

共同机构所有权对企业金融化的影响:促进还是抑制

邓明君^{1a,1b,2}, 唐皓^{1c}, 罗文兵^{1c,2}

(1. 湖南科技大学 a. 大数据与智能决策研究中心 b. 区域经济高质量发展研究中心 c. 商学院,湖南湘潭 411201;
2. 湖南省战略性新兴产业研究基地,湖南湘潭 411201)

[摘要]基于 2003—2021 年中国 A 股上市企业数据,实证检验了共同机构所有权对企业金融化的影响效应及作用机制。研究结果表明,共同机构所有权发挥了合谋同群效应,促进了企业金融化;机制检验发现,共同机构所有权通过加快金融化同步性、加剧代理问题来促进企业金融化,宏观经济政策不确定性和债权人监督削弱了共同机构所有权的合谋同群效应;进一步分析发现,共同机构所有权的合谋同群效应在同行业势力强、非国有企业的样本中更为显著,且在促进企业金融化的同时更倾向于对投机性短期金融资产的配置。研究不仅为共同机构所有权的合谋同群效应提供了新的证据,也为政府引导企业“脱虚向实”提供一定的理论参考。

[关键词]共同机构所有权;企业金融化;协同治理;合谋同群;脱虚向实;金融资产投资

[中图分类号]F275.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)06-0106-11

一、引言

面对实体经济不断下行的压力,众多企业通过增加金融资产投资来寻求跨行业套利^[1-2],中国经济“脱实向虚”趋势越发明显:一方面,企业配置金融资产的比重不断上升^[3];另一方面,在企业利润来源中金融渠道获利的比重不断提高^[4-5]。过度的金融化行为威胁了实体经济的发展,增加了经济的运行风险。随着股权分置改革的完成,同一机构投资者持有多家企业股份的现象日益普遍^[6-7]。据统计,中国上市公司中有 34% 的公司前十大股东中存在共同机构投资者^[8]。共同机构投资者在其投资组合内充当了企业股权联结的关键节点,担负着信息传递的重要角色,其投资组合收益与企业的经济利益密切相关,因此具有更强的动机和能力参与公司的决策制定^[8],这使得他们在企业的经营和投资活动中发挥着关键作用。当前中国处于经济转型升级的关键阶段,党的二十大报告指出实体经济才是发展经济的着力点。因此,厘清共同机构所有权对企业资产配置方面的经济影响,把握好实体企业金融行为尺度,确保企业发展行稳致远,助力经济转型升级具有重要意义。

学术界对实体企业持有金融资产动机及企业金融化经济后果的研究已有丰富理论。现有研究从企业融资约束^[9-10]和金融资产的高收益^[11-12]等角度对企业金融化动机给出解释。关于企业金融化的经济后果,学者们研究发现,非金融企业金融化会对实体投资产生“挤出”效应,增加企业经营风险^[13-16]。此外还有研究从“蓄水池”和“投资替代”理论阐述企业金融化趋势愈演愈烈的原因^[3,11,17]。学界普遍认为,在投资组合价值最大的目标的驱使下,共同机构所有权会产生协同治理和合谋舞弊两种效应^[6-8,18-21],对产品市场竞争和公司治理^[6,8,22-23]产生重要影响。当前实体企业“脱实向虚”形势严峻,共同机构所有权协同治理或合谋舞弊效应的发挥是否会影响企业的资产配置,对金融资产配置会产生怎样的影响,影响企业资产配置的具体机制又是什么,其可否发挥积极作用,促进实体企业主业业务的良性发展?这些问题都有待学界深入探究。

本文可能的研究贡献在于:第一,扩展了企业金融化的研究视角。现有文献在股东层面探究对企业金融化的影响方面研究不足,忽视了股东之间的经济关联、信息传递和资源共享等特点。本文从共同机构投资者利用

[收稿日期]2023-05-15

[基金项目]国家社会科学基金一般项目(20BGL201);湖南省社会科学研究委员会重大课题(XSP20ZDA003);湖南省教育厅科学重点项目(19A181)

[作者简介]邓明君(1976—),男,湖南宜章人,湖南科技大学大数据与智能决策研究中心、区域经济高质量发展研究中心、湖南省战略性新兴产业研究基地教授,博士,从事资本市场与公司治理、低碳绿色发展战略研究;唐皓(1998—),男,湖南祁东人,湖南科技大学商学院硕士研究生,从事会计理论与实务、资本市场与公司治理研究,通信作者,E-mail:21021502006@mail.hnust.edu.cn;罗文兵(1978—),女,湖南湘乡人,湖南科技大学商学院、湖南省战略性新兴产业研究基地教授,从事 ESG 理论与实践、生态产品价值实现机制研究。

其在组合内同业企业间建立的联结网络出发,研究共同机构投资者持有组合内同业企业股权对企业金融化的影响,从而为金融化影响因素的研究提供了有益的补充。第二,提供了新的证据来全面了解共同机构所有权对经济的影响。围绕共同机构所有权的实证研究尚未形成一致的观点,众多学者认为共同机构投资者的存在有利于提高产品市场协作和改善公司治理,少数学者认为共同机构投资者可能会加剧企业的竞争合谋。本文尝试在企业金融活动中探讨这两种可能的影响,结果发现,共同机构所有权发挥了合谋同群效应促进企业金融化,从而丰富了共同机构所有权的经济后果相关研究。

