

会计联合监管与上市公司会计信息质量

——基于财政部监管局与证监局联合监管的研究

杨 凡

(山东大学 商学院, 山东 威海 264209)

摘要:横向协同的联合监管作为一项监管机制创新,对提升监督效能具有重要意义。本文以2015—2021年A股上市公司为研究对象,基于财政部监管局与证监局建立会计联合监管工作机制的准自然实验,检验一线监管机构实施联合监管的初步效果。研究发现:财政部监管局与证监局建立联合监管工作机制后,辖区内上市公司的会计信息质量显著提升。这一监管效果主要是通过提高财务报告监管效率、减少财务报告内部控制缺陷实现的。在公司业务复杂度较高、深陷会计舞弊传闻、监管部门信息化水平较高时,会计联合监管的会计信息治理成效更显著。会计联合监管还有助于提高股票流动性和降低股价同步性,优化资本市场信息效率。本文的研究发现对推进会计监管机制创新,促进资本市场健康发展具有一定的参考价值。

关键词:联合监管;会计信息质量;监管效率;内部控制

中图分类号:F234.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2025)01-0016-12

一、引言

在全面实行股票发行注册制的背景下,高质量的会计信息能够优化要素资源配置,是维护市场经济秩序和推动经济高质量发展的基础。近年来,监管机构对会计造假保持“零容忍”态度,及时惩处上市公司违法违规行为,但獐子岛、康得新、康美药业等社会影响重大的会计造假案件频繁曝出,严重损害投资者权益,成为干扰资本市场生态的“毒瘤”。2021—2023年,中国证监会共计办理上市公司信息披露违法案件397起,其中会计造假案件203起,可见会计造假一直是上市公司违法违规的“高发区”。因此,如何提高会计监管成效,是一线监管部门面临的严峻考验。

在我国会计监管多元主体中,财政部监管局作为财政部的派出机构,对全国各地企业的会计核

收稿日期:2023-12-26

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目“数据要素赋能企业创新的作用机理及效应测度研究”(24YJC630264);教育部人文社会科学研究青年基金项目“企业绿色创新的资本市场溢酬及其形成机制研究——基于二元合法性视角”(22YJC630014);山东省自然科学基金青年项目“数据要素赋能数字技术创新的效应测度及作用机制研究”(ZR2024QG161);山东省重点研发计划(软科学项目)青年项目“基于数字化韧性的山东省制造业企业绿色创新质量提升路径研究”(2024RKY0303)

作者简介:杨 凡(1996—),女,山东潍坊人,山东大学商学院助理研究员,博士。

算、内部控制、财务管理等重点领域开展会计监督^[1]；证监局作为证监会的派出机构，重点对上市公司的会计资料实施监督检查，维护证券市场秩序^[2]。因此，财政部监管局和证监局都扮演着资本市场“哨兵”角色，承担一线监管职责，在提升会计信息质量、维护资本市场秩序方面肩负相同的责任与使命。然而，由于以上两局对上市公司会计信息均履行监管职责，极有可能出现多头监管、重复性监管问题，浪费监管资源。监管过程协同不畅，还将产生“信息孤岛”，留下监管盲区，影响监管效力。为此，2023年2月中共中央办公厅、国务院办公厅发布《关于进一步加强财会监督工作的意见》，提出各类监督主体横向协同，形成财会监督合力。江苏、厦门、青岛等地区财政部监管局与证监局创新性地建立了会计联合监管工作机制，通过信息互通、线索移送、数据共享、联合调研等方式开展“跨部门”深度协作。那么，一线联合监管是否发挥了预期的监管效果？能否提升辖区上市公司会计信息质量？厘清上述问题，不仅可为督促上市公司规范化运作提供经验借鉴，还对提升我国政府会计监管水平，实现经济高质量发展具有重要意义。

目前，会计联合监管工作机制尚未在全国各省市全面建立，其初步实施效果还未得到科学评估和实证检验。立足中国特色一线监管实践，本文以财政部监管局与证监局建立会计联合监管工作机制为制度背景，构建基于倾向得分匹配的双重差分模型(DID)，从会计信息质量的视角，实证检验一线联合监管的有效性及其作用机制，并分析了业务复杂度、会计舞弊传闻、监管信息化等异质性情景。研究发现，作为一线监管部门，财政部监管局与证监局之间横向监管联动有利于提高上市公司会计信息质量，优化资本市场信息环境，从而证实了推动监管机制创新在完善会计信息治理以及资本市场监管中的重要性。

相较于已有文献，本文主要有如下边际贡献。第一，本文为政府会计监管的有效性研究提供了新的研究视角和经验证据。现有文献围绕政府会计监管进行了充分探讨，但对于政府会计监管的有效性这一学术问题存在争议^{[3][4]}。本文较为全面地探究了财政部监管局与证监局“跨部门”横向监管协作对会计信息质量的治理效能及作用机制，丰富了资本市场会计监管有效性的相关研究。第二，本文较早地关注一线会计联合监管工作机制，从“监管创新”的视角拓展了会计信息质量的治理机制研究。不同于既有文献从“强化监管”的角度对会计信息质量的监管机制进行探讨^[2]，本文基于一线联合监管场景，从“优化监管”的视角揭示了会计信息质量的治理机制，拓展了对我国一线监管实践的认知，为创新政府监管理论，推动会计监管机制创新提供了理论借鉴。

二、制度背景

我国采用监督主体多元化的政府会计监督体系。《中华人民共和国会计法》规定，财政部门主管全国的会计工作，履行会计监督主责职能，牵头对财政、财务和会计法律法规及规章制度执行情况实施监督。根据财政部统一部署，其在全国各地派出的35个监管局承担对国有企业、上市公司会计信息质量以及注册会计师执业质量等监督检查工作。而证券监管、审计、税务等部门以及自律性机构依责监督，对归口单位的会计工作进行督促指导。作为资本市场的“哨兵”，证监会在省、自治区、直辖市和计划单列市下设36个证监局，对辖区内的上市公司、拟上市公司、会计师事务所等市场主体实施日常监管，监督检查证券发行、上市、交易相关的信息披露。

