

机构共同持股与企业财务重述

杜勇 胡红燕

(西南大学经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 同一机构投资者持股同行业多家企业所产生的治理、协同以及合谋效应会对企业财务行为产生重要影响, 其中包括企业为了掩盖其盈余操纵或缓解融资压力而频繁发生的财务重述行为。本文利用2007—2019年A股非金融上市公司数据, 从财务重述视角研究了机构共同持股对企业行为的影响, 发现机构共同持股抑制了企业财务重述行为, 并且同时发挥了协同效应和治理效应。协同效应减轻了资本市场业绩预期压力, 治理效应缓解了大股东和中小股东之间的代理问题。该抑制效应在国有企业、市场化程度低的公司中更显著。在区分机构投资者类型后, 只有长期型和非压力敏感型共同机构投资者对财务重述能产生显著的抑制效应。该抑制效应受焦点企业在机构投资组合中市值以及持股比例权重的影响, 在机构共同持股非同行业企业时不显著。

关键词: 机构共同持股; 治理效应; 协同效应; 市场预期压力; 财务重述; 盈余操纵

Abstract: The governance, synergy, and collusion effects of multiple companies in the same industry held by common institutional investors will have an important impact on the financial restatements, which helps companies cover up their earnings manipulation or relieve financing pressure. Therefore, this article uses the data of 2007-2019 A-share non-financial listed companies to study the impact of common institution ownership on financial restatement. The study found that common institution ownership could inhibit corporate financial restatements by exerting synergistic effect and governance effect at the same time. The synergistic effect reduced the expected pressure of the capital market, and the governance effect eased the agency problems between large shareholders and small shareholders. The inhibitory effect is more pronounced in state-owned enterprises and companies with a low degree of marketization. After distinguishing the types of institutional investors, it is found that only long-term and non-stress-sensitive common institutional investors have a significant inhibitory effect on financial restatement. Lastly, the inhibitory effect is affected by the weight of the focus enterprise's value and shareholding ratio in the institutional investment portfolio and is not significant when common institutional investors hold shares of companies in different industries.

Key words: common institutional ownership, governance effect, collaboration effect, market expectation pressure, financial restatement, earnings manipulation

作者简介: 杜勇(通讯作者), 管理学博士, 西南大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 资本市场与财务管理。胡红燕, 女, 西南大学经济管理学院硕士生, 研究方向: 公司金融。

中图分类号: F272 **文献标识码:** A

一、引言

党的十九大报告明确指出要坚决打好防范化解重大风险的攻坚战, 促进金融有效支持实体经济, 其中一个重要方面就是构建以充分的信息披露为核心的资本市场。公众公司的信息披露, 尤其是会计信息的披露, 是

投资者决策的重要依据; 其披露的规范性、及时性以及准确性等, 不仅直接关乎投资者合法权益的实现, 更关乎资本市场整体运行的效率和资源配置效果。财务重述作为上市公司信息披露的重要组成部分, 是纠正其前期报告差错的一种“主动”公告行为, 也是提高上市公司信息质量的一种“强制”披露要求。财务重述本应成为

管理层积极解决错报的一种治理手段,但其天然的信息操纵空间及其市场反应也成为了高管和大股东酝酿自利行为的温床。除了技术性因素,财务重述大多源于企业治理所导致的委托代理问题和公司财务经营状况所导致的资本市场压力(高芳,2016)^[21]。因此,财务重述往往意味着一种负面信号,会给企业带来严重的经济后果,使企业面临声誉损失、股价下跌等风险(Nguyen and Puri, 2014)^[13]。如对康得新的财务重述发现其2015—2018年净利润连续4年为负,此次财务造假事件涉及多次高管更换,使得企业治理机制以及其对管理层的监督激励出现问题。不同利益集团之间互相“内斗”最终致使该公司被强制退市。因此,在中国资本市场不健全、信息环境较差以及存在政府干预的特殊制度背景下,对企业财务重述的影响因素以及改善方向进行研究,对于稳定资本市场发展具有重要的现实意义。

党的十九届五中全会指出,要“鼓励企业兼并重组”。专业的机构投资者之间也出现大量并购,这导致机构投资者同时持有多家企业的现象日益普遍(杜勇等, 2021)^[20],同时也使得共同机构投资者(重仓持有同行业多家企业的机构投资者)在资本市场上的地位变得愈发重要(He and Huang, 2017)^[10]。现有研究发现,共同机构投资者在发挥治理、协同效应的同时(He et al., 2019; Chen et al., 2018; Kang et al., 2018)^{[9][5][11]},也可能通过隐蔽手段与管理层进行合谋以获取私利(Azar et al., 2018; 潘越等, 2020)^{[2][33]}。近年来国内外对于共同机构投资者的研究逐渐兴起,但对于其是产生“治理协同效应”还是“竞争合谋效应”尚未达成一致结论。同样,机构共同持股是否会对企业财务重述产生影响以及如何产生影响仍未得到经验证据的检验。一方面,其治理、协同效应有可能会抑制内部人自利动机、降低资本市场压力,从而降低企业财务重述概率,如国家集成电路产业投资基金股份有限公司自2016年共同持股北斗星通、北方华创以及三安光电三家上市企业后,至2020年已在境内共同持股同行业上市公司共计15家,共同持股的企业逐渐增加。该机构投资者通过下设管理公司以及委派“董监高”等参与企业治理,同时加大行业整合力度,促进了组合内企业合作,发挥了协同治理作用。就企业财务重述而言,北方华创2016年以前发生了财务重述,

但自2016年被共同持股后就未发生过财务重述;三安光电在2017年以前连续多年发生财务重述,但自被机构共同持股后财务重述行为明显减少,这初步表明机构共同持股很可能对财务重述行为产生抑制作用。另一方面,机构共同持股也可能对企业财务重述行为产生无效监督或负面监督,甚至与管理层进行合谋,这反而提高了企业财务重述概率。因此,在中国资本市场背景下,探讨愈发重要的共同机构投资者对企业财务重述的影响是有必要的,既可以为前述两种争议补充新的经验证据,也可以为完善资本市场监管提供借鉴。

为探究机构共同持股对企业财务重述的影响及其作用机理,本文在理论分析基础上,选取2007—2019年中国A股非金融上市公司作为样本进行实证检验。研究发现,第一,机构共同持股通过协同效应和治理效应显著降低了企业财务重述概率;第二,进一步的异质性分析表明,机构共同持股对财务重述的抑制效应在国有企业以及所在地区市场化程度较低的企业中更加显著,这也在一定程度上说明机构共同持股与外部监督机制之间存在着替代关系;第三,在细分共同持股的机构性质后,只有长期型以及非压力敏感型共同机构投资者才能显著降低企业财务重述概率,这说明共同机构投资者发挥何种效应很可能与其持有动机有关;第四,共同机构投资者对企业财务重述的抑制效应受到焦点企业在投资组合中的市值权重占比以及被持股比例权重占比的影响,这说明其注意力与精力是有限的,对其越重要的投资目标会受到更多的影响;最后,共同持股非同行业企业并不能抑制企业财务重述,说明机构共同持股同行业企业对财务重述的作用机理是具有针对性的。

本文具有如下贡献:

第一,为在中国情境下认识机构共同持股这一现象提供了经验证据。本文突破原来孤立探究单个机构投资者的文献,从机构共同持股同行业多家企业产生的关联效应视角,同时考虑机构共同持股所产生的“社会人”和“经济人”效应,研究了共同机构所有权产生的信息优势和行业经验带来的机构协同和监督治理对被共同持股的企业财务重述的影响,深入探讨了机构共同持股协同效应和治理效应的作用渠道,发现共同机构投资者可以通过缓解企业资本市场预期压力与企业代理问题降低

