

# 共同机构所有权与企业盈余管理

杜勇, 孙帆, 邓旭

**[摘要]** 随着资本市场中共同机构所有权现象越来越普遍,学术界对共同机构所有权影响微观企业行为的探讨逐渐深入。在近年来盈余操纵事件愈演愈烈的背景下,本文实证检验了共同机构所有权对企业盈余管理的协同治理效应和合谋舞弊效应。具体而言,本文基于2007—2019年中国上市公司数据,考察共同机构所有权对企业盈余管理的影响。研究发现:共同机构所有权发挥了协同治理效应,改善了上市公司盈余信息质量。采用Heckman二阶段回归、工具变量法、倾向得分匹配(PSM)等方法检验后结论依然成立。同行业势力和行业内竞争加强了机构协同效应,退出威胁和规模效应使得共同机构所有权的监督治理更加有效;具体途径探寻发现,共同机构所有权的协同和治理通过委派管理层实现。共同机构所有权的协同治理效应在经济增速较快、国有企业以及有长期共同机构投资者样本中更为明显,同时发现共同机构所有权的协同治理得到了权威机构认可并降低了审计收费。本文的研究为共同机构所有权协同治理效应提供了新的证据,拓展了机构投资者信息网络的研究,也为监管部门制定符合中国现实情境的监管措施提供了参考。

**[关键词]** 共同机构所有权; 盈余管理; 协同治理; 委派管理层

**[中图分类号]**F272 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)06-0155-19

## 一、引言

中国经济进入新常态以来,许多传统行业通过并购重组实现优胜劣汰,专业的投资机构也不例外。Wind数据库统计显示,2007—2019年中国资本市场共发生了2389起机构投资者并购事件,原来分别持股不同企业的两家或多家机构投资者并购为一家机构投资者后,导致同一机构投资者同时持有多家企业(特别是同行业的多家企业)股份(本文将其称为共同机构所有权)的现象明显增多,这使得同行业企业的联系日益紧密。事实上,共同机构所有权已成为资本市场上一种普遍现象(He and Huang, 2017; Chen et al., 2018),促进了同行业企业合作、改善了公司治理,发挥了一定的

**[收稿日期]** 2021-01-30

**[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)。

**[作者简介]** 杜勇,西南大学经济管理学院教授,博士生导师,管理学博士;孙帆,西南大学经济管理学院硕士研究生;邓旭,西南大学经济管理学院硕士研究生。通讯作者:杜勇,电子邮箱:dy772012@126.com。感谢西南大学人文社会科学校级研究项目重大培育项目“新常态下正式与非正式制度性因素对公司亏损逆转稳定性的影响研究”支持。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

协同治理效应<sup>①</sup>。据统计,中国资本市场中 34%以上的上市公司前十大股东中存在共同机构投资者。美国约有 60%的上市公司通过共同机构投资者持股相互关联(He and Huang,2017)。资本市场中普遍存在的共同机构所有权为上市公司间信息交流和资源共享提供了便利,也引起了监管部门对垄断的担忧。2016年,美国司法部(DOJ)开始调查共同机构所有权对几个集中行业公司的影响。相较于监管部门的担忧,学术界较为乐观,普遍认为共同机构所有权对上市公司的影响主要倾向于协同治理,而非合谋舞弊。更有学者旗帜鲜明地指出,限制共同机构所有权是没有依据的,相反,共同机构所有权可能有助于缩小管理层盈余操纵的空间(Koch et al.,2021),强化公司治理。然而,已有的研究结论大多数是基于较为发达的资本市场,在中国现实的情景下,特别在当前中国的机构投资者并不活跃、主要以散户为主的背景下,共同机构所有权对其共同持股的企业会发挥什么效应,其影响机制如何,值得进一步研究。本文不同于以往研究孤立地探讨机构投资者对单个企业的影响和基于表象关联形成的静态同群研究视角,而是关注到共同持股同行企业的机构投资者会产生协同治理或合谋舞弊两种效应。基于动态同群效应的视角,研究共同机构所有权对盈余管理的影响机理与经济后果,既能够弥补以往研究单一企业而对企业之间同群效应关注的不足,也能够结合中国特殊的资本市场从企业信息披露的视角丰富共同机构所有权与企业财务行为的研究。同时,本文的研究结论也将从共同机构所有权的视角为政府部门政策制定提供理论依据和经验支持。

党的十九大报告指出,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。高质量的发展,离不开高质量的会计信息供给(胡大力和胡静波,2019),微观企业层面的会计信息质量高低将影响到宏观层面的国家治理能力和经济发展质量。党的十九届四中全会指出,要优化经济治理基础数据库,这使得微观企业会计信息质量的重要性更为突出。盈余信息是会计信息最重要的内容之一,盈余管理会严重降低会计信息质量(刘慧龙等,2014)。然而,虽然各国不断完善体制机制、加强外部审计监督,但上市公司操纵盈余信息的行为屡禁不止,且愈演愈烈。从轰动全球的安然 4.99 亿美元的利润高估,到康得新 119.21 亿元利润总额虚增、康美药业 88.98 亿元营业收入和 19.51 亿元净利润所谓的“前期会计差错更正”,再到瑞幸咖啡 22.46 亿元交易额“子虚乌有”,这些案例造假金额之巨大,舞弊手段之恶劣,极大挫伤了投资者信心,严重影响了经济高质量发展。在这个充满利益诱惑和信息不对称的资本市场中,要治理盈余管理行为,仅仅通过现行的正式制度安排对管理层和大股东进行约束和监督远远不够,还需要企业文化、共同机构所有权等非正式制度进行补充。共同机构所有权这一新兴的所有权模式作为一种非正式制度,在同行业企业间形成信息网络,拥有更充分的行业信息和更丰富的管理经验,这些将如何影响企业盈余管理成为本文重点关注的问题。本文对 2007—2019 年有无共同机构所有权上市公司的盈余管理情况进行了对比<sup>②</sup>,发现通过共同机构所有权联结的上市公司盈余管理程度明显大幅低于其他上市公司。然而,共同机构所有权能否以及如何治理企业盈余管理,通过简单的统计分析难以得出令人信服的结论,仍需严谨的回归分析加以验证。

为此,本文基于中国 2007—2019 年上市公司数据,探讨了共同机构所有权对企业盈余管理的影响,结果表明共同机构所有权减少了企业的盈余管理。机制分析表明,共同机构所有权通过发挥“机构协同效应”和“监督治理效应”减少企业盈余管理。共同机构所有权的协同治理效应在经济增

① 例如,国家集成电路产业投资基金股份有限公司(简称投资基金)持有北斗星通、兆易创新等 10 余家同行业企业股份超过 5%,属于共同机构投资者。其通过下设管理公司和委派管理层,有效改善公司治理和规范内部管理,并推动持股企业间战略合作,以及通过一定的协同治理效应推动产业发展。

② 上市公司有无共同机构所有权盈余管理程度对比图详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

速较快、国有企业以及有长期共同机构投资者的样本中更为明显。同时发现共同机构所有权的协同治理得到了权威机构认可,有利于减少审计收费。

本文的研究贡献主要有以下几个方面:①为机构投资者与盈余管理关系的研究提供了新视角。本文突破原来孤立地探究单个机构投资者的研究局限,从机构共同持股同行业多家企业产生的关联效应视角,同时考虑共同机构投资者的“社会人”和“经济人”属性,基于中国的经验证据排除了合谋舞弊效应,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盈余管理的影响,拓展了机构投资者治理行为和治理效应的研究。②拓展了机构投资者信息网络的研究。已有文献主要从多家机构投资者同时持有一家企业而形成关联网络的视角,探索了机构投资者之间形成的网络信息优势对企业决策的优化或是利用网络信息优势合谋,而且发现机构投资者利用与之关联的其他机构投资者的网络信息优势影响公司行为的动机和机制并不明朗。区别于已有研究对机构投资者网络的定义,本文从机构投资者持股同行业多家企业形成的企业网络出发,以投资者追寻组合价值最大化理论作为其影响公司决策的动机,探究了共同机构所有权对企业盈余管理发挥的治理作用,完善了机构投资者信息优势的研究。③进一步探索了机构投资者的作用路径和影响机理。李维安等(2019)在梳理公司治理40年研究脉络时指出,还需深入探寻机构持股的路径和机理。本文从机构投资者持股同行业企业而形成的网络入手,从“整合效应”“行业枢纽”“规模经济”等特征出发,探索了机构投资者可能产生的“协同治理”和“合谋舞弊”两种效应,以及“机构协同”“监督治理”与“机构合谋”“信息壁垒”正反两方面的影响机理,并验证了委派管理层这一具体途径。④为中国政府部门制定更为合理的监管政策提供参考。目前,中国监管部门还未就资本市场中的共同机构所有权进行规范,本文认为,现阶段应合理借助这一新兴所有权模式服务于中国经济高质量发展和国家治理能力现代化建设。

