

共同机构所有权与企业短贷长投： 协同治理抑或合谋舞弊

吴 非,牛梦月

(北京物资学院 会计学院,北京 101149)

[摘 要]基于 2008—2022 年 A 股上市公司数据,实证检验共同机构所有权与企业短贷长投之间的作用关系。研究结果显示,共同机构所有权能够显著抑制企业短贷长投,且主要通过发挥信息协同效应和监督治理效应实现。在非国有企业、分析师关注度和市场竞争程度较低的样本中,共同机构所有权的抑制作用更为明显。进一步研究发现,经济政策不确定性会弱化共同机构所有权的治理效果;最终共同机构所有权通过抑制短贷长投降低了企业的财务风险和审计费用。研究结论为推动共同机构所有权发展,治理企业短贷长投和完善相关监管措施提供了参考。

[关键词]共同机构所有权;短贷长投;协同治理;信息协同;监督治理;合谋舞弊

[中图分类号]F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)03-0071-12

一、引言

党的二十大报告指出,为实现中国经济高质量发展,要把发展经济的着力点放在实体经济上,坚持金融服务实体经济,不断强化金融稳定性,防范系统性风险。2023 年度政府工作报告表明,要不断深化金融对实体经济的有效支持,着重缓解中小微企业融资难、融资贵等问题,优化实体企业债务期限结构。微观企业投融资期限是否匹配,与经济能否持续稳定发展密切相关。与西方发达国家相比,中国的投融资期限错配问题更为普遍和严重^[1],且主要表现为以短期资金支撑长期投资,形成“短贷长投”现象(下文中投融资期限错配专指“短贷长投”)。

现有研究表明,短贷长投行为是中国各类系统性金融风险的根源,不仅会损害企业业绩,降低企业的投资效率 and 创新能力,还有可能引发资金链断裂,导致企业陷入经营困境^[2]。当前学者普遍认为短贷长投并非利益与需求驱动的主动行为,而是企业在融资渠道单一等现实背景下的替代性选择^[3]。具体而言,银行等金融机构在信贷决策过程中,为有效管理信贷风险并避免因企业可能存在的逆向选择和潜在道德风险所带来的损失,更倾向于采取保守策略,即提供短期贷款,此时利用短期信贷资金支撑长期投资便成了企业在融资约束下的无奈之举。目前国内多基于宏观视角探究短贷长投的影响因素,认为实现国内利率市场化^[4]、缓解经济政策不确定性^[3,5]、加强货币政策预期管理^[6]、促进产融结合^[7]等均有助于遏制短贷长投情况的发生。而从微观企业角度来看,管理者非理性行为^[8]、内部控制缺失^[9]都将加剧企业短贷长投程度。尽管已有学者围绕与本文相关的股权结构,如机构投资者和非控股股东^[10-11],深入探讨了他们与企业短贷长投行为之间的作用机制,但还未有学者从同行业企业之间的联动效应,即共同机构所有权视角出发考察其与短贷长投之间的关联。

随着机构投资者持股同行业多家企业的现象愈发普遍,共同机构所有权这一新兴所有权模式逐渐在

[收稿日期]2024-06-06

[基金项目]北京市社会科学基金项目(23LLGLC125)

[作者简介]吴非(1973—),男,河北衡水人,北京物资学院会计学院教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为财务管理,邮箱:wufei@bwu.edu.cn;牛梦月(2001—),女,河南新乡人,北京物资学院会计学院硕士生,主要研究方向为公司治理与财务管理。

资本市场中活跃起来,拥有共同机构所有权的企业数量不断增加^[12]。截至2022年底,我国超15%的上市公司通过共同机构所有权产生了联结关系,共同机构所有权的产生动机及经济后果受到了理论界的广泛关注。在对已有文献关于共同机构所有权所产生的经济后果进行总结后,学界得出了两种不同的结论,即“协同治理”假说和“合谋舞弊”假说。其中,“协同治理”假说指出,共同机构所有权能够利用其在信息资源和专业知识等方面的优势激励同行业企业互相合作,缓解股东与管理层之间的代理冲突^[13],改善被持股企业的内部治理效果^[14],以及推动企业转型升级^[15]。“合谋舞弊”假说则认为,在追求组合价值最大化的基础理论下,共同机构投资者可能与管理层合谋以谋求最大利益,而这样不仅会影响产品市场的竞争,还将侵犯中小股东及外来企业的利益^[16]。结合上述分析,本文提出以下研究问题:共同机构所有权是否会影响企业的短贷长投行为?若影响,共同机构所有权主要发挥协同治理效应还是合谋舞弊效应?

基于此,本文利用2008—2022年沪深A股上市公司数据,实证分析共同机构所有权是否会影响企业的短贷长投行为,并进一步探讨两者之间的作用机制等。本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,以企业间共同机构协同的全新视角探究短贷长投行为的影响因素。目前国内多基于宏观视角考察企业短贷长投的影响因素,鲜有文献探究股东结构在企业短贷长投问题上发挥的作用,更少有研究从同行业企业股东间的联结关系入手。本文基于共同机构协同视角,通过理论和实证分析共同机构所有权与企业短贷长投之间的关联,有助于丰富短贷长投问题的分析框架。第二,本文将共同机构所有权的经济后果研究拓展至企业短贷长投行为,丰富了共同机构所有权的机制效应研究,对现有文献进行了有益补充。第三,投融资期限错配现象的存在对实体经济的稳定增长构成威胁,并增加了金融市场的波动性和风险。本文通过明晰共同机构所有权对短贷长投的作用效果,为企业制定战略决策提供重要依据,同时也为相关政府部门构建更为精细和具有前瞻性的监管框架提供了有价值的参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 共同机构所有权的协同治理效应分析

共同机构投资者作为联结行业内不同企业的纽带,其核心目的在于实现整体投资组合的价值最大化,以获取自身最大利益^[14]。然而短贷长投现象带来的消极后果与共同机构投资者所追求的价值最大化目标相违背,因此,其有动机去遏制企业的短贷长投行为。基于共同机构所有权的本质特征,本文将共同机构所有权对企业短贷长投的抑制作用进一步细化为信息协同效应和监督治理效应。

