

共同机构所有权与企业创新： 协同治理与信息共享视角

曾春华 林仪凤¹

(海南大学 管理学院, 海南 海口 570228)

【摘要】：共同机构所有权能够强化行业联系，推动信息、技术和经验跨边界整合共享，实现外部性内部化，促进生产要素向企业集聚。以 2007—2020 年中国沪深 A 股上市公司为例，考察共同机构所有权对企业创新的影响。结果发现，共同机构所有权能够促进企业创新，其联结程度和持股比例越高，越有利于企业创新，且经过倾向得分匹配法、Heckman 二阶段回归等内生性检验和敏感性测试后，结论依然成立。进一步研究发现，共同机构所有权通过发挥协同治理效应和信息共享效应推动企业创新发展，并且共同机构所有权对企业创新的促进作用在市场化进程较低、行业竞争程度较高的样本中更为显著。结论可进一步提升对共同机构所有权这一新兴市场现象的认知，同时为决策部门制定政策方案提供参考。

【关键词】：共同机构所有权 企业创新 协同治理 信息共享

【中图分类号】：F273.1 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1001-7348(2022)13-0021-11

0 引言

创新既是推动经济转型发展和持续增长的重要源泉，也是培育企业竞争优势的途径^[1]。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确提出，要提升企业技术创新能力，强化企业创新主体地位，促进各类创新要素向企业集聚。然而，创新具有高投入、高风险、长周期、正外部性等特征^[2,3]，导致高管在创新决策时需要承担较大的职业风险。出于规避风险的考量，高管创新动力不足。信息不对称可能引发潜在道德风险，导致企业创新活动面临较严重的融资约束问题。因此，探寻企业创新影响因素至关重要。现有相关研究发现，宏观层面的产业政策^[4]、融资融券制度^[5]、政府补贴^[6]和知识产权保护^[7]，中观层面的融资结构^[8]、融资约束^[9]和市场竞争(张杰等，2014)，微观层面的股权结构^[10]和股东行为^[11]，以及高管层面的职能背景(虞义华等，2018)和薪酬激励等(田轩、孟清扬，2018)，均对企业创新及创新成效产生影响。也有研究探讨机构投资者对企业创新的影响，但仅从机构投资者持股及其异质性出发^[12]，忽略了机构投资者投资同行业多家企业所产生的同群效应对企业创新的影响。

机构投资者同时持有同行业多家企业股权即共同机构所有权^[13,14]，其作为一种非正式制度，在资本市场上屡见不鲜。美国上市公司通过共同机构所有权建立关联的比例由 1980 年不足 10% 增至 2014 年的 60%^[13]。自证监会提出“超常发展机构投资者”以来，中国拥有共同机构所有权的上市公司比例呈现逐年增长态势，并于 2020 年增至 12%，而共同机构投资者平均持股比例为 22%，已达到能够对企业施加重大影响水平。共同机构所有权对企业行为的影响引起理论界和实务界的广泛重视。针对共同机构所

作者简介：曾春华(1975—)，女，四川简阳人，博士，海南大学管理学院教授，研究方向为公司治理与公司财务；林仪凤(1995—)，女，广东汕头人，海南大学管理学院硕士研究生，研究方向为公司治理与公司财务。

基金项目：国家自然科学基金项目(72062012)；海南省自然科学基金项目(720RC571)；海南省研究生创新科研项目(Qhys2021-96)

有权的经济后果，学术界展开了激烈的讨论。部分学者认为，共同机构所有权下企业经营同质性会激发反竞争行为^[13]，损害共同机构投资者的长期利益^[15]；也有学者认为，共同机构所有权拥有强烈的监督动机和丰富的私人信息，能够实现产品市场协调^[14]，甚至促成行业内合资企业、战略联盟或行业内收购等产品市场合作形式，进而推动企业市场份额增长^[13]。共同机构所有权具有较强的私人信息优势和动机将治理外部性内部化，缓解治理外部性导致的低效率问题^[14]，加强股东监督，减少逆向选择和代理问题^[16]，从而提升公司治理水平。共同机构所有权能够有效降低信息不对称，促进信息规模效应形成，进而减少应计项目^[17]，降低盈余管理程度，从而提升财务报告质量(杜勇等，2021)。共同机构所有权有助于促进外部融资^[15]，降低并购交易成本并提升并购绩效^[18]。也有少数研究关注共同机构所有权对企业创新的影响，如Gibbon & Schain^[19]基于欧洲制造企业面板数据研究发现，在高技术溢出行业中，共同机构所有权能够增加创新产出，而在低技术溢出行业中，共同机构所有权对创新无积极影响；Gao等^[20]发现，共同机构所有权对创新具有积极影响，当企业所有权高度集中或大股东间的制衡较弱时，以及当企业面临的产品市场竞争较为激烈时，共同机构所有权对创新的影响显著。现有共同机构所有权研究大多基于西方发达资本市场且尚未达成一致结论，而中国情景下共同机构所有权对企业创新行为影响的研究鲜见。

共同机构所有权作为竞争企业搭建经济关联的行业枢纽，能够在参与多家同行业企业经营治理过程中形成强大的信息网络优势和资源整合能力，对企业创新具有重要影响。基于此，本文以2007—2020年中国沪深A股上市公司为例，重点考察共同机构所有权对企业创新的影响及作用机制。