企业财务重述概率。

第二，为机构投资者对企业财务重述的影响提供了新的经验证据。已有关于机构投资者对财务重述影响的研究大多是针对其对企业的单一治理效应，并且大多只研究了其治理效应对第一类代理问题的作用。本文发现，当机构投资者持股同行业多家企业时，对企业财务重述会产生增量的治理效应和协同效应。一方面，出于“行业优势”和“治理外部性”，共同机构投资者会产生更强的治理能力和治理动力；另一方面，共同机构投资者作为投资组合内企业间信息和资源的桥梁，还会在企业间产生协同效应。另外，不同于西方发达资本市场，中国共同机构投资者的治理效应主要是针对大股东与中小股东之间的第二类代理问题，这符合中国资本市场所有权普遍高度集中、控股股东控制权与现金流权普遍分离的现状(李星等，2020)^[27]。

第三，现有研究较少关注共同机构投资者的异质性，但不同类型的机构投资者有着不同的性质和持股目的。本文进一步细分了共同机构投资者后发现，只有长期型和非压力敏感型共同机构投资者具有协同和治理作用，能对企业财务重述产生显著的抑制作用。这说明共同机构投资者类型和持有目的很可能是导致其对企业产生不同经济后果的重要因素，这对于企业引进机构共同持股、政府部门的监管引导以及投资者的投资决策等提供了一定的启示意义。

第四，现有关于机构共同持股的研究并没有深入探讨被共同持股企业在投资组合中所占权重带来的影响。本文在匹配出机构共同持股同群企业的基础上，检验了投资组合内各企业所占权重对机构共同持股的财务重述抑制效应产生的影响，发现权重越大抑制效应越强。

二、文献综述与假说提出

机构投资者具有规模和专业优势，可以产生有效的监督和治理效应，从而影响企业的经营管理决策(蔡宏标和饶品贵，2015)^[17]。首先，共同机构投资者不同于单一的机构投资者，同时重仓持股同行业多家企业股权的共同机构投资者在这些企业之间形成了股权联结通道，在同行业多家独立的企业间建立了以共同机构投资者为关键节点的投资组合“网络”，对企业的经营管理和财

务决策都产生了较大影响(Schmalz, 2018)^[16]。其次，共同机构投资者同时持股同行业多家企业不同于共同机构投资者纵向持股焦点企业上下游企业。对共同持股供应链企业的研究侧重于其对供应链关系的影响：通过改善企业的采购和销售过程，缓解供应链融资困难、降低交易成本、提高存货周转率(Freeman, 2019)^[7]，进而最大化投资组合价值。本文则聚焦机构共同持股在同行业企业间产生的协同效应，同时考虑行业内竞争企业和合作企业，并不局限于上下游企业，重点关注行业共性信息的共享以及投资组合内企业间竞争的缓解。具体而言：从信息渠道看，共同机构投资者可以作为投资组合内企业间信息传递的渠道(Massa and Žaldokas, 2017)^[12]，获取更多的行业性软信息，帮助企业改善经营效率，提升企业绩效(周泰云等，2021)^[41]；从竞争缓解方面看，共同机构投资者更看重投资组合的整体收益(Park et al., 2019)^[14]，有动机在同行业所持股企业之间建立“战略同盟”，缓解投资组合内企业间的不利竞争(Azar et al., 2018)^[2]。最后，区别于共同持股非同行业的企业，一方面，同行业公司间会产生更大的外部性和溢出效应(Beatty et al., 2013; 李青原和刘叶畅，2019)^{[3][26]}，对共同机构投资者的投资回报损害更大(He and Huang, 2017)^[10]，因此，当机构共同持股同行业公司时会更有治理动力；另一方面，共同机构投资者在参与企业经营过程中会积累行业专长与管理经验，且因同行业公司间的相似特征，共同机构投资者可以在监督与治理上产生“规模经济效应”。这会对投资组合内公司产生直接治理改善效应和间接治理溢出效应，因此，其更有能力改善企业治理(Ramalingegowda et al., 2021)^[15]。

目前，国内外关于企业财务重述的影响因素研究主要集中在四个方面：(1)企业治理(刘柏和琚涛，2021)^[30]。(2)管理层特质(王守海等，2019)^[35]。(3)社会网络。当企业间通过高管形成联结关系时，财务重述会发生扩散效应(陈仕华和陈钢，2013)^[18]。(4)在中国的特殊制度背景下，股权结构等也会影响企业财务重述(周春生和马光，2005)^[40]。综上，现有研究只关注了机构投资者持股单一企业所产生的分散治理效应对企业财务重述的影响，忽视了机构投资者持股同行业多家企业所产生的共同治理经验和治理能力对企业财务重述的影响。关于“网络

效应”对企业财务重述的影响, 尽管之前也有研究基于共同高管、行业同群、企业集团的角度研究了企业财务重述在同群企业之间的负向传染效应(赵艳秉和李青原, 2016)^[39], 但这些群内企业之间要么没有实质性联结点(行业同群), 要么仅仅强调的是最终控制人的资源调配作用(共同高管、集团同群)。与专业的机构投资者相比, 共同高管、最终控制人并不一定具备专业的分析能力, 而本文研究的是由共同机构投资者持股同行业企业构成的同群效应对企业财务重述的影响。机构投资者作为专业的分析机构, 同时扮演了“信息桥”和业务合作的“促成者”的双重角色, 对财务重述行为的影响更为直接和明显。鉴于此, 本文重点研究机构投资者同时持股同行业多家企业所产生的同群效应对企业财务重述行为的影响。

本文将分别从机构共同持股的协同效应、治理效应以及合谋效应三个方面探讨其对企业财务重述的影响。

(一)机构共同持股具有协同效应

机构共同持股的协同效应有助于缓解企业的资本市场压力, 减少企业由于融资压力和业绩预期压力引致的财务重述。具体分为信息渠道和业务渠道:

从信息渠道看, 共同机构投资者拥有信息传递和获取优势。一方面, 共同机构投资者起到“信息桥”的作用。投资组合内各企业通过共同机构投资者建立起基于股权联结的社会网络, 这有利于投资组合内各企业间的信息传递, 可以帮助企业及时获取同行业其他企业丰富和多元的异质性信息(黄灿和李善民, 2019)^[22]。如利用该网络获取在原材料供应阶段的市场行情和供应商信息可以帮助企业降低采购成本和周期; 获取在产品生产阶段的先进经验可以提高生产效率; 获取在销售阶段的全局性消费者需求信息可以增加销售量, 提升销售收入。总的来说, 共同机构投资者给企业搭建的信息桥梁可以从供产销各方面改善企业经营效率, 提升企业绩效, 缓解业绩预期压力(陈运森, 2015)^[19]。另一方面, 共同机构投资者在信息获取方面更有优势。基于股东积极主义, 共同机构投资者基于其行业优势可以主动获取更多的企业内幕信息和行业性软信息, 如获取可以提升企业价值的创新模式、有关行业发展趋势和市场状况的信息以及有价值的投资机会等。在参与企业经营管理的过程

中, 这些软信息可以优化企业经营管理和投资决策(He et al., 2019)^[9], 从而改善企业经营绩效, 缓解企业业绩预期压力(黄灿和李善民, 2019)^[22]。

从业务渠道看, 共同机构投资者有助于促进投资组合内企业间的“资源”和“关系”协同。一方面, 共同机构投资者可以促进投资组合内企业间的资源协调。共同机构投资者的目标是投资组合收益最大化, 其有动机促使投资组合内企业间有形资源以及无形资源的相互协调, 如促进企业间技术合作以及形成战略联盟等。这有助于企业在不利的市场竞争中提高竞争能力和议价能力, 提升企业盈利空间以缓解业绩预期压力, 增强企业的内源融资能力以缓解融资压力(He and Huang, 2017; 伊志宏等, 2010; 潘越等, 2020)^{[10][38][33]}, 从而降低企业财务重述概率。另一方面, 共同机构投资者有助于促进投资组合内企业间的“关系”协同。由于重仓持有同行业多家企业股权, 机构共同持股对于投资组合内各企业的生产经营都会产生重大影响, 其有动机加强投资组合内各企业之间的联系, 让彼此之间提供更多更频繁的互惠性帮助和合作性交易(黄灿和李善民, 2019)^[22]。这可以降低交易成本从而缓解业绩预期压力, 可以降低融资成本从而缓解企业融资压力(刘星等, 2021; He and Huang, 2017; Chen et al., 2018)^{[32][10][5]}, 最终降低了企业财务重述概率。