## 二、文献回顾

### 1. 国内机构投资者与企业盈余管理研究

关于机构投资者介入微观企业发挥的作用,大量文献以盈余管理为研究视角,基于中国的经验证据,围绕“有效监督、利益冲突与战略合谋”3个假说展开了广泛研究,主要持有三种不同观点:①有效治理。该类观点的研究从持股比例和异质性角度,对机构投资者的治理行为和作用机制进行了探讨,验证了其对企业盈余管理的有效治理(孙光国等,2015;梅洁和张明泽,2016)。②合谋舞弊。该类观点的研究认为机构投资者多是进行财务投资,有更多追求短期收益的动机,会加剧企业内部人控制、加大盈余管理动机,从而助推企业进行盈余管理(杨海燕等,2012)。③基于特定条件下的治理。该类观点的文献发现机构投资者的治理取决于一定条件,当持股非国有企业(薄仙慧和吴联生,2009)以及持股达到一定比例(李延喜等,2011)时,可以治理企业盈余管理。上述文献从不同层面和维度,探究了机构投资者发挥的作用,然而遗憾的是,已有文献局限于传统“经济人”假设,未考虑机构投资者的社会属性。机构投资者是“社会人”,当其持股同行业多家企业后,会在同行业不同的企业中传递信息、积累经验、学习决策(李维安等,2017),进而影响其对企业的治理效应。因此,同时考虑机构投资者的“经济人”和“社会人”属性,能更好地解释和找寻其在资本市场中所发挥作用的路径和机理。

### 2. 国内外共同机构所有权研究

现有对机构投资者的研究主要分为三类:①研究投资单个企业的单个机构投资者,即普通机构投资者研究;②研究投资单个企业的多个机构投资者,即机构投资者信息网络研究;③研究投资同一

行业多个企业的机构投资者,即共同机构所有权研究。相较于前两类研究,共同机构所有权拥有三个显著特征:①整合效应,指共同机构所有权在组合价值最大化的投资目标驱使下,整合和协调组合内同行业企业行动的行为;②行业枢纽,指共同机构所有权在同行业传递信息、积累经验、学习决策中拥有更丰富的行业经验和信息资源;③规模经济,指同行业企业间相似特征降低了共同机构所有权的信息搜寻和处理成本,由此形成的信息规模经济。这些特征使得共同机构所有权既可能发挥协同治理效应,也可能发挥合谋舞弊效应。

持协同治理效应观点的研究发现,共同机构所有权通过发挥整合效应,提高了上市公司市场份额和专利申请数(He and Huang,2017;Gao et al.,2019),并可以降低融资成本、减少并购交易成本,以及提升并购绩效(Chen et al.,2018;Brooks et al.,2018)。因行业枢纽作用,有共同机构所有权的上市公司具有更好的治理效果(Kang et al.,2018),使得共同机构投资者能够更好履行监督职能,在股东大会中对管理层提案持否定意见(He et al.,2019)。而规模经济效应提高了监督效率,使得共同机构所有权增强了企业披露意愿(Park et al.,2019)、减少了盈余管理(Ramalingegowda et al.,2020)。持合谋舞弊效应观点的文献表明,共同机构所有权追求组合价值最大化目标,会促使同行业企业串联合谋,提高同行业上市公司在产品市场上的定价能力(Azar et al.,2016;Azar et al.,2018),使得同行业企业出现投资不足(潘越等,2020)。值得一提的是,基于相似的研究,Kennedy et al.(2017)并未发现共同机构所有权扭曲行业价格机制的证据。Edmans et al.(2019)的研究也表明,价格上涨不一定表明存在合谋舞弊,有可能是由于治理的改进、产品质量的提高或是更有效的定价。

已有研究表明,共同机构所有权对微观企业的影响具有两面性,究竟是协同治理效应还是合谋舞弊效应,学术界尚未达成统一,这可能与共同机构所有权的联结程度和持股比例相关,也可能是针对企业资源配置、经营活动、公司治理、关联交易等不同行为有相异的影响。因此,有必要从不同的维度在更多企业行为中研究共同机构所有权的影响,为现阶段对共同机构所有权政策的制定提供依据。在已有研究的基础上,本文结合共同机构所有权的特征,从盈余管理的视角,论证共同机构所有权的协同治理效应和合谋舞弊效应,并通过实证对两种效应加以验证。

需要说明的是,区别于发达的国外资本市场,本文的研究结合中国现实资本市场展开,与Ramalingegowda et al.(2020)的研究存在以下几个方面的不同:①不同的制度背景下共同机构投资者发挥效应的机理和途径可能不同。Ramalingegowda et al.(2020)研究美国充分竞争的市场,股权分散是其特点,机构投资者可以发挥重要作用。而在中国资本市场“一股独大”、地方行政干预以及机构投资者并不活跃的背景下,共同机构投资者是否有意愿和能力发挥效应,以及如何发挥效应仍需探究。本文的机制检验结合中国资本市场展开:一是在影响机理上,Ramalingegowda et al.(2020)更多考虑共同机构所有权内化同行业企业间的负外部性,并从投资者情感、资本成本、控制权收益三个方面构建负外部性综合指标进行分组回归。本文的机理与其不同,一方面考虑到中国资本市场中“一股独大”问题,导致机构投资者在参与治理中出现“用手投票”的无力和“用脚投票”的无奈,结合共同机构投资者的信号引导作用和中小投资者的“羊群效应”,设计并验证了“退出威胁”这一治理机理;另一方面,对于共同机构所有权在同行业企业间发挥的效应,本文主要考虑信息不对称市场下的不利竞争和不完全契约冲突,从“协同能力”(同行业势力)和“协同效应”(协调企业间不利竞争)来验证中国资本市场的机构协同效应。二是在具体途径上,Ramalingegowda et al.(2020)忽视了共同机构投资者作为外部股东,对上市公司产生实质影响从而发挥效应的具体途径的考察。本文结合中国的现实案例,考虑到委派管理层在中国现实中成为共同机构投资者对上市公司产生实质影响的具体途径,通过手工收集数据验证共同机构投资者通过委派管理层发挥效应,拓展共同机构投



投资者的作用路径。②不同代理问题下共同机构投资者发挥的效应可能不同。相比于国外发达资本市场主要是股东和管理层之间的第一类代理问题,考虑到中国资本市场中大股东侵占中小股东的第二类委托代理问题较为严重,共同机构投资者扮演大股东角色,可能利用信息优势侵害散户的利益。基于此现实情境,本文在理论分析中论证了共同机构所有权的信息壁垒效应可能会引发合谋舞弊。③不同资本市场指标的测度有所不同。一方面,不同于国外资本市场,考虑到中国上市公司前十大股东中虽部分持股比例不足5%,但仍可能对上市公司产生较大影响。因此,本文以“前十大股东”构建共同机构所有权指标进行稳健性检验,多层次衡量中国资本市场中的共同机构投资者。另一方面,Ramalingegowda et al.(2020)采用经业绩调整的修正 Jones 模型计算盈余管理。考虑到不同资本市场中盈余管理的测度可能存在偏差,已有研究表明在中国资本市场中,扩展的 Jones 模型(陆建桥,1999)和修正的 Jones 模型(Dechow et al.,1995)检验效果相对较优(黄梅和夏新平,2009),本文同时使用这两种模型研究中国上市公司盈余管理问题。

### 三、理论分析与研究假说

#### 1. 企业盈余管理动机

盈余管理动机是盈余管理研究的首要问题,考虑到与研究主题的相关性,本文主要阐述企业盈余管理的追逐私利动机和行业竞争动机:①盈余管理的追逐私利动机。根据双重委托代理理论,由于委托人无法掌握代理人的全部行动信息,出于个人利益最大化考虑,代理人会利用会计程序和会计选择进行盈余管理,一方面可以掩盖其私利行为和低水平努力,另一方面有助于控股股东或大股东保持信息优势以获得更多收益(Maffett,2012)。②盈余管理的行业竞争动机。根据不完全契约理论,为防止同行业企业利用契约漏洞侵占自身利益,出现“敲竹杠”行为(汤吉军,2014),以及为避免在激烈的同行业竞争中被淘汰,企业会在财务报告过程中运用构造交易等方式来影响竞争对手对企业生产经营活动的理解(Healy and Wahlen,1999),从而隐藏自身真实会计信息(He and Huang,2017),进而达到扭曲同行投资决策的目的(Ramalingegowda et al.,2020)。

#### 2. 共同机构所有权的协同治理效应

Hansen and Lott(1996)证明,在不完全市场上拥有完全多样化投资组合的投资者,不会选择单个投资标的最大化的策略,其目标是组合价值最大化。相应地,持有同行业多家企业的共同机构投资者,其目标往往是追求整体投资组合价值最大化。已有研究表明,企业出于行业竞争动机进行的盈余管理扭曲了同行业企业的投资决策(Beatty et al.,2013),而出于追逐私利动机进行的盈余管理损害了企业自身价值并增加股东成本(Healy and Wahlen,1999)。显然,企业扭曲组合内同行投资决策和管理层追逐私利的盈余管理行为与共同机构投资者组合价值最大化目标背道而驰,因而,其有动机抑制企业的盈余管理行为。结合共同机构所有权的三个特征,本文将共同机构所有权对企业盈余管理产生的抑制作用称之为机构协同效应和监督治理效应。

