

# 共同机构所有权与审计师风险感知

## ——基于关键审计事项披露行业模板化

杨 红(副教授), 王嘉怡

**【摘要】**本文基于2017~2021年我国沪深A股上市企业数据,考察共同机构所有权对审计师风险感知的影响。研究发现,共同机构所有权能显著提升审计师风险感知,具象表现为降低关键审计事项披露行业模板化程度,支持“合谋舞弊”假说。机制检验发现:共同机构投资者合谋时会通过扩大企业超额关联交易规模与降低自身实地调研治理水平获利,从而提升审计师风险感知;分析师(或研报)关注度会强化共同机构所有权对审计师风险感知的影响。异质性分析发现,当审计师行业专长较高或审计客户重要性较低时,审计师对共同机构所有权的风险感知更强。本文为更好地认知共同机构所有权现象、助力关键审计事项发挥在公司治理中的作用提供了经验证据。

**【关键词】**共同机构所有权; 审计师风险感知; 关键审计事项; 行业模板化

**【中图分类号】**F239

**【文献标识码】**A

**【文章编号】**1004-0994(2025)04-0081-8

### 一、引言

资本市场的稳定健康发展离不开企业高质量的信息披露。在审计报告改革前,审计师主要对财务报表的公允性与真实性发表审计意见,信息含量十分有限,其在审计过程中获取的大量异质性信息并未体现在审计报告中。这种审计信息输入与输出的不匹配严重影响了资本市场的配置效率。为了提高审计报告的沟通价值,2016年12月,财政部发布《中国注册会计师审计准则第1504号——在审计报告中沟通关键审计事项》(简称“关键审计事项准则”),要求上市企业在审计报告中沟通关键审计事项。关键审计事项作为当期财务报表审计最为重要的事项,通常与被审计单位的重大错报风险相关,故可将其视作审计师提示错报风险的警示标签。

2007~2019年,我国机构投资者持股市值占比从11%上升到51%(吴晓求和方明浩,2021),在一定程度上加强了资本市场的专业性。随着机构投资者规模的扩大以及资本的不断积累,共同机构所有权现象日益普遍。据统计,我国超过34%的上市企业前十大股东中存在共同机构投资者(杜勇等,2021)。目前,学界就共同机构所有权对企业的影响存在“合谋观”与“治理观”的意见分歧。合谋观认为,共同机构投资者会联合投资组合内企业建立合谋同盟,通过降低市场竞争程度、扭曲产品价格实现投资组合价值最大化(Azar等,2018; Park等,2019);治理观

则认为,共同机构投资者能发挥治理效能,提升企业信息披露质量(杜勇等,2021)、遏制企业不规范行为(王文南翔和胡日东,2024)。

由此可见,共同机构投资者的不同选择会引致企业重大错报风险的差异化,而重大错报风险正是关键审计事项披露的主要影响因素(楚有为,2022)。由于审计准则对于关键审计事项段未有详细规定,审计师有较大的自主权选择如何披露关键审计事项。合谋观下,当共同机构投资者联合投资企业通过一致盈余管理实现财务造假、信息垄断,致使企业信息披露质量下降、重大错报风险加剧时,审计师感知到的风险较高,从而较少利用行业模板披露关键审计事项。而治理观下,当共同机构投资者通过监督与协同提升企业信息披露质量(Ramalingegowda等,2021)、降低企业重大错报风险时,审计师感知到的风险较低,很可能会利用已有关键审计事项行业模板进行披露,从而较少披露异质性信息。那么,共同机构所有权究竟是发挥合谋效应而提升审计师风险感知,还是发挥治理效应而降低审计师风险感知呢?

本文以2017~2021年我国沪深A股上市企业为研究样本,以关键审计事项披露行业模板化作为审计师风险感知的具象表现,考察共同机构所有权对审计师风险感知的影响。本文可能存在以下贡献:第一,丰富了审计师风险感知的影响因素研究。目前,尚未有研究考察共同

**【基金项目】**中央高校基本科研业务费专项资金项目“政府及市场参与、环境信息披露与股权融资成本”(项目编号:310823160427)

**【作者单位】**长安大学经济与管理学院,西安 710064

机构所有权这一特殊现象对审计师风险感知的影响，本文从关键审计事项披露行业模板化入手，为审计师风险感知研究提供了共同机构所有权维度的解释。第二，拓展了共同机构所有权的经济后果研究。现有研究鲜见探究共同机构所有权对审计的影响，本文基于关键审计事项信息特征，研究共同机构所有权对审计师风险感知的影响，拓展了共同机构所有权的经济后果研究。第三，有助于进一步厘清我国资本市场上共同机构投资者对审计风险感知的作用机制，为监管部门维护市场公平竞争、促进资本市场健康发展提供了新思路。

