

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2024.11.006

共享的力量：共同机构投资者与股价同步性^①

李玉敏¹, 吴晓晖², 秦利宾³, 朱 磊³, 柯艳蓉^{4*}

(1. 南京理工大学经济管理学院, 南京 210094; 2. 厦门大学管理学院, 厦门 361005;

3. 中南财经政法大学会计学院, 武汉 430073; 4. 闽南师范大学商学院, 漳州 363000)

摘要: 基于机构投资者在行业内的多样化投资行为, 本研究从股价同步性视角出发, 探究共同机构投资者对资本市场定价效率的影响。研究发现, 在投资组合价值最大化目标的驱使下, 共同机构投资者能够发挥“协同效应”, 显著降低投资组合公司的股价同步性, 且该结果主要由“信息效率”驱动, 排除了“噪音交易”假说。机制分析表明, 共同机构投资者能够通过“用手投票”与“用脚投票”的方式改善投资组合公司的信息披露质量, 且“用脚投票”的治理效果优于“用手投票”。异质性检验发现, 在经济政策不确定性较低、行业竞争激烈以及非国有企业的情形下, 共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的抑制作用更明显。此外, 不同类型的共同机构投资者会对投资组合公司股价同步性产生异质性影响。本研究不仅丰富了股价同步性影响因素的研究, 而且发现了一种公司治理的新机制, 为监管部门规范机构投资者在行业内的多样化投资行为, 提升资本市场定价效率提供了理论依据。

关键词: 共同机构投资者; 信息效率; 股价同步性

中图分类号: C931 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2024)11-0078-24

0 引 言

股价同步性作为资本市场定价效率的重要测度指标, 不仅反映了公司层面特质信息融入股价的程度, 而且在深化金融体制改革、促进有限的金融资源合理配置、增强金融服务实体经济能力等方面发挥着重要作用。自 Roll^[1] 提出使用资产定价模型的拟合优度 R^2 作为股价同步性代理指标以来, 学术界分别从宏观到微观, 从外部监督到内部治理, 较为全面地探究股价同步性的影响因素。然而, 现有关于机构投资者对股价同步性影响的探讨, 多基于机构投资者单一持股模式的假设, 仅

考虑机构投资者持有或交易单只股票对公司股价信息含量的影响, 忽略了机构投资者在同行业内多样化投资^②后因治理目标或获利动机变化而产生的异质性影响。

事实上, 机构投资者在同行业内的多样化投资行为在世界范围内非常普遍。例如, He 和 Huang^[2] 的统计数据显示, 被共同机构投资者持股的美国上市公司占比从 1980 年的 10% 迅速增长至 2014 年的 60%。该现象在部分行业更为严重, 以航空业为例, 美国前五大资产管理公司同时持股航空业四大巨头, 其中, BlackRock 和 Vanguard 几乎持股美

① 收稿日期: 2020-10-26; 修订日期: 2022-12-28。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71790601; 71572167; 72162005); 教育部人文社会科学研究资助项目(24YJC630118); 国家资助博士后研究人员计划项目(GZC20233136); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(30924010401); 福建省社会科学基金资助项目(FJ2022BF026); 福建省科技厅资助创新战略研究项目(2023R0055)。

通讯作者: 柯艳蓉(1983—), 女, 福建漳州人, 博士, 副教授。Email: keyanrong34@163.com

② 根据经济合作与发展组织(OECD)的定义, 共同所有权(common ownership)是指第三方投资者同时持股同一行业内具有竞争关系的两家或多家上市公司的现象。参照该定义, 本研究将同时持股具有竞争关系企业的机构投资者称之为“共同机构投资者”, 并将被共同机构投资者持股企业表述为“投资组合公司”。

国所有航空公司^[3]。在我国,上述现象同样不乏其例。据了解,滴滴与 Uber 在合并前同时被高瓴资本、老虎基金、贝莱德以及中国人寿四家共同机构投资者持股。而本研究统计数据显示,2003 年—2019 年间,样本中约 28% 的上市公司因机构投资者多样化投资与同行业竞争对手存在关联,且被共同机构投资者持股上市公司占比从 2003 年的 10.66% 上升至 2019 年的 21.56%。由此可见,无论是发达资本市场国家还是新兴市场国家,机构投资者同时持股行业内多家上市公司已经成为不可忽视的问题。

值得注意的是,当机构投资者同时持股行业内多家上市公司时,其对投资组合公司的治理目标和原则将发生根本性变化,即由企业价值最大化目标转变为投资组合价值最大化目标。Harford 等^[4]指出,美国 S&P500 指数成份股公司的大多数机构投资者都不希望高管仅以企业自身价值最大化为原则治理公司,而是希望其能够内化其他成份股公司的外部成本,保证共同机构投资者能够获取投资组合的最高收益。由此可见,随着共同所有权模式的盛行,投资组合公司经营决策的指导原则将被改变,原来以机构投资者单一持股为假设条件的研究成果将受到严峻挑战。而且,现有研究发现,在投资组合价值最大化目标驱使下,共同机构投资者对投资组合公司的影响可谓光明面与阴暗面并存,既可能带来“合谋效应”,降低企业投资效率^[5],扰乱正常的行业竞争秩序^[3],又可能展现“协同效应”,提高“发声-退出”机制的有效性^[6,7],改善信息披露质量^[8]。那么,在中国情境下,共同机构投资者对投资组合公司的影响究竟哪种效应占主导地位? 共同机构投资者在资本市场定价效率中扮演着何种角色,是改善信息披露质量的治理者还是噪音交易或非理性情绪的制造者? 其是否会引起投资组合公司股价的过度联动,加剧股票的“同涨共跌”呢?

为回答上述问题,本研究使用 2003 年—2019 年机构投资者持股数据构建共同机构投资者指标,探究其对投资组合公司股价同步性的影响。研究发现,共同机构投资者能够发挥“协同效应”,改善信息披露质量,促使更多企业层面特质信息融入股价,提高股价信息含量,降低股价同步性。而且,该现象主要由“信息效率观”之信息生产驱

动,并非通过加剧知情交易(“信息效率观”之信息传播)和噪音交易(“噪音交易观”)的方式致使股价同步性降低。该结论在进行了倾向得分匹配法、Heckman 两阶段法、工具变量法等内生性分析以及一系列稳健性检验后依然成立。机制检验表明,共同机构投资者不仅能够通过实地调研等“用手投票”的方式改善投资组合公司信息披露质量,其“用脚投票”的退出威胁同样具有治理作用,而且“用脚投票”的治理效力优于“用手投票”。基于宏观、中观以及微观三个层面的异质性检验发现,在经济政策不确定性较低、行业竞争激烈以及非国有企业的情形下,共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的抑制作用更加明显。此外,区分共同机构投资者类型后发现,相较于压力敏感型共同机构投资者,只有压力抵制型共同机构投资者才能够发挥降低投资组合公司股价同步性的作用,该结果从侧面证实了共同机构投资者降低投资组合公司股价同步性的“信息效率”解释。

本研究可能的贡献之处主要有: 第一,基于投资组合多样化的现实情境,提出了机构投资者降低股价同步性的新解释。已有研究大多从治理作用、交易行为、信息共享等视角出发,探究不同类型机构投资者对股票“同涨共跌”现象的影响。而本研究则放松了单一持股模式的假设,立足于行业内多样化投资的新视角,丰富了机构投资者持股与股价同步性间关系的研究。第二,加深了对资本市场定价效率影响因素的理解。本研究通过实证设计排除了“噪音交易”假说与“知情交易”假说,研究发现共同机构投资者能够通过“用手投票”与“用脚投票”的方式提升投资组合公司股价信息含量,为股价同步性的“信息效率”假说提供了来自新兴市场国家的增量证据。第三,丰富了共同所有权这一新兴领域的研究成果。已有研究认为,机构投资者同时持股具有竞争关系的企业会产生“合谋效应”,将代理问题从企业内部扩展至企业间,从而带来降低企业投资效率、扰乱行业竞争秩序的负面经济后果。而本研究发现,企业价值最大化与投资组合价值最大化目标并不完全冲突,共同机构投资者基于投资组合价值最大化目标的治理能够发挥“协同效应”,改善投资组合公司的信息披露质量,降低股价同步性。本研究发

了一种公司治理的新机制,为今后监管部门合理规范机构投资者在行业内的多样化投资行为,改善资本市场定价效率提供了理论依据和经验证据。

1 文献回顾与研究假设

1.1 文献回顾

1.1.1 股价同步性的相关研究

自 Roll^[1]提出使用资本资产定价模型的拟合优度测量股价同步性以来, R^2 复活,股价同步性、股价信息效率的相关研究如雨后春笋般涌现^[9]。然而,至今仍悬而未决的争议便是:究竟是何种因素影响或驱动了股价同步性,关于这一争议的回答已然形成两大阵营——“信息观”与“噪音观”。

以 Morck 等^[10]为代表的“信息效率观”基于投资者理性以及无摩擦的市场经济,该观点认为,股价由信息驱动,股价同步性则表明了信息纳入股价的程度,而公司的信息披露以及知情投资者基于公司特质信息的套利交易均能促使股价回归基本面,导致股价信息含量提高,股价同步性降低。基于该观点,“信息效率观”的支持者从宏观至微观的不同角度论证了公司层面特质信息在解释股价同步性时的有效性。在宏观层面,完善的产权保护机制、较低的政治不确定性以及交通基础设施的改善能够降低投资者进行套利交易的信息收集成本,加速信息融入股价^[10-12]。在微观层面,与信息披露质量相关的众多因素都能够支撑股价同步性的“信息效率”假说。例如,在内部治理方面,机构投资者(尤其是专注型机构投资者)强有力的监督能够减少公司对特质风险的隐瞒,其知情交易也能够向市场传递更多信息,从而提高股价信息含量^[13,14]。在外部治理方面,审计师、分析师等能够加速公司特有信息在市场范围内的传播,降低股价同步性^[15,16]。

以 West^[17]为代表的“噪音交易观”则认为,无论是部分金融异象问题,还是扩展样本时间窗后不具有时间稳定性的研究结果都表明,“信息效率”假说缺乏解释力。该学派基于行为金融理论指出,较低的 R^2 并不一定意味着公司特质信息充分融入股价,也有可能是噪音交易、市场投机或部