(二)机构共同持股也会产生更强的治理效应

相比于单一持股的机构投资者, 共同机构投资者更有能力和动力改善企业治理, 缓解企业代理问题, 进而减少企业因机会主义导致的财务重述。具体原因如下:

首先, 共同机构投资者更有动力参与企业治理, 即存在“外部性效应”。财务重述的机会主义观认为, 企业财务重述更多产生于企业的委托代理矛盾。当机构共同持有同行业多家企业时, 原本互相独立的多家企业被共同机构投资者联结为一个投资组合, 其很多会计政策以及经营决策可能存在一致性。当一个企业发生财务重述时, 出于风险规避动机, 处于信息劣势的外部投资者倾向于怀疑投资组合内的其他企业也存在相同的低质量财务报告, 即财务报表重述在投资组合内存在负传染效应, 产生了负外部性(Beatty et al., 2013)^[3]。为了防止由于治理负外部性在投资组合内被扩散和放大而严重损

害投资组合整体价值,共同机构投资者有动力去积极改善每一家企业的治理,降低企业财务重述概率(He and Huang, 2017)^[10]。

其次,共同机构投资者更有能力改善企业治理,即存在“规模经济效应”。一方面,共同机构投资者能更好地解决监督“固定成本”(Ramalingegowda et al., 2021)^[15]。由于行业共性,共同机构投资者可以将从一家企业获取的监督治理经验应用于投资组合内的其他企业,花费相同的边际监督成本将获得更多的边际监督收益。当发现某一企业存在着由于财务信息操纵行为导致的财务重述时,共同机构投资者可以快速、有针对性地关注投资组合内其他企业是否存在相同的或者类似的损害企业价值的自利性操作,达到事半功倍的效果。另一方面,共同机构投资者拥有行业性专长。共同机构投资者可以从行业性视角对投资组合内各企业的经营管理信息进行宏观性把握,相较于单一持股投资者将获取更多的行业性信息和行业性专长,如与行业相关的会计准则和方法、业务经营特点以及交易流程等,这提高了共同机构投资者的治理效率,更可能发现内部人的自利性行为,提高治理能力。具体而言,共同机构投资者可以利用这种行业性信息作为参照标准,通过信息对比更可能发现企业一些隐蔽的财务信息操纵行为。因此,相对于单一持股的机构投资者,共同机构投资者更有能力改善企业治理,降低企业财务重述概率。

基于上述分析,本文提出如下假说:

H1a: 机构共同持股可以降低企业财务重述的可能性

(三)进一步地,机构共同持股也会产生合谋效应

前文论述基于共同机构投资者的股东积极主义,即共同机构投资者利用其行业性的优势积极改善企业治理。然而,共同机构投资者的治理效应并不总是有效和积极的。一方面,可能会出现无效监督。机构投资者可能仅仅是出于分散风险或者频繁交易的目的共同持股同行业多家企业,并没有主动参与治理的动力(李争光等, 2015)^[28];其在持有多家同行业企业时也可能会出现顾此失彼的情况,没有足够的时间和精力去有效参与企业治理(Di Giuli et al., 2021)^[6]。此时,共同机构投资者所带来的竞争合谋效应会促使管理层滋生懈怠。具体而言,企业所面临的竞争降低会减少公司由于难以获取市场份

额等导致破产清算的可能性,从而降低管理层被更换解聘的概率,最终降低管理层为维持公司声誉形象和市场地位而降低企业财务重述的动机(姜付秀等, 2009)^[23]。另一方面,可能会出现负面监督。共同机构投资者可能会基于某些行业性特征、出于投机性目的持有同行业多家企业,这更容易促使共同机构投资者利用行业性优势和专长与管理层合谋,通过财务信息操纵等手段掏空企业(Gao et al., 2019)^[8],从而引致企业发生财务重述。因此,本文提出如下的对立假设:

H1b: 机构共同持股可以增加企业财务重述的可能性

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选择的研究样本为中国A股2007—2019年的全部上市企业。选择2007年为研究起点的原因是2007年中国刚开始实施新企业会计准则。本文将样本按照以下步骤进行了整理:(1)删除金融行业企业;(2)删除ST以及*ST的企业;(3)删除税前会计利润小于或者等于0的企业;(4)删除主要数据缺失的企业。经过处理,本文得到了26246个企业-年度观测值。为降低极端值带来的影响,本文对所有连续变量进行了1%和99%分位数的缩尾处理。省份层面2008—2016年的市场化指数主要来自于樊纲等撰写的《中国市场化指数》,其他企业层面的数据均来源于CSMAR数据库和WIND数据库,其中机构共同持股的数据是根据CSMAR数据库中季度层面的机构投资者持股详细数据经手工整理所得,财务重述数据来源于CSMAR数据库中上市公司财务重述情况表中的年报重述(剔除了因会计政策变更导致的重述)。

(二)变量定义

1.被解释变量

本文使用财务重述公告中所更正年报对应的年度作为财务重述(*Missta*)的年度,若企业年报中发生财务重述取1,否则取0(高芳, 2016; 刘柏和琚涛, 2021)^{[21][30]}。

2.解释变量

借鉴已有关于机构共同持股的研究(Ramalingegowda et al., 2021; 杜勇等, 2021)^{[15][20]},本文以5%持股比例识别共同机构投资者¹,构建了机构共同持股的哑变量*CIO1*,即上市公司是否在年度任一季度存在机构共同

持股，存在则*CIO1*取1，否则取0。本文使用上市公司所拥有的共同机构投资者数量(*CIO3*)以及共同机构投资者持股比例之和的年度均值(*CIO5*)作为替代变量进行检验。本文选择5%作为机构共同持股识别标准的原因在于：第一，符合我国现实情境²；第二，机构共同持股研究领域内已有的权威文献验证了该指标的理论合理性(Ramalingegowda et al., 2021；杜勇等，2021)^{[15][20]}。

3.控制变量

参考以往企业财务重述的研究，模型中其他变量均作为控制变量(*Controls*)，用来控制其他可能对企业财务重述产生影响的因素。

各变量定义如表1所示。

(三)模型设定

为了验证机构共同持股对企业财务重述的影响，借鉴现有相关研究(刘柏和琚涛，2021；He and Huang，2017)^{[30][10]}，构建如下Logit模型(1)进行检验：

$$\text{Logit}(\text{Missta}_{it}) = \alpha + \beta_1 \text{CIO}_{it} + \beta_2 \text{Ins}_{it} + \beta_3 \text{Size}_{it} + \beta_4 \text{Growth}_{it} + \beta_5 \text{Board}_{it} + \beta_6 \text{Indep}_{it} + \beta_7 \text{Lev}_{it} + \beta_8 \text{Dual}_{it} + \beta_9 \text{Roa}_{it} + \beta_{10} \text{Balance}_{it} + \beta_{11} \text{Listyr}_{it} + \beta_{12} \text{Big}_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，*CIO_{it}*表示企业机构共同持股的情况，分别对应变量中的*CIO1*、*CIO3*和*CIO5*。同时，控制了行业固定效应(η_t)以及年度固定效应(μ_i)。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	财务重述	<i>Missta</i>	年报发生财务重述取1，否则为0
解释变量	是否存在机构共同持股	<i>CIO1</i>	是否在年度任一季度存在机构共同持股，存在取1，否则取0
	共同机构投资者数量	<i>CIO3</i>	在季度上，计算每家上市公司的共同机构投资者数量，年度平均后加1取对数
	共同机构投资者持股比例均值	<i>CIO5</i>	在季度上，计算企业层面所有共同机构投资者持股比例之和，再求年度平均
控制变量	机构投资者持股比例	<i>Ins</i>	机构投资者持股数量占公司总股份比例
	企业规模	<i>Size</i>	企业年末总资产的自然对数
	企业资产负债率	<i>Lev</i>	企业年末总负债与总资产的比值
	成长性	<i>Growth</i>	(当年主营业务收入－上年主营业务收入)/上年主营业务收入
	盈利能力	<i>Roa</i>	企业年末净利润与总资产的比值
	董事会规模	<i>Board</i>	企业董事会人数的自然对数
	独立性	<i>Indep</i>	独立董事占董事会总人数的比例
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是否存在两职合一
	股权制衡度	<i>Balance</i>	排名第2至第10名的股东持股比例之和与第1大股东的持股比例的比值
	企业上市时间	<i>Listyr</i>	公司上市年数加1取对数
	国际四大审计	<i>Big4</i>	是否由国际四大会计师事务所进行审计