本文主要贡献如下：第一，为全面认识机构投资者与企业创新的关系提供新视角。已有文献仅从机构投资者持股及其异质性视角研究企业创新^[12]，本研究基于是否存在共同机构所有权、共同机构所有权联结程度、共同机构所有权持股比例3个维度衡量共同机构所有权，以横向关联视角考察机构投资者持有同行业多家企业股权所产生的同群效应对企业创新的影响，可丰富机构投资者治理行为与治理效应研究。第二，为深入研究共同机构所有权对企业创新的作用机制提供新的理论依据。已有文献主要探讨共同机构所有权这一非正式制度对企业创新的影响^[19,20]，尚未揭示其作用机理。本研究从共同机构所有权的规模经济和行业优势等维度出发，进一步探讨共同机构所有权可能产生的协同治理效应和信息共享效应，无疑是对现有相关研究的有益补充。第三，可为政府监管和政策制定提供参考。研究结果表明，中国制度背景下共同机构所有权对企业创新具有促进作用。因此，应充分发挥共同机构投资者的优势，逐步提高共同机构投资者持股比例，同时政府应有效引导共同机构投资者积极参与公司治理，充分发挥其对资本市场的稳定作用。

1 理论分析与研究假设

企业创新同时面临动力不足与能力不足的问题：动力不足主要是因为股东与高管间的委托代理问题，能力不足则主要表现为企业创新资金来源受限。在参与多家同行业企业经营治理过程中，共同机构所有权能够积累丰富的私人信息、管理知识和行业经验。一方面，共同机构所有权能够内部化治理溢出成本，降低监督成本并提升监督边际收益，通过缓解股东与高管间的代理冲突提高创新失败容忍度，进而增强企业创新动力；另一方面，共同机构所有权联系可以模糊正式企业边界^[21]，具备一定的行业势力，能够推动企业知识与信息共享，提高企业信息透明度，缓解融资约束，进而增强企业创新能力。

1.1 共同机构所有权的协同治理效应

企业创新受代理问题制约，原因在于股权投资的选择权属性导致股东股权价值随投资风险增加而提升，而高管任期与薪酬依赖于当前经营绩效，未能像股东那样通过组合投资分散职业风险^[22]。不同于常规生产经营活动的固有属性，创新不可预见性或不确定性、风险性、异质性、长期性等^[2]意味着高管在创新决策时需要面临较大的职业风险。因此，出于规避职业风险的考量，高管创新动力不足。

共同机构投资者通过发挥协同治理效应缓解股东与高管间的代理问题，能够有效提升企业创新水平。一方面，共同机构所有权下，企业经营同质性意味着私人信息、管理知识和行业经验在投资组合内部企业的可迁移性。共同机构投资者在同质化经营中

能够快速积累特定信息与知识,培育强大的信息网络优势。凭借基于共同机构所有权建立的行业联系,治理溢出成本可以内部化为整个投资组合的治理收益,企业创新监督成本也随共同机构所有权所联结的同行业企业数量增加而降低。因此,相较于单个企业机构投资者,共同机构投资者具有更强的动力和能力对投资组合内部企业进行监督治理,实现企业治理结构专业化,能够有效抑制高管攫取超额薪酬补贴、增加超额在职消费、因规避职业风险而“不作为”等短视自利倾向,降低股东与高管间的代理成本,从而提升高管创新动力。另一方面,相较于普通机构投资者,共同机构投资者在私人信息、管理知识和行业经验等方面更具优势,能够发挥更强的外部监督作用,通过董事会对企业经营管理和投资决策施加实质性影响^[23]。投票反对和退出威胁是共同机构投资者进行监督治理的有效手段。共同机构所有权可以提高投票反对管理层的概率,表明共同机构投资者能够考虑到治理不善对投资组合内其它公司的负外部性^[16]。当反对意见不被采纳时,共同机构投资者可以采取退出威胁等手段与其他股东和高管进行博弈^[24],进而强化企业监督治理作用,有效缓解股东与高管间的代理冲突,增强高管创新动力。

在把握行业动态趋势方面,共同机构投资者具有其独特优势,能够识别创新失败因素。一方面,共同机构投资者凭借灵敏的行业嗅觉,能够有效甄别创新项目,作出前瞻性创新决策,从而降低创新失败概率;另一方面,共同机构投资者在参与同行业经营治理过程中积累的行业知识与管理经验,有助于其识别创新失败因素,进而通过提高创新失败容忍度缓解高管职业忧虑,营造有利于企业创新活动的内部治理环境,增强高管创新偏好,增加企业创新投入,从而提升企业创新水平。

1.2 共同机构所有权的信息共享效应

企业创新受融资约束问题制约的原因在于,研发活动需要长期且充足的资金支持,而创新不可预见性或不确定性、风险性、异质性、长期性^[2]等固有属性使创新投入产出过程存在信息不对称问题,可能引发潜在道德风险,导致创新活动面临较严重的外部融资约束,资金来源主要依赖于内部资金^[25]。但企业内部财务不稳定,加之创新活动调整成本较高,若创新活动因资金链断裂而中止将使企业蒙受巨大损失。因此,亟需提升企业信息透明度,缓解外部融资约束。

共同机构投资者寻求的是投资组合价值最大化,而非单个企业价值最大化^[26],凭借强大的信息网络优势和资源整合能力协调组合企业间冲突,通过发挥资源共享效应提高信息透明度,进而提升企业创新水平。具体而言,一方面,企业创新存在溢出效应,创新主体未能从溢出效应中获得收益却要承担创新风险,而其它企业坐享收益而无需承担相应的风险。凭借基于共同机构所有权建立的行业联系,单个企业创新溢出成本可以内部化为投资组合的创新收益。当溢出效应较强时,研发合作能够带来较多的创新产出^[27],这是因为每个企业都可能从自身边界外获得创新所需资源,补充内部可用资源^[28]。因此,相较于单个企业机构投资者,共同机构投资者具有更强的动力推动资源共享以提高企业信息透明度,从而提升企业创新能力。另一方面,在投资组合价值最大化目标下,共同机构投资者可能主动且频繁地参与企业经营活动,获取更多公开信息与私有信息,并通过正式沟通或非正式沟通协调组合内部竞争行为。共同机构所有权联系可以模糊正式企业边界^[21],共同机构投资者的行业势力越大,越有动力推动专有技术知识和创新实践经验等在投资组合内部交流共享,拓展投资组合创新知识信息集,降低信息披露成本,提升公开信息质量,最终降低信息不对称程度。同时,上述基于战略联盟的信任关系能够促进各方建立相互理解的长期伙伴关系并分享私有信息,进而通过共同机构投资者促进私有信息在投资组合内部共享。因此,共同机构所有权能够发挥资源共享效应,提高信息透明度,进而提升企业创新能力。