我国金融抑制程度较高,企业融资渠道单一,银行作为资金供应方长期占据主导地位。作为外部债权人,银行无法完全了解企业的经营风险程度以及实际还款能力,因此其更倾向于与企业签订短期债务合约以控制信贷风险^[2,5]。另外,短期债务的特征要求不断进行新借贷合约的签订,而银行在每一次合约签订中都要重新审查和评估企业的经营状况,可以有效控制企业道德风险,维持资金的安全性和稳定性^[3]。共同机构所有权可通过发挥信息协同效应影响企业的短贷长投行为。首先,共同机构所有权可以通过发挥信息优势提高企业的信息透明度,不仅能够缓解银行与企业之间的信息不对称,增强银行提供长期资金的意愿,还能促使企业优化资金配置,进而减轻短贷长投。一方面,共同机构所有权通过实现投资组合内企业在决策行为上的相互影响,帮助组合内企业获得了丰富的异质性信息^[13],银行作为外部债权人,也因此获得了企业更多的信息,一定程度上减轻了两者的信息不对称。此外,已有研究表明,为实现投资组合价值最大化,共同机构投资者有动机且能够改善企业盈余信息质量^[17],增强企业的信息披露意愿和财务报告真实性^[18],从而缓解银行对企业债务违约的担忧,增强银行提供长期贷款的意愿,进一步抑制短贷长投。另一方面,企业信息透明度的提升加强了外界对企业的监督,且形成一种“倒逼”压力,促使企业主动提高资金配置能力,缓解投融资期限错配程度。其次,共同机构所有权可以通过发挥资源优势缓解企业的融资约束,延长企业的债务期限结构,并最终达到抑制短贷长投的效果。作为联结多家企业的纽带,共同机构投资者拥有着丰富的信贷资源,一方面能够作为资金供给方为

企业提供丰富的金融资本,另一方面还能在资本市场中及时捕获优良的融资机会,帮助企业拓展融资渠道,同时降低企业的融资成本,从而有效缓解融资约束,抑制短贷长投^[10,19]。

管理者的非理性行为会增大企业的短贷长投程度。例如,过度自信的管理者更容易接受净现值为负的投资决策,从而导致过度投资,在企业资金受限的情况下加重短贷长投问题^[8]。除此之外,管理者为谋求短期巨额收益,可能会粉饰报表以掩盖自身的委托代理问题,这一行为将导致企业与外界的信息不对称程度增加^[20-21],降低企业获取长期资金的可能性,从而加剧投融资期限错配。与一般的外部股东相比,共同机构投资者能够更有效地约束企业管理层的日常行为和决策。首先,共同机构所有权在针对管理层的监督机制上表现出更为显著的效能与效率优势。同时持有同一行业内多家企业股份的特殊股权结构赋予了共同机构投资者跨企业学习的独特优势,使其能够在多家企业间相互借鉴决策经验,积累丰富的行业知识^[15]。同时,同行业企业间相似的经营模式和投资方式使得共同机构投资者在信息和经验共享中产生了规模经济,从而降低了对管理层的监督成本^[17]。因此共同机构投资者能够迅速察觉并有效阻止管理层的机会主义行为倾向^[19],降低管理者出于个人私利进行过度投资的可能性,同时也增强了银行提供长期贷款的意愿,最终抑制企业短贷长投行为。具体地,共同机构投资者可以通过发声、投票以及委派董事等直接方式监督管理者,还可以采用退出威胁等间接手段促使企业优化公司治理水平,进而达到提高内控质量的效果^[15,17]。其次,共同机构投资者利用监督治理优势达成的良好内控效果可以进一步改善管理者的行为。一方面,高质量内部控制有助于在企业内部培育合规文化,避免出现管理者一人独大的决策局面,并督促管理者在决策时更加谨慎,以减少其投资决策中的冲动行为,从而进一步抑制企业短贷长投行为^[8-9]。另一方面,随着内部控制质量不断提升,企业的信息披露质量也相应得到改善^[22],债务违约风险得以降低^[23],极大地缓解了银行等金融机构对于企业还款能力的担忧和疑虑,进而增加企业获取长期贷款的可能性,促进企业投融资期限结构的合理配比。

综上所述,共同机构所有权可以通过发挥信息协同效应和监督治理效应遏制企业短贷长投行为,因此,本文提出如下假设:

H1a:共同机构所有权能够抑制企业短贷长投。

(二) 共同机构所有权的合谋舞弊效应分析

共同机构投资者的行业枢纽地位还为其与管理层合谋攫取超额收益创造了便利条件,首先,管理层为谋取个人私利,可能通过过度投资进行在职消费甚至建立商业帝国^[17]。而基于成本-效益原则,共同机构投资者与管理层的合谋收益大于监督成本时,其将选择与管理层勾结,为管理层提供更多的资金和信息支持,从而加重企业的过度投资,在资金有限的情况下进一步扩大短贷长投。其次,相较于其他利益相关者,管理者更倾向于将关注点聚焦于能否迅速获得资金以支持当前的项目投资上,而忽视了对财务风险的全面考量^[13]。在这种短期利益导向的决策模式下,企业往往主动提高短贷长投水平,此时共同机构投资者多选择默认管理者的行为以获取最终利益。同时,有研究指出,高质量企业更有能力承担短贷长投所带来的流动性风险^[10]。在信息不对称的金融市场,企业可以通过投融资期限错配向外界传递抗风险能力强的积极信号,以此来增加企业的市场价值。因此,在该前提下,共同机构投资者及管理者更希望提高企业短贷长投程度。最后,为了在与非共同持股企业的竞争中取胜,共同机构投资者可能会利用大股东身份引导企业降低会计信息的披露质量,以此来误导非共同持股企业的经营决策^[14]。这种通过信息操纵化解竞争危机的行为虽然能够提高共同机构投资者在投资组合中的影响力和话语权,但也在投资组合内外形成了信息壁垒^[19,24]。银行作为外部债权人,在难以获知企业内部真实信息的情况下,会削弱对企业的信任,提高信贷门槛,从而降低企业的长期融资能力,进而加剧短贷长投。

综上所述,共同机构所有权可以通过发挥合谋舞弊效应助长企业短贷长投行为,因此,本文提出如下假设:

H1b:共同机构所有权能够加剧企业短贷长投。

三、研究设计

(一) 数据来源

财政部于 2006 年底颁布了新《企业会计准则》,对会计信息的确认、计量以及披露等方面作出了重大调整。考虑到本文采用的变量多为财务数据,为确保会计信息数据的可比性,本文选取 2008—2022 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本,并参照以下标准进行筛选:(1)剔除主要变量存在缺失值的企业数据;(2)剔除 ST、PT 企业以及资不抵债的公司;(3)剔除金融类上市公司。最终得到 34005 个观测值。为排除极端值的干扰,本文对所有连续变量进行前后 1% 的缩尾处理。本文的数据来源均为国泰安 CS-MAR 数据库。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:企业短贷长投(*SFLI*)。本文借鉴刘晓光和刘元春的做法^[2],以短期负债占总负债比例与短期资产占总资产比例之差作为企业短贷长投程度的衡量指标,以此来反映企业债务期限结构与资产期限结构的匹配度,指标数值越大代表企业短贷长投程度越高。

