

机构投资者抱团与企业金融资产动态配置: “监督”抑或“合谋”?



邵剑兵 李娜

(辽宁大学经济学部商学院,辽宁 沈阳 110036)

内容提要:金融资产的收敛速度反映了企业金融资产动态配置的效果,机构投资者团体作为企业金融决策的重要参与者,对金融资产收敛速度发挥何种作用尚未明确。本文选取 2007—2020 年沪深 A 股上市公司数据,利用 Python 运行 Louvain 算法和 Bron-Kerbosch 算法识别并计算机构投资者抱团持股比例,探究机构投资者抱团对金融资产收敛速度的作用。结果表明,金融资产动态配置过程中存在“最优值”,机构投资者抱团对金融资产收敛速度产生倒 U 型调节作用。在进行稳健性检验与内生性检验后,结论依然成立。机制检验表明,机构投资者抱团影响了金融资产配置过程中的成本以及决策者配置金融资产的意愿,进而作用于金融资产收敛速度。效应识别表明,机构投资者抱团持股比例适度时,发挥了有效监督效应;持股比例过大时,发挥了合谋效应,排除了过度监督效应存在的可能性。进一步检验可知,在非国有、投机以及庞氏融资型企业中,机构投资者抱团对金融资产收敛速度作用更明显;机构投资者抱团的治理效应在专注型机构投资者团体中、金融市场信息不对称程度高时作用更强;适度规模的机构投资者抱团能加快企业金融资产收敛速度,进而提升企业未来主业业绩以及外部资本市场稳定性。本文的结论为理解机构投资者抱团的治理效应,治理企业“过度金融化”问题以及为金融资产动态配置的研究提供了新的视角。

关键词:机构投资者抱团 金融资产收敛速度 监督效应 合谋效应 金融市场信息不对称

中图分类号:F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)09—0122—23

一、引言

党的二十大报告指出,要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,并强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险的底线。当前实体企业的实体投资率下降与金融化投资上升并行是中国经济运行的重要特征(张成思和张步昙,2015)^[1]。据全社会固定资产投资统计数据显示,固定资产投资增长率在 2020 年、2021 年、2022 年三年较疫情前的 2019 年分别下降 48.2%、5.45% 以及 6.23%,而金融资产投资(A 股上市公司)在 2020—2022 年较 2019 年提升 19.03%、29.35% 以及 19.04%，“脱实向虚”的经济金融化趋势仍明显。从微观企业

收稿日期:2022-06-17

* 基金项目:国家社会科学基金项目“大数据情境下国有企业高管层激励与监管动态耦合研究”(18BGL081);辽宁大学学术型研究生科研创新项目“共同机构所有权与实体企业金融化:协同治理还是竞争合谋”(21GIP004)。

作者简介:邵剑兵,男,教授,博士生导师,研究方向为公司治理与战略管理,电子邮箱:550120845@qq.com;李娜,女,博士研究生,研究方向为公司治理与企业创新,电子邮箱:1390784446@qq.com。通讯作者:李娜。

角度,企业的金融化被划分为低度金融化、适度金融化与过度金融化(于连超等,2022)^[2],低度金融化并不会对企业主业发展产生严重影响,而过度金融化不仅阻碍企业当前及长远发展(Tori和Onaran,2017)^[3],也会使得资本市场畸形膨胀。根据测算,2007—2020年沪深A股上市公司约78%的企业存在过度金融化,金融化水平在适度范围内的仅有8%。恒大等企业的“过度金融化”不仅使其自身深陷债务危机,也将风险传递至上下游企业乃至资本市场。故识别企业当前金融化程度,将金融化水平控制在适度范围内,进行“过度金融化”预警显得尤为重要。在此背景下,本文使用局部金融资产动态调整模型,识别企业金融资产当前及最优配置水平,从而进一步探究向最优值调整的驱动因素。

企业层面的金融化行为源于金融发展对股东价值施加何种影响(Froud等,2000)^[4],凯恩斯主义学派认为,股东价值导向常常会导致管理层更趋向于短期获利,从而配置更多的金融资产(Stockhammer,2006^[5];Crotty和Epstein,2009^[6])。基于股东价值导向,学者从控股股东(杜勇和陆鑫,2021)^[7]、单个机构投资者以及机构投资者网络(刘伟和曹瑜强,2018^[8];马连福等,2021^[9])等视角探究了静态金融资产配置问题。机构投资者作为企业金融决策的重要参与者,本文聚焦于金融资产动态配置过程,探究机构投资者抱团对金融资产收敛速度发挥何种影响。与既往研究相比,首先,机构投资者抱团具备更强的治理动机与能力,相比于个体机构投资者与机构投资者网络,机构投资者抱团是利用社会网络算法识别出网络中自发团簇的网络参与者,因而能反映出其参与治理过程的前置动机(刘新争和高闯,2021)^[10]。机构投资者抱团的联结更紧密,具备更强的治理动机与能力。其次,相较于金融资产静态配置过程,金融资产动态配置是“股东—管理层”权衡调整成本与调整收益的过程,更重视金融资产配置的动机与能力,即金融资产动态配置过程不仅关注金融资产配置数值的“标量”变化,也关注金融资产收敛速度等“矢量”变化。企业金融资产的动态配置过程可以用动态权衡理论予以解释,即目标金融资产随时间不断调整,调整成本与调整收益的权衡影响了金融资产向目标值的收敛速度;同时,金融资产的收敛速度反映了企业金融资产动态配置的效果,也直接影响企业价值的实现。

在实务中可以发现机构投资者抱团对企业金融决策的作用非常明显,五粮液和茅台作为白酒行业的两大龙头,一直受到机构投资者团体的青睐,而发展背景相似的两家企业的金融资产配置却存在差异。五粮液将金融化的收益更多投入到医疗、造车等非主业,在机构投资者抱团推动下出现泡沫破裂的现象;而反观茅台集团,抱团资金注入后仍坚持主业,金融化的收益反哺了主业发展。由此可以看出机构投资者抱团产生两种不同的治理效果。究其原因,复杂网络理论认为,投资者之间的合作行为是自发团簇(Szabo和Gabor,2007)^[11],是综合考虑投资者能为其他合作个体带来直接或间接收益以及充当背叛者的成本后的结果(Mcnally和Jackson,2012)^[12]。故一方面,机构投资者抱团表现为监督效应,机构投资者抱团能够提升上市公司信息透明度,抑制控股股东私利行为(刘新争和高闯,2021)^[10];另一方面,机构投资者抱团表现为合谋效应,机构投资者团体加剧高管超额薪酬(刘新民等,2021)^[13]、提升股价崩盘风险(吴晓晖等,2019)^[14]。可以推断,在金融资产动态配置过程中,机构投资者作为金融决策的重要影响者,其抱团行为对金融资产收敛速度也会存在两种效应。

本文的边际贡献如下:(1)基于机构投资者抱团视角探究了金融资产收敛速度的影响因素,为企业识别当前金融资产配置水平、驱动金融资产向最优值调整提供了新思路。已有研究多探究静态金融资产配置问题,基于动态金融资产配置的研究较少。仅有学者探究了营商环境、企业家精神对金融资产收敛速度的影响(吴娜等,2021)^[15],但未基于内部治理视角探究深层次机制。本研究基于“机构投资者抱团—双重代理问题—金融资产动态配置”逻辑链条,为股东参与金融资产动态配置提供了文献补充。(2)为机构投资者团体参与公司治理的经济后果提供了增量研究。目前,

对于机构投资者抱团的治理效应仍存在争议,本研究认为机构投资者抱团的治理效应体现在不同的治理情境:第一,考虑其持股比例,在适度的比例范围内,抱团能够发挥有效监督作用,而超过一定阈值,则会产生过度监督或合谋作用;第二,考虑企业异质性,本文将企业按产权性质划分为国企、非国有企业;按照金融安全性水平划分为对冲型、投机型、庞氏融资型企业;第三,考虑机构投资者抱团异质性,不同类型的机构投资者抱团治理效应也不同。(3)探究了机构投资者抱团在金融资产动态配置过程中的作用机制。本研究基于金融资产配置过程中的成本与决策者金融资产配置意愿的分析,探究了机构投资者抱团对金融资产收敛速度的影响,并进行了实证检验。以往学者在对现金、营运资本以及资本结构调整速度的分析中虽提及降低调整成本、提升决策者调整意愿为提升收敛速度的重要途径,但较少涉及实证分析。

二、理论分析与研究假设

1. 金融资产动态配置及其影响因素

目标金融资产理论提及,企业金融资产存在最优配置水平,理应探究金融资产向最优值调整的过程及其影响因素(吴娜等,2021)^[15]。金融资产配置是一个动态过程,除了要关注金融资产配置数额的标量变化,也涉及到金融资产收敛速度等矢量变化。金融资产收敛速度指的是企业金融资产向目标金融资产收敛的速度,金融资产收敛速度是金融资产动态配置过程的直观刻画。当前对于金融资产动态配置的研究较少,现有多是考虑现金、营运资本以及资本结构的动态配置问题。学者已证实企业存在最优现金持有量,企业的现金持有量会向最优值进行动态调整(连玉君和苏治,2008)^[16]。同样,学者也证实了企业的营运资本存在最优目标值以及目标资本结构(吴娜,2013^[17];胡建雄和茅宁,2014^[18])。金融资产是否存在目标值?本研究认为金融资产动态配置研究与已有研究存在两方面的承接:其一,金融资产与营运资本存在大规模要素重合(吴娜等,2021)^[15],类比营运资本,金融资产也应存在目标值。其二,借鉴动态权衡理论的逻辑,企业在金融资产动态配置过程中存在成本与收益的权衡,进而确定目标金融资产取值。企业金融资产配置过程中存在“套利”动机与“蓄水池”动机(余怒涛等,2023)^[19],在两种动机下,企业需要权衡成本与收益。“套利”动机驱使企业通过配置金融资产获取金融投资收益,提升企业价值,但不可否认金融资产配置活动的风险性,也存在收益损失的隐患以及交易过程中的交易成本;“蓄水池”动机驱使企业通过金融资产收益反哺日常经营,在此过程中需考虑机会成本、调整成本等。