2022年3月，财政部、证监会发布了《关于进一步提升上市公司财务报告内部控制有效性的通知》，要求监管部门统筹协调，形成监管合力，提升上市公司财务报告内部控制有效性和会计信息质量。2023年2月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于进一步加强财会监督工作的意见》，再次强调财政、证券监管等部门横向协同、密切配合，提出建立财会监督政策衔接、综合执法检查、监督线索移送、监督信息交流等工作机制，形成监督合力，提升监督效能。

近年来，各地方财政部监管局与证监局等一线监管部门致力于资本市场监管创新，积极探索“跨部门”联合监管模式。证监会数据及公开资料显示，截至2023年12月，广东、江苏、山东、福建、河北、安徽、云南、贵州、青海等9个省份，天津、重庆等2个直辖市以及厦门、青岛、宁波等3个计划单列市

共计 14 家财政部监管局与证监局建立起了会计联合监管工作机制(见表 1)。例如,财政部贵州监管局会同贵州证监局在 2023 年签署《会计监管协作备忘录》,搭建了“一沟通两共享三联合”协作机制,在沟通监督计划、联合调研检查、财会监督数据共享共用等方面制定了具体的工作计划,实现了财会计主责监督与依责监督的高效协作。

三、文献综述与研究假设

(一)文献综述

相关研究从不同的角度围绕会计监管进行了较多探索。第一类研究着重从独立监管的视角对资本市场会计监管有效性展开探讨^{[5][6]}。首先,从证券监管来看,以双随机抽查、问询函、行政处罚为主的证券监管具有权威性和强制力,对督促上市公司财务规范运作具有重要作用^{[7][8]}。陈廷森等(2019)发现,交易所通过问询函实施事前监管可以抑制盈余管理行为,提高上市公司会计信息质量^[9]。其次,从财会监督来看,财政部作为会计监管的主责机构,通过对企业、会计师事务所开展会计信息质量检查等行政执法手段规范会计秩序,推进会计准则和制度的执行^{[10][11]}。另外,从审计监督来看,以审计署为主的政府审计重点指导、监督中央企业内部控制的建立与执行,有助于督促中央企业完善财务报告内部控制机制,抑制高管腐败等内部人机会主义行为^[12]。最后,从行业自律性监督来看,中国注册会计师协会约谈、同业互查等自律性监督能够督促审计机构保持职业谨慎,有效提高执业质量^{[13][14]}。

第二类研究主要探究了会计监管机制创新及其效力。鉴于资本市场会计监管资源短缺、监管成本过高、执法效率偏低^[15],甚至存在盲目稽查、重复性检查等问题,会计监管机制创新成为资本市场监管实务中亟待解决的议题。然而,基于中国特色一线监管实践的理论研究较为有限。首先,在监管方式方面,滕飞等(2022)研究发现,“双随机、一公开”检查制度作为有效的监管机制,能够缓解选择性执法,降低监管成本,有助于督促上市公司规范化运作^[2]。其次,在监管技术方面,孙亮和刘春(2022)认为,运用数据挖掘和人工智能等新技术实现资本市场监管科技化、数字化能够提高监管人员发现问题和追查线索的能力,显著提升证券监管的效率和效力^[16]。另外,在监管主体方面,陈克兢等(2024)研究发现,作为中国特色的半公共半私人实施机制,中证中小投资者服务中心持股行权这一创新性的监管方式能够提高企业内部控制质量,并强化监管机构、媒体等外部治理机制的监督效应^[17]。

综上所述,现有文献从不同视角对资本市场会计监管开展研究,这为本文提供了重要的理论基础,但尚存如下研究不足:第一,资本市场会计监管效果尚存争议,亟须解决政府会计监管有效性这一学术问题;第二,现有文献较多关注证监会、交易所等机构开展独立监管的效果,而对跨部门联合监管效果的探究不充分;第三,现有文献多囿于“强化监管”的视角,而“监管创新”相关研究基本是规范研究且侧重实务性探讨,缺乏定量研究。本文基于一线监管机构实施联合监管的制度背景,探究会计联合监管的实施效果,从监管创新的视角拓展了会计监管有效性的研究。

(二)研究假设

会计联合监管主要从提高财务报告监管效率、减少财务报告内部控制缺陷两个方面影响上市公司的会计信息质量。

第一,会计联合监管能够提高财务报告监管效率,从而提升会计信息质量。一方面,财政部门、证监部门均承担对企业会计信息质量的监管职责,在相应重点领域依据各自的标准开展监管工作,但是监管部门之间缺乏有效的信息沟通与协调,容易出现多头监管、重复监管等现象,监管资源利用效率低^[18]。另一方面,财政部监管局、证监局作为一线监管机构,监管任务与监管力量之间存在矛盾,独立开展工作面临较高的监管资源约束,检查监管效率较低,存在监管漏洞,这为上市公司实施会计违法违规行为提供了可乘之机。财政部监管局与证监局建立会计联合监管工作机制后,将通过共享数据资源、监管线索移送、联合调研等机制实现有效的信息沟通与工作协调,发挥各自在会计监管领域

表 1 会计联合监管工作机制实施情况

| 年份 | 地区 |
|------|---------------------|
| 2017 | 厦门市、青岛市 |
| 2018 | 福建省、河北省 |
| 2020 | 江苏省 |
| 2021 | 广东省、山东省、安徽省、重庆市、宁波市 |
| 2022 | 云南省、天津市 |
| 2023 | 贵州省、青海省 |

的优势专长,合理配置和充分利用现有的监管资源,提高监管人员工作效率和效果。例如青岛财政部监管局与青岛证监局建立联合监管机制,定期互换辖区企业的信息变动、重大经营事项、财务报表数据、处理处罚情况等信息,动态共享监管线索及成果,从而减少了两局的监管盲区,提高了监管人员对违规问题的发现率。因此,会计联合监管加强了财政部监管局与证监局之间的横向协同,有助于破除监管信息壁垒,在既定的监管资源下提高监管人员对上市公司财务报告的监管效率,从而提升会计信息质量。