(四)描述性统计

表2的Panel A为全样本描述性统计结果，*Missta*的均值为0.15，说明非金融上市企业发生财务重述的平均概率为15%左右；其标准差为0.361，相对于均值来说，上市企业间的财务重述情况存在着较大差异。*CIO1*的均值

表 2 主要变量的描述性统计结果

Panel A: 全样本描述性统计结果								
变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值		
Missta	26246	0.1538	0.3608	0.0000	0.0000	1.0000		
CIO1	26246	0.1394	0.3464	0.0000	0.0000	1.0000		
CIO3	26246	0.0850	0.2241	0.0000	0.0000	1.3863		
CIO5	26246	0.0338	0.1060	0.0000	0.0000	0.8909		
Ins	26246	0.3499	0.2900	0.0000	0.3637	0.9068		
Size	26246	22.1203	1.2806	19.7159	21.9444	26.0469		
Lev	26246	0.4471	0.2051	0.0590	0.4449	0.8868		
Growth	26246	0.1870	0.4558	-0.5790	0.1111	3.0207		
Board	26246	2.2604	0.1781	1.7918	2.3026	2.7726		
Roa	26246	0.0366	0.0565	-0.2169	0.0346	0.1907		
Indep	26246	0.3722	0.0527	0.3077	0.3333	0.5714		
Balance	26246	3.2138	4.5342	0.2558	1.5119	27.3190		
Listyr	26246	2.6431	0.5718	0.6931	2.7726	3.4012		
Big4	26246	0.0591	0.2358	0.0000	0.0000	1.0000		
Dual	26246	0.2392	0.4266	0.0000	0.0000	1.0000		
Panel B: 将全样本按是否有机构共同持股分组进行差异性检验								
变量	分组变量		均值 (t 检验)			中位数 (秩和检验)		
	CIO1=0	CIO1=1	均值 0	均值 1	均值差	中位数 0	中位数 1	中位数差
Missta	22586	3660	0.1569	0.1350	0.0219***	0.0000	0.0000	0.0000***
Ins	22586	3660	0.3379	0.4237	-0.0857***	0.3420	0.4830	-0.1410***
Size	22586	3660	22.0416	22.6059	-0.5643***	21.8800	22.4600	-0.5800***
Lev	22586	3660	0.4391	0.4960	-0.0569***	0.4340	0.5050	-0.0710***
Growth	22586	3660	0.1909	0.1626	0.0283***	0.1130	0.0960	0.0170***
Board	22586	3660	2.2514	2.3162	-0.0648***	2.3030	2.3030	0.0000***
Roa	22586	3660	0.0373	0.0319	0.0054***	0.0350	0.0300	0.0050***
Indep	22586	3660	0.3733	0.3659	0.0074***	0.3330	0.3330	0.0000***
Balance	22586	3660	3.2163	3.1983	0.0180	1.5160	1.4810	0.0350
Listyr	22586	3660	2.6093	2.8518	-0.2425***	2.7730	2.9960	-0.2230***
Big4	22586	3660	0.0522	0.1014	-0.0491***	0.0000	0.0000	0.0000***
Dual	22586	3660	0.2551	0.1410	0.1141***	0.0000	0.0000	0.0000***
Panel C: 将全样本按是否存在财务重述分组进行差异性检验								
变量	分组变量		均值 (t 检验)			中位数 (秩和检验)		
	Missta=0	Missta=1	均值 0	均值 1	均值差	中位数 0	中位数 1	中位数差
CIO1	22209	4037	0.1426	0.1224	0.0202***	0.0000	0.0000	0.0000***
CIO3	22209	4037	0.1149	0.0974	0.0175***	0.0000	0.0000	0.0000***
CIO5	22209	4037	0.0870	0.0743	0.0127***	0.0000	0.0000	0.0000***

注: ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。下表同。

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。下表同。

为0.14, 标准差为0.35, 说明机构共同持股只存在少部分企业中, 并且存在着较大差异, 同样C103、C105的统计特征也存在相似特点。机构持股比例变量 Ins 平均值为35%, 标准差为29%, 分布较为均匀。机构持股占比越大, 这说明机构投资者在资本市场上具有越来越重要的地位。其余各变量取值均处于合理区间, 此处不再一一赘述。

另外, 进行了独立样本组间差异检验。首先, 将所有观测值按照有无机构共同持股进行分组, 对组间其他变量的均值和中位数进行了差异检验, 结果如表2的Panel B所示。C101=1的组财务重述概率均值和中位数均低于C101=0的组。其次, 按照是否有财务重述进行分组, 对企业机构共同持股的情况进行了差异检验, 结果如表2的Panel C所示。无财务重述样本的机构共同持股指标均值和中位数均显著高于有财务重述样本企业, 初步支持了假设H1a。

四、实证结果与分析

(一)基本回归分析

表3列示了机构共同持股与企业财务重述的模型(1)回归结果。第(1)~(4)列为基本回归结果, 其中第(1)、(3)和(4)分别列示了是否存在机构共同持股(C101)、企业所对应的共同机构投资者数量(C103)以及企业层面共同机构投资者持股比例(C105)对企业财务重述的回归结果。C101、C103和C105的回归系数分别为-0.17、-0.24和-0.78, 均显著, 说明机构共同持股可以显著地降低企业财务重述的概率。具体而言, 机构共同持股的存在可以使得企业财务重述的对数几率比降低17%; 企业所对应的机构投资者数量每增加一个单位, 企业财务重述的对数几率比降低24%; 企业层面共同机构投资者持股比例每增加100%, 会使得企业财务重述的对数几率比降低78%。在此基础上, 本文利用Logit模型

计算出了C101对企业财务重述影响的几率比为0.848³, 即企业存在机构共同持股时的财务重述概率是不存在机构共同持股时的0.85倍, 如表3第(2)列所示。另外, 本文还分别使用Probit模型、OLS模型以及个体固定效应模型对假设H1a进行了再次验证, 结果依然显著为负。综上可知, 基本回归结果支持了本文的假说H1a, 即机构共同持股可能发挥协同效应或治理效应, 降低企业财务重述概率。