已有学者从企业自身特征以及外部视角等方面探究了制约目标现金持有量、目标营运资本以及目标资本结构的因素。第一,基于企业自身特征。学者探究了自身风险和收益的权衡(孙兰兰和王竹泉,2017)^[20]、创新投资水平(吴娜等,2017)^[21]、管理层制衡强度(戴雨晴和李心合,2021)^[22]等对目标现金持有量、目标营运资本以及目标资本结构的影响。第二,基于外部视角。已有研究探究了经济周期(吴娜,2013)^[17]、供应链集中度与行业景气程度(孙兰兰和王竹泉,2017)^[20]、市场化进程(吴娜等,2017)^[21]、供应链金融(潘爱玲等,2021)^[23]等外生影响因素。基于已有文献的梳理,金融资产应存在目标最优值。结合调整因素分析可知,内部与外部均存在影响金融资产动态配置的因素,当前尚未有研究从内部治理视角入手分析金融资产动态配置问题。本文引入动态权衡理论,从“机构投资者抱团-双重代理问题-金融资产收敛速度”思路出发,着力解决这一问题。

2. 机构投资者抱团对金融资产收敛速度的影响

在中国资本市场,机构投资者普遍持股分散、比例低,在“一股独大”的治理情境中难以发挥“用手投票”治理作用。此外,机构投资者缺乏动机与能力参与治理,多采取“搭便车”行为(刘新争和高闯,2021)^[10]。有研究表明,机构投资者并非单独决策,而在事前进行私下协商(Pool等,

2015)^[24];进一步研究发现,投资者的直接沟通是企业进行投资决策选择的重要诱因(Shiller和Pound,1989)^[25]。也就是说,当前投资决策行为的制定很可能源于机构投资者间的交互作用。

传统的合作网络治理机制研究多从亲缘、校友等社会网络关系、声誉网络、惩罚机制及网络互惠等视角展开,但传统合作机制研究的弊端是以合作者之间集体行动为前提,忽略了合作者的自发行动,且都是进行事后分析。随着复杂网络兴起,合作机制逐渐可以识别合作者间的主观能动性,从而为事前投资行为的分析提供了支持。其作用机制表现在复杂网络结构促使个体自发形成团体,成员之间的互动促进了囚徒困境博弈的演化进而形成合作机制,而合作机制的本质在于其能为其他合作个体带来直接或间接收益,而这些收益高于充当背叛者的成本,最终促进了稳定的合作模式产生(Mcnally和Jackson,2012)^[12]。故机构投资者在参与企业治理过程中,也会通过自发抱团形成合作,进而提升治理效力。与个体机构投资者和整体持股网络相比,机构投资者抱团能够促进信息流通与资源共享,一方面“用手治理”程度增强,机构投资者团体持股比例的集中使得个体“搭便车”成本增加,更易通过抱团集中持股发挥监督效用;另一方面,“同进同出”使得机构投资者捆绑效应增强,“退出威胁”监督效应减弱,机构投资者更易与管理层合谋。

结合前文分析,金融资产配置是一个动态过程,需确定配置过程的成本与收益,进而确定目标金融资产的取值及向目标值的收敛速度。将动态权衡理论应用于金融资产动态配置过程中可知,企业存在理论上的目标金融资产,并在考虑调整成本与收益后,将现有的金融资产水平向目标值趋近。而当存在内外部多重制约条件下,提升金融资产收敛速度的有力措施是降低调整成本(Leary和Roberts,2005)^[26]。机构投资者抱团存在监督与合谋两种治理效应,故在“机构投资者抱团-金融资产收敛速度”影响过程中,一方面受机构投资者抱团治理效应的影响,企业调整成本会发生变化,表现在信息搜寻成本、调整成本、交易成本、代理成本等方面;另一方面,金融资产收敛速度也是决策者主观能动性的体现。故下文通过对抱团治理过程中调整成本与调整意愿的分析,探究金融资产收敛速度如何变化。

(1) 监督效应。机构投资者团体的监督效应可分为有效监督效应和过度监督效应。在有效监督效应驱动下,机构投资者抱团会促使金融资产向目标值收敛;在过度监督效应驱动下,机构投资者团体产生的“强监督”可能会使代理人与控股股东的金融投资风险倾向降低,不利于金融化决策的制定。

考虑有效监督效应,首先,基于信息共享视角,机构投资者抱团能够促进机构投资者个体间沟通和交流(Pool等,2015)^[24],团体成员间信息共享程度提高(Marcoux和Lusseau,2013)^[27],进而降低信息搜索与交换成本(Crane等,2019)^[28],并提升其谈判能力与监督水平(Bradley等,2010)^[29]。一方面,机构投资者通过自身以及团体间联结及时捕获金融投资机会,并提醒管理层开展金融资产投资活动(杨德明和毕建琴,2019)^[30],基于管理者认知理论,机构投资者抱团能够为其带来及时的投资信息以及技术、智力资本,从而帮助决策者应对金融资产配置带来的风险与问题,使其加大对金融资产的投资,决策者调整意愿的增强使得金融资产以较快的速度向目标值收敛;另一方面,抱团使得个体机构投资者聚成网络团体,相对比分散机构投资者来说,个体间信息共享程度提升、信息搜寻与交换成本降低、合作的可能性增大,“同进同退”也增强了机构投资者的治理效力,进而加快金融资产的收敛速度。其次,基于代理成本视角,抱团能够发挥有效监督效应,对控股股东以及管理层利益攫取产生抑制作用。一方面,管理层可能出于个人私利及声誉维持动机过度配置金融资产,从而损害企业已有的经营业务,同样,管理层也可能基于维持股价、避免个人利益损失的动机不进行金融资产配置(潘越等,2020)^[31],机构投资者抱团能够抑制管理层不进行或过度进行金融资产配置的动机,从而加快了金融资产收敛速度;另一方面,抱团抑制了控股股东的掏空行为,控股股东在享有较大控制权时,会要求企业进行关联交易与投资(Johnson等,2000)^[32],进而过度配置金融资产,另外,控股股东也会进行私利攫取,侵占金融资产(杜勇和陆鑫,2021)^[7]。机构投资者

的抱团致使其“用手治理”能力增强,对控股股东利用金融资产的超额配置以及金融资产侵占行为产生抑制作用,机构投资者抱团的治理效力与效益提升,进而加快了金融资产向目标值的收敛速度。综合来说,基于动态权衡理论,若机构投资者团体发挥了有效监督效应,机构投资者抱团促使机构投资者间信息搜寻成本降低、“搭便车”成本提升、监督的治理效力与效益提升,向目标金融资产收敛的调整成本与交易成本均低于偏移目标金融资产的转移成本,即金融资产收敛速度加快。因此,本文提出如下假设:

H_{1a} :基于有效监督效应,在其他条件不变时,机构投资者抱团加快了企业金融资产收敛速度。

在过度监督效应驱使下,机构投资者抱团对金融资产收敛速度可能会产生负向影响,原因如下:一方面,机构投资者团体的过度监督效应可能会降低决策者的金融资产配置意愿,减慢了金融资产收敛速度。作为具有紧密联结的机构投资者团体,其会产生“同进同退”效应,强化监督效力;并且随着企业的负面信息曝光,机构投资者团体会“集体出逃”,提升股价崩盘的可能性(吴晓晖等,2019)^[14]。为避免“踩踏”悲剧,管理层和控股股东也会竭力向机构投资者团体传递利好信号,减少损害企业价值的行为。在机构投资者团体过度监督效应以及向投资者传递利好信号的双重动机下,控股股东与决策者的机会主义以及主观能动性降低,决策也更趋于保守(朱冰等,2018)^[33]。即机构投资者团体的过度监督效应使得决策者金融资产的配置意愿降低。另一方面,机构投资者团体的过度监督效应也使得金融资产动态调整过程中的调整成本高于转移成本,减慢了金融资产收敛速度。过度监督使得决策者或控股股东将注意力置于维稳企业业绩、进行成本控制等保守决策方面,使得企业向金融资产目标值调整的成本提升。因此,本文提出如下假设:

H_{1b} :基于过度监督效应,在其他条件不变时,机构投资者抱团减慢了金融资产收敛速度。

(2)合谋效应。个体机构投资者联结形成团体,不仅增强其“用手投票”的能力,也会结成利益联盟(Ali和Miller,2013)^[34]。机构投资者也会存在受托责任压力,更关注投资组合的年度收益率(陈旭东等,2020)^[35],例如机构投资者倾向于在白马板块、高景气度产业以及战略新兴产业抱团,故机构团体也与管理层、大股东合谋。其一,抱团形成的团体中各成员相互联结,彼此在信息、资源、技能以及关系网络等方面进行优势互补,提升与控股股东以及管理层谈判的优势与资本市场的影响力,从而更易达到合谋条件(刘新争和高闯,2021)^[10]。持股比例更大的机构投资者更易与管理层以及大股东合谋(Schnatterly等,2008)^[36],实现团体价值最大化,从而不配置或过度配置金融资产,此时偏离目标金融资产的成本更低、私利攫取的获益更大,金融资产的收敛速度越慢。其二,机构投资者抱团也会增加机构投资者间的协调成本,对抱团合作产生阻碍作用,协调成本会增强合谋动机(刘新争和高闯,2021)^[10]。其三,机构投资者抱团会减弱退出威胁的治理效应。在股权分散时,机构投资者会通过退出威慑管理层,达到正向治理作用(McCahey等,2016)^[37],而抱团的“同进同出”弱化了机构投资者间的竞争程度,激进交易与获取企业特质信息的强度减弱,降低了单个投资者的退出威胁动机(葛瑶,2019)^[38],监督效应减弱合谋效应增强。其四,抱团会产生信息资源冗余,团体内的机构投资者更倾向于相似的投资组合(边燕杰和张文宏,2001)^[39],例如机构投资者抱团扎堆投资高景气行业的龙头股,涉及稀土、白酒、能源等行业,抱团的机构投资者的投资结构差别不大,故团体内成员为获取异质性资源也倾向于与管理层、控股股东进行合谋。综合来说,基于动态权衡理论,机构投资者抱团也会使得团体成员的协调成本提升、单个机构投资者的退出成本提高;合谋时的偏离成本更低、超额收益提升。故目标金融资产收敛的调整成本与交易成本高于偏移目标金融资产的转移成本,逐渐减慢金融资产的收敛速度。因此,本文提出如下假设:

H_{1c} :基于合谋效应,在其他条件不变时,机构投资者抱团减慢了金融资产收敛速度。

(3)联合效应。由前文可知,机构投资者抱团存在监督与合谋两种效应,另外,需要考虑到治理效应的出现是否存在预设条件,即随着机构投资者抱团持股阈值的改变,呈现不同的治理效应。