(1)机构协同效应。实务中,由于同行间的激烈竞争和契约的不完整<sup>①</sup>,导致与同行竞争的企业担心被淘汰,而合作的企业则忧心契约漏洞,使得同行业企业间的合作处于低水平和低效率(He and Huang,2017)。出于个体价值最大化动机,同行业企业会相互施加负外部性(He and Huang,2017)。盈余管理便是其中一种负外部性(Ramalingegowda et al.,2020),企业通过盈余管理隐藏专

<sup>①</sup> 所谓契约的不完整,是指契约不可能做到完备的程度。原因在于:写一份复杂的契约所需要的成本可能非常昂贵;很难预测所有可能出现的情况;语言经常取决于语境,由于有限理性或者机会主义的存在,对同一语言有不同的解释;对于第三方而言,有关变量可能是可观察的,但不是可证实的(汤吉军,2014)。

有信息来误导竞争对手,从而扭曲其投资决策。理论和实证研究指出,企业披露高质量信息将会对同行业其他企业资本成本产生溢出效应(Shroff et al.,2017)。相反,如果企业通过盈余管理披露低质量信息,将会扭曲同行业其他企业的投资决策,降低同行业公司价值(Beatty et al.,2013)。因而,组合内企业相互进行的盈余管理将会降低共同机构投资者的投资组合回报(He and Huang,2017),在组合价值最大化的策略下,共同机构投资者会减少组合内企业的盈余管理行为,从而提高企业的价值,并降低组合内其他企业的资本成本(Park et al.,2019)。共同机构投资者通过影响董事会和管理层对企业经营管理和投资决策施加实质影响(Koch et al.,2021),促进彼此之间建立战术联盟来提升合作水平(Chen et al.,2018),从而帮助调整同行业企业间的激励措施(He and Huang,2017),减轻不完全契约摩擦(如投资基金引导组合内设计企业和制造企业加强合作),避免组合内企业间的不利竞争(如促进战略重组、进行资源整合),进而减少组合内同行业企业间出于行业竞争动机而进行的盈余管理。研究表明,建立在这种战术联盟上的信任关系降低了交易风险和不对称,使得各方更愿意分享共同的私有信息(李维安等,2017),从而有助于缓解组合内企业间的不利冲突、内化负外部性,进而实现双赢(Chen et al.,2018)。因此,共同机构所有权可以发挥机构协同效应,减少组合内同行业企业出于行业竞争动机而进行的盈余管理。

(2)监督治理效应。已有研究验证了机构投资者等外部股东可以通过积极交流、投票反对和退出威胁三种方式对企业盈余管理进行监督治理。相较于一般机构投资者和其他股东,共同机构所有权能够通过信息共享产生规模效应(Kacperczyk et al.,2005),由此产生更有效的监督(Kang et al.,2018)。共同机构所有权对盈余管理监督治理的增量作用主要表现在以下两个方面:①更强的识别能力。外部股东实施治理的首要前提是能够发现管理层的盈余管理。共同机构投资者在参与同行业企业经营过程中积累了监督经验、管理知识和行业专长(潘越等,2020),使得共同机构投资者有更强的信息搜集和处理能力(He et al.,2019),进而导致他们对于管理层提供的会计信息比一般的机构投资者和其他股东具有更强的解读和鉴别能力,更有可能在审阅上市公司年报中发现盈余管理行为,从而可以在股东大会或在董事会上提出反对意见。已有研究表明,共同机构投资者拥有全行业经验的优势,具有更大的话语权(Edmans et al.,2019),增加了其对管理层提交股东大会提案中投反对票的可能(He et al.,2019),从而提升财务报告质量(Park et al.,2019)。如果反对意见得不到采纳,共同机构投资者还可以利用信息优势采取退出威胁等手段进行博弈(Hope et al.,2017)。②更低的监督成本。同行业企业通常有相似的业务环境、运营方式和财务报告模式,共同机构投资者在一家企业获得和处理信息的经验会被迁移到被其共同持股的其他同行业公司,从而降低了共同机构投资者对同行业公司盈余管理的监督成本(Ramalingegowda et al.,2020)。研究发现,共同机构所有权对企业的监督成本随着联结同行业公司数量的增加而降低(Kang et al.,2018)。因而,共同机构所有权可以实施更好的监督治理,减少管理层追逐私利动机,从而抑制企业进行盈余管理。基于上述分析,本文提出:

H1a:共同机构所有权会降低企业盈余管理程度。

### 3. 共同机构所有权的合谋舞弊效应

虽然共同机构所有权在减少企业盈余管理中具有强烈动机和协同治理优势,但整合效应和行业枢纽两个特征也让其合谋舞弊成为可能。因资本的逐利天性,共同机构投资者在行动中自然而然会考虑影响自身利益的相关者,其中,对同行业非共同持股企业和其他股东的策略可能成为助推企业进行盈余管理的两项影响机制,本文将之总结为机构合谋效应和信息壁垒效应。

(1)机构合谋效应。Hansen and Lott(1996)的组合价值最大化理论不仅促使共同机构所有权具

有“安内”需求,也会带来“攘外”动机。在整体投资组合价值最大化目标的指导下,共同机构所有权要面对的不仅是组合内企业的不利竞争和不完全契约冲突,还要面对来自非共同持股企业的竞争和冲突(Park et al.,2019)。面对“外敌”,共同机构投资者有动机和能力主导建立“合谋同盟”(Azar et al.,2018),通过推动组合内企业进行盈余管理,隐藏真实会计信息,致使行业信息不对称,从而扭曲同行业非共同持股企业的投资决策。对组合外企业投资决策的误导不仅可以减少组合内企业因自身契约漏洞和在激烈竞争中蒙受损失的风险,还可能使得“合谋同盟”成为行业龙头,达到共同机构投资者在行业中获取超额报酬的目的。因而,出于“攘外”动机,共同机构所有权会助推企业进行盈余管理。

(2)信息壁垒效应。当机构投资者有更多获取企业专有信息的渠道和机会时,为保持自身的信息优势和获取最大化利益,其更倾向于促使企业披露低质量的会计信息(Maffett,2012)。同样的,共同机构所有权利用信息优势获利的需求可能取代对高质量会计信息的需求,进而可能在同行业被持股企业间形成信息壁垒(Ramalingegowda et al.,2020)。具体而言,中国资本市场中大股东侵占中小股东的第二类委托代理问题较为严重,因共同机构所有权的行业枢纽特征,相比于其他股东(特别是中小股东),共同机构投资者可以借助信息优势进行更有效的投资决策,从而在资本市场中获得高于一般投资者的收益。而企业盈余信息质量的提升会降低共同机构投资者利用信息优势获利的能力(Park et al.,2019)。为维持信息优势获得超额收益,共同机构投资者有动机制造信息壁垒,促使同行业组合内企业进行盈余管理,干扰其他股东的交易策略,从而加重了资本市场中的第二类代理问题。因此,共同机构所有权将会提升企业盈余管理程度。基于上述分析,本文提出:

H1b:共同机构所有权会提高企业盈余管理程度。

## 四、研究设计

### 1. 样本与数据来源

本文选取2007—2019年中国沪深两市上市公司作为研究样本<sup>①</sup>。共同机构所有权指标根据CSMAR数据库在季度层面手工收集获得,其他数据来源于CSMAR数据库。按以下原则筛选:①删除金融行业上市公司样本;②删除有关数据缺失的样本。经过处理后,本文共获得22591个观测值。为排除极端值的影响,本文对连续变量前后1%缩尾处理。

### 2. 变量定义

(1)被解释变量。本文使用扩展的Jones模型(陆建桥,1999)和修正的Jones模型(Dechow et al.,1995)测算盈余管理程度(DA1和DA2)。稳健性检验中,本文使用真实盈余管理进行验证。

(2)解释变量。参照已有文献(He and Huang,2017;Chen et al.,2018),本文从3个维度构造指标反映上市公司共同机构所有权:①共同机构所有权虚拟变量(Coz1),如果当年有共同机构投资者持股该上市公司,Coz1为1,否则为0,其中,共同机构投资者指在同行业两家及以上公司中均持有不低于5%股份的机构投资者;②共同机构所有权联结程度(Coz2),表示上市公司共被几家共同机构投资者所共同持有,并加1取自然对数;③共同机构所有权持股比例(Coz3),等于一家上市公司当年拥有的所有共同机构投资者持股比例总和。具体计算时,自变量基于季度数据进行构建,如果企业在某一年度任何一个季度被共同机构投资者持股,则判定年度内公司存在共同机构所有权,取季度指标的均值作为相应的年度指标数据。

