

共同机构所有权与企业新质生产力

田冠军 李尚明 陈余 吴年年

(重庆工商大学会计学院, 重庆 400067)

摘要: 本文以2011—2022年中国A股上市公司为样本, 实证检验了共同机构所有权对企业新质生产力的影响及作用机制。研究发现, 共同机构所有权对企业新质生产力具有促进作用, 且联结程度与持股比例越高, 促进作用越明显。共同机构所有权通过协同治理效应以及信息共享效应形成行业势力, 增强高管创新意识, 提高企业信息透明度, 降低债务融资成本, 从而对新质生产力产生促进作用。在非国有企业以及管理层持股较高、行业竞争度较低、媒体关注度较高的企业中, 该促进作用更为明显。本文为在经济新常态下充分发挥共同机构所有权优势、提高专业化投资能力以及通过优化市场环境促进企业新质生产力发展提供了启示。

关键词: 共同机构所有权; 新质生产力; 治理复杂性; 协同治理效应; 信息共享效应

Abstract: Taking China's A-share listed companies from 2011 to 2022 as a sample, this paper empirically examines the impact of common institutional ownership on the new quality productive forces of enterprises and its mechanism. The results show that common institutional ownership promotes the new quality productive forces of enterprises, and the higher the degree of connection and ownership proportion, the more pronounced the promotion effect. Common institutional ownership forms industry momentum through the synergistic governance effect and information sharing effect, enhancing the innovation awareness of executives, improving corporate information transparency, and reducing debt financing costs, thereby promoting the new quality productive forces. The promotion effect is more significant for non-state-owned enterprises and enterprises with higher management ownership, lower industry competition, and higher media attention. The paper provides insights into how to fully leverage the advantages of common institutional ownership, improve professional investment capabilities, and promote the development of new quality productive forces of enterprises by optimizing the market environment under the new normal of the economy.

Key words: common institutional ownership, new quality productive forces, governance complexity, synergistic governance effect, information sharing effect

作者简介: 田冠军, 管理学博士, 重庆工商大学会计学院教授, 研究方向: 资本市场财会监督。李尚明, 重庆工商大学会计学院硕士生, 研究方向: 资本市场财务与会计。陈余, 女, 重庆工商大学会计学院硕士生, 研究方向: 资本市场财务与会计。吴年年(通讯作者), 女, 管理学博士, 重庆工商大学会计学院讲师, 研究方向: 可持续发展财务。

中图分类号: F272.3 **文献标识码:** A

一、引言

2023年9月, 习近平总书记在黑龙江考察时提出了新质生产力概念。2024年7月, 党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》明确提出, 要健全因地制宜发展新质生产力体制机制。不同于传统的生产力理论, 新质生产力是指在马克思理论的生产力基本原理之上, 充分借鉴西

方生产力理论关于技术进步推动经济发展以及全要素生产率理论的有益成分, 联系中国经济发展实际, 考虑高质量发展以及实现中国式现代化战略的生产力理论(任宇新等, 2024)。新质生产力以创新、解放、发展为动力, 具备高科技、高质量、高效能的特征, 代表了经济新常态下的高质量发展, 是新发展理念在生产力方面的体现, 也体现了满足人民群众美好生活需求的价值取向(黄群慧和盛方富, 2024)。因此, 培育影响企业新质生产力

的市场要素，优化相应的促进机制和路径，对于企业高质量、可持续发展具有重要的现实意义。

国务院2024年4月发布的《关于加强监管防范风险 推动资本市场高质量发展的若干意见》指出，应大力推动中长期资金入市，持续壮大长期投资力量，通过增强资本市场制度竞争力等制度机制建设，来促进新质生产力发展。机构投资者作为资本市场长期资金的主要来源，是联结资本市场与实体企业发展的关键纽带。发展新质生产力需要大量且持续的资金、技术和人才，机构投资者一般追求中长期收益，更加注重企业的成长性和创新性，能够为更多符合技术创新和产业升级政策导向的企业提供稳定的资金来源。同时，随着新质生产力提升，企业的竞争力和市场地位将不断增强，会为机构投资者带来优厚回报，从而在投资者结构优化、企业高质量发展与投资回报之间形成良性循环。共同机构所有权下的机构投资者能够在多家公司中持有投资，其能强化行业联系，推动信息、资金、技术和人才等资源整合共享，更好地发挥中长期资金市场“稳定器”和新质生产力“助推器”作用。

随着现代公司治理结构的发展和机构投资者在资本市场中的“角色强化”，特别是市场上并购重组频繁发生，共同机构所有权得以形成。一方面，共同机构所有权可以促进同行业企业合作，将同行业企业连接起来，促进相关资源聚集，改善治理环境，发挥协同治理效应(王晓亮和杨雪，2024)，其横向联结优势使得信息获取成本降低，促进了投资组合内企业信息共享(曾春华和芦宇欣，2024)，从而提高创新水平(赵晓梅和朱海林，2024)，促进新质生产力发展。另一方面，共同机构所有权下的诉求分歧也可能导致公司治理复杂性增加，内部人控制等现象加剧，导致投资组合内企业操纵盈余管理，信息披露质量降低(杨海燕等，2012)，因此共同机构投资者也可能利用信息优势形成“合谋同盟”，通过串联合谋获取短期超额收益而无意于企业的长期可持续发展，从而抑制企业的新质生产力水平。

因此，本文基于2011—2022年我国A股上市公司数据，结合同治理理论、信息共享理论和合谋理论，探究了共同机构所有权对企业新质生产力的作用及其影响机制。研究结果表明，共同机构所有权对新质生产力具有促进作用，并且在排除样本选择偏差以及一系列稳健性检验

后依然成立。这一促进作用在非国有企业以及较高管理层持股、较高媒体关注度、较低行业竞争度的企业中更加明显。共同机构通过形成行业势力、增强高管创新意识、提高信息透明度、降低债务融资成本促进企业新质生产力发展。本文可能的边际贡献在于：(1)新质生产力概念提出时间较短，目前关于企业新质生产力发展的实证分析较少，本文是对现有研究的有益补充。(2)以往关于共同机构所有权的研究主要集中在企业创新和公司治理领域，本文从新时代如何提高新质生产力的视角出发，为正确认识共同机构所有权的功能及实现路径提供了新的思路。(3)本文以共同机构所有权为切入点探讨企业层面新质生产力的影响因素和提升机制，为调整股权结构、优化优质股东资源配置从而提高公司创新力与竞争力提供参考。

