业绩承诺可靠性水平。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文选取2012—2020年已完成并购重组事件交易,同时约定的业绩承诺已经到期的沪深两市A股地方国有企业为研究样本。考虑到地方审计体制改革相关文件颁布时间为2015年12月,本文选取了审计体制改革前后的2012—2020年作为事件窗口。由于我国审计体制改革主要针对省以下地方审计机关,故本文选取了接受地方审计直接监管的省以下地方国有上市公司为样本。同时,为确保研究结论的可靠性,剔除了ST和\*ST、金融及房地产行业以及数据缺失的样本。为避免极端离群异常值对回归结果稳健性的干扰,对所有连续性变量采用Winsorize方法在1%和99%分位水平上进行缩尾处理后<sup>①</sup>,最终得到593个有效样本观测值。本文研究的财务和并购数据来自CSMAR数据库,进一步研究中2012—2018年政府审计治理强度数据来自各年度的《中国审计年鉴》。

#### (二) 模型设定与变量选取

本文将地方审计体制改革作为一个准自然实验窗口,借鉴Chan等(2012)及陈茹等(2020)的做法,采用双重差分法(DID)进行实证研究。同时,为了减轻遗漏变量或其他不可观测的非时变因素干扰,本文采用双向固定效应DID模型对多期面板数据进行处理,控制了个体和时间固定效应,并对所有回归模型均在公司层面进行了Cluster聚类调整。此外,由于本文的被解释变量企业并购业绩承诺可靠性( $R$ )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来拟合方程,为保证实证检验结果的准确性,本文选择采用最大似然估计法的Logit模型进行研究。

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post \times Treat + \beta_2 Big4 + \beta_3 Advisor + \beta_4 Relate + \beta_5 Pay + \beta_6 Size + \beta_7 Age + \beta_8 Lev + \beta_9 ROE + \beta_{10} Growth + \beta_{11} Top + \beta_{12} TQ + \beta_{13} Cashflow + \beta_{14} Province + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

1. 解释变量: 地方审计监督( $Post \times Treat$ )。(1) $Post$ 为地方审计改革前后的时间虚拟变量,此次审计体制改革涉及的政策《框架意见》文件于2015年12月颁布,本文以2016年作为改革开始的时间节点,样本区间在2016—2020年时, $Post$ 取值为1,否则为0。(2) $Treat$ 为实验组虚拟变量,基于《框架意见》选取了江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南7个省份开展地方审计机关人财物管理改革试点,当研究样本公司注册地在这7个试点省市确定为实验组, $Treat$ 取值为1,否则作为控制组,取值为0。(3) $Post \times Treat$ 为虚拟变量,表示地方审计改革实施的政策净效应。

2. 被解释变量: 业绩承诺可靠性( $R$ )。参考窦炜等(2022)的研究,以及《上市公司重大资产

<sup>①</sup>由于成长性( $Growth$ )这一控制变量的极值差距较大,特别对此进行了5%和95%分位的缩尾处理。

重组管理办法》中关于业绩承诺签署的明确规定<sup>①</sup>，即“上市公司应当在重大资产重组实施完毕后3年内的年度报告中单独披露相关资产的实际盈利数与评估报告中利润预测数的差异情况，交易对方应当与上市公司就相关资产实际盈利数不足利润预测数的情况签订明确可行的补偿协议”，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限内取得的实际利润是否达到其承诺的盈利水平。若承诺期内标的企业的实际利润达到承诺利润，认定为业绩承诺可靠，变量*R*取值为1，否则为0。各变量的具体定义如表1所示。

表1 变量定义表

变量	变量名	变量定义
业绩承诺可靠性	<i>R</i>	在承诺期内，当目标企业出现实际净利润低于承诺净利润的情况时，则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即为业绩承诺可靠，取值为1
地方审计改革	<i>Post</i> × <i>Treat</i>	(1) <i>Post</i> 为政策实施时间虚拟变量，地方审计改革于2015年12月颁布，本文以2016年作为改革开始的时间节点，样本区间在2016—2020年时， <i>Post</i> 取值为1，否则为0；(2) <i>Treat</i> 为实验组虚拟变量，当研究样本公司注册地在江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南这7个改革试点省份确定为实验组， <i>Treat</i> 取值为1，否则作为控制组，取值为0；(3) <i>Post</i> × <i>Treat</i> 表示地方审计改革实施的政策净效应
注册会计师审计	<i>Big4</i>	样本企业是否被国际四大事务所审计，若是取值为1，否则为0
独立财务顾问	<i>Advisor</i>	并购交易中是否聘用独立财务顾问，若是取值为1，否则为0
关联并购	<i>Related</i>	并购重组是否为关联并购，若是取值为1，否则为0
并购支付方式	<i>Pay</i>	并购交易中采用股权支付的样本取值为1，否则为0
公司规模	<i>Size</i>	期末总资产的自然对数值
成立年限	<i>Age</i>	当年与企业注册成立年的差值
偿债能力	<i>Lev</i>	期末总负债与期末总资产的比值
盈利能力	<i>ROE</i>	净利润与期末净资产的比值
成长性	<i>Growth</i>	公司当年的净利润增长率
股权特征	<i>Top</i>	期末第一大股东持股的比率
托宾Q	<i>TQ</i>	资产市值与总资产(账面值)之比
经营性现金流	<i>Cashflow</i>	当期经营活动产生的现金流量净额与期末总资产的比值
注册地所在省市	<i>Province</i>	公司注册地所在省份市区的地区虚拟变量