据此分析可知,一方面,随着抱团持股比例的增加,分散的机构投资者通过自发抱团提高了监督水平与治理效力。此时的监督为有效监督,机构投资者话语权虽增强但尚未达到与管理层合谋的条件,机构投资者多“用手投票”参与治理,提醒管理层把握投资机会,积极配置金融资产。另外,也抑制管理层超额配置金融资产的动机;同样,也抑制了控股股东的掏空行为,抑制了其不进行或过度进行金融资产配置情形,加速了金融资产收敛。另一方面,随着抱团持股比例提升,其治理动机也会发生变化,表现为过度监督或合谋效应。过度监督表现为抱团比例过高会使得代理人的主观能动性降低(Burkart等,1997)^[40],使得管理层不愿配置金融资产;对于控股股东来说,随着抱团治理效力的增强,控股股东会成为机构投资者的密切监管对象(Marco和Ailsa,1998)^[41],虽抑制了其掏空行为,但也使其行为模式日益僵化,风险倾向降低,降低其制定金融决策的意愿(朱冰等,2018)^[33],金融资产收敛速度逐渐减慢。而随着抱团持股比例提升,另一种可能的表现为合谋效应。随着抱团持股比例增加,机构投资者增强了与控股股东以及管理层进行谈判的话语权及资本市场影响力,在达到合谋条件后,更倾向于不配置或过度配置金融资产获取超额收益;另外,随着持股比例增大,抱团产生的同质性信息过多,团体成员也倾向于获取异质性信息与管理层或股东进行合谋,此时调整成本的增加、超额收益的提升会减慢金融资产收敛速度。

依据动态权衡理论,在机构投资者抱团持股比例增加,但尚未达到阈值时,此时为有效监督,监督的治理效力与效益提升,团体内成员的信息搜索成本与交易成本降低,故在有效监督状态下,机构投资者抱团会加速金融资产收敛;但随着机构投资者抱团持股比例提升,超过阈值,则表现为过度监督或合谋效应,在过度监督下,决策者与控股股东配置金融资产的意愿降低,配置金融资产的调整成本提升,金融资产收敛速度逐渐减慢;在合谋状态下,调整成本提升,信息搜索成本与协调成本提高,金融资产收敛速度减慢。因此,本文提出如下假设:

H_{1d}:随着机构投资者抱团持股阈值的改变,机构投资者抱团对金融资产收敛速度影响是“先加快-后减慢”的作用,即机构投资者抱团对金融资产收敛速度起到倒U型调节作用。

综合上述理论推导,可得本文的理论模型如图1所示。

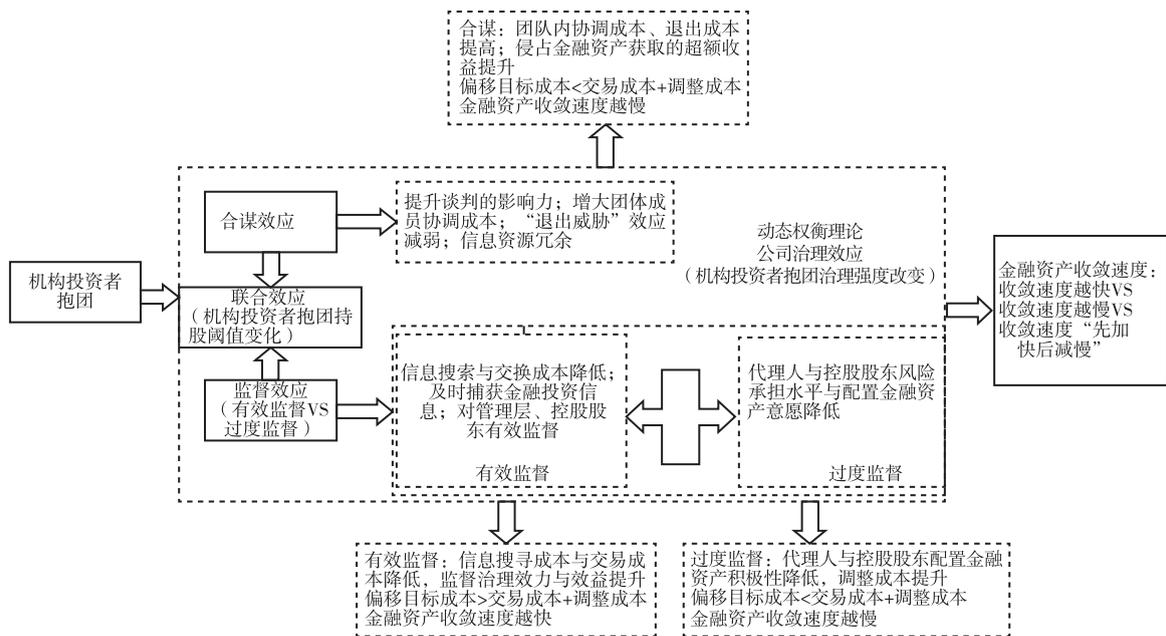


图1 理论模型

资料来源:作者整理

三、研究设计

1. 数据来源与样本选取

考虑到2007年起我国实施新的会计准则,本文选取2007—2020年沪深A股上市公司为研究样本。机构投资者的数据来自万得(Wind)数据库,其余变量来自国泰安数据库(CSMAR)。本文后续进行如下处理:①剔除ST、*ST类以及上市未满一年的企业样本;②剔除金融业上市公司;③剔除数据存在缺失的样本。最终获得15609个样本观测值。为排除极端值的影响,对样本连续变量进行了1%的Winsorize缩尾处理。

2. 变量测度

(1)机构投资者抱团。抱团是机构投资者间的主动“团簇”,要衡量机构投资者抱团,首先要识别机构投资者团体。本文借鉴吴晓晖等(2019)^[14]、Crane等(2019)^[28]的研究,选用Barrat等(2004)^[42]开发的Louvain算法,从机构投资者网络中提取出机构投资者团体,具体语法的运行用Python实现。具体步骤如下:首先构建机构投资者网络,如果两个机构投资者(i 和 j) t 年末至少共同持有任意一家上市公司的股份,且所持股份数量占流通股的比例大于等于5%,则视为这两个机构投资者间建立了网络,此时 $X_{ij} = 1$,否则 $X_{ij} = 0$ 。据此构建两两邻接矩阵作为抽取机构投资者团体的基础。其次,利用Python的Louvain算法识别出机构投资者抱团团体;最后,计算机构投资者抱团持股比例,共选用三种计算方式:计算机构投资者团体持股占流通股比例、机构投资者团体持股的赫芬达尔指数、持股最多的机构投资者团体持股数。相关计算方式如模型(1)~模型(3)所示:

$$Clique_ownership_{it} = \sum_{n=1}^N Clique_ins_{it}/tradeshare_i \quad (1)$$

$$Clique_Herfindahl_{it} = \sum_{i=1}^N (Clique_ins_{it}/tradeshare_i)^2 \quad (2)$$

$$Clique_owntop1_{it} = (Clique_ins_{it})_{\max} \quad (3)$$

其中, $Clique_Ownership$ 代表整体机构投资者团体持股水平,计算方式为整体机构投资者团体持股占总流通股的比重; $Clique_Herfindahl$ 计算机构投资者赫芬达尔指数,用所抽取团体内所有成员持股比例的平方和表示; $Clique_OwnTop1$ 表示持股比例最大的团体的持股比例,使用识别出的机构投资者抱团持股比例表示。

(2)金融资产收敛速度。金融资产收敛速度是依据金融资产动态调整模型计算得到。首先以Banos等(2013)^[43]目标营运资本需求模型为基础,并借鉴吴娜等(2021)^[15]的研究,综合考虑影响目标金融资产的各项因素后得到如下目标金融资产模型:

$$Fin_{it}^* = \beta X_{i,t-1} \quad (4)$$

其中, Fin^* 是目标金融资产的取值, $X_{i,t-1}$ 即为目标金融资产的影响因素以及行业和年份的虚拟变量,具体变量说明如表1所示。另外,金融资产动态调整模型构建选用局部调整模型,如下所示:

$$Fin_{it} - Fin_{it-1} = \lambda (Fin_{it}^* - Fin_{it} - 1) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

如模型(5)所示, Fin_{it} 与 Fin_{it-1} 分别表示第 t 年和 $t-1$ 年的实际金融资产配置情况,借鉴王红建等(2017)^[44]的研究,金融资产配置(Fin)的计算采用金融资产与总资产的比值衡量。而 Fin_{it}^* 表示目标金融资产的需求量, λ 即为金融资产收敛速度,取值越大,表明其向企业目标金融资产的收敛速度越快,越趋近于目标金融资产取值。

(3)控制变量。控制变量选取了影响企业金融化水平的相关因素。包含企业财务状况、股权结构、高管层面等相关变量(杜勇和陆鑫,2021^[7];吴娜等,2021^[15];余怒涛等,2023^[19]),相关测度方式如表1所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
机构投资者抱团	<i>Clique_Ownership</i>	整体机构投资者团体持股占总流通股的比重
	<i>Clique_Herfindahl</i>	机构投资者团体内所有成员持股比例的平方和
	<i>Clique_OwnTop1</i>	持股比例最大的团体的持股比例
金融资产收敛速度	λ	模型(5)中的回归系数 λ
资本结构	<i>Lev</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年末的资产负债率情况
公司规模	<i>Size</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年末的对数总市值
成长能力	<i>Growth</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年主营业务收入增长率与总资产增长率的比值
资产收益率	<i>Roa</i>	年末 <i>j</i> 净利润占平均资产总额的比例
两职分离	<i>Dual</i>	若存在董事长与 CEO 两职分离,则取 1,否则取 0
独立董事比例	<i>Independent</i>	独立董事人数占董事会总人数的比例
董事会持股比例	<i>Boardshare</i>	董事会持股数量占总股数的比例
股权集中程度	<i>HHIS</i>	第一大股东持股数目与前十大股东持股数目比值
固定资产比例	<i>Fa</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年末固定资产净额占总资产的比值
托宾 Q 值	<i>TQ</i>	市场价值与账面价值之比
融资成本	<i>FCOST</i>	财务费用/(负债 - 应付账款)
现金流量	<i>CFLOW</i>	经营活动现金流量与总资产的比值
产权性质	<i>SOE</i>	国企赋值为 1,否则为 0
资本支出	<i>Capx</i>	构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与总资产的比值
股价同步性	<i>Syn</i>	Piaotroski 和 Roulstone 模型
每股收益	<i>EPS</i>	归属于普通股股东的当期净利润/发行在外普通股的加权平均数
CEO 金融背景	<i>CEOACA</i>	CEO 具有金融背景则为 1,否则为 0

3. 模型设计

由模型(4)、模型(5)可知,只有目标金融资产 Fin^* 为未知变量,故将模型(5)代入到模型(4)中可得模型(6),模型(6)采用最小二乘虚拟变量法进行估计:

$$Fin_{it} = (1 - \lambda)Fin_{i,t-1} + \lambda X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