分非理性因素导致股价大幅偏离公司基本面。例如,林忠国等^[18]使用交易数据构建公司层面信息与噪音交易的测度指标,实证检验发现,我国股市非同步性同时受信息和噪音驱动,且主要呈现噪音驱动特征。该现象并非只存在于资本市场发展不健全的新兴市场国家,Kelly^[19]以美国上市公司为例的研究同样发现,交易成本较高、卖空限制更为严格、知情交易较少且信息不对称更严重的小规模初创企业的 R^2 反而更低,有悖于“信息效率”解释。此外,基于行为金融的投资者非理性因素与 R^2 间关系的研究成果同样丰富。以我国资本市场为例,投资者不同类型的心理偏差会对信息传递模式产生异质性影响,譬如,在外部市场波动或明星分析师报告影响下,投资者过度反应致使非理性交易增加^[20],股价同步性降低^[21]。

1.1.2 共同机构投资者的相关研究

共同所有权话题虽始于产业经济学的相关研究,但近年来,机构投资者多样化投资盛行以及由此引发的行业垄断问题致使该持股模式日益受到监管层、学术界的关注和研究。综合梳理已有研究成果不难发现,学者们对共同机构投资者褒贬不一,认为该持股模式既可能带来“协同效应”的光明面,又可能存在“合谋效应”的阴暗面。但总体而言,无论何种经济后果均是共同机构投资者投资组合价值最大化目标下的产物。

“协同效应”指的是共同机构投资者通过积极参与公司治理,降低投资组合公司间信息不对称,加强彼此间合作等方式实现投资组合价值最大化目标。已有研究发现,共同机构投资者具备动机与能力改善投资组合公司治理水平。就协同动机而言,共同机构投资者掌握的行业信息和经验降低了监督的不确定性和成本,股权联结带来的溢出效应提高了治理收益,在低治理成本与高治理收益的激励下,共同机构投资者更加积极地参与投资组合公司治理^[7,8]。就协同能力而言,共同机构投资者不仅能够通过反对管理层不当决策^[7]、解雇不作为管理层^[22]等“用手投票”的方式改善投资组合公司治理水平,其“用脚投票”的退出威胁同样具有治理效力。这是因为,当共同机构投资者基于私有信息或流动性需求抛售部分股票时,往往会率先出售不良资产,该行为等同于向外界提供了辨别优劣资产的“信号”,从而强化了

共同机构投资者“退出”治理方式的威慑力^[6]。最后,在“协同效应”经济后果方面,共同机构投资者能够改善投资组合公司的财务信息质量^[23],促成更多高质量并购^[24],加强投资组合公司在产品市场以及创新研发等方面的合作,提高产品质量和创新效率^[2]。

“合谋效应”指的是共同机构投资者采取促使投资组合公司联合定价、抢占市场份额、追求垄断利润等策略来实现投资组合价值最大化目标。现有研究表明,共同机构投资者存在动机与能力组织投资组合公司进行产品市场合谋。就合谋动机而言,当机构投资者同时持股行业内具有竞争关系的多家上市公司时,为了避免企业间恶性竞争(如动用价格战、营销战、诉讼战等)所产生的负外部性损害投资组合整体利益,共同机构投资者会干预投资组合公司减少竞争,甚至联合一致谋取垄断利润^[2,25]。就合谋能力而言,共同机构投资者既能够通过“发声”、薪酬激励或者“不作为”等方式干预或提醒投资组合公司联合一致^[26],减少产品市场竞争,还能够作为投资组合公司间隐秘信息沟通的“桥梁”,降低产品市场合谋难度。最后,在“合谋效应”经济后果方面,投资组合公司间的合谋行为不仅会导致行业竞争水平降低,垄断现象加剧^[3],还会致使投资组合公司的行为决策偏离理性,投资决策无法适配市场的潜在机遇,投资效率降低^[5],创新投入与产出减少^[27]。

通过上述文献梳理可以发现:第一,现有研究从多角度探究了股价同步性的影响因素,并形成了“信息观”和“噪音观”两大阵营,但尚未有学者关注到共同机构投资者这一有着独特治理目标的群体对股价同步性的影响。第二,共同所有权作为新兴热点话题,已有研究更多关注的是共同机构投资者在行业层面的“反竞争”效应,以及在企业财务决策、信息披露方面的治理作用,忽略了对资本市场经济后果的关注。事实上,作为经济发展的“助推器”,资本市场定价效率高低直接决定了其能否有效引导资金脱虚返实,高效服务于实体经济,对于现阶段我国深化经济体制改革、推动经济高质量发展具有重要意义。基于此,本研究从投资组合价值最大化的逻辑出发,探究共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的影响,并试图打

开其中作用机制的黑箱,填补该研究领域的空白。

1.2 研究假设

在单一持股模式的假设下,企业价值最大化是机构投资者参与公司治理的首要目标。然而,当机构投资者同时持股行业内具有竞争关系的多家上市公司时,其会同时权衡多家企业的得失,以投资组合整体收益最大化为目标干预企业决策。通过文献梳理发现,共同机构投资者既可能通过“协同效应”又可能通过“合谋效应”追求投资组合价值最大化。然而,不同效应对投资组合公司股价同步性的影响可能并不相同,那么,在我国新兴加转轨的资本市场环境下,究竟何种效应占据主导地位呢?

根据“协同效应”假说,为了实现投资组合价值最大化目标,共同机构投资者具有较强的动机与能力改善投资组合公司信息披露质量,从而促使股价信息效率提高,股价同步性降低。

从协同动机来看,企业高质量信息披露下的溢出效应有益于投资组合价值最大化目标的实现,直接收益和间接收益能够激励共同机构投资者积极改善投资组合公司的信息披露质量。已有理论与实证研究均表明,高质量的信息披露能够在行业范围内带来溢出效应,减少行业供需以及生产成本等方面的不确定性,传递投资相关信息^[28],对同伴公司的股票流动性和资本成本均有积极影响,最终提升同伴公司的企业价值^[29,30]。在共同所有权网络内,共同机构投资者不仅可以获得投资组合中任何一家公司信息披露质量改善带来的直接收益,即更好的股票流动性、更低的资本成本以及更高的企业价值;还可以获得因高质量信息披露溢出效应带来的间接收益,即投资组合其他公司不确定性的缓解,股票流动性的改善,资本成本的降低,以及公司价值的提升^[8]。因此,共同机构投资者为获得双重收益,确保投资组合价值最大化目标的实现,有较强的动机改善其持股公司信息披露质量,从而促使更多特质信息融入股价,降低股价同步性。

从协同能力来看,共同机构投资者有能力通过直接或间接等方式干预投资组合公司改善信息披露质量。一方面,共同机构投资者能够通过实地调研、委派董事、薪酬激励等“用手投票”机制干预投资组合公司的行为决策^[5,26],改善其信息披

露质量.例如,持股同行业内多家上市公司的机构投资者能够通过解雇管理层^[22]、否定管理层提案^[7]等方式发挥有效的治理与监督作用,达到约束投资组合公司盈余管理行为,改善财务信息质量的目标^[23].另一方面,共同机构投资者“用脚投票”的威慑力也能够约束投资组合公司内化信息披露的正外部性,提高信息披露质量.Edmans等^[6]构建的退出机制模型表明,当面临流动性冲击时,共同机构投资者会率先出售不良资产,其抛售行为能够传递更强烈的负面信号.在此情况下,共同所有权相当于构建了投资组合公司间的锦标赛,管理层的渎职成本更高,因此其出于声誉、职业生涯或者股权激励考虑,会按照共同机构投资者的意愿积极提升公司治理水平,改善信息披露质量,以尽量避免被视为“不良资产”出售对股价带来的负面冲击.由此可见,共同机构投资者为实现投资组合价值最大化目标,有能力干预投资组合公司积极改善信息披露质量,促使股价信息含量增加,股价同步性降低.

根据“合谋效应”假说,投资组合价值最大化目标也可能促使共同机构投资者引导投资组合公司隐秘合谋,而合谋的过程与结果都可能致使投资组合公司减少特质信息的公开披露,进而推高股价同步性.从“合谋效应”的过程来看,在共同机构投资者的影响下,投资组合公司间的联合定价行为致使企业边界愈发模糊,因此其更可能团结一致共同对抗行业内其他非投资组合竞争对手.Kepler^[31]研究发现,只有当竞争对手间不存在隐秘沟通渠道时,才会通过公开信息披露的方式实现生产、定价等方面的合谋,而当竞争对手间能够隐秘沟通时,公开披露提供信息将变得不再必要.在共同所有权网络内,共同机构投资者会充当隐秘沟通的“桥梁”^[2],在投资组合公司间传递有价值的特质信息.此时,共同机构投资者为追求间接收益而要求投资组合公司改善信息披露质量的动机减弱,这是因为,隐秘沟通渠道的存在致使公开信息披露对同伴公司的溢出效应变得有限,反而更可能被其他非投资组合竞争对手利用,损害投资组合利益.因此,基于合谋过程,共同机构投资者改善投资组合公司信息披露质量的动机减弱,进而致使企业层面特质信息减少,股价信息含量降低,股价同步性提

高.从“合谋效应”的结果来看,投资组合公司间的隐秘合谋具有“反竞争”效应,能够缓解产品市场的激烈竞争^[3],减轻企业为了获取低成本融资而进行信息披露的压力,即“合谋效应”下低水平的产品市场竞争环境降低了投资组合公司的信息披露质量与强度^[32],从而导致外部投资者的信息搜集成本提高,融入股价的企业特质信息减少,股价同步性提高.

综上所述,共同机构投资者既可能通过“协同效应”,又可能通过“合谋效应”实现投资组合价值最大化目标.而不同效应下,共同机构投资者对投资组合公司信息披露质量以及股价同步性的影响却不相同.因此,本研究提出如下竞争性假设.

H1a 根据“协同效应”假说,在其他条件相同的情况下,相较于非投资组合公司,被共同机构投资者持股公司的股价同步性更低.

H1b 根据“合谋效应”假说,在其他条件相同的情况下,相较于非投资组合公司,被共同机构投资者持股公司的股价同步性更高.

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本研究以 2003 年—2019 年我国 A 股上市公司为样本,探究共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的影响.本研究的机构投资者持股详细数据来自 WIND 数据库,其余数据来自 CSMAR 和 RESSET 数据库.为保证研究结果的准确性,本研究按照如下原则对样本进行处理:1) 剔除金融、保险行业公司样本;2) 剔除 ST、PT 等非正常交易状态公司样本;3) 剔除当年 IPO 的公司样本;4) 剔除交易时间不足 30 周的公司样本;5) 剔除重要变量缺失的样本.同时,为了避免极端异常值的影响,对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理.通过上述步骤,最终获得 3 490 家上市公司 31 675 个公司年度数据.