二、理论分析与研究假说

(一)共同机构所有权对企业新质生产力的影响

企业所有权理论是现代企业理论的基石，所有权安排直接影响企业现实和未来发展。在所有权理论和实践体系中，多个投资者可共同持有企业股份、协同参与企业治理，形成独立而又集合的权能结构。共同机构所有权以机构投资者为主体，通过协调所有权内外的权能关系，在公司治理和战略决策中发挥一定作用。新质生产力理论是马克思主义生产力理论结合中国经济发展实际的创新性突破，是以科技创新为核心，以关键性颠覆性技术为导向的先进生产力，是新时代对生产力发展的新要求(周文和许凌云，2024)。新质生产力以智能化、网络化、信息化为内涵特征(纪玉山等，2024)，以科技创新为核心驱动力(万长松等，2024)，以未来产业、战略性新兴产业为支柱(胡莹和方太坤，2024)，由“新料质”劳动对象、“高素质”劳动者和“新介质”劳动资料形成新的要素组合。企业新质生产力的培育和发展需要企业所有权提供长期的发展动力和战略支持，不断吸引科技型、专业型、行为相对稳定规范的机构投资者更多地参与企业治理，优化所有权重能结构。但目前关于共同机构所有权对公司治理和创新领域影响的观点尚未统一，部分学者认为共同机构所有权通过信息共享与协同治理可以促进公司治理水平与创新研发效率提升(曾春华和林仪凤，2022)，另有部分学者认为共同机构投资者可将投资组合内的企业形成“合谋同

盟”(于左等, 2021), 结果将抑制竞争, 降低创新效率。

第一, 共同机构所有权的协同治理优势为企业新质生产力发展提供治理支持。通常来看, 股东与高管之间的代理矛盾会对企业创新产生不利影响。创新活动具有投入大、不确定性强的特点, 股东可以通过组合投资稀释投资风险, 但高管的职业风险却并不能通过组合投资降低(Alchian and Demsetz, 1972), 因此高管可能存在创新动力不足的问题。按照协同治理理论, 共同机构投资者在同质经营中积累了丰富的行业信息与管理知识, 可以通过董事会进行外部监督, 缓解代理冲突, 促使高管基于企业长期利益优化决策(Koch et al., 2021), 关注企业转型升级, 推动企业层面新质生产力的发展。

第二, 共同机构所有权的信息共享优势为企业新质生产力发展提供信息保障。按照信息共享理论, 在投资组合价值最大化目标下(Azar and Schmalz, 2017), 共同机构投资者凭借其在行业内强大的信息网络优势, 从不同渠道获取多样化信息, 帮助企业全面了解外部环境, 为发展新质生产力提供了更广阔的角度和视野。同时, 较低的信息不对称性有利于企业共享信息分析成果, 加速资源整合, 为新质生产力的发展提供更可靠、更有效的决策依据。通过信息共享也可促进知识与经验交流, 激发创新思维, 在投资组合内产生创新溢出效应, 激发更多的创新成果(Leahy and Neary, 1997)。

第三, 共同机构所有权的合谋动机及行为会阻碍企业新质生产力发展。共同机构投资者与组合内企业利用自身信息优势, 结成“合谋同盟”, 建造信息壁垒, 阻碍其他投资者获取企业特质信息(Azar et al., 2018), 从而破坏企业治理生态, 扭曲发展和提升新质生产力的战略决策机制。共同机构投资者在投机心理的驱使下, 可能联合企业管理层, 出现套利等短视行为(顾奋玲等, 2022)。在此情况下, 合谋方不愿承担创新带来的风险和不确定性, 在经营决策中更倾向于维持现有稳定的收益模式, 新质生产力驱动因素的投入可能被削减, 新质生产力发展受到抑制。基于上述分析, 本文提出两个竞争性假设:

H1a: 共同机构所有权会促进企业新质生产力发展。

H1b: 共同机构所有权会抑制企业新质生产力发展。

(二)共同机构所有权对企业新质生产力的作用机制

企业新质生产力的发展需要治理结构中有影响力参

与者的强力推动, 共同机构所有权具有资源、专业知识和学习能力的整合优势, 因此容易形成一定的影响力。共同机构所有者通过影响管理层的创新意识和思维, 使企业能够敏锐地察觉市场前景, 积极探索新的技术突破和产业趋势。同时新质生产力的发展高度依赖信息透明度, 通过信息传递效应来吸引更多的资源和合作机会。共同机构所有权使决策更为理性, 而在科学决策背景下发展新质生产力的企业更具竞争力, 从而更容易赢得金融机构信任, 降低债务融资成本。

1. 提升行业势力

市场势力理论认为, 公司规模的扩大将增强公司势力。共同机构所有权虽未通过并购等方式直接扩大公司规模, 但通过所有权连接模糊了企业边界(Azar et al., 2018), 整合了同行业资源, 提升了公司的竞争优势和组合价值, 充分发挥了协同治理效应(Ramalingegowda et al., 2021)。在内部治理中, 共同机构所有者一方面可在董事会决策中行使话语权, 发挥咨询功能, 对企业的投资经营形成正向引导(Azar and Schmalz, 2017), 利用行业经验和专有信息促进企业的研发与创新(Leahy and Neary, 1997), 进而提升企业新质生产力水平; 另一方面也可以通过投票反对或者退出等威胁手段发挥监督功能(He et al., 2019), 从而缓解代理矛盾(Koch et al., 2021), 减轻代理问题对创新的约束。随着行业势力的提升, 共同机构所有者获得了更多的行业信息、产品溢价、管理经验等创新支撑资源, 由此促进了新质生产力发展。基于此, 本文提出如下假设:

H2: 共同机构所有权通过联结同行业企业提升行业势力促进企业新质生产力发展。

2. 增强高管创新意识

根据现代公司治理理论, 机构投资者对于企业优化股权结构、改善公司治理、发现和创造价值、提高管理水平具有积极作用。从激励视角看, 共同机构投资者有动机引入先进的管理理念和创新文化, 制定合理的激励政策, 为高管团队提供有价值的建议, 提升高管创新发展意识; 从监督视角看, 共同机构所有权能够通过监督手段抑制高管出于规避职业风险需要而“怠于作为”(Leahy and Neary, 1997), 增强高管的创新驱动力, 积极作出有利于企业长远发展的创新决策, 推动企业新

质生产力发展。基于此，本文提出如下假设：

H3：共同机构所有权通过增强高管创新意识促进企业新质生产力发展。

3. 提高信息透明度

根据信息不对称理论，在市场活动中，不同主体对信息的了解程度不同，存在信息不对称性。企业可能出于追逐私利和扭曲他人决策的动机而降低信息透明度(Ramalingegowda et al., 2021)。共同机构投资者并不是仅专注于单个投资企业的价值提升(Azar and Schmalz, 2017)，而是凭借较强的行业信息优势，协调投资组合内企业间的竞争和冲突，为组合内企业提供准确、及时和全面的信息以及评估新质生产力项目前景和风险的技术手段，从而合理配置创新资源，提高创新效率。同时，企业创新会产生信息溢出效应，通过创新“集聚”促进整体价值最大化(Leahy and Neary, 1997)。由于信息透明度提高，信息获取能力与信息传递效率将极大增强，从而提高创新资源在产业链、供应链的集群共享和利用，并对企业带来正向反馈，促进企业新质生产力发展。基于此，本文提出如下假设：