第二,会计联合监管强化了对财务报告内部控制情况的审查,能够减少财务报告内部控制缺陷,从而提升会计信息质量。首先,从监管职责来看,财政部监管局通过会计信息质量检查、内部控制执行情况专项检查等方式重点审查辖区内企业会计准则执行、财务报告内部控制建立及执行情况。证监局通过“双随机、一公开”对信息披露质量、公司治理有效性以及会计核算和财务管理的规范性等开展现场检查。其次,根据财政部、证监会发布的《关于进一步提升上市公司财务报告内部控制有效性的通知》,上市公司财务报告内部控制是两部门的重点监管领域,尤其关注内部控制运行的有效性以及内部控制重大缺陷的风险排查和整改情况。可见,两局在开展一线监管时均将内部控制情况作为重点关注的工作内容,而内部控制是否有效对公司会计信息质量产生直接的影响。因此,会计联合监管工作机制建立后,财政部监管局与证监局针对上市公司财务报告内部控制的监管力度将增加,这对上市公司会计信息对外报告过程施加了双重叠加的监管压力。为了避免监管力度加强导致自身承担更高的违法成本,上市公司将会积极整改财务报告内部控制缺陷,规范财务信息披露,提高会计信息质量^[19]。

根据上述分析,本文提出如下研究假设:会计联合监管能够提升上市公司的会计信息质量。

四、研究设计

(一)数据和样本

会计联合监管工作机制的建立情况在部分地区未公开披露,通过监管部门网站、新闻报道等途径收集数据可能遗漏信息,从而影响研究结果的可靠性。为确保数据来源权威、准确,本文从中国证监会办公厅处获取已与财政部监管局建立会计联合监管工作机制的证监局名录、时间等信息。本文使用的其他数据中,监管距离数据由研究人员通过百度地图手工标记各证监局的经纬度坐标,结合CSMAR数据库提供的上市公司注册地经纬度坐标计算球面距离得到。监管信息化数据取自中央党校(国家行政学院)电子政务研究中心发布的《省级政府和重点城市一体化政务服务能力调查评估报告》,财务报告内部控制缺陷数据及其他基本信息与财务数据均来源于CSMAR数据库。

本文以2015—2021年中国沪深A股上市公司作为初始研究样本,并进一步剔除金融行业样本、被ST特殊处理的样本以及所需变量缺失的样本。为避免样本选择偏误,通过倾向得分匹配(PSM)筛选实验组与控制组样本,最终得到8607个公司年度观测值。为减少极端异常值的影响,本文对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理。

(二)模型和变量

鉴于各地区建立会计联合监管工作机制的时间不一致,本文借鉴Beck等(2010)的研究构建多期DID模型^[20],用以检验会计联合监管对会计信息质量的影响效果:

$$ABSDA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times JS_{i,t} + \beta_2 \times CONTROL_{i,t} + YEAR + FIRM + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中, i 表示公司, t 表示年份。本文核心解释变量为 $JS_{i,t}$,是组别虚拟变量与时间虚拟变量的交互项,当企业 i 注册地的财政部监管局与证监局在 t 年建立会计联合监管工作机制时, $JS_{i,t}$ 在第 t 年及以后的年份取值为1,否则为0。被解释变量 $ABSDA_{i,t}$ 表示公司 i 在第 t 年的会计信息质量。 $CONTROL_{i,t}$ 表示一系列控制变量, $YEAR$ 和 $FIRM$ 分别表示时间固定效应和个体固定效应。本文根据Dechow等(1995)提出的修正琼斯模型计算操控性应计利润并作为会计信息质量的衡量指标^[21]。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \times \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \times \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \times \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$NDA_{i,t} = \hat{\alpha}_0 \times \frac{1}{A_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_1 \times \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_2 \times \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (3)$$

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDA_{i,t} \quad (4)$$

模型(2)中, $TA_{i,t}$ 是总应计利润,等于公司 i 在第 t 年营业利润与经营活动现金流净额的差额, $\Delta REV_{i,t}$ 是营业收入变动额, $PPE_{i,t}$ 为固定资产净额, $A_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年末资产总额。模型(3)中, $\Delta REC_{i,t}$ 是应收账款变动额。剔除经过行业分类后样本数量少于 10 的样本,将模型(2)分行业分年度回归得到的估计系数代入模型(3),计算得到非操控性应计利润 $NDA_{i,t}$,而后将 $NDA_{i,t}$ 代入模型(4),计算操控性应计利润 $DA_{i,t}$ 。 $DA_{i,t}$ 大于 0 或小于 0 均表示公司存在盈余管理行为,因此将其取绝对值得到 $ABS DA_{i,t}$, $ABS DA_{i,t}$ 越大,表明盈余管理程度越高,会计信息质量越低。

根据注册地是否实行会计联合监管工作机制,本文将全样本划分为实验组和对照组。为避免实验组和对照组样本存在系统性差异而导致估计偏误,本文采用 PSM 为实验组样本匹配具有相似特征的对照组样本。具体地,本文选取资产规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、盈利能力(ROA)、两职合一(DUAL)、董事会规模(BOARD)、独立董事比例(OUTDIR)以及第一大股东持股比例(FSH)等特征变量进行 Logit 估计。另外,本文数据显示,实施联合监管的地区大多位于东部,这些地区监管机构的治理能力普遍高于中西部地区,会计信息质量可能更高。为了使实验组样本公司和对照组样本公司面临的监管环境接近,本文进行 Logit 估计时还加入了地区特征(EAST)变量,若公司注册地属于中国东部地区,则 EAST 取值为 1,否则为 0。根据倾向性得分,本文按照卡尺范围半径为 0.05 的最近邻原则进行 1:1 匹配,并使用匹配后的样本进行回归。

