政府财会监督的网络溢出效应研究
——基于共同所有权的视角

李 星[1]，丁文甫[2]，祝继高[3]

（1. 中国科学技术大学 科技商学院、管理学院，安徽 合肥 230026；2. 西安交通大学 管理学院，陕西 西安 710049；
3. 对外经济贸易大学 国际商学院，北京 100029）

摘 要：政府财会监督是维护资本市场稳定、提升会计信息质量的重要制度安排。当前，监督对象规模庞大与监督资源有限之间的矛盾较为突出。在此背景下，如何借助市场力量放大政府监督效能，是国家监督体系设计中需要关注的重要问题。文章将市场监督视角引入财会监督治理效应研究中，考察了政府财会监督能否通过机构投资者共同所有权网络向未被检查企业外溢。研究发现，政府财会监督的治理效应能够通过共同所有权网络实现溢出，显著改善未被检查企业的会计信息质量，具体表现为异常应计水平下降。机制分析结果显示，机构投资者的主动监督是溢出效应产生的重要推动因素，当机构投资者具有较强的监督意愿和监督能力时，该溢出效应更加显著。进一步研究发现，溢出效应主要通过机构投资者派驻董事并参与公司治理实现，且更倾向于出现在市场化程度较高、政府干预较弱、交通基础设施完善的地区，这说明监督成本会对溢出效应的方向和强度产生影响。文章拓展了政府财会监督研究的理论边界，揭示了政府监督与市场监督协同治理的潜力，为完善国家监督体系提供了经验证据和政策启示。

关键词：政府财会监督；溢出效应；共同所有权理论；市场监督；协同治理

中图分类号：F273.1 **文献标识码：**A **文章编号：**1001-9952（2026）09-0019-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20260430.101

一、引 言

政府财会监督是国家治理体系中维护资本市场稳定、提升企业会计信息质量的关键手段。政府通过定期检查、随机抽查等多种方式开展财会监督，核心目标在于保障企业财务透明度、防范财务舞弊、维护市场秩序（黄世忠等，2002；徐玉德，2022）。现有研究已证实，政府财会监督能够显著提升被检查企业的会计信息质量，增强市场信任（柳光强和王迪，2021）。但随着企业数量激增和资本市场快速扩张，监督对象规模庞大与监督资源有限之间的矛盾日益凸显（郜进兴等，2009；武辉和王竹泉，2019）。仅依靠政府检查已难以适配复杂多变的市场环境，尤其面对企业财务舞弊的隐蔽性特征，政府财会监督往往难以及时识别潜在风险（吴水澎和毕秀玲，2002）。

收稿日期：2025-12-12

基金项目：国家自然科学基金青年项目（72302180）；国家社会科学基金项目（23VRC046）；中国博士后科学基金特别资助项目（2025T180187）

作者简介：李 星（1992－），男，陕西西安人，中国科学技术大学科技商学院、管理学院研究员，博士生导师；
丁文甫（2002－），男，天津人，西安交通大学管理学院博士研究生；
祝继高（1982－）（通讯作者），男，浙江建德人，对外经济贸易大学国际商学院教授，博士生导师。

因此，仅依赖政府监督难以实现全面、长效的监督效果，亟须其他市场监督力量予以补充（李晓慧和张明祥，2019）。

机构投资者作为重要的市场监督主体，具有补充政府监督的潜力。机构投资者通过在多家企业交叉持股，构建起范围广泛的共同所有权网络。该网络不仅有利于机构投资者参与公司治理（Kang 等，2018；He 等，2019；杜勇等，2021；徐玉德等，2025），也为政府财会监督效应在企业间扩散提供了可行路径。不同于一般信息中介主要依托信息传递间接影响企业行为，共同所有权网络中的机构投资者既拥有信息整合与跨企业比较优势，又因自身收益函数依赖于投资组合的整体价值，能够内部化公司治理改善带来的收益（Edmans，2009；Lewellen 和 Lewellen，2022；杜勇等，2023），因而具有更强的治理动机。进一步来看，依托股东身份，机构投资者可以通过投票表决、沟通施压和董事参与等方式直接介入公司治理（杜勇和孙帆，2025），从而将跨企业比较优势转化为实际治理行动，为监督效应的跨企业传导提供微观基础。

本文关注的核心问题是：政府财会监督的治理效应是否会通过机构投资者形成的共同所有权网络外溢至未被检查的企业。从机构投资者的投资组合视角出发，本文认为这一外溢效应可能源于其内生的组合治理动机。在投资组合收益最大化目标的驱动下，政府财会监督在被检查企业中形成的高质量会计信息与规范内部控制实践（柳光强和王迪，2021），构成了可供参照的治理标杆。这能够帮助机构投资者降低识别其他持股企业信息偏差与治理缺陷的成本，提升其跨企业治理能力。在此基础上，机构投资者可参照该治理标杆，针对未被检查企业的偏离问题，通过问询沟通、投票监督以及董事派驻等方式施加持续治理压力（杜勇和孙帆，2025），推动未被检查的企业优化会计处理与信息披露实践，最终实现财会监督治理效应的网络扩散。

为探究上述问题，本文选取财政部会计信息质量随机检查作为研究情境。财政部作为全国会计工作的主管部门，对全国范围内依法建账的单位享有监督检查权，其开展的会计信息质量随机检查是政府财会监督的核心手段（郜进兴等，2009；李英等，2025），具有较强的权威性和威慑力。该检查的覆盖对象包含国有企业、民营企业、外资企业及行政事业单位，范围还延伸至会计师事务所，检查内容涵盖会计核算、财务管理和内部控制等多个领域（柳光强和王迪，2021）。同时，会计信息质量随机检查遵循“双随机、一公开”原则，检查对象和检查过程具有较强的不可预测性（李建发等，2023；祝继高等，2023）。这既能够避免样本选择偏差和监管俘获问题，也为本文识别财会监督的网络溢出效应提供了合适的制度情境。

本文结合手工收集的财政部会计信息质量检查数据和机构投资者持股关系网络数据，构建了基于共同所有权网络的财会监督溢出暴露程度指标，以此检验其对关联企业会计信息质量的影响。研究发现，政府财会监督的治理效应能够通过机构投资者共同所有权网络溢出至关联企业，显著提升未被检查企业的会计信息质量，具体表现为异常应计水平下降；在排除机构投资者投资选择带来的内生性问题后，该结论依然成立。机制检验显示，机构投资者的主动监督是溢出效应的核心推动力量，以长期持股为导向的机构投资者更能促进财会监督的外溢。进一步研究发现，溢出效应主要通过机构投资者派驻董事并参与公司治理实现，且更倾向于市场化程度较高、政府干预较弱、交通基础设施完善的地区，体现出监督成本对溢出方向和溢出强度的约束作用。最后本文发现，共同机构投资者推动的财会监督溢出能够改善企业信息环境，促使投资者的投资决策更依赖公司自身的信息披露。上述证据表明，本文识别的外部溢出更偏向共同机构投资者依托治理介入形成的跨企业监督传导，而非仅仅是信息中介层面的信息扩散。

本文具有以下潜在贡献：第一，本文通过揭示政府财会监督的外部溢出效应，拓展了该领域研究的理论边界。既有研究主要关注政府财会监督对被检查对象的直接治理效应，而本文进一