H4：共同机构所有权通过提高信息透明度促进企业新质生产力发展。

4. 降低债务融资成本

根据融资理论，企业的融资难度系数不一，而融资难问题的主要成因是企业与金融机构之间存在信息差。金融机构在为企业提供信贷资金时必须有效判断企业的风险水平，否则可能无法提供信贷资金或者将风险作为隐性成本转嫁给企业(Hadiye and Praveen, 2012)。在共同机构所有权背景下，企业资源整合能力增强，企业与金融机构之间的信息不对称得以改善，债务融资能力提高(单蒙蒙等, 2023)。同时，共同机构所有权带来了更有效的监督和管理，提高了企业的风控水平，赢得了更好的信贷信用评级，债务融资成本降低。共同机构所有权组合内企业还可利用多方信息，灵活调整融资计划，优化债务融资策略，降低债务融资成本。较低的债务融资成本意味着企业有更多的资源投入到研发创新和技术升级等方面，促进企业新质生产力发展。基于此，本文提出如下假设：

H5：共同机构所有权通过降低债务融资成本促进企业新质生产力发展。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2011—2022年A股上市公司为研究对象，相关数据来源于CSMAR数据库与CNRDS数据库。本文对初始样本进行如下筛选和处理：(1)剔除金融行业样本；(2)剔除ST企业与资不抵债企业样本；(3)删除经营数据缺失样本。最终得到32401个样本观测值。同时为减少极端值的影响，本文对所有连续变量在1%和99%水平进行缩尾处理。

(二)变量定义

1. 被解释变量：企业新质生产力

参考宋佳等(2024)的研究，构建指标企业新质生产力(*Npro*)。首先，选择与新质生产力密切相关的战略性新兴产业和未来产业作为待计算样本。其次，以生产力二要素理论为基础，构建新质生产力指标体系。其中生产力二要素包括劳动力与生产工具，劳动力由活劳动与物化劳动构成，生产工具包括硬科技与软科技。最后，利用熵值法计算各指标的权重，形成企业新质生产力指标。具体如表1。

2. 解释变量：共同机构所有权

参考杜勇等(2021)和Chen et al.(2018)的研究，本文从三个维度构建共同机构所有权指标：一是上市公司是否存在共同机构投资者(*Coz1*)；二是共同机构所有权联结程度(*Coz2*)；三是共同机构所有权持股比例(*Coz3*)。其中，上市公司是否存在共同机构投资者(*Coz1*)定义为，

表1 新质生产力指标体系

因素	子因素	指标	指标取值说明	权重
劳动力	活劳动	研发人员薪资占比	工资薪酬/营业收入	26
		研发人员占比	研发人员数/员工人数	2
		高学历人员占比	本科以上人数/员工人数	3
	物化劳动 (劳动对象)	固定资产占比	固定资产/资产总额	1
		制造费用占比	(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备-购买商品、接受劳务支付的现金-支付给职工以及为职工支付的工资)/(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备)	1
生产工具	硬科技	研发折旧摊销占比	折旧摊销/营业收入	24
		研发租赁费占比	租赁费/营业收入	13
		研发直接投入占比	直接投入/营业收入	27
	软科技	无形资产占比	无形资产/资产总额	1
		总资产周转率	营业收入/平均资产总额	1
		权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	1
新质生产力				100

若在*t*-1年任意一季度上市公司存在共同机构投资者，则*Coz*1为1，否则为0，共同机构投资者是指在同行业两家公司及以上公司中均持有不小于5%股权的机构投资者。共同机构所有权联结程度(*Coz*2)是指共同持股该企业的共同机构投资者数量，计算方式为上市公司*t*-1年共同机构投资者数量的季度均值加1后取自然对数。共同机构所有权持股比例(*Coz*3)是指*t*-1年上市公司共同机构投资者持股比例的季度均值。

3. 控制变量

本文选取的控制变量包括：企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、总资产净利润率(*Roa*)、营业收入增长率(*Growth*)、固定资产占比(*Fixed*)、董事人数(*Board*)、月均超额换手率(*Dturn*)、账面市值比(*BM*)、前五大股东持股比例(*Top*5)、托宾*q*值(*Tobinq*)、上市年限(*Age*)、股权性质(*Soe*)、两职合一(*Dual*)。变量的计算方式见表2。

4. 中介变量

本文参考雷雷等(2023)的研究，构建行业势力指标(*Numcon*)，具体为企业通过共同机构投资者所联结的同行业企业数量；参考郑军等(2013)的研究，构建债务融资成本指标(*Cost*)，具体为所支付的利息费用、手续费与其他财务费用之和占期末负债总额之比；参考黄珊珊和邵颖红(2017)等的研究，采用词频分析方法，手工整理汇总出上市公司年报中能够体现高管创新意识的关键词，并计算出其总字数占董事会报告总字数的比例，衡量高管创新意识(*Inn_Voc*)；借鉴辛清泉等(2014)、徐寿福和姚禹同(2021)的研究，构建信息透明度(*Trans*)综合指标，具体

表2 控制变量含义及计算方法		
变量含义	变量符号	变量计算方法
企业规模	<i>Size</i>	ln(企业年末总资产)
资产负债率	<i>Lev</i>	年末负债总额/年末资产总额
总资产净利润率	<i>Roa</i>	净利润/平均资产总额
营业收入增长率	<i>Growth</i>	营业收入增长额/上年营业收入总额
固定资产占比	<i>Fixed</i>	固定资产净额/总资产
董事人数	<i>Board</i>	ln(董事人数)
月均超额换手率	<i>Dturn</i>	当年股票月换手率-去年股票月换手率
账面市值比	<i>BM</i>	账面价值/总市值
前五大股东持股比例	<i>Top</i> 5	前五大股东持股数量/总股数
托宾 <i>q</i> 值	<i>Tobinq</i>	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面价值)/总资产
上市年限	<i>Age</i>	ln(当年年份-上市年份+1)
股权性质	<i>Soe</i>	国有控股企业为1，否则为0
两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是同一人为1，否则为0

为盈余管理指标、深交所和上交所信息披露评级、分析师跟踪人数、分析师盈余预测准确性、公司当年是否聘请国际四大作为其年报的审计师这5个变量的样本百分等级的平均值，综合指标值越大，信息透明度越高。

(三)模型设定

为了检验共同机构所有权是否以及如何影响企业新质生产力，本文构建基准回归模型如下：

$$Npro_{it}=\alpha_0+\alpha_1Coz_{it}+\sum Control_{it}+\sum Industry+\sum Year+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，*Npro*为被解释变量，代表企业新质生产力；*Coz*代表上市公司共同机构所有权，分别以*Coz*1、*Coz*2和*Coz*3表示；*Control*为控制变量；*Year*、*Industry*分别为年份固定效应与行业固定效应， ε 为误差项，并使用公司层面聚类稳健的标准误。