参考现有文献^{[22][23]},本文回归模型中加入其他可能影响会计信息质量的基本特征变量及公司治理因素,具体包括:资产规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、盈利能力(ROA)、账面市值比(BM)、两职合一(DUAL)、董事会规模(BOARD)、独立董事比例(OUTDIR)、第一大股东持股比例(FSH)以及前十大审计(TOP10)。变量定义和衡量方法见表 2。

表 2 变量定义

| 变量名称 | 变量符号 | 变量衡量方法 |
|-----------|--------|--|
| 会计信息质量 | ABS DA | 根据修正琼斯模型计算得到的操控性应计利润的绝对值 |
| 一线联合监管 | JS | 若上市公司注册地的财政部监管局与证监局建立会计联合监管工作机制,则取值为 1,否则为 0 |
| 资产规模 | SIZE | 资产总额的自然对数 |
| 资产负债率 | LEV | 负债总额/资产总额 |
| 盈利能力 | ROA | 净利润/资产总额 |
| 账面市值比 | BM | 股东权益/公司市值 |
| 两职合一 | DUAL | 当董事长与总理由同一人担任时取值为 1,否则为 0 |
| 董事会规模 | BOARD | 董事会成员人数的自然对数 |
| 独立董事比例 | OUTDIR | 独立董事人数/董事会成员人数 |
| 第一大股东持股比例 | FSH | 第一大股东持股数量/总股数 |
| 前十大审计 | TOP10 | 若年报审计机构是前十大会计师事务所,则取值为 1,否则为 0 |

五、实证结果分析

(一)描述性统计

表 3 报告了本文主要变量的描述性统计结果。ABS DA 的均值为 0.066,标准差为 0.070,表明我国上市公司进行了不同程度的盈余管理。ROA 的均值为 0.056,最大值和最小值分别为 0.250 和 -0.207,标准差为 0.068,表明样本公司盈利水平之间存在较大差异。DUAL 的均值为 0.311,标准差

为 0.463;BOARD 的均值为 2.109,标准差为 0.194;OUTDIR 的均值为 0.377,标准差为 0.053。FSH 的均值为 0.332,标准差为 0.145,说明样本公司平均股权集中程度较高。TOP10 的均值为 0.596,标准差为 0.491,说明过半数的样本公司聘请了排名前十位的会计师事务所对其年度财务报告进行审计。总体上,控制变量的分布情况与已有研究基本一致。ABSDA 与 JS 的 Pearson 相关系数为 -0.038,在 1%的水平上显著为负,初步验证了本文假设。模型 VIF 检验不超过 4,表明不存在严重的多重共线性问题。由于相关系数分析未控制其他因素可能产生的影响,ABSDA 与 JS 的关系还需要进一步实证检验。

表 3 描述性统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
|--------|------|--------|--------|--------|--------|-------|
| ABSDA | 8607 | 0.066 | 0.045 | 0.387 | 0.000 | 0.070 |
| JS | 8607 | 0.147 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.354 |
| SIZE | 8607 | 22.365 | 22.193 | 26.309 | 19.987 | 1.282 |
| LEV | 8607 | 0.422 | 0.415 | 0.884 | 0.057 | 0.195 |
| ROA | 8607 | 0.056 | 0.053 | 0.250 | -0.207 | 0.068 |
| BM | 8607 | 0.553 | 0.515 | 1.193 | 0.091 | 0.277 |
| DUAL | 8607 | 0.311 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.463 |
| BOARD | 8607 | 2.109 | 2.197 | 2.639 | 1.609 | 0.194 |
| OUTDIR | 8607 | 0.377 | 0.364 | 0.571 | 0.333 | 0.053 |
| FSH | 8607 | 0.332 | 0.309 | 0.743 | 0.085 | 0.145 |
| TOP10 | 8607 | 0.596 | 1.000 | 1.000 | 0.000 | 0.491 |

(二)基准回归

表 4 报告了基准模型的回归结果。表 4 第(1)列仅控制了时间固定效应和个体固定效应,没有加入其他控制变量,双重差分变量 JS 的估计系数为-0.008,且在 1%的水平上显著。第(2)列进一步控制公司基本特征变量和公司治理因素后,JS 的估计系数为-0.007,仍在 1%的水平上显著,验证了本文假设。基准回归结果表明,相较于未实施会计联合监管的地区(对照组),建立会计联合监管工作机制的地区(实验组)的上市公司在联合监管工作机制建立之后,盈余管理程度显著降低,表明会计联合监管工作机制能够显著降低上市公司盈余管理程度,提高会计信息质量。上述结果与本文的理论分析相符合,在监管实务中,会计联合监管使财政部监管局与证监局深度协同合作,加强监管信息沟通,一方面能够合理配置和有效利用既有的监管资源,减少监管漏洞,提升监管效率;另一方面对上市公司财务报告内部控制施加了双重监管压力,在源头上抑制会计违规行为,提升对上市公司会计信息质量的监督效能。

(三)稳健性检验

1.平行趋势和动态效应检验。使用 DID 模型需要满足平行趋势假设,即在政策冲击前实验组和对照组的会计信息质量具有类似的变化趋势。为此,本文进行平行趋势和动态效应检验,以政策冲击前一年作为基准期,设置虚拟变量 BEFORE4、BEFORE3、BEFORE2、CURRENT、AFTER1、AFTER2 和 AFTER3,分别表示联合监管实施前 4 年及以上、实施前 3 年、实施前 2 年、实施当年、实施后 1 年、实施后 2 年和实施后 3 年,若处在当时,对应的上述虚拟变量取值为 1,否则为 0,并将上述虚拟变量代替双重差分变量 JS 加入到模型(1)中。回归结果显示,BEFORE4、BEFORE3 以及 BEFORE2 的估计系数均在统计上不显著,平行趋势假定成立。CURRENT、AFTER1、AFTER2 的

表 4 会计联合监管与会计信息质量

| 变量 | ABSDA | |
|--------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) |
| JS | -0.008*** (-3.901) | -0.007*** (-3.409) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 8607 | 8607 |
| F 值 | 15.22 | 29.59 |