共同机构投资者通过促进知识和信息资源的交流与共享,不仅能够有效提升企业信息透明度,而且能够进一步向资本市场释放企业经营状况良好的信号,吸引潜在投资者与客户,引导市场资源向投资组合企业倾斜,从而缓解企业融资约束。一方面,共同机构投资者作为专业投资机构,其企业投资行为实质上是对被投资企业价值的认同与信用背书,凭借强大的资源整合优势能够有效缓解企业融资约束,提高企业创新能力;另一方面,共同机构投资者通过提升信息透明度搭建企业与资本所有者间的沟通桥梁,向潜在资金提供者传递高质量的公开信息与私有信息,吸引银行信贷、商业信用的关注,进而缓解企业外部融资约束,提高企业创新能力。基于上述分析,本文提出如下假设:

H₁:共同机构所有权能够促进企业创新。

2 研究设计

2.1 样本选取与数据来源

本文选取 2007—2020 年中国沪深 A 股上市公司作为研究样本。共同机构所有权指标基于国泰安 (CSMAR) 数据库季度数据, 通过手工搜集整理获得。专利申请数据、专利类型及数量等数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS), 其它财务数据来源于国泰安数据库 (CSMAR)。本文按照以下规则进行数据清洗: ①剔除金融保险类上市公司; ②剔除 ST 和*ST 公司; ③剔除数据缺失样本。本文对连续变量取前后 1%进行缩尾处理, 最终得到 15595 个观测值。

2.2 变量度量

(1) 被解释变量。

借鉴 Devos & Li^[29]、黎文靖和郑曼妮^[4]的做法, 本文使用企业当年经行业调整后的专利申请数量 (Apply) 和专利授权数量 (Grant) 测度企业创新, 具体计算方式如下: 将专利申请数量与专利授权数量分别除以企业所属行业专利申请数量年度均值和专利授权数量年度均值。

(2) 解释变量。

参照 He & Huang^[13]、Chen 等^[14]和杜勇等 (2021) 的做法, 本文从 3 个维度测度共同机构所有权: 第一, 是否存在共同机构所有权 (Cross1), 如果上市公司当年存在共同机构所有权, Cross1 取值 1, 否则取值 0; 如果机构投资者同时持有同行业两家及以上上市公司 5%及以上股份, 即判定为共同机构所有权。第二, 共同机构所有权联结程度 (Cross2), 表示上市公司拥有的共同机构投资者数量, 并加 1 取自然对数。第三, 共同机构所有权持股比例 (Cross3), 表示上市公司拥有的所有共同机构投资者持股比例总和。如果上市公司当年任一季度存在共同机构所有权则判定上市公司当年存在共同机构所有权, 取共同机构投资者数量和总持股比例在季度层面的均值作为相应年度数据。

(3) 控制变量。

考虑到其它可能影响企业创新的因素, 本文选取机构投资者持股 (Institution)、企业规模 (Size)、企业年龄 (Age)、资产负债率 (Lev)、净资产收益率 (Roe)、现金流比率 (Cash)、资产结构 (Ia)、托宾 Q 值 (Tobinq)、董事会规模 (Boardsize)、董事会独立性 (Indepennt)、监管层持股比例 (Esh) 作为控制变量。

2.3 模型构建

为验证共同机构所有权与企业创新的关系, 参考黎文靖和郑曼妮^[4]、权小锋和尹洪英^[5]的研究成果, 本文构建如下模型:

$$Patent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_{i,t} + \beta_2 CVs_{i,t} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Patent_{i,t}$ 为上市公司创新产出, 采用 Apply、Grant 衡量, 该值越大表明上市公司创新能力越强; $Cross_{i,t}$ 为上市公司共同机构所有权情况, 采用 Cross1、Cross2 和 Cross3 衡量。如果 Cross 的回归系数显著为正, 则共同机构所有权能够促进上市公司创新能力提升。CVs_{i,t} 为控制变量, Industry_j、Year_t 分别为行业、年度固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为误差项。

2.4 描述性统计

表1结果显示, Apply均值为1.011, 标准差为2.546, 最小值为0, 最大值为18.010, Grant均值为1.014, 标准差为2.528, 最小值为0, 最大值为17.630, 说明研究样本中既存在无创新产出的上市公司, 也存在创新产出较多的上市公司, 且上市公司间研发能力存在较大差异。Cross1、Cross2、Cross3的标准差分别为0.314、0.231、0.099, 均大于其对应均值, 且共同机构投资者持股比例均值为2.9%, 最大值为54.1%, 说明上市公司间的共同机构所有权存在较大差异, 但其持股比例已经达到能够对上市公司施加影响的水平。

本文按照是否存在共同机构所有权对所有样本进行分组及组间差异检验, 结果如表2所示。由表2可知, Cross1=1时 Apply、Grant的均值与中位数均大于Cross1=0时 Apply、Grant的均值和中位数, 说明相较于未拥有共同机构所有权的上市公司, 拥有共同机构所有权的上市公司专利申请数量和专利授权数量更大, 组间差异检验在一定程度上支持本文研究假设。