本文借鉴江艇(2022)对中介效应检验和传导机制研究的建议，构建了传导机制模型：

$$MV_{it}=\beta_0+\beta_1Coz_{it}+\sum Controls+\sum Industry+\sum Year+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，*MV*为中介变量，在机制检验中分别用不同的变量作为被解释变量进行回归，进行机制分析和检验。

(四)描述性统计

变量的描述性统计结果如表3所示。由该表可知，企业新质生产力最小值与最大值有明显差异，均值远小

表3 描述性统计结果							
变量	符号	均值	最小值	最大值	中位数	标准差	与 <i>Npro</i> 的相关系数
企业新质生产力	<i>Npro</i>	5.122	0.720	14.631	4.788	2.490	-
是否存在共同机构投资者	<i>Coz</i> 1	0.111	0	1.000	0	0.314	0.125***
共同机构所有权联结程度	<i>Coz</i> 2	0.083	0	1.099	0	0.239	0.127***
共同机构所有权持股比例	<i>Coz</i> 3	0.027	0	0.544	0	0.094	0.100***
企业规模	<i>Size</i>	22.270	20.000	26.060	22.080	1.287	0.065***
资产负债率	<i>Lev</i>	0.424	0.060	0.885	0.417	0.203	0.069***
总资产净利润率	<i>Roa</i>	0.039	-0.200	0.208	0.038	0.062	-0.011**
营业收入增长率	<i>Growth</i>	0.154	-0.510	1.824	0.102	0.352	0.027***
固定资产占比	<i>Fixed</i>	0.209	0.002	0.672	0.177	0.157	0.283***
董事人数	<i>Board</i>	2.120	1.609	2.639	2.197	0.196	0.031***
月均超额换手率	<i>Dturn</i>	-0.138	-2.263	1.003	-0.041	0.526	0.004
账面市值比	<i>BM</i>	1.086	0.052	10.09	0.689	1.247	0.061***
前五大股东持股比例	<i>Top</i> 5	0.531	0.177	0.892	0.530	0.153	0.025***
托宾 <i>q</i> 值	<i>Tobinq</i>	2.020	0.844	7.738	1.606	1.256	0.112***
上市年限	<i>Age</i>	2.177	0.693	3.367	2.303	0.788	0.016***
股权性质	<i>Soe</i>	0.347	0	1.000	0	0.476	0.074***
两职合一	<i>Dual</i>	0.284	0	1.000	0	0.451	-0.001

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

于最大值，表明不同企业的新质生产力水平差异较大，且我国企业新质生产力整体水平较低，有明显的提升空间。是否存在共同机构投资者(*Coz1*)的均值为0.111，表明大约有11%的上市公司拥有共同机构投资者；共同机构所有权联结程度(*Coz2*)均值为0.083，标准差为0.239，表明上市公司之间拥有的共同机构投资者数量差异较大；共同机构所有权持股比例(*Coz3*)的标准差为0.094，均值为0.027，最大值是0.544，说明上市公司之间共同机构投资者持股比例差异较大，多数共同机构投资者的持股比例较低，暂时达不到参与公司管理所要求的持股水平。在相关系数分析中，共同机构所有权三个维度的衡量变量(*Coz1*、*Coz2*、*Coz3*)与*Npro*的相关系数均在1%的水平上显著，分别为0.125、0.127、0.100，由此可初步推测共同机构所有权可促进新质生产力水平提升。

四、实证分析

(一)基准回归分析

表4报告了模型(1)的回归结果，上市公司共同机构所有权相关变量(*Coz1*、*Coz2*、*Coz3*)的系数均在1%水平上显著为正，表明共同机构所有权能对企业新质生产力水平起到显著的促进作用；随着企业联结程度和持股比例提高，企业新质生产力会随之提升。基于此，本文假设H1a得以验证。

(二)内生性和稳健性检验

本文分别采用工具变量法、Heckman两阶段模型、PSM+OLS、PSM+DID四种方法进行内生性检验；同时采用滞后解释变量、更改共同机构持股的界定门槛、行业年份交互固定效应、排除疫情年份影响等方法进行稳健性检验。

表4 基准回归结果						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Coz1	0.823*** (0.093)			0.422*** (0.098)		
Coz2		1.086*** (0.125)			0.557*** (0.137)	
Coz3			2.354*** (0.332)			1.143*** (0.370)
控制变量	否	否	否	是	是	是
行业/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	32401	32401	32401	32401	32401	32401
R ²	0.212	0.212	0.209	0.311	0.311	0.310

注：括号内为聚类稳健标准误，*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

1. 内生性检验

(1)工具变量法。为了降低遗漏变量导致的内生性问题，本文选取了同行业同地区下共同机构投资者持股比例均值(*AvCoz3*)作为工具变量进行2SLS检验。首先，该工具变量满足相关性要求，在同行业同地区下，不论企业的外部环境还是企业内部条件都有一定相似，因此，某个上市公司拥有共同机构所有权的情况与同行业同地区的共同机构投资者持股比例均值相关。其次，该工具变量满足外生性，同行业同地区的共同机构所有权的持股比例均值并不会对单个上市公司的新质生产力产生影响，因此不会影响企业新质生产力。如表5所示，在2SLS检验中，该工具变量通过了不可识别检验与弱工具变量检验，说明选取的工具变量是合理的，并且在第二阶段回归中，共同机构所有权代理变量(*Coz1*、*Coz2*、*Coz3*)的系数显著为正，说明在考虑到内生性问题后，本文的结论依然稳健。

(2)Heckman两阶段检验。本文回归结果可能受样本选择偏差的影响而存在内生性，作为机构投资者可能在选择投资对象时，因受到选股偏好的影响而倾向于选择某一特定类型的企业。换句话说，共同机构所有权对新质生产力的促进作用不一定是共同机构所有权本身导致的，而是由同行业上市公司某些因素所驱动。因此本文借鉴潘越等(2020)的研究，采用Heckman两阶段法解决样本选择偏差导致的样本内生性问题。第一阶段，将所有控制变量滞后一期作为特征变量，并将上述工具变量(*AvCoz3*)作为排他性约束变量，利用Probit模型计算出逆米尔斯比率(*IMR*)。具体Probit模型如下：

$$Coz1_{it}=\delta_0+\delta_1LagControls+\mu_{it} \tag{3}$$

在第二阶段中，将计算出的逆米尔斯比率(*IMR*)带入

表5 工具变量法						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Coz1	Npro	Coz2	Npro	Coz3	Npro
AvCoz3	1.853*** (0.078)		1.582*** (0.066)		0.769*** (0.032)	
Coz1		2.491*** (0.264)				
Coz2				2.918*** (0.303)		
Coz3						6.006*** (0.625)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	32365	32365	32365	32365	32365	32365
R ²		0.254		0.268		0.282