2.2 变量设计

2.2.1 股价同步性

借鉴 Durnev 等^[33]的做法,使用如下模型计算 i 公司所在行业 I 的周收益率,计算方法为

$$IndRet_{i,w} = \frac{\sum_{i \in I} W_{i,w} Ret_{i,w}}{\sum_{i \in I} W_{i,w}} \quad (1)$$

其中 $Ret_{i,w}$ 为 i 股票在第 w 周的收益率, $W_{i,w}$ 为根据 A 股流通市值度量的股票 i 在行业 I 中的权重。

然后将计算得到的行业周收益率 ($IndRet_{i,w}$) 代入如下模型, 估计个股的 R^2

$$Ret_{i,w} = \alpha_0 + \alpha_1 MktRet_{i,w} + \alpha_2 IndRet_{i,w} + \varepsilon_{i,w} \quad (2)$$

其中 $MktRet_{i,w}$ 为 A 股市场在第 w 周经流通市值加权的平均收益率, 其余各变量与模型 (1) 一致。

最后, 为保证因变量的正态性, 本研究借鉴 Morck 等^[10] 的做法, 对 R^2 进行对数化处理

$$Synch_{i,t} = \ln [R_{i,t}^2 / (1 - R_{i,t}^2)] \quad (3)$$

其中 $Synch_{i,t}$ 为 i 股票在第 t 年的股价同步性代理指标, 该值越大, 意味着股价中包含的公司特质信息越少, 股价同步性越高。

2.2.2 共同机构投资者

根据《中华人民共和国证券法》规定, 持有上市公司 5% 以上的股权可构成显著持股^③, 能够对企业财务决策、公司治理产生影响, 且国内外相关研究均以 5% 的持股比例为限构造共同机构投资者变量, 因此本研究借鉴 He 和 Huang^[2] 的做法, 将在同行业 (证监会 2012 版行业分类指引) 至少两家上市公司中持股比例不低于 5% 的机构投资者定义为共同机构投资者。为减少测量偏误, 本研究使用三个指标衡量共同机构投资者: 1) 共同机构投资者虚拟变量 ($ComDummy$), 若公司在四个季度中的任一季度被共同机构投资者持股, 则该指标取值为 1, 否则为 0; 2) 共同机构投资者数量 ($NumComown$): 计算季度层面上上市公司中所有共同机构投资者数量之和, 并求年度均值; 3) 共同机构投资者持股比例 ($TotalComown$): 计算季度层面上上市公司中全部共同机构投资者持股比例之和, 并求年度均值。2)、3) 两个变量反映的是共同机构投资者对投资组合公司施加影响的程度。

2.3 模型构建

为验证共同机构投资者与投资组合公司股价同步性间的关系, 本研究构建如下双向固定效应

模型^④

$$Synch_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ComOwn_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 i 代表公司, t 代表年份。被解释变量 ($Synch$) 为股价同步性, 解释变量 ($ComOwn$) 为共同机构投资者的三个代理指标, $Controls$ 代表一系列控制变量。借鉴现有研究, 具体包括: 公司年龄 (Age)、公司规模 ($Size$)、杠杆水平 (Lev)、盈利能力 (Roa)、账面市值比 (Mb)、产权性质 (Soe)、第一大股东持股比例 ($Top1$)、机构投资者持股 ($Inst$)、审计质量 ($Big4$)、换手率 ($Turnover$)、年收益率 ($Yret$)、行业规模 ($Indsize$)。 $Firm$ 为公司固定效应, $Year$ 为时间固定效应。

3 实证结果与分析

3.1 共同机构投资者发展

图 1 报告了 2003 年—2019 年间我国共同机构投资者持股的变动情况。总体而言, 被共同机构投资者持股的上市公司数量逐年增多, 由 2003 年的 132 家增加至 2019 年的 813 家。而共同机构投资者平均持股比例也随着时间推移呈上升趋势, 由 2003 年的 9.22% 上涨至 2019 年的 16.35%。从各年度情况来看, 共同机构投资者持股上市公司数量及持股比例的变动基本与资本市场发展状况相吻合, 较大波动分别对应 2008 年金融危机以及 2015 年股灾期间。具体而言, 受 2008 年全球股市崩盘影响, 机构投资者纷纷减持套现, 由此导致共同机构投资者持股比例在 2007 年—2009 年间呈下降趋势, 而 2009 年起经济逐渐复苏刺激机构投资者返场, 共同机构投资者持股比例再次恢复上升之势。但值得注意的是, 2008 年金融危机为机构投资者敲响了风险防控的警钟, 强化了其利用多元化投资分散风险的意识, 致使被共同机构投资者持股的上市公司数量在金融危机后 (2010 年—2011 年) 呈跳跃式增长。而在面对 2015 年股灾时, 机构投资者总结 2008 年金融危机的经验, 迅速调整投资组合, 降低单个公司的持

③ 例如, 在《中华人民共和国证券法》第五十一条中, 将“……持有公司百分之五以上股份的股东及其董事、监事、高级管理人员……”纳为证券交易内幕信息的知情人。此外, 其他多个条款中也均以百分之五的持股比例为标准控制股东权利。

④ F 检验显示拒绝使用混合回归模型, 异方差稳健的 Hausman 检验显示拒绝随机效应模型, 故本研究选择双向固定效应模型, 以消除个体与时间层面潜在遗漏变量对回归结果的干扰。

股比例,提高投资组合的多元化程度,具体表现为 2015 年机构投资者持股同行业上市公司数量的增加,以及对单个公司持股比例的下降。由此说明,随着机构投资者队伍的壮大以及投资理性化程度的增强,从事专业资产配置的机构投资者越

来越倾向于利用多元化投资组合(甚至是同行业内的多元化投资)的方式提高其抵御风险的能力,尤其是在股市大幅波动期间,机构投资者在同行业内多样化投资现象更为明显。

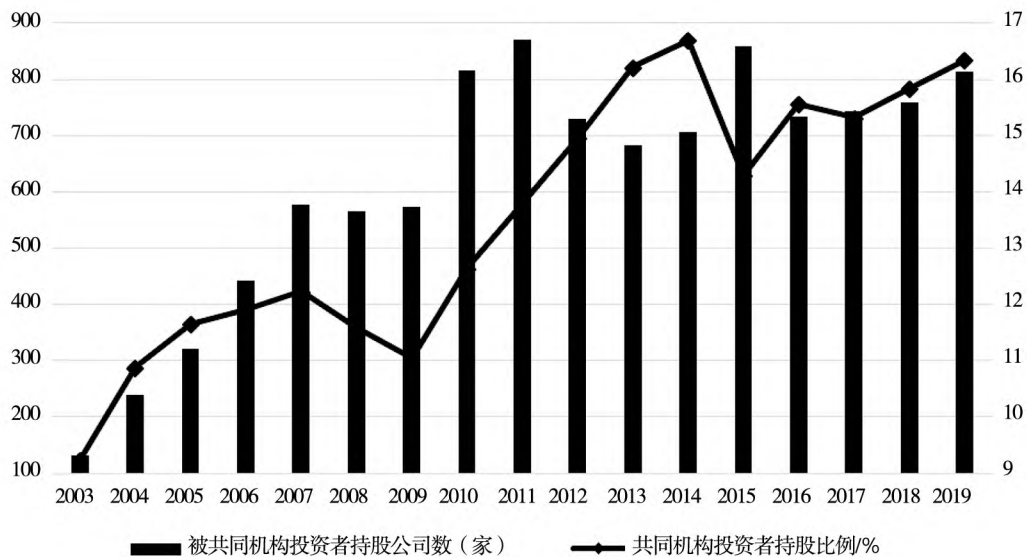


图 1 共同机构投资者发展情况

Fig.1 The development of common institutional ownership

3.2 描述性统计

表 1 报告了文中主要变量的描述性统计结果。由表 1 可知,股价同步性(*Synch*)的均值为-0.174,标准差为 0.902,最小值与最大值分别为-2.831 和 1.883,说明我国上市公司间的股价信息含量差异较大,两极化趋势较为明显。共同机构投资者虚拟变量(*ComDummy*)的均值为 0.285,即样本中约 28.5%的上市公司被共同机构投资者持

股。共同机构投资者数量(*NumComown*)的最大值为 2.5,说明部分企业同时被 2 家共同机构投资者持股,且与同行业中 22 家上市公司间存在股权联结^⑥。共同机构投资者持股比例(*TotalComown*)均值为 0.038,最大值为 0.519,说明部分企业的共同机构投资者持股比例约达 52%,足以对公司治理决策产生影响。其余变量的描述性统计结果与现有研究基本一致,此处不再赘述。

表 1 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Synch</i>	31 675	-0.174	0.902	-2.831	-0.114	1.883
<i>ComDummy</i>	31 675	0.285	0.451	0	0	1
<i>NumComown</i>	31 675	0.288	0.546	0	0	2.500
<i>TotalComown</i>	31 675	0.038	0.092	0	0	0.519
<i>Age</i>	31 675	2.140	0.717	0.693	2.197	3.258
<i>Size</i>	31 675	22.003	1.266	19.633	21.828	25.961
<i>Lev</i>	31 675	0.451	0.203	0.057	0.453	0.903
<i>Roa</i>	31 675	0.034	0.062	-0.274	0.034	0.187
<i>Mb</i>	31 675	0.648	0.244	0.125	0.660	1.129

⑥ 共同机构投资者持有同行业其他公司(本公司除外)数量的均值为 1.34,最大值为 22,该结果未在表中报告,留存备索。

续表 1
Table 1 Continues

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Soe</i>	31 675	0.456	0.498	0	0	1
<i>Top1</i>	31 675	0.358	0.153	0.090	0.336	0.749
<i>Inst</i>	31 675	0.263	0.250	0	0.177	0.880
<i>Big4</i>	31 675	0.060	0.238	0	0	1
<i>Yret</i>	31 675	0.193	0.698	-0.699	-0.004	3.086
<i>Turnover</i>	31 675	2.333	1.850	0.198	1.788	9.212
<i>Indsize</i>	31 675	24.281	1.112	21.136	24.558	25.430

3.3 基准回归结果

表 2 报告了共同机构投资者对投资组合公司股价同步性影响的实证结果。在第 (1) 列~第 (3) 列的单变量回归结果中,共同机构投资者变量的系数均在 1%水平下显著为负,初步证实共同机构投资者能够降低投资组合公司的股价同步性。在第 (4) 列~第 (6) 列的多变量回归结果中,共同机构投资者虚拟变量 (*ComDummy*) 的系数为-0.063,在 1%水平下显著,说明在控制了可能影响因素后,共同机构投资者仍然能够降低投资组合公司的股价同步性。从经济意义方面来看,该系数说明相较于不存在共同机构投资者的公司,被共同机构投资者持股公司的股价同步性平均降低约 36.2%^⑦。表 2 后两列中共同机构投资者数量 (*NumComown*)、共同机构投资者持股比例 (*TotalComown*) 的系数分别为-0.

