连锁股东驱动企业新质生产力吗？

——基于资本化研发投入与绿色创新的中介机制检验

王燕琪，刘 杉

（西安财经大学商学院，西安 710100）

摘要：通过研发投入资本化与绿色技术创新的双重传导路径，深入剖析连锁股东对企业新质生产力的作用机理。选取2011—2023年中国A股上市公司面板数据进行实证检验，结果表明，连锁股东促进企业新质生产力提升，这一结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明，资本化研发投入和绿色创新是其中关键传导路径。异质性检验进一步揭示，企业所有制类型、规模特征及成长周期差异会显著调节这种传导效应的强度。研究结果为理解连锁股东在企业高质量发展中的作用提供了新视角，并可为相关政策制定提供参考。

关键词：连锁股东；新质生产力；资本化研发投入；绿色创新

中图分类号：F273.1；F276.6 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)03－0277－10

在数字经济快速崛起的时代，全球科技创新进入高度活跃阶段。人工智能、大数据、工业互联网等新一代信息技术，与生物、能源、材料等领域的革命性技术成果不断涌现，呈现融合、交叉与多领域突破的趋势。中国经济正在从快速增长向高质量增长转变。经济高质量发展已成为全面建设社会主义现代化国家的首要任务。企业是社会经济的微观组织，增强企业的发展活力对整个社会经济的高质量增长具有重要作用。

学术界围绕新质生产力概念展开了多维度界定。李心茹等[1]将新质生产力定义为由新质劳动者、新质劳动对象与新质劳动资料三大维度耦合而成的复合能力系统，强调数据要素对传统要素的替代与放大效应；孙雪英等[2]进一步指出，新质生产力区别于传统生产力的核心在于以数字化、绿色化技术为底座，实现全要素生产率的阶跃式提升；施君然和钟昌标[3]则从区域层面证实，新质生产力具有空间溢出特征，其本质是创新链、产业链、价值链的深度融合。综合上述观点，研究认为企业新质生产力是以数字技术与绿色技术为核心驱动力，以人力资本结构优化、绿色资产占比提升及自主创新能力跃迁为外在表现的企业级高质量生产能力。在此基础上，将连锁股东纳入这一框架，探讨其如何借助资本化研发投入与绿色创新两条中介路径，激活企业新质生产力。

新质生产力不仅仅是传统的劳动、资本和资源的简单组合，而是在现代信息技术的支持下，实现了资源的高效利用、生产过程的智能化和价值链的全面提升，强调了通过技术创新、绿色转型等方式来实现生产效率的质的飞跃。这一政策方向与中国目前致力于推动产业向智能化、绿色化、融合化方向发展，以及构建一个具备完整性、先进性和安全性的现代产业体系是高度一致的。据统计，2025年前4月，全国制造业技术改造投资同比增长5.1%，增速高于全部投资1.1个百分点[4]，这充分说明做大做强制造业、进行传统动能换代升级、大力发展新质生产力是中国当前经济发展首要任务。

股东结构特别是连锁股东，作为公司治理的核心成员，对公司的战略选择和资源配置产生重要影响。连锁股东最早由潘越等[5]界定为“同时在两家及以上上市公司持有不低于5%股权的股东主体”。借鉴并拓展该定义，将连锁股东界定为：在同一行业内，于季度层面持有两家及以上上市公司5%以上股份，并能够凭借跨企业股权网络进行资源调配

收稿日期：2025-07-27

基金项目：国家自然科学基金青年科学基金(72102173)；陕西省哲学与社会科学重大理论与现实问题研究项目(2022HZ0039)

作者简介：王燕琪(2001—)，女，山西大同人，硕士研究生，研究方向为财务会计理论与实务；刘杉(1971—)，女，辽宁昌图人，博士，教授，硕士研究生导师，研究方向为公司治理与财务会计、国家审计。

与治理协同的股东集合。该定义突出3个关键特征:①行业同质性,保证技术与市场资源的相关性;②股权稳定性,季度5%阈值过滤掉短期财务投资者;③治理嵌入性,通过董事会席位或重大事项表决权实现实质性影响。近年来,随着央企创投基金、大型母基金的兴起,连锁股东已成为贯通产业链上下游、整合创新要素的关键制度节点。在最近的几年中,由于专业机构的投资迅速增长,分散式的投资策略变得越来越流行。截至2025年6月,中央企业创投基金通过81家央企主导基金累计投资超3 826亿元,其中先进制造、能源、电子信息3大领域占比高达68%,形成了典型的连锁股东网络(新增诚通300亿元、国新100亿元等母基金),成为培育新质生产力的"资本-技术双重纽带"[6-8]。

梳理企业新质生产力相关文献发现,目前研究主要关注股权集中度[9]、股权结构[10]以及控股股东股权质押[11]对企业新质生产力的影响等方面,对于连锁股东这一特殊股权现象如何影响企业新质生产力的探讨还很少。基于此,现从资本化研发投入和绿色创新两条路径出发,考察连锁股东对企业新质生产力的作用机制,为企业优化治理结构、提升创新能力提供新思路。本文的贡献主要有以下两方面:①在理论层面突破既有研究局限,分析连锁股东作用于企业新质生产力的路径,通过解构资本化研发投入和绿色创新的传导机制,深化对资本配置与创新效能转化规律的认知;②在实践维度揭示异质性影响机理,为企业优化创新战略、提升核心竞争力提供参考。