由模型(6)可知,本年度以及上年度企业实际的金融资产配置水平、影响目标金融资产需求的各因素都是已知的,代入模型(6)后可估计得到 $(1 - \lambda)$ 的取值,反带回模型(4)即可求得目标金融资产 Fin^* 的取值。使用金融资产实际值减去目标金融资产的取值,得到残差,只保留残差大于 0 的样本。如模型(7)所示,构造金融资产偏离程度变量 $Dev_{i,t-1}(Fin^* - Fin_{i,t-1})$ 以及金融资产年度差额变量 $\Delta Fin_{i,t-1}(Fin_{i,t} - Fin_{i,t-1})$,依据模型(5)设置金融资产调整的基准模型:

$$\Delta Fin_{i,t-1} = \lambda Dev_{i,t-1} + u_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

最后,考虑机构投资者抱团持股相关变量。如模型(8)所示,参考 Faulkender 等(2012)^[45] 以及潘爱玲等(2021)^[23] 的做法,可得受机构投资者抱团影响后的金融资产收敛速度为:

$$\lambda = \lambda_0 + \lambda_1 Clique_{it} + \lambda_2 Clique_{it}^2 \quad (8)$$

其中, $Clique_{it}$ 为机构投资者抱团持股变量,指代 $Clique_Ownership$ 、 $Clique_Herfindahl$ 以及 $Clique_OwnTop1$ 三种计算方式。将模型(8)代入模型(7)中,可得模型(9):

$$\Delta Fin_{i,t-1} = \beta_0 + \lambda_0 Dev_{i,t-1} + \lambda_1 Clique_{it} \times Dev_{i,t-1} + \lambda_2 Clique_{it}^2 \times Dev_{i,t-1} + \lambda X_{i,t-1} + u_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, λ_1 和 λ_2 代表的机构投资者抱团对金融资产收敛速度的影响, X 为模型(4)、模型(6)所示的控制变量。由(9)可知,若 λ_1 、 λ_2 均显著且不为0,且 $\lambda_1 > 0$,可知机构投资者抱团使得金融资产收敛速度加快;同时,若 $\lambda_2 < 0$,则可知随着机构投资者抱团持股比例进一步提升,金融资产的收敛速度越慢,呈现倒U型调节关系,此时便可验证 H_{1d} ;若 λ_2 不显著,但 $\lambda_1 > 0$ 且显著,则可验证 H_{1a} ,机构投资者抱团能加速金融资产收敛;若 λ_2 不显著,若 $\lambda_1 < 0$ 且显著,则可验证 H_{1b} 或 H_{1c} ,机构投资者抱团减慢了金融资产收敛速度。

四、实证结果分析

1. 描述性统计

如表2所示, Fin 均值为0.0277,最小值为0,最大值为0.3078,方差为0.0557,可见,企业金融化水平有所差距。由机构投资者抱团的的不同计算方式可知, $Clique_Ownership$ 、 $Clique_Herfindahl$ 以及 $Clique_OwnTop1$ 均值分别为0.0886、0.0080以及0.0480,最小值均为0,最大值分别为0.5527、0.1154以及0.3004,可见,机构投资者抱团在不同企业中也存在较大差距。

表2 主要变量的描述性统计

变量	均值	25%分位数	中位数	75%分位数	最小值	最大值	方差
Fin	0.0277	0	0.0046	0.0274	0	0.3078	0.0557
$Clique_Ownership$	0.0886	0.0093	0.0412	0.1198	0	0.5527	0.1174
$Clique_Herfindahl$	0.0080	0	0.0007	0.0056	0	0.1154	0.0192
$Clique_OwnTop1$	0.0480	0.0060	0.0244	0.0649	0	0.3004	0.0613

2. 机构投资者抱团与金融资产收敛速度调整的基准回归分析

根据模型(9)探究机构投资者抱团对金融资产收敛速度的影响,首先,依据Hausman检验来确定最优估计模型。由于Hausman检验卡方值为482.4, P 值为0.0000,故本研究选用固定效应模型进行检验。在进行回归分析时,选取金融资产向下调整样本(金融资产配置实际值>目标值)进行实证检验^①,筛选得到12148个样本观测。结果如表3所示,第(1)列表明,在未加入机构投资者抱团相关变量时, Dev 的系数为0.126,在1%水平上显著,表明样本企业金融资产收敛速度平均为12.6%。第(2)~(4)列加入了机构投资者抱团的一次项,第(5)~(7)列加入了机构投资者抱团的一次项及二次项。第(2)~(4)列表明,机构投资者抱团提升了金融资产收敛速度。第(5)列表明, $Clique_Ownership \times Dev$ 的系数为3.105($p < 0.01$), $Clique_Ownership^2 \times Dev$ 的系数为-4.163($p < 0.01$),机构投资者抱团对金融资产收敛速度起到倒U型调节作用,验证了 H_{1d} 。机构投资者抱团变量的另外两种测度方式($Clique_Herfindahl$ 、 $Clique_OwnTop1$)均验证了假设 H_{1d} 。第(2)~(4)列检验结果虽验证了假设 H_{1a} ,但由第(5)~(7)列可知,机构投资者抱团并非呈现单一的有效监督效应,而是体现为联合效应。故排除了假设 H_{1a} 、假设 H_{1b} 以及假设 H_{1c} 。

表3 机构投资者抱团对金融资产收敛速度回归分析

变量	ΔFin						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Dev	0.126*** (3.57)	0.276*** (3.12)	0.288*** (3.01)	0.281*** (3.08)	0.247*** (2.93)	0.278*** (2.93)	0.239*** (2.71)

① 金融资产动态配置在各阶段都会发生,而在金融资产超配阶段(金融资产实际值>目标值)机构投资者抱团的治理效应(监督VS合谋)更能得到反映,虽然调整方向分上行和下行,只选择下行调整样本进行检验。

续表 3

变量	ΔFin						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Clique_Ownership</i> × <i>Dev</i>		1.069*** (9.31)			3.105*** (8.48)		
<i>Clique_Ownership</i> ² × <i>Dev</i>					-4.163*** (-5.04)		
<i>Clique_Herfindahl</i> × <i>Dev</i>			4.706*** (8.14)			13.770*** (6.62)	
<i>Clique_Herfindahl</i> ² × <i>Dev</i>			—			-86.884*** (-3.74)	
<i>Clique_OwnTop1</i> × <i>Dev</i>				1.735*** (8.89)			6.066*** (6.04)
<i>Clique_OwnTop1</i> ² × <i>Dev</i>							-14.415*** (-3.94)
<i>Lev</i>	-0.026*** (-4.56)	-0.017*** (-4.77)	-0.020*** (-5.20)	0.018*** (-4.86)	-0.015*** (-4.33)	-0.018*** (-4.89)	-0.014*** (-3.95)
<i>Size</i>	0.001 (1.45)	0.003*** (5.40)	0.002*** (4.47)	0.002*** (4.67)	0.003*** (6.06)	0.002*** (4.56)	0.002*** (5.08)
<i>Growth</i>	-0.004** (-2.05)	-0.013*** (-7.16)	-0.014*** (-7.27)	-0.014*** (-7.27)	-0.012*** (-5.90)	-0.013*** (-6.50)	-0.011*** (-5.06)
<i>Roa</i>	-0.034 (-1.23)	-0.048*** (-2.63)	-0.054*** (-2.84)	-0.050*** (-2.71)	-0.038** (-2.13)	-0.046** (-2.38)	-0.034* (-1.86)
<i>Dual</i>	0.001 (0.80)	0.001 (0.33)	0.001 (0.30)	0.001 (0.27)	0.001 (0.53)	0.001 (0.20)	0.001 (0.35)
<i>Independent</i>	0.001 (0.12)	0.005 (0.91)	0.006 (0.97)	0.006 (1.03)	0.004 (0.66)	0.007 (1.20)	0.007 (1.14)
<i>Boardshare</i>	-0.004 (-0.66)	0.009*** (2.61)	0.009** (2.44)	0.009** (2.52)	0.009*** (2.57)	0.009** (2.41)	0.008** (2.25)
<i>HHIS</i>	0.001 (0.39)	-0.006*** (-3.00)	-0.005** (-2.26)	-0.006*** (-2.77)	-0.008*** (-3.95)	-0.006*** (-2.88)	-0.008*** (-4.21)
<i>Fa</i>	-0.024*** (-4.91)	-0.013*** (-7.16)	-0.014*** (-3.97)	-0.013*** (-3.63)	-0.012*** (-5.90)	-0.014*** (-3.84)	-0.011*** (-3.14)
<i>TQ</i>	0.002 (1.44)	0.002*** (3.61)	0.002*** (2.89)	0.002*** (3.31)	0.003*** (4.39)	0.002*** (3.64)	0.003*** (4.46)
<i>FCOST</i>	0.020** (2.10)	0.029*** (3.46)	0.030*** (3.51)	0.028*** (3.38)	0.026*** (3.22)	0.029*** (3.41)	0.023*** (2.86)
<i>CFLOW</i>	0.056*** (5.25)	0.069*** (9.62)	0.073*** (9.77)	0.069*** (9.64)	0.060*** (8.72)	0.070*** (9.34)	0.058*** (7.83)

续表 3

变量	ΔFin						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>SOE</i>	-0.001 (-0.39)	-0.002*** (-2.14)	-0.002* (-1.89)	-0.002*** (-2.15)	-0.002** (-2.41)	-0.002** (-2.16)	-0.002** (-2.41)
<i>Capx</i>	-0.026*** (-2.69)	-0.039*** (-5.55)	-0.047*** (-6.25)	-0.042*** (-5.91)	-0.027*** (-3.82)	-0.041*** (-5.38)	-0.025*** (-3.22)
<i>Syn</i>	0.001** (2.05)	0.515*** (9.31)	0.491*** (8.14)	0.519*** (8.90)	0.530*** (10.21)	0.491*** (8.30)	0.525*** (9.83)
<i>EPS</i>	-0.002 (-1.24)	0.001 (0.92)	0.001 (0.14)	0.001 (0.51)	0.002 (1.40)	0.001 (0.48)	0.002 (1.42)
<i>CEOACA</i>	-0.001 (-0.42)	-0.001 (-0.32)	-0.001 (-0.09)	-0.001 (-0.31)	-0.002 (-0.90)	-0.001 (-0.50)	-0.002 (-0.83)
常数项	-0.005 (-0.33)	-0.047*** (-4.03)	-0.042*** (-3.47)	-0.042*** (-3.51)	-0.052*** (-4.51)	-0.040*** (-3.43)	-0.039*** (-3.66)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
F 值	8.19	74.80	64.87	73.30	83.75	66.58	82.19
调整 R ²	0.0791	0.4709	0.4352	0.4658	0.5020	0.4440	0.4972