061 和-0.271 均在 1%水平下具有统计显著性。从经济意义方面来看,第 (5) 列、第 (6) 列的系数说明,共同机构投资者数量及其持股比例每增加一个标准差,投资组合公司的股价同步性相对于均值降低约 19.1%和 14.3%^⑧。由此说明企业的共同机构投资者数量越多、持股比例越高, R^2 越小,股价同步性越低,研究结论支持 H1a。

此外,在第 (4) 列~第 (6) 列的控制变量中,机构投资者持股 (*Inst*) 系数显著为负,说明在控制了机构投资者持股对股价同步性的影响后,共同机构投资者仍然能够降低投资组合公司的股价同步性。也就是说,对于上市公司而言,在行业内多样化投资的机构投资者对投资组合公司股价同步性的影响具有双重作用,即机构投资者的一般治理作用以及共同机构投资者的协同治理作用。

表 2 基准回归结果
Table 2 Baseline regression results

变量	单变量回归			多变量回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ComDummy</i>	-0.135 *** (-11.325)			-0.063 *** (-5.267)		
<i>NumComown</i>		-0.124 *** (-11.919)			-0.061 *** (-5.753)	
<i>TotalComown</i>			-0.516 *** (-6.771)			-0.271 *** (-3.701)
<i>Age</i>				-0.026 (-0.982)	-0.031 (-1.167)	-0.022 (-0.816)
<i>Size</i>				0.064 *** (4.281)	0.062 *** (4.152)	0.060 *** (4.062)

⑦ 经济意义的计算公式: $ComDummy$ 的系数值(0.063) / $Synch$ 的均值(-0.174) = -0.362。
⑧ 经济意义的计算公式: $NumComown$ 的系数值(0.061) ×标准差(0.546) / $Synch$ 的均值(-0.174) = -0.191; $TotalComown$ 的系数值(0.271) ×标准差(0.092) / $Synch$ 的均值(-0.174) = -0.143。

续表 2
Table 2 Continues

变量	单变量回归			多变量回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Lev</i>				-0.437 *** (-8.810)	-0.431 *** (-8.688)	-0.435 *** (-8.754)
<i>Roa</i>				0.218 ** (2.128)	0.226 ** (2.208)	0.200 * (1.959)
<i>Mb</i>				0.537 *** (10.756)	0.537 *** (10.767)	0.552 *** (11.070)
<i>Soe</i>				0.069 ** (2.261)	0.069 ** (2.258)	0.071 ** (2.304)
<i>Top1</i>				-0.126 (-1.612)	-0.128 (-1.639)	-0.121 (-1.545)
<i>Inst</i>				-0.217 *** (-6.301)	-0.205 *** (-5.926)	-0.230 *** (-6.776)
<i>Big4</i>				0.046 (1.142)	0.043 (1.062)	0.045 (1.096)
<i>Yret</i>				-0.235 *** (-21.458)	-0.234 *** (-21.367)	-0.235 *** (-21.466)
<i>Turnover</i>				-0.079 *** (-20.366)	-0.080 *** (-20.536)	-0.080 *** (-20.451)
<i>Indsize</i>				-0.062 *** (-4.592)	-0.062 *** (-4.607)	-0.061 *** (-4.556)
<i>Constant</i>	-0.074 *** (-2.751)	-0.073 *** (-2.742)	-0.091 *** (-3.406)	-0.039 (-0.091)	0.012 (0.028)	-0.006 (-0.013)
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675
<i>Adj.R²</i>	0.218	0.219	0.216	0.286	0.287	0.286

注：括号内为经过公司聚类稳健标准误调整后的 *t* 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著，下表同。

3.4 内生性分析

虽然上述实证结果表明，被共同机构投资者持股企业的股价同步性更低，但该结果可能受内生性问题影响，比如在同一行业内广泛持股的机构投资者对行业现状更为了解，因此其对行业内企业的鉴别能力更强，在专业的分析筛选后更倾向于持股信息披露质量较高、股价同步性较低的企业，即存在样本自选择问题。也有可能其他不可观测的潜在因素同时影响共同机构投资者持股与股价同步性，造成两者间负相关的假象。为解决上述问题，本研究采用如下方法消除可能存在的内生性问题。

1) 倾向得分匹配法(PSM)。为了解决投资组合公司与非投资组合公司间存在系统性差别的问题，本研究采用 PSM 配对法对基准模型重新检验。具体地，本研究根据企业是否被共同机构投资者持股设置处理组与对照组，按公司年龄(*Age*)、规模(*Size*)、杠杆水平(*Lev*)等所有控制变量进行 1:1 最近邻匹配，共得到 6 136 个处理组样本和 5 986 个对照组样本。均衡性检验结果显示，大部分变量匹配后在处理组与对照组间是均衡的。ATT 平均处理效应为-0.063，在 1% 水平下通过显著性检验^⑧。表 3 中 Panel A 的第(1)列~第(3)列报告的结果表明，基于倾向得分匹配样本的回归

⑧ 均衡性检验结果与 ATT 平均处理效应结果未在文中报告，留存备索。

结果依旧稳健。

2) Heckman 两阶段法. 为了进一步克服可能存在的样本选择偏差问题, 本研究使用 Heckman 两阶段法重新加以检验. 考虑到指数成份股公司更可能被机构投资者跟踪形成共同所有权, 且被纳入股指成份对公司的股价同步性无直接影响, 因此本研究选取沪深 300 指数成份股公司 (HS300) 作为排除性约束变量, 若上市公司在当期 为沪深 300 指数成份股公司, 则 HS300 取值为 1, 否则为 0. 具体地, 在第一阶段中, 本研究使用滞后一期的排除性约束变量、公司财务特征、治理特征等所有控制变量与当期的共同机构投资者虚拟变量 (ComDummy) 构建 Probit 回归模型, 计算逆米尔斯比率 (IMR). 然后, 将逆米尔斯比率 (IMR) 作为控制变量加入基准回归模型进行第二阶段回归, 以纠正潜在的样本选择偏差问题. 表 3 中 Panel A 的第 (4) 列报告的第一阶段回归结果显示, 排除性约束变量 (HS300) 在 1% 水平下显著为正, 说明上市公司是否为沪深 300 指数成份股会影响到共同机构投资者持股, 符合排除性约束变量的选择条件. 表 3 中 Panel A 的第 (5) 列 ~ 第 (7) 列报告的第二阶段回归结果表明, 在尽可能控制样本选择偏差问题后, 研究结论仍然保持不变.

3) 动态面板回归. 上述研究结论还可能受到遗漏变量 (如企业文化、管理层特征等) 问题的干扰, 因此需要对该问题进行控制. 既有研究表明,

考虑被解释变量历史变化的动态面板模型在克服遗漏变量等内生性问题方面具有一定的优势, 因此, 本研究将股价同步性滞后一期 (L.Synch) 纳入模型, 进行动态面板回归. 表 3 中 Panel B 的第 (1) 列 ~ 第 (3) 列报告的结果显示, 使用动态面板模型控制遗漏变量问题后, 研究结论依旧稳健.

4) 工具变量法. 共同机构投资者持股与股价同步性间可能存在反向因果等内生性问题, 即投资组合公司股价同步性的降低并非是共同机构投资者治理的后果, 而是共同机构投资者具有较强的选股能力, 那些信息披露质量较高、股价同步性较低的股票吸引了共同机构投资者持股. 为了排除这种可能性, 本研究借鉴潘越等^[5]的做法, 使用上市公司在股指成份股中的变化作为工具变量进行 2SLS 回归^⑨. 在工具变量定义方面, 若上市公司股票在上一期由非中证 500 指数升入中证 500 指数, 则 In500 取值为 1, 否则为 0; 若上市公司股票在上一期由中证 500 指数升入沪深 300 指数, 则 In300 取值为 1, 否则为 0. 表 3 中 Panel B 的第 (4) 列报告的第一阶段回归结果显示, 工具变量 In300 和 In500 的系数为 -0.051 和 -0.028, 分别在 1% 和 5% 水平下显著, 说明共同机构投资者会根据股指成份股的变化调整投资组合. 在 Panel B 的第 (5) 列 ~ 第 (7) 列报告的第二阶段回归结果中, 所有共同机构投资者变量均显著为负, 与主回归基本保持一致, 由此说明, 在尽可能克服因果倒置等内生性问题后, 结论依旧较为稳健.

表 3 内生性分析
Table 3 The endogeneity analysis

Panel A							
变量	PSM 倾向得分匹配			Heckman 两阶段			
	Synch			Comdummy	Synch		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ComDummy	-0.067 *** (-3.920)				-0.067 *** (-4.999)		
NumComown		-0.059 *** (-3.879)				-0.068 *** (-5.737)	
TotalComown			-0.287 *** (-2.865)				-0.227 *** (-2.989)
HS300				0.206 3 *** (6.83)			

⑨ CSMAR 数据库中指数成份股权重数据开始于 2005 年, 因工具变量的计算涉及滞后一期的指数成份股数据, 因此此处的样本期间调整为 2006 年—2019 年.

续表 3
Table 3 Continues

Panel A							
变量	PSM 倾向得分匹配			Heckman 两阶段			
	Synch			Comdummy	Synch		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
IMR					-0.128 *** (-4.651)	-0.133 *** (-4.857)	-0.121 *** (-4.421)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12 122	12 122	12 122	24 827	24 827	24 827	24 827
Adj.R ²	0.281	0.282	0.281	0.093	0.317	0.317	0.317
Panel B							
变量	动态面板回归			工具变量法			
	Synch			ComDummy	Synch		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ComDummy	-0.067 *** (-3.876)				-5.184 * (-1.781)		
NumComown		-0.059 *** (-3.557)				-1.893 *** (-3.528)	
TotalComown			-0.444 *** (-3.533 3)				-11.317 * (-1.941)
L.Synch	0.104 *** (9.457)	0.103 *** (9.594)	0.102 *** (9.331)				
In300				-0.051 *** (-2.781)			
In500				-0.028 ** (-2.144)			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22 390	22 390	22 390	23 746	23 281	23 281	23 281
Adj.R ²	-	-	-	0.044	-5.678	-0.723	-0.684

3.5 稳健性检验

为保证结论的稳健性,本研究还进行了如下检验.