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内数值为 t 值;回归时使用公司层面聚类稳健标准误。限于篇幅,控制变量的结果未展示,留存备案,下表同。

估计系数均显著为负,说明会计联合监管工作机制实施之后,上市公司会计信息质量的变化才开始显现,且这一效应随时间推移仍然持续存在。为节约篇幅,省略回归结果。本文根据估计结果绘制的平行趋势图,如图 1 所示,也直观地反映了本文平行趋势假设得到满足。

2.安慰剂检验。为了排除其他因素对研究结果的影响,本文进一步通过虚构实验组和虚构政策时间进行安慰剂检验。若虚构的“伪”双重差分变量的估计系数显著,则说明原来的估计结果可能出现偏误,会计信息质量的变动受到其他政策或者随机性因素的影响。具体地,随机抽取个体作为“伪”实验组,随机挑选年份作为“伪”政策时间,生成“伪”双重差分变量进行回归,重复 1000 次,提取“伪”双重差分变量的估计系数和 p 值,绘制 p 值分布图,如图 2 所示。横轴表示“伪”双重差分变量估计系数,纵轴表示 p 值,圆圈是“伪”双重差分变量估计系数对应的 p 值,垂直虚线是基准回归中 JS 的真实估计值,水平虚线表示显著性水平值 0.1。由图 2 可以看出,1000 次随机抽样中估计系数分布在 0 附近,且与基准回归中真实估计值存在显著差异,大部分 p 值都大于 0.1。因此,真实的政策效应与安慰剂检验结果显著不同,表明本文的估计结果不太可能偶然得到,因果识别效应可信。

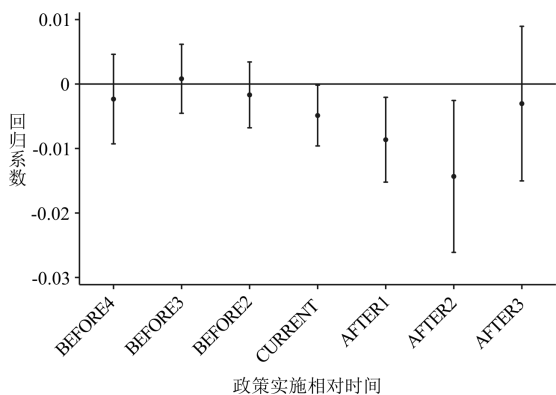


图 1 平行趋势图

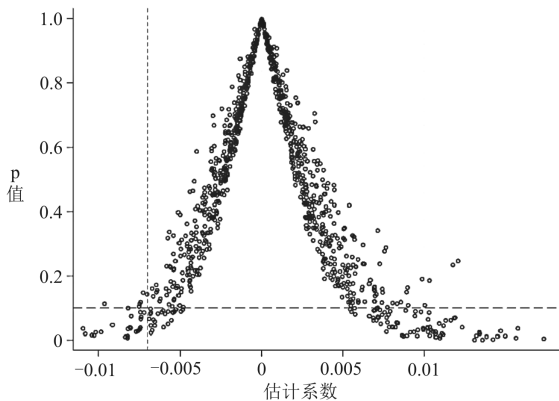


图 2 安慰剂检验 p 值分布图

3.改变会计信息质量测度方法。在基准回归中,本文使用修正的琼斯模型计算可操控性利润,度量会计信息质量。根据 Dechow 和 Dichev(2002)的研究,营运资本应计利润是衡量会计信息质量的另一重要指标^[24]。据此,本文使用 DD 模型计算营运资本应计利润。具体地,使用滞后一期、当期以及未来一期的经营活动净现金流进行线性估计,回归残差的绝对值可代表应计盈余管理程度,如模型(5)所示。表 5 第(1)列结果显示,JS 的估计系数在 1%的水平上显著为负,表明本文结论稳健。另外,本文还借鉴陆正飞和胡诗阳(2015)的研究,以盈余激进度和盈余平滑度衡量会计信息质量^[25]。盈余激进度反映企业推迟确认损失(费用)和加速确认收入的倾向,为应计项目与期末总资产之比。盈余激进度越大,越有可能利用权责发生制下会计政策选择粉饰盈余项目,降低会计信息质量。盈余平滑度是盈余波动偏离正常水平的程度,为经营活动现金净流量变异程度与利润变异程度之比。表 5 第(2)~(3)列显示,JS 的估计系数在 5%的水平上显著为负,再次验证了本文假设。

$$\frac{WCA_{i,t}}{A_{i,t}} = \gamma_0 + \gamma_1 \times \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t}} + \gamma_2 \times \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t}} + \gamma_3 \times \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t}} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

4.其他稳健性检验。使用 DID 模型进行因果推断时,政策冲击时点的界定偏差会对研究结果造成一定的影响。在稳健性检验中,本文将建立会计联合监管工作机制当期的样本剔除,重新进行回归。表 5 第(4)列显示,JS 的估计系数在 1%的水平上显著为负,本文假设成立。另外,为了进一步排除不同地区之间政府监管能力的差异对研究结果造成的干扰,本文在模型中加入了地区固定效应(REGION),REGION 表示地区虚拟变量。表 5 第(5)列结果显示,JS 的估计系数依然在 1%的水平上显著为负,再次验证了会计联合监管能够提升上市公司会计信息质量的结论。

| 变量 | DD 模型 | 盈余激进度 | 盈余平滑度 | 剔除政策冲击当期样本 | 控制地区固定效应 |
|--------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| JS | -0.017 *** (-4.155) | -0.015 ** (-2.083) | -0.701 ** (-2.262) | -0.007 *** (-2.649) | -0.009 *** (-4.283) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 |
| 样本量 | 6975 | 4997 | 4466 | 7908 | 8607 |
| F 值 | 14.98 | 10.54 | 12.67 | 29.80 | 29.62 |