2. 解释变量:共同机构所有权(*Coz*)。参照现有文献^[15,17],共同机构投资者是指在同一行业至少两家公司中均持有不少于 5% 股份的机构投资者。本文采用季度数据,并从两个维度来衡量上市公司共同机构所有权:(1)共同机构所有权虚拟变量(*Coz1*),若某一年度任何一个季度存在共同机构投资者持股该上市公司,则 *Coz1* 取为 1,否则为 0;(2)共同机构所有权联结程度(*Coz2*),取上市公司拥有的共同机构投资者数量的季度均值作为年度数据,并加 1 取对数。

3. 控制变量:参照已有文献^[2,18-19],本文选取企业规模(*Size*)、盈利能力(*ROA*)、资产负债率(*Lev*)、企业成长性(*Growth*)、企业价值(*Q*)、有形资产比率(*Tangible*)、公司年龄(*Age*)、产权性质(*SOE*)、两职合一(*Dual*)、董事会规模(*Board*)、独立董事比例(*Indep*)、第一大股东持股比例(*Top1*)以及机构投资者持股比例(*INST*)作为控制变量,同时还控制了行业和年度固定效应。

(三) 模型设定

为检验共同机构所有权对企业短贷长投的影响,本文构建如下回归模型:

$$SFLI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \beta CVs_{it} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中,下标 *i* 代表企业,*t* 代表年份;*SFLI* 表示企业短贷长投程度,该值越大,企业短贷长投情况越严重;*Coz* 为企业共同机构所有权情况,以 *Coz1* 和 *Coz2* 表示;*CVs* 为控制变量;*Industry*、*Year* 分别表示控制行业和年份固定效应; ε_{it} 为估计残差。*Coz* 与 *SFLI* 的回归系数 β_1 能够反映两者之间的关系,如果 β_1 显著为负,表明共同机构所有权能够抑制企业短贷长投,从而验证其协同治理的积极效应,反之,合谋舞弊效应将会得到证实。

(四) 变量的描述性统计与相关性分析

表 1 列示了本文主要变量的描述性统计结果。企业短贷长投程度(*SFLI*) 的均值为 0.1533,最小值为 -0.4867,最大值为 0.6163,可以看出部分企业面临着严重的短贷长投问题,且不同上市公司间的短贷长投程度差异较大,同时显示出我国企业还存在长债短用问题,但整体而言企业的投融资

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
<i>SFLI</i>	34005	0.1533	0.1684	-0.4867	0.6163	0.2263
<i>Coz1</i>	34005	0.1477	0.0000	0.0000	1.0000	0.3548
<i>Coz2</i>	34005	0.1140	0.0000	0.0000	1.0986	0.2798
<i>Size</i>	34005	22.1304	21.9578	19.8673	25.9998	1.2381
<i>ROA</i>	34005	0.0411	0.0396	-0.2201	0.2276	0.0648
<i>Lev</i>	34005	0.4197	0.4141	0.0550	0.8754	0.1997
<i>Growth</i>	34005	0.1664	0.1070	-0.5519	2.3678	0.3880
<i>Q</i>	34005	2.0589	1.6388	0.8558	8.5145	1.3059
<i>Tangible</i>	34005	0.9255	0.9548	0.5262	0.9999	0.0870
<i>Age</i>	34005	2.8801	2.9444	1.7918	3.5264	0.3450
<i>SOE</i>	34005	0.3506	0.0000	0.0000	1.0000	0.4772
<i>Dual</i>	34005	0.2867	0.0000	0.0000	1.0000	0.4522
<i>Board</i>	34005	2.1270	2.1972	1.6094	2.7081	0.1992
<i>Indep</i>	34005	0.3749	0.3333	0.3333	0.5714	0.0525
<i>Top1</i>	34005	0.3404	0.3181	0.0908	0.7397	0.1457
<i>INST</i>	34005	0.4451	0.4567	0.0032	0.9487	0.2515

资期限结构错配依然以短贷长投为主。共同机构所有权虚拟变量(*Coz1*)的均值为0.1477,说明大约有14.77%的样本企业拥有共同机构投资者,共同机构投资者在资本市场中具有重要地位。共同机构所有权联结程度(*Coz2*)的最小值为0,最大值为1.0986,标准差为0.2798,说明不同企业的共同机构投资者数量存在着较大差异。相关性分析结果显示,共同机构所有权指标(*Coz*)与企业短贷长投(*SFLI*)之间呈负相关,且通过了1%的显著性测试,初步说明共同机构所有权有助于缓解企业短贷长投。此外,本文各变量的方差膨胀因子均值为1.33,远低于经验阈值10,且自变量与控制变量以及控制变量之间的相关系数绝对值均小于0.5,说明变量之间不存在多重共线性。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表2报告了模型(1)的回归结果。列(1)至列(3)为共同机构所有权虚拟变量(*Coz1*)与短贷长投(*SFLI*)的回归结果,其中列(1)为两者的一元一次回归,*Coz1*的回归系数在1%水平上显著为负,列(2)为进一步控制行业和年份固定效应的回归结果,回归系数依然在1%水平上显著

为负,列(3)为以上述为基础加入所有控制变量的回归结果,结果显示,*Coz1*的回归系数为-0.0196,在1%水平上显著。列(4)至列(6)为共同机构所有权联结程度(*Coz2*)与短贷长投(*SFLI*)的回归结果,与上述结果类似,不再赘述。基准回归结果表明共同机构所有权的存在可以显著抑制企业短贷长投行为,假设H1a得到验证。为确保结论可靠、稳健,下文将进行内生性和稳健性检验。

(二) 内生性检验

1. 工具变量法

鉴于潜在的反向因果关联,即共同机构所有权对短贷长投行为的抑制作用可能并非源自其协同治理机制,而是出于短贷长投比例较低的企业对共同机构投资者具有更强的吸引力,在此需要进行工具变量检验。参照He和Huang的研究^[25],本文选取上市公司的机构投资者当年是否发生并购(*Merger*)以及共同机构所有权联结程度的剔除本企业后行业年度均值(*AVCoz2*)作为工具变量。理论上,机构投资者的并购行为可能使其同时持股同行业不同公司,因此成为共同机构投资者,满足相关性;而机构投资者并购行为与企业短贷长投程度无直接关联,符合外生性要求。同时行业年度均值是常用的工具变量,用以进一步佐证结论。