## 二、文献回顾

在审计报告改革初期，关键审计事项研究主要集中在关键审计事项披露特征上。有学者发现，关键审计事项段在关键审计事项准则施行初期已经开始出现模板化趋势，呈现“样本式”披露特点，持续增量信息较少(路军和张金丹, 2018)。随着审计准则的深化，一部分研究聚焦于关键审计事项的经济后果。有研究认为，关键审计事项具有信息含量，资本市场反应显著(Seebbeck 和 Kaya, 2023)，能够提升审计质量(Zeng 等, 2021)、优化利益相关者决策(Chen 等, 2021)等。但也有研究认为，重大风险披露不仅未提供增量信息(Gutierrez 等, 2018)，还会降低审计报告的可读性(Carver 和 Trinkle, 2017)。除此之外，还有学者从审计师特征(胡国强等, 2024; Özcan, 2021)、审计师与客户的关系(付强和廖益兴, 2022)、外部监管(吴梵等, 2022)等角度研究关键审计事项披露的影响因素。

对持股多家同行业企业的共同机构投资者而言，其持股特点使其具有强烈反竞争倾向的同时，又享有规模经济和信息共享的优势。这种两面性使得共同机构所有权的经济后果研究一直存在“合谋观”与“治理观”的意见分歧。合谋观认为，共同机构投资者具有的强烈反竞争倾向会推动投资组合内企业降低市场竞争程度与信息披露质量。市场竞争程度方面，Azar 等(2018)、Park 等(2019)利用美国航空业的经验数据研究发现，共同机构投资者为实现自身利益，会联合投资组合内企业垄断市场，降低市场竞争程度。信息披露质量方面，有研究指出，为了隐藏超额利润、避免外部企业挤占利益，共同机构投资者会推动企业通过盈余管理打造信息壁垒(吴晓晖等, 2022)。同时，当企业被共同机构投资者要求一致行动并遵守不符合市场规律的指令时，会降低会计信息可比性(兰俊涛等, 2021)。还有研究发现，共同机构所有权合谋化会降低企业社会责任水平(Cheng 等, 2022)，导致企业“脱实向虚”(邓明君, 2023)等，从而引致潜在风险。

治理观则认为，共同机构投资者享有的规模经济和信息共享优势会促使其发挥监督与协同作用。一方面，由于规模效应的存在，共同机构投资者的监督意愿较强

(Kang 等, 2018)，能通过“发声”(Schmalz, 2018)、退出威胁(He 等, 2019)等手段减少关联交易(张小成和陈柳华, 2023)、大股东侵占(王文南翔和胡日东, 2024)等不良行为。另一方面，共同机构投资者信息来源的广泛性以及信息共享的便利性，使其能够传递最新行业消息以及投资组合内企业的私有信息，减少不完全契约摩擦(杜勇等, 2021)，推动企业减少盈余管理(Ramalingegowda 等, 2021)，提高会计信息可比性(周冬华和黄沁雪, 2021)。此外，共同机构所有权还能改善企业社会责任表现(李晓庆和易苇, 2023)、促进企业创新(Wu 等, 2023; 王建新等, 2024)等，从而促进企业健康发展。

综上所述，有关关键审计事项披露的研究较为丰富，但着眼于关键审计事项披露状况、信息含量的研究较多，有关其影响因素的研究较少，关注机构投资者影响关键审计事项的文献更是鲜见。共同机构所有权经济后果相关研究也正处于合谋观与治理观交锋的探索阶段，尚有较大的研究空间，且有关共同机构所有权在审计领域的经济后果研究较少。因此，本文从体现审计报告增量信息的关键审计事项入手，考察共同机构所有权对审计师风险感知的影响，并探究其作用机理。

## 三、理论分析与假设提出

共同机构投资者作为资本市场的理性经济人，依据收益最大化的原则进行决策与行动。无论是依托社会网络理论，还是基于现有研究结论，都可以发现共同机构所有权对企业的影晌存在两种可能：一是共同机构投资者联合投资组合内企业合谋，加剧重大错报风险的“合谋观”；二是共同机构投资者发挥治理作用提升投资组合价值的“治理观”。因此，本文基于共同机构投资者的不同选择，从合谋舞弊与协同监督两方面阐述共同机构所有权对审计师风险感知的影响。

**1.“合谋舞弊”假说。**有研究发现，会计师事务所已形成关键审计事项样本库，当面对同行业企业时，基于成本效益原则，审计师有动机借鉴甚至照搬已有样本的撰写风格(王新华和王明伟, 2022)。由于共同机构投资者持有同行业企业股份，较难分散风险，与投资组合内企业合谋，推动被投资企业一致行动以避免内部竞争成为实现投资组合价值最大化的有效手段(曹越等, 2023)。但获利的同时合谋行为会致使企业信息披露质量降低、审计风险加剧。因此，当被审计单位存在共同机构投资者时，审计师会感知到相关潜在风险，选择在关键审计事项段部分披露更多与被审计单位风险点相关的异质性信息，从而降低关键审计事项披露行业模板化程度。

(1) 共同机构投资者通过合谋获利时，可能会导致企业关联交易规模扩大，审计风险加剧，进而降低关键审计事项披露行业模板化程度。为了实现自身利益最大化，共同机构投资者有足够的能力和动机与投资组合内企业