二、文献回顾

在不完全有效的市场上倾向于多样化投资组合的投资者,即共同机构投资者^[25],其目标是追求最大化整体投资组合的价值^[24]。目前学术界关于共同机构所有权对公司治理的影响尚未形成一致的认知。一方面,凭借自身更为丰富的经验、信息以及资源优势,共同机构所有权会产生“协同治理效应”,改善公司治理、优化战略决策、提高企业经营绩效等^[8,19]。另一方面,其也会因自身的劣势产生“竞争合谋效应”,导致同行业企业的合谋等^[19,23,27],从而让企业利益受损。基于此,本文从“协同治理效应”和“竞争合谋效应”两方面对共同机构所有权的相关文献进行整理。关于共同机构所有权“协同治理效应”的产生,是由于共同机构投资者持有多家企业股份,会更关注组合内同业企业重大决策的影响,参与公司治理的动机更强^[6,23]。因信息优势产生的规模经济是共同机构所有权的一个重要特征,共同机构投资者有能力在组合内同业企业间建立一个联结网络,该网络的建立会有利于促进企业间信息共享,从而使组合内同业企业建立稳定的战略合作关系^[28]。同时,共同机构投资者更容易通过其所建立的企业联结网络收集重要信息、积累治理经验等,进而优化共同机构投资者对组合内企业的监督机制,提升对组合内企业的治理作用^[29]。从共同机构所有权产生的“竞争合谋效应”来看,共同机构所有权形成的整合效应和行业枢纽特征提升了其合谋舞弊的可能性^[8]。对于持有多家企业股份的共同机构投资者而言,其会选择投资组合价值的最大化^[24],由此可能会激发共同机构投资者推动企业间合谋的经济动机^[25]。共同机构投资者同时面临着其所持股企业间、同行业非持股企业与行业外企业间的竞争,这使共同机构投资者不仅具有“安内”需求,也有“攘外”动机^[18]。因此,在追求最大化投资组合价值的驱动下,共同机构投资者可能会促使持股企业形成“合谋同盟”^[29]。

金融化意味着更多的资金被用于配置金融资产而非经营资产^[5]。学术界关于金融化的研究已有较为成熟的理论。基于“蓄水池”理论的企业金融化实际上是一种预防性储备行为,有助于服务企业生产经营^[9,17,30-31];“投资替代”理论下的企业金融化是一种短期逐利行为^[13-14];“金融中介”理论指出企业金融化是融资歧视导致资源错配的结果^[32];“同群效应”理论认为企业金融化是信息传递的影响^[32-33]。当前实体经济持续低迷,共同机构投资者能否利用自身丰富的信息资源为企业制定合理的投资策略,对企业的发展十分关键。因此,结合金融化理论,考虑机构投资者的特有属性,能帮助更好地解释和寻找其在实体企业“脱实向虚”形势下所发挥作用的路径和机理。

三、理论分析与假设提出

(一)“协同治理”假说

1. 机构协同效应

在组合价值最大化的策略下,共同机构投资者会在组合内同行业企业间构建规模化的协同发展网络,并通过其发挥机构协同效应缓解组合内企业间的竞争风险,进而抑制企业金融化水平。共同机构投资者通过其信息效应,在不同企业间充当了跨行业信息传递的关键媒介,其长期参与公司的生产经营,不仅为企业带来了多元化且丰富的异质信息^[6],还能实现特定信息与知识的快速积累。这进一步培育了规模化的协同信息网络,减轻了管理层由于关键信息缺失而导致的风险规避倾向^[34],从而抑制企业金融资产的配置比例。共同机构投资者能形成股东资源的集聚与融合,带动对其他资源的吸附。一方面,通过影响公司董事会和管理层对企业的经营管理的投资决策施加实质性的影响^[22],还能促进建立共同机构投资者与公司董事和高管之间的战术联盟来达到提升合作水平的目的^[7];另一方面,共同机构投资者在其投资组合内能够建立同业企业间的紧密联系,以协调企业间合作过程中可能出现的利益冲突。这有助于改善企业之间的战术联盟关系,进一步抑制了企业配置金融资产的预防性动机。且研究表明,基于战术联盟的信任关系降低了企业的信息不对称和交易风险,提升了各方分享信息的意愿^[35],从而减少组合内同行业企业间出于行业竞争动机而进行的金融投机活动。

2. 监督治理效应

共同机构投资者作为企业间信息和资源流通的关联节点,通过信息和资金等资源优势能抑制企业金融化行为。共同机构投资者以其资源优势对管理层的投资行为实施有效的监督,防范管理层的逐利动机——操纵金融资产获取高额薪酬,发挥监督治理效应。共同机构投资者能通过董事会对企业的战略决策产生实质性影响。采用“投票反对”和“退出威胁”两种有效手段发挥监督治理效应:一方面,共同机构投资者可以通过提高“投票反对”的次数,来表明其有能力考虑高管的治理不善,因为公司治理不善会对组合内其他企业带来负外部性^[6];另一方面,当共同机构投资者的反对意见不被公司采纳时,其就可以采取“退出威胁”的手段,来与其他股东和高管进行博弈^[36],进而强化其监督治理作用,降低高管的逐利效应,抑制企业金融化水平。

(二)“合谋同群”假说

1. 竞争合谋效应

整体投资组合价值最大化目标指出,投资者的投资目的是投资组合价值的最大化^[25],这容易导致竞争合谋行为的产生。一方面,共同机构投资者为了高额投资回报,会具有较强的动机去影响其组合内的同业企业行为,减少组合内同业企业间的直接竞争,达到提升自身回报的目的^[25]。且共同机构所有权还需应对不仅仅是其投资组合内企业所带来的不利竞争和不完全契约冲突,还需要处理来自非持股企业的竞争和冲突^[18]。如果共同机构投资者投资组合中的同行业企业激烈竞争,会最终降低共同机构投资者的总体回报^[25],从而促使共同机构投资者通过竞争合谋行为来提升企业议价能力^[23]。共同机构投资者的竞争合谋会降低市场竞争程度,同时会增强企业的逐利动机,最终导致企业金融化程度上升。另一方面,共同机构投资者在企业的经营决策中以投资组合利益的最大化作为自身的重要目标,其与企业经理人存在的共同利益促使他们相互联合,恶化了代理冲突^[34]。相较于固定资产、创新投资等投资周期相对较长、变现能力较差、总体回报率较低的特点,共同机构投资者和经理人可能因短期价值导向更倾向于投资周期短、回报高额的金融资产。“对外”,共同机构投资者有动机和能力主导建立“合谋同盟”^[23],以减少彼此之间的直接竞争,并通过促成企业间的合谋来提高企业的市场竞争力^[6,23]。“对内”,因管理层的逐利动机,其往往可能因为共同机构投资者的身份特殊,如知道更多的行业内幕消息,而与共同机构投资者合谋,使得股东与管理层之间的代理问题加剧。因此,共同机构投资者将通过对关联企业进行“对外”“对内”的联合共谋,要求企业进行更多的金融投资,通过对强势行业的收益补贴,提高市场经济地位^[25]。