步证明，政府财会监督的治理效应能够沿着共同所有权网络向未被检查的对象扩散，并阐明了其理论机制与作用条件。这不仅有助于更全面地理解政府财会监督的社会效益，也深化了对政府财会监督政策更广泛经济后果的认识。第二，本文揭示了共同机构投资者在政府财会监督外部溢出效应中的独特作用。既有研究多从共同审计师、共同分析师等信息中介网络出发，强调监督信息或外部关注在企业间的扩散以及对信息环境的改善。与之不同，本文表明共同机构投资者不仅构建了企业间的持股关联，更能通过信息比较和治理介入推动政府财会监督效应的跨企业传导。既有文献已经证实机构投资者在单一企业内部能够发挥治理功能（蔡庆丰和宋友勇，2010；吴晓晖等，2019，2022），但对于其如何在共同所有权网络中充当政府监督治理效应的传导媒介，目前仍缺乏系统研究。本文将共同机构投资者明确为政府监督向市场扩散的重要协同治理主体，既丰富了监督溢出效应领域关于传导载体和作用机制的理论解释，也拓展了政府监督与市场监督协同治理的研究边界。

本文还为政策制定者在设计和完善国家监督体系时借助市场监督力量提供了经验启示。政策制定部门开展财会监督工作时应充分考量被监督对象的网络特征，通过识别关键节点企业优化监督对象选择，将有限的监督资源优先配置给更可能产生外溢效应的对象，以此提升监督资源配置效率。同时，应强化监督信息披露制度，推动监督结果、违规企业名单、典型违规操作等信息及时公开，构建可供市场力量参考的监督数据库，降低市场监督成本并激励市场主体深度参与监督活动。此外，还可以探索财政部门与市场中介机构的联合监督机制，推动行政监督与公司治理有机结合。这些举措既能扩大政府财会监督的覆盖范围、提升监督效能，也能为缓解庞大监督对象规模与有限监督资源之间的矛盾提供新思路。

二、制度背景与文献综述

（一）财政部会计信息质量检查制度

高质量会计信息是资本市场有效运行、完善市场治理的重要保障。在信息不对称问题和管理层机会主义行为普遍存在的背景下，政府财会监督作为外部治理机制，对保障会计信息质量、规范市场秩序发挥着重要作用（黄世忠等，2002；吴水澎和毕秀玲，2002；徐玉德，2022）。在我国，《中华人民共和国会计法》（以下简称《会计法》）赋予财政部门会计监督检查职责，财政部开展的会计信息质量随机检查是其履行该职责的核心方式，检查对象覆盖金融企业、非金融企业、会计师事务所以及行政事业单位，检查内容涉及会计核算、财务管理、内部控制和业务合规等多个方面（王竹泉和江玮滢，2017）。

自 1999 年正式实施以来，财政部逐步构建起由财政部监督评价局统筹规划、各地监管局与地方财政部门协同执行的会计信息质量检查监督体系，以“双随机、一公开”为核心制度特征。其中，“双随机”机制降低了选择性执法和监管俘获发生的可能性，使得企业无法准确预判检查对象和检查时间，从而对企业形成持续合规经营压力；“一公开”机制则令检查结果成为市场参与者判断企业会计合规性和内部控制质量的重要信息来源，推动政府财会监督效果向市场层面延伸扩散（柳光强和王迪，2021；李建发等，2023；祝继高等，2023）。但随着资本市场的不断扩张、市场主体数量的持续增长，政府财会监督逐渐面临监督对象规模庞大与监督资源总量有限的矛盾，单纯依靠行政检查难以实现监督范围的持续覆盖，提升监督资源配置效率已成为完善国家财会监督体系亟待解决的重要问题（郜进兴等，2009；武辉和王竹泉，2019）。基于此，本文从国家监督与市场监督协同治理的视角出发，考察财政部会计信息质量检查的治理效应能否借助共同机构投资者所有权网络向未被检查的企业扩散，从而实现政府财会监督效能的放大。

（二）会计信息质量检查相关文献

我国关于财会监督的研究最初围绕理论基础、制度功能和实施路径展开。早期文献从财会监督方法改进、会计监管均衡机制和监管实践完善等角度，奠定了理解财会监督制度属性的研究基础（王海民，2001；吴联生和王亚平，2003）。随着国家治理体系现代化建设的推进、资本市场监管实践的逐步发展，相关研究进一步从制度演进、国家治理和会计管理活动等视角，明确了财会监督在维护会计信息质量、规范市场秩序、服务宏观治理中的基础性作用（李晓慧和张明祥，2019；叶康涛等，2020）。整体来看，这类研究为认识财会监督的制度功能提供了理论支撑，但更多聚焦于规范阐释和体系建设层面。

近年来，财政部会计信息质量随机检查已经成为财会监督实证研究的重要场景。围绕上市公司会计信息质量问题，已有研究以异常应计水平作为衡量指标，揭示了财政部会计信息质量检查对被检查企业财务报告质量的直接治理效应（柳光强和王迪，2021）。围绕审计链条，相关研究考察了该项检查对会计师事务所审计质量、审计风险和审计费用的影响，证明财会监督能够通过审计市场产生延伸治理效果（郑登津和武健，2021；郑国坚等，2023）。围绕企业行为和金融风险，已有文献进一步将会计信息质量检查和企业避税、银行系统性风险、信贷结构优化等议题联系起来，拓展了财会监督经济后果的研究边界（李建发等，2023；祝继高等，2023）。现有研究已经较为充分地揭示了会计信息质量检查对被检查对象的直接治理作用，但对于这一治理效应能否通过市场网络向未被检查的对象扩散，仍缺乏系统分析。本文从共同所有权网络视角出发，考察财会监督治理效应的外部溢出机制。

（三）共同机构所有权相关文献

共同机构所有权是机构投资者跨企业持股形成的重要资本市场网络结构。随着机构投资者在同行业或关联企业中广泛配置资产，不同企业之间可通过共同机构投资者形成股权关联结构，从而对公司治理、信息传递和市场竞争产生影响。早期的共同所有权研究从投资组合收益和企业竞争关系出发，指出共同股东同时持有多家公司股份可能改变企业的行为激励（Hansen 和 Lott，1996）。从治理协同和信息传导视角来看，共同机构投资者不仅能够积累跨企业信息比较优势和治理资源，推动经验、知识与治理效应的扩散（潘越等，2020），还可促进知识溢出、提升创新效率（赖烽辉和李善民，2023）。在公司治理层面，共同机构投资者可通过股东投票、管理层监督以及治理介入等方式，约束低效率的管理层行为（Kang 等，2018；He 等，2019），同时抑制财务信息操纵行为，改善盈余信息质量，降低企业诉讼风险（杜勇等，2021；戴静雯等，2024）。

不过，共同所有权网络也可能引发竞争弱化等负面结果。从产业组织和竞争视角开展的研究认为，连锁股东的收益由其整个投资组合的表现决定，因此当同时持有多家竞争企业股份时，共同持股可能弱化企业之间的竞争激励，推动市场均衡向合谋或垄断方向偏移（Hart，1979；Hansen 和 Lott，1996）。既有研究围绕航空业竞争、中国市场竞争格局以及高管薪酬安排，探讨了共同所有权对竞争强度和激励结构的影响（Azar 等，2018；于左等，2021；Antón 等，2023）；在企业层面的经济后果方面，共同所有权可能和投资效率下降、ESG 投入减少、企业金融化程度上升等问题相关联（潘越等，2020；雷雷等，2023）。因此，共同所有权网络能否发挥治理协同功能，取决于外部制度环境、投资者治理动机和具体冲击情况。财政部会计信息质量随机检查是提升信息透明度、强化问责约束的外生财会监督冲击，因此本文更关注共同所有权网络如何被激活为治理传导渠道，推动政府财会监督效应向未被检查的企业溢出。