1) 替换因变量.为避免变量计算偏误对研究结果的干扰,本研究使用经总市值加权平均收益率计算的股价同步性指标(*Synch_z*)替换因变量重新回归,原结论保持不变.

2) 分位数回归.由描述性统计结果可知,自变量呈典型的右偏分布,使用 OLS 估计可能会产生统计偏误.为了更准确地刻画不同水平下共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的影响,本研究使用分位数回归重新估计,结论依旧稳健.

3) 严格共同机构投资者计算口径.在我国高度

集中的股权结构下,5%的持股比例对公司治理的影响可能较为微弱,因此,本研究借鉴潘越等^[5]的做法,严格共同机构投资者的计算口径,将在同行业至少两家上市公司中持股比例不低于 10% 的机构投资者定义为共同机构投资者,重新计算共同机构投资者的三个指标(*ComDummy*10、*NumComown*10、*TotalComown*10)并回归,研究结论依旧稳健.

4) 安慰剂检验.本研究借鉴潘越等^[5]的做法,将自变量观测值提取后在原样本中重新随机分配,然后对随机分配后的数据重新检验.表 4 第(10)列~第(12)列报告的研究结果显示,在安慰剂检验中,自变量系数均不具有显著性,说明研究结论并非由其他未观测因素所驱动,安慰剂效应排除.

表 4 稳健性检验
Table 4 The robustness tests

变量	替换因变量			分位数回归			严格计算口径			安慰剂检验		
	Synchz			Synch			Synch			Synch		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
ComDummy	-0.046*** (-3.919)			-0.087*** (-3.713)						-0.006 (-0.669)		
NumComoun		-0.039*** (-3.697)			-0.086*** (-3.791)						-0.005 (-0.695)	
TotalComoun			-0.237*** (-3.283)			-0.325*** (-2.637)						-0.019 (-0.437)
ComDummy10							-0.061*** (-3.607)					
NumCross10								-0.058*** (-2.964)				
TotalComoun10									-0.149* (-1.793)			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675
Adj. R ²	0.283	0.283	0.283	0.107	0.107	0.106	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286

3.6 排除替代性假说^⑩

虽然实证结果表明,共同机构投资者能够降低股价同步性,但是在“信息效率观”中,共同机构投资者究竟是通过协同治理增加高质量信息生产,亦或是通过“知情交易”的套利行为加速信息传播降低股价同步性有待进一步验证。此外,基于“噪音交易观”,散户投资者非理性情绪引起的噪音交易是否导致共同机构投资者降低股价同步性也有待进一步排除。

3.6.1 知情交易假说

为明确共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的影响主要体现在信息生产环节,并非信息传播环节,本研究需进一步排除传播环节的“知情交易”假说^⑪。已有研究发现,与散户相比,拥有资金优势、专业优势的机构投资者在信息收集与处理方面能力更强^[34]。同样,对于共同机构投资者而言,其在行业内积累的丰富投资经验促使其拥有更广泛的信息渠道,更专业的信息分析能力,因此能够获取更多私有信息。而根据信息经济学理论,共同机构投资者的知情交易能够向市场传递信息,进而增加股价信息含量,降低股价同步性^[13]。若该“知情交易”假说成立,那么可以预期,共同机构投资者持股比例越高,搜集投资组合公司相关信息的动机越强,其持股变化情况越能够提高股价的特有信息含量,降低股价同步性。

为了检验共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的影响是否由知情交易驱动,本研究借鉴陈国进等^[35]的做法,使用知情交易概率(*VPIN*)作为代理变量进行中介效应检验,该值越大,意味着知情交易概率越高,具体结果如表5的Panel A所示。以前三列的共同机构投资者虚拟变量(*ComDummy*)为例,第(1)列结果与主回归结论保持一致。第(2)列中*ComDummy*系数为0.003,在1%水平下显著,说明相对而言,投资组合公司的知情交易概率更高。第(3)列中,*ComDummy*系数为-0.067,在1%水平下显著,*VPIN*系数为0.055,与*ComDummy*系数符号相反,且不具备统计意义上的显著性,Sobel Z统计量为0.095,不具有统计意

义上的显著性,由此说明知情交易并非共同机构投资者降低投资组合公司股价同步性的中介机制。第(4)列~第(6)列的实证结果与前三列基本一致。值得注意的是,在第(8)列中,*TotalComown*系数并不显著,说明随着共同机构投资者持股比例的提高,投资组合公司的知情交易反而消失,与上述“知情交易”假说相悖,因此上述替代性假说基本排除。

3.6.2 噪音交易假说

从“噪音交易”视角来看,共同机构投资者的持股或交易行为可能加剧散户投资者的非理性情绪,从而降低股价同步性。Barberis等^[36]提出的产品类别假说表明,为了简化投资决策,投资者会对资产类型进行分类(如小盘股、行业股等),并基于产品类别配置资金,因此,当股票进入或退出某个产品类别时能够向外部投资者传递一定的信息,从而诱发投资者的非理性情绪。基于该假说,共同机构投资者的投资组合等同于一个具体的产品类别,而企业进入或退出共同机构投资者持有的同行业投资组合则能够加剧投资者的非理性情绪,致使股价特有风险提高, R^2 降低^[37]。此外,Edmans等^[6]构建的“退出”治理机制模型也表明,共同机构投资者的减持行为能够向外部投资者提供辨别优劣资产的“信号”,而这同样可能加剧投资者的非理性情绪,致使信息不充分的散户投资者对被减持公司过度恐慌,对未减持公司盲目乐观,进而导致噪音交易加剧,股价同步性降低。

为了检验上述结论是否由噪音交易驱动,本研究借鉴李沁洋和许年行^[38]的做法,使用方差比率值的偏离程度作为噪音交易(*NoiseTrd*)的代理变量进行中介效应检验,该值越大,意味着股票的噪音交易越多,具体结果如表5的Panel B所示。以第(1)列~第(3)列的共同机构投资者虚拟变量(*ComDummy*)为例,可以看到,第(1)列结果与主回归结论保持一致。第(2)列中*ComDummy*系数不具有统计意义上的显著性,说明共同机构投资者并未显著增加投资组合公司股票噪音交易。

⑩ 考虑到噪音交易与知情交易的干扰因素较多,因此为了避免样本间系统性差别对研究结果的干扰,此处使用倾向得分匹配后的样本进行检验,倾向得分匹配规则与前文保持一致。

⑪ 感谢匿名审稿人的宝贵建议,该部分的补充增强了研究结论的可信度与说服力。此外,还参考匿名审稿人的建议,通过实证设计排除了“机构投资者能力”假说并检验了信息披露质量中介机制的存在性。该部分结果未在文中报告,留存备索。

表 5 排除替代性假说
Table 5 Rule out alternative hypothesis

Panel A: 知情交易假说									
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Synch</i>	<i>VPIN</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>VPIN</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>VPIN</i>	<i>Synch</i>
<i>ComDummy</i>	-0.067 *** (- 3.920)	0.003 *** (7.118)	-0.067 *** (- 3.920)						
<i>NumComoun</i>				-0.059 *** (- 3.879)	0.002 *** (4.866)	-0.059 *** (- 3.876)			
<i>TotalComoun</i>							-0.287 *** (- 2.865)	0.000 (0.000)	-0.287 *** (- 2.866)
<i>VPIN</i>			0.055 (0.083)			0.004 (0.005)			-0.148 (- 0.225)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	12 122	12 122	12 122	12 122	12 122	12 122	12 122	12 122	12 122
Adj. <i>R</i> ²	0.281	0.422	0.281	0.282	0.420	0.281	0.281	0.418	0.281
Sobel <i>Z</i>	0.095				0.006		-0.000		
Panel B: 噪音交易假说									
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Synch</i>	<i>NoiseTrd</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>NoiseTrd</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>NoiseTrd</i>	<i>Synch</i>
<i>ComDummy</i>	-0.068 *** (- 3.831)	0.016 (1.599)	-0.069 *** (- 3.878)						
<i>NumComoun</i>				-0.059 *** (- 3.767)	0.020 ** (2.436)	-0.061 *** (- 3.845)			
<i>TotalComoun</i>							-0.301 *** (- 3.034)	0.056 (0.856)	-0.304 *** (- 3.067)
<i>NoiseTrd</i>			0.060 ** (2.170)			0.061 ** (2.214)			0.059 ** (2.153)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10 709	10 709	10 709	10 709	10 709	10 709	10 709	10 709	10 709
Adj. <i>R</i> ²	0.288	0.117	0.288	0.288	0.118	0.289	0.288	0.117	0.288
Sobel <i>Z</i>	1.519				1.983 **		1.175		

第(3)列中, *ComDummy* 系数为-0.069, 在1%水平下显著, *NoiseTrd* 系数为0.060, 与 *ComDummy* 系数符号相反, 在5%水平下显著, Sobel Z 统计量为1.519, 不具有统计意义上的显著性, 该结果说明, 在我国股市中, 考虑共同机构投资者影响后, 噪音交易反而加剧了股票“同涨共跌”现象, 因此噪音交易并非共同机构投资者降低投资组合公司股价同步性的中介因素。第(4)列~第(9)列的实证结果基本与共同机构投资者虚拟变量(*ComDummy*)结果保持一致, 但值得注意的是, 共同机构投资者数量(*NumComown*)结果显示, 噪音交易(*NoiseTrd*)在共同机构投资者与投资组合公司股价同步性间发挥了遮掩效应而非中介效应, 与前文提到的噪音交易降低股价同步性互斥, 因此基本可以排除“噪音交易”的替代性假说。

4 进一步研究

4.1 中介机制检验

上述研究发现, 在投资组合价值最大化目标的驱使下, 共同机构投资者能够发挥“协同效应”, 改善投资组合公司的信息披露质量, 提高股价信息效率, 降低股价同步性。那么, 是否如前文所述, 共同机构投资者能够通过“用手投票”、“用脚投票”的方式发挥治理效力呢?