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 双尾检验未标注观测值的, 均为 12148, 下同

3. 机制检验

对于机制检验, 主要从两个方面进行分析: 一方面, 检验机构投资者抱团与金融资产超配的关系。若机构投资者抱团加快了金融资产收敛速度, 则机构投资者抱团对金融资产超配 ($FinGap$) (金融资产当年实际值 - 当年目标值) 应存在弱化作用, 随着抱团比例增加, 机构投资者抱团减缓了金融资产收敛速度, 则强化了金融资产超配, 即机构投资者抱团对金融资产超配应存在 U 型关系。具体检验结果如表 4 所示, 表 4 的第 (1) ~ (3) 列均验证了机构投资者抱团与金融资产超配呈现 U 型关系; 另一方面, 结合前文推导, 机构投资者抱团影响了金融资产配置过程中的成本以及决策者配置金融资产的意愿。具体的研究设计如下:

$$\Delta Fin_{i,t-1} = \beta_0 + (\lambda_0 + \lambda_1 Clique_{it} + \lambda_2 Clique_{it}^2 + \lambda_3 Cost_{it} + \lambda_4 Cost_{it} \times Clique_{it} + \lambda_5 Cost_{it} \times Clique_{it}^2) Dev_{i,t-1} + \lambda X_{i,t-1} + \alpha_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$\Delta Fin_{i,t-1} = \beta_0 + (\lambda_0 + \lambda_1 Clique_{it} + \lambda_2 Clique_{it}^2 + \lambda_3 Power_{it} + \lambda_4 Power_{it} \times Clique_{it} + \lambda_5 Power_{it} \times Clique_{it}^2) Dev_{i,t-1} + \lambda X_{i,t-1} + \alpha_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

对模型 (9) 变换可得模型 (10)、模型 (11), $Cost$ 指的是金融资产配置过程中的相关成本, 包括交易成本 (TC)、调整成本 ($AI nt$)、代理成本 (AC) 以及信息成本 (IC)^①; 对于决策者配置金融资产的意愿使用 CEO 自由裁量权指标 ($Power$) 衡量^②。如模型 (10) 所示, 若系数 λ_3 显著为负, 且 λ_4 显著且为正; λ_5 显著且为负, 则可证明金融资产配置过程中相关成本的存在减慢了金融资产收敛速度, 机构投资者抱团对相关成本与金融资产收敛速度的关系起到“先减慢 - 后加快”的 U 型调节作用。

① 交易成本 (TC) 使用管理费用、财务费用以及销售费用占总资产的比重衡量 (吴海民等, 2015)^[46]; 调整成本使用资产密集度 ($AI nt$) 来衡量 (李鹤尊等, 2020)^[47]; 代理成本 (AC) 使用管理费用率度量 (陈克兢, 2019)^[48]; 信息成本 (IC) 使用证券机构数量、证券分析师的预测误差和证券分析师的分歧程度三个指标拟合的综合指标度量 (牛建波和赵静, 2012)^[49]。

② CEO 自由裁量权 ($Power$) 采用拟合的自由裁量权指标衡量 (陈志斌和汪官镇, 2020)^[50]。

由模型(11)可知,若系数 λ_3 显著为正,且 λ_4 显著且为正; λ_5 显著且为负,则可证明金融资产配置过程中决策者金融资产配置意愿的增强加快了金融资产收敛速度,机构投资者抱团对决策者金融资产配置意愿与金融资产收敛速度的正向关系起到“先加快-后减慢”的倒U型调节作用。通过模型(10)、模型(11)的分析可进一步验证 H_{1d} 的结论,表 5 仅列示了以 *Clique_Ownership* 作为机构投资者抱团度量指标的结果。

表 4 机构投资者抱团与金融资产超配回归分析

变量	FinGap		
	(1)	(2)	(3)
<i>Clique_Ownership</i>	-0.101 ** (-2.29)		
<i>Clique_Ownership</i> ²	0.310 *** (3.14)		
<i>Clique_Herfindahl</i>		-0.335 (-1.33)	
<i>Clique_Herfindahl</i> ²		6.016 ** (2.39)	
<i>Clique_OwnTop1</i>			-0.214 *** (-2.77)
<i>Clique_OwnTop1</i> ²			1.307 *** (4.13)
常数项	0.688 *** (14.20)	0.691 *** (14.27)	0.684 *** (14.11)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是
F 值	15.42	15.33	15.50
调整 R ²	0.1014	0.1009	0.1019

表 5 机制分析

变量	ΔFin				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dev</i>	0.298 ** (2.24)	0.304 ** (2.23)	0.305 ** (2.23)	0.304 ** (2.23)	0.288 ** (2.19)
<i>Clique_Ownership</i> × <i>Dev</i>	2.955 *** (6.50)	6.695 *** (7.05)	6.695 *** (6.94)	6.695 *** (7.05)	6.804 *** (8.49)
<i>Clique_Ownership</i> ² × <i>Dev</i>	-3.612 *** (-3.43)	-18.020 *** (-4.01)	-18.096 *** (-3.99)	-18.023 *** (-4.01)	-17.165 *** (-4.23)
<i>TC</i> × <i>Dev</i>	-0.040 *** (-3.40)				
<i>AInt</i> × <i>Dev</i>		-0.055 *** (-3.29)			

续表 5

变量	ΔFin				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$AC \times Dev$			-0.010 *** (-3.12)		
$IC \times Dev$				-0.011 *** (-3.28)	
$Power \times Dev$					0.019 *** (4.64)
$TC \times Dev \times Clique_Ownership$	0.224 *** (2.91)				
$TC \times Dev \times Clique_Ownership^2$	-0.008 ** (-2.17)				
$AInt \times Dev \times Clique_Ownership$		0.299 *** (2.78)			
$AInt \times Dev \times Clique_Ownership^2$		-0.011 ** (-2.02)			
$AC \times Dev \times Clique_Ownership$			0.062 *** (3.02)		
$AC \times Dev \times Clique_Ownership^2$			-0.007 * (-1.88)		
$IC \times Dev \times Clique_Ownership$				0.076 *** (3.93)	
$IC \times Dev \times Clique_Ownership^2$				-0.005 ** (-2.01)	
$Power \times Dev \times Clique_Ownership$					0.088 *** (4.62)
$Power \times Dev \times Clique_Ownership^2$					-0.012 *** (-3.14)
常数项	-0.049 *** (-3.87)	-0.050 *** (-4.04)	-0.051 *** (-4.04)	-0.050 *** (-4.04)	-0.048 (-4.08)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
F 值	85.33	78.76	79.20	79.19	85.58
调整 R ²	0.5886	0.5688	0.5702	0.5701	0.5893

表 5 第 (1) 列所示, $TC \times Dev$ 的系数显著为负, $TC \times Clique \times Dev$ 的系数显著且为正; $TC \times Clique^2 \times Dev$ 的系数显著为负, 可印证机构投资者抱团对交易成本与金融资产收敛速度的负向关系起到 U 型调节作用, 也侧面印证了 H_{1d} 。第 (2) ~ (4) 列也均验证了机构投资者抱团对调整成本/代理成本/信息成本与金融资产收敛速度的负向关系起到 U 型调节作用。第 (5) 列检验了机构投资者抱团对决策者金融资产配置意愿与金融资产收敛速度的影响, 结果表明, 机构投资者抱团对 CEO 自由裁量权与金融资产收敛速度的正向关系起到倒 U 型调节作用, 也侧面印证了 H_{1d} 。综上, 机构投资者抱团影响了金融资产配置过程中的相关成本以及决策者金融资产配置意愿, 进而影响金融资产收敛速度。

4. 稳健性检验

(1) 内生性检验。1) Heckman 两阶段回归分析。为了缓解可能存在样本自选择问题, 即机构投资者会自发抱团持有财务状况较稳定、金融资产配置在适度范围内的企业样本, 故本部分采用了两阶段回归, 先构建机构投资者抱团的影响因素模型 (刘新争和高闯, 2021)^[10], 计算出 IMR 逆米尔斯比率, 将计算出的 IMR 代入模型 (9) 中, 回归结果仍成立 (结果留存备案)。

2) PSM-DID 回归分析。为了区分机构投资者团体内与团体外成员持股对金融资产收敛速度的影响, 本部分采取 PSM-DID 匹配回归分析, 首先区分机构投资者抱团持股以及非机构投资者抱团成员持股, 后将机构投资者抱团持股数高于非机构投资者抱团成员持股认定为机构投资者抱团对金融资产配置决策作用更积极, 赋值为 $Treat = 1$, 否则为 0。以企业金融化作为被解释变量进行 1:1 最邻近匹配, 以倾向匹配得分相近的样本作为配对样本。其次, 将 2010 年保监会发布《保险资金投资股权暂行办法》作为外生冲击事件进行 DID 分析, 这一办法颁布后, 相继又出台多条补丁政策放宽对机构投资者持股限制, 对 2010 年前的样本设置为 $Post = 0$, 在政策颁布当年及之后设置 $Post = 1$ 。回归结果如表 6 所示, 以企业金融化的两种测度方式为被解释变量, Fin 为前述金融资产配置变量, $\ln Fin$ 是金融资产的自然对数值 (彭俞超等, 2018)^[51]。第 (1)、(3) 列表示未匹配样本的双重差分结果, 第 (2)、(4) 列表示匹配样本的双重差分结果, $Treat \times Post$ 在各回归模型中均显著为正, 结论表明在一系列政策颁布后机构投资者团体的确对企业金融化决策产生重要作用。

表 6 PSM-DID 回归分析

变量	Fin		$\ln Fin$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat$	-0.011 *** (-5.26)	-0.005 (-1.48)	-0.009 *** (-5.26)	-0.004 (-1.48)
$Post$	0.011 ** (2.59)	0.013 * (1.86)	0.009 ** (2.59)	0.011 * (1.86)
$Treat \times Post$	0.012 *** (4.16)	0.005 * (1.89)	0.010 *** (4.16)	0.004 * (1.93)
常数项	0.381 *** (21.19)	0.390 *** (11.72)	0.305 *** (21.19)	0.312 *** (11.72)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	是	是	是	是
PSM	未控制	控制	未控制	控制

续表 6

变量	Fin		lnFin	
	(1)	(2)	(3)	(4)
观测值	12148	8436	12148	8436
F 值	37.45	34.74	37.34	30.25
调整 R ²	0.7642	0.6928	0.7159	0.7597

(2)剔除危机事件影响。Lewellen 和 Lowry(2021)^[52]表明,金融危机、机构投资者合并等外生事件是导致机构投资者发挥治理效力的原因。在删除涉及危机事件的年份,包括 2007—2009 年金融危机事件、2015 年股灾影响以及 2020 年新冠疫情后,前述结论依然成立。