三、理论分析与假设提出

本文通过梳理上述文献认为，在政府财会监督这一外生监督冲击下，共同所有权网络可能成为监督效应外部溢出的重要载体。其内在逻辑在于：一方面，机构投资者作为公司治理改善的受益者，能够将治理收益内部化，因而具有在投资组合内部开展主动治理的内在动力（Edmans，2009；Lewellen 和 Lewellen，2022；杜勇等，2023）；另一方面，财政部会计信息质量检查能够提升被检查企业的信息透明度和内部控制水平，为机构投资者提供可参照的外部基准，从而降低跨企业监督成本，强化其治理能力（Florou 和 Pope，2012）。在治理激励和治理能力的共同作用下，政府财会监督形成的治理效应可沿共同所有权网络向未被检查的企业传导，最终体现为这些企业会计信息质量的改善。

具体而言，财政部会计信息质量检查通过直接影响被检查对象的会计核算和内部控制，能够提升其会计信息质量和披露可靠性（柳光强和王迪，2021）。作为财会监督的核心抓手，该项检查重点关注会计信息披露的真实性和合法性，保障企业财务报告符合国家监督要求（郜进兴等，2009）。检查过程中，财政部门围绕预算管理、会计核算、资金收支、财务分析和决策支持等环节开展监督（李昌振，2021），通过账目核查识别账务处理中的错误、遗漏或操纵行为，并督促企业完成整改，最终实现盈余质量的提升。同时，财政部作为会计准则制定与监督部门，其检查活动也能帮助企业更准确地理解会计准则要求，做出恰当的会计判断（祝继高等，2023）。此外，检查还关注内部控制体系建设，通过健全机制、优化管理，为高质量会计信息提供制度保障（李建发等，2023）。因此，在“双随机、一公开”和检查结果披露的制度安排下，财政部检查不仅改善了被检查企业自身的会计处理和内控实践，还通过震慑效应和公开信息形成了可观察、可比较的治理参照，为监督冲击沿共同所有权网络传导奠定了基础。

在此基础上，被检查企业实现会计信息质量提升和内部控制优化后，能够为共同机构投资者履行治理职能提供重要支撑。共同机构投资者同时持有多家企业股份，通常拥有跨企业信息比较优势和丰富的行业经验（潘越等，2020）。当部分企业接受财政部的检查，形成了更加规范的财务报告和内控实践后，其会计处理和治理安排经过外部审视具有更高的透明度和可验证性，能够为机构投资者提供相对清晰的比较基准（Florou 和 Pope，2012）。依托这一参照，机构投资者在评估其他持股企业时能够更轻松地识别会计偏差和潜在治理风险，降低信息获取与判断成本（Piotroski 和 Roulstone，2004），还可以通过跨企业对比更快捕捉异常信号（Ying，2024）。同时，外部监督形成的参照也能提升机构投资者治理主张的合理性，减少其与管理层沟通、推动整改过程中的摩擦成本（Ertimur 等，2013）。当信息识别成本下降和治理激励同时存在时，机构投资者更有可能将比较结果转化为实际治理行动：一方面，通过股东问询、沟通施压、提案或投票等方式推动未被检查的企业改进会计处理与信息披露工作（杜勇和孙帆，2025）；另一方面，将被检查企业成熟规范的内控流程与披露实践推广应用到投资组合内的其他企业（Maffett 等，2022）。由此，原本仅由财政部检查引发的局部治理改进可以通过共同所有权网络转化为持续的跨企业监督压力，从而对未被检查企业的会计信息质量产生溢出影响。

基于上述逻辑，本文提出如下假设：财会监督的治理效应可通过共同所有权网络实现外部溢出，提升未被检查企业的会计信息质量。

四、实证设计

（一）样本选择与数据来源

基于数据可得性，本文选取 2008—2024 年未接受财政部会计信息质量随机检查的全部 A 股上市公司作为研究样本。为整理明确接受检查的上市公司名单，本文逐份查阅了财政部发布的

会计信息质量随机检查公告，手工整理了公告中披露的上市公司信息。针对公告中提及的非上市公司，本文通过“天眼查”平台检索其母公司信息，若该非上市公司为某上市公司子公司，则将对应的上市母公司纳入被检查公司名单。在梳理得到全部未接受检查上市公司名单的基础上，本文进一步剔除了金融行业公司，主要原因是金融行业在信息披露和监管环境上具有特殊性。此外，本文还剔除了 ST、*ST 公司以及存在变量缺失值的观测值，最终样本包含 37 916 个公司—年度观测值。本文的机构投资者持股数据和财务数据来自 CSMAR 数据库。

（二）变量定义

1. 被解释变量：会计信息质量（*AbAcc*）。本文采用修正琼斯模型（Dechow 等，1995）计算得到的异常应计水平作为企业会计信息质量的代理变量，模型如下：

$$\frac{TA_{it}}{ASSET_{it-1}}=\beta_0\frac{1}{ASSET_{it-1}}+\beta_1\frac{\Delta REV_{it}}{ASSET_{it-1}}+\beta_2\frac{PPE_{it}}{ASSET_{it-1}}+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$\frac{TA_{it}}{ASSET_{it-1}}=\beta_0\frac{1}{ASSET_{it-1}}+\beta_1\frac{\Delta REV_{it}-\Delta REC_{it}}{ASSET_{it-1}}+\beta_2\frac{PPE_{it}}{ASSET_{it-1}}+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中，下标 i 和 t 分别表示公司和年份，*TA* 表示总应计利润，*ASSET* 表示公司总资产，*REV* 表示营业收入，*REC* 表示应收账款，*PPE* 表示固定资产总额。本文首先对模型（1）进行分行业分年度回归，将估计得到的回归系数代入模型（2），计算得出的模型（2）残差即为公司异常应计利润，最后将残差取绝对值得到异常应计水平衡量指标，即本文的被解释变量 *AbAcc*。*AbAcc* 越大，代表公司的异常应计水平越高，会计信息质量越差。

2. 解释变量：财会监督溢出暴露程度（*CommonSup*）。本文借鉴赖烽辉和李善民（2023）的思路，将未接受检查的公司 i 在第 t 年由被检查公司 k 引发、经共同机构投资者网络传导的财会监督溢出暴露程度定义为：

$$CommonSup_{it}=\sum_{s=1}^{S}\sum_{k=1}^{K}Sup_{kt}\times\mu_{sit}\times\mu_{skt} \tag{3}$$

其中，i 表示未接受检查的公司，k 表示接受检查的公司，s 表示机构投资者，本文要求公司 i 和公司 k 处于同一行业，μ_{sit} 和 μ_{skt} 分别表示机构投资者 s 在第 t 年对公司 i 和公司 k 的持股比例。Sup_{kt} 为反映公司 k 在第 t 年接受检查情况的虚拟变量：若公司 k 在第 t 年或以前年度接受过检查，则 Sup_{kt} 取值为 1，否则取值为 0。