基准回归模型(1)重新进行回归。如表6结果显示,逆米尔斯比率(IMR)系数显著性水平为1%,因此研究结论受到了样本选择偏差影响,同时共同机构所有权(Coz1、Coz2、Coz3)的系数在至少5%水平上依然显著为正,说明在考虑样本选择偏误后,本文的结论仍然稳健。

(3)PSM+OLS。共同机构投资者的投资决策可能受到企业的特征因素的影响,而且这些特征因素也同样可能影响企业新质生产力水平,因而研究结论可能存在样本选择偏差,参照以往研究,本文进行了倾向性得分匹配(PSM)检验。首先,以研究样本是否在当年拥有共同机构所有权为标准,将其分为处理组 and 对照组。其次,将本文选取的控制变量作为协变量,采用1:1最近邻匹配法,为处理组在对照组中找到与处理组特征相近的样本,在样本匹配后,有助于缓解由非随机匹配带来的样本选择偏差,结果显示上市公司新质生产力的平均处理效应(ATT)在1:1最近邻匹配方法下为0.42,显著性水平为1%,这表明相较于没有共同机构所有权的企业,拥有共同机构所有权的企业新质生产力水平要高;并且在平衡性检验中,处理组与对照组无系统性差异。最后,本文将1:1最近邻匹配后的研究样本重新应用模型(1)进行回归,结果如表7所示,说明在解决潜在内生性问题后,本文的研

表6 Heckman二阶段法

变量	(1)	(2)	(3)
IMR	-0.657*** (0.143)	-0.653*** (0.140)	-0.669*** (0.138)
Coz1	0.334*** (0.100)		
Coz2		0.434*** (0.137)	
Coz3			0.851** (0.368)
控制变量	是	是	是
行业/年份	是	是	是
样本量	26757	26757	26757
R ²	0.304	0.304	0.304

表7 PSM+OLS检验

变量	(1)	(2)	(3)
Coz1	0.302*** (0.060)		
Coz2		0.420*** (0.080)	
Coz3			0.786*** (0.186)
控制变量	是	是	是
行业/年份	是	是	是
样本量	5701	5701	5701
R ²	0.304	0.304	0.303

究结论依然稳健,假设仍然成立。

(4)PSM+DID。为进一步解决潜在的内生性问题,本文采用倾向性得分匹配(PSM)与多期双重差分法进行回归,对上市公司由不存在共同机构所有权到存在共同机构所有权所产生的新质生产力变化进行检验。具体多期双重差分法模型如下:

$$Npro_{it}=\alpha_0+\alpha_1treat_{it}\times after_{it}+\sum Control_{it}+\sum Industry+\sum Year+\varepsilon_{it}\tag{4}$$

在该模型中,处理组设定为由没有共同机构所有权变为拥有共同机构所有权的样本上市公司,控制组为始终未拥有共同机构所有权的上市公司。*treat*表示是否为处理组虚拟变量,若样本上市公司为处理组则取1,否则为0。*after*表示共同机构所有权发生变化年份前后的虚拟变量,样本上市公司拥有共同机构所有权以后年份取值为1,拥有之前年份取值为0。同时,考虑到样本上市公司在拥有共同机构所有权前后,控制组与处理组的差异可能会产生样本选择偏误,从而对模型的有效性产生影响,本文利用倾向性得分匹配法(PSM),1:1最近邻匹配样本,再进行多期双重差分法回归。回归结果如表8所示,交互项系数在1%水平上依然显著为正,表明上市公司在拥有共同机构所有权之后对新质生产力水平的提高具有显著作用,研究结论进一步得以验证。

2. 稳健性检验

除上述检验外,本文还采用了以下稳健性检验:

(1)更改共同机构持股的界定门槛。在基准回归中,共同机构持股标准为5%,当持股比例较高时,共同机构投资者对公司治理影响较大,持股比例降低时,共同机构投资者的影响可能会减弱。本文将共同机构投资者的界定门槛变为3%,进行稳健性检验,回归结果与基准回归一致。同时,当持股比例大于10%时,共同机构投资者可深度介入公司治理,本文再次将共同机构投资者的持股门槛变更为10%,回归结果依然与基准回归一致。

表8 PSM+DID检验

变量	
<i>treat</i> × <i>after</i>	0.208*** (0.063)
控制变量	是
行业/年份	是
样本量	5135
R ²	0.316

(2)采用行业年份交互固定效应进行回归。在模型(1)中，将行业固定效应与年份固定效应替换成行业年份交互固定效应进行回归，回归结果依然显著，本文的研究结论依然成立。

(3)分别采用解释变量滞后一期与滞后两期重新进行回归。经分析滞后一期模型和滞后两期模型的回归结果，与前文结果相比没有发生明显变化，从而证实了本文模型和基准回归结果的稳健性。

(4)2019年末至2020年初，新冠疫情对各行各业都造成了较大影响，为了避免这一影响干扰本研究结果，本文在原有样本的基础上进行了进一步筛选，剔除了受疫情影响较显著年份(2020—2022)的样本，并重新进行了回归。结果显示，消除外部重要因素干扰后，回归结果和研究结论仍然稳健。

(三)异质性分析

1. 企业产权性质

国有企业中，所有者缺位、管理层权力过大和政治晋升动机等可能导致管理层的机会主义行为(杨李娟和熊凌云，2023)，进而使得共同机构投资者作用受到抑制；同时，国有企业自身复杂性、公共性和多元性等特征，使得国有企业在信息披露时会受到一定限制(高一飞，2018)。此时，共同机构所有权的治理效应可能相对较弱。而非国有企业面临激烈的市场竞争，需要不断适应市场变化，提升核心竞争力，其发展新质生产力的驱动力较强，共同机构所有权促进作用发挥得更为充分。

为了检验企业产权性质的差异性影响，本文将中央国有企业和地方国有企业划分为国有企业，其他产权企业划分为非国有企业。从表9的回归结果来看，非国有企

表9 企业产权异质性检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
Coz1	0.242* (0.136)	0.583*** (0.130)				
Coz2			0.344* (0.190)	0.746*** (0.178)		
Coz3					0.667 (0.427)	2.398*** (0.613)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	11228	21173	11228	21173	11228	21173
R ²	0.328	0.313	0.328	0.312	0.328	0.311
系数差异p值	0.001		0.002		0.000	

业的共同机构所有权变量(Coz1、Coz2、Coz3)系数均在1%水平上显著为正，国有企业的共同机构所有权变量系数的显著性水平较低，系数也小于非国有企业，并通过了系数差异检验。这说明在非国有企业中，共同机构所有权对企业新质生产力的促进作用更明显。