4.1.1 “用手投票”: 实地调研

实地调研作为实现股东积极主义的重要方式之一, 不仅能够保证共同机构投资者更为直接地与投资组合公司沟通, 获取更多增量信息^[39], 而且相对于股东大会、业绩说明会等沟通方式, 实地调研可以随时安排, 不存在时间限制, 因此能够对投资组合公司形成更严格的监督。谭劲松和林雨晨^[40]通过理论推导和实证检验发现, 机构投资者调研有助于提高公司治理水平, 改善信息披露质量。因此, 当机构投资者同时持股同行业内多家上市公司时, 为了实现投资组合价值最大化目标, 极有可能通过实地调研的方式监督投资组合公司提升信息披露质量, 进而降低投资组合公司股票“同涨共跌”现象。

为验证上述猜想, 本研究借鉴谭劲松和林雨晨^[40]的做法, 使用所有共同机构投资者赴上市公司调研次数的自然对数作为共同机构投资者实地

调研的代理变量(*Visit*), 实证检验共同机构投资者是否会通过实地调研的方式监督投资组合公司改善信息披露质量, 实证结果如表6的Panel A所示。以第(1)列~第(3)列中共同机构投资者虚拟变量(*ComDummy*)为例, 第(1)列的实证结果与主回归保持一致。第(2)列中 *ComDummy* 的系数为0.078, 在1%水平下显著, 说明共同机构投资者会通过实地调研的方式监督投资组合公司的信息披露行为。第(3)列中 *ComDummy* 与 *Visit* 系数为-0.058和-0.062, 分别在1%和10%水平下显著, Sobel Z 统计量为-1.929, 在10%水平下显著, 说明实地调研在共同机构投资者降低投资组合公司股价同步性中发挥了部分中介作用, 中介效应占比约为8.26%。Panel A后六列中共同机构投资者数量(*NumComown*)、共同机构投资者持股比例(*TotalComown*)的实证结果均证实了实地调研中介机制的存在性, 中介效应量分别为6.21%和6.27%, 由此说明当上市公司同时被多个共同机构投资者持股或者被共同机构投资者重仓持股时, 其接受来自共同机构投资者的实地调研次数也会相应增加。而在共同机构投资者高强度的监督下, 投资组合公司的信息披露质量提高, 股价同步性降低。

4.1.2 “用脚投票”: 退出威胁

此外, 共同机构投资者也有可能通过“用脚投票”的方式发挥治理作用, 且如研究假设部分所述, 共同机构投资者抛售退出的“信号”作用更强, 更能够威慑投资组合公司积极改善信息披露质量^[6], 进而降低股价同步性。为了检验共同机构投资者“用脚投票”中介效应的存在性, 本研究借鉴杜勇等^[41]的做法, 使用股票流动性与共同机构投资者竞争程度的交乘项作为共同机构投资者退出威胁(*Exit*)的代理变量进行中介效应分析, 该值越大, 意味着共同机构投资者的退出威胁越有效, 实证结果如表6的Panel B所示。其中, 第(1)列~第(6)列中以共同机构投资者虚拟变量(*ComDummy*)、共同机构投资者数量(*NumComown*)作为自变量的实证结果并未发现退出威胁中介效应的存在性。但以共同机构投资者持股比例(*TotalComown*)作为自变量时, 第(7)列中主回归结论保持稳健。第(8)列中 *TotalComown* 系数为2.918, 在1%水平下显著, 说明共同机构投资者

表 6 中介机制检验
Table 6 Test of intermediary mechanism

Panel A：实地调研									
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Synch</i>	<i>Visit</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>Visit</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>Visit</i>	<i>Synch</i>
<i>ComDummy</i>	-0.063 *** (- 5.267)	0.078 *** (19.728)	-0.058 *** (- 4.750)						
<i>NumComoun</i>				-0.061 *** (- 5.753)	0.059 *** (16.155)	-0.058 *** (- 5.287)			
<i>TotalComoun</i>							-0.271 *** (- 3.701)	0.190 *** (10.913)	-0.255 *** (- 3.463)
<i>Visit</i>			-0.062 * (- 1.824)			-0.061 * (- 1.795)			-0.084 ** (- 2.529)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675
Adj. <i>R</i> ²	0.286	0.086	0.286	0.287	0.076	0.287	0.286	0.050	0.286
Sobel <i>Z</i>	- 1.929 *								
中介效应量	- 1.912 *								
	8.26 %								
	6.21 %								
	6.27 %								
Panel B：退出威胁									
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Synch</i>	<i>Exit</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>Exit</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>Exit</i>	<i>Synch</i>
<i>ComDummy</i>	-0.063 *** (- 5.225)	0.908 *** (63.913)	-0.066 *** (- 4.064)						
<i>NumComoun</i>				-0.061 *** (- 5.706)	0.500 *** (36.367)	-0.057 *** (- 4.825)			
<i>TotalComoun</i>							-0.269 *** (- 3.671)	2.918 *** (27.638)	-0.224 *** (- 2.817)
<i>Exit</i>			0.003 (0.296)			-0.007 (- 0.764)			-0.015 * (- 1.744)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	31 650	31 650	31 650	31 650	31 650	31 650	31 650	31 650	31 650
Adj. <i>R</i> ²	0.287	0.485	0.287	0.287	0.271	0.287	0.287	0.249	0.287
Sobel <i>Z</i>	0.314								
中介效应量	- 0.796								
	- 1.789 *								
	16.73 %								

持股比例越高,对投资组合公司的退出威胁越大。第(9)列中 *TotalComown* 与 *Exit* 的系数为-0.224和-0.015,分别在1%和10%水平下显著,Sobel Z统计量为1.789,在10%水平下显著,说明退出威胁在共同机构投资者降低投资组合公司股价同步性中发挥了部分中介作用,中介效应占比约为16.73%。该结果表明,当投资组合公司被共同机构投资者重仓持有时,来自共同机构投资者“用脚投票”的压力会促使投资组合公司积极改善信息披露质量,进而致使股价同步性降低,且重仓持股共同机构投资者“用脚投票”的治理效力优于“用手投票”^⑫。

4.2 异质性检验

上述研究结论表明,共同机构投资者能够通过“用手投票”与“用脚投票”的方式改善投资组合公司的信息披露质量,促使更多企业层面特质信息融入股价,提高股价的信息含量,降低股价同步性。若上述结论成立,那么可以预期,当企业因外部环境影响或自身条件约束致使信息披露质量较低时,共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的抑制作用将更加明显。为验证该猜想,本研究分别从宏观层面的经济政策不确定性、中观层面的行业竞争环境、微观层面的产权性质入手进行探究。

4.2.1 经济政策不确定性

企业是环境的产物,其行为决策必然受到宏观经济环境的影响。2008年金融危机后,为了防控风险,政府更加重视通过政策干预应对逐年增多的不确定性因素,从而致使政策性因素对企业的影响不断增加。而为了适应外部环境,企业也会根据宏观经济政策变动适时调整自身行为。就信息披露行为而言,现有研究发现,管理层会通过自愿信息披露的方式增进投资者对企业经营活动的了解,以应对经济政策不确定性对企业价值的负面影响^[42,43]。丁亚楠和王建新^[44]基于我国上市公司的研究发现,为了缓解经济政策不确定性所引致的融资约束问题,管理层会积极改善信息披露质量,通过提高年报可读性的方式“自证清白”。由此可见,经济政策不确定性强化了企业的信息

披露动机,促使企业的信息披露质量保持在较高水平。此时共同机构投资者无需过多干预企业的信息披露决策便可保证投资组合价值最大化目标的实现。与之相对,当经济政策不确定性较低时,对政策的合理预期降低了投资组合公司的信息披露意愿。此时,为了保证投资组合价值最大化目标不受影响,共同机构投资者会积极通过“用手投票”、“用脚投票”等方式要求投资组合公司改善信息披露质量。也就是说,在经济政策不确定性较低的情况下,共同机构投资者的“协同效应”更加突出,更能够抑制投资组合公司股票“同涨共跌”现象。

本研究通过在基准模型(4)中引入共同机构投资者与经济政策不确定性的交乘项($ComOwn \times Epu$)验证上述猜想。对于经济政策不确定性(Epu),本研究使用Baker等^[42]基于香港《南华早报》每日新闻构建的中国经济政策不确定指数进行衡量,即计算该指数年内月度算数平均值并除以1 000进行标准化处理,该值越大,意味着经济政策不确定性越高。表7第(1)列~第(3)列报告的结果显示,共同机构投资者虚拟变量($ComDummy$)、共同机构投资者数量($NumComown$)、共同机构投资者持股比例($TotalComown$)与经济政策不确定性(Epu)交乘项系数依次为0.128、0.155、0.935,分别在5%和1%水平下显著,由此说明经济政策不确定性负向调节共同机构投资者与投资组合公司股价同步性间的关系。经济政策不确定性越低,共同机构投资者越能够发挥“协同效应”,缓解投资组合公司股票的“同涨共跌”现象。

4.2.2 行业竞争水平

行业竞争水平作为影响信息披露专有成本的重要因素之一,无论是来自现有竞争对手的竞争压力还是潜在竞争对手的进入威胁都会迫使企业重新权衡信息披露的成本与收益,进而影响到最终的信息披露决策。例如,Huang等^[45]使用美国进口关税税率大幅降低作为外生冲击研究发现,进口关税税率降低致使大量外国企业产品流入美国市场,增加现有竞争对手间的竞争,提高了盈余

⑫ 对于共同机构投资者持股比例(*TotalComown*)而言,实地调研的中介效应占比为6.27%,退出威胁的中介效应占比为16.73%,从中介效应大小来看,退出威胁的治理效力优于实地调研。

表 7 异质性检验

Table 7 The heterogeneity test

变量	经济政策不确定性			行业竞争水平			产权性质		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ComDummy	-0.094 *** (-5.702)			-0.038 *** (-2.754)			-0.075 *** (-4.636)		
NumComoun		-0.093 *** (-6.630)			-0.044 *** (-3.677)			-0.079 *** (-5.591)	
TotalComoun			-0.528 *** (-5.798)			-0.194 *** (-2.396)			-0.656 *** (-4.685)
Epu	-0.072 (-0.840)	-0.072 (-0.843)	-0.065 (-0.753)						
ComDummy × Epu	0.128 ** (2.463)								
NumComoun × Epu		0.155 *** (3.202)							
TotalComoun × Epu			0.935 *** (3.932)						
Pcm				0.009 (0.870)	0.003 (0.282)	-0.003 (-0.261)			
ComDummy × Pcm				-0.075 *** (-3.944)					
NumComoun × Pcm					-0.052 *** (-3.297)				
TotalComoun × Pcm						-0.247 ** (-2.334)			
Soe							0.064 *** (2.073)	0.062 ** (2.010)	0.057 * (1.849)
ComDummy × Soe							0.025 (1.123)		
NumComoun × Soe								0.036 * (1.818)	
TotalComoun × Soe									0.531 *** (3.313)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	31 675	31 675	31 675	31 667	31 667	31 667	31 675	31 675	31 675
Adj. R ²	0.287	0.287	0.287	0.287	0.287	0.287	0.286	0.287	0.287