合谋，通过“攘外”“安内”等手段降低市场竞争程度(杜勇等,2021)，甚至帮助其实现垄断(Azar等,2018)。从能力来看，共同机构投资者是投资组合内企业间信息沟通的“桥梁”(吴晓晖等,2022)，不仅方便企业间信息沟通与共享，降低合谋成本，还有能力通过“退出威胁”“发声”等手段干预被投资企业合谋(He等,2019)。同时，作为资本市场优势信息掌握者，共同机构投资者更熟悉隐藏超额利润的方式，不易被监管部门察觉，也更容易实现合谋。从动机来看，共同机构投资者一方面会促使被投资企业通过关联交易等手段披露虚假成本信息(张小成和陈柳华,2023)、隐藏重要信息，对外形成信息壁垒，扭曲企业决策，实现“攘外”，另一方面会联合投资组合内企业利用关联交易等进行一致盈余管理、隐藏超额利润(张小成和陈柳华,2023)，降低监察风险，实现“安内”。

有研究发现，关联交易会降低企业盈余披露质量与盈余持续性，提高会计错报可能性(马晨和敬舒贻,2022)。为了应对共同机构所有权可能带来的大量关联交易所引致的审计风险，降低被起诉的可能性，审计师会通过增加实质性程序、与管理层深入沟通等方式来识别关联交易带来的潜在风险。同时，在披露关键审计事项时，审计师会较少利用所内关键审计事项行业模板，主动增加在审计过程中获取的企业异质性信息。

(2) 共同机构投资者与被投资企业合谋可能会降低其实地调研治理水平，致使审计风险加剧，进而降低关键审计事项披露行业模板化程度。实地调研作为机构投资者获取企业异质性信息的重要形式之一，能够提供增量信息，发挥治理作用。有研究证明，机构投资者的实地调研能显著减少公司虚构利润、虚列资产、选择性披露等违规行为(Jiang和Yuan,2018)。如果共同机构投资者在与投资组合内企业合谋时发现自身收益大于成本，就会丧失监督企业的动机(李晓庆和易苇,2023)，减少对被投资企业的实地调研，放纵管理层机会主义行为。故当审计师关注到企业存在共同机构所有权现象并可能导致共同机构投资者实地调研治理水平降低时，就会意识到企业内部管理层舞弊风险较高，需要付诸更多努力来识别风险，从而在进行关键审计事项披露时减少行业模板化信息，尽可能提供企业增量信息。

综上所述，审计师会通过关注企业存在的共同机构所有权现象，感知到可能的合谋行为，从而在关键审计事项段披露更多的企业异质性信息。因而，共同机构所有权会提升审计师风险感知，降低关键审计事项披露行业模板化程度。

2.“协同监督”假说。也有学者指出，共同机构投资者通过协同与监督发挥自身优势，从而实现利益最大化(邓明君等,2023)。在此情境下，被投资企业治理水平提高，经营风险降低，使得审计风险降低。因此，当审计师

关注到企业拥有共同机构投资者时，其风险感知会降低，在披露关键审计事项时，可能会较多利用行业模板，从而提升关键审计事项披露行业模板化程度。

(1) 共同机构投资者能利用自身优势参与公司治理，提升公司治理水平。一方面，由于行业环境与业务模式具有相似性，共同机构投资者可以将积累的行业治理经验用到同行业其他被投资企业上。凭借规模效应，共同机构投资者的监督意愿更强(Kang等,2018)。另一方面，共同机构投资者的信息来源较多，具有很强的解读、鉴别能力，能够从企业公开、非公开信息中发现其可能存在的问题，并做进一步调查。此外，共同机构投资者还具有多元化的治理手段，能够利用“用手投票”、委派董事等方式参与公司决策；当企业出现违规等情况时，又可以通过“投票反对”“退出威胁”等方式督促企业立即改正。共同机构投资者发挥治理效能能够提升公司治理水平，遏制企业选择性披露(刘锦英和徐海伟,2023)、大股东侵占(王文南翔和胡日东,2024)等不良行为，从而降低企业重大错报风险。

(2) 共同机构投资者能通过发挥信息协同效能提高投资组合内企业的信息透明度，降低企业经营风险。作为共同机构所有权网络信息传输联接点，共同机构投资者能够使多元化信息在企业间流动，降低管理层因缺失重要信息可能面临的重大经营风险。而且企业间的异质性信息流动能减少投资组合内企业间的信息摩擦，协调其利益冲突，从而稳固战略联盟关系(李晓艳等,2023)。此外，当企业信息透明度较高时，一旦行业出现新动向，组合内企业就能够快速捕捉信息，先一步制定应对策略，降低企业经营风险。

公司治理水平、经营风险与审计风险息息相关。当公司治理水平高、经营风险低时，企业违规披露、选择性披露的概率较小，重大错报风险就较低。故当审计师关注到企业存在共同机构所有权现象时，会认为被审计单位公司治理水平较高、经营风险较低，从而降低自身风险感知。在此背景下，审计师积极履职的动机就会相对降低，在披露关键审计事项时会较多利用所内行业模板，提高关键审计事项披露行业模板化程度。