图 1 为变量构建逻辑的示意图（为简化标注，省略了下标 t）。假设第 t 年某行业内有公司 k_1、k_2 接受了财政部会计信息质量随机检查，同行业未接受检查的公司 i_1 与 k_1、k_2 之间存在共同机构投资者 s_1 和 s_2，其中 s_1 同时持有公司 k_1、k_2 和 i_1 的股份，s_2 同时持有公司 k_2 和 i_1 的股份。根据模型（3），当年经由共同机构投资者 s_1 传导的财会监督为 $1\times\mu_{s_1k_1}\times\mu_{s_1i_1}+1\times\mu_{s_1k_2}\times\mu_{s_1i_1}$，经由共同机构投资者 s_2 传导的财会监督为 $1\times\mu_{s_2k_2}\times\mu_{s_2i_1}$；最后，将共同机构投资者 s_1 和 s_2 传导的财会监督溢出汇总，即可得到公司 i_1 当年受到的财会监督溢出暴露程度，也就是本文的解释变量 *CommonSup*。该指标具有两点优势：第一，通过同时考量共同机构投资者在被检查企业和未被检查企业中的持股比例，该指标可以分别反映其获取监督冲击、施加治理影响的强度，能够更准确地衡量溢出效应；第二，由于被检查企业受到的是财政部“双随机、一公开”制度下的监督冲击，该指标在一定程度上具有外生性基础。

3. 控制变量。参考现有文献（于忠泊等，2011；刘行和赵弈超，2024），本文控制了以下变量：企业规模（*Size*）、资产负债水平（*Leverage*）、总资产收益率（*ROA*）、营业收入增长率（*SalesGth*）、独立董事占比（*BoardIndep*）、机构投资者占比（*InstOwn*）、公司管理层持股占比（*MgtOwn*）、企业年龄（*Age*）、产权性质（*SOE*）以及是否由国际四大会计师事务所审计（*Big4*）。

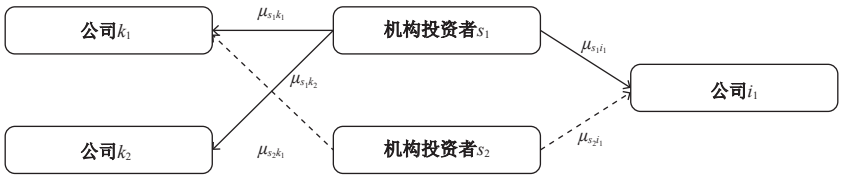


图 1　财会监督溢出暴露程度构建逻辑

（三）模型设定

本文采用如下模型来检验财政部会计信息质量随机检查的治理效应是否会通过共同所有权网络溢出到未被检查的企业，进而影响这些企业的异常应计水平。

$$AbAcc_{it}=\beta_0+\beta_1 CommonSup_{it}+\sum X_{it}+f_i+f_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示公司和年份。*AbAcc* 和 *CommonSup* 分别表示异常应计水平和财会监督溢出暴露程度，X 表示控制变量。此外，本文在模型中加入了公司固定效应 f_i 和年份固定效应 f_t，用于控制公司固有特征和宏观环境因素对企业异常应计水平的潜在影响，ε 表示残差项。根据本文假设，若财会监督的治理效应通过共同所有权网络溢出，进而抑制未被检查企业的异常应计水平，则将表现为 *AbAcc* 和 *CommonSup* 之间存在显著的负相关关系，因此本文预期 β_1 显著为负。

五、实证结果

（一）描述性统计

为排除异常值对估计结果的干扰，本文对所有连续型变量进行了 1% 和 99% 分位的缩尾处理。表 1 的描述性统计结果显示，在样本期内，公司通过共同所有权网络受到的财会监督溢出暴露程度（*CommonSup*）的均值为 0.1089，标准差为 0.4807，说明不同企业受到的溢出暴露程度存在较强的异质性。控制变量方面，样本公司的平均资产规模（*Size*，对数口径）为 22.1492，平均资产负债率（*Leverage*）为 41.73%，平均总资产收益率（*ROA*）为 3.28%，其他变量的最小值、最大值与分位数均处于缩尾后的合理区间内。

表 1　描述性统计

	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
AbAcc	0.1375	0.2169	0.0009	0.0232	0.0533	0.1263	1.0896
CommonSup	0.1089	0.4807	0.0000	0.0000	0.0001	0.0201	4.0003
Size	22.1492	1.2072	19.6300	21.2900	21.9859	22.8500	25.6900
Leverage	0.4173	0.1997	0.0497	0.2591	0.4112	0.5630	0.9671
ROA	0.0328	0.0667	−0.3127	0.0113	0.0350	0.0651	0.2002
SalesGth	0.2423	0.6500	−0.7190	−0.0495	0.0982	0.3217	4.5569
BoardIndep	0.3764	0.0531	0.3333	0.3333	0.3636	0.4286	0.5714
InstOwn	0.3478	0.2752	0.0003	0.0559	0.3467	0.5810	0.8991
MgtOwn	0.1403	0.1947	0.0000	0.0000	0.0124	0.2642	0.6923
Age	2.8765	0.3798	0.0000	2.6391	2.9444	3.1355	4.2047
SOE	0.3312	0.4707	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
Big4	0.0462	0.2098	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

（二）基准回归分析：财会监督的溢出现象

表 2 展示了本文的基准回归结果。其中，列（1）仅纳入核心解释变量和固定效应，列（2）在此基础上进一步加入了全部控制变量。从估计结果来看，两列中 *CommonSup* 的系数均为负，且

在 1% 的水平上显著。这说明经共同所有权网络溢出的财会监督能够有效抑制未接受检查公司的异常应计水平，与本文假设一致。同时，这一抑制作用具有较强的经济显著性：以列(2)的估计系数为例，当财会监督溢出暴露程度增加一个标准差时，公司的异常应计水平将下降约 0.003(0.007×0.4807)，这相当于样本均值的 2.45%(0.007×0.4807/0.1375)，具有显著的经济影响力。基准回归结果表明，共同机构投资者在财会监督的外部溢出过程中发挥了积极作用。

表 2　基准回归分析

	(1)	(2)
	AbAcc	*AbAcc*
CommonSup	−0.008***	−0.007***
	(−3.44)	(−3.09)
Constant	0.138***	0.234***
	(577.42)	(4.63)
公司固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测数	37916	37916
Adj. R^2	0.7066	0.7082

注：括号内为经公司层面聚类的*t*统计量，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(三)稳健性检验

1. 内生性问题处理。本文核心解释变量 *CommonSup* 的构建依托了财政部会计信息质量检查的随机性特征，但共同机构投资者网络的形成仍可能受到企业自身特征的影响。例如，机构投资者可能更倾向于持有会计信息质量较高企业的股份(Gibbons，2024)，导致 *CommonSup* 与企业原有会计信息质量存在潜在关联。为缓解机构投资者选择所带来的内生性问题，本文构建堆叠双重差分模型进行检验。具体而言，本文以财政部会计信息质量随机检查事件划分队列，选取检查前后三年作为观察窗口；在每一队列内，将与被检查企业处于同一行业、样本期内未接受财政部会计信息质量随机检查，且在检查发生前已与被检查企业存在共同机构投资者的上市公司定义为处理组(*Treat*=1)，将其他同行业未被检查的公司定义为控制组(*Treat*=0)。同时，本文将检查发生前三年定义为政策实施前时期(*Post*=0)，将检查当年及之后年份定义为政策实施后时期(*Post*=1)。为避免事件窗口重叠，本文对同一行业仅保留第一次检查所形成的事件队列，最终将所有队列堆叠，控制公司、年份和事件队列固定效应开展双重差分分析。