2. 信息同群效应

在个体有限性的假设下,企业做经营决策时,不仅取决于自身情况,还会受到同伴企业的影响^[37],因为共同机构投资者的有限理性以及环境的不确定性,其相关决策会受到外部同行业势力信息的影响,进而导致企业模仿金融化行为。丰富的信息量是企业有效降低投资风险的手段,在形势复杂多变的资本市场中,企业获取信息的途径相对狭窄,信息的有效性难以保证,从而更依赖共同机构所有权等非正式信息渠道捕获信息。金融市场的高收益和高回报,让亟待转型的企业对取得成功的同行企业趋之若鹜,且鉴于同行业联结的利益关联,此类共同机构投资者的信息更具可靠性与易操作性。企业管理者的模仿行为源于信息学习动机,具有信息劣势的企业更有可能模仿具有信息优势企业的金融化行为^[38]。

基于上述分析,本文提出假设 H1 和假设 H2。

H1: 共同机构所有权降低企业金融化水平。

H2: 共同机构所有权提高企业金融化水平。

四、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文以 2003—2021 年中国 A 股上市公司为初始样本,数据均来源于 CSMAR 数据库。本文剔除:金融类企业;ST、* ST 等经营异常的企业;存在变量缺失情况的样本。本文对连续性变量进行 1% 分位的缩尾处理,本文最终共获取 45239 个样本。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:企业金融化(*fin*)

金融化的定义包括了金融资产占资产总计的比例及金融收益占利润来源的比例。本文借鉴以往学者的研

究从金融资产占比的视角探讨企业金融化行为^[12]。考虑到 2018 年会计准则的变更^①,参照新旧《企业会计准则》,本文对企业金融化进行了度量。

2. 解释变量:共同机构所有权 (Coz)

借鉴现有文献的研究思路^[6,8],本文从是否存在(Coz1)、联结程度(Coz2)及持股比例(Coz3)三个维度来构建企业共同机构所有权指标。在具体计算时,先考虑季度层面上企业是否在当年被共同机构投资者持股,如果当年任一季度被共同机构投资者持股,再将共同机构所有权指标设置为当年各季度均值。

本文的主要变量情况如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	企业金融化程度	<i>fin</i>	2003—2018: <i>fin</i> =(交易性金融资产+衍生金融资产+发放贷款及垫款净额+可供出售金融资产净额+持有至到期投资净额+投资性房地产净额+长期股权投资净额)/资产总额 2019—2021: <i>fin</i> =(交易性金融资产+衍生金融资产+发放贷款及垫款净额+其他债权投资+其他权益工具投资+债权投资+投资性房地产净额+长期股权投资净额)/资产总额
解释变量	是否存在共同机构所有权	Coz1	是否有共同机构投资者(同时持有同行业两家及以上公司不少于 5% 股份),是取值 1,否则取值 0
	共同机构所有权联结程度	Coz2	按季度计算企业共有几家共同机构投资者,再求年度均值,并加 1 取自然对数
	共同机构所有权持股比例	Coz3	每季度计算一次所有共同机构投资者的持股比例总和,再求年度均值
控制变量	企业规模	Size	企业年末资产总额的自然对数
	资产负债率	Leverage	年末负债总额/年末资产总额
	资产收益率	Roa	净利润/资产总额平均余额
	经营现金流量	Cf	经营活动产生的现金流量净额/资产总额
	固定资产比率	Ppe	固定资产净额/资产总额
	独立董事占比	Independent	独立董事/董事人数
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人为 1,否则为 0
	董事会规模	Dsize	董事会人数取自然对数
	股权集中度	Toptenrate	前十股东持股数量总和/总股数

(三) 模型设计

为了检验共同机构所有权与企业金融化之间的关系,参考相关研究^[8,11],构建如下模型:

$$fin_i = \alpha_0 + \alpha_1 Coz_i + \alpha_2 Controls_i + \sum_j Industry_j + \sum_t year_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, fin_i 为上市公司金融化指标,该值越大,则上市公司金融化水平越高; Coz_i 为企业共同机构所有权情况,以 $Coz1$ 、 $Coz2$ 和 $Coz3$ 表示; $Controls$ 为控制变量; $Industry$ 、 $year$ 分别为行业和年份固定效应, ε_i 为误差项。

五、实证结果分析

(一) 描述性统计与相关性分析

表 2 结果表明企业间的金融化水平、共同机构所有权

存在较大差异。表 3 结果显示,共同机构所有权的三个代理变量($Coz1$ 、 $Coz2$ 、 $Coz3$)与 fin 的相关系数在 1% 或 5% 水平上显著为正。结果初步说明相较于未拥有共同机构所有权的上市公司,共同机构所有权企业的金融化程度更高,支持了“合谋同群”假说。

(二) 主回归结果

表 4 报告了“共同机构所有权——企业金融化”关系的基准回

表 2 样本描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>fin</i>	0.0642	0.0993	0.0000	0.0234	0.5238
Coz1	0.0986	0.2981	0.0000	0.0000	1.0000
Coz2	0.0694	0.2099	0.0000	0.0000	0.7945
Coz3	0.0260	0.0941	0.0000	0.0000	0.5432
Size	21.9070	1.3448	18.9510	21.7503	25.9998
Age	2.7721	0.4029	1.6094	2.8332	3.4965
Leverage	0.4400	0.2185	0.0515	0.4314	1.0763
Roa	0.0426	0.0735	-0.2885	0.0412	0.2490
Cf	0.0478	0.0751	-0.1941	0.0474	0.2622
Ppe	0.2267	0.1699	0.0019	0.1920	0.7263
Independent	0.3710	0.0534	0.2727	0.3333	0.5714
Dual	0.2682	0.4430	0.0000	0.0000	1.0000
Dsize	2.1424	0.2052	1.6094	2.1972	2.7081
Toptenrate	0.5925	0.1563	0.2297	0.6023	0.9498

表 3 主要变量相关性分析

变量	<i>fin</i>	Coz1	Coz2	Coz3
<i>fin</i>	1.0000			
Coz1	0.012 ***	1.000		
Coz2	0.012 **	0.999 ***	1.000	
Coz3	0.027 ***	0.834 ***	0.841 ***	1.000

注:***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

^①由于 2018 年的新会计准则中不再使用“持有至到期投资”和“可供出售金融资产”两个项目,因此在 2019 年及之后的样本数据中,本文使用了“债权投资”替代“持有至到期投资”,“其他债权投资”与“其他权益工具投资”的总和替代“可供出售金融资产”。