基于以上分析，本文提出以下竞争性假设：

H1a：基于“合谋舞弊”假说，共同机构所有权能提高审计师风险感知，表现为降低关键审计事项披露行业模板化程度。

H1b：基于“协同监督”假说，共同机构所有权能降低审计师风险感知，表现为提高关键审计事项披露行业模板化程度。

#### 四、研究设计

1. 样本选择与数据来源。本文以2017~2021年我国沪深A股上市企业作为研究样本，并对原始数据进行如

下处理：①剔除金融业样本；②剔除被ST、\*ST的样本；③剔除主要变量有数据缺失的样本。经过以上处理，本文最终得到17336个观测值。本文的共同机构所有权原始数据来自CSMAR数据库中的机构持股明细表，并进行手工处理；关键审计事项披露行业模板化数据来自WinGo数据库；其他数据均来自CSMAR、Wind数据库。为了消除极端值的影响，本文对连续型变量进行了上下1%的缩尾处理。

## 2. 变量设置。

(1) 被解释变量。一是关键审计事项披露行业模板化(Sim\_tf)，采用关键审计事项披露的行业文本相似性衡量。借鉴Brown和Tucker(2011)的研究，使用TF-IDF方法计算企业关键审计事项文本与同行业其他企业相似性的中位数。主要构建过程如下：①对文本进行分词；②清洗分词结果；③计算文本中词的TF-IDF值；④以使用最广泛的余弦函数度量文本相似性网络，度量值越大，表明关键审计事项披露行业模板化程度越高，关键审计事项段增量信息越少。二是关键审计事项披露行业模板化(Sim\_wg)，使用WinGo方法计算企业关键审计事项文本与同行业其他企业相似性的中位数，用于稳健性检验。

(2) 解释变量。共同机构所有权，指机构投资者在t年的任意季度内持有同行业两家及以上上市公司不低于5%的股份。参考He等(2017)、杜勇等(2021)的研究，本文构建三个不同维度的指标衡量共同机构所有权：一是共同机构所有权持股比例(Coz1)，按季度计算出企业所有共同机构投资者持股比例之和，取年度均值。二是共同机构所有权联结程度(Coz2)，按季度计算出企业拥有的共同机构投资者数量，求出年度均值后加1取自然对数。三是共同机构所有权虚拟变量(Coz3)，如果企业在季度内拥有共同机构投资者，则取值为1，否则为0，用于稳健性检验。

(3) 控制变量。参考耀友福和林恺(2020)、陈丽红等(2023)的研究，本文从企业与会计师事务所出发控制两者基本特征的影响，具体包括：企业规模(Size)、偿债能力(Lev)、盈利能力(Roa)、经营现金流(Cfo)、经营管理水平(AC)、股权集中度(Fshare)、审计业务复杂度(IR)、会计师事务所规模(Big10)、审计变更(Switch)、审计意见(Opinion)、审计费用(Fee)。此外，还控制了年份(Year)和行业(Industry)固定效应。主要变量定义见表1。

**3. 模型构建。**为了检验本文假设，即共同机构所有权对审计师风险感知的影响，建立模型(1)如下：

$$\text{Sim}_{tf,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Coz1}/\text{Coz2}_{i,t} + \alpha_2 \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，Controls为控制变量。

## 五、实证结果与分析

### 1. 描述性统计。表2列示了主要变量的描述性统计

表1 主要变量定义

类型	名称	符号	定义说明
被解释变量	关键审计事项披露行业模板化	Sim_tf	使用TF-IDF方法计算企业关键审计事项文本与同行业其他企业相似性的中位数
		Sim_wg	使用WinGo方法计算企业关键审计事项文本与同行业其他企业相似性的中位数，用于稳健性检验
解释变量	共同机构所有权持股比例	Coz1	按季度计算出企业所有共同机构投资者持股比例之和，取年度均值
	共同机构所有权联结程度	Coz2	按季度计算出企业拥有的共同机构投资者数量，求出年度均值后加1取自然对数
	共同机构所有权虚拟变量	Coz3	企业在季度内拥有共同机构投资者取值为1，否则为0
控制变量	企业规模	Size	总资产取自然对数
	偿债能力	Lev	总负债/总资产
	盈利能力	Roa	净利润/总资产
	经营现金流	Cfo	经营现金流量净额/总资产
	经营管理水平	AC	管理费用/营业收入
	股权集中度	Fshare	企业第一大股东持股比例
	审计业务复杂度	IR	(存货+应收账款)/总资产
	会计师事务所规模	Big10	企业当期聘请的会计师事务所为中国注册会计师协会评选出的前十大会计师事务所时取1，否则取0
	审计变更	Switch	企业当期聘请的会计师事务所发生变更时取1，否则取0
	审计意见	Opinion	企业当年被出具标准无保留审计意见时取1，否则取0
	审计费用	Fee	企业当年审计费用取自然对数