(四)机制分析

1.提升财务报告监管效率。上文分析指出,财政部监管局与证监局通过联席会议、数据资源共享、联合调研等工作机制,发挥各自监管优势,提升一线监管人员对财务报告的监管效率。监管效率无法直接观测,但可以通过考察不同监管成本之间会计信息质量提升的异质性,采用分组回归来侧面验证这一机制。一方面,面对较高的监管成本,对距离较远的监管对象,监管人员需要付出更多时间和精力,监管效率显著降低^[26]。另一方面,由于较重的监管压力与有限的监管资源,监管效率也会随着监管负担的加重而降低^[27]。具体地,如果联合监管能够提升财务报告监管效率,那么当监管距离较远或监管负担较重时,联合监管提升会计信息质量的作用更突出;而监管距离原本较近或监管负担较轻时,联合监管的作用效果相对较小。

为了衡量监管距离,本文用百度地图手工标记各地证监局和上市公司注册地的经纬度坐标,计算上市公司注册地与证监局的地理距离,按照地理距离的中位数将样本分为监管距离较远和监管距离较近两组样本。为了衡量监管负担,本文统计了各地区上市公司数量情况,根据其中位数将样本划分为监管压力较大和监管压力较小两组样本。由于监管机构需要对辖区内上市公司进行监管资源分配,如果上市公司数量较多,那么每一上市公司可分摊的监管资源就越少,监管压力会越重,监管效率越低^[27]。表 6 第(1)~(4)列显示,对于监管距离较远和监管压力较大的样本组,JS 的估计系数显著为负且分别大于其对立组。这说明在监管距离较远和监管压力较大的情况下,会计联合监管的会计信息治理成效更显著,即会计联合监管通过提高财务报告监管效率,督促上市公司提高会计信息质量。

表 6

机制分析

| 变量 | 监管距离远 | 监管距离近 | 监管压力大 | 监管压力小 | DEFECT | ABSDA |
|--------|-----------------------|--------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| JS | -0.007 ** (-2.203) | -0.005 (-1.235) | -0.010 *** (-3.990) | -0.005 * (-1.647) | -0.192 ** (-2.282) | -0.007 *** (-3.410) |
| DEFECT | | | | | | 0.000 *** (9.706) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 4270 | 4265 | 4292 | 4315 | 8607 | 8607 |
| F 值 | 10.04 | 7.11 | 21.15 | 14.28 | 8.06 | 35.48 |

2.减少财务报告内部控制缺陷。根据上文的理论分析,财政部监管局与证监局对上市公司财务报告内部控制施加双重的监管压力,有利于督促上市公司整改内部控制缺陷,披露高质量的会计信息。因此,一线监管机构实施联合监管能够提高会计监督力度,监督上市公司财务报告内部控制运行和缺陷整改情况,从而提高会计信息质量。CSMAR 数据库根据上市公司披露的年报、内部控制相关

报告等渠道统计了财务报告内部控制缺陷数据,本文采用中介效应检验程序验证这一机制。表6第(5)~(6)列报告了以上市公司财务报告内部控制缺陷数量(DEFECT)作为中介变量的回归结果。第(5)列以DEFECT为被解释变量,JS的估计系数在5%的水平上显著,表明会计联合监管减少了上市公司财务报告内部控制缺陷数量。第(6)列以ABSDA为被解释变量,JS和DEFECT的估计系数均在1%的水平上显著,表明会计联合监管工作机制能够降低财务报告内部控制缺陷程度,进而提升上市公司的会计信息质量。

(五)异质性分析

1.会计联合监管、业务复杂度与会计信息质量。业务的复杂性会增加信息不透明度,为内部人实施机会主义行为提供遮掩,加剧监管难度^[28]。一线监管机构对业务复杂度高的公司实施监管时,搜集监管线索的难度较大,监管资源投入增加。因此,本文认为对于业务复杂度较高的上市公司,联合监管能够帮助一线监管机构充分利用监管资源,快速捕捉监管线索,从而更加有效地提升监管效率,提高会计信息质量,即会计联合监管对业务复杂度较高的公司监管效能更显著。Dolde和Mishra(2007)认为,业务复杂度与多元化程度相关,跨行业经营越广泛,业务复杂度越高^[29]。据此,本文设定当公司业务涉及行业数目大于1时,业务复杂度较高,反之则较低。表7第(1)~(2)列显示,JS的估计系数仅在业务复杂度较高的组别中显著。因此,对业务复杂度高的公司,会计联合监管更能有效地发挥监管效能,提高会计信息质量,验证了本文的推测。

2.会计联合监管、会计舞弊传闻与会计信息质量。Miller(2006)研究发现,媒体利用市场公开信息或者挖掘私有信息来揭露上市公司、控股股东、管理层等违规行为,成为监管人员查证财务舞弊的重要监管线索^[30]。陷入会计舞弊传闻的上市公司更容易招致监管部门介入。当上市公司有财务舞弊传闻时,一线监管机构对其关注度提高,将会投入更多的监管资源。会计联合监管工作机制恰恰是通过信息共享、监管协作等方式提高监管人员对问题线索的追踪和查证能力,及早识别、及时处置可能隐藏的财务异常风险,提高监管效率和精准度。据此,本文推测上市公司陷入财务舞弊传闻时,会计联合监管对会计信息质量的作用更显著。根据企业当年是否有会计舞弊传闻将样本划分为两组。表7第(3)~(4)列显示,有会计舞弊传闻的样本中JS的估计系数在1%的水平上显著,而没有会计舞弊传闻样本中JS的估计系数不显著,说明在上市公司陷入会计舞弊传闻时,联合监管对会计信息质量的监管效果更显著。

表7 异质性分析

| 变量 | 业务复杂度较高 | 业务复杂度较低 | 有舞弊传闻 | 无舞弊传闻 | 监管信息化程度较高 | 监管信息化程度较低 |
|--------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| JS | -0.008** (-2.395) | -0.002 (-0.409) | -0.019** (-2.554) | -0.004 (-1.364) | -0.010*** (-3.891) | -0.004 (-1.508) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 5005 | 2961 | 920 | 6257 | 4566 | 4041 |
| F值 | 11.09 | 6.27 | 6.931 | 10.33 | 18.75 | 13.38 |