2. 媒体关注度

现有研究表明，媒体关注对企业创新绩效具有促进作用(张岳和彭世广，2020)。媒体关注度越高，企业受到的外部监督越大，企业越注重创新和可持续发展。同时，受到更多媒体关注的上市公司，出于提高公司声誉等考虑，会主动约束企业行为，选择与有经验有实力的共同机构投资者协力合作，并积极提高信息披露质量，更好发挥协同治理效应和信息共享效应，促进企业新质生产力发展。

为了检验不同程度媒体关注度下共同机构所有权对企业新质生产力水平的影响，本文参考刘亦文等(2023)的研究，利用CNRDS数据库中报刊财经新闻量化统计与网络新闻量化统计的媒体报道标题数量总和来衡量和代表媒体关注度，并取行业-年份中位数，将媒体关注度大于中位数的企业分为一组，媒体关注度小于中位数的企业分为一组。表10的回归结果显示，高媒体关注度的企业共同机构所有权变量系数大于低媒体关注度企业，并且在系数差异检验中，显著性水平为1%。因此，对于较高媒体关注度的企业，其发展压力更大，知识共享和合作创新的意愿更强，更愿意积极提升品牌和市场认可度以吸引消费者和投资者，共同机构所有权对企业新质生产力水平的促进作用更加明显。

3. 管理层持股比例

管理层持股比例是衡量企业经营权与所有权关系的

表10 媒体关注度异质性检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低媒体关注度	高媒体关注度	低媒体关注度	高媒体关注度	低媒体关注度	高媒体关注度
Coz1	0.356*** (0.120)	0.458*** (0.119)				
Coz2			0.474*** (0.162)	0.600*** (0.169)		
Coz3					0.713* (0.410)	1.526*** (0.476)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	15885	15505	15885	15505	15885	15505
R ²	0.323	0.308	0.323	0.308	0.322	0.308
系数差异p值	0.000		0.005		0.008	

重要指标，对企业的激励机制和成长性有重大影响。管理层持股实质上构建了较紧密的“利益共同体”，促使管理层更倾向于企业的长期利益和创新能力，抑制“短视”决策，从而产生“激励相容效应”(陈习定等，2018)。因此，在管理层高比例持股的情形下，共同机构投资者将积极配合企业采取新的商业模式和技术路径，通过发挥行业知识、技能和信息专长推动企业科技创新和可持续发展，更好地发挥协同治理效应，促进企业新质生产力水平提高。

为了检验在不同的管理层持股比例下共同机构所有权对企业新质生产力的影响，本文将A股上市企业的管理层持股比例取行业-年份中位数，将管理层持股比例大于中位数的企业分为第一组，管理层持股比例小于中位数的企业分为第二组。从表11的回归结果可以看出，不同管理层持股比例下，共同机构所有权均促进企业新质生产力提升。但在管理层持股比例较高的企业中，共同机构所有权变量(Coz1、Coz2、Coz3)系数更为显著。这说明在管理层持股比例较高的企业中，共同机构所有权更能够促进新质生产力水平提高。

4. 行业竞争度

在资本市场中，行业竞争度较高的企业在一定程度上对行业竞争度较低的企业施加了负外部性，使行业竞争度较低的企业相对缺乏创新动力和活力。因此，行业竞争度较低的企业变革和创新的动力及空间更大，更需要利用机构投资者的信息传递和信息共享提升自身竞争力，催生市场化适应能力，共同机构投资者促进该类企业新质生产力发展的边际作用也会更明显。

本文借鉴Peress(2010)的研究，利用勒纳指数来衡量

行业竞争度并进行分组检验。勒纳指数等于单个企业勒纳指数减去行业勒纳指数，并取行业-年份中位数。将企业勒纳指数大于勒纳指数行业-年份中位数的划为低行业竞争度组，否则为高行业竞争度组。回归结果显示(表12)，低行业竞争度组的共同机构所有权变量(Coz1、Coz2、Coz3)更为显著。因此，在行业竞争度较低的企业中，共同机构所有权对企业新质生产力水平的提高作用更大。

(四)机制分析

新质生产力与创新之间相互依存、相互促进。一方面，创新是新质生产力的核心驱动力(万长松等，2024)，创新引发了生产力变革，形成了新质生产力；另一方面，新质生产力的发展又会导致更多的物质资源、需求动力和知识经验积累，为更广泛、更深入的创新创造条件。本文进一步从四个方面探讨共同机构所有权如何通过激发和优化创新要素并对企业新质生产力产生促进作用。

1. 行业势力

在共同机构所有权形成的市场势力下，企业联结的同行业企业越多，所获得的行业知识就越丰富，共同机构所有权的协同治理效应就越强，从而促进企业新质生产力提高。为检验这一机制，借鉴杜勇等(2021)的做法，在模型(1)中将行业势力指标(Numcon)替换共同机构所有权(Coz)进行检验。由于该指标能够直接代表企业通过共同机构所有权所形成的市场势力，因此可直接对新质生产力进行回归检验。结果如表13所示，行业势力指标对新质生产力的回归结果显著为正，说明在共同机构所有权形成行业势力下，企业新质生产力水平得到提高，行业势力机制检验通过。

表11 管理层持股比例异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高管理层持股	低管理层持股	高管理层持股	低管理层持股	高管理层持股	低管理层持股
Coz1	0.630*** (0.158)	0.271** (0.109)				
Coz2			0.835*** (0.224)	0.359** (0.146)		
Coz3					2.306*** (0.715)	0.660* (0.365)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	15689	15837	15689	15837	15689	15837
R ²	0.332	0.317	0.332	0.317	0.332	0.316
系数差异p值	0.000		0.000		0.000	

表12 行业竞争度异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高行业竞争度	低行业竞争度	高行业竞争度	低行业竞争度	高行业竞争度	低行业竞争度
Coz1	0.243** (0.100)	0.506*** (0.137)				
Coz2			0.292** (0.127)	0.679*** (0.192)		
Coz3					0.528* (0.316)	1.840*** (0.575)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	16041	15912	16041	15912	16041	15912
R ²	0.319	0.330	0.319	0.331	0.318	0.330
系数差异p值	0.000		0.000		0.000	

表13 行业势力机制检验

变量	(1)
Numcon	0.099*** (0.026)
控制变量	是
行业/年份	是
样本量	32401
R ²	0.312

表14 高管创新意识机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
Coz1	0.076** (0.030)		
Coz2		0.086** (0.040)	
Coz3			0.181* (0.106)
控制变量	是	是	是
行业/年份	是	是	是
样本量	32287	32287	32287
R ²	0.309	0.309	0.308
Sobel检验p值	0.000	0.000	0.001