结果。其中，关键审计事项披露行业模板化(Sim\_tf、Sim\_wg)的最小值分别为0.095、0.178，最大值分别为0.506、0.794，说明样本企业关键审计事项披露行业模板化程度较高。共同机构所有权虚拟变量(Coz3)的均值为0.109，说明有将近11%的样本企业存在共同机构所有权现象。此外，共同机构所有权持股比例(Coz1)与共同机构所有权联结程度(Coz2)的数据均存在较大差异。其余变量统计结果均在合理范围内。

**2. 基准回归结果。**共同机构所有权对关键审计事项披露行业模板化的回归结果如表3所示。列(1)、(3)中共同机构所有权持股比例(Coz1)的回归系数分别为-0.0003、-0.0002，列(2)、(4)中共同机构所有权联结程度(Coz2)的回归系数分别为-0.015、-0.0084，且均在1%的水平上显著。回归结果说明，共同机构所有权会提高审计师的风险感知，促使其披露行业模板化程度更低的关键审计事项，提供更多增量信息，支持“合谋舞弊”假说，H1a得到验证。

**3. 内生性检验。**本文主要采用三种方法进行内生性检验。一是工具变量法。参考Gao等(2019)的研究，选取企业是否属于沪深300成分股(hushen300)作为工具变

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Sim_tf	17336	0.250	0.074	0.095	0.251	0.506
Sim_wg	17336	0.594	0.131	0.178	0.630	0.794
Coz1	17336	2.130	8.044	0.000	0.000	50.400
Coz2	17336	0.068	0.203	0.000	0.000	0.916
Coz3	17336	0.109	0.312	0.000	0.000	1.000
Size	17336	22.268	1.312	20.013	22.065	26.366
Lev	17336	0.405	0.197	0.060	0.396	0.870
Roa	17336	0.042	0.067	-0.278	0.042	0.215
Cfo	17336	0.052	0.067	-0.145	0.051	0.248
IR	17336	0.260	0.154	0.009	0.245	0.698
AC	17336	0.078	0.061	0.008	0.063	0.374
Fshare	17336	33.685	14.714	8.480	31.220	74.670
Switch	17336	0.096	0.294	0.000	0.000	1.000
Big10	17336	0.613	0.487	0.000	1.000	1.000
Opinion	17336	0.978	0.146	0.000	1.000	1.000
Fee	17336	13.931	0.654	12.766	13.816	16.180

表 3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf
Coz1	-0.0003*** (-5.5622)		-0.0002*** (-3.1453)	
Coz2		-0.0150*** (-6.8173)		-0.0084*** (-3.6831)
Controls	未控制	未控制	控制	控制
Constant	0.2279*** (53.0178)	0.2278*** (53.0080)	0.2828*** (21.0410)	0.2798*** (20.6664)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制
N	17336	17336	17336	17336
Adj. R <sup>2</sup>	0.3580	0.3585	0.3975	0.3976

注:\*\*\*表示在10%的水平上显著;括号内为T值。下同。

表 4

量进行2SLS回归。若样本企业属于沪深300成分股,取值为1,否则为0。二是安慰剂检验。参考潘越等(2020)的研究,将共同机构所有权持股比例(Coz1)和联结程度(Coz2)数值提取并随机分配到每个观测值中,再重新对样本进行回归检验。三是在控制年份、行业固定效应的基础上补充控制会计师事务所(CPAFirm)固定效应进行回归检验。所有的内生性检验结果如表4所示,以上检验方法在一定程度上处理了模型可能存在的内生性问题,得到与基准回归一致的结果,证明本文结论稳健。

4. 稳健性检验。本文主要采用四种方法进行稳健性检验。一是替换被解释变量。本文使用WinGo方法计算企业关键审计事项文本与同行业其他企业相似性的中位数作为关键审计事项披露行业模板化(Sim\_wg)的替换变量进行回归。二是替换解释变量。本文以共同机构所有权虚拟变量(Coz3)作为解释变量进行回归。三是剔除更换会计师事务所样本。由于会计师事务所更换对关键审计事项披露具有较大影响,故剔除变更会计师事务所样本后再次进行回归。四是将2016年度披露关键审计事项的沪深上市企业纳入全样本检验。稳健性检验结果如表5所示,结果显示,本文主要结论依然稳健。

#### 六、机制检验

1. 超额关联交易规模与机构投资者实地调研的中介机制检验。基于前文假设提出的理论分析,本文从企业和共同机构投资者两个视角,基于企业超额关联交易规模和机构投资者实地调研,检验共同机构所有权影响关键审计事项披露行业模板化的中介机制。参考温忠麟等(2004)的研究,在模型(1)的基础上构建如下模型:

$$\text{MED}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Coz1}/\text{Coz2}_{i,t} + \alpha_2 \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Similarity}_{tf,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Coz1}/\text{Coz2}_{i,t} + \alpha_2 \text{MED}_{i,t} + \alpha_3 \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