(二)稳健性检验⁴

除了改变回归模型和替换变量外, 为了保证研究结果的可靠性, 本文分别从下述几方面进行了稳健性检验。

表3 机构共同持股与企业财务重述的基本回归结果

变量	基准回归				变换模型		
	Logit 模型				Probit 模型	OLS 模型	固定效应模型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta
C101	-0.1652** (-2.4118)	0.8476*** (-3.0086)			-0.0890** (-2.4078)	-0.0203** (-2.5187)	-0.0183* (-1.6861)
C103			-0.242** (-2.221)				
C105				-0.784*** (-3.000)			
Ins	-0.1111 (-1.2804)	0.8948* (-1.6542)	-0.1121 (-1.2915)	-0.1030 (-1.1775)	-0.0600 (-1.2681)	-0.0119 (-1.1159)	0.0502* (1.7533)
Size	-0.0867*** (-3.4066)	0.9169*** (-4.2561)	-0.0867*** (-3.4126)	-0.0835*** (-3.2933)	-0.0487*** (-3.5081)	-0.0120*** (-3.6726)	0.0230*** (3.8493)
Lev	0.6350*** (4.6502)	1.8869*** (5.5019)	0.6350*** (4.6536)	0.6262*** (4.5900)	0.3486*** (4.6490)	0.0825*** (4.4645)	0.0653*** (2.6378)
Growth	0.1701*** (4.6123)	1.1854*** (4.5361)	0.1693*** (4.5916)	0.1691*** (4.5885)	0.0951*** (4.5820)	0.0239*** (4.1909)	0.0093* (1.7571)
Board	0.1077 (0.7254)	1.1137 (0.8685)	0.1097 (0.7392)	0.1075 (0.7236)	0.0544 (0.6736)	0.0149 (0.7877)	0.0479* (1.6926)
Roa	-3.8067*** (-10.5341)	0.0222*** (-11.2865)	-3.8008*** (-10.5217)	-3.8198*** (-10.5590)	-2.1708*** (-10.5890)	-0.5327*** (-10.0091)	-0.3171*** (-5.5980)
Indep	0.2494 (0.5568)	1.2833 (0.6441)	0.2541 (0.5671)	0.2604 (0.5822)	0.1302 (0.5321)	0.0331 (0.5780)	0.0948 (1.2270)
Balance	-0.0146*** (-3.0451)	0.9854*** (-3.4246)	-0.0146*** (-3.0459)	-0.0133*** (-2.7766)	-0.0080*** (-3.1330)	-0.0018*** (-3.2341)	0.0001 (0.1238)
Listyr	0.2261*** (4.4720)	1.2536*** (5.4205)	0.2260*** (4.4547)	0.2281*** (4.5261)	0.1205*** (4.4602)	0.0278*** (4.6706)	
Big4	-0.3642*** (-3.2800)	0.6947*** (-3.7952)	-0.3668*** (-3.3051)	-0.3579*** (-3.2319)	-0.1914*** (-3.3316)	-0.0338*** (-3.2535)	0.0038 (0.1747)
Dual	0.0747 (1.5211)	1.0775* (1.7562)	0.0749 (1.5262)	0.0729 (1.4853)	0.0410 (1.5186)	0.0093 (1.4550)	-0.0003 (-0.0329)
截距项	-0.5050 (-0.8467)	0.6035 (-1.0055)	-0.5187 (-0.8701)	-0.5977 (-1.0056)	-0.2997 (-0.9198)	0.3385*** (4.3993)	-0.4439*** (-2.8898)
年度	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是
样本量	26,246	26,246	26,246	26,246	26,246	26,246	26,246
伪/调整 R ²	0.0298	0.0298	0.0297	0.0301	0.0299	0.3564	0.0136

注: 括号内是基于聚类到企业层面的稳健标准误计算的 z 值(t 值)。下表同。

1.工具变量

为了进一步缓解内生性问题,本文参照梁上坤(2018)^[29]的做法,将企业拥有的共同机构投资者股权比例的行业均值(*aCIO5*)作为工具变量进行两阶段回归。2SLS的第一阶段回归结果显示,同行业平均持有的共同机构投资者股权比例*aCIO5*与企业机构共同持股*CIO1*的回归系数在1%水平下显著为正。同时,该工具变量的弱工具检验统计量值和外生性检验统计量值分别为30.11和37.92,说明工具变量是有效的。在考虑了内生性问题之后,机构共同持股与企业财务重述之间的回归结果仍然在5%水平下显著为负,与基准回归结果一致。

2.改变共同机构投资者界定门槛

参考潘越等(2020)^[33]等的研究,本文以10%和3%为标准分别重新计算机构共同持股的指标(*CIO11*和*CIO13*)。结果发现,当以3%作为构建“门槛”时,*CIO13*的回归系数并不显著;当以5%和10%作为指标构建“门槛”时,机构共同持股*CIO1*和*CIO11*的回归系数显著为负,并且*CIO11*与*CIO1*相比系数大小和显著性都有提高,这也说明只有当机构持股比例足够大时才有动力监督和关注企业财务重述,并且持股比例越大监督动力越强,间接证明了回归结果的准确性。

3.共同实际控制人的替代性解释

本文基准回归结果表明,机构共同持股可以显著抑制企业财务重述。但在市场实践中,拥有共同机构投资者的同群企业可能拥有相同的实际控制人,这将对共同机构投资者的经济效应和作用机制产生影响。因此,本文将焦点企业和机构共同持股的其他同群企业分别与实际控制人的数据进行匹配。删除焦点企业与同群企业拥有相同实际控制人的样本后,利用模型(1)进行回归。回归结果表明,*CIO1*的回归系数在5%水平下显著为负,说明在剔除共同实际控制人之后,机构共同持股对企业财务重述的抑制作用依然显著。

4.ST企业的影响

基准回归中,本文剔除了ST公司,但从财务重述这一事件看,委托代理问题越严重、公司财务经营状况越差的企业更可能进行财务重述。另外,结合市场实践看,被“ST”的公司也大多进行过财务重述。本文基准回归中排除了这一部分样本,这可能会产生样本选择偏

差的问题。为了包含这一部分样本的影响,本文参照高芳(2016)^[21]的研究,使用剔除已退市企业但未剔除ST企业的样本进行稳健性检验。回归结果表明,*CIO1*的回归系数在5%水平下显著为负,说明在包含了被“ST”的特殊样本后,机构共同持股对企业财务重述的抑制作用依旧稳健。

5.其他

为了进一步解决内生性问题,本文还进行了安慰剂检验、倾向匹配得分法检验(PSM)以及Heckman两步法检验,结果均显著。

五、机制分析

(一)协同效应检验

本文从以下两个方面验证协同效应的存在:

1.协同“强度”的影响

机构共同持股在投资组合内发挥的协同效应对企业财务重述的抑制作用取决于其协同“强度”大小。那么,公司层面对应的所有共同机构投资者平均持有的同行业公司个数越多,越能够促进企业间的信息共享和业务协调,也就越能够降低企业所面临的资本市场压力,从而降低企业财务重述概率。因此,本文借鉴He and Huang(2017)^[10]的做法,构建企业的机构共同持股强

表 4 协同效应检验结果

变量	协同强度	业绩预期压力		融资压力	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Missta</i>	<i>Pressr</i>	<i>Missta</i>	<i>KZ</i>	<i>Missta</i>
<i>CIO1</i>		-0.0233** (-2.5650)	-0.0225*** (-3.2573)	0.0007 (0.0258)	-0.0290*** (-4.0941)
<i>CIO4</i>	-0.1250* (-1.9224)				
<i>Pressr</i>			0.0160*** (3.1920)		
<i>KZ</i>					0.0055*** (3.2856)
截距项	-0.5024 (-0.8440)	-1.7000*** (-8.6617)	0.2529*** (4.0028)	5.5885*** (20.9863)	0.2214*** (3.3699)
控制变量	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
Sobel 检验		Z 值 = -2.000 (p 值 = 0.046**)		Z 值 = 0.026 (p 值 = 0.979)	
直接效应 / 总效应		0.016		0.000	
间接效应 / 直接效应		0.017		0.000	
样本量	26,246	22,987	22,987	21,610	21,610

度指标 $CIO4^5$ ，用其替换 $CIO1$ 放入模型(1)进行检验。结果如表4第(1)列所示， $CIO4$ 的回归系数显著为负，说明机构共同持股带来的协调强度越大，即协同效应越强，企业财务重述概率越低。这一检验结果支持了机构共同持股在投资组合内的协同效应。