(3)替换变量。1)替换被解释变量。借鉴彭俞超等(2018)^[51]的研究,使用金融资产的自然对数值作为企业金融化的衡量指标重新进行回归;2)替换解释变量。利用社会网络中的 Bron-Kerbosch 算法从机构投资者网络中提取机构投资者团体。该算法由 Bron 和 Kerbosch(1973)^[53]等提出,具体抱团比例计算方式与前文相同。替换变量的结果均验证前文假设(回归结果留存备案)。

五、进一步分析

1. 效应识别检验

(1)监督效应识别。对于有效监督效应检验,一方面,如表 4 所示,机构投资者抱团对金融资产超配具有 U 型作用,可印证适度的机构投资者抱团可抑制金融资产超配,发挥有效监督效应;另一方面,通过构建不同的内部治理情境,检验机构投资者抱团在不同治理情境下发挥何种作用。控股股东或管理层过度配置金融资产可映射出企业当前代理成本较高、关联交易较为严重。具体回归结果如表 7 所示^①,表 7 仅列示了 *Clique_Ownership* 的度量结果(其余两种度量方式与以 *Clique_Ownership* 度量结果结论一致,下同)。

表 7 不同内部治理情境下机构投资者抱团对金融资产收敛速度的回归分析

变量	ΔFin					
	第一类代理 成本较低	第一类代理 成本较高	第二类代理 成本较低	第二类代理 成本较高	关联交易 较低	关联交易 较高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dev</i>	0.182 (1.23)	0.280 *** (2.89)	0.161 (1.22)	0.289 *** (2.89)	0.175 (1.23)	0.284 *** (2.87)
<i>Clique_Ownership</i> × <i>Dev</i>	3.376 *** (5.34)	3.047 *** (7.65)	3.228 *** (5.39)	3.019 *** (7.46)	3.133 *** (4.94)	3.063 *** (7.63)
<i>Clique_Ownership</i> ² × <i>Dev</i>	-5.587 *** (-4.71)	-4.007 *** (-4.51)	-4.755 *** (-4.29)	-3.906 *** (-4.25)	-4.713 *** (-4.00)	-4.003 *** (-4.44)
常数项	-0.048 ** (-2.38)	-0.053 *** (-3.59)	-0.054 *** (-2.68)	-0.051 *** (-3.78)	-0.043 *** (-2.12)	-0.052 *** (-3.74)

① 对于内部治理情境,使用代理成本与关联交易进行衡量,对于代理成本,第一类代理成本以管理费用与主营业务收入之比度量;第二类代理成本(AC2)以其他应收款占公司总资产之比度量(李寿喜,2007)^[54];对于关联交易,选用关联交易金额与营业收入的比值进行衡量(姜付秀等,2017)^[55]。

续表 7

变量	ΔFin					
	第一类代理 成本较低	第一类代理 成本较高	第二类代理 成本较低	第二类代理 成本较高	关联交易 较低	关联交易 较高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6074	6074	6074	6074	6074	6074
F 值	19.70	68.82	17.49	70.81	17.68	70.57
调整 R ²	0.4675	0.5240	0.4285	0.5313	0.4312	0.5305

如表 7 所示,在第一类、第二类代理成本以及关联交易较低时,Dev 的系数并不显著,机构投资者抱团对金融资产收敛速度并未发挥显著作用;从表 7 第(2)、(4)、(6)列可看出,在第一类、第二类代理成本以及关联交易较高时,机构投资者抱团对金融资产收敛速度起到倒 U 型调节作用,也印证了机构投资者抱团持股比例适度时,发挥了有效监督效应。

另外,由上述推导可知,抱团持股比例过高时,也可能会产生过度监督效应,代理人与控股股东的金融投资风险倾向降低。本文借鉴 Chen 等(2013)^[56]研究,将“解聘”“辞职”“个人原因”等离职类型划分为经理人强制变更,发生强制变更赋值为 1,否则为 0。过度监督通过强制变更是否造成短期内经营业绩变化判定,参考 Luong 等(2017)^[57]的做法,计算了第 $t-1$ 年到第 t 年资产报酬率和个股回报率变动值。另外,借鉴刘新争和高闯(2021)^[10]的研究,构建了虚拟变量 *Clique*, *Clique* = 1 表明企业存在机构投资者抱团持股, *Clique* = 0 为不存在机构投资者抱团持股,即探究机构投资者抱团是否影响了经理人强制变更对绩效的敏感性。结果如表 8 所示,区分了样本中是否有机构投资者抱团后,经理人强制变更对绩效的敏感性在两组样本中差别不大,可知未产生过度监督效应,也侧面印证金融资产收敛速度的减缓作用可用合谋效应解释。

表 8 监督效应 - 过度监督效应识别

变量	资产报酬率		个股回报率	
	<i>Clique</i> = 1	<i>Clique</i> = 0	<i>Clique</i> = 1	<i>Clique</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)
CEO 强制变更	-0.006** (-3.42)	-0.005 (-0.87)	-0.017 (-0.94)	-0.026 (-0.23)
常数项	0.046*** (5.30)	0.040 (0.52)	0.399*** (3.21)	-0.525 (-0.55)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是
F 值	23.04	19.36	23.64	21.55
观测值	10451	1697	10451	1697
调整 R ²	0.6954	0.6982	0.6483	0.7231

(2)合谋效应识别。为验证合谋效应,一方面,探究在内部治理环境较弱时,机构投资者抱团对金融资产收敛速度发挥何种作用。如表 7 第(2)、(4)、(6)列所示,在第一类、第二类代理成本以

及关联交易较高时,机构投资者抱团对金融资产收敛速度起到倒 U 型调节作用,也印证了机构投资者抱团持股比例越大,则在此阶段发挥合谋效应。另一方面,考虑了机构投资者抱团的合谋动机与合谋能力的影响,即在模型(9)中,将机构投资者抱团持股变量替换为合谋动机与合谋能力^①。如表 9 所示,其中第(1)列检验合谋动机,第(2)、(3)列检验合谋能力。结果表明,机构投资者网络团体数量、机构投资者团体持股的相对力量以及分散度均对金融资产收敛速度发挥了倒 U 型调节作用,合谋动机得到检验,验证 H_{1d} 。

表 9 合谋效应识别 - 合谋动机与合谋能力

变量	ΔFin		
	(1)	(2)	(3)
<i>Dev</i>	0.124 ** (2.04)	0.017 * (1.65)	0.019 *** (2.65)
<i>num</i> × <i>Dev</i>	3.607 *** (2.17)		
<i>num</i> ² × <i>Dev</i>	-13.348 ** (-2.17)		
<i>Top1net</i> × <i>Dev</i>		4.111 *** (13.51)	
<i>Top1net</i> ² × <i>Dev</i>		-3.877 *** (-17.14)	
<i>diffnett</i> × <i>Dev</i>			4.206 *** (17.31)
<i>diffnett</i> ² × <i>Dev</i>			-4.048 *** (-3.57)
常数项	0.013 (0.42)	-0.006 (-1.00)	-0.040 *** (-14.75)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是
F 值	3.59	24.37	22.48
调整 R ²	0.0836	0.5702	0.5261

2. 经济后果检验

对于经济后果研究,本部分拟从内外两方面进行检验。

(1) 未来主业业绩提升。已有的金融资产配置对主业业绩的研究,存在两类观点,若“挤出”效应占主导,则金融资产会占用企业主业的资源,从而不利于主业业绩提升(Tori 和 Onaran, 2017)^[3],;而“蓄水池”观点则表明,企业会将金融资产的配置收益反哺于主业。本部分采取胡聪

^① 构建公司层面机构投资者网络团体的数量指标(*num*)衡量合谋动机(Attig 等,2009)^[58];另外,考虑合谋能力指标,包括相对力量与分散度两方面。团体持股的相对力量指标(*Top1net*)用第一大抱团团体持股比例与第一大股东比例的比值表示;团体持股分散度指标(*diffnett*)用第一大团体持股与最小的团体持股之差占两者之和的比值表示(Ben-Nasr 等,2015)^[59]。

慧等(2015)^[60]的做法,采用剔除金融资产收益的下年度 ROA 来衡量未来主业业绩^①。具体回归结果如表 10 第(1)、(2)所示,在金融资产超额配置样本中,机构投资者抱团与企业未来主业业绩呈倒 U 型关系,即机构投资者抱团比例适度时发挥了有效监督效应,加快了金融资产收敛速度,也推动了未来主业业绩提高,而随着持股比例的增大,未来主业业绩下降,合谋效应开始占主导,也侧面印证了前文的主假设。

(2)资本市场稳定性。本部分检验了机构投资者抱团能否有助于外部资本市场稳定性。资本市场稳定性采用股价同步性来进行测度(陈海东等,2021)^[61],具体回归结果如表 10 第(3)列所示,在金融资产超额配置的样本中,机构投资者抱团对企业的股价同步性起到 U 型作用,也侧面印证了 H_{1d}的结论。

表 10 机构投资者抱团经济后果检验

变量	未来主业业绩		资本市场稳定性
	(1)	(2)	(3)
<i>Clique_Ownership</i>	0.050 *** (2.63)	0.034 (2.71)	-0.376 (-1.37)
<i>Clique_Ownership</i> ²	-0.065 * (-1.94)	-0.039 (-1.04)	1.609 *** (2.63)
常数项	0.005 (0.14)	0.125 (1.74)	-0.519 (-1.64)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是
F 值	54.36	37.55	50.10
调整 R ²	0.3993	0.3129	0.3735

3. 异质性检验

(1)机构投资者抱团异质性检验。考虑机构投资者抱团异质性,不同类型的机构投资者抱团趋向也不同,相比于临时型机构投资者,高持股稳定型的专注型机构投资者能够积极参与公司治理,且其持股规模与稳定性使其注重企业长远效益(邵剑兵和李娜,2022)^[62]。故本文推测,专注型机构投资者具有更强的参与治理的动机,对企业金融决策制定产生影响。借鉴邵剑兵和李娜(2022)^[62]的研究,从治理意愿与治理能力两方面对机构投资者抱团进行异质性分类,具体回归结果如表 11 所示,由第(1)列可看出,专注型机构投资者抱团对金融资产收敛速度的作用仍印证前文假设;第(2)列所示,囿于持股比例低且持股不稳定,临时型机构投资者抱团并未发挥明显的治理作用。

(2)基于产权性质的异质性检验。在国有企业中,代理链条过长使得股东无法有效监督管理层,第一类代理问题更为突出(李寿喜,2007)^[54],第二类代理问题相较来说并不明显。故可推知,相较于非国有企业,国有企业中的机构投资者抱团发挥治理效应的作用有限。如表 11 第(3)、(4)列所示,在非国有企业组别,前述假设得到验证;而对国有企业来说,机构投资者抱团的治理效应并未充分发挥。