2. 高管创新意识

企业新质生产力水平的提高离不开高管对创新的重视程度，但高管作出创新决策具有不可预见性，并且伴随着较高的职业风险，因此高管的创新意识可能受到一定抑制。而在协同治理下，共同机构所有权带来丰富的行业信息与管理知识，有利于降低决策风险，缓解高管的职业风险焦虑，提高高管的创新意识，进而促进企业新质生产力水平的提高。因此，为检验共同机构所有权是否能够通过增强高管创新意识从而促进新质生产力水平提升，本文将高管创新意识(*Inn_Voc*)作为被解释变量代入模型(2)，回归结果显示(表14)，共同机构所有权变量(*Coz1*、*Coz2*、*Coz3*)系数均显著为正，并且通过了Sobel检验，说明在协同治理效应下，共同机构所有权提高了高管的创新意识，从而促进了企业新质生产力发展。

3. 信息透明度

由于管理层追逐私利和扭曲他人决策的动机，企业可能会通过利润操纵或盈余管理降低信息披露质量，这与共同机构所有权投资组合价值整体最大化的目标相悖，因此共同机构投资者有动机亦有能力更有效地监督管理层的决策与行为，提高企业信息透明度，抑制企业的非理性决策，推动企业新质生产力发展。为检验共同机构投资者是否通过提高企业信息透明度，促进企业新质生产力水平提高，本文将信息透明度指标(*Trans*)作为

表15 信息透明度机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
Coz1	0.033*** (0.007)		
Coz2		0.045*** (0.009)	
Coz3			0.078*** (0.026)
控制变量	是	是	是
行业/年份	是	是	是
样本量	32322	32322	32322
R ²	0.449	0.449	0.448
Sobel检验p值	0.000	0.000	0.000

被解释变量带入模型(2)，由表15可知，共同机构所有权(*Coz1*、*Coz2*、*Coz3*)的回归系数均显著为正，并且通过了Sobel检验。这表明共同机构投资者通过提高企业信息透明度，推动企业间的资源共享和研发合作，最终促进了企业新质生产力水平提高。

4. 债务融资成本

在共同机构所有权信息共享效应下，企业与金融机构的信息不对称将降低，使得金融机构所要求的风险补偿降低，从而减少企业的债务融资成本。本文将债务融资成本(*Cost*)作为被解释变量带入模型(2)，以考察企业是否通过共同机构所有权的信息共享效应降低了债务融资成本，并对企业新质生产力起到促进作用。表16列示了债务融资成本机制的回归结果，共同机构所有权系数在1%水平上为负，同时Sobel检验结果也证明了债务融资成本的中介效应成立，即共同机构所有权通过降低债务融资成本提高了企业新质生产力。共同机构所有权促进了企业信息交流，向市场传递了积极信号，从而降低了信息不对称带来的信贷风险及信贷资源错配问题，最终降低了企业债务融资成本。债务融资成本的降低，使企业筹集资金的能力和规模提升，从而有更多的资金用于转

表16 债务融资成本机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
Coz1	-0.089*** (0.031)		
Coz2		-0.118*** (0.042)	
Coz3			-0.230** (0.114)
控制变量	是	是	是
行业/年份	是	是	是
样本量	32401	32401	32401
R ²	0.318	0.318	0.318
Sobel检验p值	0.003	0.001	0.001

型发展或新旧动能转换，提升企业新质生产力。

五、结论与建议

本文以2011—2022年A股上市公司为样本，实证分析了共同机构所有权对企业新质生产力的影响和作用机制。研究发现：共同机构所有权促进了企业新质生产力发展，并且随着联结程度和持股比例的提高，这种促进效应更为显著。作为现代公司治理结构和资本市场的新兴力量，共同机构所有权是一种重要的治理形式，有助于发挥协同治理效应和信息共享效应，优化资源配置，防范和化解风险，促进市场主体培育和企业高质量发展。在分别采用了工具变量法、Heckman两阶段回归、PSM+OLS、PSM+DID等一系列稳健性检验后，研究结论依然成立。在异质性检验中发现，共同机构所有权对新质生产力的促进作用在非国有企业以及较高媒体关注度、较高管理层持股、较低行业竞争度的企业中更加明显。在机制检验中，本文通过了行业势力机制检验、高管创新意识机制检验、信息透明度机制检验和债务融资成本机制检验，探究了共同机构所有权对企业新质生产力的影响机制，结果表明，共同机构所有权通过发挥协同治理效应与信息共享效应促进了企业新质生产力水平提高。基于上述研究结论，本文提出以下建议：

第一，创新制度安排，积极提升监管质效。一方面，扩大机构权益投资的比例和规模，推动更多中长期资金入市，增强市场的内在稳定性，让投资者共享企业高质量发展成果，为培育新质生产力注入强劲动力；另一方面，完善权益投资的业绩考核及长效激励机制，同时进一步完善投资者保护机制，使新《公司法》与强监管、防风险、促发展等系列新规产生实效。

第二，充分发挥共同机构所有权的作用优势。共同

机构所有权会形成协同治理与信息共享效应，有利于企业发展新质生产力。因此，企业应该正确认识共同机构所有权的作用，利用其所联结的行业信息网络，在企业之间建立正式或非正式的战略联盟关系，协同提高企业新质生产力水平。结合本文的异质性结论，企业应不断完善管理层股权激励机制，发挥“激励相容效应”，自觉接受媒体监督，将外部关注的压力转化为新质生产力的驱动力。

第三，健全共同机构投资者的治理参与机制。首先，由于共同机构投资者更加关注中长期收益，在市场中发挥着“稳定器”作用，因此应以资本为纽带，通过专业化协作，促进公司优化治理结构，最大化发挥协同治理效应。其次，共同机构投资者要注重行业知识积累，提高专业化治理能力，实现服务高质量发展和机构自身健康发展的有机统一。最后，共同机构投资者还应规避“合谋同盟”的短视缺陷，注重长期投资和价值投资，提升内部治理水平，强化专业化投资研发能力，助力企业转型升级和高质量发展。

第四，多措并举，提升政务“新质服务力”。政府部门应提升政务服务水平，在促进共同机构所有权的合理发展以及推动企业提升新质生产力方面发挥指导和支持作用。优化创新环境，为共同机构投资者营造良好的市场生态，充分释放共同机构所有权在促进创新资本形成、培育和助力新质生产力发展方面的积极作用。建立地区和行业信息共享与交流平台，强化机构投资者的信息互通、资源共享和优势互补，统筹谋划、协同推进科技创新和产业创新，积极拓展新质生产力的发展空间。

[基金项目：国家社科基金一般项目“‘双碳’目标情境下我国碳审计协同机制研究”（批准号：22BJY033）、重庆市自然科学基金面上项目“智能制造企业动态能力构建与战略适应研究”（项目编号：CSTB2023NSCQ-MSX1097）]