## 四、实证分析

### (一) 描述性统计

从表2Panel A中变量总体描述性统计可以看出，业绩承诺可靠性(*R*)的均值为0.7673，说明在进行并购重组交易的省以下地方国企中，整体上仍然有约23%的样本企业并购重组业绩承诺并没能达标，地方国企的业绩承诺实现效果仍不是很乐观。另外，地方审计改革前后的时间虚拟变量(*Post*)的均值为0.6762，表示在本文的并购重组研究样本中有接近68%的观测值分布于审计改革实施以后；而实验组虚拟变量(*Treat*)的均值为0.4384，即样本中被试点的地区占比约为44%；政策实施时间变量(*Post*)与实验组虚拟变量(*Treat*)的交乘项均值为0.2462，在地方审计改革以后，受到这一政策净效应影响的实验组样本约占25%，整体的观测值分布具有一定的代表性和合理性。同时，从表2Panel B对地方审计改革与并购重组企业业绩承诺可靠性样本

<sup>①</sup>详见中国证券监督管理委员会《上市公司重大资产重组管理办法》(第53号令)第三十三条：资产评估机构采取收益现值法、假设开发法等基于未来收益预期的估值方法对拟购买资产进行评估并作为定价参考依据的，上市公司应当在重大资产重组实施完毕后3年内的年度报告中单独披露相关资产的实际盈利数与评估报告中利润预测数的差异情况，并由会计师事务所对此出具专项审核意见；交易对方应当与上市公司就相关资产实际盈利数不足利润预测数的情况签订明确可行的补偿协议。

分布情况的统计能够看出,受到地方审计改革影响的样本业绩承诺可靠的占比(78.77%)略大于未受到地方审计改革影响的样本占比(76.06%),审计体制改革的治理效应得到了初步的体现。

表2 描述性统计分析结果

Panel A: 变量总体描述性统计							
变量	观测值	最小值	最大值	均值	中位数	标准差	变异系数
<i>R</i>	593	0.0000	1.0000	0.7673	1.0000	0.4229	0.5512
<i>Post</i>	593	0.0000	1.0000	0.6762	1.0000	0.4683	0.6925
<i>Treat</i>	593	0.0000	1.0000	0.4384	0.0000	0.4966	1.1327
<i>Post×Treat</i>	593	0.0000	1.0000	0.2462	0.0000	0.4312	1.7512
<i>Size</i>	593	18.9394	26.1102	22.6865	22.7086	1.1156	0.0492
<i>Age</i>	593	14.0000	38.0000	23.5852	23.0000	5.5617	0.2358
<i>Big4</i>	593	0.0000	1.0000	0.0320	0.0000	0.1763	5.5010
<i>Advisor</i>	593	0.0000	1.0000	0.4772	0.0000	0.4999	1.0475
<i>Lev</i>	593	0.0398	0.7818	0.4626	0.4677	0.1955	0.4227
<i>ROE</i>	593	-0.6561	0.3269	0.0810	0.0814	0.0796	0.9827
<i>Growth</i>	593	-0.4302	5.2659	0.7659	0.4033	1.2814	1.6731
<i>Top</i>	593	0.1080	0.7940	0.3414	0.3188	0.1325	0.3881
<i>TQ</i>	593	0.9614	4.1747	1.9727	1.4951	1.7006	0.8620
<i>Cashflow</i>	593	-0.2021	0.2719	0.0318	0.0283	0.0629	1.9767
<i>Related</i>	593	0.0000	1.0000	0.5329	1.0000	0.4993	0.9371
<i>Pay</i>	593	0.0000	1.0000	0.7268	1.0000	0.4460	0.6136
Panel B: 地方审计改革与业绩承诺水平的样本分布情况				Panel C: 业绩承诺达标样本的分布情况			
项目分组	总样本 (占比)	受到地方审计 改革影响 ( <i>Post×Treat=1</i> )	未受到地方审 计改革影响 ( <i>Post×Treat=0</i> )	项目	样本量 (占比)	项目	样本量 (占比)
业绩承诺可靠 ( <i>R=1</i> )	455(76.73%)	115(78.77%)	340(76.06%)	业绩承诺达标 在5%以内的 样本	149(32.75%)	业绩承诺达标 在10%以内的 样本	221(48.57%)
业绩承诺不可 靠( <i>R=0</i> )	138(23.27%)	31(21.23%)	107(23.94%)	业绩承诺达标 超过5%的 样本	306(67.25%)	业绩承诺达标 超过10%的 样本	234(51.43%)
合计	593	146	447	合计	455		455

由于上市公司可能存在盈余管理行为,借鉴窦炜等(2022)的研究,本文专门对业绩承诺达标(*R=1*)的455个观测样本进行了达标率占比的分组统计。表2中Panel C的分组结果显示,业绩承诺达标在5%以内的样本占所有达标样本的32.75%,业绩承诺达标在10%以内的样本占比为48.57%,约三分之一的地方国企在并购交易后的绩效表现仅超过了达标线的5%以内,约二分之一的业绩承诺达标样本刚好在达标线的10%以内。虽然表面上可以认定为业绩承诺可靠,但此类“精准达标”的现象极有可能是地方国企对财务报告进行了盈余管理的结果。这些业绩“精准达标”的并购交易极有可能依然存在着诸如商誉减值等隐性违约风险(柳建华等,2021)。因此,除了对业绩达标的总样本进行实证检验以外,本文有必要将这些业绩达标率并不高的“精准达标”样本剔除后,检验审计体制改革对地方国企真正业绩承诺可靠性的影响。

## (二) 基准回归结果与分析

表3报告了审计体制改革的实施对省以下地方国企并购业绩承诺可靠性治理的回归结果。表3中第(1)列全样本的回归结果显示,地方审计改革净效应*Post×Treat*变量前的回归系数显著为正。进一步将业绩达标在5%以内和10%以内的样本剔除后,*Post×Treat*前面的回归系数依旧