<sup>①</sup> 中国上市公司从2007年开始执行《企业会计准则》,为避免会计准则变化对盈余管理计算造成的影响,本文样本起始时间选择2007年。

(3)控制变量。考虑其他可能影响上市公司盈余管理的因素,参照已有文献,本文选取机构投资者持股(*Institution*)、公司规模(*Size*)、资产负债率(*Leverage*)、资产收益率(*ROA*)、成长性(*Growth*)、股权集中度(*Toptenrate*)、两职分离(*Dual*)、独立董事占比(*Independent*)、高管薪酬(*Magpay*)、董事会持股比例(*Boardshare*)、盈余管理柔性(*Invrec*)、分析师人数(*Analyst*)、审计意见(*Opin*)、审计机构类型(*Aud*)等控制变量。核心变量具体说明详见表1。

| 变量类型  | 变量名称        | 符号          | 变量定义   |
|-------|-------------|-------------|--|
| 被解释变量 | 盈余管理程度      | <i>DA1</i>  | 扩展 Jones 模型计算。   |
|       |             | <i>DA2</i>  | 修正 Jones 模型计算。   |
| 解释变量  | 是否存在共同机构所有权 | <i>Coz1</i> | 在季度上,计算每家上市公司是否有共同机构投资者(持股比例不低于5%的机构投资者在同行业其他上市公司持股5%以上),是取值1,否则取值0。 |
|       | 共同机构所有权联结程度 | <i>Coz2</i> | 在季度上,计算每家上市公司有多少名共同机构投资者,再求这一数据的年度均值,并加1取对数。                         |
|       | 共同机构所有权持股比例 | <i>Coz3</i> | 在季度上,计算所有共同机构投资者持股比例之和,再求年度平均。                                       |

### 3. 模型设定

为检验共同机构所有权与盈余管理的关系,本文构建了如下回归模型:

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \gamma CVs_{it} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $DA_{it}$ 为上市公司盈余管理程度,以 $DA1$ 和 $DA2$ 表示,该值越大,则上市公司盈余管理越严重; $Coz_{it}$ 为上市公司共同机构所有权情况,以 $Coz1$ 、 $Coz2$ 和 $Coz3$ 表示。如果共同机构所有权 $Coz_{it}$ 的回归系数 $\beta_1$ 显著为负,意味着共同机构所有权的存在可以治理上市公司盈余管理,则协同治理效应将会得到证明;反之,合谋舞弊效应将会得到支持。 $CVs_{it}$ 为控制变量。 $Industry_j$ 、 $Year_t$ 分别为行业、年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为误差项。

### 4. 描述性统计<sup>①</sup>

本文对样本期间内中国上市公司共同机构所有权联结分布情况进行了统计。存在共同机构所有权的样本中,从4个季度累加值看,有18.32%的上市公司仅拥有1—2家共同机构投资者,说明仅单个季度被持股的样本占比较少;81.68%的样本拥有至少3家共同机构投资者,虽然大部分样本4个季度的累加值有3家以上共同机构投资者,但绝大部分样本每个季度发挥作用的只有一家<sup>②</sup>,因此,实质上发挥作用的共同机构投资者也仅为一家。整体而言,上市公司年度内大部分季度均有共同机构投资者持股,7.64%的上市公司拥有不少于5家共同机构投资者。一定程度上反映出中国资本市场中共同机构所有权联结时间较长,有利于在同行业上市公司中搜寻信息和积累经验。从共同持股比例看,主要集中在10%—34%之间,约占共同机构所有权样本的42.79%;共同持股比例34%以上的样本占32.18%,能够对上市公司产生重大影响,一般上市公司重大决议需经代表2/3以上表决权的股东通过,34%的持股比例可以否决重大决议;共同持股比例不低于50%的样本占

① 共同机构所有权联结分布情况和描述性统计结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 因为本文对单个季度共同机构投资者的数量进行统计,85.08%的上市公司单个季度仅有1家共同机构投资者。



12.70%，表明有很大的决定权。从共同持股比例的统计结果看，中国的共同机构投资者在上市公司中有较强的影响力，有能力对上市公司实施有效治理。描述性统计结果表明，上市公司的共同机构所有权既有平台发挥效应，又有能力协同治理和合谋舞弊。

本文的描述性统计特征显示，盈余管理程度  $DA1$  和  $DA2$  的均值为 0.08，与近年研究相似（陈骏和徐捍军，2019）；标准差均为 0.09，最小值均为 0.01，最大值分别为 0.58 和 0.56，反映出中国上市公司间盈余管理程度有所差别，且部分上市公司之间相差很大。解释变量方面，共同机构所有权联结程度和持股比例的标准差较大，表明中国资本市场中上市公司间共同机构所有权差异较大。共同机构所有权的指标（ $Coz1$ 、 $Coz2$ 、 $Coz3$ ）与盈余管理程度  $DA1$  和  $DA2$  的相关系数均在 1% 水平上显著为负。差异分析表明，在有共同机构所有权的上市公司中，盈余管理程度  $DA1$  和  $DA2$  的均值均为 0.07，而在无共同机构所有权的样本中，盈余管理程度均值分别为 0.09 和 0.08，两者差异均为 -0.01，且在 1% 水平上显著。盈余管理中位数的差异均为 -0.01，在 1% 水平上显著。初步的描述性统计结果支持协同治理效应。

## 五、实证分析

### 1. 基准回归

表 2 报告了共同机构所有权与企业盈余管理的基准回归结果。表中第 (1) — (3) 列为采用扩展 Jones 模型计算的解释变量 ( $DA1$ ) 的回归结果，共同机构所有权  $Coz1$ 、 $Coz2$ 、 $Coz3$  的估计系数分别约为 -0.01、-0.01 和 -0.02，均在 1% 的统计水平上显著，这表明共同机构投资者的存在平均可以降低上市公司盈余管理水平约 0.01 个单位，而联结程度每提高 1 个单位、共同持股比例每提高 1%，则可以分别降低上市公司盈余管理水平约 0.01 个和 0.02 个单位。说明共同机构所有权有助于治理上市公司盈余管理，合谋舞弊效应不成立。第 (4) — (6) 列以修正 Jones 模型计算的盈余管理 ( $DA2$ ) 作为被解释变量进行检验，结果显示共同机构所有权的估计系数和  $t$  值与第 (1) — (3) 列 ( $DA1$ ) 基本相同，均在 1% 的统计水平上显著为负。由此可知，基准回归结果支持协同治理效应，即共同机构所有权可以降低上市公司盈余管理，本文基于中国现实情境下的上市公司样本，从盈余管理的视角，为共同机构所有权协同治理作用提供了新证据。

### 2. 内生性检验<sup>①</sup>

本文主要围绕遗漏变量偏误、选择偏误和联立性偏误（互为因果）等问题，从以下几个方面进行内生性检验。

(1) Heckman 两阶段模型。本文可能存在样本选择偏误问题，具体而言，机构投资者往往会存在选股偏好，可能更偏向于某种类型的上市公司。因而，同行业上市公司存在的某些共同特征可能是导致其共同机构所有权联结程度较高的一个重要因素。换言之，本文的最终结论可能是同行业上市公司的某些因素所驱动的，而非共同机构所有权形成的。为避免这一问题对基准回归结果的影响，本文参照潘越等 (2020) 的研究，使用 Heckman 两阶段模型进行检验。第一阶段，构建 Probit 回归模型，计算出逆米尔斯比率 ( $IMR$ )，用以检验上一期的上市公司特征变量是否会对其拥有共同机构所有权 ( $Coz1$ )；第二阶段，将  $IMR$  作为控制变量加入模型 (1)，以检验可能存在的选择性偏差对研究结论的影响。具体 Probit 模型如下：

$$Coz1_{it} = \delta_0 + \delta_1 LagControls_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

① 内生性和稳健性检验结果详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

表 2 共同机构所有权与盈余管理:基准回归

| 变量          | 盈余管理程度(扩展 Jones 模型计算)   |                         |                         | 盈余管理程度(修正 Jones 模型计算)   |                         |                         |
|-------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|             | (1)<br>DA1              | (2)<br>DA1              | (3)<br>DA1              | (4)<br>DA2              | (5)<br>DA2              | (6)<br>DA2              |
| Coz1        | -0.0048***<br>(-2.9786) |                         |                         | -0.0046***<br>(-2.9277) |                         |                         |
| Coz2        |                         | -0.0090***<br>(-3.5991) |                         |                         | -0.0086***<br>(-3.5422) |                         |
| Coz3        |                         |                         | -0.0216***<br>(-4.5438) |                         |                         | -0.0216***<br>(-4.7264) |
| CVs         | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| Year fe     | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| Industry fe | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| N           | 22591                   | 22591                   | 22591                   | 22591                   | 22591                   | 22591                   |
| r2_a        | 0.1387                  | 0.1388                  | 0.1389                  | 0.1458                  | 0.1459                  | 0.1461                  |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的水平下显著;括号内为t值,使用robust标准误;省略了控制变量(CVs)和常数项的回归结果,完整的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。以下各表同。