参考文献：

[1] 陈习定, 戴晓震, 张芳芳. 管理层持股对企业技术创新效率的影响研究[J]. 科研管理, 2018, 39 (5): 11-18.
[2] 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.
[3] 高一飞. 国有企业信息公开理论批判——以“国家所有”为逻辑起点[J]. 商业研究, 2018, (10): 167-176.
[4] 顾奋玲, 马一先, 许晨曦. 信息驱动还是竞争合谋：连锁股东与企业股价崩盘风险[J]. 会计研究, 2022, (7): 141-153.
[5] 胡莹, 方太坤. 再论新质生产力的内涵特征与形成路径——以马克思生产力理论为视角[J]. 浙江工商大学学报, 2024, (2): 39-51.
[6] 黄群慧, 盛方富. 新质生产力系统：要素特质、结构承载与功

能取向[J]. 改革, 2024, (2): 15-24.
[7] 黄珊珊, 邵颖红. 高管创新意识、企业创新投入与创新绩效——基于我国创业板上市公司的实证研究[J]. 华东经济管理, 2017, 31 (2): 151-157.
[8] 纪玉山, 代栓平, 杨秉瑜等. 发展新质生产力推动我国经济高质量发展[J]. 工业技术经济, 2024, 43 (2): 3-28.
[9] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100-120.
[10] 雷雷, 张大永, 姬强. 共同机构持股与企业ESG表现[J]. 经济研究, 2023, 58 (4): 133-151.
[11] 刘亦文, 陈熙钧, 高京淋, 谭慧中. 媒体关注与重污染企业绿

色技术创新[J]. 中国软科学, 2023, (9): 30-40.

[12] 潘越, 汤旭东, 宁博, 杨玲玲. 连锁股东与企业投资效率: 治理协同还是竞争合谋[J]. 中国工业经济, 2020, (2): 136-164.

[13] 任宇新, 吴艳, 伍喆. 金融集聚、产学研合作与新质生产力[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(3): 27-34.

[14] 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, 38(5): 115-128.

[15] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024, 46(6): 1-11.

[16] 万长松, 徐志源, 柴亚杰. 新质生产力论[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 51(2): 1-6.

[17] 王晓亮, 杨雪. 企业绿色创新的同群效应研究——基于共同机构所有权视角[J/OL]. 软科学, 2024: 1-21.

[18] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究, 2014, (10): 193-206.

[19] 徐寿福, 姚禹同. 股价信息含量与非金融企业金融化[J]. 会计研究, 2021, (8): 22-37.

[20] 杨海燕, 韦德洪, 孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗?——兼论不同类型机构投资者的差异[J]. 会计研究, 2012, (9): 16-23.

[21] 杨李娟, 熊凌云. 国有资本投资运营公司改革能提升国有企业投资效率吗[J]. 当代财经, 2023, (3): 131-143.

[22] 于左, 张容嘉, 付红艳. 交叉持股、共同股东与竞争企业合谋[J]. 经济研究, 2021, 56 (10): 172-188.

[23] 曾春华, 林仪凤. 共同机构所有权与企业创新: 协同治理与信息共享视角[J]. 科技进步与对策, 2022, 39 (13): 21-31.

[24] 曾春华, 芦宇欣. 共同机构所有权会影响公司并购支付方式吗?[J/OL]. 海南大学学报(人文社会科学版), 2024: 1-10.

[25] 张岳, 彭世广. 媒体关注与企业创新绩效[J]. 贵州财经大学学报, 2020, (4): 29-39.

[26] 赵晓梅, 朱海林. 共同机构投资者能否促进上市公司高质量发展?——基于公司违规视角[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2024, 39(2): 56-70.

[27] 郑军, 林钟高, 彭琳. 货币政策、内部控制质量与债务融资成本[J]. 当代财经, 2013, (9): 118-129.

[28] 周文, 许凌云. 论新质生产力: 内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023, (10): 1-13.

[29] Azar J, Schmalz M C. Common ownership of competitors raises antitrust concerns[J]. Journal of European Competition Law & Practice, 2017, 8(5): 329-332.

[30] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.

[31] Alchian A A, Demsetz H. Production, information costs, and economic organization[J]. American Economic Review, 1972, 62(5): 777-795.

[32] Chen Y, Li Q, Ng J. Institutional cross-ownership and corporate financing of investment opportunities[J]. SSRN Working Paper, 2018.

[33] Hadiye A, Praveen K. Strategic ownership structure and the cost of debt[J]. Review of Financial Studies, 2012, 25(7): 2257-2299.

[34] 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.

[35] Koch A, Panayides M, Thomas S. Common ownership and competition in product markets [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 139(1): 109-137.

[36] Leahy D, Neary P. Public policy towards R&D in oligopolistic industries[J]. The American Economic Review, 1997, 87(4): 642-662.

[37] Peress J. Product market competition, insider trading, and stock market efficiency[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(1): 1-43.

[38] Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38(1): 208-241.

(责任编辑: 邱超伦)

(上接第10页)

并购基金也和产业方合作, 通过PIPE或者其他形式大比例投资参与公司治理, 推动公司成长, 有效提高了产业整合的效率。

但中国资本市场对并购基金的理解千差万别, “上市公司+PE”一度被认为是中国式的并购基金。这种模式主要出现在上一轮并购潮中, 即管理人和上市公司成立基金, 投资项目最终以由该上市公司收购作为退出渠道。这类基金在退出时和上市公司做对手博弈存在明显的利益冲突, 而且也存在投而不整的问题。这种模式更像夹层基金, 后来因为利益冲突等原因也日渐式微。经过多年发展, 和成熟市场语境相同的本土并购基金也有长足的发展, 尤其在当下, 更成为市场关注的焦点。但过去这类并购基金较少介入资本市场, 原因是监管顾虑实际控制人不稳定等因素, 并不鼓励基金当上市公司大股东, 相比于二级市场的基金, PE大比例参股上市公司的工具也很受限。同时在并购交易中, 因无法像产业方

一样接受股票支付后享受递延所得税等特殊税务处理原则, 导致并购基金在和上市公司交易时只愿意接受现金而不愿意接受股票支付。尽管如此, 这次政策入口的打开仍会让很多并购基金有兴趣参与到资本市场的产业整合中。在一个新兴市场中, 并购基金作为一支专业力量, 或独立或与产业方合作参与到产业整合当中去, 必然会成为活跃资本市场并购的重要推手和补充力量。

百年未有之大变局下, 经济升级转型, 发展新质生产力, 都离不开繁荣的资本市场。“以投资者为本”这一根本战略目标的改变, 意味着资本市场不能单纯以靠IPO和再融资来配置资源, 并购重组也不应只是IPO的备胎, 而应成为上市公司寻求成长的重要手段和资本市场新陈代谢的主要工具。这一根本转变使并购与IPO之间的“跷跷板”效应将不复存在, 而是随资本市场牛熊转换而同衰共荣——这意味着资本市场一个全新循环的开启。

(责任编辑: 邹威)