显著为正,并没有因为去除那些可能存在不当操作或盈余管理行为的样本而不再显著。这说明地方审计改革能够显著提升政府审计的治理监督作用,提高地方国有企业并购交易中的业绩承诺可靠性。

### (三) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配。为进一步缓解实验组和控制组省以下地方国企之间可能存在的样本选择性偏差问题,本文使用倾向得分匹配法(PSM)对主回归模型进行稳健性检验。首先,我们将实验组虚拟变量(*Treat*)作为处理变量,选取公司规模、成立年限、盈利能力和成长性四个指标作为协变量,使用Logit模型分别按照1:1、1:2和1:4的标准进行最近邻匹配,将控制组中与实验组倾向得分差异最小的个体进行匹配。通过构造三个不同的研究样本进行检验;然后,检验匹配后各控制变量在实验组和对照组之间不存在显著差异,通过匹配样本的平衡性检验;最后,利用PSM匹配后的三个不同样本组重新进行双重差分模型估计。结果显示,不同样本回归中交乘项 $Post \times Treat$ 变量前的回归系数均显著为正,支持了前文的研究结论<sup>①</sup>。

2. 平行趋势检验。参考Roberts和Whited(2013)的研究,本文通过设置时间趋势变量的方法,实证检验年度效应的共同趋势:首先,由于地方审计改革的实施时间为2015年12月,我们将2016年作为参照点,分别设置 $T_{t-4}$ 至 $T_{t-1}$ ,依次表示地方审计改革前4年(2012—2015年), $T_{t+1}$ 至 $T_{t+4}$ 则表示改革后4年(2017—2020年)。当年份为2012年时, $T_{t-4}$ 取值为1,否则为0;当年份为2013年时, $T_{t-3}$ 取值为1,否则为0,依次类推。然后,再将其与实验组处理变量 $Treat$ 交乘代入模型进行回归检验。从表4的平行

表3 地方审计改革与地方国有企业并购重组业绩承诺可靠性

变量	业绩承诺可靠性		
	全部并购重组的样本	剔除业绩达标在5%以内的样本	剔除业绩达标在10%以内的样本
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	1.6150** (2.28)	2.1884** (2.41)	2.9892*** (3.11)
<i>Big4</i>	0.4303 (0.31)	-0.4088 (-0.32)	-0.5503 (-0.43)
<i>Advisor</i>	-0.2176 (-0.50)	-0.3498 (-0.79)	-0.2837 (-0.61)
<i>Related</i>	0.7253* (1.73)	0.9638** (2.25)	1.5137*** (3.11)
<i>Pay</i>	0.7604* (1.79)	0.6298 (1.32)	0.4515 (0.86)
<i>Size</i>	-0.1885 (-0.64)	-0.2372 (-0.81)	-0.3091 (-0.92)
<i>Age</i>	0.0064 (0.15)	-0.0228 (-0.49)	-0.0388 (-0.74)
<i>Lev</i>	-0.3481 (-0.23)	1.3417 (0.83)	1.7204 (0.89)
<i>ROE</i>	3.7493 (1.62)	5.8670** (2.05)	6.2172 (1.56)
<i>Growth</i>	0.3634** (2.34)	0.4247** (1.97)	0.4947* (1.76)
<i>Top</i>	-1.6616 (-0.91)	0.3346 (0.17)	-0.2935 (-0.14)
<i>TQ</i>	-0.0163 (-0.06)	0.3166 (0.92)	0.1812 (0.45)
<i>Cashflow</i>	1.4916 (0.52)	1.9254 (0.57)	3.7409 (0.88)
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
N	593	444	372
VIF	4.93	5.56	5.50
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1783	0.2206	0.2826

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内为Z值;标准误经过公司层面的cluster调整。下同。

表4 平行趋势检验结果

变量	业绩承诺可靠性		
	全部并购重组的样本	剔除业绩达标在5%以内的样本	剔除业绩达标在10%以内的样本
$T_{t-4} \times Treat$	0.4716 (1.38)	0.3715 (1.29)	0.3420 (0.94)
$T_{t-3} \times Treat$	0.4095 (1.31)	0.4063 (1.09)	-0.1397 (-0.51)
$T_{t-2} \times Treat$	0.1562 (0.54)	0.1173 (0.37)	-0.2090 (-0.92)
$T_{t-1} \times Treat$	0.3347 (1.19)	0.2688 (0.93)	0.0309 (0.15)
$T_{t+1} \times Treat$	0.4713* (1.69)	0.4605* (1.66)	0.2791* (1.80)
$T_{t+2} \times Treat$	0.5228* (1.86)	0.5216* (1.80)	0.3592** (2.04)
$T_{t+3} \times Treat$	0.5614* (1.90)	0.7043*** (3.04)	0.5705** (2.03)
$T_{t+4} \times Treat$	0.8047** (2.47)	0.8974*** (3.53)	0.7492*** (2.78)
Controls	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
N	593	444	372
VIF	9.18	6.82	6.70
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1954	0.1868	0.2073

①限于篇幅,倾向得分匹配回归结果未在正文列出,留存备索。

趋势检验结果中可以看出,地方审计体制改革实施前的时间趋势变量系数均未能通过显著性测试,而改革政策实施以后2017—2020年的时间趋势变量回归系数均显著为正,即地方审计试点改革以前,实验组和控制组样本的业绩承诺可靠性差异并不明显,只有在政策实施后表现出了显著的差异,满足平行趋势检验。