使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验,为排除扰动项的干扰,同时采用高斯混合模型(GMM)作为辅助检验工具,具体回归结果见表3。第一阶段显示,*Merger*和*AVCoz2*作为工具变量,与*Coz2*的回归系数均呈现出显著性。此外,弱工具变量检验中F值超过了阈值10,且通过了过度识别检验,表明工具变量的选择适当。第二阶段采用2SLS和GMM作进一步检验,结果显示,共同机构所有权联结程度(*Coz2*)

表2 基准回归结果

	(1) <i>SFLI</i>	(2) <i>SFLI</i>	(3) <i>SFLI</i>	(4) <i>SFLI</i>	(5) <i>SFLI</i>	(6) <i>SFLI</i>
<i>Coz1</i>	-0.0278 *** (-8.1849)	-0.0309 *** (-9.1020)	-0.0196 *** (-5.5854)			
<i>Coz2</i>				-0.0395 *** (-9.2342)	-0.0423 *** (-9.9529)	-0.0292 *** (-6.6567)
<i>_cons</i>	0.1568 *** (115.982)	0.1806 *** (12.5331)	0.2977 *** (6.2973)	0.1572 *** (116.768)	0.1812 *** (12.5717)	0.2958 *** (6.2697)
<i>CVs</i>	No	No	Yes	No	No	Yes
<i>Ind/Year</i>	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
<i>N</i>	34005	34005	34005	34005	34005	34005
<i>r</i> ²	0.0019	0.0817	0.1052	0.0024	0.0822	0.1055

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著性水平,括号内为 T 值。下同。

表3 工具变量法

	第一阶段		第二阶段	
	(1)	(2)	(3)	
		2SLS	GMM	
	<i>Coz2</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	
<i>Coz2</i>		-0.1381 ** (-2.3805)	-0.1378 ** (-2.3754)	
<i>Merger</i>	0.0230 *** (5.7366)			
<i>AVCoz2</i>	0.5209 *** (12.2218)			
<i>_cons</i>	-0.7756 *** (-14.1763)	0.2221 *** (3.7431)	0.2220 *** (3.7473)	
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	
<i>Ind/Year</i>	Yes	Yes	Yes	
<i>N</i>	34005	34005	34005	
<i>r</i> ²	0.1262	0.0896	0.0897	

显著负向影响企业短贷长投(*SFLI*),表明一定程度地消除反向因果问题后,基准回归结果依然稳健有效。

2. Heckman 二阶段模型

共同机构投资者在进行投资决策时会受到公司规模、财务状况、行业地位等多方面因素的影响,因此可能存在样本选择偏差。例如,机构投资者倾向于选择财务与经营风险较低的企业,而这类企业更容易得到债权人的信任并能获取更多长期信贷资金,因此,存在拥有共同机构投资者的企业短贷长投水平更低的情形。为解决这一内生性问题,本文借鉴杜勇等的思路^[15],使用 Heckman 二阶段法进行检验。第一阶段,将是否存在共同机构所有权(*Coz1*)指标作为被解释变量,上一期的上市公司特征变量作为控制变量,并特别引入上市公司机构投资者当年是否实施并购(*Merger*)作为排他性指标,构建 Probit 回归模型,据此计算出逆米尔斯比率(*IMR*);第二阶段,将计算得出的 *IMR* 作为控制变量加入模型(1)重新回归,以分析可能存在的选择偏差问题是否会影响研究结论。具体 Probit 模型如下:

$$Coz1_{it} = \beta_0 + \beta_1 LagCVs_{it} + Merger + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

检验结果见表4列(1),*IMR*在1%水平上显著,说明存在共同机构所有权的样本选择偏差。在将 *IMR* 作为控制变量纳入模型(1)进行重新回归后,发现 *Coz2* 的回归系数为 -0.0223,在1%的水平上显著,说明样本选择偏差并未对研究结论产生影响,进一步证实了共同机构所有权在协同治理方面所发挥的积极作用。

3. 多时点双重差分模型

综合考虑共同机构所有权的特征,并参考杜勇等的研究思路^[17],本文构造多时点双重差分模型(DID)进一步验证共同机构所有权与企业短贷长投之间的逻辑关系。具体模型如下:

$$SFLI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times After_{it} + \beta_2 Treat_{it} + \beta_3 CVs_{it} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中,*Treat*是表明样本企业是否拥有共同机构投资者的虚拟变量,存在共同机构投资者的样本为实验组,*Treat*取1,反之则为对照组,*Treat*取0。*After*用于标识上市公司首次拥有共同机构投资者前后的时间节点,其中,公司首次拥有共同机构投资者之后的年份被赋值为1,之前的年份则被赋值为0。为保证结果的有效性,将共同机构所有权频繁变动的样本予以剔除。交乘项 *Treat* × *After* 构成双重差分项,系数 β_1 可以反映共同机构所有权对企业短贷长投的影响。由表4列(2)可知,估计系数 β_1 为负,且在5%的水平上显著,结果表明相较于不存在共同机构投资者的企业,拥有共同机构投资者的企业对于短贷长投的抑制效果更为显著。

4. 倾向得分匹配法

为进一步排除样本自选择问题对结论的干扰,本文选取拥有共同机构投资者的上市公司(即 *Coz1* = 1 的样本)作为处理组,以模型(1)中全部控制变量为匹配变量,采用最近邻匹配法(1:1)为处理组寻找特征相似且不存在共同机构投资者的对照组。其中 PSM 检验结果显示,平均处理效应(*ATT*)为 -2.66,在1%水平上显著,表明存在共同机构投资者的企业短贷长投程度更低。使用匹配后的样本进行 OLS 和 DID 回归分析,结果如表5所示,共同机构所有权指标(*Coz*)、交乘项(*Treat* × *After*)与短贷长投(*SFLI*)的回归系数均显著为负,说明在有效排除自选择的干扰后,本文的研究结论依然稳健。