内生性检验

变量	工具变量法				安慰剂检验		控制会计师事务所固定效应	
	Coz1	Sim_tf	Coz2	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf
Coz1		-0.0026** (-2.4716)			-0.0001 (-0.8960)		-0.0002*** (-2.6494)	
Coz2				-0.0548*** (-2.6647)		-0.0023 (-1.0319)		-0.0054** (-2.4009)
hushen300	2.3169*** (5.3703)		0.1117*** (10.4928)					
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-36.9777*** (-16.9307)	-17.0800*** (-22.5075)	-0.9954*** (-19.4253)	-17.4713*** (-22.8535)	0.2909*** (22.2141)	0.2909*** (22.2154)	0.2120*** (14.8491)	0.2118*** (14.7888)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Firm	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
N	17336	17336	17336	17336	17336	17336	17335	17335
Adj. R <sup>2</sup>	0.1510	0.3372	0.1777	0.3842	0.3972	0.3972	0.4200	0.4199

注:\*\*表示在5%的水平上显著,下同。

表 5

稳健性检验

变量	替换被解释变量		替换解释变量		剔除更换会计师事务所样本		补充 2016 年样本	
	Sim_wg	Sim_wg	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf
Coz1	-0.0003** (-2.1921)			-0.0002*** (-2.6990)		-0.0002*** (-3.3781)		
Coz2		-0.0108** (-2.1687)			-0.0082*** (-3.3869)		-0.0090*** (-4.0019)	
Coz3			-0.0042*** (-2.8125)					
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.4769*** (18.3823)	0.4749*** (18.2002)	0.2825*** (20.8329)	0.2844*** (20.1812)	0.2810*** (19.8124)	0.2925*** (18.1446)	0.2895*** (17.8610)	
Year/Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17336	17336	17336	15676	15676	17396	17396	
Adj. R <sup>2</sup>	0.2116	0.2116	0.3975	0.3932	0.3934	0.3617	0.3619	

其中, MED<sub>i,t</sub> 分别代表超额关联交易规模与机构投资者实地调研。借鉴姜付秀等(2015)的研究, 本文将上市公司披露的各类关联交易总额进行标准化处理, 并对标准化样本进行年份、行业中值调整, 作为超额关联交易规模(RPT-adjust)。同时, 参考 Cheng 等(2019)、卜君和孙国光(2020)的研究, 本文选取两个指标度量机构投资者实地调研: 一是机构投资者实地调研次数(Sur\_num), 计算 t 年内机构投资者对该公司线上或线下调研次数后加 1 取自然对数。二是机构投资者实地调研参与数量(Sur\_ag), 计算 t 年内对该公司进行线上或线下调研的机构投资者数量后加 1 取自然对数。回归结果分别如表 6、表 7 所示。

表 6 列(1)、(3) 中数据显示, 共同机构所有权(Coz1、Coz2) 对超额关联交易规模(RPT-adjust) 的影响系数均在 1% 的水平上显著为正, 表明共同机构所有权会扩大企业超额关联交易规模。列(2)(4) 中数据显示, 超额关联交易规模(RPT-adjust) 对关键审计事项行业披露模板化

(Sim\_tf) 的影响系数均在 1% 的水平上显著为负, 说明企业关联交易规模越大, 审计师风险感知越强, 会披露行业模板化程度更低的关键审计事项。因此, 超额关联交易规模具有中介效应。

表 7 列(1)、(3)、(5)、(7) 中的数据显示, 共同机构所有权(Coz1、Coz2) 对机构投资者实地调研(Sur\_num、Sur\_ag) 的影响系数均在 1% 的水平上显著为负, 表明共同机构所有权会降低共同机构投资者的实地调研治理水平。列(2)、(4)、(6)、(8)

中的数据显示, 机构投资者实地调研(Sur\_num、Sur\_ag) 对关键审计事项披露行业模板化(Sim\_tf) 的影响系数均在 1% 的水平上显著为正, 说明机构投资者的实地调研越充分, 审计师风险感知越弱, 越会披露行业模板化程度高

表 6 超额关联交易规模的中介效应检验

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	RPT-adjust	Sim_tf	RPT-adjust	Sim_tf
Coz1	0.0410*** (4.1976)	-0.0002*** (-2.8667)		
Coz2			1.0952*** (2.9679)	-0.0077*** (-3.3794)
RPT-adjust		-0.0002*** (-4.0348)		-0.0002*** (-4.0584)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-18.7539*** (-10.0770)	0.2828*** (20.9441)	-19.1019*** (-10.1958)	0.2798*** (20.5747)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制
N	17197	17197	17197	17197
Adj. R <sup>2</sup>	0.0956	0.3953	0.0948	0.3954