表1 总体描述性统计结果

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Apply	15595	1.011	2.546	0.000	0.190	18.010
Grant	15595	1.014	2.528	0.000	0.198	17.630
Cross1	15595	0.111	0.314	0.000	0.000	1.000
Cross2	15595	0.081	0.231	0.000	0.000	1.609
Cross3	15595	0.029	0.099	0.000	0.000	0.541
Institution	15595	0.408	0.231	0.003	0.426	0.881
Size	15595	22.420	1.257	20.070	22.240	26.360
Age	15595	2.440	0.496	1.609	2.398	3.296
Lev	15595	0.445	0.194	0.069	0.443	0.870
Roe	15595	0.048	0.148	-0.846	0.061	0.312
Cash	15595	0.050	0.064	-0.125	0.047	0.238
Ia	15595	0.047	0.043	0.000	0.036	0.263
Tobinq	15595	2.068	1.275	0.852	1.660	7.999
Boardsize	15595	2.399	0.226	1.792	2.398	2.996
Indepent	15595	0.379	0.071	0.250	0.364	0.600
Esh	15595	0.096	0.158	0.000	0.002	0.607

表2 共同机构所有权与企业创新单变量检验结果

变量	Cross1=1			Cross1=0			差异检验	
	样本数	均值	中位数	样本数	均值	中位数	均值检验	中位数检验
Apply	1729	1.880	0.284	13866	0.902	0.185	-0.977***	11.068***
Grant	1729	1.841	0.257	13866	0.911	0.195	-0.930***	8.127***

注：***、*和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，下同

3 实证结果与分析

3.1 基准回归结果

表 3 为共同机构所有权与企业创新的基准回归结果。其中，第(1)–(3)列是以专利申请数量 Apply 为解释变量的回归结果，第(4)–(6)列是以专利授权数量 Grant 为解释变量的回归结果。从结果看，无论是以 Apply 还是以 Grant 为解释变量，共同机构所有权 Cross1、Cross2、Cross3 的估计系数均在 5%的统计水平上显著，表明共同机构所有权与企业创新存在正相关关系，即拥有共同机构所有权以及共同机构所有权的联结程度和持股比例越大，企业创新水平越高，假设 H₁ 得到验证。由此可见，共同机构投资者能够为企业带来丰富的私人信息、管理知识和行业经验，凭借强大的信息网络优势和监督治理能力，可以有效缓解委托代理与信息不对称问题，进而缓解企业创新动力不足和资源不足问题，提升企业创新水平。

3.2 稳健性检验

(1)PSM-DID。

本文采用多时期双重差分法模型(Time-varyingDID),对上市公司由不存在共同机构所有权变更为存在共同机构所有权后创新水平差异进行估计，具体模型如下：

$$Patent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} \times After_{i,t} + \beta_2 CVs_{i,t} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

以上市公司是否存在共同机构所有权将样本企业划分处理组(Treat=1)和控制组(Treat=0),After 为年份虚拟变量，共同机构投资者进入上市公司后取值 1,共同机构投资者进入上市公司前取值 0。同时，为解决可能存在的样本选择偏误问题，本文使用倾向得分匹配法(PSM),以前述控制变量作为匹配变量，采用有放回的最近邻匹配方法(1：1)筛选出与处理组匹配特征相似的控制组样本再进行验证。检验结果显示，交互项 After×Treat 的系数均显著为正，表明当共同机构投资者进入上市公司后，企业创新水平显著提升。

(2)Heckman 二阶段回归。

为避免样本选择偏误可能带来的估计偏误，本文采用 Heckman 二阶段回归。具体地，第一阶段，本文通过构建 Probit 模型计算逆米尔斯比率(Imr),以此考察上一期公司特征变量与下一期是否存在共同机构所有权(Cross1)间的相关性。第二阶段，将 Imr 作为控制变量纳入模型(1),以消除潜在样本选择偏误对研究结果的影响，具体 Probit 模型如下：

$$Cross1_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LagControls_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

其中，Cross1_{i,t} 表示上市公司 i 第 t 年是否拥有共同机构所有权，Lag_Controls 为公司特征变量集合，即前述控制变量的滞后项，μ_{i,t} 为回归残差。检验结果显示，Imr 对 Apply 和 Grant 的估计系数均在 5% 的统计水平上显著，说明共同机构所有权分布存在偏差，故考虑样本选择偏误问题可能带来的影响是必要的。加入 Imr 后，共同机构所有权(Cross2、Cross3)在对 Apply 和 Grant 的回归中估计系数仍显著为正，与前文基准回归结果基本一致，说明纠正存在的样本选择性偏误后，基准回归结论依然成立。

(3) 敏感性测试。

本文使用经行业调整后的发明专利申请数量、发明专利授权数量和专利引用数量，替换模型(1)中的专利申请数量(Apply)和专利授权数量(Grant)进行回归。结果显示，共同机构所有权相关变量的估计系数均在 5% 的统计水平上显著为正，表明在更换企业创新测度方法后，本文结论依然成立。另外，本文将共同机构所有权持股门槛分别调整为 10% 和 3%，重新计算是否存在共同机构所有权、共同机构所有权联结程度以及共同机构所有权持股比例，并与专利申请数量(Apply)和专利授权数量(Grant)进行回归。结果显示，共同机构所有权相关变量的估计系数均显著为正，表明在更换共同机构所有权测度方式后，基准回归结论依然成立。