表4 Heckman 二阶段和多时点 DID

	Heckman 二阶段	多时点 DID
	(1) <i>SFLI</i>	(2) <i>SFLI</i>
<i>Coz2</i>	-0.0223 *** (-4.6506)	
<i>IMR</i>	0.0681 *** (6.1874)	
<i>Treat</i> × <i>After</i>		-0.0085 ** (-2.4673)
<i>Treat</i>		-0.0113 *** (-3.1719)
_cons	-0.1496 * (-1.8791)	0.2711 *** (5.9798)
<i>CVs</i>	Yes	Yes
<i>Ind/Year</i>	Yes	Yes
N	26021	28552
r ²	0.1110	0.1015

5. 考虑个体固定效应

为进一步缓解个体层面潜在遗漏变量可能对回归分析结果造成的偏误影响,本文采用公司个体年份固定效应模型重新回归。由回归结果可知, $Coz1$ 与 $SFLI$ 的回归系数在 10% 水平上显著为负, $Coz2$ 则在 5% 的显著水平上负向影响短贷长投,表明在尽可能地考虑企业个体层面特征对回归结果的影响后,本文研究结论依然成立。

(三) 稳健性检验^①

1. 更换被解释变量。目前国内对于短贷长投的衡量方式主要有三种,除了本文所采用的衡量方式外,还可以参考钟凯等以及邱穆青和白云霞的做法^[26-27]。前者采用的具体计算公式为: $SFLI1 = [购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金 - (长期借款本期增加额 + 本期所有者权益增加额 + 经营活动现金净流量 + 出售固定资产现金流入)] / 期初总资产$,其中,长期借款本期增加额 = 本期长期借款 + 一年内到期非流动负债 - 前期长期借款。后者则为: $SFLI2 = (长期资产 - 长期负债 - 所有者权益) / 长期资产$,两者均为数值越大短贷长投越严重。替换被解释变量后的回归结果显示系数均显著为负,即在更换被解释变量测量方法的情况下,本文结论仍然成立。

2. 更换解释变量。参照杜勇等、He 和 Huang 的做法^[15,25],本文使用两种更换解释变量的方式进行稳健性检验。第一,更换共同机构所有权的衡量方法。采用共同机构投资者持股上市公司比例的季度均值($Coz3$)重新衡量共同机构所有权,并进行回归分析。第二,更换共同机构所有权的计算门槛。将共同机构投资者的持股标准调整为 3%,得到新的共同机构所有权指标(CIO)并重新进行回归。回归结果显示,共同机构所有权指标($Coz3$ 、 CIO)与短贷长投($SFLI$)的回归系数均显著为负,表明更换解释变量不影响本文结论的成立。

3. 其他敏感性测试。本文还采用了考虑债券融资和排除金融危机影响两种方法作为稳健性检验补充。首先,企业可能通过债券进行融资,这会对前文的研究结论造成影响,因此,参考马红等的做法^[7],将“应付债券”大于 0 的样本数据剔除,并重新回归剩余样本数据。其次,2008 年爆发的具有全球影响性的金融危机可能左右国内金融机构的借贷决策,进而影响企业的投融资匹配程度,所以在此剔除上市公司 2008—2010 年样本数据重新回归。回归结果均与前述结果保持一致,进一步证实了共同机构所有权可以抑制企业短贷长投的结论。

五、机制检验

(一) 信息协同效应检验

1. 企业信息透明度

共同机构投资者可以利用信息优势有效提升企业的信息透明度,从而减轻银行与企业之间的信息不对称问题,降低银行对企业经营风险的担忧,进而增强银行提供长期贷款的意愿,抑制短贷长投。除此之外,企业信息透明度的提升能够促使企业提高资金配置能力,进而缓解短贷长投。因此,本文将企业信息透明度作为中介变量构建回归模型。参考李晓庆和易苇的研究^[28],本文运用综合指标($TRANS$)来度量企业信息透明度。具体而言,为以下五个企业指标的样本百分等级的平均值:信息披露考评指数、盈余质量、分析师跟踪人数、分析师盈余预测准确性以及当年是否聘请国际“四大”作为年报的审计师。借鉴

表 5 倾向得分匹配法

	PSM-OLS		PSM-DID
	(1) $SFLI$	(2) $SFLI$	(3) $SFLI$
$Coz1$	-0.0183 *** (-3.7879)		
$Coz2$		-0.0293 *** (-4.9690)	
$Treat \times After$			-0.0107 * (-1.8367)
$_cons$	0.3671 *** (5.7576)	0.3683 *** (5.7782)	0.3266 *** (5.1026)
CVs	Yes	Yes	Yes
$Ind/Year$	Yes	Yes	Yes
N	9047	9047	7752
r^2	0.1313	0.1323	0.1281

①限于篇幅,稳健性检验结果未列示,留存备索。

温忠麟等的研究^[29],在模型(1)的基础上构建如下模型:

$$MED_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Coz_{it} + \alpha CVs_{it} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$SFLI_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Coz_{it} + \lambda_2 MED_{it} + \lambda CVs_{it} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表 6 为信息透明度的中介检

表 6 信息透明度中介效应检验

	(1) SFLI	(2) TRANS	(3) SFLI	(4) SFLI	(5) TRANS	(6) SFLI
Coz1	-0.0190 *** (-5.3314)	0.0262 *** (9.9986)	-0.0173 *** (-4.8936)			
Coz2				-0.0286 *** (-6.4132)	0.0352 *** (10.9614)	-0.0264 *** (-5.9478)
TRANS			-0.0635 *** (-7.1850)			-0.0628 *** (-7.1017)
-cons	0.2657 *** (5.4353)	-1.5561 *** (-40.7428)	0.1668 *** (3.1417)	0.2637 *** (5.4062)	-1.5562 *** (-40.8223)	0.1660 *** (3.1308)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	33051	33051	33051	33051	33051	33051
r ²	0.1064	0.4271	0.1080	0.1067	0.4274	0.1083

验结果,列(1)和列(4)为基准回归结果,列(2)和列(5)为分步回归的第二阶段,列(3)和列(6)为分步回归的第三阶段。结果显示,在第二阶段,共同机构所有权指标(Coz)与信息透明度(TRANS)的回归系数均在1%水平上显著为正,这意味着共同机构所有权与信息透明度之间存在正向关联。第三阶段,Coz和TRANS与SFLI的回归系数均显著为负,表明两者均对SFLI有抑制作用。此外,Sobel检验显示Z值在1%的水平上显著,进一步证实了该作用路径的有效性,即共同机构所有权能够通过提升企业的信息透明度,有效地降低企业短贷长投程度。