估计结果表明，在加入控制变量前后，*Treat*×*Post* 的系数均显著为负。这说明财政部开展会计信息质量随机检查后，相较于控制组企业，处理组企业的异常应计水平出现了显著下降。动态效应检验进一步显示，在检查开展之前，处理组与控制组之间不存在显著的事前趋势差异；而在检查开展当年及之后，处理组企业的异常应计水平显著下降，说明经由共同所有权网络传导的财会监督效应在检查后逐步显现。这为本文的因果关系识别提供了支撑。

2. 替换被解释变量。本文基础检验中，会计信息质量采用修正琼斯模型计算得到的异常应计水平衡量。为进一步验证结论的稳健性，本文参考 Dechow 和 Dichev(2002)的模型以及 Ball 和 Shivakumar(2005)的非线性方法，重新构建了两个变量来衡量企业异常应计水平，分别记为 *AbAcc_DD* 和 *AbAcc_NL*。将上述两个变量替换基准回归的被解释变量后，*CommonSup* 的估计系数仍在 1% 的水平上显著。这说明经共同所有权网络溢出的财会监督对企业异常应计的抑制作用并不因被解释变量衡量方式的改变而消失，本文结论具有稳健性。

3. 替换解释变量。在共同所有权网络的传导过程中，机构投资者对被检查企业的持股比例更可能反映其获取监督冲击、形成对标信息的强度；而机构投资者对未被检查企业的持股比例则更直接体现了其在该企业施加影响、推动治理行动的能力。本文进一步参考赖烽辉和李善民(2023)的处理思路，对被检查企业端的持股比例进行权重弱化，构造了更聚焦未被检查企业决策约束的替代指标 *CommonSup_Focus*。该指标对式(3)中机构投资者在被检查企业的持股比例 μ_{skt} 取平方根，通过降低其边际权重，相对强化未被检查企业端持股比例 μ_{sit} 在指标中的作用。使

用 *CommonSup_Focus* 替换核心解释变量后，估计结果仍显著为负，说明本文结论对原始指标中被检查企业端持股权重的设定不敏感。

本文按照共同机构投资者对未被检查企业的持股比例是否达到 5%，构建 *CommonSup_High* 和 *CommonSup_Low*。结果显示，*CommonSup_High* 的系数显著为负，而 *CommonSup_Low* 的系数不显著，说明较高持股比例对应的治理影响力是财会监督溢出效应产生的重要基础。此外，本文还区分检查发生前后形成的共同所有权关系，构建 *CommonSup_Before* 和 *CommonSup_After*。结果显示，仅 *CommonSup_Before* 的系数显著为负，说明仅保留检查前已形成的共同持股网络时，财会监督溢出效应依然存在，这进一步缓解了事后持股选择可能带来的内生性担忧。[①]

4. 排除其他监督机制与溢出渠道的影响。除了财政部开展的会计信息质量随机检查外，证监会随机抽查（刘金洋，2024）、国家审计（潘俊等，2023）等监督机制也可能对企业会计信息质量产生影响；同时，共同审计师、共同分析师等企业间关联关系也可能实现信息在企业间的传递并发挥治理作用。为排除上述替代解释，本文一方面分别剔除接受过证监会随机抽查、接受过国家审计以及同时受到两类监督机制影响的样本企业；另一方面，遵循与共同机构投资者持股指标相同的构建逻辑，将共同审计师和共同分析师渠道的溢出变量纳入基准回归模型。结果显示，在排除其他政府监督机制影响或控制其他信息溢出渠道后，核心解释变量的系数仍显著为负，说明本文观测到的财会监督溢出效应并非由其他监督机制或信息中介渠道驱动。

（四）机制检验：财会监督的溢出原因

基准结果表明，政府财会监督能够通过共同所有权网络溢出至未被检查的企业。结合上文的理论分析，为检验该溢出效应是否来源于共同机构投资者的治理效应，本文参考杜勇等（2023）的方法，通过直接检验和分类检验两种方式，考察财会监督溢出效应的具体产生原因。

1. 共同机构投资者治理效应。首先，本文参考杜勇等（2021）的思路，构建机构投资者退出威胁变量 *NET*（公司股票年日均换手率与机构投资者持股比例的乘积），以此检验机构投资者治理效应对企业会计信息质量的影响。表 3 的 A 部分列（1）显示，*NET* 的系数显著为负，说明机构投资者治理效应能够直接降低企业的异常应计水平。进一步来看，机构投资者的持股目的会影响其市场监督动机：长期战略型投资者更关注企业长期发展和财务稳定，因而具有更强的监督动机（Brochet 等，2015）；短期投机型投资者更关注市场波动和短期收益，对企业信息披露质量的依赖程度相对更低（Bushee 和 Noe，2000）。据此，本文参考杜勇等（2021）的方法，将持股期限超过 4 年的机构投资者定义为长期战略型投资者，其他投资者定义为短期投机型投资者，并构建 *CommonSup_LongTerm* 和 *CommonSup_ShortTerm*，刻画经长期持股、短期持股机构投资者传导的财会监督溢出暴露程度。表 3 的 A 部分列（2）显示，仅 *CommonSup_LongTerm* 的系数显著为负，而 *CommonSup_ShortTerm* 的系数不显著，说明财会监督的治理效应主要通过监督动机较强的长期机构投资者溢出至未被检查的企业。

2. 排除潜在替代解释。除了主动监督机制外，共同所有权也可能通过影响企业间竞争强度和行业竞争格局发挥作用（雷雷等，2023）。从这一视角来看，财会监督的溢出效应也可能来源于监管冲击对共同机构投资者合谋能力的限制。为排除该替代解释，本文参考潘越等（2020）以及杜勇等（2021）的方法，构建企业同行业高合谋共同机构投资者持股比例 *Con_Power*，用以衡

① 本文各类分组的财会监督溢出暴露程度指标均基于式（3）并在求和项中引入相应的分组筛选条件（或等价地乘以分组虚拟变量）构造得到。具体而言，*CommonSup_High* 和 *CommonSup_Low* 按共同机构投资者对未被检查企业 *i* 的持股比例是否不低于 5% 分组得到，*CommonSup_Before* 和 *CommonSup_After* 按与被检查企业 *k* 的共同所有权网络关系形成时间相对检查事件的先后分组得到。

量共同机构投资者的合谋潜力。本文将机构投资者在某行业内持股企业数量高于中位数的情形定义为高合谋潜力，据此统计对应企业获得的高合谋共同机构投资者持股比例。表 3 的 B 部分列（1）显示，*Con_Power* 与企业异常应计水平不存在显著的相关性。进一步地，本文根据合谋潜力进行样本分组，构建 *CommonSup_HighCon* 和 *CommonSup_LowCon*，刻画经高合谋潜力、低合谋潜力机构投资者传导的财会监督溢出暴露程度。列（2）结果显示，无论共同机构投资者合谋潜力高低，财会监督溢出暴露程度的系数均显著为负，说明限制共同机构投资者合谋并不是财会监督外部溢出的主要原因。