其中,Coz1表示某上市公司在某年是否有共同机构投资者。 $LagControls_i$ 为上市公司特征变量的集合,具体为:机构投资者持股滞后项(LagInstitution)、公司规模滞后项(LagSize)、资产负债率滞后项(LagLeverage)、资产收益率滞后项(LagROA)、成长性滞后项(LagGrowth)、股权集中度滞后项(LagToptenrate)、两职分离滞后项(LagDual)、独立董事占比滞后项(LagIndependent)、高管薪酬滞后项(LagMagpay)、董事会持股比例滞后项(LagBoardshare)、盈余管理柔性滞后项(LagInvrec)、分析师人数滞后项(LagAnalyst)、审计意见滞后项(LagOpin)、审计机构类型滞后项(LagAud)。将上市公司特征变量滞后的原因在于,机构投资者在投资上市公司时只能根据上期已披露的信息来获得上市公司的财务、治理和审计等有关情况。

检验结果显示,逆米尔斯比率(IMR)的估计系数对DA1、DA2均具有统计显著性,表明确实存在共同机构所有权的分布偏差。因此,有必要检验样本自选择对基准回归结果造成的影响。在加入IMR后,共同机构所有权Coz2和Coz3的回归系数在对DA1检验中分别为-0.02和-0.03,且显著,对DA2的检验结果与DA1基本相同,该结论与基准回归结果基本保持一致。Heckman二阶段回归结果表明,在控制选择性偏差,一定程度上消除内生性后,本文结论依然成立。

(2)工具变量法。基准回归结果还可能存在较为严重的因果倒置内生性问题,即共同机构所有权对盈余管理的治理,可能不是因为共同机构所有权具有协同治理效应,而是因为共同机构所有权本身的信息优势有助于其寻找那些盈余管理水平较低的上市公司,因而可能出现“低盈余管理的上市公司吸引了共同机构投资者,而不是共同机构所有权降低了盈余管理”。为进一步排除这种可能性,借鉴Gao et al.(2019)和潘越等(2020)的研究,是否属于沪深300指数以及指数成分股的增减变动可能会改变共同机构所有权指标,但并不会对上市公司盈余管理造成直接影响,因为证券交易所成分股的选择并非依据盈余管理程度。因而,本文选取样本上市公司是否属于沪深300指数(D300)和是否被沪深300指数剔除(Out300)作为工具变量进行检验。具体而言,本文设置虚拟变量D300和Out300,若上市公司属于沪深300指数,D300取值为1,否则为0;若上市公司被沪深300

指数剔除, *Out300* 取值为 1, 否则为 0。

使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量检验, 因高斯混合模型(GMM)对扰动项存在的异方差更有效, 本文同时使用 GMM 进行检验。检验结果显示, 所有工具变量均为外生, 不存在内生的工具变量。第一阶段, *D300* 显著为负, *Out300* 为正但不显著, *F* 大于 10, 说明是否为沪深 300 指数以及指数变动会影响共同机构所有权联结情况。第二阶段, 采用 2SLS、GMM 进行检验, 共同机构所有权(*Coz2*)对盈余管理 *DA1* 和 *DA2* 的估计系数均显著为负, 意味着在一定程度上消除因果倒置内生性问题后, 基准回归结果依然成立。

(3)PSM—OLS。为进一步缓解选择偏误问题, 本文采用 PSM 检验内生性。将拥有共同机构投资者的上市公司作为处理组, 以前文所述的一系列控制变量(*Institution*、*Size*、*Leverage*、*ROA*、*Growth*、*Toptenrate*、*Dual*、*Independent*、*Magpay*、*Boardshare*、*Invrec*、*Analyst*、*Opin*、*Aud*、*Year*、*Industry*) 作为匹配变量; 而后, 使用一对一最近邻匹配为处理组寻找特征相似的对照组<sup>①</sup>。PSM 的检验结果显示, 盈余管理 *DA1* 和 *DA2* 的平均处理效应(*ATT*)均为-0.01, 分别在 1%和 5%水平上显著。这表明拥有共同机构投资者的上市公司, 相较于与其特征相似的其他上市公司, 其盈余管理程度平均要低 0.01。在此基础上, 将处理组和匹配上的对照组样本进行回归检验, 结果表明, 共同机构所有权(*Coz*)的系数均在 1%水平上显著为负, 该结果与基准回归结论保持一致。

(4)PSM—DID。采用多时期双重差分法模型(DID)来估计股权结构发生变化(由没有共同机构投资者变为拥有共同机构投资者)前后, 上市公司盈余管理的差异。具体模型如下:

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 After_{it} \times Treat_{it} + \gamma CVs_{it} + \sum_j Firm_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

将没有共同机构投资者变更为拥有共同机构投资者的样本作为处理组, *Treat* 取值为 1, 将始终没有共同机构投资者的样本作为对照组, *Treat* 取值为 0。 *After* 是股权结构变更年份前后的虚拟变量, 对于股权变更之后的年份取值为 1, 变更之前的年份取值为 0。同时, 由于在共同机构所有权联结之前处理组和控制组之间的差异可能会导致选择性偏差, 降低模型估计的有效性。因此, 本文首先采用倾向得分匹配法(PSM)进行一对一最近邻匹配, 然后再进行检验。此外, 本文在模型中考虑个体固定效应(*Firm<sub>j</sub>*为企业固定效应), 检验结果表明, 交互项 *After*×*Treat* 的系数均显著为负, 意味着当上市公司从没有共同机构所有权变更为有共同机构所有权后, 盈余管理程度显著降低。

(5)差分模型。为进一步检验遗漏变量的问题, 本文考察解释变量变动值和被解释变量变动值之间的关系, 构建如下模型:

$$DDA_{it} = \beta_0 + \beta_1 DCoz_{it} + \gamma DCVs_{it} + \sum_j Firm_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, *D* 表示变量的变动值, 等于本年值减去上一年值。同时, 在消除选择偏差和考虑个体固定效应后进行回归检验。结果显示, 对于 *DDA1*、*DDA2*、*DCoz3* 的回归系数均显著为负, 表明上市公司盈余管理程度随着共同机构所有权持股比例的增加而减少。

(6)*t+1* 期因变量。本文采用 *t+1* 期扩展 Jones 模型计算的盈余管理程度(*DA1<sub>t+1</sub>*)替换 *DA1* 代入模型(1)进行检验, 结果显示, *Coz2* 和 *Coz3* 的系数均为-0.01, 均在 5%的统计水平上显著, 说明在消除因果倒置产生的内生性问题后, 本文的结论依然成立。

### 3. 稳健性检验

除了上述内生性检验外, 本文还进行了以下稳健性检验:

① 本文进行了匹配平衡性检验, 结果显示匹配变量的标准化偏差绝对值基本小于 5%, 且 *t* 检验结果基本不显著, 说明处理组与对照组无系统性差异, 协变量的选择是合适的, 匹配结果是可靠的。另外, 除一对一最近邻匹配外, 本文还使用核匹配和半径卡尺匹配进行验证, 结果依然成立。

(1)更换盈余管理指标。本文构建真实盈余管理指标  $REM$  来进行稳健性检验,替换  $DA1$  和  $DA2$  代入基准回归模型。结果表明,共同机构所有权联结程度 ( $Coz2$ ) 和持股比例 ( $Coz3$ ) 的估计系数均显著,这表明共同机构所有权显著减少了上市公司真实盈余管理,说明在更换被解释变量的测量方法后,本文结论依然成立。

(2)改变共同持股界定。①改变界定门槛。在基准回归中,本文对共同机构投资者的界定是在同行业两家及以上上市公司中均持有不低于 5% 的股份。稳健性检验中改变共同机构投资者的界定,将 5% 持股比例更改为前十大股东之一,重新计算出共同机构所有权联结程度  $Coz22$  和共同持股比例  $Coz33$ ,并将  $Coz22$  和  $Coz33$  作为解释变量代入基准回归模型重新检验。结果表明, $Coz22$  和  $Coz33$  的回归系数均具有统计显著性。②改变界定方式。考虑到年度内不同季度上市公司盈余管理的动机分布可能不均匀,每年第四季度末的盈余管理动机可能会更加强烈,因而本文使用第四季度数据构建共同机构所有权指标 ( $Coz2\_year$  和  $Coz3\_year$ ) 进行稳健性检验,与基准回归结果中  $Coz2$  和  $Coz3$  的回归系数和  $t$  值基本相同,无显著差异。上述检验这意味着在更改自变量测度方式后,本文结论依然成立,进一步增强了结论的可靠性。

(3)子样本回归。考虑到在 2007 年《企业会计准则》制定实施以后,2014 年以来中华人民共和国财政部大规模修订和增补了一系列会计准则。为避免会计准则变化对盈余管理指标的测度,本文缩小样本区间,选取 2014 年及以前的样本代入模型进行检验。结果表明, $Coz2$  和  $Coz3$  的回归系数均显著,意味着在消除企业会计准则变化带来的影响后,本文的主要结论依然成立。

(4)增加控制变量。为进一步控制遗漏变量问题,本文在模型中加入机构大股东 ( $Dinstitution$ ) 作为控制变量,如果机构持股比例超过 10%,则取值为 1,否则为 0。检验结果显示,共同机构所有权联结程度和持股比例的回归系数均在 1% 的水平上显著为负。