表 3 基准回归结果

变量	Apply			Grant		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cross1	0.358***			0.347***		
	(4.231)			(4.077)		
Cross2		0.415***			0.407***	
		(3.588)			(3.466)	
Cross3			0.527**			0.592**
			(1.996)			(2.186)
Constant	-16.698***	-16.760***	-17.075***	-16.157***	-16.211***	-16.490***
	(-19.717)	(-19.700)	(-19.835)	(-19.262)	(-19.257)	(-19.400)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15595	15595	15595	15595	15595	15595
Adj. R2	0.116	0.116	0.115	0.110	0.110	0.109

注：括号中数值为 t 值；省略了控制变量 (CVs) 的回归结果

4 扩展性讨论

4.1 影响机制分析

4.1.1 协同治理效应检验

(1)通过联结同行业企业，共同机构所有权能够获得私人信息和行业经验，对治理外部性进行内部化，发挥积极的监督治理作用。共同机构所有权联结的同行业上市公司数量越多，协同治理作用越显著，上市公司创新能力越强。为验证这一机制，本文借鉴杜勇等 (2021) 的做法，构建行业联结指标 (Cross_num)，以此替换 Cross 纳入基准回归模型进行检验，具体计算方法如下：计算上市公司经共同机构所有权联结的同行业上市公司数量，取年度均值后加 1 取自然对数，检验结果如表 4 所示。由表 4 可知，Cross_num 对 Apply 和 Grant 的估计系数均在 1% 的统计水平上显著，表明共同机构所有权联结的同行业上市公司数量越多，私人信息和行业经验获取成本越低，越能发挥协同治理效应，进而提升企业创新能力。

(2)共同机构投资者在参与多家同行业企业经营治理过程中，凭借丰富的私人信息、管理知识和行业经验发挥协同治理效应，能够有效缓解股东与高管间的代理问题，进而提升企业创新能力。因此，本文借鉴温忠麟等^[30]的研究成果，建立如下中介模型：

$$Agency_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Cross_{i,t} + \gamma_2 CVs_{i,t} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{i,t} \tag{4}$$

$$Patent_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 Cross_{i,t} + \mu_2 Agency_{i,t} + \mu_3 CVs_{i,t} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{i,t} \tag{5}$$

其中，Agency 表示股东与高管间的代理成本，采用营业收入除以总资产衡量，其余变量定义与前文一致。由表 5 可知，相关变量系数和显著性水平平均符合中介效应检验标准，且 Sobel 检验结果显示，Z 统计量均在 1% 的统计水平上显著，说明中介效应成立。也就是说，共同机构所有者具有较强的动力和能力发挥协同治理效应，通过降低股东与高管间的代理成本提高企业创新能力。

表 4 行业联结检验结果

变量	Apply	Grant
	(1)	(2)
Cross_num	0.390***	0.353***
	(4.245)	(3.901)
Constant	-16.422***	-15.945***
	(-19.411)	(-18.952)
Adj. R ²	0.117	0.111

注：括号中的数值为 t 值，***、*和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；省略了控制变量(CVs)、年份固定效应(Yearfe)、行业固定效应(Industryfe)的回归结果；N=15595, 下同

表 5 代理成本检验结果

变量	Agency			Apply			Grant		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Cross1	0.044***			0.338***			0.328***		
	(4.041)			(4.021)			(3.881)		
Cross2		0.049***			0.393***			0.386***	
		(3.345)			(3.416)			(3.307)	
Cross3			0.156***			0.455*			0.525*
			(4.302)			(1.739)			(1.952)
Agency				0.453***	0.456***	0.458***	0.426***	0.429***	0.430***
				(7.528)	(7.566)	(7.606)	(7.093)	(7.129)	(7.155)
Constant	0.964***	0.954***	0.954***	-17.135***	-17.196***	-17.512***	-16.568***	-16.620***	-16.901***
	(10.871)	(10.709)	(10.899)	(-20.034)	(-20.014)	(-20.147)	(-19.535)	(-19.527)	(-19.670)
Adj. R ²	0.250	0.249	0.250	0.121	0.120	0.119	0.114	0.114	0.113

(3)相较于其它企业决策，创新需要更高的失败容忍度。共同机构投资者凭借丰富的私人信息、管理知识和行业经验能够有效识别创新失败因素，通过提高创新失败容忍度缓解高管职业忧虑，增强高管创新偏好，进而提升企业创新能力。为此，本文借鉴 Aghion 等^[31]的做法，构建高管强制变更—业绩敏感性模型(模型 7)检验共同机构所有权与创新失败容忍度的关系。

$$\begin{aligned}
 Turnover_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Cross_{i,t} \times Dret_{i,t} + \beta_2 Cross_{i,t} \\
 & + \beta_3 Dret_{i,t} + \beta_4 CVs_{i,t} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \\
 & \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

其中，Turnover 表示高管强制变更，将国泰安数据库(CSMAR)披露为解聘、辞职、工作调动、个人或其它离职类型划分为高管强制变更(Turnover=1)，其余为非强制变更(Turnover=0)。Dret 表示企业业绩，采用经行业调整的年度个股回报率变动值进行衡量，检验结果如表 6 所示。由表 6 可知，核心变量共同机构所有权与个股回报率变动值交互项(Cross1×Dret、Cross2×Dret)的估计系数均在 10%统计水平上显著，表明共同机构所有权能够降低高管强制变更对经营业绩的影响，即共同机构所有权能够促进上市公司创新失败容忍度提升，增强企业创新动力，进而提升企业创新能力。