3. 安慰剂检验。为排除其他政策或随机性不可观测因素对研究结论产生的影响,确保地方国企并购业绩承诺可靠性的提升确实是由地方审计改革所引致的,本文参考王成龙等(2018)的方法随机指定七个试点省份作为虚拟实验组,将注册地在虚拟试点省份地方国有样本的*Treat*赋值为1,其余样本为0,再与原来的时间变量*Post*进行交乘代入模型,重复进行1000次安慰剂检验。从图1可知,当随机指定试点省份作为实验组时,地方审计改革前回归系数的*t*值大致服从均值为0的正态分布,虚拟处理效应并不存在,符合安慰剂检验的预期。

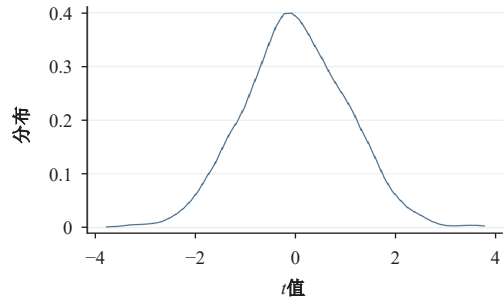


图1 虚拟实验组样本的安慰剂检验

4. 替换变量的衡量方式。本文分别采取以下两种方式对地方国企并购业绩承诺可靠性进行衡量:(1)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%时才认定标的企业承诺不达标,并触发业绩承诺补偿。因此,本文将研究样本中实际利润低于业绩承诺利润5%以内的样本也同样赋值为1,认定其业绩承诺达标。(2)由于前文均采用业绩承诺是否达标这一虚拟变量进行研究,但其实上市公司应对并购后业绩承诺的完成情况作出相应披露,此时采用业绩达标率(*RP*)这一连续变量进行衡量。具体为,目标公司当年实际业绩数与承诺业绩数的比值。将被解释变量重新度量后,代入原回归模型进行检验,结果与前述研究保持一致(如表5Panel A所示)。

5. 调整样本的观测区间。前文研究样本区间为2012—2020年,为排除样本观测区间可能对研究结论产生的干扰,本文进行了如下调整:首先,由于2014年10月中共十八届四中全会通过的《中共中央关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》已经提出了要“探索省以下地方审计机关人财物统一管理”,在2015年选择试点省份实行审计改革政策。考虑到2015年作为改革试点的实施年度,且地方政府可能会有潜在的政策预期,对本文研究结论造成影响,故将2015年的研究样本剔除进行回归。其次,由于此次审计改革涉及的政策《框架意见》文件于2015年12月颁布,本文进一步剔除2020年的研究样本,选取政策实施前后的4年进行回归。表5 Panel B中的第(1)、(2)列分别为剔除2015年和2020年研究样本的回归结果,其中交乘项前面的系数均显著为正,说明本文的研究结论是稳健的。

## 五、进一步研究

### (一) 基于地区审计改革力度的异质性检验

尽管前文已经验证了地方审计改革能够显著提升试点省份省以下地方国企并购重组的业绩承诺可靠性水平,但是每个试点省份在实施过程中的改革力度仍然存在着一定的差异,可能会影响最终的审计监管效果。那么,在并购重组业绩承诺可靠性的提升方面,又能否随着各地区对人财物管理改革力度的加大而表现得更为明显呢?或者说,管理体制改革力度的增强能否促进地方审计机关对并购业绩承诺可靠性的提升呢?在此,本文根据中国审计学会的调研情



表5 替换变量衡量方式和调整样本的观测区间

Panel A: 替换变量衡量方式的检验结果						
变量	全部并购重组的样本		剔除业绩达标在5%以内的样本		剔除业绩达标在10%以内的样本	
	R	RP	R	RP	R	RP
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	1.8237 <sup>**</sup> (2.15)	0.2548 <sup>**</sup> (1.98)	2.2684 <sup>**</sup> (2.36)	0.3969 <sup>**</sup> (2.34)	2.8942 <sup>***</sup> (2.96)	0.4280 <sup>**</sup> (2.18)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	593	593	444	444	372	372
VIF	4.93	8.12	5.56	4.65	5.50	5.46
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj.R <sup>2</sup>	0.1640	0.2117	0.2075	0.2609	0.2589	0.2920
Panel B: 调整样本观测区间的检验结果						
变量	业绩承诺可靠性					
	(1)			(2)		
	全部并购重组的样本	剔除业绩达标在5%以内的样本	剔除业绩达标在10%以内的样本	全部并购重组的样本	剔除业绩达标在5%以内的样本	剔除业绩达标在10%以内的样本
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	2.5537 <sup>*</sup> (1.93)	3.9223 <sup>***</sup> (2.60)	4.9598 <sup>***</sup> (3.16)	1.6516 <sup>**</sup> (2.37)	2.2590 <sup>**</sup> (2.45)	3.1806 <sup>***</sup> (3.31)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	494	372	311	494	429	358
VIF	8.17	5.84	5.83	8.80	8.03	7.76
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1672	0.2070	0.2714	0.1815	0.2234	0.2970

注：括号内为Z值或T值，当业绩承诺可靠与否的0-1变量(R)作为被解释变量时，采用Logit模型进行检验报告Z值；当业绩承诺达标率(RP)这一连续变量作为被解释变量时，采用最小二乘OLS模型进行检验报告T值；标准误经过公司层面的cluster调整。