2. 资本市场业绩压力和融资压力的中介作用

借鉴Bhattacharya et al.(2012)^[4]利用结构方程模型进行路径分析的方法，本文利用如下三个模型组成的方程组进行中介效应检验。模型如下：

$$Missta_{it} = \alpha + \beta_1 CIO1_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Pressr_{it}/KZ_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 CIO1_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Missta_{it} = \omega_0 + \omega_1 CIO1_{it} + \omega_2 Pressr_{it}/KZ_{it} + \omega_3 Controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $Pressr$ 和 KZ 分别为两条路径的中介变量。首先，利用分析师盈利预测偏差 $Pressr$ 作为企业资本市场业绩预期压力的代理变量($Pressr$ =分析师每股收益预测平均值—企业真实每股收益值)。分析师预测偏差越大，企业所面临的资本市场业绩预期压力越大。回归结果如表4第(2)(3)列所示，结果显著并且通过了Sobel检验， $Pressr$ 的部分中介作用显著成立。其次，借鉴魏志华等(2014)^[36]的方法，本文构建了代表企业融资约束的综合指数 KZ 指数。 KZ 指数越大，企业面临的融资约束越大。回归结果如表4第(4)(5)列所示，第二步回归结果中， $CIO1$ 的回归系数并不显著，也并未通过Sobel检验，说明融资压力的中介效应并不存在。

综上，共同机构投资者在投资组合内产生的协同效应，主要通过缓解企业所面临的资本市场压力对企业财务重述产生抑制作用，其对企业融资压力并没有明显的缓解效果。

(二) 治理效应检验

1. 规模经济效应

第一，共同机构投资者由于持有同行业多家企业，因此可以更低成本、更高效率地对企业进行监督治理。如果机构共同持股存在“规模经济效应”，那么，当企业通过共同机构投资者拥有更多的“同群企业”(同行业企业中因为机构共同持股联结的企业)时，该效应应该更加明显(Ramalingegowda et al., 2021)^[15]。因此，根据He and Huang(2017)^[10]，本文构建企业通过机构共同持股与其他企业之间联系程度的指标 $CIO2$ (拥有共同机构

投资者的同行业企业数量加1取对数)，放入模型(1)进行“规模经济效应”检验。由于验证“规模经济效应”的变量 $CIO2$ 只存在于拥有机构共同持股的企业中，因此借鉴Ramalingegowda et al.(2021)^[15]的做法，通过分组检验间接证明机构共同持股“规模经济效应”的存在。按照存在机构共同持股的同行业企业数量进行分组(高和低)，然后将各个组分别与不存在机构共同持股的企业进行比较。机构共同持股 $CIO1$ 的系数便是在不同的经济规模情况下，机构共同持股对于企业财务重述的效应。回归结果如表5第(1)(2)列所示，证明了机构共同持股“规模经济效应”的存在。

表5 治理效应检验结果

变量	“规模经济效应”			“外部性效应”	
	低规模	高规模	替换变量	Factor=1	Factor=0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta
CIO1	-0.1859** (-2.4497)	-0.1425 (-1.2769)		-0.4336*** (-2.6002)	-0.1568*** (-2.7681)
CIO2			-0.1343** (-2.1412)		
截距项	-0.2991 (-0.4960)	-0.7347 (-1.1775)	-0.4818 (-0.9599)	-0.3115 (-0.1888)	-0.5348 (-1.0824)
控制变量	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
SUEST 检验 ⁶				Prob > chi2 = 0.091*	
样本量	24,981	23,851	26,246	2,374	23,813
伪 R ²	0.0301	0.0291	0.0296	0.0580	0.0259
	第一类代理成本			第二类代理成本	
变量	(6)	(7)	(8)	(9)	
	代理成本 1	Missta	代理成本 2	Missta	
CIO1	-0.0224*** (-3.4257)	-0.0231*** (-3.5003)	-0.0065*** (-11.0753)	-0.0211*** (-3.2213)	
代理成本 1		0.0025 (0.3966)			
代理成本 2				0.4539*** (6.6539)	
截距项	0.8291*** (14.0884)	0.8291*** (14.0884)	0.0570*** (10.7219)	0.2560*** (4.3468)	
控制变量	是	是	是	是	
年度	是	是	是	是	
行业	是	是	是	是	
Sobel 检验	Z 值 =-0.394 (p 值 =0.694)			Z 值 =-7.7120*** (p 值 =0.0000)	
直接效应 / 总效应	0.002			0.124	
间接效应 / 直接效应	0.002			0.141	
样本量	25,997	25,997	26,237	26,237	

第二，为了进一步检验“规模经济效应”的存在，本文借鉴杜勇等(2021)^[20]的做法，直接用CIO2替换CIO1放入模型(1)进行检验，结果如表5第(3)列所示，系数仍然显著。

2.外部性效应

企业财务重述的负面影响在投资组合内会被传染和放大，产生负外部性。因此，出于最大化投资组合利益的目的，共同机构投资者有动机改善企业治理从而减少企业财务重述。Beatty et al.(2013)^[3]研究发现，财务重述的负外部性在投资者情绪较高、资本成本较低和私人控制收益较高的行业中更加严重，本文预期在负外部性越大的行业中，共同机构投资者对财务重述的抑制作用更强。因此，本文按照证监会2012的行业分类标准，对每个行业-年度，利用存货周转率代表投资者情绪，利用市盈率代表资本成本，利用兼并收购数量代表私人控制收益，构建了衡量行业负外部性的综合指标Faotor，投资者情绪高于所有行业年度中位数的行业、市盈率低于年度中位数的行业以及并购活动的数量高于年度中位数的行业对应的Factor取1，否则取0。采用模型(1)进行回归，结果如表5第(4)(5)列所示，在负外部性越大的行业中，机构共同持股对企业财务重述的抑制效应更强，证明了“外部性效应”的存在。

3.代理成本的中介作用

最后，本文利用中介效应模型(2)~(4)进一步研究机构共同持股是否可能通过降低代理成本降低财务重述。与西方发达国家主要存在由于股权分散导致的第一类代理

问题不同，中国上市公司股权高度集中，大股东与中小股东之间的第二类代理问题占据主导地位，因此更可能出现大股东为了谋求私利与管理层合谋操纵财务信息的情况(谢德仁等，2019；姜付秀等，2009)^{[37][23]}。在中国特殊的资本市场背景下，机构共同持股的治理效应具体针对的是何种代理问题？

借鉴Ang et al.(2000)^[1]的研究，使用经营费用率((管理费用+销售费用)/营业收入)衡量第一类代理成本；借鉴姜国华和岳衡(2005)^[25]的研究，使用其他应收款与总资产之比衡量第二类代理成本。回归结果如表5第(6)~(9)列所示：第一类代理成本的中介效应不显著，但第二类代理成本的中介效应显著为正。这说明机构共同持股可以通过降低第二类代理成本降低企业财务重述，即共同机构投资者可以抑制其他大股东利用财务信息操纵进行的自利行为。

六、拓展性分析

(一)企业产权性质的影响

国有企业一般存在着“内部人控制”以及“所有者缺位”等委托代理问题(高芳，2016)^[21]。基于股东积极主义，共同机构投资者对企业管理层有更强的监督效应，可以在一定程度上解决“所有者缺位”的问题。因此，在不同的产权性质下，企业机构共同持股对财务重述可能存在着不同的影响。为了验证这一逻辑，本文将按照产权性质分组回归。采用模型(1)进行分组回归，结果如表6第(1)(2)列所示，二者具有显著差异。这说明机构

表 6 拓展性分析检验结果

变量	产权性质		市场化程度		共同机构投资者类型			
	国有	非国有	高	低	长期型	短期型	压力敏感型	非压力敏感型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta	Missta
CIO1	-0.2113** (-2.2640)	0.0476 (0.4729)	0.0091 (0.0702)	-0.2089** (-2.1332)	-0.2034*** (-2.7146)	-0.2034*** (-2.7146)	0.0794 (0.2298)	-0.1723** (-2.4800)
截距项	-0.1836 (-0.2003)	-2.1824** (-2.4809)	-1.5465 (-1.2761)	-0.4321 (-0.5127)	-0.7858 (-1.3088)	-0.7858 (-1.3088)	-0.5460 (-0.8596)	-0.4900 (-0.8206)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
SUEST 检验 ⁷	Prob> chi2 =0.0013***		Prob> chi2 = 0.074*					
样本量	11,331	14,886	7,619	10,272	25,622	23,210	22,663	26,169
伪 R ²	0.0451	0.0296	0.0247	0.0237	0.0303	0.0300	0.0297	0.0299