综合上述证据，机构投资者的治理动机与治理能力是推动财会监督外部溢出的关键因素，说明财会监督的外部溢出主要通过机构投资者的治理效应实现。

（五）路径探索：财会监督的溢出实现方式

本文进一步探究机构投资者的治理效应通过何种方式落实，并从治理方式视角考察财会监督外部溢出的具体实现路径。机构投资者发挥治理效应的方式可分为两类：一类是主动的“用手投票”，包括派驻董事、强化交流、投反对票等；另一类是被动的“用脚投票”，即退出威胁。参考杜勇等（2021）的研究，本文基于 CSMAR 数据库并结合手工整理得到的机构投资者委派信息，构建 *Pro_Board*（共同机构投资者委派董事比例）和 *Pro_DJG*（共同机构投资者委派董监高比例）两项治理介入指标。表 4 结果显示，*CommonSup* 显著提高了 *Pro_Board* 和 *Pro_DJG* 的值，表明财会监督溢出暴露程度越高，共同机构投资者越倾向于加强治理介入。进一步来看，在异常应计水平的回归中纳入 *Pro_Board* 或 *Pro_DJG* 后，治理介入变量对 *AbAcc* 的影响显著为负，而 *CommonSup* 的影响减弱且不再显著，说明共同机构投资者通过委派董事或董监高参与治理是财会监督溢出效应的重要实现方式。

表 3　机制检验：财会监督的溢出原因

A部分：共同机构投资者治理效应		
	（1）	（2）
	AbAcc	*AbAcc*
NET	−0.004*	
	（−1.77）	
CommonSup_LongTerm		−0.006***
		（−3.26）
CommonSup_ShortTerm		0.045
		（1.47）
Constant	0.250***	0.237***
	（4.92）	（4.69）
控制变量	控制	控制
公司固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测数	37781	37916
Adj. R^2	0.7034	0.7082
B部分：共同机构投资者合谋潜力		
	（1）	（2）
	AbAcc	*AbAcc*
Con_Power	−0.031	
	（−1.02）	
CommonSup_HighCon		−0.014**
		（−2.41）
CommonSup_LowCon		−0.025***
		（−3.33）
Constant	0.236***	0.228***
	（4.66）	（4.54）
控制变量	控制	控制
公司固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测数	37916	37916
Adj. R^2	0.7082	0.7083

注：括号内为经公司层面聚类的*t*统计量，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

（六）异质性分析：财会监督的溢出方向

本文认为，当市场监督成本较低、外部阻力较小时，机构投资者更易将监督冲击转化为治理实践，财会监督的溢出效应会更显著；反之，若外部环境推高了信息获取、沟通协调与治理介入成本，则溢出效应可能被削弱。基于此，本文从市场化水平、政府干预强度和交通基础设施三个维度展开异质性分析。首先，机构投资者发挥监督作用需要相对完善的市场环境支撑，在市

场化水平较低的地区，其治理能力难以充分发挥，对被投资企业的影响相对有限（Aggarwal等，2011）。本文采用中国市场化指数衡量地区市场化水平，表5列（1）和列（2）结果显示，*CommonSup*的系数在市场化水平较高的样本中显著为负，在市场化水平较低的样本中则不显著，且两组系数差异在5%的水平上显著，说明财会监督更倾向于向市场化程度较高的地区溢出。其次，政府干预可能通过增加治理约束和外部阻力来削弱机构投资者的监督作用（Duchin和Sosyura，2012）。参考潘红波等（2008）的方法，本文以地方财政一般预算支出与地区生产总值的比值衡量政府干预强度。列（3）和列（4）结果显示，*CommonSup*的系数在政府干预较弱的样本中显著为负，在政府干预较强的样本中则不显著，且两组系数差异在5%的水平上显著，表明财会监督更容易向政府干预较弱的地区溢出。最后，交通基础设施可能会影响机构投资者实地调研、出席会议和参与治理的便利程度（谭劲松和林雨晨，2016）。本文以公司所在城市是否开通高铁来衡量交通基础设施状况（金智等，2021）。列（5）和列（6）结果显示，*CommonSup*的系数在交通基础设施完善的样本中显著为负，在交通设施不完善的样本中则不显著，且两组系数差异在5%的水平上显著，表明财会监督更容易向交通基础设施完善的地区溢出。上述结果表明，监督成本是影响财会监督溢出方向与强度的重要条件。

表4　路径探索：财会监督的溢出实现方式

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	基准结果	委派董事		委派董监高	
	AbAcc	*Pro_Board*	*AbAcc*	*Pro_DJG*	*AbAcc*
CommonSup	−0.007***	0.044***	−0.002	0.038***	−0.003
	（−3.09）	（10.94）	（−0.76）	（8.02）	（−1.39）
Pro_Board			−0.113***		
			（−16.80）		
Pro_DJG					−0.092***
					（−8.77）
Constant	0.234***	0.377***	0.277***	0.134***	0.246***
	（4.63）	（5.33）	（5.46）	（2.73）	（4.88）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	37916	37916	37916	37916	37916
Adj. R^2	0.7082	0.3775	0.7109	0.4193	0.7090

注：括号内为经公司层面聚类的*t*统计量，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表5　异质性分析

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	市场化水平		政府干预		交通基础设施	
	高	低	强	弱	完善	不完善
	AbAcc	*AbAcc*	*AbAcc*	*AbAcc*	*AbAcc*	*AbAcc*
CommonSup	−0.008***	−0.001	−0.001	−0.008**	−0.007***	0.001
	（−3.21）	（−0.35）	（−0.89）	（−2.27）	（−2.75）	（0.12）
Constant	0.128***	0.264***	0.147***	0.313***	0.272***	0.097
	（2.60）	（3.00）	（3.33）	（3.36）	（4.26）	（1.02）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	18966	18937	18930	18973	27484	10432
Adj. R^2	0.6652	0.7181	0.6553	0.7719	0.7121	0.6899
组间差异检验*p*值	0.042		0.046		0.046	

注：由于数据库中部分信息缺失，异质性分析的观测数较基准回归有所减少。括号内为经公司层面聚类的*t*统计量，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

（七）进一步研究：信息披露与市场反应

上文研究表明，经由共同机构投资者传导的财会监督治理效应能有效降低未接受检查企业的异常应计水平。由于异常应计主要反映盈余管理维度，本文进一步从信息环境评价和投资者对信息披露的反应视角，考察公司整体信息质量的改善情况。首先，本文考察公司信息环境的评价情况（*Evaluation*）。证券交易所每年会对上市公司的信息披露质量进行评级，[①]评级结果越好，企业在市场中的认可度就越高。本文以此为研究视角发现，财会监督溢出暴露程度越高的公司越容易获得较好的信息环境评级。其次，本文从投资者交易行为视角，考察公司会计信息披露引发的市场反应，具体观测公司会计信息披露带来的成交量和股价波动情况。信息披露引发的成交量和股价波动越强烈，说明投资者交易行为对公司披露信息的依赖程度越高（Bushee 和 Noe，2000）。本文以公司财务报告披露当日及披露前后两个交易日为窗口期，计算累计异常收益率的绝对值（*Abs_CAR*）和异常交易量的绝对值（*Abs_CAN*），[②]检验财会监督溢出暴露程度的影响。表 6 结果显示，财会监督溢出暴露程度较高的公司，其信息披露能够引发更强烈的市场反应。

表 6　信息披露与市场反应

	（1）	（2）	（3）
	Evaluation	*Abs_CAR*	*Abs_CAN*
CommonSup	0.033***	0.002***	0.045***
	（3.13）	（3.04）	（3.49）
Constant	−1.791***	0.110***	0.233
	（−10.62）	（7.34）	（0.78）
控制变量	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测数	32 332	37 680	37 371
Adj. R^2	0.4570	0.0646	0.1720