况，从干部人事管理、机构编制管理和经费资产管理三方面对各省份改革实施的差异性进行研究(肖春辉, 2018)。调研结果显示：(1)干部人事管理改革方面。各试点省份均构建了新的干部管理体制，普遍建立市级审计机关负责人向省审计厅党组的述职报告工作制度，只有浙江省审计厅还专门成立了干部处，主要职责是对下级审计机关领导班子进行检查和考核。(2)机构编制管理改革方面。贵州、云南和重庆改革比较彻底，实行省编办统一管理全省审计机关的机构编制，人员招录统一由省级审计机关负责；江苏、浙江、广东、山东四省审计人员编制管理方式基本未变，仍由当地管理，但进一步健全了内设机构，相应增加了审计厅内设机构和编制。(3)经费资产管理方面。贵州、云南、重庆三省份的审计机关人员工资、津补贴均由省级财政统发，全省审计机关经费由省级财政统一保障；山东、广东、浙江三省份则将审计项目经费统一上收至审计厅管理，市县自行安排的项目由市县财政另行安排项目经费；江苏省市县审计局完成审计厅统一组织的审计项目所需经费，由省级财政安排专项补助保障。

基于此，参考张琦和孙旭鹏(2021)的研究，本文将主回归模型中的实验组虚拟变量*Treat*重新赋值：在干部人事管理改革方面，由于浙江省的改革力度较大，当样本企业的注册地在浙江省时，*Treat*<sub>1</sub>赋值为2，其他六个试点省份赋值为1，其余样本为0；在机构编制管理改革方面，当样本注册地在贵州、云南和重庆时，*Treat*<sub>2</sub>赋值为2，江苏、浙江、广东、山东省份的样本赋值为1，其他省份的样本均为0；经费资产管理改革方面，按照各省份的改革力度分成三档，将注册地在贵州、云南和重庆三个省份样本的*Treat*<sub>3</sub>赋值为3，在山东、广东和浙江三个省份的样本赋值为

2, 江苏省的样本赋值为1, 其余则为0。然后, 将新的实验组变量 $Treat_1$ 、 $Treat_2$ 和 $Treat_3$ 分别与 $Post$ 交乘作为解释变量, 业绩承诺可靠性作为被解释变量代入主回归的模型进行检验。

表6中Panel A的回归结果显示, 在干部人事、机构编制和经费资产管理改革中, 交乘项前面的回归系数均显著为正, 说明审计机关人财物管理改革力度越大, 对地方国企并购重组业绩承诺可靠性的提升效果越好。进一步从各交乘项的回归系数显著水平来看,  $Post \times Treat_1$ 、 $Post \times Treat_2$ 和 $Post \times Treat_3$ 的回归系数分别在1%、5%和1%的水平上通过了显著性测试。由于审计改革的实施从根本上解决的是领导任免及经费管理上的“独立性”问题, 地方审计机关领导的规范考核让审计监管能够更加客观公正地实施, 项目经费的保障直接影响了后续审计项目的全面有效开展, 特别是对于存在着较为严重信息不对称问题的业绩“失诺”现象, 需要强有力的领导统筹安排审计资源并充分揭示背后隐藏的“高溢价”和“高估值”问题, 督促指导企业整改落实, 从而提升地方审计干部的业绩述职表现。因此, 相比于基层审计人员编制管理, 加大高层干部管理和相关经费资产管理方面的改革力度, 对地方国企并购重组业绩承诺可靠性的提升效果更为明显。

表6 异质性检验和作用渠道检验结果

Panel A: 基于地区审计改革力度的异质性检验				Panel B: 地方审计改革监督效果提升作用渠道的检验				
变量	业绩承诺可靠性			变量	业绩承诺可靠性			
	(1)干部人事管理方面	(2)机构编制管理方面	(3)经费资产管理方面		(1)	(2)	(3)	(4)
$Post \times Treat_1$	1.3722*** (2.93)			$Post \times Treat \times Check$	1.1368* (1.80)			
$Post \times Treat_2$		1.6150** (2.28)		$Post \times Treat \times Pay$		0.5173* (1.68)		
$Post \times Treat_3$			0.9661*** (2.61)	$Post \times Treat \times Handle$			1.6150** (2.28)	
/	/	/	/	$Post \times Treat \times Advise$				0.4335 (0.73)
Controls	Yes	Yes	Yes	Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	593	593	593	N	593	593	593	593
VIF	8.13	8.11	8.09	VIF	7.98	8.03	8.12	7.94
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1829	0.1783	0.1820	Pseudo R <sup>2</sup>	0.1726	0.1015	0.1783	0.1675

## (二) 地方审计改革监督效果提升的作用渠道分析

我国省以下审计机关人财物试点改革实施以后, 虽然试点省份的总体审计效果得到了较为明显的提升, 但此次审计体制改革对地方审计机关审计监督效果增强的作用渠道仍然是值得进一步思考的问题。其中, 审计部门对于发现问题的揭示、违规金额的披露以及违规事件的处理强度都将直接决定被审单位的重视程度和应对态度(周敏李等, 2021), 从而对其并购重组交易中业绩承诺可靠性产生影响。在此, 本文对各省份地方审计机关查出主要问题金额( $Check$ )、应上缴有关部门金额( $Pay$ )、被处理事件数量( $Handle$ )和被采纳审计建议( $Advise$ )这四个可能的作用渠道进行逐一检验。具体变量定义为: (1)查出主要问题金额选用各省份政府审计查出主要问题金额与完成审计项目的比值进行衡量, 当研究样本所在省份政府审计查出主要问题金额高于全样本中位数时,  $Check$ 取值为1, 否则为0; (2)应上缴有关部门金额采用应上缴财政、应减少财政拨款或补贴、应归还原渠道资金和应调账处理金额之和与完成审计项目数的比值来衡量, 当研究样本所在省份披露应上缴有关部门金额高于全样本中位数时, 变量