共同持股确实在治理环境较差的国有企业中发挥了治理效应，可以有效弥补企业内部治理的不足。

(二)市场化程度差异的影响

企业外部市场化情况是企业外部监督与治理的重要组成部分。企业外部市场化程度越低，外部治理情况越差，对投资者的保护越弱，此时企业财务重述的预期成本就会降低。因此，机构共同持股对企业财务重述的影响在市场化程度不同的地区可能存在区别。为了检验这种异质性，本文使用樊纲等所著的《中国市场化指数》中计算的2008—2016年的市场化指数中位数，将样本划分为高、低市场化组。采用模型(1)进行分组回归，结果如表6第(3)(4)列所示，两组的回归系数之间存在显著差异，即机构共同持股在外部治理环境较差的地区中发挥了更强治理效应，可以有效弥补其他外部治理机制的不足。

(三)机构投资者类型差异的影响

已有研究发现，不同类型的机构投资者持股企业的目的和对企业的价值影响存在着差异性(刘京军和徐浩萍，2012)^[31]。为了验证长短期共同机构投资者的异质性影响，本文借鉴杜勇等(2021)^[20]的做法，以是否连续四个季度持股为标准将共同机构投资者分为长期共同机构投资者和短期共同机构投资者。另外，按照宋云玲和宋衍蘅(2020)^[34]以及梁上坤(2018)^[29]的做法，将保险公司、信托公司、券商理财产品和财务公司划分为压力敏感型共同机构投资者，其余为非压力敏感型共同机构投资者。采用模型(1)进行分组回归，结果如表6第(5)~(8)列所示，在拥有长期型和非压力敏感型共同机构投资者的企业中，*CIO1*的回归系数显著为负，而在短期型的和压力敏感型的样本中回归系数并不显著，这说明只有长期型的和非压力敏感型的共同机构投资者可以发挥协同效应和治理效应，显著降低企业财务重述。这在一定程度上说明共同机构投资者协同、治理效应的有效性和程度与其持有动机和类型相关。

(四)公司资产价值异质性

虽然基本回归结果显示机构共同持股发挥了监督效应，抑制企业财务重述，但是，现实中机构投资者的精力和关注度有限，持股目标公司在机构投资组合中价值权重的大小可能会影响共同机构投资者对其的监督效

应。为了验证该猜想，本文分别从公司市场价值以及在共同机构投资者投资组合内的权重占比两方面进行了检验：

第一，以公司市值的对数*Value*的中位数为分组依据，分组检验公司资产价值带来的异质性影响。采用模型(1)进行分组回归，结果如表7第(1)(2)列所示，在公司资产价值较高的组，*CIO1*的系数更大且显著为负，但是组间差异并不显著，因此，共同机构投资者的监督动力没有显著受所持公司市值的影响。

第二，本文计算了公司被各个共同机构投资投资者持股的市值在整个投资组合市值中的权重占比*Weight1*以及公司被各个共同机构投资者所持持股比例在整个投资组合持股比例之和的权重占比*Weight2*，分组检验公司在共同机构投资者投资组合内的权重占比带来的异质性影响。采用模型(1)进行分组回归，结果如表7第(3)(4)列所示，*Weight1*和*Weight2*的回归系数均显著为负，说明在共同机构投资者资产组合中市值和持股比例权重占比越大，共同机构投资者的监督动力越强。

(五)非同行业共同持股机构的影响

前述分析中，本文认为机构共同持股的协同效应和治理效应在持股同行业企业时更明显，因此，在指标构建过程中排除了机构共同持股非同行业企业的样本。为验证这一逻辑，本文进一步验证机构共同持股非同行业

表 7 拓展性分析检验结果(续)

变量	公司资产价值		投资组合权重		非同行业共同机构持股比例
	高	低	<i>Weight1</i>	<i>Weight2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	<i>Missta</i>	<i>Missta</i>	<i>Missta</i>	<i>Missta</i>	
<i>CIO1</i>	-0.2164*** (-2.9249)	-0.0844 (-1.0089)			
<i>Weight1</i>			-0.1839* (-1.7147)		
<i>Weight2</i>				-0.3458*** (-2.9963)	
<i>nCIO5</i>					-0.2712 (-1.2296)
截距项	0.5105 (0.6234)	-0.5009 (-0.5088)	-0.5632 (-1.1193)	-0.5704 (-1.1424)	-0.4007 (-0.6696)
控制变量	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
SUEST 检验	<i>Prob> chi2</i> = 0.2389				
样本量	12,805	12,831	26,524	26,524	26,246
伪 <i>R</i> ²	0.0396	0.0265	0.0291	0.0293	0.0294

企业时是否也能产生协同和治理效应，从而抑制企业财务重述。

本文构建企业层面非同行业共同机构持股比例 $nCIO5$ ，将其替代原有解释变量 $CIO1$ 进行检验。具体而言，先找出季度层面所有的共同机构投资者(包括同行业和非同行业)，以此为基础计算公司-年度层面的总机构共同持股比例， $nCIO5$ 即为总机构共同持股比例与公司同行业机构共同持股比例之差。采用模型(1)进行回归，结果如表7第(5)列所示， $nCIO5$ 的回归系数并不显著，说明共同持股非同行业企业并不能抑制企业财务重述。

七、结论与启示

本文基于中国新兴市场的制度环境，利用2007—2019年沪深A股非金融上市企业数据，研究了机构共同持股对企业财务重述的影响效应以及作用机制。研究发现，机构共同持股对企业财务重述有显著的抑制效应；在进行了一系列稳健性检验后，该结论仍然成立。中介效应检验发现，机构共同持股的协同效应主要通过降低资本市场预期压力而非融资压力抑制企业财务重述；其治理效应主要是通过抑制企业第二类代理成本而非第一类代理成本发挥作用。进一步的研究结果表明，在国有企业以及所在地区市场化程度较低的企业中，这种抑制效应更加更显著；只有长期型和非压力敏感型共同机构投资者才能有效发挥协同和治理作用；在共同机构投资者资产组合中市值和持股比例权重占比越大，共同机构投资者的监督动力越强。

依据上述结论，本文提出如下政策建议：

首先，从政府角度，要对共同机构投资者进行规范和引导，以达到趋利避害的效果。一方面，要充分发挥机构共同持股这一非正式治理机制对其他制度性正式治理机制的补充作用，尤其是在市场化程度较低的地区；另一方面，监管部门也需要及时完善补充相关的配套政策，防止具有投机性的机构投资者利用监管漏洞产生合谋动机，对资本市场资源配置和社会福利产生负面影响。

其次，从企业自身出发，可考虑引进共同机构投资者，有效利用共同机构投资者在治理方面的经验以及在信息、资源和业务等方面的协同效应。那些存在内部治理问题的企业，更应该重视机构共同持股这种非正式外部治理途径的作用；另外，国有企业一般存在着“内部人控制”以及“所有者缺位”的代理问题，引进共同机构投资者将有利于国有企业治理，助力“深化国有企业改革”。

最后，从投资者角度看，要及时了解并正确认识共同机构投资者及其在企业经营治理中的作用。除了其他基本信息，投资者还需要了解企业机构共同持股的情况、共同机构投资者的类型以及持股时间，拥有长期稳定型共同机构投资者的企业可能有更好的发展前景，相反则可能存在投资风险。此外，财务重述背后往往意味着企业内部治理情况不好以及面临巨大的资本市场压力，因此，投资者需要重视财务重述背后可能隐藏的真正动机。

[基金项目：国家自然科学基金面上项目“机构共同持股下的实体企业影子银行化同群效应：表征识别、驱动机理与经济后果”(批准号：72072146)、重庆市社会科学规划项目“非金融上市公司金融化的同伴效应研究”(批准号：2018PY61)、重庆市教委人文社会科学研究党的十九届六中全会研究阐释专项项目]