预测披露的专有成本,导致企业披露盈余预测的动机降低。而 Bernard^[46]的研究结论同样表明,当企业的掠夺性风险加剧时,私营企业为了增加竞争对手在掠夺成本和收益信息方面的不确定性,会减少财务特征等专有信息的披露。由此可见,在激烈的行业竞争环境下,为了避免披露的商业敏感性信息被竞争对手利用后削弱自身的竞争优势甚至威胁到企业的生存发展,企业会适当地减少信息披露。但如果此时企业被共同机构投资者持股,在投资组合价值最大化目标的驱使下,共同机构投资者会积极地通过“用手投票”或“用脚投票”的方式要求投资组合公司改善信息披露质量,从而促使投资组合公司股价信息含量增加,股价同步性降低。相反,当行业竞争较为平缓时,信息披露的专有成本较低,企业不会过多顾虑披露信息被竞争对手利用所带来的威胁,信息披露质量本就维持在较高水平,此时共同机构投资者对投资组合公司信息披露行为的影响有限,对股价同步性的抑制作用也较为微弱。因此,若本研究的理论分析成立,那么可以预期,行业竞争越激烈,共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的抑制作用越明显。

为验证上述猜想,本研究借鉴 Bena 等^[47]的做法,使用勒纳指数(Pcm)衡量行业竞争程度,若行业勒纳指数高于年度中位数则取值为 1,说明行业竞争程度较为激烈,否则为 0。然后将该变量以及该变量与共同机构投资者变量的交乘项($ComOwn \times Pcm$)纳入基准回归模型(4),考察行业竞争水平对共同机构投资者与投资组合公司股价同步性间关系的调节作用。表 7 第(4)列至第(6)列报告的回归结果显示,共同机构投资者虚拟变量($ComDummy$)、共同机构投资者数量($NumComown$)、共同机构投资者持股比例($TotalComown$)与行业竞争程度(Pcm)交乘项系数依次为-0.075、-0.052、-0.247,分别在 1%和 5%水平下显著,说明行业竞争水平正向调节共同机构投资者与投资组合公司股价同步性间的关系,行业竞争越激烈,共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的抑制作用越明显,上述猜想得以证实。

4.2.3 产权性质

从微观层面看,产权性质间的固有差异决定了共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的

影响在国有企业与非国有企业间存在区别。从协同动机来看,国有企业的信息披露质量相对更高,共同机构投资者无需过多干预便可实现投资组合价值最大化目标。一方面,国有企业肩负的社会责任要求其在资本市场信息环境建设中发挥引领与带头作用,为了维护社会形象,其进行违规信息披露的可能性更低,信息披露质量较高;另一方面,国有企业与政府间的天然联系致使其面临较小的融资压力^[48],因此其出于降低融资成本,缓解融资约束而操纵信息披露的动机较弱,信息披露质量较高。从协同能力来看,国有企业实际控制人的特殊性决定了其财务决策具有较强的行政干预色彩,从而致使共同机构投资者的股东积极主义行为受到约束。例如,潘越等^[5]研究表明,受产权性质这一制度性屏障的影响,共同机构投资者对国有性质投资组合公司的干预能力较为有限。综合上述分析,国有企业较高水平的信息披露质量降低了共同机构投资者的协同动机,而国有股权降低了共同机构投资者的协同能力,从而致使共同机构投资者对国有企业股票“同涨共跌”现象的抑制作用更弱。

为了检验产权性质对共同机构投资者与投资组合公司股价同步性间关系的异质性影响,本研究在基准模型(4)中引入共同机构投资者与产权性质的交乘项($ComOwn \times Soe$)进行回归分析,结果如表 7 后三列所示。在第(7)列中,交乘项系数不具有统计意义上的显著性。在第(8)列~第(9)列中,共同机构投资者数量($NumComown$)、共同机构投资者持股比例($TotalComown$)与产权性质(Soe)交乘项系数为 0.036 和 0.531,分别在 10%和 1%水平下显著,说明相对于国有企业,共同机构投资者对投资组合公司股价同步性的抑制作用在非国有企业中更加明显,上述猜想得以证实。

4.3 共同机构投资者类型

不同类型的共同机构投资者在治理动机方面存在差异,进而会对投资组合公司的股价同步性产生异质性影响。例如,Brickley 等^[49]根据机构投资者与上市公司间的业务关系进行分类后发现,与上市公司存在业务依赖关系的机构投资者并不会过多干预公司治理,更可能保持中立态度并放任管理层决策,而与上市公司仅存在投资关系的机构投资者会更加积极地参与治理过程,监督管

理层。梁上坤^[50]借鉴该分类方法后同样发现，相对于压力敏感型机构投资者，压力抵制型机构投资者的治理作用更突出，能够有效抑制公司费用粘性。同理，当共同机构投资者与投资组合公司间存在业务依赖关系时，为了维持现有或潜在的商业关系，共同机构投资者并不会向投资组合公司管理层过分施压，要求其改善信息披露质量。也就是说，压力敏感型共同机构投资者并不会对投资组合公司的信息披露质量产生太大影响，因此对股价同步性的影响也较为有限。相反，与投资组合公司间仅存在投资关系的共同机构投资者更多关注的是投资收益，而为了实现投资组合价值最大化目标，压力抵制型共同机构投资者的“协同效应”更加突出，拥有强烈的动机与能力改善投资组合公司的信息披露质量，进而导致股价中的私有信息含量增加，股价同步性降低。

为验证上述猜想，本研究借鉴梁上坤^[50]的做法，将基金、基金管理公司、社保基金、QFII、企业年金定义为压力抵制型机构投资者，将保险公司、

信托公司、一般法人、非金融上市公司、券商集合理财、财务公司定义为压力敏感型机构投资者，然后分别计算压力抵制型共同机构投资者（*ComOwnRes*）和压力敏感型共同机构投资者（*ComOwnSen*）的三个代理指标，并将其代入基准模型（4）进行检验，结果如表 8 所示。其中，第（1）列～第（3）列报告的是压力抵制型共同机构投资者的结果，可以看到，无论是虚拟变量还是连续变量，其系数值均在 1% 水平下显著为负，说明与投资组合公司间仅存在投资关系的压力抵制型共同机构投资者能够发挥有效的治理作用，改善投资组合公司的信息披露质量，降低股价同步性。表 8 后三列报告的实证结果显示，压力敏感型共同机构投资者的系数均不具有统计意义上的显著性，由此说明受投资组合公司业务关联的影响，在同行业内持股多家上市公司的压力敏感型机构投资者不具备“协同效应”，无法提升投资组合公司的股价信息含量。

表 8 共同机构投资者类型
Table 8 The type of common institutional ownership

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ComDummyRes</i>	-0.077 *** (-5.919)					
<i>NumComownRes</i>		-0.068 *** (-6.619)				
<i>TotalComownRes</i>			-0.944 *** (-7.726)			
<i>ComDummySen</i>				-0.019 (-0.925)		
<i>NumComownSen</i>					0.003 (0.120)	
<i>TotalComownSen</i>						0.029 (0.338)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675	31 675
<i>Adj. R²</i>	0.287	0.287	0.287	0.286	0.286	0.286

5 结束语

本研究基于机构投资者在同行业内多样化投资的现实，使用 2003 年—2019 年间 A 股上市公

司数据构建共同机构投资者指标，探究其对资本市场定价效率的影响。研究发现：1) 共同机构投资者能够发挥“协同效应”，通过改善投资组合公司的信息披露质量，促进更多企业层面特质信息融入股价的方式降低股价同步性，即支持“信息效

率”假说,排除了“噪音交易”与“知情交易”解释。该结论在进行了倾向得分匹配法、Heckman 两阶段法以及工具变量法等内生性分析以及一系列稳健性检验后仍然成立。2) 机制检验发现,为了实现投资组合价值最大化目标,共同机构投资者的协同动机与能力得以提高,会通过“用手投票”(实地调研、“用脚投票”(退出威胁)等方式激励投资组合公司改善信息披露质量,降低股价同步性。3) 宏观、中观以及微观层面的异质性检验表明,在经济政策不确定性较低、行业竞争激烈以及非国有企业的情形下,共同机构投资者对投资组合公司股票“同涨共跌”现象的抑制作用越明显。4) 区分共同机构投资者类型来看,相较于压力敏感型共同机构投资者,只有与投资组合公司仅存在投资关系的压力抵制型共同机构投资者才能够发挥“协同效应”,改善投资组合公司的信息披露质量,降低其股价同步性。

总体而言,本研究有助于更加深入的了解机构投资者同时持股行业内多家上市公司所带来的经济后果。研究结论表明,共同机构投资者并非只会带来损害企业投资效率、扰乱行业竞争秩序等负面经济后果,其在信息披露、公司治理以及资本市场等方面发挥的积极“协同效应”同样突出。此外,本研究发现了一种公司治理的新机制,即共同机构投资者能够利用自身专业优势引导投资组合公司充分重视股权联结的规模经济效应与外部性效应,强化企业间的互动与合作,进而实现整体价值最大化或治理效果最优化。因此,监管部门应积极引导,确保在不影响行业正常竞争秩序的前提下,适当鼓励机构投资者(尤其是与投资组合公司间不存在业务关系的机构投资者)在同行业内进行多样化投资,从而发挥其在改善企业信息披露质量、缓解股票“同涨共跌”,提高资本市场定价效率方面的积极作用。

参 考 文 献:

- [1] Roll R. R^2 [J]. The Journal of Finance, 1988, 43(3): 541-566.
- [2] He J J, Huang J. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings [J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [3] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership [J]. The Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.
- [4] Harford J, Jenter D, Li K. Institutional cross-holdings and their effect on acquisition decisions [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 99(1): 27-39.
- [5] 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): 136-164.
Pan Yue, Tang Xudong, Ning Bo, et al. Cross-ownership and corporate investment efficiency: Coordination in governance or collusion in market [J]. China Industrial Economics, 2020, (2): 136-164. (in Chinese)
- [6] Edmans A, Levit D, Reilly D. Governance under common ownership [J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(7): 2673-2719.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 游家兴. R^2 的复活——股价同步性研究评述与展望 [J]. 管理科学学报, 2017, 20(3): 63-79.
You Jiaxing. The resurgence of R^2 : Review and prospect on the studies on stock price synchronicity [J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(3): 63-79. (in Chinese)
- [10] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2): 215-260.
- [11] 陈冬华, 姚振晔. 政府行为必然会提高股价同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究 [J]. 经济研究, 2018, 53(12): 112-128.