归结果,其中第(1)列至第(3)列分别涉及共同机构所有权的三个维度,即 $Coz1$ 、 $Coz2$ 和 $Coz3$,作为自变量的回归结果。共同机构所有权的系数在统计显著性水平为 1% 的情况下均显著为正。这些结果表明,共同机构所有权不仅未抑制企业的金融化行为,反而促使企业更倾向于配置金融资产,支持了假设 H2。

(三) 内生性检验

基准回归已经证实共同机构所有权会促进企业的金融化水平,但存在的内生性问题可能会导致该研究结论产生偏差。为提高结论的可信度,本文从以下三方面进行排除内生性问题的检验。

1. Heckman 两阶段模型

本文的研究结论可能会受到样本公司某些共同特征影响,而并非共同机构所有权形成的。为了排除样本自选择所引起的回归偏误,本文参考已有文献^[8],使用 Heckman 两阶段模型进行检验。第一阶段,构建 Probit 回归模型以考察上一期上市公司特征变量是否会影响其拥有共同机构所有权($Coz1$),具体模型如下:

$$Coz1_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Controls_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Coz1$ 为是否存在共同机构所有权的虚拟变量, $Controls$ 是模型(1)中滞后一期的控制变量, ε 为残差。将控制变量滞后是因为共同机构投资者在进行投资决策时,只能根据上期公司已经披露的信息来判断,在此基础上本文构建逆米尔斯比率(IMR)。

第二阶段,将逆米尔斯比率(IMR)作为控制变量放入模型(1)中,以此来纠正潜在的选择性偏差对研究结论的干扰。回归结果如表 5 列(1)和列(2)所示,逆米尔斯比率(IMR)与企业金融化(fin)显著负相关,说明样本存在自选择问题。在加入 IMR 后,共同机构所有权($Coz2$ 、 $Coz3$)的回归系数在对企业金融化(fin)检验中都在 1% 的显著性水平上显著为正,说明研究结论稳健。

2. PSM-OLS

为进一步控制内生性问题的影响,本文采用 PSM 检验方法,使用主回归中的控制变量作为匹配变量,将拥有共同机构投资者的企业($Coz1 = 1$)作为处理组,采用 1:1 最近邻匹配方法进行匹配,且通过了显著性检验。这意味着拥有共同机构投资者的企业,与那些在特征上相似但没有共同机构投资者的企业相比,其金融化水平平均高出 0.004。基于此结果,进一步对处理组和匹配上的对照组样本进行回归检验,回归结果如表 5 列(3)和列(4)所示,共同机构所有权($Coz2$ 、 $Coz3$)的系数均在 1% 水平上显著为正,这与主回归结果保持一致。

3. PSM-DID

采用多时期双重差分法模型(Time-varying DID)来估计共同机构投资者从无到有,企业金融化水平的差异。构建如下模型:

$$fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_After + \beta_2 Controls_{it} + \sum_j Firm_j + \sum_t year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

将样本公司中共同机构投资者从无到有的情况定义为处理组,其中 $Treat$ 取值为 1。同时,将始终没有共同机构投资者的样本作为对照组,对应的 $Treat$ 取值为 0。引入虚拟变量 $After$,用于区分存在共同机构所有权前后

表 4 共同机构所有权与企业金融化的基本回归

变量	(1) <i>fin</i>	(2) <i>fin</i>	(3) <i>fin</i>
$Coz1$	0.0050 *** (3.1178)		
$Coz2$		0.0070 *** (3.1158)	
$Coz3$			0.0393 *** (7.3213)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是
N	45239	45239	45239
R ²	0.1316	0.1316	0.1326

注:***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为 *t* 值,下同。

表 5 内生性检验

变量	Heckman 二阶段回归		PSM-OLS		PSM-DID
	(1) <i>fin</i>	(2) <i>fin</i>	(3) <i>fin</i>	(4) <i>fin</i>	(5) <i>fin</i>
$Coz2$	0.0082 *** (3.5021)		0.0080 *** (2.5893)		
$Coz3$		0.0398 *** (7.0892)		0.0391 *** (5.5655)	
<i>Treat_After</i>					0.0125 *** (2.8986)
<i>IMR</i>	-0.0129 *** (-2.8976)	-0.0126 *** (-2.8337)			
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	否
<i>Firm</i>	否	否	否	否	是
N	36914	36914	6578	6578	6578
R ²	0.1421	0.1431	0.1539	0.1575	0.0774

为进一步控制内生性问题的影响,本文采用 PSM 检验方法,使用主回归中的控制变量作为匹配变量,将拥有共同机构投资者的企业($Coz1 = 1$)作为处理组,采用 1:1 最近邻匹配方法进行匹配,且通过了显著性检验。这意味着拥有共同机构投资者的企业,与那些在特征上相似但没有共同机构投资者的企业相比,其金融化水平平均高出 0.004。基于此结果,进一步对处理组和匹配上的对照组样本进行回归检验,回归结果如表 5 列(3)和列(4)所示,共同机构所有权($Coz2$ 、 $Coz3$)的系数均在 1% 水平上显著为正,这与主回归结果保持一致。

3. PSM-DID

采用多时期双重差分法模型(Time-varying DID)来估计共同机构投资者从无到有,企业金融化水平的差异。构建如下模型:

$$fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_After + \beta_2 Controls_{it} + \sum_j Firm_j + \sum_t year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

将样本公司中共同机构投资者从无到有的情况定义为处理组,其中 $Treat$ 取值为 1。同时,将始终没有共同机构投资者的样本作为对照组,对应的 $Treat$ 取值为 0。引入虚拟变量 $After$,用于区分存在共同机构所有权前后

的年份,其中存在共同机构所有权前的年份取值为0,存在共同机构所有权后的年份取值为1。本文先采用了倾向得分匹配法(PSM),进行一对一最近邻匹配,以确保处理组和对照组在各种特征上具有类似性,然后进行进一步的检验。此外,为了更准确地探讨影响,我们在模型中引入了个体固定效应($Firm_i$ 为企业固定效应),以考虑不同企业间的差异。检验结果如表5列(5)所示,交互项 $Treat_After$ 的系数均显著为正。这表明当企业从没有共同机构所有权变更为有共同机构所有权后,金融化水平明显提高,这一结果增强了本文研究结论的可信度。