^① 未来主业业绩采用两种算法:未来主业业绩 1 = (营业利润 - 投资收益 - 公允价值变动收益 + 对联营企业和合营企业的投资收益)/总资产;未来主业业绩 2 = (利润总额 - 投资收益 - 公允价值变动收益 + 对联营企业和合营企业的投资收益)/总资产。

(3)基于金融安全性的异质性检验。对金融安全性较低的企业来说,企业持有大量回报率较低的现金资产,为规避再融资风险,也会倾向于增加企业当前的现金持有。故金融安全性较低的企业具有较强的“蓄水池”动机,金融化水平相对较低,处于偏离最优金融资产配置水平的区间,故机构投资者抱团在金融安全性水平较低的企业中更易发挥治理效用。本文结合吴世农等(2021)^[63]的研究,对冲型企业划分为金融安全性较高的企业,将投机型与庞氏型企业划分为金融安全性较低的企业,结果如表 11 第(5)、(6)列所示,金融安全性水平较高的企业,机构投资者抱团发挥的作用有限,在金融安全性水平较低的样本,验证了 H_{1d} 。

(4)金融市场信息不对称下异质性检验。首先,有效监督效应产生的原因之一是抱团的机构投资者具备信息优势。抱团的机构投资者能够帮助管理层捕捉与筛选金融投资机会,加快金融资产收敛;其次,机构投资者抱团使得投资者所获信息的同质性提高,团体成员为获取异质性资源也倾向与管理层、股东合谋。故在金融市场信息不对称程度存在差异时,机构投资者抱团究竟表现为何种治理效应也值得探究。本文选用特质波动率($Ivol$)作为金融市场信息不对称的代理变量(Dierkens,1991)^[64],回归结果如表 11 第(7)、(8)列所示,在金融市场信息不对称程度较低的组别,机构投资者抱团并未发挥显著的治理效应;而在金融市场信息不对称程度较高的组别,印证了 H_{1d} 。

表 11 异质性检验

变量	ΔFin							
	专注型	临时型	国有	非国有	金融安全性高	金融安全性低	信息不对称水平低	信息不对称水平高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dev	0.309*** (2.93)	0.841*** (15.14)	0.247 (1.55)	0.241** (2.25)	0.472*** (5.71)	0.246*** (2.90)	0.744*** (5.37)	0.202** (2.24)
$Clique_Ownership \times Dev$	10.456*** (6.56)	5.422 (0.92)	2.163*** (4.10)	4.033*** (5.23)	1.589** (2.10)	3.113*** (8.45)	0.580 (0.72)	6.481*** (6.62)
$Clique_Ownership^2 \times Dev$	-41.278*** (-5.88)	-16.679 (-1.66)	-2.869*** (-3.61)	-16.679 (-1.66)	-1.775 (-0.91)	-4.176*** (-5.06)	-0.582 (-0.22)	-16.296*** (-4.58)
常数项	-0.068*** (-3.62)	-0.093 (-1.33)	-0.057*** (-4.08)	-0.057*** (-2.68)	-0.012 (-0.19)	-0.051*** (-4.30)	-0.100*** (-2.68)	-0.067*** (-4.24)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4328	7820	4543	7605	5648	6500	6074	6074
F 值	43.51	27.64	42.12	48.30	7.59	82.81	36.30	48.00
调整 R^2	0.6625	0.8925	0.4603	0.5414	0.7007	0.5021	0.8394	0.4785

六、研究结论与政策建议

1. 研究结论

机构投资者以“抱团”形式参与到企业决策制定中会更具影响力。本文以 2007—2020 沪深 A 股上市公司数据,探究机构投资者抱团对金融资产收敛速度的作用,主要得到如下结论:第一,企业金融资产配置是一个动态过程,企业存在目标金融资产,会自发向目标金融资产收敛,但金融资产收敛速度的均值较低。第二,机构投资者抱团对企业金融资产收敛速度起到倒 U 型调节

作用。适度比例的机构投资者抱团能加快金融资产收敛速度,此阶段机构投资者团体发挥了“有效监督”效应;随着机构投资者抱团持股比例的提升,机构投资者抱团减慢了金融资产收敛速度,此阶段机构投资者团体发挥了“合谋”效应。第三,机构投资者抱团影响了金融资产配置过程中的成本以及决策者配置金融资产的意愿,进而作用于金融资产收敛速度。具体来说,金融资产配置过程中相关成本的存在减慢了金融资产收敛速度,机构投资者抱团对相关成本与金融资产收敛速度的关系起到“先减慢-后加快”的 U 型调节作用;决策者金融资产配置意愿的增强加快了金融资产收敛速度,机构投资者抱团对决策者金融资产配置意愿与金融资产收敛速度的正向关系起到“先加快-后减慢”的倒 U 型调节作用。第四,进一步分析可知,在非国企、投机性以及庞氏融资型企业,机构投资者抱团对金融资产收敛速度仍呈现倒 U 型的调节作用,在国企、对冲型企业作用则不明显;专注型机构投资者抱团对金融资产收敛速度仍呈现倒 U 型调节作用;考虑金融市场信息不对称程度,在不对称程度较高时,机构投资者抱团对金融资产收敛速度的作用仍得到验证;适度比例的机构投资者抱团能够加快企业金融资产收敛速度,进而提升企业未来主业业绩与资本市场稳定性。

2. 政策建议

基于上述结论提出如下政策建议;第一,监管部门要鼓励适度规模的机构投资者自发“团簇”参与上市公司治理。一方面,监管部门要考虑提高机构投资者参与治理的意愿与能力,在金融安全性较低或非国有企业中,可以鼓励引入机构投资者并促进机构投资者增持,通过机构投资者抱团增强对企业的监督作用;在金融市场信息不对称程度较高时,鼓励适度规模的机构投资者抱团,从而化解过度金融化的现象。另一方面,监管部门也要对机构投资者的高度聚集行为实施管控,以防抱团行为对企业未来业绩、资本市场的金融安全性等产生恶劣的影响。上交所在 2021 年发布了《上海证券交易所基金自律监管规则适用指引第 1 号——指数基金开发》,对成分证券的数量及权重进行了规定,有学者指出在该项政策实施后一些“抱团股”逐步瓦解。监管部门应依据行业、企业属性对机构投资者抱团比例进行更细致的规定,对机构投资者抱团资金注入较多的白酒、新能源、生物技术、医药板块,监管部门要着重监管,以防过度金融化的泡沫产生。第二,企业应建立企业金融资产动态调整模型识别企业当前及最优的金融资产配置水平。当尚未达到“最优值”的时候,企业可以通过适当金融化来提升业绩,进而帮助企业增强在市场中的竞争力。一旦金融资产超过了“最优值”,企业务必要尽快采取措施降低金融化水平,避免过度金融化给企业带来的诸多危害。第三,企业要合理控制机构投资者团体的比例。通过积极引入机构投资者,为投资者间搭建信息共享平台,鼓励机构投资者团体参与本企业的金融化决策,从而实现优化金融资产配置的目的。不过,企业也要对抱团的机构投资者比例进行严格管控,研究表明,机构投资者团体整体持股比例占流通股比重大于 4.12%、单个机构投资者团体持股比例大于 2.44%,便属于机构投资者团体持股比例的“高位”,要谨防合谋行为的发生。最后,对于企业的中小投资者来说,基于抱团指标可预测本企业的金融安全性水平;中小投资者一旦发现投资者的过度抱团行为,应有效规避风险,尤其在金融市场信息不对称程度较高时,对抱团股聚集的白酒、新能源等板块要谨慎投资。

参考文献

- [1] 张成思,张步昙. 再论金融与实体经济:经济金融化视角[J]. 北京:经济学动态,2015,(6):56-66.
- [2] 于连超,董晋亨,毕茜. 主业亏损企业更倾向于过度金融化吗? [J]. 北京:经济与管理研究,2022,(11):32-53.
- [3] Tori, D., and O. Onaran. The Effects of Financialisation and Financial Development on Investment; Evidence from Firm-level Data in Europe[J]. Greenwich Papers in Political Economy, 2017, 44, (11): 1-66.
- [4] Froud J., C. Haslam, S. Johal, and K. Williams. Shareholder Value and Financialization: Consultancy Promises, Management Moves

[J]. *Economy and Society*, 2000, 29, (1): 80 – 110.

[5] Stockhammer E. Shareholder Value Orientation and The Investment-profit Puzzle [J]. *JPKE: Journal of Post Keynesian Economics*, 2006, 28, (2): 193 – 215.

[6] Crotty J., and G. Epstein. Avoiding Another Meltdown [J]. *Challenge*, 2009, 52, (1): 5 – 26.

[7] 杜勇, 陆鑫. 控股股东股权质押与实体企业金融化——基于“掏空”与控制权转移的视角 [J]. 北京: 会计研究, 2021, (2): 102 – 119.

[8] 刘伟, 曹瑜强. 机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗 [J]. 北京: 财贸经济, 2018, (12): 80 – 94.

[9] 马连福, 秦鹤, 杜善重. 机构投资者网络嵌入与企业金融决策——基于实体企业金融化的研究视角 [J]. 太原: 山西财经大学学报, 2021, (2): 99 – 112.

[10] 刘新争, 高闯. 机构投资者抱团能抑制控股股东私利行为吗——基于社会网络视角的分析 [J]. 天津: 南开管理评论, 2021, (4): 141 – 154.

[11] Szabo G., and F. Gabor. Evolutionary Games on Graphs [J]. *Physics Reports*, 2007, 446, (2): 97 – 216.

[12] McNally L., and B. Jackson. Cooperation and The Evolution of Intelligence [J]. *Proceedings Biological Sciences*, 2012, 279, (1740): 3027 – 3034.

[13] 刘新民, 沙一凡, 王垒, 康旺霖. 机构投资者抱团与高管超额薪酬 [J]. 杭州: 财经论丛, 2021, (7): 90 – 100.

[14] 吴晓晖, 郭晓冬, 乔政. 机构投资者抱团与股价崩盘风险 [J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (2): 117 – 135.

[15] 吴娜, 于博, 白雅馨, 樊瑞婷. 营商环境、企业家精神与金融资产的动态协同 [J]. 北京: 会计研究, 2021, (3): 146 – 165.

[16] 连玉君, 苏治. 上市公司现金持有: 静态权衡还是动态权衡 [J]. 北京: 世界经济, 2008, (10): 84 – 96.

[17] 吴娜. 经济周期、融资约束与营运资本的动态协同选择 [J]. 北京: 会计研究, 2013, (8): 54 – 61, 97.