Pay取值为1, 否则为0; (3)被处理事件数量采用被处理事项占移送事项数量的比值来衡量, 当研究样本所在省份的地方审计被处理事件数量高于全样本中位数时, Handle取值为1, 否则为0; (4)被采纳审计建议用被采纳审计建议与提出审计建议的比值度量, 当样本所在省份中被采纳审计建议高于全样本中位数时, Advise取值为1, 否则为0。为了检验地方审计改革监督效果提升的作用渠道, 本文将以上变量(Check、Pay、Handle和Advise)分别与交互项Post×Treat相乘作为解释变量, 业绩承诺可靠性作为被解释变量代入主回归模型进行检验。参考张琦和孙旭鹏(2021)的研究, 本文逐一手工查阅整理了《中国审计年鉴》, 但由于当前数据的可获得性, 目前关于审计改革监督效果提升作用渠道分析中诸如完成审计项目数量、审计查处问题金额等的相关数据仅更新到了2018年, 在此研究中剔除了2019年和2020年的样本数据。

表6中Panel B的第(1)列中Post×Treat×Check前面的系数在10%水平上显著为正, 说明地方审计监管过程中检查发现问题的金额越多, 对当地被审计地方国企业绩承诺可靠性的提升效果越明显; 第(2)列中变量Post×Treat×Pay前面的系数在10%水平上显著为正, 即政府审计处理处罚的金额越多, 越能有效督促被审计单位进行整改, 同样能够提升并购企业业绩承诺可靠性; 第(3)列中变量Post×Treat×Handle前面的系数更是在5%水平上显著为正, 对于违法违规事件移送相关司法和纪检监察部门的处理强度更能引起被审单位的高度重视, 进而规范诸如并购重组类的投资行为, 促进其业绩达标。因此, 在地方审计改革实施以后, 政府审计机关能够通过加强其对违规问题的揭示和处罚更好地发挥治理效果, 提升地方国企并购业绩承诺可靠性水平。然而, Panel B中的第(4)列中有关政府审计建议Post×Treat×Advise变量前的系数虽然为正, 但并不显著, 说明在企业并购重组业绩承诺不可靠这一突出问题上, 依靠政府审计人员的相关意见和建议并不能得到有效解决, 还要通过更加强有力的警示和处罚措施对被审计企业进行足够严格的整治和管理。

### (三) 地方审计改革对业绩承诺可靠性的影响机制研究

#### 1. 地方审计改革、并购溢价与业绩承诺可靠性

在上市公司并购重组交易中, 企业集团的盈利水平和绩效表现通常是资本市场衡量并购效果的直接方式, 而最初合理公允的并购交易定价则是影响并购成败极其关键的因素(Fu等, 2013)。因为, 诸多并购“乱象”和业绩“暴雷”事件的背后往往都蕴含着“高估值”和“高溢价”的隐患。已有研究表明, 虚高的并购溢价会对企业绩效产生消极影响, 盲目乐观的交易导致并购后的业绩出现衰退(Hart和Moore, 2008), 甚至那些“天价”的并购只是为了推高二级市场股价进行资本套利, 并没有理性地预估和评判标的企业真实的市场价值, 导致业绩承诺指标根本无法达成(窦炜等, 2022)。那么改革实施后, 地方审计机关能否通过专项审计、强制审计、政策跟踪审计、领导干部经济责任审计等手段更有效地抑制并购“高估值”和“高溢价”等资本市场乱象, 提升业绩承诺可靠性?

参照温忠麟等(2004)的研究, 本文采用中介效应检验模型进行研究。首先, 按照主回归模型, 检验地方审计体制改革对地方国企并购业绩承诺可靠性的总体效应; 其次, 将中介变量并购溢价(Premium)作为被解释变量, 检验地方审计改革对并购溢价的影响; 最后, 在模型中加入交互项Post×Treat, 检验并购溢价对企业并购业绩承诺达标的中介作用效果。参考陈仕华和李维安(2016)的研究, 本文采用并购交易价格超过标的方净资产账面价值的份额衡量并购溢价。表7Panel A是中介效应检验模型回归结果: 第(1)步即为前文主回归的检验结果, 显示了地方审计改革提升地方国有企业并购重组业绩承诺可靠性水平的总体效应; 第(2)步检验中, 当并购溢价作为被解释变量时, 交乘项(Post×Treat)前面的系数显著为负, 即审计制度改革政策

的实施能够明显降低并购重组溢价;第(3)步,当加入交互项 $Post \times Treat$ 作为解释变量时,并购溢价前的系数显著为负,交互项前的系数显著为正。这说明在控制审计体制改革的影响后,并购溢价的降低会显著提升业绩承诺指标的达成,同时在控制了并购溢价的影响后,审计体制改革对业绩承诺可靠性仍具有正向显著影响。因此,并购溢价在地方审计体制改革对业绩承诺可靠性的提升链条中,起到了部分中介的作用。政府审计能够通过规范并购溢价这一机制和渠道提升业绩承诺可靠性水平。

表 7 地方审计改革对业绩承诺可靠性影响机制检验结果

Panel A 地方审计改革、并购溢价与业绩承诺可靠性				Panel B 地方审计改革、大股东减持与业绩承诺可靠性			
变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	R	Premium	R		R	Sale	R
$Post \times Treat$	1.6150** (2.28)	-1.8049* (-1.74)	1.3422** (2.10)	$Post \times Treat$	1.6150** (2.28)	-2.7947** (-2.06)	1.2898** (2.23)
$Premium$			-0.9429* (-1.68)	$Sale$			-0.0160* (-1.83)
Controls	Yes	Yes	Yes	Controls	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	时间固定效应	Yes	Yes	Yes
N	593	593	593	N	593	593	593
VIF	4.93	7.34	4.87	VIF	4.93	8.03	4.97
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj.R <sup>2</sup>	0.1783	0.3308	0.1817	Pseudo R <sup>2</sup> /Adj.R <sup>2</sup>	0.1783	0.2534	0.1238