(四) 其他敏感性测试

为排除金融化指标的选取偏误对本文结果的干扰,本文构建 fin_1 来进行稳健性检验, fin_1 使用金融资产的自然对数进行衡量。用 fin_1 替换 fin 代入模型(1),结果如表6列(1)列至第(3)所示,研究结论依然成立。参照潘越等^[19]的研究,本文重新界定共同机构投资者,将其界定为同时持有同行业两家及以上上市公司不低于10%股份的机构投资者,重新计算得到共同机构所有权(Coz_1),并将其作为解释变量代入模型(1)中重新检验。结果如表6列(4)至列(6)所示,表明在更改解释变量测度方式后,本研究的结论稳健。2018年相关样本可能受到2017年财政部发布修订后的新金融工具准则的影响,进而对本文研究结论产生影响,本文以2003—2017年的样本数据进行回归检验。结果如表6列(7)至列(9)所示,表明研究结论稳健。

表6 稳健性检验

变量	更换金融化衡量方式			改变共同持股界定			样本区间变换		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	fin_1	fin_1	fin_1	fin	fin	fin	fin	fin	fin
$Coz1$	0.2022 *** (6.3354)						0.0123 *** (5.7840)		
$Coz2$		0.2911 *** (6.4101)						0.0173 *** (5.7580)	
$Coz3$			0.9706 *** (10.2631)						0.0555 *** (8.2222)
$Coz1_1$				0.0101 *** (5.4647)					
$Coz2_1$					0.0146 *** (5.4647)				
$Coz3_1$						0.0420 *** (7.556)			
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	45239	45239	45239	45239	45239	45239	26802	26802	26802
R ²	0.4053	0.4053	0.4062	0.1320	0.1320	0.1327	0.1939	0.1939	0.1954

六、机制检验

(一) 检验“协同治理”是否存在

1. 机构协同效应检验

产品市场竞争反映了企业所处行业外部经营环境,根据资本逐利的规律,资本总是趋向于流向投资回报率更高的行业,当产品市场竞争异常激烈且实体企业的投资回报率相对较低时,企业为获取额外的收益和规避风险,会倾向于将其经营资本引导至高风险、高回报的金融领域^[39]。这种行为通常出于管理层追求短期经营绩效改善的动机,以掩盖主营业务绩效下滑的现象^[40]。而共同机构所有权会促进组合内同业企业间建立战术联盟来提升合作水平,如通过促进战略重组、资源整合等方式来缓解组合内同业企业间的不利竞争,进而减少企业出于产品市场竞争动机而进行的金融投机活动。对此,本文采用与市场概念密切相关的勒纳指数来衡量产品市场竞争(PMC)^[41]。具体计算方法为 $PMC_{it} = 1 / ((P_{it} Q_{it} - AVC_{it} Q_{it}) / P_{it} Q_{it})$ 。其中 $P_{it} Q_{it}$ 代表总产出, $AVC_{it} Q_{it}$ 代表总成本。本文使用企业营业收入与营业成本代替总产出和总成本进行计算。

检验结果如表7所示,列(1)至列(3)的回归结果说明共同机构所有权会提升产品市场竞争的激烈程度。这表明共同机构所有权并不存在对企业金融化的机构协同效应,且列(4)至列(6)中共同机构所有权的回归系数在1%的水平上显著为正,结合产品市场竞争变量的回归系数可以判断,以上结果并不能证明共同机构所有权对企业金融化具有机构协同效应,从而降低企业金融化水平。

2. 监督治理效应检验

本文认为对公司的治理是共同机构投资者利用自身的信息和经验优势发现问题后发挥监督治理效应的有效手段,那么公司治理水平真的提高了吗?本文借鉴相关研究^[42],利用总资产周转率(*TTM*)测度公司治理水平,表示管理层的努力程度和资产管理效率,该数值越大,说明公司治理水平越好。

表 8 中,考察了共同机构所有权(*Coz*)对企业金融化(*fin*)的影响。结果显示,共同机构所有权(*Coz*)对公司治理(*TTM*)的系数在 1% 的水平上显著为负,表明共同机构所有权并未提升公司治理水平。且当公司治理代理变量(*TTM*)作为中介变量加入回归时,结果显示,*Coz1*、*Coz2*、*Coz3* 回归系数显著为正。以上结果说明没有足够的证据能表明共同机构所有权对公司金融化水平具有监督治理效应,从而降低公司金融化水平。

(二) 检验“合谋同群”是否存在

在理论分析中,共同机构所有权作用于企业金融化的“合谋同群假说”认为,共同机构投资者会追求投资组合的最大化价值,因此他们愿意看到投资组合内企业间进行私下沟通或心照不宣,以实现超额利润^[23]。在这种情况下,合谋同群所期望的回报将成为共同机构投资者干预其所企业投资决策的关键因素。当这一回报预期较高时,合谋同群的可能性也就越大,进而导致企业的实体投资不足,从而提升金融化水平。本文将围绕这一核心因素,分别从信息同群效应、竞争合谋效应两个维度进行探析,为“合谋同群假说”提供更为准确的实证识别结果。

1. 竞争合谋效应检验

根据委托代理理论,经理人并非总是以最大化股东利益为导向做决策,出于私利动机,他们更有可能滥用权力以谋取个人私利,从而导致代理问题显现明显。前文的理论分析指出,共同机构所有权会发挥竞争合谋效应加剧代理问题,更加倾向于短期收益,进一步促进企业金融活动,导致企业金融化水平提高。为了验证这一机制,本文计算了企业的管理费用率指标(管理费用/营业收入)作为衡量代理问题的变量(*ME*),该值越大企业的代理成本越高,并构建如下模型:

$$ME_u = \alpha_0 + \alpha_1 Coz_u + \alpha_2 Controls_u + \sum_j Industry_j + \sum_t year_t + \varepsilon_{ut} \quad (4)$$

$$fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \beta_2 ME_{uit} + \beta_3 Controls_{it} + \sum_j Industry_j + \sum_t year_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

利用 *ME* 进行中介效应模型回归,回归结果如表 9 所示,共同机构所有权(*Coz*)与代理成本(*ME*)的回归系数显著为正,同时将 *Coz* 与 *ME* 放入模型中,中介变量代理成本(*ME*)显著,结果支持了中介效应。这一结果表明,共同机构所有权的竞争合谋效应得以验证。