注：括号内为经公司层面聚类的*t*统计量，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

六、研究结论与政策启示

如何有效解决庞大监督对象与有限监督资源之间的突出矛盾，在有限监督资源下提升监督效能，是国家监督体系建设需要关注的重要问题。本文在政府财会监督研究框架中引入市场监督力量，考察了政府财会监督能否沿机构投资者共同所有权网络向未被检查的企业溢出。本文通过构建基于共同所有权网络的财会监督溢出暴露程度指标，得到以下研究结论：第一，政府财会监督的治理效应能够通过共同机构投资者网络溢出至关联企业，显著降低未被检查企业的异常应计水平，提升其会计信息质量。第二，机构投资者的主动监督是财会监督溢出效应的核心机制；当共同机构投资者具有较强的监督意愿与能力，尤其是以长期持股为导向时，溢出效应更加显著。第三，财会监督溢出主要通过机构投资者派驻董事并参与公司治理实现，且更容易流向市场化程度较高、政府干预较弱、交通基础设施较完善的地区，说明监督成本是影响溢出方向与强度的重要条件。第四，共同机构投资者推动的财会监督溢出能够改善企业信息环境，使投资者在决策过程中更加依赖公司披露的会计信息。在完善国家监督体系、推进国家治理体系和治理能力现代化的背景下，本文的研究结论具有以下政策启示：

第一，加快构建多元协同的财会监督体系，借助市场监督力量提升政府监督效能。《关于进一步加强财会监督工作的意见》明确要求财会监督“坚持协同联动，加强贯通协调”。本文研究发现，政府财会监督的治理效应并不局限于被检查对象，而是能够借助共同所有权网络向外部关联企业扩散。因此，财政部门在履行监督主责的过程中，既要保持监督检查的权威性和威慑

① 证券交易所信息质量评级分为四个等级，1 为优秀、2 为良好、3 为一般、4 为差。为使结果更加直观，本文将这个评级进行对数化处理并取相反数。新构造的指标越大，说明信息披露质量评级越高。

② 异常交易量和异常收益率分别以 Fama 三因子模型和市场基准模型计算得到。

力，也可在遵循“双随机”原则的基础上适度关注企业的网络位置，优先识别拥有较强网络连接和溢出潜力的关键节点企业，以此提升监管资源的配置效率。同时，政府部门应进一步完善监督信息披露机制，及时公开被监督对象、检查结果、典型违规案例以及整改信息，为机构投资者等市场主体提供权威可比的治理参照，降低其信息获取与监督成本，借助市场监督力量推动财会监督效应在更大范围扩散。

第二，为机构投资者参与公司治理创造更有利的制度环境，提升市场监督的有效性。本文研究发现，机构投资者的监督意愿和监督能力是财会监督产生外部溢出的关键基础，以长期持股为导向的机构投资者尤其能够放大监督治理效应。因此，应进一步完善支持中长期资金参与资本市场的制度安排，引导机构投资者关注企业长期价值与治理质量，发挥其在改善公司治理与会计信息质量中的监督作用。同时，本文观察到财会监督的溢出效应在市场化程度较高、政府干预较弱和交通基础设施较完善的地区更加显著，这说明市场监督仍受到制度环境和监督成本的制约。为此，应持续推进市场化改革，减少不必要的行政干预，完善公平透明的市场规则，并通过交通、信息通信和数字基础设施建设，降低市场主体参与监督的成本。上述措施有助于增强机构投资者的治理能力，推动政府财会监督与市场监督形成更加稳定的协同治理机制。

参考文献：

[1]蔡庆丰，宋友勇. 超常规发展的机构投资者能稳定市场吗?——对我国基金业跨越式发展的反思[J]. 经济研究，2010，(1)：90−101.

[2]戴静雯，许荣，祝天琪，等. 共同机构所有权与企业诉讼风险[J]. 金融研究，2024，(4)：94−112.

[3]杜勇，孙帆. 共同机构委派董事网络下企业研发投资的同群效应研究[J]. 南开管理评论，2025，(11)：173−184.

[4]杜勇，孙帆，曹磊. 共同机构所有权可以促进企业升级吗?[J]. 数量经济技术经济研究，2023，(10)：181−201.

[5]杜勇，孙帆，邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. 中国工业经济，2021，(6)：155−173.

[6]郜进兴，林启云，吴溪. 会计信息质量检查：十年回顾[J]. 会计研究，2009，(1)：27−35.

[7]黄世忠，杜兴强，张胜芳. 市场 政府与会计监管[J]. 会计研究，2002，(12)：3−11.

[8]金智，张立光，辛清泉. 高铁开通与公司 IPO[J]. 会计研究，2021，(4)：103−116.

[9]赖烽辉，李善民. 共同股东网络与国有企业创新知识溢出——基于国有企业考核制度变迁的实证研究[J]. 经济研究，2023，(6)：119−136.

[10]雷雷，张大永，姬强. 共同机构持股与企业 ESG 表现[J]. 经济研究，2023，(4)：133−151.

[11]李昌振. 国家治理视域下财会监督体系构建的逻辑与路径[J]. 会计之友，2021，(16)：7−12.

[12]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.

[13]李晓慧，张明祥. 会计监管的演进与发展研究[J]. 会计研究，2019，(2)：42−48.

[14]李英，肖君尚，洪金明. 政府财会监督与关键审计事项信息含量——基于文本相似度视角[J]. 审计与经济研究，2025，(6)：20−29.

[15]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.

[16]刘行，赵弈超. 增值税税率下调、税收成本权衡与企业盈余管理策略[J]. 经济研究，2024，(8)：77−94.

[17]刘金洋. 证监会行政监管与公司投资效率——基于随机抽查制度的准自然实验[J]. 会计研究，2024，(4)：126−136.

[18]潘红波，夏新平，余明桂. 政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J]. 经济研究，2008，(4)：41−52.

[19]潘俊，余一品，靳庆鲁，等. 政府财务信息的宏观契约与微观估值功能——兼论政府会计与国家审计的协同[J]. 会计研究，2023，(12)：134−145.

[20]潘越，汤旭东，宁博，等. 连锁股东与企业投资效率：治理协同还是竞争合谋[J]. 中国工业经济，2020，(2)：136−154.

[21]谭劲松，林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据[J]. 南开管理评论，2016，(5)：115−126.

[22]王海民. 对政府会计监管问题的几点看法[J]. 会计研究，2001，(12)：29−31.

[23]王竹泉，江玮滢. 我国会计信息质量检查十年回顾与改进建议[J]. 财政监督，2017，(2)：5−10.

[24]武辉，王竹泉. 国家治理框架下善治导向的会计监督体系重构[J]. 会计研究，2019，(4)：3−10.

[25]吴联生，王亚平. 有效会计监管的均衡模型[J]. 经济研究，2003，(6)：14−19.

[26]吴水澎，毕秀玲. 论政府对会计监管的必要性、缺陷和效果[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版)，2002，(4)：10−17.

[27]吴晓晖，郭晓冬，乔政. 机构投资者抱团与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济，2019，(2)：117−135.

[28]吴晓晖，李玉敏，柯艳蓉. 共同机构投资者能够提高盈余信息质量吗[J]. 会计研究，2022，(6)：56−74.