## 六、机制检验

### 1. 机构协同效应检验

在理论推理中,本文提出共同机构所有权之所以能对盈余管理进行协同治理的机理之一是发挥了机构协同效应,为验证这一解释的合理性,本文从以下两个方面展开。

(1)共同机构所有权的同行业势力。共同机构所有权发挥机构协同效应的效果取决于其在同行业的势力,如果共同机构所有权的同行势力越大,那么其越有能力协调投资组合中上市公司间的不利竞争和不完全契约冲突,更能促进资源共享和有效协作。参照潘越等(2020)的做法,本文构建共同机构所有权同行业势力指标 ( $Coz\_power$ ),替换  $Coz$  代入模型(1)进行检验。指标具体计算方法为:在季度上,计算每个上市公司所有共同机构投资者持股的同行业上市公司的个数,计算年度均值后加 1 取自然对数。表 3 第(1)、(2)列列示了检验结果, $Coz\_power$  的估计系数均显著为负,说明上市公司共同机构所有权形成的同行业势力越大,越有助于上市公司资源共享和有效协作,进而内化组合内同行企业间盈余管理这一外部性。这一检验结果支持机构协同效应。

(2)共同机构所有权的协同效应。一般而言,行业间企业竞争越激烈,上市公司越有动机隐藏会计信息,进而通过盈余管理活动来误导竞争对手获取生存。由于产品市场协调在竞争激烈企业中更具效果(Chen et al.,2018),因此,本文预期行业竞争越激烈时,共同机构所有权的机构协同效应更明显。参照吴昊旻等(2012)的做法,本文构建超额价格—成本边际( $EPCM$ )反映行业内各上市公司间竞争程度,等于上市公司价格—成本边际( $PCM$ )减去行业  $PCM$  均值, $PCM$  等于折旧及息税前利润除以销售额,该值越大说明同行间竞争程度越低。设置行业间企业竞争的虚拟变量  $DEPCM$ ,当



*EPCM* 小于中位数时取 1,大于取 0。在基准回归模型中加入交乘项  $Coz2 \times DEPCM$ ,从同行业上市公司间竞争的视角验证机构协同效应。该影响机制的检验结果报告于表 3 第(3)、(4)列,交乘项  $Coz2 \times DEPCM$  的估计系数均显著为负。这意味着同行间竞争越激烈,共同机构所有权的协同治理越有效,反映共同机构所有权通过发挥协同效应降低了盈余管理,印证了共同机构所有权的机构协同效应。

表 3 机构协同机制检验

| 变量                  | 同行业势力                   |                         | 行业内竞争                   |                        |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
|                     | (1)<br><i>DA1</i>       | (2)<br><i>DA2</i>       | (3)<br><i>DA1</i>       | (4)<br><i>DA2</i>      |
| <i>Coz_power</i>    | -0.0050***<br>(-3.6196) | -0.0050***<br>(-3.7869) |                         |                        |
| $Coz2 \times DEPCM$ |                         |                         | -0.0137***<br>(-2.8518) | -0.0111**<br>(-2.3990) |
| <i>Coz2</i>         |                         |                         | -0.0011<br>(-0.2973)    | -0.0022<br>(-0.6158)   |
| <i>DEPCM</i>        |                         |                         | -0.0043***<br>(-2.8208) | -0.0031**<br>(-2.0643) |
| <i>CVs</i>          | 是                       | 是                       | 是                       | 是                      |
| <i>Year fe</i>      | 是                       | 是                       | 是                       | 是                      |
| <i>Industry fe</i>  | 是                       | 是                       | 是                       | 是                      |
| <i>N</i>            | 22591                   | 22591                   | 22591                   | 22591                  |
| <i>r2_a</i>         | 0.1388                  | 0.1459                  | 0.1395                  | 0.1463                 |

2. 监督治理效应检验

(1)退出威胁机制。因共同机构所有权的行业枢纽特征,共同机构投资者在同行业有更多传递信息的渠道,根据信号传递理论,其股票出售行为将会传递坏消息,诱发“羊群效应”,将对股价造成下行压力,管理层和控股股东为保护自身利益,会迫于这种“威胁”接受监督,减少操纵盈余的机会主义行为。文献表明,外部大股东的退出威胁可以显著提升财务报表质量(Dou et al.,2018)。因此,本文认为共同机构投资者利用信息和经验优势发现问题后,退出威胁是其发挥监督治理效应的有效手段,那么控股股东和管理层真的会受到威胁吗?为回答这个问题,这里借鉴 Dou et al.(2018)和陈克兢(2019)的研究,使用股票流动性和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 *NET* 的衡量指标,股票流动性 *SL* 以日均股票换手率衡量,共同机构投资者竞争程度 *CIC* 根据以下模型计算:

$$CIC_{it} = \sum_{k=1}^N \left( \frac{CIS_{kit}}{TCIS_{it}} \right)^2 \tag{5}$$

其中,*CIC* 表示上市公司共同机构投资者竞争程度,*CIS* 表示单个共同机构持股,*TCIS* 则表示所有共同机构持股之和。*CIC* 越大,表示上市公司中共同机构投资者之间的竞争程度越高。

将共同机构投资者退出威胁 *NET* 代入基准回归模型进行检验,表 4 第(1)、(2)列展示了检验结果,*NET* 对 *DA1* 和 *DA2* 的估计系数显著为负,表明共同机构投资者退出威胁可以有效降低盈余管理,发挥了监督治理效应。这一结果表明控股股东和管理层确实会受到股价威胁,为保护自身利益会向共同机构投资者妥协和让步,进而减少了盈余管理活动,验证了共同机构所有权的监督治理效应。

(2)规模经济机制。本文认为同行业企业相似特征可以产生更好的治理效果,即一个上市公司因共同机构所有权联结同行企业的数量越多,则共同机构投资者对盈余信息的获取和处理成本越低,监督效果越好。为验证这一机制,本文计算了某一上市公司拥有同一共同机构投资者的同行业数量指标  $Coz\_number$ , 替换  $Coz$  代入基准回归进行检验,具体计算方法为:在季度上,计算每个上市公司拥有同一共同机构投资者的同行业企业数量,计算年度均值后加 1 取自然对数。需要说明的是, $Coz\_number$  和  $Coz\_power$  有本质不同, $Coz\_number$  从上市公司角度反映与其联结的同行个数,每个被联结的同行企业仅计算一次;而  $Coz\_power$  从共同机构投资者角度计算其平均持有同行企业个数,每个被联结的同行企业可能计算多次,以反映其市场势力。表 4 第 (3)、(4) 列中, $Coz\_number$  的估计系数为负,且均在 1% 的统计水平上显著,该结果意味着当上市公司因共同机构所有权联结更多的同行企业时,因行业间相似的特征显著减少了共同机构投资者搜寻和处理信息的成本,从效率上提高了监督能力,从而更有助于其监督上市公司盈余管理行为。

表 4 监督治理机制检验

| 变量             | 退出威胁机制                 |                        | 信息规模经济                  |                         |
|----------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                | (1)<br>$DA1$           | (2)<br>$DA2$           | (3)<br>$DA1$            | (4)<br>$DA2$            |
| $NET$          | -0.0023**<br>(-2.4389) | -0.0023**<br>(-2.5273) |                         |                         |
| $Coz\_number$  |                        |                        | -0.0067***<br>(-3.6706) | -0.0071***<br>(-4.0369) |
| $CVs$          | 是                      | 是                      | 是                       | 是                       |
| $Year\ fe$     | 是                      | 是                      | 是                       | 是                       |
| $Industry\ fe$ | 是                      | 是                      | 是                       | 是                       |
| $N$            | 22591                  | 22591                  | 22591                   | 22591                   |
| $r2\_a$        | 0.1386                 | 0.1457                 | 0.1388                  | 0.1460                  |

### 3. 具体途径探寻

上文验证了共同机构所有权降低盈余管理的机理主要是通过组合内同行业上市公司间发挥协同效应和上市公司内进行有效监督,然而,在现代公司两权分离的情况下,无论是协同效应的发挥还是有效监督的实施,都需要能够对组合内企业施加实质影响(Koch et al., 2021)。对于外部投资者而言,通过参加高层治理可以对上市公司施加实质性影响(蔡贵龙等, 2018)。共同机构投资者通过向所持股的同行业上市公司委派管理层,对企业经营管理和投资决策施加实质影响,一方面促进彼此之间建立战术联盟,加强协作、消除冲突,发挥协同效应;另一方面帮助完善治理结构、优化决策,实现监督治理。虽然现实中投资基金的案例表明委派管理层可以是协同和治理的具体途径,但还需要实证进行验证。为此,本文借鉴蔡贵龙等(2018)的研究思路,以共同机构投资者委派董监高比例和董事比例衡量高层治理,具体指标根据 CSMAR 数据库手工搜集整理。