表 7 机构协同效应检验

变量	(1) <i>PMC</i>	(2) <i>PMC</i>	(3) <i>PCM</i>	(4) <i>fin</i>	(5) <i>fin</i>	(6) <i>fin</i>
<i>Coz1</i>	0.5222 *** (5.0565)			0.0048 *** (3.0439)		
<i>Coz2</i>		0.7285 *** (4.9544)			0.0068 *** (3.0404)	
<i>Coz3</i>			2.8573 *** (7.3721)			0.0389 *** (7.2455)
<i>PMC</i>				0.0001 (1.1683)	0.0001 (1.1700)	0.0001 (0.9279)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是
N	41860	41860	41860	41860	41860	41860
R ²	0.1965	0.1964	0.1977	0.1327	0.1327	0.1337

表 8 监督治理效应检验

变量	(1) <i>TTM</i>	(2) <i>TTM</i>	(3) <i>TTM</i>	(4) <i>fin</i>	(5) <i>fin</i>	(6) <i>fin</i>
<i>Coz1</i>	-1.4602 *** (-4.3140)			0.0054 *** (3.4086)		
<i>Coz2</i>		-2.0336 *** (-4.2569)			0.0076 *** (3.3989)	
<i>Coz3</i>			-6.2472 *** (-5.7814)			0.0413 *** (7.7438)
<i>TTM</i>				0.0003 *** (10.2830)	0.0003 *** (10.2819)	0.0003 *** (10.3977)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是
N	41860	41860	41860	41860	41860	41860
R ²	0.2424	0.2424	0.2427	0.1365	0.1365	0.1376

注:以上实证检验结果说明,共同机构所有权对企业金融化的“协同治理”假说并不成立。

2. 信息同群效应检验

共同机构投资者在同行业间的不同企业进行持股并参与具体的生产经营活动,其作为重要的信息中介能够发挥传递多元且异质的关键性信息。当企业的共同机构投资者从所投资的另一家企业获取其利用金融投资获取超额利益的相关信息后,就会产生信息同群效应,为了提高投资组合的价值最大化,就可能会增加组合内同业企业配置金融资产的比例,进而加剧企业的金融化程度。参照李秋梅和梁权熙^[38]的做法,本文计算了同一年份同行业拥有共同机构所有权企业金融化水平的均值,记为 FS ,反映金融化同步性,以此来衡量共同机构所有权的信息同群效应, FS 越高则表明信息传递越顺畅。

结果如表 10 所示,列(1)共同机构所有权($Coz3$)的系数在 1% 水平上显著为正,表明共同机构投资者持股比例越高,越能增强金融化同步性。列(2)结果说明金融化同步性 FS 的部分中介效应成立,印证了共同机构所有权的信息同群效应。

(三) 经济政策不确定性的调节作用

企业行为在一定程度上会受到经济政策的影响,彭俞超等^[43]研究表明,企业金融化水平会因经济政策不确定性的上升而受到抑制。经济政策不确定性上升,一方面,会引起股票市场的大幅波动,提高投资者的风险溢价水平;另一方面,还会引起金融资产价格的波动性上升、流动性下降,这将导致风险规避的经理人进行金融投机活动的意愿下降。为验证该猜想,本文采用经济政策不确定性(EPU)来反映经济形势的变化,将交互项 Coz_EPU 和 EPU 放入模型(1)中,以检验经济形势变化对共同机构所有权发挥合谋同群效应的影响。结果如表 11 所示,共同机构所有权(Coz)的回归系数显著为正,交互项 $Coz \times EPU$ 对 fin 的估计系数均在 1% 的水平上显著为负。这表明,随着经济政策不确定性的增加,会削弱共同机构所有权对企业金融化的合谋同群效应。

(四) 债权人监督的调节作用

为维护自身权益,债权人积极采用多种方式和手段,来增强对企业投资决策的干预,提高债权人履行对企业投资活动评估和监督职责的动机。

表 9 竞争合谋效应检验

变量	(1) <i>ME</i>	(2) <i>ME</i>	(3) <i>ME</i>	(4) <i>fin</i>	(5) <i>fin</i>	(6) <i>fin</i>
<i>Coz1</i>	0.0057 *** (4.6525)			0.0041 *** (2.6021)		
<i>Coz2</i>		0.0083 *** (4.8022)			0.0058 *** (2.5820)	
<i>Coz3</i>			0.0101 *** (2.8203)			0.0378 *** (7.0587)
<i>ME</i>				0.1363 *** (15.9751)	0.1363 *** (15.9743)	0.1362 *** (15.9637)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是
N	41860	41860	41860	41860	41860	41860
R ²	0.2638	0.2638	0.2636	0.1455	0.1455	0.1465

表 10 信息同群效应检验

变量	(1) <i>FS</i>	(2) <i>fin</i>
<i>Coz3</i>	0.0072 *** (3.8504)	0.0323 *** (6.6361)
<i>FS</i>		0.9677 *** (37.5039)
<i>Controls</i>	是	是
<i>Year</i>	是	是
<i>Industry</i>	是	是
N	41907	41907
R ²	0.6241	0.1688

表 11 经济政策不确定性、债权人监督的调节作用

变量	经济政策不确定性			债权人监督		
	<i>fin</i>	<i>fin</i>	<i>fin</i>	<i>fin</i>	<i>fin</i>	<i>fin</i>
<i>EPU_Coz1</i>	-0.0064 *** (-11.1039)					
<i>EPU_Coz2</i>		-0.0092 *** (-11.0615)				
<i>EPU_Coz3</i>			-0.0265 *** (-9.8544)			
<i>Coz1_Debt</i>				-0.0260 ** (-2.4836)		
<i>Coz2_Debt</i>					-0.0361 ** (-2.5145)	
<i>Coz3_Debt</i>						-0.0990 *** (-3.8107)
<i>Coz1</i>	0.0277 *** (10.1242)			0.0120 *** (4.4028)		
<i>Coz2</i>		0.0397 *** (10.1235)			0.0169 *** (4.4526)	
<i>Coz3</i>			0.1098 *** (11.4610)			0.0623 *** (7.3882)
<i>EPU</i>	-0.0069 *** (-8.9150)	-0.0069 *** (-8.9245)	-0.0069 *** (-8.9191)			
<i>Debt</i>				0.0005 (0.5102)	0.0005 (0.5102)	0.0006 (0.5729)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是
N	45239	45239	45239	31306	31306	31306
R ²	0.1337	0.1337	0.1343	0.1659	0.1659	0.1672