2. 企业融资约束

表 7 融资约束程度中介效应检验

	(1) SFLI	(2) WW	(3) SFLI	(4) SFLI	(5) WW	(6) SFLI
Coz1	-0.0195 *** (-5.4130)	-0.0023 *** (-4.2674)	-0.0192 *** (-5.3362)	-0.0289 *** (-6.4595)		
Coz2					-0.0029 *** (-4.2982)	-0.0286 *** (-6.3827)
WW			0.1179 *** (2.9117)			0.1169 *** (2.8875)
-cons	0.2848 *** (6.1115)	0.0020 (0.2770)	0.2846 *** (6.0812)	0.2828 *** (6.0784)	0.0021 (0.2917)	0.2826 *** (6.0485)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	29770	29770	29770	29770	29770	29770
r ²	0.1072	0.7938	0.1075	0.1076	0.7938	0.1078

研究表明融资约束是促使我国企业选择短贷长投的重要原因,而共同机构所有权能够通过有效缓解企业的融资约束实现对短贷长投的抑制。一方面,作为资金供给方的机构投资者能够向企业提供丰富的金融资本,从而优化企业的资金配置结构,抑制短贷长投;另一方面,共同机构投资者作为联结行业内企业的纽带,拥有大量的信贷资源,能够为企业识别并拓展更多的融资渠道,从而有效缓解企业的融资约束,并进一步降低投融资期限错配程度。为检验共同机构所有权能否通过降低企业的融资约束程度缓解短贷长投,本文选用WW指数和KZ指数作为企业融资约束程度的衡量指标,两种指标的数值越大融资约束情况越严重,将两种指标分别代入模型(4)和模型(5),通过逐步回归验证该路径。表7为以WW为中介的回归结果,第二步回归Coz与SFLI显著负相关,表明共同机构所有权可以降低企业的融资约束程度,而在第三步回归中,WW的估计系数在1%水平上为正,Coz的估计系数为-0.0192,绝对值相比于第一步回归减小,且在1%水平上显著。以KZ为中介的回归结果与前述相同,不再赘述,且Sobel检验均通过。以上结果表明融资约束在共同机构所有权抑制短贷长投的影响机制中充当着部分中介的身份。为进一步检验共同机构所有权是通过增加企业长期贷款的可获得性,继而减轻短贷长投的,借鉴洪金明等的做法^[30],构建债务期限指标(DM),计算方法为长期借款除以负债总额,将其作为被解释变量与共同机构所有权指标(Coz)回归。结果显示,Coz1与DM的回归系数为0.0036,在10%水平上显著,Coz2的系数为0.0064,在1%水平上显著,这些数据结论为

共同机构所有权通过有效缓解企业长期融资约束,进而显著减轻企业投融资期限错配程度提供了有力支持。

(二) 监督治理效应检验

根据前文的理论分析,共同机构投资者能够发挥积极的监督治理作用来约束管理层在决策过程中的非理性行为,实现企业内部控制质量的提高,并因此减轻了企业短贷长投程度。在此将内部控制质量作为中介,使用模型(4)和模型(5)进行逐步回归检验。借鉴罗宏等及李萌和王近的研究^[9,23],采用DIB数据库内部控制指数的自然对数作为企业内部

表8 内部控制质量中介效应检验

	(1) SFLI	(2) IC	(3) SFLI	(4) SFLI	(5) IC	(6) SFLI
Coz1	-0.0183 *** (-5.1055)	0.0057 ** (2.5382)	-0.0180 *** (-5.0370)			
Coz2				-0.0275 *** (-6.1516)	0.0092 *** (3.4161)	-0.0271 *** (-6.0636)
IC			-0.0441 *** (-5.1601)			-0.0438 *** (-5.1265)
-cons	0.3095 *** (6.5084)	5.9498 *** (213.0415)	0.5720 *** (8.1905)	0.3073 *** (6.4756)	5.9509 *** (213.2506)	0.5680 *** (8.1409)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	32593	32593	32593	32593	32593	32593
r ²	0.1047	0.1716	0.1055	0.1050	0.1717	0.1058

控制质量(IC)的代理变量,数值越大表示企业的内部控制质量越好。三步法检验结果如表8所示,共同机构所有权指标(Coz)与内部控制质量指标(IC)显著正相关,说明共同机构投资者能有效发挥监督治理效应,优化企业内部控制。在主回归的基础上加入中介变量之后,共同机构所有权指标(Coz)的估计系数显著为负且绝对值减小,企业内控质量(IC)与短贷长投(SFLI)显著负相关,Sobel检验中Z值分别为-2.19和-2.66,具有统计显著性。综上,共同机构所有权带来的内部控制质量的提升可以抑制企业的短贷长投行为。

六、进一步分析^①

(一) 异质性分析

1. 基于产权性质的异质性分析。我国资本市场中存在两种性质不同的企业,即国有企业和非国有企业,两者在经营目标、治理体系以及融资能力等方面具有显著差异。相比于非国有企业,国有企业因其政治特殊性和市场优势,更容易筹措到长期资金。一方面,国有企业的特殊地位往往伴随着政府给予的隐性担保,这种担保机制会促使银行为其提供长期贷款,相比之下,非国有企业因面临更多的信贷市场歧视而难以得到所需的资金支持,从而更容易陷入短贷长投困境。另一方面,由于政治或行政因素的影响,银行对国有企业的监督能力有限,对非国有企业则施加了诸多限制性条款,这导致非国有企业更难获得长期信贷,继而加剧了短贷长投。因此,本文认为,在发生短贷长投可能性更高的非国有企业样本中,共同机构所有权更能发挥协同治理效应显著抑制短贷长投。为验证上述分析,本文利用产权性质虚拟变量(SOE),构建交乘项(Coz1 × SOE)与(Coz2 × SOE),并将它们分别纳入模型(1)进行回归分析。回归结果显示,交乘项Coz1 × SOE的估计系数在5%水平上显著为正,Coz2 × SOE的估计系数在10%水平上显著为正。该结果表明,共同机构所有权对企业短贷长投的抑制作用在非国有企业中更为明显,印证了上述逻辑的可靠性。

2. 基于分析师关注度的异质性分析。首先,分析师所扮演的外部治理角色能够推动企业规范行为,激励企业主动提升信息披露透明度,因此减少了外部资金投入方在信息获取上的不对称性,进而有效缓解企业的融资约束。其次,分析师还能有效监督企业内部的资金使用情况,协助企业将资金投向具有良好前景的项目,从而提高企业的资金配置能力。根据上述分析,分析师的关注可以缓解企业短贷长投程度,那么对于分析师关注度较低的企业,共同机构所有权更能够对短贷长投产生影响。为验证该设想,参考黎来芳等的做法^[31],将关注样本上市公司的分析师团队数量(Ana)以及研报发布数量(Report)进行对数化处