表 7

机构投资者实地调研的中介效应检验

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Sur_num	Sim_tf	Sur_num	Sim_tf	Sur_ag	Sim_tf	Sur_ag	Sim_tf
Coz1	-0.0037*** (-4.4868)	-0.0002*** (-3.2865)			-0.0099*** (-5.8555)	-0.0002*** (-3.2414)		
Coz2			-0.1549*** (-4.4351)	-0.0085*** (-3.7043)			-0.3623*** (-4.8239)	-0.0084*** (-3.6832)
Sur_num		0.0025*** (4.6541)		0.0025*** (4.6355)				
Sur_ag						0.0012*** (4.8355)		0.0012*** (4.8321)
Controls	控制							
Constant	-0.9170*** (-4.9461)	0.2865*** (21.0397)	-0.9597*** (-5.1714)	0.2836*** (20.6694)	-3.5432*** (-8.8638)	0.2885*** (21.1222)	-3.5884*** (-8.9633)	0.2855*** (20.7502)
Year/Industry	控制							
N	17039	17039	17039	17039	17039	17039	17039	17039
Adj. R <sup>2</sup>	0.0914	0.4012	0.0915	0.4013	0.1083	0.4013	0.1080	0.4014

的关键审计事项。因此，机构投资者实地调研具有中介效应。

**2. 分析师(或研报)关注度的调节机制检验。**分析师作为兼具专业知识与丰富经验的外部监督力量，能够有效地搜集、处理与分析企业公开或非公开信息，并通过研报将增量信息传递给信息劣势方(张慧毅和佟欣,2023)。当企业存在共同机构所有权现象时，若分析师(或研报)披露了共同机构所有权合谋导致的风险点而审计报告未提及，则将会对审计师产生威胁。同时，分析师(或研报)关注具有传染效应，会提高利益相关者对企业的关注度(Sharma等,2011)。而社会关注度恰恰是审计师权衡资源分配的重要决定因素。故当企业分析师(或研报)关注度较高时，审计师可能会调配更多资源，更加谨慎地分析共同机构所有权带来的影响，从而降低关键审计事项披露行业模板化程度。

为了验证分析师(或研报)关注度的影响，本文借鉴庞家任等(2019)的研究，将分析师关注度(AA)定义为 $\ln(1+\text{Analyst})$ ，其中Analyst为一年内对该公司进行过跟踪分析的分析师(团队)数量，研报关注度(RA)与此类似。将共同机构所有权与分析师(或研报)关注度的交乘项(AA\_Coz1、AA\_Coz2、RA\_Coz1、RA\_Coz2)以及分析师(或研报)关注度放入模型(1)中，结果如表8所示，AA\_Coz1、AA\_Coz2、RA\_Coz1、RA\_Coz2的系数均在1%的水平上显著为负。结果表明：分析师(或研报)关注度会显著影响共同机构所有权与关键审计事项披露行业模板化的关系。当分析师(或研报)关注度高时，审计师面对共同机构所有权现象时的风险感知会更强，就会披露行业模板化程度更低的关键审计事项。

## 七、异质性分析

**1. 基于审计师行业专长。**高行业专长审计师通常能够提供质量更高的审计报告(Gaver和Utke,2019)。具体而言，高行业专长审计师由于具有丰富的行业知识与经验储备，能够快速发现企业存在的重大风险点，并有针对性地选择审计程序，从而提升审计质量。本文借鉴刘文军等(2010)的研究，采用审计师行业市场份额法衡量审计师行业专长。公式如下：

$$\text{MSASQRT}_{ik} = \sum_{j=1}^J \sqrt{\text{ASSET}_{ikj}} / \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sqrt{\text{ASSET}_{ikj}}$$

其中， $\text{MSASQRT}_{ik}$ 表示审计师*i*在行业*k*中的市场份额， $\sum_{j=1}^J \sqrt{\text{ASSET}_{ikj}}$ 表示审计师*i*在行业*k*中客户资产总额的平方根之和， $\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sqrt{\text{ASSET}_{ikj}}$ 表示行业*k*中所有公司资产总额的平方根之和。

本文根据审计师行业专长的年度—行业中位数将样本划分为高行业专长与低行业专长两组进行回归，结果

表8 分析师(或研报)关注度的调节效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf
Coz1	-0.0001** (-2.1954)		-0.0001** (-2.1183)	
Coz2		-0.0059** (-2.3323)		-0.0058** (-2.2768)
AA_Coz1	-0.0001*** (-3.0053)			
AA_Coz2		-0.0052*** (-3.2483)		
AA	0.0011** (2.1854)	0.0009* (1.9305)		
RA_Coz1			-0.0001*** (-3.1954)	
RA_Coz2				-0.0043*** (-3.3130)
RA			0.0008** (2.0609)	0.0007* (1.7480)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	0.2898*** (19.5546)	0.2870*** (19.3184)	0.2890*** (19.4561)	0.2862*** (19.2254)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制
N	17070	17070	17070	17070
Adj. R <sup>2</sup>	0.3992	0.3994	0.3993	0.3994

注：\*表示在10%的水平上显著。

如表9所示。结果表明：高行业专长审计师能够识别共同机构所有权带来的风险，通过提供具有更多特质信息的关键审计事项进行风险应对；低行业专长审计师则不易察觉共同机构投资者合谋行为，关键审计事项披露行业模板化程度未有下降。