因此,债权人能有效监管企业,发挥“监督”作用,抑制共同机构所有权的合谋同群效应。为了检验债权人监督效应对共同机构所有权与企业金融化影响的调节效应,我们构建了 *Coz_Debt* 的交互项,加入模型(1)进行检验。使用 *Debt* 来衡量债权人的监督效应,它是企业长期借款与短期借款的总和与企业总资产的比值,随着 *Debt* 的提高,债权人监督效应也会增强。表 11 的回归结果表明,随着债权人监督力度的增强,可以抑制共同机构所有权对企业金融化的合谋同群效应。

七、进一步讨论

(一) 同行业势力的影响

共同机构投资者的同行业势力会对共同机构所有权发挥合谋同群效应产生较大影响,如果其同行业势力越大,那么越有能力利用外部同行业势力的信息,加剧上市公司的金融化程度。本文参考相关研究^[8,19],引入共同机构所有权同行业势力指标(*CozP*),并将其替换 *Coz* 代入模型(1)进行检验。同行业势力指标(*CozP*)具体计算方法为:对于每家企业,在每个季度内,计算共同机构投资者持股的同行业企业数量,随后计算年度均值,最后加 1 取自然对数。如表 12 列(1)所示,*CozP* 的系数显著为正,这表明随着共同机构所有权形成的同行业势力增大,企业更有可能采取金融化行为。这一检验结果支持共同机构所有权对企业金融化的合谋同群效应。

表 12 进一步讨论

变量	同行业势力		产权性质				金融资产配置结构			
	(1) <i>fin</i>	(2) <i>fin</i>	(3) <i>fin</i>	(4) <i>fin</i>	(5) <i>Dfin</i>	(6) <i>Dfin</i>	(7) <i>Dfin</i>	(8) <i>Cfin</i>	(9) <i>Cfin</i>	(10) <i>Cfin</i>
<i>CozP</i>	0.0020 * (1.7239)									
<i>Coz1</i>		0.0066 *** (3.3466)		0.3901 *** (5.5069)			0.2362 *** (-2.4028)			
<i>Coz2</i>			0.0092 *** (3.3310)		0.5712 *** (5.6698)			0.3430 *** (7.9041)		
<i>Coz3</i>				0.0380 *** (6.7348)		1.4158 *** (5.5417)			1.0815 *** (12.0637)	
<i>Soe_Coz1</i>		-0.0094 *** (-3.0646)								
<i>Soe_Coz2</i>			-0.0134 *** (-3.0377)							
<i>Soe_Coz3</i>				-0.0662 ** (-2.9152)						
<i>Soe</i>		-0.0089 *** (-7.3118)	-0.0089 *** (-7.3275)	-0.0083 *** (-6.9425)						
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	36108	41907	41907	41907	12988	12988	12988	33539	33539	33539
R ²	0.1435	0.1329	0.1329	0.1336	0.3589	0.3590	0.3591	0.4508	0.4508	0.4518

(二) 产权性质的影响

国有企业和民营企业因在产权性质上的差异,所体现的公司治理和经营目标方面存在显著差异。共同机构投资者对国有企业的影响可能被行政所干扰,而非国企则不存在这方面的屏障。国有企业更多地承担了社会责任,例如缴纳更多的税收,雇佣更多的员工,替政府承担更多的社会和政治任务等。为此,本文在模型(1)中加入国有控股变量(*Soe*)与共同机构所有权(*Coz*)的交乘项(*Soe_Coz*),回归结果如表 12 列(2)和列(3)所示。*Soe_Coz* 的系数在 1% 的水平上显著为负,而共同机构所有权(*Coz*)的系数仍然显著为正。这一结果表明,共同机构所有权对企业金融化程度的影响确实主要存在于非国有企业中,对国有企业而言,共同机构投资者的影响相对较小。

(三) 金融资产配置结构

不同类型的金融资产,具有不同的期限和流动性。前文的研究已表明共同机构所有权会促进企业金融化,那么其对企业金融资产的配置结构是否也会产生不同的偏好?为此,本文估计了共同机构所有权对不同类型金

融资资产配置的影响,以金融资产的自然对数来衡量短期金融资产($Dfin$)和长期金融资产($Cfin$)的配置^[51],代替模型(1)中的 fin ,对其分别进行回归。回归结果如表12列(5)至列(10)所示,共同机构所有权的回归系数均在1%的水平下显著为正,但共同机构所有权对短期金融资产的回归系数要大于其对长期金融资产的回归系数。这表明共同机构所有权会导致企业金融资产配置结构更倾向于投机性短期金融资产,说明共同机构所有权在提高企业金融化水平的同时,在金融资产配置方面更倾向于配置短期金融资产。

八、结论与政策建议

本文从共同机构所有权这一市场化视角,构建“共同机构所有权—协同治理效应/合谋同群效应—赋能实体/促进金融化”的理论分析框架,基于2003—2021年中国A股上市公司数据,实证检验了共同机构所有权对企业金融化的“协同治理”假说和“合谋同群”假说。研究结果表明:第一,共同机构所有权发挥了合谋同群效应,促进了企业金融化。在进行一系列内生性和稳健性检验之后,回归结论依然成立。第二,共同机构所有权并未发挥协同治理效应抑制企业金融化,而是发挥了合谋同群效应通过加快金融化同步性、加剧代理问题来促进企业金融化,宏观经济政策不确定性和债权人监督削弱了共同机构所有权的合谋同群效应。第三,共同机构所有权的合谋同群效应随着同行业势力的增强而加剧,并且在非国有企业中更为显著,且在促进企业金融化的同时更倾向于配置投机性短期金融资产。

本文的研究结论对我国防止经济进一步“脱实向虚”带来了一定现实启示。第一,企业应谨慎借助共同机构所有权的优势。共同机构投资者具有的丰富管理经验和信息资源优势,能促使组合内同业企业间的信息共享和战略协作,但要注意其会触发企业间金融信息同群效应及竞争合谋效应,进而促进企业金融化,引致资产泡沫化。第二,共同机构投资者应积极发挥协同治理作用。近年来,中国经济增长步伐逐渐放缓,市场竞争程度日益激烈,共同机构投资者通过投资同业企业,并试图通过组合内同业企业发挥合谋效应以此来提高组合投资的价值最大化,严重损害了企业的市场价值。共同机构投资者应凭借具有的信息、资源优势与丰富治理经验等发挥协同治理作用,帮助上市公司提高核心竞争力。第三,政府部门发挥好监管作用,让共同机构所有权模式为中国经济高质量发展和构建高水平社会主义市场经济体制而服务。政府部门要了解共同机构投资者,深化对其治理角色的认知,在综合识别共同机构所有权促进企业金融投资行为的基础上,制定有效的法规条例,并通过相应信息披露方式加以监督。