^①限于篇幅,进一步分析回归结果未列示,留存备案。

理,以此作为分析师关注度的衡量指标。分别设置共同机构所有权指标 Coz 与以上分析师关注度指标的交乘项,并代入基准回归模型中进行检验。结果显示,交乘项的估计系数均显著为正,即共同机构所有权对短贷长投的治理效应在分析师关注度较低的企业中表现得更为显著。

3. 基于市场竞争程度的异质性分析。市场竞争既是企业制定经营决策时所必须考虑的外部环境因素,也是企业的一种外部治理机制。一方面,激烈的市场竞争将促使企业主动提高信息披露质量,帮助外部债权人全面、准确地了解企业的运营状况和财务状况,从而提高其为企业提供长期贷款的意愿。另一方面,处在激烈市场竞争中的企业面临着巨大的经营压力和风险,在进行投资决策时,管理层会更加谨慎,以力求避免过度投资行为。因此,在竞争激烈的市场环境中,企业出现短贷长投的可能性更小。相比之下,在竞争较弱的市场环境中,市场对企业的监督作用减弱,此时共同机构所有权更能充当治理工具,通过有效发挥协同治理效应抑制企业短贷长投。为检验上述推断是否正确,本文借鉴刘锦英和徐海伟的做法^[32],用赫芬达尔指数来衡量市场竞争程度(等于行业中企业以营业收入占比计算的市场份额的平方和),指数越大市场竞争程度越小,并设置虚拟变量(HHI),当赫芬达尔指数大于行业年度中位数时, HHI 取1,否则取0。构建 $Coz1$ 、 $Coz2$ 与 HHI 的交乘项,代入模型(1)中进行回归,检验结果显示, $Coz1 \times HHI$ 和 $Coz2 \times HHI$ 的估计系数均显著为负,即市场竞争程度越低,共同机构所有权越能发挥对短贷长投的抑制作用,验证了上述推断的正确性。

(二) 经济政策不确定性的调节效应分析

部分学者聚焦于探究经济政策不确定性与企业短贷长投之间的关系,并得出了两者呈正向影响的结论^[3,5]。导致这一结论的主要原因在于,经济政策不确定性的提高增加了银行与企业之间的信息不对称程度,银行出于风险控制考虑,会进一步缩小借贷规模,导致企业的债务期限趋于短期化,进而加剧了短贷长投。为探究经济政策不确定性是否会削弱共同机构所有权对企业短贷长投的治理作用,本文选用 Baker 等基于《南华早报》所编制的中国年度经济政策不确定性指数^[33],并经过除以100再取算术平均数处理后,作为经济不确定性($SCMP$)的度量指标。将 $SCMP$ 作为调节变量加入模型(1),因 $SCMP$ 会与时间固定效应产生共线性,同时为避免遗漏一些不可观测的因素,参考李增福等的做法^[5],在模型(1)中加入 GDP 增速(GDP)、 $M2$ 增速($M2$)、物价指数(FPI)以及地区金融发展程度(FD)作为宏观控制变量,并在回归中控制个体固定效应。检验结果显示,交乘项 $Coz1 \times SCMP$ 和 $Coz2 \times SCMP$ 与 $SFLI$ 均在5%水平上显著正相关,表明经济政策不确定性的确会削弱共同机构所有权对企业短贷长投的抑制效应。

(三) 经济后果检验

1. 财务风险的降低。“短贷长投”作为一种激进的投融资策略,尽管能在短期内有效缓解企业的资金需求,但从长远视角审视,却会对企业的持续健康发展构成潜在的不利影响。为探究共同机构所有权对企业短贷长投的治理效应能否降低企业面临的财务风险,本文借鉴刘晓光和刘元春的做法^[2],采用由 Altman 提出的 Z-Score 破产风险模型计算所得的 Z 值作为财务风险衡量指标($Zscore$),Z 值越低,公司面临的财务风险越高。将 $Zscore$ 作为被解释变量,设置交乘项 $Coz1 \times SFLI$ 和 $Coz2 \times SFLI$ 代入回归模型进行验证,结果显示,交乘项与 $Zscore$ 的估计系数均显著为正,表明共同机构所有权对短贷长投的协同治理降低了企业发生财务风险的可能性。

2. 审计费用的下降。已有研究表明,投融资期限错配将导致企业的审计风险增加,因此会计师事务所可能调派更有经验的审计师来执行审计,甚至会投入更多的审计时间,进而导致审计费用增加^[34]。那么共同机构所有权对上市公司短贷长投的抑制作用是否有助于审计师审计,并因此减少审计费用呢?为回答该问题,本文选取审计费用指标(Fee)进行经济后果检验,具体采用对数化处理后的上市公司审计费用数据进行度量。检验结果表明, $Coz1 \times SFLI$ 和 $Coz2 \times SFLI$ 的估计系数均显著为负,证实了共同机构所有权能够通过抑制短贷长投行为进而显著降低审计费用。

七、结论性评述

在当前力图强化金融稳定性、健全资本市场功能的现实背景下,本文针对中国长期存在的短贷长投现象,站在逐渐兴起的共同机构所有权视角,以 2008—2022 年沪深 A 股上市公司为研究样本,对共同机构所有权与企业短贷长投行为的内在关联展开了实证分析。研究发现:第一,共同机构所有权能够显著抑制企业短贷长投程度,在控制了可能存在的内生性和稳健性问题后,这一结论依然成立。第二,机制检验显示,共同机构所有权通过发挥信息协同效应和监督治理效应实现对短贷长投的抑制。第三,在非国有企业、分析师关注度较低以及市场竞争程度较弱的样本中,共同机构所有权对短贷长投的抑制作用更为明显。与此同时,研究发现经济政策不确定性的提升会削弱共同机构所有权对企业短贷长投的抑制作用。第四,经济后果检验显示,共同机构所有权对短贷长投的协同治理有利于减少企业的财务风险和审计费用。