[18] 胡建雄, 茅宁. 国外资本结构调整研究述评及展望 [J]. 上海: 外国经济与管理, 2014, (8): 62 – 72.

[19] 余怒涛, 张华玉, 刘昊. 非控股大股东与企业金融化: 蓄水池还是套利工具 [J]. 天津: 南开管理评论, 2023, (2): 96 – 107.

[20] 孙兰兰, 王竹泉. 供应链关系、产权性质与营运资金融资结构动态调整——基于不同行业景气度的分析 [J]. 南昌: 当代财经, 2017, (5): 115 – 125.

[21] 吴娜, 于博, 王博梓. 市场化进程、创新投资与营运资本的动态调整 [J]. 北京: 会计研究, 2017, (6): 82 – 88.

[22] 戴雨晴, 李心合. 管理层权力制衡强度与资本结构调整速度——基于债务约束效应视角 [J]. 北京: 经济管理, 2021, (4): 173 – 190.

[23] 潘爱玲, 凌润泽, 李彬. 供应链金融如何服务实体经济——基于资本结构调整的微观证据 [J]. 北京: 经济管理, 2021, (8): 41 – 55.

[24] Pool, V. K., N. Stoffman, and S. E. Yonker. The People in Your Neighborhood: Social Interactions and Mutual Fund Portfolios [J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70, (6): 2679 – 2732.

[25] Shiller, R. J., and J. Pound. Survey Evidence on Diffusion of Interest and Information among Investors [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1989, 12, (1): 47 – 66.

[26] Leary, M., and M. Roberts. Do Firms Rebalance Their Capital Structures? [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60, (6): 2575 – 2619.

[27] Marcoux, M., and D. Lusseau. Network Modularity Promotes Cooperation [J]. *Journal of Theoretical Biology*, 2013, 324, (7): 103 – 108.

[28] Crane, A. D., A. Koch, and M. Sébastien. Institutional Investor Cliques and Governance [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133, (1): 175 – 197.

[29] Bradley, M., A. Brav, and I. Goldstein. Activist Arbitrage: A Study of Open-ending Attempts of Closed-end Funds. [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96, (1): 1 – 19.

[30] 杨德明, 毕建琴. “互联网+”、企业家对外投资与公司估值 [J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (6): 136 – 153.

[31] 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]. 北京: 中国工业经济, 2020, (2): 136 – 164.

[32] Johnson, S., R. L. Porta, and F. Silanes. Tunneling [J]. *American Economic Review*, 2000, 90, (2): 22 – 27.

[33] 朱冰, 张晓亮, 郑晓佳. 多个大股东与企业创新 [J]. 北京: 管理世界, 2018, (7): 151 – 165.

[34] Ali, N., and D. Miller. Enforcing Cooperation in Networked Societies [R]. Unpublished Manuscript, University of California Working Paper, 2013.

[35] 陈旭东, 卫聪慧, 刘嫦. 机构投资者持股影响了实体企业金融资产配置吗? [J]. 济南: 金融发展研究, 2020, (6): 17 – 27.

[36] Schnatterly, K., K. W. Shaw, and W. W. Jennings. Information Advantages of Large Institutional Owners [J]. *Social Science*

Electronic Publishing,2008,29,(2):219-227.

[37] Mccahery, J. A., Z. Sautner, and L. T. Starks. Behind the Scenes: The Corporate Governance Preferences of Institutional Investors [J]. *Journal of Finance*, 2016, 71, (6): 2905-2932.

[38] 葛瑶. 机构投资者抱团行为与上市公司盈余管理[D]. 厦门大学, 2019.

[39] 边燕杰, 张文宏. 经济体制、社会网络与职业流动[J]. 北京: 中国社会科学, 2001, (2): 77-89, 206.

[40] Burkart, M., D. Gromb, and F. Panunzi. Large Shareholders, Monitoring, and the Value of the Firm [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112, (3): 693-728.

[41] Marco, P., and R. Ailsa. The Choice of Stock Ownership Structure: Agency Costs, Monitoring, and the Decision to Go Public [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113, (1): 187-225.

[42] Barrat, A., M. Barthelemy, and R. Pastor-Satorras. The Architecture of Complex Weighted Networks [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2004, 101, (4): 3747-3752.

[43] Banos, C., S., P. J. García-Teruel, and P. Martínez-Solano. The Speed of Adjustment in Working Capital Requirement [J]. *European Journal of Finance*, 2013, 19, (10): 978-992.

[44] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 杨笋. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 天津: 南开管理评论, 2017, (1): 155-166.

[45] Faulkender, M., M. J. Flannery, and K. W. Hankins. Cash Flows and Leverage Adjustments [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103, (3): 632-646.

[46] 吴海民, 吴淑娟, 陈辉. 城市文明、交易成本与企业“第四利润源”——基于全国文明城市与民营上市公司核匹配倍差法的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (7): 114-129.

[47] 李鹤尊, 孙健, 安娜. ERP 系统实施与企业成本粘性[J]. 北京: 会计研究, 2020, (11): 47-59.

[48] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. 天津: 南开管理评论, 2019, (4): 161-175.

[49] 牛建波, 赵静. 信息成本、环境不确定性与独立董事溢价[J]. 天津: 南开管理评论, 2012, (2): 70-80.

[50] 陈志斌, 汪官镇. CEO 自由裁量权与企业投资效率[J]. 北京: 会计研究, 2020, (12): 85-98.

[51] 彭俞超, 倪悦然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 北京: 经济研究, 2018, (10): 50-66.

[52] Lewellen, K., and M. Lowry. Does Common Ownership Really Increase Firm Coordination? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 141, (7): 322-344.

[53] Bron, C., and J. Kerbosch. Finding All Cliques of An Undirected Graph [J]. *Communications of the ACM*, 1973, 16, (9): 575-577.

[54] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. 北京: 经济研究, 2007, (1): 102-113.

[55] 姜付秀, 王运通, 田园, 吴恺. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据[J]. 北京: 管理世界, 2017, (12): 61-74.

[56] Chen, X., Q. Cheng, and Z. Dai. Family Ownership and CEO Turnovers [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2013, 30, (3): 1166-1190.

[57] Luong, H., F. Moshirian, and L. Nguyen. How Do Foreign Institutional Investors Enhance Firm Innovation? [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52, (4): 1449-1490.

[58] Attig, N., S. E. Ghoual, and O. Guedhami. Do Multiple Large Shareholders Play A Corporate Governance Role? [J]. *Evidence from East Asia. Journal of Financial Research*, 2009, 32, (4): 395-422.

[59] Ben-Nasr H., S. Boubaker, and W. Rouatbi. Ownership Structure, Control Contestability, and Corporate Debt Maturity [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 35, (1): 265-285.

[60] 胡聪慧, 燕翔, 郑建明. 有限注意、上市公司金融投资与股票回报率[J]. 北京: 会计研究, 2015, (10): 82-88.

[61] 陈海东, 许桂华, 吴志军. 实体企业金融化对股市稳定性的影响效应与传导路径分析[J]. 南昌: 江西社会科学, 2021, (9): 82-93.

[62] 邵剑兵, 李娜. 异质性机构投资者差异化作用于二元创新投资吗——基于注意力基础观与市场迎合理论双重视角[J]. 武汉: 科技进步与对策, 2022, (5): 105-116.

[63] 吴世农, 陈轶妍, 吴育辉, 汪金祥. 企业融资模式、金融市场安全性及其变动特征[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (8): 37-55.

[64] Dierkens N.. Information Asymmetry and Equity Issues [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1991, 26, (2): 181-199.

Institutional Investor Group and Dynamic Allocation of Corporate Financial Assets: “Supervision” or “Collusion”?

SHAO Jian-bing, LI Na

(Business School of Economics Department, Liaoning University, Shenyang, Liaoning, 110036, China)

Abstract: This paper selects the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2020 to explore the effect of institutional investor clustering on the dynamic allocation of financial assets. Python is used to run the Louvain algorithm and Bron-Kerbosch algorithm to identify institutional investor clustering and calculate the proportion of institutional investor clustering. At the shareholder level, only studies have explored static financial asset allocation based on controlling shareholders, individual institutional investors and institutional investor networks. This paper argues that, compared with individual institutional investors and institutional investor networks, institutional investors group uses social network algorithm to identify the network participants of spontaneous clusters in the network, which reflects the pre-motivation of their participation in the governance process. As a more closely connected group, institutional investor group is a deeper governance behavior based on institutional investor network, with stronger governance motivation and ability. As an important participant in financial decision-making, whether institutional investors can exert their subjective initiative in the dynamic allocation of corporate financial assets is the main issue explored in this paper.

The results show that there is an “optimal value” in the process of allocating financial assets, and institutional investors have an “inverted U-shaped” moderating effect on the Rate of convergence of financial assets. After conducting robustness and endogeneity tests, this conclusion still holds. The mechanism test shows that institutional investors’ collusion affects the cost in the process of financial asset allocation and the willingness of decision makers to allocate financial assets, which in turn affects the Rate of convergence of financial assets. The identification of the effect indicates that when the proportion of institutional investors holding shares in groups is moderate, it exerts an “effective supervision” effect; When the shareholding ratio is too large, it exerts the “collusion” effect, ruling out the possibility of the “excessive supervision” effect. Further test shows that in long-term financial asset allocation, non-state-owned, speculative and Ponzi financing enterprises, institutional investors’ group play a more significant role in Rate of convergence of financial assets; The governance effect of institutional investor groups is stronger in focused institutional investor groups and financial market information asymmetry; From the test of economic consequences, it can be seen that a moderate scale of institutional investors can speed up the Rate of convergence of corporate financial assets, thereby improving the future main business performance of enterprises and the stability of the external capital market.

The conclusion of this paper provides a reference for understanding the governance effect of institutional investors’ group, governing the problem of “excessive financialization” of enterprises, promoting the realization of “excess-reverse feeding” role of financial assets. When the company makes decisions related to financialization but lacks senior executives with financial background, it actively introduces institutional investors to build an information sharing platform for investors. At the same time, the proportion of institutional investors in the group should be strictly controlled to prevent institutional investors from colluding with management and controlling shareholders when the group intensity is too high, harming the interests of other investors and inducing security risks of enterprises and financial markets. For small and medium-sized investments in enterprises, the clustering index can predict the financial security level of the enterprise; Small and medium-sized investors should effectively avoid risks once they find that institutional investors are excessively clinging to each other. Especially when the financial market information asymmetry is high, they should carefully invest in Baijiu, new energy and other sectors where clinging stocks gather.

Key Words: institutional investors group; rate of convergence of financial assets; supervision effect; collusion effect; financial market information uncertainty

JEL Classification: G22, G28, G32

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2023.09.007

(责任编辑:闫 梅)