表9 审计师行业专长的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf
高行业专长	低行业专长	高行业专长	低行业专长	
Coz1	-0.0003*** (-3.2378)	-0.0001 (-0.6274)		
Coz2			-0.0111*** (-3.4951)	-0.0025 (-0.7784)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	0.2067*** (10.7051)	0.3369*** (17.7665)	0.2038*** (10.5012)	0.3358*** (17.5864)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制
N	8417	8653	8417	8653
Adj. R <sup>2</sup>	0.4461	0.3634	0.4462	0.3634

**2. 基于审计客户重要性。**会计师事务所与客户的关系同样影响审计报告质量(Chen等,2010)。根据寻租理论，当客户重要性较高时，会计师事务所可能会披露有利于客户的审计报告(Sharma等,2011)。根据声誉理论，审计规模大的企业通常受到外部关注的程度更高，诉讼风

险更大，审计师为了保护自身声誉会提升审计报告质量。为了验证客户重要性的影响，本文借鉴付强等(2022)的研究，以t年某会计师事务所的第i个客户的审计收费除以该会计师事务所t年所有客户的审计收费来衡量t年第i个客户对会计师事务所的重要性。根据客户重要性的年度—行业中位数，将样本划分为客户重要性高与客户重要性低两组进行回归，结果如表10所示。结果表明：当客户重要性高时，为了稳定经济利益流入，会计师事务所会与客户合谋，掩盖企业的重大风险点，未异质化披露关键审计事项；当客户重要性低时，审计师会履约尽责，通过关键审计事项段对共同机构所有权现象做出应有的风险应对。

**表 10 审计客户重要性的异质性检验**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf	Sim_tf
	客户重要性高	客户重要性低	客户重要性高	客户重要性低
Coz1	-0.0001 (-1.1906)	-0.0002** (-2.4765)		
Coz2			-0.0034 (-1.1194)	-0.0105*** (-2.9738)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	0.3194*** (15.5046)	0.1260*** (5.2625)	0.3185*** (15.3129)	0.1260*** (5.2684)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制
N	8739	8596	8739	8596
Adj. R <sup>2</sup>	0.3834	0.4179	0.3834	0.4180

## 八、结论与启示

本文以2017~2021年我国沪深A股上市企业为研究

## 【主要参考文献】

- 曹越,罗政东,张文琪.共同机构投资者对审计费用的影响:合谋还是治理? [J].审计与经济研究,2023(3):22~34.
- 陈丽红,孙梦娜,冀妮妮等.审计师变更会影响关键审计事项披露模板化吗? [J].审计研究,2023(3):72~84.
- 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.
- 付强,廖益兴.审计独立性对关键审计事项披露的影响——客户重要性视角[J].审计与经济研究,2022(1):53~68.
- 胡国强,邵宇晨,孙文祥.审计师变更的“新视角”效应——基于关键审计事项披露的文本证据[J].审计研究,2024(1):41~52.
- 姜付秀,马云飚,王运通.退出威胁能抑制控股股东私利行为吗? [J].管理世界,2015(5):147~159.
- 李晓庆,易苇.共同机构所有权是否会提升企业社会责任表现? [J].南京审计大学学报,2023(4):51~59.
- 刘锦英,徐海伟.共同机构所有权对管理层年报语调操纵的影响研究[J].管理学报,2023(8):1245~1253.
- 刘文军,米莉,傅轩妍.审计师行业专长与审计质量——来自财务舞弊公司的经验证据[J].审计研究,2010(1):47~54.
- 路军,张金丹.审计报告中关键审计事项披露的初步研究——来自A+H股上市公司的证据[J].会计研究,2018(2):83~89.
- 马晨,敬舒贻.关联交易蕴含着会计错报风险么?——基于关联交易的错报动机分析[J].管理评论,2022(11):289~302.
- 王建新,高玲玲,牛彪.共同机构投资者对企业绿色创新的影响[J].财会月刊,2024(1):34~39.
- 王文南翔,胡日东.共同机构所有权能抑制控股股东的私利行为吗? [J].金融经济学研究,2024(2):107~124.
- 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.
- 张小成,陈柳华.共同机构投资者对企业关联交易的影响:监督还是合谋? [J].金融监管研究,2023(4):39~61.
- Azar J., Schmalz M. C., Tecu I.. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance, 2018(4):1513~1565.
- Chen Y., Li Q., Ng J., et al.. Corporate financing of investment opportunities in a world of institutional cross-ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2021(69):102041.
- He J. J., Huang J., Zhao S.. Internalizing governance externalities: The role of institutional cross-ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2019(2):400~418.
- Jiang X., Yuan Q.. Institutional investors' corporate site visits and corporate innovation[J]. Journal of Corporate Finance, 2018(C):148~168.
- Park J., Sani J., Shroff N., et al.. Disclosure incentives when competing firms have common ownership[J]. Journal of Accounting and Economics, 2019(2~3):387~415.
- Ramalingegowda S., Utke S., Yu Y.. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2021(1):208~241.

(责任编辑·校对: 罗萍 李小艳)