参考文献:

- [1] Duchin R, Gilbert T, Harford J, et al. Precautionary savings with risky assets: When cash is not cash[J]. The Journal of Finance, 2017, 72(2): 793–852.
- [2] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, 2019(5): 136–154.
- [3] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017(12): 113–131.
- [4] 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, 2017(9): 5–24.
- [5] 张成思, 张步昙. 再论金融与实体经济: 经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015(6): 56–66.
- [6] 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.
- [7] Chen Y, Li Q, Ng J. Institutional cross-ownership and corporate financing of investment opportunities[R]. SSRN Working Paper, 2018
- [8] 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.
- [9] Opler T, Pinkowitz L, Stulz R, et al. The determinants and implications of corporate cash holdings[J]. Journal of Financial Economics, 1999, 52(1): 3–46.
- [10] Duchin R. Cash holdings and corporate diversification[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(3): 955–992.
- [11] Demir F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets[J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(2): 314–324.
- [12] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究, 2015(6): 111–127.
- [13] Orhangazi H. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy [J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32(6): 863–886.
- [14] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016(12): 32–46.
- [15] Su K, Liu H. Financialization of manufacturing companies and corporate innovation: Lessons from an emerging economy[J]. Managerial and Decision Economics, 2021, 42(4): 863–875.
- [16] 段军山, 庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2021(1): 155–173.

- [17] 胡奕明,王雪婷,张瑾.金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2017(1):181–194.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] 杜勇,马文龙.机构共同持股与企业全要素生产率[J].上海财经大学学报,2021(5):81–95.
- [21] 周冬华,黄沁雪.共同所有权与会计信息可比性——来自中国资本市场的经验证据[J].会计与经济研究,2021(4):3–22.
- [22] Koch A,Panayides M,Thomas S. Common ownership and competition in product markets[J]. Journal of Financial Economics,2021,139(1):109–137.
- [23] Azar J,Schmalz M C,Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance,2018,73(4):1513–1565.
- [24] Hart O D. On shareholder unanimity in large stock market economies[J]. Econometrica:Journal of The Econometric Society,1979,47(5):1057–1083.
- [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] 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.
- [27] Gilo D,Moshe Y,Spiegel Y. Partial cross ownership and tacit collusion[J]. The Rand Journal of Economics,2006,37(1):81–99.
- [28] 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.
- [29] 林钟高,刘文庆.连锁股东会影响企业投资吗?——基于金融资产配置的检验[J].财务研究,2022(3):75–88.
- [30] Han S,Qiu J. Corporate precautionary cash holdings[J]. Journal of Corporate Finance,2007,13(1):43–57.
- [31] Stulz R M. 5. Rethinking risk management[M]. Corporate Risk Management. Columbia University Press,2008:87–120.
- [32] 王永钦,刘紫寒,李婧,等.识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J].管理世界,2015(12):24–40.
- [33] 杨海生,柳建华,连玉君,等.企业投资决策中的同行效应研究:模仿与学习[J].经济学(季刊),2020,19(4):1375–1400.
- [34] 杜善重,马连福.连锁股东对企业风险承担的影响研究[J].管理学报,2022(1):27–35.
- [35] 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,2019,41(12):161–185.
- [36] Edmans A,Levit D,Reilly D. Governance under common ownership[J]. The Review of Financial Studies,2019,32(7):2673–2719.
- [37] Leary M. T. ,Roberts M. R. Do peer firms affect corporate financial policy? [J]. The Journal of Finance,2014,69(1):139–178.
- [38] 李秋梅,梁权熙.企业“脱实向虚”如何传染?——基于同群效应的视角[J].财经研究,2020(8):140–155.
- [39] 张成思.金融化的逻辑与反思[J].经济研究,2019(11):4–20.
- [40] 戴泽伟,潘松剑.高管金融经历与实体企业金融化[J].世界经济文汇,2019(2):76–99.
- [41] Griffith R. Product market competition,efficiency and agency costs:An Empirical analysis[R]. IFS Working papers,2001.
- [42] 沈红波,华凌昊,许基集.国有企业实施员工持股计划的经营绩效:激励相容还是激励不足[J].管理世界,2018(11):121–133.
- [43] 彭俞超,韩珣,李建军.经济政策不确定性与企业金融化[J].中国工业经济,2018(1):137–155.
- [44] 廖冠民,沈红波.国有企业的政策性负担:动因、后果及治理[J].中国工业经济,2014(6):96–108.

[责任编辑:杨志辉]

The Impact of Common Ownership on Corporate Financialization: Facilitator or Disincentive

DENG Mingjun^{1a,1b,2}, TANG Hao^{1c}, LUO Wenbing^{1c,2}

(1. a. Research Centre for Big Data and Intelligent Decision Making b. Research Centre for Quality Development of Regional Economy
c. School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China;
2. Hunan Strategic Emerging Industries Research Base, Xiangtan 411201, China)

Abstract: Based on the data of China's A-share listed firms from 2003 to 2021, we empirically examine the effect of common ownership on the financialization of firms and its mechanism of action. The findings suggest that common ownership exerts a collusive cohort effect and promotes the financialization of firms. Mechanism tests find that common ownership promotes corporate financialization by accelerating financialization synchronicity and exacerbating agency problems, and that macroeconomic policy uncertainty and creditor supervision weakens the collusive cohort effect of common ownership. Heterogeneity analyses find that the collusive cohort effect of common ownership is more pronounced in samples with higher same industry power or non-state enterprise, and a greater tendency to allocate speculative short-term financial assets while promoting the financialization of firms. This paper not only provides new evidence for the collusive cohort effect of common ownership, but also provides some theoretical reference for the government to guide the enterprises “from the virtual to the real”.

Key Words: common ownership; corporate financialization; collaborative governance; collusion cohort; from virtual to the real; financial assets investment