根据以上研究结论,本文从企业和政府部门两个层面出发提出如下建议:首先,企业层面。短贷长投是导致企业债务违约风险和经营风险增加的重要因素,而为缓解短贷长投的危害,企业应积极吸引共同机构投资者投资,特别是非国有企业,应不断优化股权结构,充分发挥共同机构所有权治理功能,减少短贷长投所带来的风险。同时企业应充分利用共同机构投资者在外部监管机制中的替代作用,借此弥补可能存在的分析师关注及市场监管缺失,进而提升企业的整体治理效能。一方面,企业应引导共同机构所有权发挥协同治理效应,强化企业信息披露质量,完善内部控制制度,在一定程度上增强金融机构提供长期信贷资金的意愿。另一方面,企业应警惕共同机构所有权潜在的合谋舞弊风险,建立透明的决策流程和独立的审查机构,以有效应对潜在舞弊行为。其次,政府部门层面。第一,政府应鼓励企业引入共同机构所有权这一非正式制度,并加快完善相关法律法规,为共同机构所有权提供明确的框架和规范,以引导共同机构投资者通过发挥正面效应有序参与公司治理。第二,在落实经济政策的过程中,政府要不断加强与金融机构及实体企业之间的沟通,以促进各方对政策的理解,从而提高政策实施的有效性,同时减少因经济政策不确定性所产生的不利影响。第三,政府部门一方面应持续完善我国的金融市场结构,构建多层次金融市场体系,拓展企业的融资渠道;另一方面应采取措施增强银行等金融机构提供长期信贷的积极性,进而缓解企业的长期融资约束,从根源上抑制企业短贷长投。

参考文献:

- [1]白云霞,邱穆青,李伟.投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J].中国工业经济,2016(7):23-39.
- [2]刘晓光,刘元春.杠杆率、短债长用与企业表现[J].经济研究,2019(7):127-141.
- [3]刘贯春,叶永卫.经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”[J].统计研究,2022(3):69-82.
- [4]徐亚琴,陈娇娇.利率市场化能抑制企业投融资期限错配吗?[J].审计与经济研究,2020(5):116-127.
- [5]李增福,陈俊杰,连玉君,等.经济政策不确定性与企业短债长用[J].管理世界,2022(1):77-89.
- [6]颜忠宝,张跃化,赵峰.货币政策预期管理能够缓解企业“短贷长投”吗?[J].金融论坛,2023(9):25-35.
- [7]马红,侯贵生,王元月.产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究[J].南开管理评论,2018(3):46-53.
- [8]洪金明,桑倩兰.管理者过度自信、内部控制与企业“短贷长投”[J].统计与决策,2021(23):165-169.
- [9]罗宏,贾秀彦,吴君凤.内部控制质量与企业投融资期限错配[J].国际金融研究,2021(9):76-85.
- [10]董礼,陈金龙.机构投资者持股与企业短贷长投:抑制还是促进?[J].南京审计大学学报,2021(6):92-100.
- [11]王百强,鲍睿,李馨子,等.控股股东股权质押压力与企业短贷长投:基于质押价格的经验研究[J].会计研究,2021(7):85-98.
- [12]Chen Y, Li Q, Ng J, et al. Corporate financing of investment opportunities in a world of institutional cross-ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69(1):102-041.
- [13]He J, Huang J, Zhao S. Internalizing governance externalities: The role of institutional cross-ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 134(2):400-418.
- [14]Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Re-

- search, 2021,38(1):208-241.
- [15]杜勇,孙帆,曹磊.共同机构所有权可以促进企业升级吗?[J].数量经济技术经济研究,2023(10):181-201.
- [16]Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership. [J]. Journal of Finance, 2018,73(4):1513-1565.
- [17]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.
- [18]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.
- [19]单蒙蒙,李蕾,李元旭.机构共同持股与企业债务融资成本——基于内外部治理机制的视角[J].金融经济研究,2023(5):115-128.
- [20]刘杨方妹,王秀丽.共同机构所有权与管理层业绩预告[J].上海金融,2022(12):53-70.
- [21]王思瑞,叶勇.共同机构所有权与企业信息披露质量[J].华东经济管理,2023(1):108-118.
- [22]黄政,钟廷勇,刘怡芳.内部控制质量、信息透明度与股价信息含量[J].中南财经政法大学学报,2017(3):14-23.
- [23]李萌,王近.内部控制质量与企业债务违约风险[J].国际金融研究,2020(8):77-86.
- [24]肖峻,王红建.共同机构所有权与股票市场稳定:协同治理还是合谋垄断?[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2024(1):70-83.
- [25]He J, Huang J. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings[J]. Review of Financial Studies, 2017,30(8):2674-2718.
- [26]钟凯,李鑫,佟岩.企业数字化转型与短贷长投[J].商业经济与管理,2023(7):64-82.
- [27]邱穆青,白云霞.官员访问与企业投融资期限错配[J].财经研究,2019(10):138-152.
- [28]李晓庆,易苇.共同机构所有权是否会提升企业社会责任表现?[J].南京审计大学学报,2023(4):51-59.
- [29]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [30]洪金明,桑倩兰,龙海红.银行业竞争会影响企业“短贷长投”吗?——来自A股上市公司的证据[J].经济经纬,2020(5):141-150.
- [31]黎来芳,张洁,孙昌玲.核心竞争力信息披露与分析师关注[J].中国软科学,2023(3):108-122.
- [32]刘锦英,徐海伟.共同机构所有权对管理层年报语调操纵的影响研究[J].管理学报,2023(8):1245-1253.
- [33]Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016,131(4):1593-1636.
- [34]邱穆青,刘晨,王俊秋.企业投融资期限错配、审计风险与审计师决策[J].山西财经大学学报,2020(2):114-126.

[责任编辑:苗竹青,高 婷]

Common Institutional Ownership and the Company's Short-Term Loans for Long-Term Investments: Collaborative Governance or Collusive Fraud?

WU Fei, NIU Mengyue

(School of Accounting, Beijing Wuzi University, Beijing 101149, China)

Abstract: This study empirically examines the relationship between common institutional ownership and company's short-term loans for long-term investments based on data from A-share listed companies from 2008 to 2022. The results indicate that common institutional ownership significantly mitigates company's short-term loans for long-term investments, primarily through information coordination and supervisory governance effects. This inhibitory effect is more pronounced in non-state-owned enterprises, firms with lower analyst coverage, and in less competitive markets. Furthermore, economic policy uncertainty is found to weaken the governance effect of common institutional ownership. Ultimately, common institutional ownership reduces firms' financial risks and audit fees by inhibiting short-term loans for long-term investments. The findings provide insights for promoting the development of common institutional ownership, managing company's short-term loans for long-term investments, and improving relevant regulatory measures.

Key Words: common institutional ownership; short-term loans for long-term investments; collaborative governance; information coordination; supervisory governance; collusive fraud