4.1.2 信息共享效应检验

(1) 共同机构所有权通过正式沟通或非正式沟通收集专有技术知识、创新实践经验等私人信息，并与持股同行业公司分享，进而提升同行业公司创新能力，发挥资源共享效应。共同机构所有权的知识共享效应取决于其行业势力，共同机构所有权的行业势力越大，越有能力协调投资组合内部竞争行为，发挥资源共享效应。为验证这一机制，借鉴杜勇等(2021)的做法，本文构建行业势力(Cross_pow)指标，以此替换 Cross 纳入基准回归模型进行检验，具体计算方法如下：计算上市公司所有共同机构投资者持股同行业公司数量，取年度均值后加 1 取自然对数，检验结果如表 7 所示。由表 7 可知，Cross_pow 对 Apply 和 Grant 估计系数均在 1%的统计水平上显著，表明共同机构所有权行业势力越大，越有动力和能力协同组合内部企业间竞争行为，越能发挥资源共享效应，进而提升上市公司创新能力。

(2) 企业通过盈余管理披露低质量信息会扭曲同行业其它企业投资决策，降低同行业公司价值，进而降低共同机构投资者的投资组合回报。因此，在投资组合价值最大化目标下，共同机构投资者有动力和能力提高投资组合内部企业信息透明度，推动资源共享，进而提升企业创新能力。信息透明度机制检验方法与代理成本机制类似，可采用信息透明度(DA)替换代理成本(Agency)进行检验。借鉴 Hutton 等^[32]的做法，信息透明度(DA)采用企业前 3 个年度操控性应计利润的绝对值之和表示，该值越大，表明信息透明度越低。其中，操控性应计利润的绝对值采用修正的 Jones 模型进行估计，检验结果如表 8 所示。由表 8 可知，相关变量系数和显著性水平均符合中介效应检验标准，且 Sobel 检验结果显示，Z 统计量均在 10%的统计水平上显著，说明中介效应成立。这说明共同机构所有权凭借强大的信息网络优势和资源整合优势发挥资源共享效应，促进企业间公开信息质量提升和私有信息交流共享，通过提高信息透明度促进企业创新能力提升。

(3) 共同机构所有权能够发挥资源共享效应，通过提升企业信息透明度缓解外部融资约束问题，进而提升企业创新能力。参照杨兴全等^[33]的研究成果，本文构建创新投入—现金流敏感性模型(模型 8)检验共同机构所有权与创新投入的融资约束关系。

$$R\&D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_{i,t} \times Cash_{i,t} + \beta_2 Cross_{i,t} + \beta_3 Cash_{i,t} + \beta_4 CVs_{i,t} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中，Cash 表示企业内部自由现金流， β_1 表示共同机构所有权对创新投入融资约束的影响，检验结果如表 9 所示。由表 9 可知，Cash 与 R&D 显著正相关，表明企业创新投入依赖于内部自由现金流，存在创新融资约束问题。核心变量共同机构所有权与企业内部自由现金流交互项(Cross1×Cash、Cross2×Cash、Cross3×Cash)的估计系数均显著为负，表明共同机构所有权能够通过促进信息资源交流与共享，向资本市场释放企业经营状况良好的信号，推动市场资源向投资组合企业倾斜以缓解融资约束，进而增强企业创新能力。

表 6 创新失败容忍度检验结果

变量	Turnover		
	(1)	(2)	(3)
Cross1×Dret	0.002*		
	(1.862)		
Cross2×Dret		0.003*	
		(1.944)	
Cross3×Dret			0.005

			(0.972)
Cross1	0.025**		
	(2.059)		
Cross2		0.031*	
		(1.927)	
Cross3			0.106***
			(2.603)
Dret	-0.000	-0.000	-0.000
	(-0.696)	(-0.711)	(-0.349)
Constant	-0.692***	-0.692***	-0.684***
	(-6.527)	(-6.534)	(-6.522)
Adj. R ²	0.045	0.045	0.045

注：N=11373

表 7 行业势力检验结果

变量	Apply	Grant
	(1)	(2)
Cross_pow	0.388***	0.351***
	(4.231)	(3.887)
Constant	-16.425***	-15.949***
	(-19.414)	(-18.954)
Adj. R ²	0.117	0.111

表 8 信息透明度检验结果

变量	DA			Apply			Grant		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Cross1	-0.020***			0.353***			0.343***		

	(-4.050)			(4.170)			(4.023)		
Cross2		-0.027***			0.408***			0.402***	
		(-3.901)			(3.527)			(3.413)	
Cross3			-0.055***			0.513*			0.580**
			(-4.148)			(1.941)			(2.139)
DA				-0.241***	-0.243***	-0.250***	-0.209***	-0.211***	-0.217***
				(-3.471)	(-3.502)	(-3.603)	(-2.998)	(-3.025)	(-3.109)
Constant	0.449***	0.447***	0.459***	-16.590***	-16.652***	-16.960***	-16.063***	-16.116***	-16.390***
	(10.981)	(10.949)	(11.322)	(-19.619)	(-19.603)	(-19.730)	(-19.177)	(-19.173)	(-19.309)
Adj. R ²	0.045	0.045	0.045	0.117	0.116	0.115	0.110	0.110	0.109

表 9 融资约束检验结果

变量	R&D		
	(1)	(2)	(3)
Cross1×Cash	-0.017**		
	(-2.365)		
Cross2×Cash		-0.026***	
		(-2.647)	
Cross3×Cash			-0.039*
			(-1.923)
Cross1	0.004***		
	(7.099)		
Cross2		0.006***	
		(7.074)	
Cross3			0.011***
			(6.029)
Cash	0.027***	0.027***	0.026***

	(11.460)	(11.554)	(11.350)
Constant	0.006*	0.006	0.005
	(1.662)	(1.637)	(1.263)
Adj. R ²	0.335	0.335	0.334