注释

1. 机构共同持股相关指标的计算虽包括了金融机构和非金融机构，但与姜付秀等(2017)^[24]中的“多个大股东”定义在概念定义以及作用机制等方面存在着本质区别。具体而言，“多个大股东”是企业拥有两个或两个以上持股比例超过10%的大股东，强调大股东对控股股东的制衡效果；本文关注的机构共同持股是指同行业企业通过共同的机构投资者形成的非正式社会网络，强调由监督经验的“规模经济效应”以及财务行为的“负外部性”给共同机构投资者带来的更强的监督能力和动力。

2. 《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》(证监会公告[2017]9号)中有“上市公司控股股东和持股5%以上股东(以下统称大股东)”；2019年修订的《证券法》第五十一条将持有公司百分之五以上股份的股东认定为证券交易内幕信息知情人；第六十三条规定：“投资者持有或者通过协议、其他安排与他人共同持有一

个上市公司已发行的有表决权股份达到百分之五时，应当在该事实发生之日起三日内，向国务院证券监督管理机构、证券交易所作出书面报告，通知该上市公司，并予公告，在上述期限内不得再行买卖该上市公司的股票”。

3. 根据陈强编著的《高级计量经济学及Stata应用》第171页所述，Logit模型所计算出的回归系数并非边际效应，几率比表示相对风险， β 为回归系数。

4. 由于篇幅有限，且稳健性检验结果内容较多，本文不再赘述，有兴趣的读者可以向作者索取。

5. $CIO4$ 的具体构建方法为：先计算每季度每个公司所有共同机构投资者平均持有的同行业公司个数，后取年度均值后加1取对数。

6. 借鉴Ramalingegowda et al.(2021)^[15]以及He and Huang(2017)^[10]的做法，由于 $CIO2$ 是在 $CIO1=1$ 的基础上计算得出，因此不能直接进

行分组检验,需要在 $CIO1=1$ 的样本中按照 $CIO2$ 的中位数进行分组再与 $CIO1=0$ 的样本配对形成两个样本进行回归,因此无法进行组间差异SUEST检验。

7. 借鉴Ramalingegowda et al.(2021)^[15]以及He and Huang(2017)^[10]

的做法,由于共同机构投资者分类是在 $CIO1=1$ 的基础上计算得出,因此不能直接进行分组检验,需要在 $CIO1=1$ 的样本中对共同机构投资者分类后再与 $CIO1=0$ 的样本配对形成两个样本进行回归,因此无法进行组间差异SUEST检验。

参考文献:

- [1] Ang J S, Cole R A, Lin J W. Agency costs and ownership structure[J]. Journal of Finance, 2000, 55(1): 81-106.
- [2] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.
- [3] Beatty A, Liao S, Yu J J. The spillover effect of fraudulent financial reporting on peer firms' investments[J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 55(2-3): 183-205.
- [4] Bhattacharya N, Ecker F, Olsson P, Schipper K. Direct and mediated associations among earnings quality, information asymmetry, and the cost of equity[J]. Accounting Review, 2012, 87(2): 449-482.
- [5] Chen Y, Li Q, Ng J. Institutional cross-ownership and corporate financing of investment opportunities[R]. Working Paper, 2018.
- [6] Di Giuli A, Karmazien E, Sekerci N. Common ownership and firm dividend policies[J]. Finance Research Letters, 2021, 40: 101779.
- [7] Freeman K. The effects of common ownership on customer-supplier relationships[J]. Kelley School of Business Research Paper, 2019 (16-84).
- [8] Gao K, Shen H, Gao X, et al. The power of sharing: evidence from institutional investor cross-ownership and corporate innovation[J]. International Review of Economics & Finance, 2019, 63: 284-296.
- [9] He J J, Huang J, Zhao S. Internalizing governance externalities: the role of institutional cross-ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 134(2): 400-418.
- [10] He J J, Huang J. Product market competition in a world of cross-ownership: evidence from institutional blockholdings[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [11] 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.
- [12] Massa M, Žaldokas A. Information transfers among co-owned firms[J]. Journal of Financial Intermediation, 2017, 31: 77-92.
- [13] Nguyen D, Puri T N. Information asymmetry and accounting restatement: NYSE-AMEX and NASDAQ evidence[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2014, 43(2): 211-244.
- [14] Park J, Sani J, Shroff N, et al. Disclosure incentives when competing firms have common ownership[J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 67(2-3): 387-415.
- [15] Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38(1): 208-241.
- [16] Schmalz M C. Common-ownership concentration and corporate conduct[J]. Annual Review of Financial Economics, 2018, 10: 413-448.
- [17] 蔡宏标, 饶品贵. 机构投资者、税收征管与企业避税[J]. 会计研究, 2015, (10): 59-65+97.
- [18] 陈仕华, 陈钢. 企业间高管联结与财务重述行为扩散[J]. 经济管理, 2013, 35(8): 134-143.
- [19] 陈运森. 社会网络与企业效率: 基于结构洞位置的证据[J]. 会计研究, 2015, (1): 48-55.
- [20] 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.
- [21] 高芳. 公司治理、管理者代理问题与财务重述研究[J]. 南开管理评论, 2016, (3): 168-177.
- [22] 黄灿, 李善民. 股东关系网络、信息优势与企业绩效[J]. 南开管理评论, 2019, 22(2): 75-88+127.
- [23] 姜付秀, 黄磊, 张敏. 产品市场竞争、公司治理与代理成本[J]. 世界经济, 2009, 32(10): 46-59.
- [24] 姜付秀, 王运通, 田园, 吴恺. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据[J]. 管理世界, 2017, (12): 61-74.
- [25] 姜国华, 岳衡. 大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究[J]. 管理世界, 2005, (9): 119-126+157+171-172.
- [26] 李青原, 刘叶畅. 同行业间避税与企业的战略反应——来自我国A股上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2019, 472(10): 152-169.
- [27] 李星, 田高良, 张睿. “瞒天过海”: 企业避税与大股东掏空[J]. 管理工程学报, 2020, 34(4): 21-33.
- [28] 李争光, 赵西卜, 曹丰, 刘向强. 机构投资者异质性与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2015, 18(3): 111-121.
- [29] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗?[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 133-148.
- [30] 刘柏, 璐涛. “事前震慑”与“事后纠偏”: 分析师关注对财务错报和重述的跨期监管研究[J]. 南开管理评论, 2021, 24(1): 50-61+96+73-75.
- [31] 刘京军, 徐浩萍. 机构投资者: 长期投资者还是短期机会主义者?[J]. 金融研究, 2012, (9): 141-154.
- [32] 刘星, 苏春, 邵欢. 家族董事席位超额控制与股价崩盘风险——基于关联交易的视角[J]. 中国管理科学, 2021, 29(5): 1-13.
- [33] 潘越, 汤旭东, 宁博, 杨玲玲. 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): 136-164.
- [34] 宋云玲, 宋衍衡. 机构投资者持股与注册会计师视角下的会计信息质量——来自审计调整的经验证据[J]. 会计研究, 2020, (11): 136-151.
- [35] 王守海, 许薇, 刘志强. 高管权力、审计委员会财务专长与财务重述[J]. 审计研究, 2019, (3): 101-110.
- [36] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014, (5): 73-80+95.
- [37] 谢德仁, 张新一, 崔宸瑜. 经常性与非经常性损益分类操纵——来自业绩型股权激励“踩线”达标的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(7): 167-181+204.
- [38] 伊志宏, 姜付秀, 秦义虎. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. 管理世界, 2010, (1): 133-141+161+188.
- [39] 赵艳秉, 李青原. 企业财务重述在集团内部传染效应的实证研究[J]. 审计与经济研究, 2016, 31(5): 72-80.
- [40] 周春生, 马光. 中国上市公司的股权结构与财务报表更正[J]. 金融研究, 2005, (11): 82-92.
- [41] 周泰云, 邢斐, 姚刚. 机构交叉持股对企业价值的影响[J]. 证券市场导报, 2021, (2): 30-40.

(责任编辑: 吴林祥)