注:括号内为Z值或T值,当业绩承诺可靠与否的0-1变量(R)作为被解释变量时,采用Logit模型进行检验报告Z值;当连续变量作为被解释变量时,采用最小二乘OLS模型进行检验报告T值;标准误经过公司层面的cluster调整。

## 2. 地方审计改革、大股东减持与业绩承诺可靠性

相比于西方发达的资本市场,我国并购交易过程中仍旧存在着较为严重的信息不对称和不透明等问题,特别是上市公司“内部人”利用信息优势进行恶意操纵的机会主义行为日益频繁(Engelberg等, 2018)。其中,大股东试图利用并购起初高业绩承诺的内幕交易为投资者创造一个美好的“假象”,但大股东十分清楚没有实业运营支撑的股价是不可能一直维持在高位的,便在股价可能出现“暴跌”之前抛售股票以获取“投机性”超额收益,而最终的业绩“暴雷”必然会让那些处于信息劣势的广大中小投资者蒙受巨额的损失。这不但没能让企业实现业务发展的转型升级,反而扩大化了并购重组交易本身存在的投资风险。因此,本文有必要针对大股东减持这一典型现象展开研究,探讨审计制度改革后的地方审计机关能否深入地方国有企业内部控制人股份减持层面,摸清其中真实存在的资本套利行为,对并购重组业绩承诺问题进行深刻的揭示和有效的查处。

与前文对并购溢价中介效应的研究相同,此处仍旧采用中介检验模型的步骤进行。借鉴蔡宁(2012)的研究,本文选取样本企业每年控股股东减持股份占公司总股数的比例来测度大股东减持规模( $Sale$ )这一中介变量。从表7Panel B的检验结果可知:第(1)步同样列示了审计改革政策对地方国企并购业绩承诺达标提升的总效应;第(2)步将大股东减持作为被解释变量,审计改革前的回归系数为负,且在10%水平上通过了显著性测试,审计制度改革政策的实施的确对大股东减持行为产生了抑制效果;第(3)步审计改革前面的系数显著为正,大股东减持变量前的系数显著为负,即在控制审计改革的影响时,大股东减持的降低提升了业绩承诺可靠性水平,在控制了大股东减持变量时,审计改革对企业业绩承诺达标也具有显著正向的影响,在地方审计改革对企业业绩承诺可靠性提升的作用机制中,大股东减持起到了部分中介的作用,对

并购企业大股东“高减持”行为的审查是地方审计促进业绩承诺可靠性水平提升的有效途径。因此,地方审计机关同样能够通过通过对并购重组中大股东减持问题的监管和治理,促进地方国有企业业绩承诺指标的达成。

## 六、结论与启示

本文以2012—2020年沪深两市A股地方国有并购企业为研究样本,实证检验了地方审计改革的治理监督作用对地方国企并购交易业绩承诺可靠性的影响。研究表明:(1)省以下地方审计机关人财物试点改革能够显著提升政府审计的治理监督作用,提高地方国有企业并购重组的业绩承诺可靠性水平,这一结论在全部并购重组样本以及剔除业绩达标在5%和10%以内可能存在盈余管理行为的样本中均得到了验证。(2)在干部人事、机构编制和经费资产管理改革中,审计机关人财物管理改革力度越大,对地方国有企业并购重组业绩承诺可靠性的治理效果就越好。(3)政府审计机关能够通过加强其对违规问题的揭示和处罚来更好地提升并购企业业绩承诺可靠性水平,但相关建议和指导并没能发挥出显著的强化作用。(4)政府审计能够通过穿透性的审查监管,从业绩“失诺”现象产生的动因及显性表征切入,通过对并购重组中并购溢价和大股东减持问题的治理,促进地方国有企业业绩承诺指标的达成。

本文可能的政策启示在于:(1)审计体制改革后的地方审计机关能够通过精准有效的专项审查发挥对企业的监管效能,因此我国要深入推进地方审计机关人财物管理体制的改革,进一步扩大审计改革的试点范围,加强审计机关在执行国有企业审计业务中的有效性,保障审计机构的独立性、权威性和专业性,更好地发挥政府审计在国家治理中的重要作用,构建集中统一、权威高效、全面覆盖的审计监督体系。(2)审计改革推行过程中各地方政府应该足够重视对地方审计机关干部人事、机构编制和经费资产方面的强化管理,全面提升地方审计机关的审计质量,保障审计功能的有效发挥,强化审计改革的执行效果。(3)在地方审计改革监督效果提升的作用渠道方面,地方政府审计机关不但要加强对审计问题的建议和指导,还应通过更加强有力的警示和处罚措施对被审计企业进行足够严格的整治,从事前、事中和事后进行多角度、全方位的监控管理,以防范系统性金融风险,维护资本市场经济秩序,不断满足现代化国家治理的需求。

### 主要参考文献:

- [1] 蔡春,朱磊,郑倩雯.省以下地方审计机关人财物统一管理提升审计质量了吗[J].审计与经济研究,2020,(6).
- [2] 蔡宁.信息优势、择时行为与大股东内幕交易[J].金融研究,2012,(5).
- [3] 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).
- [4] 陈仕华,李维安.并购溢价决策中的锚定效应研究[J].经济研究,2016,(6).
- [5] 窦炜,张书敏.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[J/OL].审计与经济研究(网络首发),2022-10-18.
- [6] 窦炜,郑欣仪,张书敏.“橡皮图章”还是“独立监督”:独立财务顾问对并购重组标的企业业绩承诺可靠性影响研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2022,(3).
- [7] 刘家义.国家治理现代化进程中的国家审计:制度保障与实践逻辑[J].中国社会科学,2015,(9).
- [8] 柳建华,徐婷婷,陆军.并购业绩补偿承诺会诱导盈余管理吗?[J].管理科学学报,2021,(10).
- [9] 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).
- [10] 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).
- [11] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004,(5).