4.2 异质性检验

(1) 市场化进程差异。

企业资源配置效率受市场化进程的影响。当企业所处市场化水平较低时,受政府行政干预较多,要素市场、产品市场发育和制度环境不够完善,意味着企业面临的外部治理环境较差,委托代理问题严重。共同机构所有权作为一种非正式制度,凭借较为强大的专业知识和信息优势发挥协同治理作用,在一定程度上缓解可能存在的代理问题,最终促进企业创新发展。为此,本文采用王小鲁等^[34]编译的《中国分省份市场化指数报告(2018)》中市场化指数(Market)衡量市场化进程,并按照历年市场化指数平均增长率扩展至2020年。市场化指数(Market)越大,市场化进程越快。当Market大于同年度中位数时,取值为1,否则取值为0,检验结果如表10、表11所示。由表10、表11可知,当Market=0时,共同机构所有权相关变量的估计系数均在1%的统计水平上显著;当Market=1时,共同机构所有权相关变量的估计系数均不具备统计学上的显著性,表明市场化进程越慢,共同机构所有权越能发挥协同治理效应,推动企业创新发展。

表10 基于市场化水平的回归结果(因变量为Apply)

变量	Market=1	Market=0	Market=1	Market=0	Market=1	Market=0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cross1	0.183	0.441***				
	(1.372)	(4.063)				
Cross2			0.069	0.593***		
			(0.391)	(3.919)		
Cross3					-0.606	1.329***
					(-1.08)	(3.467)
Constant	-17.678***	-15.971***	-17.910***	-15.960***	-18.296***	-16.174***
	(-12.363)	(-15.636)	(-12.427)	(-15.582)	(-12.547)	(-15.661)
Adj. R ²	0.130	0.118	0.130	0.118	0.131	0.117

表11 基于市场化水平的回归结果(因变量为Grant)

变量	Market=1	Market=0	Market=1	Market=0	Market=1	Market=0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cross1	0.189	0.423***				
	(1.451)	(3.799)				
Cross2			0.095	0.565***		
			(0.538)	(3.633)		
Cross3					-0.337	1.238***
					(-0.931)	(3.130)
Constant	-16.396***	-15.953***	-16.603***	-15.947***	-16.899***	-16.160***
	(-11.618)	(-15.840)	(-11.674)	(-15.813)	(-11.784)	(-15.898)
Adj. R ²	0.117	0.118	0.117	0.118	0.117	0.118

(2) 行业竞争差异。

行业竞争程度是企业创新的内在驱动力。行业竞争越激烈，共同机构投资者越有动力协调行业竞争行为^[14]，促进投资组合内部企业信息交流与共享，发挥资源共享效应，提高企业信息透明度并降低企业融资约束，进而提升企业创新水平。为此，本文借鉴 Peress^[35]的研究成果，采用勒纳指数(Lerner)衡量行业竞争程度并进行分组检验。勒纳指数(Lerner)采用单个企业勒纳指数减去行业勒纳指数，其中，单个企业勒纳指数=(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入。Lerner 指数越小，行业竞争程度越高。当 Lerner 大于同年度中位数时，取值为 1，否则取值为 0，检验结果如表 12、表 13 所示。由表 12、表 13 可知，当 Lerner=0 时，共同机构所有相关变量的估计系数均在 5%的统计水平上显著；当 Lerner=1 时，共同机构所有权相关变量的估计系数均不具备统计学上的显著性，表明行业竞争越激烈，共同机构所有权越有动力促进投资组合企业间知识与信息共享，发挥资源共享效应，提升上市公司创新水平。

表 12 基于行业竞争的回归结果(因变量为 Apply)

变量	RLerner=1	RLerner=0	RLerner=1	RLerner=0	RLerner=1	RLerner=0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cross1	0.205	0.455***				
	(1.475)	(4.288)				
Cross2			0.185	0.551***		
			(0.981)	(3.788)		
Cross3					0.124	0.602**

					(0.229)	(2.011)
Constant	-17.478***	-17.160***	-17.597***	-17.187***	-17.801***	-17.599***
	(-12.006)	(-15.207)	(-12.043)	(-15.167)	(-12.128)	(-15.237)
Adj. R ²	0.120	0.127	0.120	0.126	0.119	0.124

表 13 基于行业竞争的回归结果(因变量为 Grant)

变量	RLerner=1	RLerner=0	RLerner=1	RLerner=0	RLerner=1	RLerner=0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cross1	0.194	0.442***				
	(1.398)	(4.105)				
Cross2			0.175	0.541***		
			(0.920)	(3.621)		
Cross3					0.188	0.676**
					(0.338)	(2.203)
Constant	-16.906***	-16.652***	-17.020***	-16.672***	-17.185***	-17.039***
	(-11.668)	(-14.951)	(-11.707)	(-14.923)	(-11.819)	(-14.984)
Adj. R ²	0.116	0.125	0.115	0.124	0.115	0.123

5 结语

5.1 结论

本文以 2007—2020 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本,考察共同机构所有权对企业创新的影响及作用机制。研究发现,共同机构所有权能够促进企业创新,其联结程度和持股比例越高,越有利于促进企业创新,在采用倾向得分匹配法、Heckman 二阶段回归等一系列内生性检验和敏感性测试后结论依然成立。进一步研究发现,共同机构所有权能够通过发挥协同治理效应和信息共享效应推动企业创新发展,并且共同机构所有权对企业创新的促进作用在市场化进程较低、行业竞争程度较高的样本中更显著。

5.2 启示与政策建议

(1) 共同机构投资者能够在参与同行业经营过程中形成强大的信息网络优势和资源整合能力,对企业创新具有深远的影响。因此,上市公司应积极引入共同机构投资者并提升其持股比例,充分发挥共同机构投资者在私人信息、管理知识和行业经验方面