3.会计联合监管、监管信息化与会计信息质量。2018年,证监会发布的《中国证监会监管科技总体建设方案》指出要推动资本市场监管信息化。会计联合监管的关键在于通过数据互通共享实现监管联动,因而联合监管的有效性与信息化的应用高度相关。本文认为,当监管信息化程度较高时,监管部门之间信息系统的资源整合程度更高,可以更好地实现业务流程互联互通和数据资源共享共用,监管人员获取和分析监管线索的效率大幅提升,从而更加有效地监测市场风险和异常行为,即会计联合监管在监管信息化水平较高时发挥的会计信息治理作用更强。借鉴王法硕和张嘉玲(2023)的研究^[31],本文使用中央党校发布的省级政府一体化政务服务能力指数来衡量监管信息化水平,根据其

中位数将样本划分为监管信息化程度较高组和监管信息化程度较低组。表7第(5)~(6)列显示,会计联合监管对上市公司会计信息质量的治理效能,在监管信息化水平较高时显著,换句话说,增强联合监管工作机制的有效性需要一定的信息化、数字化基础,因此应当利用现代技术手段完善监管信息化建设,为实现联合监管过程中信息互通、资源共享等工作机制提供支持。

六、进一步分析

高质量的公司信息披露有利于降低市场参与者获取和利用信息的成本,提升资本市场信息效率,优化要素资源配置。那么,会计联合监管是否能够优化资本市场信息环境?根据上文的理论和实证分析,会计联合监管能够提高辖区上市公司会计信息质量,进一步地,本文预期会计联合监管还能够优化资本市场信息环境,提高市场信息效率。股票非流动性和股价同步性表征了资本市场信息效率,股票非流动性和股价同步性越低,市场信息效率越高^[32]。借鉴已有文献^{[33][34]},本文计算了股票非流动性(ILLIQ)、股价同步性(SYN)两项指标作为被解释变量,控制变量的选取与模型(1)相一致,回归结果如表8所示。JS的估计系数均在1%的水平上显著为负,说明会计联合监管在提高辖区上市公司会计信息质量的基础上,能够降低股票非流动性和股价同步性,优化资本市场信息效率。

表8 联合监管与资本市场信息效率

| 变量 | ILLIQ | SYN |
|--------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) |
| JS | -0.003*** (-2.604) | -0.143*** (-18.226) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 8607 | 8441 |
| F值 | 71.61 | 79.19 |

七、结论与政策启示

资本市场会计监管机制创新是否有效提升会计监管效能,这一基本问题在既有的政府会计监管文献中尚未得到深入探究和科学解答。借助地方财政部监管局与证监局建立会计联合监管工作机制这一准自然实验环境,本文构建了多期双重差分模型,实证检验了一线监管部门之间建立联合监管工作机制对辖区上市公司会计信息质量的影响。研究发现,财政部监管局与证监局之间正式建立会计联合监管工作机制后,上市公司的会计信息质量显著提升,该结论在安慰剂检验等一系列稳健性检验后仍然成立。机制分析表明,提高财务报告监管效率和减少财务报告内部控制缺陷是会计联合监管发挥会计信息治理效能的两种作用渠道。异质性分析发现,在上市公司业务复杂度较高、陷入会计舞弊传闻、监管部门信息化水平较高时,会计联合监管提升会计信息质量的作用更显著。进一步地,会计联合监管还有助于提升资本市场信息效率。本文研究结果表明,会计联合监管工作机制是一项成效显著的监管机制创新,对改善上市公司会计信息质量发挥了预期的作用。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议。第一,全面推行财会监督联合联动工作机制。本文为会计联合监管机制的有效性提供了初步的经验证据。根据中共中央办公厅、国务院办公厅《关于进一步加强财会监督工作的意见》的要求,财政部监管局、证监局、交易所等一线监管机构应当深化监管协同合作,积极建立横向协同的会计联合监管工作机制,实现监管数据互通共享、文件会签、联合约谈、案件移送及监管成果互认等,破除监管信息“孤岛效应”,弥补监管空隙盲区,增强监管效能。

第二,推进监管信息化、科技化建设。本文研究发现监管信息化能够增强会计联合监管机制的监管成效。因此,根据证监会发布的《中国证监会监管科技总体建设方案》,积极构建监管大数据平台,运用数据挖掘、电子画像、智能预警等数字技术监测资本市场动态,提高监管信息化水平,为各类监管机制协同作用提供良好的信息化环境。同时,一线监管机构在监管工作中应当应用监管信息化系统及时共享监管信息、数据、文件等各类资源,实现穿透式、全景式、联动式监管,确保会计联合监管效能有效发挥。

第三,深化资本市场会计监管机制创新。本文从监管创新的视角为提升上市公司会计信息质量

提供了可行的监管方向与思路。具体地,顺应全面实行股票发行注册制改革要求,围绕提高上市公司会计信息质量,各地财政部监管局、证监局等一线监管机构应当不断探索监管机制创新,通过联合联动监管、双随机抽查、监管数字化转型等创新性的监管方式,高效配置和利用现有监管资源,提升对会计信息的治理效率和效能,服务上市公司和资本市场高质量发展。

参考文献:

[1] 祝继高,朱佳信,李天时,等.政府会计监督与银行信贷行为研究——基于财政部会计信息质量随机检查的证据[J].管理世界,2023(1):157—176.

[2] 滕飞,夏雪,辛宇.证监会随机抽查制度与上市公司规范运作[J].世界经济,2022(8):109—132.

[3] Chen, G.M., Firth, M., Gao, D.N., Rui, O.M. Is China's Securities Regulatory Agency a Toothless Tiger? Evidence from Enforcement Actions[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2005, 24(6):451—488.