[29]徐玉德. 党领导财会监督工作的伟大历程、辉煌成就与宝贵经验[J]. 财务与会计，2022，(8)：38−41.

[30]徐玉德，程东，刘晓颖. 机构投资者网络团体的风险缓释效应——基于企业风险承担的经验证据[J]. 南京审计大学学报，2025，(3)：48−58.

[31]叶康涛，刘金洋，曾雪云. 会计管理活动论的当代意义[J]. 会计研究，2020，(1)：5−15.

[32]于忠泊，田高良，齐保垒，等. 媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察[J]. 管理世界，2011，(9)：127−140.

[33]于左，张容嘉，付红艳. 交叉持股、共同股东与竞争企业合谋[J]. 经济研究，2021，(10)：172−188.

[34]郑登津，武健. 会计信息质量检查与审计质量[J]. 审计研究，2021，(1)：71−82.

[35]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.

[36]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.

[37]Aggarwal R，Erel I，Ferreira M，et al. Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors[J]. Journal of Financial Economics，2011，100(1)：154−181.

[38]Antón M，Ederer F，Giné M，et al. Common ownership，competition，and top management incentives[J]. Journal of Political Economy，2023，131(5)：1294−1355.

[39]Azar J，Schmalz M C，Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance，2018，73(4)：1513−1565.

[40]Ball R，Shivakumar L. Earnings quality in UK private firms：Comparative loss recognition timeliness[J]. Journal of Accounting and Economics，2005，39(1)：83−128.

[41]Brochet F，Loumioti M，Serafeim G. Speaking of the short-term：Disclosure horizon and managerial myopia[J]. Review of Accounting Studies，2015，20(3)：1122−1163.

[42]Bushee B J，Noe C F. Corporate disclosure practices，institutional investors，and stock return volatility[J]. Journal of Accounting Research，2000，38：171−202.

[43]Dechow P M，Dichev I D. The quality of accruals and earnings：The role of accrual estimation errors[J]. The Accounting Review，2002，77(S1)：35−59.

[44]Dechow P M，Sloan R G，Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. The Accounting Review，1995，70（2）：193−225.

[45]Duchin R，Sosyura D. The politics of government investment[J]. Journal of Financial Economics，2012，106（1）：24−48.

[46]Edmans A. Blockholder trading，market efficiency，and managerial myopia[J]. The Journal of Finance，2009，64（6）：2481−2513.

[47]Ertimur Y，Ferri F，Oesch D. Shareholder votes and proxy advisors：Evidence from say on pay[J]. Journal of Accounting Research，2013，51（5）：951−996.

[48]Florou A，Pope P F. Mandatory IFRS adoption and institutional investment decisions[J]. The Accounting Review，2012，87（6）：1993−2025.

[49]Gibbons B. The financially material effects of mandatory nonfinancial disclosure[J]. Journal of Accounting Research，2024，62（5）：1711−1754.

[50]Hansen R G，Lott Jr J R. Externalities and corporate objectives in a world with diversified shareholder/consumers[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis，1996，31（1）：43−68.

[51]Hart O D. On shareholder unanimity in large stock market economies[J]. Econometrica，1979，47（5）：1057−1083.

[52]He J，Huang J K，Zhao S. Internalizing governance externalities：The role of institutional cross-ownership[J]. Journal of Financial Economics，2019，134（2）：400−418.

[53]Kang J K，Luo J，Na H S. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors?[J]. Journal of Financial Economics，2018，128（3）：576−602.

[54]Lewellen J，Lewellen K. Institutional investors and corporate governance：The incentive to be engaged[J]. The Journal of Finance，2022，77（1）：213−264.

[55]Maffett M，Nakhmurina A，Skinner D J. Importing activists：Determinants and consequences of increased cross-border shareholder activism[J]. Journal of Accounting and Economics，2022，74（2−3）：101538.

[56]Piotroski J D，Roulstone D T. The influence of analysts，institutional investors，and insiders on the incorporation of market，industry，and firm-specific information into stock prices[J]. The Accounting Review，2004，79（4）：1119−1151.

[57]Ying J. Gradual information diffusion across commonly owned firms[J]. Journal of Financial Economics，2024，156：103852.

A Research on the Network Spillover Effect of Governmental Financial Supervision: A Perspective Based on Common Ownership

Li Xing[1]，Ding Wenfu[2]，Zhu Jigao[3]

(1. *Faculty of Business for Science and Technology/School of Management*, *University of Science and Technology of China*, *Hefei* 230026, *China*; 2. *School of Management*, *Xi'an Jiaotong University*, *Xi'an* 710049, *China*;
3. *Business School*, *University of International Business and Economics*, *Beijing* 100029, *China*)

Summary: Governmental financial supervision is an important mechanism for improving accounting information quality and maintaining capital market order. Yet the large number of regulated firms and the

（下转第 63 页）

The potential contributions of this paper are as follows: First, it emphasizes that share repurchases, as a financial instrument, do not inherently possess positive or negative attributes; their outcomes vary under different conditions. This provides a theoretical basis for the reasonable and moderate use of this tool. Second, it reveals investors' reactions to share repurchases, offering supplementary empirical evidence on the impact of short-selling mechanisms on pricing efficiency. Third, it addresses market noise caused by technical operations during the repurchase execution period by constructing an interval shock model. Fourth, it characterizes the potential long-term risks in share repurchases from the perspective of MTSS transactions, identifying possible risk spillover effects. This provides insights for policymakers to implement necessary and appropriate regulatory measures following the relaxation of repurchase policies.

Key words: share repurchases; short-selling pressure; excessive debt; financial distress; financing constraints

（责任编辑　康　健）

（上接第 33 页）

limited scope of direct inspections raise a critical question: Will the governance effects of financial supervision extend beyond inspected firms through market-based channels? Taking the quality inspections of accounting information by the Ministry of Finance as the research setting, this paper examines whether governmental financial supervision spills over to non-inspected firms through common ownership networks formed by institutional investors.

Using manually-collected inspection data, institutional ownership data, and financial information on A-share listed companies from 2008 to 2024, this paper constructs a novel measure of firms' exposure to financial supervision spillovers through common ownership. The results show that non-inspected firms more closely connected to inspected firms through common institutional investors exhibit significantly lower abnormal accruals, indicating improved accounting information quality. Further analysis shows that the spillover effect is mainly driven by institutional investors' active monitoring, especially when they have stronger monitoring incentives and longer holding horizons. The effect operates through active governance engagement, as higher exposure is associated with a greater likelihood of institutional investors appointing directors or senior governance personnel. It is also stronger in regions with higher marketization, weaker government intervention, and better transportation infrastructure, suggesting that monitoring costs shape the direction and strength of the spillover effect.

This paper extends research on governmental financial supervision from direct regulatory effects to network-based external spillovers and identifies common institutional investors as collaborative governance actors linking public supervision with market monitoring. Unlike studies emphasizing information intermediaries, this paper highlights how institutional investors transform regulatory signals and cross-firm comparisons into governance actions. The findings suggest that regulators can improve supervisory efficiency by considering firms' network positions, enhancing inspection-result disclosure, and encouraging institutional investors' governance participation, thereby amplifying the effects of limited regulatory resources and improving information quality in the capital market.

Key words: governmental financial supervision; spillover effect; common ownership theory; market supervision; collaborative governance

（责任编辑　康　健）