- Chen Donghua , Yao Zhenye. Will government behavior definitely increase stock price synchronicity? Empirical evidence from China's industrial policies [J]. *Economics Research Journal* , 2018 , 53(12) : 112-128. (in Chinese)
- [12] 陈克兢, 康艳玲, 闵霞, 等. 高铁开通与股价同步性: 信息效应还是治理效应? [J]. *管理科学学报* , 2021 , 24(12) : 1-17.
- Chen Kejing , Kang Yanling , Min Xia , et al. The introduction of high-speed rail and stock price synchronization: Information-content effect or governance effect? [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2021 , 24(12) : 1-17. (in Chinese)
- [13] 侯宇, 叶冬艳. 机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据 [J]. *金融研究* , 2008 , (4) : 131-145.
- Hou Yu , Ye Dongyan. Institutional investors , informed trading and market efficiency: Empirical evidence from Chinese capital market [J]. *Journal of Financial Research* , 2008 , (4) : 131-145. (in Chinese)
- [14] An H , Zhang T. Stock price synchronicity , crash risk , and institutional investors [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2013 , 21: 1-15.
- [15] 吴武清, 赵越, 闫嘉文, 等. 分析师文本语调会影响股价同步性吗? ——基于利益相关者行为的中介效应检验 [J]. *管理科学学报* , 2020 , 23(9) : 108-126.
- Wu Wuqing , Zhao Yue , Yan Jiawen , et al. Does textual tone in analyst reports affect stock price synchronicity? An analysis based on mediating effects of stakeholders' behavior [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2020 , 23(9) : 108-126. (in Chinese)
- [16] Gul F A , Kim J , 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.
- [17] West K D. Dividend innovations and stock price volatility [J]. *Econometrica* , 1988 , 56(1) : 37-61.
- [18] 林忠国, 韩立岩, 李伟. 股价波动非同步性——信息还是噪音? [J]. *管理科学学报* , 2012 , 15(6) : 68-81.
- Lin Zhongguo , Han Liyan , Li Wei. Stock price non-synchronicity: Information or noise? [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2012 , 15(6) : 68-81. (in Chinese)
- [19] Kelly P J. Information efficiency and firm-specific return variation [J]. *Quarterly Journal of Finance* , 2015 , 4(4) : 1450018.
- [20] 王道平, 范小云, 贾昱宁, 等. 投资者情绪、过度交易与中国 A 股市场波动——基于证券投资者信心指数调查数据的分析 [J]. *管理科学学报* , 2022 , 25(7) : 85-105.
- Wang Daoping , Fan Xiaoyun , Jia Yuning , et al. Investor sentiment , overtrading and Chinese A-shares market volatility in China: A research based on SICI survey data [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2022 , 25(7) : 85-105. (in Chinese)
- [21] 周铭山, 林靖, 许年行. 分析师跟踪与股价同步性——基于过度反应视角的证据 [J]. *管理科学学报* , 2016 , 19(6) : 49-73.
- Zhou Mingshan , Lin Jing , Xu Nianhang. Star analyst coverage and stock price synchronicity: Empirical evidence based on market overreaction [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2016 , 19(6) : 49-73. (in Chinese)
- [22] Kang J , Luo J , Na H S. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors? [J]. *Journal of Financial Economics* , 2018 , 128(3) : 576-602.
- [23] Ramalingegowda S , Utke S , Yu Y. Common institutional ownership and earnings management [J]. *Contemporary Accounting Research* , 2021 , 38(1) : 208-241.
- [24] Brooks C , Chen Z , Zeng Y. Institutional cross-ownership and corporate strategy: The case of mergers and acquisitions [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2018 , 48: 187-216.
- [25] Hansen R G , Lott 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.
- [26] Schmalz M C. Common-ownership concentration and corporate conduct [J]. *Annual Review of Financial Economics* , 2018 , 10(1) : 413-448.
- [27] Chiao C , Qiu B , Wang B. Corporate innovation in a world of common ownership [J]. *Managerial Finance* , 2020 , 47(2) : 145-166.

- [28]Badertscher B , Shroff N , White H D. Externalities of public firm presence: Evidence from private firms' investment decisions [J]. *Journal of Financial Economics* , 2013 , 109(3) : 682-706.
- [29]Bushee B J , Leuz C. Economic consequences of SEC disclosure regulation: Evidence from the OTC bulletin board [J]. *Journal of Accounting and Economics* , 2005 , 39(2) : 233-264.
- [30]Shroff N , Verdi R S , Yost B P. When does the peer information environment matter? [J]. *Journal of Accounting and Economics* , 2017 , 64(2-3) : 183-214.
- [31]Kepler J D. Private communication among competitors and public disclosure [J]. *Journal of Accounting and Economics* , 2021: 101387.
- [32]Botosan C A , Stanford M. Managers' motives to withhold segment disclosures and the effect of SFAS no. 131 on analysts' information environment [J]. *The Accounting Review* , 2005 , 80(3) : 751-771.
- [33]Durnev A , Morck R , Yeung B , et al. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? [J]. *Journal of Accounting Research* , 2003 , 41(5) : 797-836.
- [34]王亚平 , 刘慧龙 , 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性 [J]. *金融研究* , 2009 , (12) : 162-174.
Wang Yaping , Liu Huilong , Wu Liansheng. Information transparency , institutional investor and stock price co-movement [J]. *Journal of Financial Research* , 2009 , (12) : 162-174. (in Chinese)
- [35]陈国进 , 张润泽 , 谢沛霖 , 等. 知情交易、信息不确定性与股票风险溢价 [J]. *管理科学学报* , 2019 , 22(4) : 53-74.
Chen Guojin , Zhang Runze , Xie Peilin , et al. Informed trading , information uncertainty and stock risk premium [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2019 , 22(4) : 53-74. (in Chinese)
- [36]Barberis N , Shleifer A , Wurgler J. Comovement [J]. *Journal of Financial Economics* , 2005 , 75(2) : 283-317.
- [37]聂晓军 , 李 焰 , 张肖飞. 股价特有风险与信息效率 [J]. *管理科学学报* , 2014 , 17(5) : 84-94.
Nie Xiaojun , Li Yan , Zhang Xiaofei. Idiosyncratic risk and information efficiency [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2014 , 17(5) : 84-94. (in Chinese)
- [38]李沁洋 , 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据 [J]. *管理科学学报* , 2019 , 22(8) : 108-126.
Li Qinyang , Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2019 , 22(8) : 108-126. (in Chinese)
- [39]Cheng Q , Du F , Wang B Y , et al. Do corporate site visits impact stock prices? [J]. *Contemporary Accounting Research* , 2019 , 36(1) : 359-388.
- [40]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 , 19(5) : 115-126.
Tan Jinsong , Lin Yuchen. The governance role of institutional investors in information disclosure: Evidence from institutional investors' corporate visits [J]. *Nankai Business Review* , 2016 , 19(5) : 115-126. (in Chinese)
- [41]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.
Du Yong , Sun Fan , Deng Xu. Common institutional ownership and corporate earnings management [J]. *China Industrial Economics* , 2021 , (6) : 155-173. (in Chinese)
- [42]Baker S R , Bloom N , Davis S J. Measuring economic policy uncertainty [J]. *The Quarterly Journal of Economics* , 2016 , 131(4) : 1593-1636.
- [43]Nagar V , Schoenfeld J , Wellman L. The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures [J]. *Journal of Accounting and Economics* , 2019 , 67(1) : 36-57.
- [44]丁亚楠 , 王建新. “浑水摸鱼”还是“自证清白”: 经济政策不确定性与信息披露——基于年报可读性的探究 [J]. *外国经济与管理* , 2021: 1-17.
Ding Yanan , Wang Jianxin. “Fish in troubled waters” or “prove himself to be innocent”: Economic policy uncertainty and information disclosure: An exploration based on the readability of annual reports [J]. *Foreign Economics & Management* , 2021: 1-17. (in Chinese)
- [45]Huang Y , Jennings R , Yu Y. Product market competition and managerial disclosure of earnings forecasts: Evidence from import tariff rate reductions [J]. *The Accounting Review* , 2017 , 92(3) : 185-207.

- [46] Bernard D. Is the risk of product market predation a cost of disclosure? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 62(2-3): 305-325.
- [47] Bena J, Ferreira M A, Matos P, et al. Are foreign investors locusts? The long-term effects of foreign institutional ownership [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 126(1): 122-146.
- [48] 祝继高, 陆正飞. 产权性质、股权再融资与资源配置效率[J]. *金融研究*, 2011, (1): 131-148.
Zhu Jigao, Lu Zhengfei. Property rights, seasonal equity offering and the efficiency of resource allocation [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (1): 131-148. (in Chinese)
- [49] Brickley J A, Lease R C, Smith J C W. Ownership structure and voting on antitakeover amendments [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20: 267-291.
- [50] 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.
Liang Shangkun. Will institutional investor ownership affect companies' stickiness of cost? [J]. *Management World*, 2018, 34(12): 133-148. (in Chinese)

The power of sharing: Common institutional ownership and stock price synchronicity

LI Yu-min¹, WU Xiao-hui², QIN Li-bin³, ZHU Lei³, KE Yan-rong^{4*}

1. School of Economics and Management, Nanjing University of Science and Technology, Nanjing 210094, China;
2. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
3. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;
4. School of Business, Minnan Normal University, Zhangzhou 363000, China

Abstract: Based on the diversified investment of institutional investors in the industry, this paper explores the influence of common institutional ownership on the pricing efficiency of the capital market from the perspective of stock price synchronicity. It is found that common institutional ownership can generate a “synergy effect” and reduce firms’ stock price synchronicity to maximize the portfolio value. This result is mainly driven by an “information efficiency effect”, excluding the “noise trading” hypothesis. The mechanism analysis shows that common institutional ownership can improve the information disclosure quality by “voting with hands” and “voting with feet”, with the impact of “voting with feet” being stronger than “voting with hands”. The heterogeneity test finds that under conditions of low economic policy uncertainty, intense industry competition, and non-SOEs, common institutional ownership had a more significant inhibitory effect on stock price synchronicity. In addition, different types of common institutional ownership have heterogeneous effects on firms’ stock price synchronicity. This paper not only enriches the study of the factors influencing stock price synchronicity but also discovers a new mechanism of corporate governance. The findings provide a theoretical basis for regulating institutional investors’ diversified investment behaviors in the industry and improving the pricing efficiency of the capital market.

Key words: common institutional ownership; information efficiency; stock price synchronicity