- [12] 肖春辉. 审计机关审计风险管理研究研讨会综述[J]. *审计研究*, 2018, (4).
- [13] 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).
- [14] 张琦, 孙旭鹏. 政府审计独立性提升的治理效应——以审计机关人财物改革对公务接待行为的影响为例[J]. *会计研究*, 2021, (1).
- [15] 周敏李, 王会金, 李媛媛. 国家审计促进地区宏观税负降低机理研究——减税降费视角[J]. *审计研究*, 2021, (1).
- [16] Allee K D, Wangerin D 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.
- [17] Chan L H, Chen K C W, Chen T Y, et al. The effects of firm-initiated clawback provisions on earnings quality and auditor behavior[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 54(2–3): 180–196.
- [18] Chow T K, Ke B, Yuan H Q, et al. What types of publicly listed firms evade taxes? Evidence from China[EB/OL]. [http://www.onacademic.com/detail/journal\\_1000040516234010\\_d36b.html](http://www.onacademic.com/detail/journal_1000040516234010_d36b.html), 2018-04-08.
- [19] Engelberg J E, Reed A V, Ringgenberg M C. Short-selling risk[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(2): 755–786.
- [20] Fu F J, Lin L M, Officer M S. Acquisitions driven by stock overvaluation: Are they good deals?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(1): 24–39.
- [21] Hart O, Moore J. Contracts as reference points[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(1): 1–48.
- [22] Isaksson A S, Bigsten A. Institution building with limited resources: Establishing a supreme audit institution in Rwanda[J]. *World Development*, 2012, 40(9): 1870–1881.
- [23] Jian M, Wong T J. Propping through related party transactions[J]. *Review of Accounting Studies*, 2010, 15(1): 70–105.
- [24] Li J J, Guo Y W, Wei M H. Performance commitment in M&As and stock price crash risk[J]. *China Journal of Accounting Studies*, 2019, 7(3): 317–344.
- [25] Liu J, Lin B. Government auditing and corruption control: Evidence from China’s provincial panel data[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2012, 5(2): 163–186.
- [26] Roberts M R, Whited T M. Endogeneity in empirical corporate finance[J]. *Handbook of the Economics of Finance*, 2013, 2: 493–572.
- [27] Song D, Su J, Yang C, et al. Performance commitment in acquisitions, regulatory change and market crash risk-evidence from China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, 57: 101052.
- [28] Zhai J B, Wang Y T. Accounting information quality, governance efficiency and capital investment choice[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2016, 9(4): 251–266.

## Local Audit System Reform: “Governance Supervision” or “Laissez-faire”? Empirical Evidence from the Reliability of Performance Commitments in the M&A of Local SOEs

Wang Xinxin<sup>1</sup>, Zhang Shumin<sup>2</sup>, Dou Wei<sup>2</sup>

(1. School of Management, Wuhan University of Science and Technology, Hubei Wuhan 430081, China;

2. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Hubei Wuhan 430070, China)

**Summary:** In China, local audit institutions accept the “dual leadership” from local governments and higher-level audit institutions, which makes it difficult to fully and independently implement audit supervision on enterprises under local governments. In order to

better play the important role of government audit in the national governance system, the General Office of the CPC Central Committee and the General Office of the State Council issued and implemented the reform of “unified management of people and property of local audit institutions below the provincial level” (hereinafter referred to as “local audit system reform”) at the end of 2015. This paper selects A-share local M&A SOEs in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2012 to 2020 as the research sample, and uses the DID model to empirically test the governance and supervision role of local audit system reform, and the impact on the reliability of performance commitments in the M&A of local SOEs. The results show that: (1) Local audit system reform can significantly improve the governance and supervision role of government audit and improve the reliability level of performance commitments in the M&A of local SOEs. This conclusion is verified in all the M&A samples as well as the samples excluding the potential earnings management behavior within the performance target of 5% and 10%, and remains valid after a variety of robustness tests. This shows that the hard constraints of government administrative supervision to enhance the audit governance role of local audit institutions, especially after the implementation of local audit system reform, is an effective measure to solve the “chaos” in the M&A of local SOEs and “missing commitments” in performance. (2) Further heterogeneity test shows that the stronger the reform measures in the aspects of cadres and personnel, institutional establishment and funds and assets management, the better the supervision effect on the reliability of performance commitments in the M&A of local SOEs. (3) In the analysis of the function channels of improving the supervision effect of local audit system reform, local audit institutions can better deal with the reliability of performance commitments in the M&A of local SOEs by strengthening the disclosure and punishment of violations, but relevant suggestions do not play a significant strengthening role. (4) In terms of the influence mechanism of local audit system reform on the reliability of performance commitments, government audit can promote the improvement of the reliability of performance commitments through penetrating review and supervision, starting from the causes and explicit representations of “missing commitments” in performance, and managing the M&A premium of major assets in M&A and major shareholders’ shareholding reduction. This paper enriches the research on the effect of local audit institutions on the audit governance of SOEs, especially the impact of the implementation of local audit system reform on performance commitments in enterprise M&A, and provides empirical evidence for promoting the reform of the audit management system.

**Key words:** local audit system reform; reliability of performance commitments; reform efforts and function channels; M&A premium; major shareholders’ shareholding reduction

(责任编辑: 王西民)