的独特优势，提升自身创新动力与能力。

(2) 共同机构所有权通过发挥协同治理效应和信息共享效应推动企业创新发展。因此，机构投资者应不断提高团队专业化水平，通过构建企业战略联盟充分发挥行业协同效应，注重长期投资和价值投资，积累声誉资本，为同行业企业之间以及企业与外部投资者之间的信息流动提供便利，进而缓解企业委托代理问题和融资约束。

(3) 共同机构所有权作为一种非正式制度，能够在一定程度上弥补正式制度的不足，提升要素市场资源配置效率。因此，政府监管部门应从制度与政策层面保障投资者的利益，同时加强市场监管，为共同机构投资者营造良好的投资环境，进一步发挥共同机构所有权在公司治理与行业协同方面的优势。

5.3 不足与展望

本文存在以下不足：第一，受制于相关数据可得性，仅基于沪深A股上市公司研究共同机构所有权对企业创新的影响，而同时持股非上市公司或同时持股非上市公司和上市公司所形成的共同机构所有权同样值得关注。因此，未来研究可以全面研究共同机构所有权的影响。第二，本研究主要验证共同机构所有权对企业创新的促进作用，事实上，企业创新仅是企业投资的一方面，共同机构所有权拥有的信息网络优势和资源整合优势如何影响企业经营这一问题值得进一步探讨。因此，未来研究可以在其它投资活动、融资活动等方面，进一步丰富共同机构所有权的影响研究。

参考文献：

- [1]PORTER M E.Capital disadvantage:America's failing capital investment system[J].Harvard business review, 1992, 70(5):65-82.
- [2]HOLMSTROM B.Agency costs and innovation[J].Journal of Economic Behavior & Organization, 1989, 12(3):305-327.
- [3]HEJAZI W,SAFARIAN A E.Trade,foreign direct investment,and R&D spillovers[J].Journal of International Business Studies, 1999, 30(3):491-511.
- [4]黎文靖，郑曼妮.实质性创新还是策略性创新——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究，2016, 51(4):60-73.
- [5]权小锋，尹洪英.中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验[J].管理世界，2017, 33(1):128-144, 187-188.
- [6]郭玥.政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J].中国工业经济，2018, 35(9):98-116.
- [7]吴超鹏，唐菂.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].经济研究，2016, 51(11):125-139.
- [8]李汇东，唐跃军，左晶晶.用自己的钱还是用别人的钱创新——基于中国上市公司融资结构与公司创新的研究[J].金融研究，2013, 56(2):170-183.

-
- [9]张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5):161-174.
- [10]朱德胜, 周晓珮. 股权制衡、高管持股与企业创新效率[J]. 南开管理评论, 2016, 19(3):136-144.
- [11]JIANG X, YUAN Q. Institutional investors' corporate site visits and corporate innovation[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48:148-168.
- [12]韦施威, 杜金岷, 吴文洋. 机构投资者如何影响企业创新——兼论机构投资者与企业异质性[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(1):30-38.
- [13]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.
- [14]CHEN Y, LI Q, NG J. Institutional cross-ownership and corporate financing of investment opportunities[R]. Working Paper, 2018.
- [15]WANG P, BARRESE J. Institutional investors, common control, and risk:an investigation into motives and consequences[J]. Review of Business, 2019, 39(1):45-59.
- [16]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.
- [17]HE J, LI L, YEUNG P E. Two tales of monitoring:effects of institutional cross-blockholding on accruals [EB/OL]. (2020-02-15). <https://ssrn.com/abstract=3152044>.
- [18]BROOKS C, CHEN Z, ZENG Y. Institutional cross-ownership and corporate strategy:the case of mergers and acquisitions[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48:187-216.
- [19]GIBBON A J, SCHAIN J P. Rising markups, common ownership, and technological capacities[R]. DICE Discussion Papers, 2020.
- [20]GAO K, SHEN H, GAO X, et al. The power of sharing:evidence from institutional investor cross-ownership and corporate innovation[J]. International Review of Economics & Finance, 2019, 63:284-296.
- [21]AZAR J, SCHMALZ M C, TECU I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance, 2018, 73(4):1513-1565.
- [22]ALCHIAN A A, DEMSETZ H. Production, information costs, and economic organization[J]. The American Economic Review, 1972, 62(5):777-795.
- [23]KOCH A, PANAYIDES M, THOMAS S. Common ownership and competition in product markets[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 139(1):109-137.

-
- [24]EDMANS A, LEVIT D, REILLY D. Governance under common ownership[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(7):2673-2719.
- [25]HALL B H. The financing of research and development[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18(1):35-51.
- [26]AZAR J, SCHMALZ M C. Common ownership of competitors raises antitrust concerns[J]. Journal of European Competition Law & Practice, 2017, 8(5):329-332.
- [27]LEAHY D, NEARY J P. Public policy towards R&D in oligopolistic industries[J]. The American Economic Review, 1997:642-662.
- [28]D' ASPREMONT C, JACQUEMIN A. Cooperative and noncooperative R&D in duopoly with spillovers[J]. The American Economic Review, 1988, 78(5):1133-1137.
- [29]DEVOS E, LI H. Vertical integration to mitigate internal capital market inefficiencies[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69:101994.
- [30]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.
- [31]AGHION P, BLOOM N, BLUNDELL R, et al. Competition and innovation:an inverted-U relationship[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(2):701-728.
- [32]HUTTON A P, MARCUS A J, TEHRANIAN H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. Journal of financial Economics, 2009, 94(1):67-86.
- [33]杨兴全, 王丽丽, 杨征. 机构投资者网络关系与企业创新: 信息资源和信息治理[J]. 当代财经, 2021(11):76-88.
- [34]王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [35]PERESS J. Product market competition, insider trading, and stock market efficiency[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(1):1-43.