表 5 展示了本部分的检验结果,第(1)列为基准回归结果,第(2)、(3)列以委派董监高比例( $DJG$ )进行检验,第(4)、(5)列以委派董事比例( $Director$ )进行检验。其中,第(2)、(4)列中, $Coz2$  与委派管理层( $DJG$  和  $Director$ )的系数为正,且具有统计显著性;在第(3)、(5)列中同时纳入解释变量( $Coz2$ )和中介变量( $DJG$  和  $Director$ ), $Coz2$  的系数为负但不显著, $DJG$  和  $Director$  的估计系数显著,该结果表明共同机构所有权的协同和治理效应通过委派管理层来实现。此外,进行 Sobel 检验,用

DJG 和 Director 进行检验的 Z 值分别为-1.77 和-1.73,具有统计显著性,说明作用渠道检验成立。上述检验结果说明,上市公司共同机构投资者越多,由其委派的董事、监事和高管越多,这些管理层作为共同机构投资者的代表,促进了组合内同行业上市公司协同,加强了对控股股东和其他管理层的监督,进而治理了盈余管理。

表 5 具体路径探寻

| 变量          | 基准回归                    | 委派董监高                  |                        | 委派董事                   |                       |
|-------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
|             | (1)<br>DA1              | (2)<br>DJG             | (3)<br>DA1             | (4)<br>Director        | (5)<br>DA1            |
| Coz2        | -0.0090***<br>(-3.5991) | 0.2069***<br>(63.6351) | -0.0036<br>(-0.9146)   | 0.2912***<br>(62.3985) | -0.0038<br>(-0.9579)  |
| DJG         |                         |                        | -0.0258**<br>(-1.9651) |                        |                       |
| Director    |                         |                        |                        |                        | -0.0176*<br>(-1.8904) |
| CVs         | 是                       | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     |
| Year fe     | 是                       | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     |
| Industry fe | 是                       | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     |
| N           | 22591                   | 22591                  | 22591                  | 22591                  | 22591                 |
| r2_a        | 0.1388                  | 0.5630                 | 0.1389                 | 0.5548                 | 0.1389                |

## 七、拓展性讨论<sup>①</sup>

### 1. 宏观经济的影响

上市公司的行为在一定程度上会受到宏观经济周期性波动的影响,当经济发展较快时,上市公司迫于市场竞争压力,具有操纵盈余质量的动机(Maffett, 2012)。因而,当经济形势较好时,共同机构所有权发挥机构协同效应和监督治理效应应当更为明显。为验证此逻辑,本文采用 GDP 增速反映经济周期的变化,设置虚拟变量 DGDP,如果增速高于中位数取值 1,否则取 0,在基准回归模型中加入交乘项 Coz2×DGDP,以检验经济周期变化对共同机构所有权协同治理作用的影响。结果表明,交互项 Coz2×DGDP 对 DA1 和 DA2 的估计系数均为负,t 值分别为-3.43 和-2.88。这说明,当经济增速较快时,共同机构所有权对盈余管理的协同治理作用更明显。

### 2. 产权性质的影响

国有企业管理层因在职消费、业绩考评和政治晋升,有更强的盈余管理动机,然而已有研究发现,由于国家是最终控制人,具有更大影响力,机构投资者对国有企业盈余管理的协同治理作用不能得到充分发挥(薄仙慧和吴联生, 2009)。本文认为,随着 2013 年国有企业混合所有制改革的深入推进,非国有股东对国有企业的影响不断增大,共同机构投资者的机构协同和监督治理可以发挥显著作用。因此,本文设置产权性质虚拟变量(State)进行检验,当样本为国有企业取值 1,否则取值 0,将交互项(Coz2×State)代入基准回归模型。检验结果显示,交互项 Coz2×State 对盈余管理(DA1 和 DA2)的回归系数分别为-0.01 和-0.02,具有统计显著性,表明共同机构所有权对盈余管理的治理在国有企业中更为明显。

<sup>①</sup> 拓展性讨论检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

### 3. 经济后果检验

(1)权威机构的认可。本文认为共同机构投资者在寻求利益最大化过程中,发挥了机构协同效应和监督治理效应,为上市公司带来了积极治理,降低了盈余管理。那么,这种提升是否得到权威机构的认可?为回答这个问题,本文手工收集了深圳证券交易所官网对会计信息质量的考评结果(*Rank*),该结果属于权威机构评级,因而可以用于检验共同机构所有权对上市公司盈余管理的治理是否得到了权威机构的认可。对深圳证券交易所公布的结果若为优秀,*Rank*等于3;若为良好和合格,*Rank*等于2,否则*Rank*等于1。评分越高,代表对上市公司盈余信息质量的认可度越高。设置交互项 $Coz2 \times DA1$ 代入基准回归模型进行验证,权威机构认可情况检验结果显示, $Coz2$ 和 $Coz2 \times DA1$ 对深圳证券交易所评级(*Rank*)的估计系数为正,且具有统计显著性。结果说明,共同机构所有权的存在提高了深圳证券交易所对上市公司的考评等级,而这种提高通过降低盈余管理得以实现。也可以说,共同机构所有权对上市公司盈余管理的治理得到了权威机构的认可。

(2)审计收费的降低。盈余信息是会计信息最重要的内容之一,共同机构所有权对上市公司盈余信息质量的提升应有助于审计师审计。因此,本文选择审计收费进行经济后果检验,以上市公司审计费用取自然对数(*FEE*)进行衡量。检验结果表明, $DA1 \times Coz2$ 和 $DA1 \times Coz3$ 的回归系数均显著为负,说明上市公司共同机构所有权对盈余管理的协同治理提高了信息披露质量,从而降低了审计难度,减少了审计收费。

### 4. 机构异质性检验

一般而言,长期共同机构投资者更加注重长远发展,协同治理意愿更强,而短期共同机构投资者可能更多追求短期收益,协同治理动机不足。本文将连续持股4个季度以上的共同机构投资者定义为长期,否则为短期。将有长期共同机构投资者的样本和只有短期共同机构投资者的样本进行分组回归,回归结果表明,有长期共同机构投资者样本 $Coz3$ 的回归系数均在5%水平上显著为负;只有短期共同机构投资者样本 $Coz3$ 的回归系数均为负但不显著。以上结果说明,长期共同机构投资者的协同治理效应更为明显。

## 八、结论与启示

随着共同机构所有权在资本市场中越来越普遍,学术界对其发挥的效应究竟是协同治理还是合谋舞弊的讨论也越发激烈。本文的研究支持协同治理效应,发现共同机构所有权拥有的整合效应、行业枢纽和规模经济等特征有助于内化盈余管理对同行公司的负外部性,提高了机构投资者的监督能力和监督效率。具体而言,本文基于2007—2019年沪深两市上市公司数据,研究发现:①资本市场中普遍存在的共同机构所有权能够减少企业盈余管理,发挥了机构协同效应和监督治理效应,在资本市场中扮演治理角色。在进行Heckman二阶段回归、工具变量法、PSM等一系列内生性和稳健性检验之后,回归结果依然显著。②机制检验表明,同行业势力和行业内竞争加强了机构协同效应,退出威胁和规模效应使得共同机构所有权的监督治理更加有效,探寻具体途径发现共同机构所有权的协同和治理效应通过委派管理层实现。③共同机构所有权的协同治理效应在经济增速较快、国有企业以及有长期共同机构投资者的样本中更为明显,与此同时,发现共同机构所有权对盈余管理的协同治理得到了权威机构认可并减少了审计收费。

本文的结论对中国共同机构所有权的合理利用和有效监管具有重要启示:

(1)上市公司应充分利用共同机构所有权的信息资源和管理经验优势。本文的结论表明,共同机构所有权所拥有的三个特征一方面有助于内化同行间负外部性,加强了企业之间的相互合作;另



一方面提升了其对盈余管理的监督能力和监督效率,降低了企业内部的信息不对称。上市公司要认识到共同机构所有权对于协同产品市场和完善公司治理所发挥的积极作用,要积极引入共同机构投资者,提升其数量和持股比例,充分利用共同机构所有权“创造价值”的信息资源和行业经验优势,优化投资决策、完善公司治理、改善盈余信息质量。同时,在拓展性讨论中,本文发现共同机构所有权对盈余管理的协同治理作用在国有企业更为明显,因此,对于国有上市公司而言,要结合新一轮国有企业混合所有制改革,将共同机构投资者的引入作为改善法人治理结构的重要突破口,增强自身活力,提升信息披露质量,助力中国经济高质量发展。

(2)政府监管部门应充分发挥共同机构所有权这一非正式途径在资本市场中的协同治理作用。本文的研究证明共同机构所有权有助于协同治理上市公司盈余管理,就已有证据而言,在现阶段限制资本市场中广泛存在的共同机构所有权还为时尚早,监管部门应在制度供给层面为共同机构所有权的发展提供治理环境。一方面,要进一步培育和发挥共同机构投资者利用信息优势和投资经验参与公司经营管理的能 力,鼓励在经济增速较快时,以及在行业竞争激烈和股权集中的上市公司中形成共同机构所有权,在资本市场中借助共同机构所有权为投资者(特别是中小投资者)提供高质量的盈余信息;另一方面,要尽快出台相关政策和规定,加速推进上市公司关于大股东或前十大股东中 有无共同机构投资者的信息披露,注重共同机构所有权对信息质量的提升效应,建立有效的考核制度,培育更多着眼企业长远发展的共同机构投资者。