[4] Ke, B., Zhang, X. Does Public Enforcement Work in Weak Investor Protection Countries? Evidence from China[J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38(2):1231—1273.

[5] Christensen, H.B., Liu, L.Y., Maffett, M. Proactive Financial Reporting Enforcement and Shareholder Wealth[J]. Journal of Accounting and Economics, 2020, 69(2—3):101267.

[6] 郑国坚,陈巧,马新啸.政府会计监督与审计定价:“治理效应”还是“标签效应”[J].审计研究,2023(4):92—102.

[7] Bozanic, Z., Dietrich, J.R., Johnson, B.A. SEC Comment Letters and Firm Disclosure[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2017, 36(5):337—357.

[8] Brown, S.V., Tian, X., Tucker, J.W. The Spillover Effect of SEC Comment Letters on Qualitative Corporate Disclosure: Evidence from the Risk Factor Disclosure[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(2):622—656.

[9] 陈运森,邓祎璐,李哲.证券交易所一线监管的有效性研究:基于财务报告问询函的证据[J].管理世界,2019(3):169—185.

[10] 柳光强,王迪.政府会计监督如何影响盈余管理——基于财政部会计信息质量随机检查的准自然实验[J].管理世界,2021(5):157—169.

[11] 李建发,袁璐,李文文,等.政府财会监督与企业税收规避——来自财政部会计信息质量随机检查的证据[J].管理世界,2023(8):154—171.

[12] 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.

[13] 李晓慧,王彩,孙龙渊.中注协约谈监管对抑制公司违规的“补台”与“合奏”效应研究[J].会计研究,2022(3):159—173.

[14] 吴溪,李诗依,耿春晓.公共会计行业自律监管的人力资源配置与同业互查质量——来自中注协上市公司审计质量检查的证据[J].审计研究,2023(1):73—84.

[15] Chen, D., Jiang, D., Liang, S., et al. Selective Enforcement of Regulation[J]. China Journal of Accounting Research, 2011, 4(1—2):9—27.

[16] 孙亮,刘春.监管科技化如何影响企业并购绩效?——基于证监会建立券商工作底稿科技管理系统的准自然实验[J].管理世界,2022(9):176—196.

[17] 陈克兢,姜林,熊熊,等.小股东能监督大股东吗——来自“监管型小股东”的证据[J].会计研究,2024(1):152—163.

[18] 王俊豪.中国特色政府监管理论体系:需求分析、构建导向与整体框架[J].管理世界,2021(2):148—164.

[19] 陈宋生,童晓晓.双重监管、XBRL实施与公司治理效应[J].南开管理评论,2017(6):50—63.

[20] Beck, T., Levine, R., Levkov, A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5):1637—1667.

[21] Dechow, P.M., Sloan, R.G., Sweeney, A.P. Detecting Earnings Management[J]. Accounting Review, 1995:193—225.

[22] 叶康涛,刘行.税收征管、所得税成本与盈余管理[J].管理世界,2011(5):140—148.

[23] Ali, A., Zhang, W. CEO Tenure and Earnings Management[J]. Journal of Accounting and Economics, 2015, 59(1):60—79.

- [24] Dechow, P.M., Dichev, I.D. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(S-1):35—59.
- [25] 陆正飞, 胡诗阳. 股东—经理代理冲突与非执行董事的治理作用——来自中国 A 股市场的经验证据[J]. *管理世界*, 2015(1):129—138.
- [26] Kedia, S., Rajgopal, S. Do the SEC's Enforcement Preferences Affect Corporate Misconduct? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51(3):259—278.
- [27] 田利辉, 王可第. 山高皇帝远: 地理距离与上市公司股价崩盘风险的经验证据[J]. *南方经济*, 2019(11): 34—52.
- [28] Duru, A., Reeb, D.M. International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy and Bias[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(2):415—433.
- [29] Dolde, W., Mishra, D.R. Firm Complexity and FX Derivatives Use[J]. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 2007:3—22.
- [30] Miller, G.S. The Press as a Watchdog for Accounting Fraud[J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(5):1001—1033.
- [31] 王法硕, 张嘉玲. “互联网+政务服务”政策再生产及其影响因素——基于机器学习与定性比较分析的实证研究[J]. *公共管理与政策评论*, 2023(4):47—60.
- [32] Chan, K., Chan, Y.C. Price Informativeness and Stock Return Synchronicity: Evidence from the Pricing of Seasoned Equity Offerings[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 114(1):36—53.
- [33] Amihud, Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1):31—56.
- [34] Gul, F.A., Kim, J.B., Qiu, A.A. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3):425—442.

**Joint Accounting Supervision and Accounting Information Quality of Listed Companies:
A Study on Joint Supervision by the Bureaus of the Ministry
of Finance and Securities Regulatory Commission**

YANG Fan

(Business School, Shandong University, Weihai 264209, China)

Abstract: Horizontal joint supervision, as an innovative regulatory mechanism, holds significant importance for enhancing supervisory efficiency. Based on Chinese A-share listed companies from 2015 to 2021, using the quasi-natural experimental environment where the bureaus of the Ministry of Finance and Securities Regulatory Commission establish joint accounting supervision mechanism, this paper investigates the impact of front-line joint supervision. The results indicate that following the implementation of the joint supervision mechanism by the aforementioned bureaus, the quality of accounting information of listed companies has improved significantly. This effect is primarily attributed to increased efficiency in financial reporting oversight and a reduction in internal control deficiencies related to financial reporting. When companies are engaged in complex operations, embroiled in allegations of accounting fraud, or possess advanced levels of supervisory informatization, the effect of joint accounting supervision on accounting information quality becomes more pronounced. Furthermore, joint accounting supervision contributes to enhancing stock liquidity and decreasing stock price synchronicity, thereby optimizing the information efficiency of the capital market. This research offers valuable insights for advancing innovations in accounting supervision and fostering the stable and healthy development of the capital market.

Key words: Joint Supervision; Accounting Information Quality; Supervision Efficiency; Internal Control

(责任编辑:胡浩志)