(3)投资者应借助共同机构所有权获取可靠、相关的盈余信息。盈余信息是投资者了解上市公司的重要途径,然而信息不对称导致投资者难以获取可靠、有用的盈余信息。特别是在近年来,因经济转型升级和疫情冲击,中国上市公司之间的竞争激烈程度日益加剧,使得上市公司操纵盈余信息的动机更为强烈,投资者想要获得高质量的盈余信息变得更加困难。本文验证了共同机构所有权对盈余管理的协同治理效应,因此,投资者在识别投资机会、投资决策时,要充分利用共同机构所有权这一信号引导,关注上市公司是否存在共同机构投资者,合理借助这一信息网络甄别盈余信息质量较高的上市公司,以降低投资风险。

本文未来的改进方向:①需更全面考察中国共同机构所有权。基于数据的可获得性,本文依据上市公司数据构建共同机构所有权,忽视了同时持股非上市公司以及同时持股上市公司和非上市公司的共同机构投资者,未来的研究可以进一步完善指标构建,更全面考察共同机构所有权发挥的效应。②盈余信息仅是会计信息的一部分,未来的研究可以考察共同机构所有权对会计信息可比性、可读性等方面的影响,进一步丰富共同机构所有权对会计信息披露质量影响的研究。

#### [参考文献]

- [1]薄仙慧,吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角[J]. 经济研究, 2009,(2):81-91.
- [2]蔡贵龙,柳建华,马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]. 管理世界, 2018,(5):137-149.
- [3]陈骏,徐捍军. 企业寻租如何影响盈余管理[J]. 中国工业经济, 2019,(12):171-188.
- [4]陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. 南开管理评论, 2019,(4):161-175.
- [5]胡大力,胡静波. 会计基础理论发展与创新——中国会计学会会计基础理论专业委员会 2019 年学术研讨会综述[J]. 会计研究, 2019,(9):95-97.
- [6]黄梅,夏新平. 操纵性应计利润模型检测盈余管理能力的实证分析[J]. 南开管理评论, 2009,(5):136-143.
- [7]李维安,郝臣,崔光耀,郑敏娜,孟乾坤. 公司治理研究 40 年:脉络与展望[J]. 外国经济与管理, 2019,(12):161-185.
- [8]李维安,齐鲁骏,丁振松. 兼听则明,偏信则暗——基金网络对公司投资效率的信息效应[J]. 经济管理, 2017,

- (10):44-61.
- [9]李延喜,杜瑞,高锐. 机构投资者持股比例与上市公司盈余管理的实证研究[J]. 管理评论, 2011,(3):39-45.
- [10]刘慧龙,王成方,吴联生. 决策权配置、盈余管理与投资效率[J]. 经济研究, 2014,(8):93-106.
- [11]陆建桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究[J]. 会计研究, 1999,(9):25-35.
- [12]梅洁,张明泽. 基金主导了机构投资者对上市公司盈余管理的治理作用?——基于内生性视角的考察[J]. 会计研究, 2016,(4):55-60.
- [13]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.
- [14]孙光国,刘爽,赵健宇. 大股东控制、机构投资者持股与盈余管理[J]. 南开管理评论, 2015,(5):75-84.
- [15]汤吉军. 不完全契约视角下国有企业发展混合所有制分析[J]. 中国工业经济, 2014,(12):31-43.
- [16]吴昊旻,杨兴全,魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险——基于我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2012,(6):101-115.
- [17]杨海燕,韦德洪,孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗?——兼论不同类型机构投资者的差异[J]. 会计研究, 2012,(9):16-23.
- [18]Azar, J., M. C. Schmalz, and I. Tecu. Anticompetitive Effects of Common Ownership [J]. *The Journal of Finance*, 2018,73(4):1513-1565.
- [19]Azar, J., S. Raina and M. C. Schmalz. Ultimate Ownership and Bank Competition [R]. SSRN Working Paper, 2016.
- [20]Beatty, A., S. Liao, and J. J. Yu. The Spillover Effect of Fraudulent Financial Reporting on Peer Firms' Investments[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2013,55(2-3):183-205.
- [21]Brooks, C., Z. Chen, and Y. Zeng. Institutional Cross-ownership and Corporate Strategy: The Case of Mergers and Acquisitions[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018,48(1):187-216.
- [22]Chen, Y., Q. Li, and J. Ng. Institutional Cross-Ownership and Corporate Financing of Investment Opportunities[R]. SSRN Working Paper, 2018.
- [23]Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. Detecting Earnings Management [J]. *Accounting Review*, 1995,70(2):193-225.
- [24]Dou, Y., O. K. Hope, W. B. Thomas, and Y. Zou. Blockholder Exit Threats and Financial Reporting Quality[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018,35(2):1004-1028.
- [25]Edmans, A., D. Levit, and D. Reilly. Governance Under Common Ownership [J]. *Review of Financial Studies*, 2019,32(7):2673-2719.
- [26]Gao, K., H. Shen, X. Gao, and K. C. Chan. The Power of Sharing: Evidence from Institutional Investor Cross-ownership and Corporate Innovation[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2019,(63):284-296.
- [27]Hansen, R., and J. Lott. Externalities and Corporate Objectives in a World with Diversified Shareholder/Consumers[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1996,31(1):43-68.
- [28]He, J., and J. K. Huang. Product Market Competition in a World of Cross-Ownership: Evidence from Institutional Blockholdings[J]. *Review of Financial Studies*, 2017,30(8):2674-2718.
- [29]He, J., J. K. Huang, and S. Zhao. Internalizing Governance Externalities: The Role of Institutional Cross-ownership[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019,134(2):400-418.
- [30]Healy, P. M., and J. M. Wahlen. A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting[J]. *Accounting Horizons*, 1999,13(4):365-383.
- [31]Hope, O. K., H. Wu, and W. Zhao. Blockholder Exit Threats in the Presence of Private Benefits of Control[J]. *Review of Accounting Studies*, 2017,22(2):873-902.

- [32]Kacperczyk, M., C. Sialm, and L. Zheng. On the Industry Concentration of Actively Managed Equity Mutual Funds[J]. *Journal of Finance*, 2005,60(4):1983–2011.
- [33]Kang, J. K., J. Luo, and H. S. Na. Are Institutional Investors with Multiple Blockholdings Effective Monitors[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018,128(3):576–602.
- [34]Kennedy, P., D. P. O’Brien, M. Song, and K. Waehrer. The Competitive Effects of Common Ownership: Economic Foundations and Empirical Evidence[R]. SSRN Working Paper,2017.
- [35]Koch, A., M. Panayides, and S. Thomas. Common Ownership and Competition in Product Markets [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021,139(1):109–137.
- [36]Maffett, M. Financial Reporting Opacity and Informed Trading by International Institutional Investors[J].*Journal of Accounting and Economics*, 2012,54(2–3):201–221.
- [37]Park, J., J. Sani, N. Shroff, and H. White. Disclosure Incentives When Competing Firms Have Common Ownership[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019,67(2–3):387–415.
- [38]Ramalingegowda, S., S. Utke, and Y. Yu. Common Institutional Ownership and Earnings Management[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 38(1):208–241.
- [39]Shroff, N., R. S. Verdi, and B. P. Yost. When Does the Peer Information Environment Matter [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017,64(2–3):183–214.

## Common Institutional Ownership and Corporate Earnings Management

DU Yong, SUN Fan, DENG Xu

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

**Abstract:** With the phenomenon of common institutional ownership becoming more and more common in the capital market, the discussion about the impact of common institutional ownership on firms’ behaviors has been gradually deepened. Against the background of increasing earnings manipulation incidents in recent years, this paper empirically examines the synergy governance effect and the collusion fraud effect of common institutional ownership on corporate earnings management. Specifically, based on the data of Chinese listed companies from 2007 to 2019, this paper examines the impact of common institutional ownership on earnings management, and draws the following conclusions: common institutional ownership exerts a synergy governance effect and improves the earnings information quality of listed companies. This conclusion is still robust after testing with Heckman two-stage regression, instrumental variable method, PSM and other methods. The same industry power and intra industry competition strengthen the institutional synergy, and the exit threat and scale effect make the supervision and governance of common institutional ownership more effective. A specific approach has been explored to find that the synergy and governance of common institutional ownership are achieved by appointing management. The synergy governance effect of common institutional ownership is more pronounced among firms which face faster economic growth, are state-owned and are held by long-term common institutional investors. At the same time, it is found that the synergy governance effect of common institutional ownership is recognized by authoritative institutions and reduces audit fees. This study provides new evidence for the synergy governance effect of common institutional ownership and expands the literature of institutional investors’ information network, and also provides a reference for the regulatory authorities to formulate regulatory measures in line with China’s reality.

**Key Words:** common institutional ownership; earnings management; synergy governance; appoint management

**JEL Classification:** G32 G34 M41

[责任编辑:崔志新]