1 理论分析与假设提出

1.1 理论分析

企业新质生产力是一种新质态的生产力,它与传统生产力不同,以科技创新为驱动、以绿色发展为导向、以新兴产业为载体,具有高效能、高质量的利用和改造自然的能力,它是用于推动企业可持续发展的核心动能。孙雪英等[2]使用2011—2022年深A股上市公司数据进行实证分析,通过动态面板模型验证数据要素通过优化要素配置效率显著提升新质生产力,其作用强度在技术密集型行业尤为突出。在数字化转型方面,邓伊莎等[12]以2013—2022年A股上市公司为样本构建中介效应模型,发现数字化转型对新质生产力有显著正向促进作用,其作用机制在于优化ESG(环境、社会和治理)表现和提升创新质量,且在国有企业、高科技企业和大规模企业中促进作用更为明显。从数字经济视角出发,施君然和钟昌标[3]用空间杜宾模型揭示数字经济指数每提升1单位,本地新质生产力增长0.673个标准差,并通过产业数字化与数字产业化实现跨区域协同。此外,朱依萍[13]构建了三重差分模型,证实投资效率提升10%,可使新质生产力指数增长12.4%,其核心机制在于强化组织韧性与抑制管理层短视行为。虽然已经有研究丰富了认识企业新质生产力的影响因素,但目前连锁股东在当中所起到的作用的关注仍然不足。

在企业治理研究领域,跨企业持股构建股权关联的特殊主体是连锁股东,其对企业决策机制与战略选择的影响正成为学术关注的焦点。晓芳和马一先[14]基于2007—2019年A股上市公司数据的实证分析显示,连锁股东的存在对企业创新投入具有显著促进作用,呈现"数量效应"。该效应的作用路径体现为资源治理优势的释放:通过提升企业风险承担水平,为创新活动提供更宽松的资源配置环境。在企业ESG表现方面,王海芳和覃昱[15]构建"连锁股东→分析师关注→ESG表现"三重中介模型,发现连锁股东通过吸引分析师跟踪和增强信息透明度,显著提升企业ESG评分,且该效应在重污染行业中更为突出。已有文献虽然揭示了连锁股东在某些方面对公司治理的作用,但是目前还没有研究视角延伸至企业新质生产力领域。

资本化研发投入是企业创新活动的重要资金来源,对推动技术进步和产品升级具有重要意义。绿色创新则强调在创新过程中兼顾环境保护,有助于企业实现可持续发展。在企业创新生态体系中,资本化研发投入与绿色创新构成技术进步的双轮驱动。前者通过优化资金配置激活创新动能,后者通过环境友好型技术实现可持续发展。陈敏娟和邹娟[16]的研究揭示了研发支出资本化的独特作用路径:通过缓解企业内外信息不对称问题,该会计处理方式能够有效吸引外源融资,进而提升创新投入水平。具体传导机制表现为:股权融资而非债权融资在其中发挥显著中介效应,显示资本市场对研发资本化的风险识别存在偏好差异。范瑞玲[17]基于国有上市公司的实证分析发现,研发投入对企业绩效的正向影响存在明显的滞后效应,其中滞后两年的作用效果最为显著,印证了技术转化的周期性特征。区域市场化程度在这一关系中扮演重要调节角色。在高市场化程度地区,研发投入的绩效转化效率更高,表明完善的市场机制能够强化创新投入的价值实现。聂平和秦军[18]的最新研究表明,

高水平 ESG 实践通过绿色技术创新中介渠道显著提升企业市场价值,且这一结论在不同行业和区域呈现异质性特征。在非重污染行业、高科技企业以及东部发达地区,ESG 的价值增强效应更为突出。现有文献分别从资本化研发、研发投入-绩效、绿色创新-市场价值等维度构建了理论框架,但尚未将新质生产力培育纳入分析框架,作为突破传统增长模式的关键,新质生产力的形成需要研发资本化与绿色创新的协同作用,现有研究尚未揭示这一复合机制。

1.2 研究假设

连锁股东可以通过多种途径影响企业新质生产力。连锁股东在多个企业持有股份,其资源治理优势是影响企业新质生产力的关键因素。连锁股东可以将自身在不同企业积累的有形资源和无形资源进行整合与调配,实现资源的优化配置,为企业带来更多的创新资源和技术支持。同时,连锁股东能够促进企业间的协同合作,形成产业集群效应。当连锁股东连接多个相关企业时,这些企业可以借助股东的纽带作用,加强在研发、生产、销售等环节的合作。通过共享研发成果、联合采购、共同开拓市场等方式,降低企业的运营成本,提高生产效率,增强企业的市场竞争力,进而促进企业新质生产力的发展。同时,连锁股东间接引导企业重视关键要素投入。依据委托代理理论,股东目标是企业价值最大化,而管理层或更关注短期业绩。同时,股东通过监督和激励机制,如股权激励、绩效奖励,激发管理层与员工在资本化研发投入和绿色创新上努力,推动企业新质生产力发展。基于以上分析,提出如下假设。

H1:连锁股东对企业新质生产力具有正向影响。

在连锁股东影响企业新质生产力的过程中,可以从资源基础观的角度进行分析。根据资源基础观,企业的核心竞争力来源于其拥有的有价值、稀缺、难以模仿和不可替代的资源。连锁股东通过在多个企业中持有股份,能够整合和调配这些资源,为企业提供更多的资金支持和资源整合机会。这种资源整合不仅包括有形的资金和设备,还包括无形的技术、品牌和市场渠道等。通过这种方式,连锁股东有助于企业增加资本化研发投入。资本化研发投入的增加,有助于企业开发新技术、新产品,提升生产效率和质量,从而推动企业新质生产力的提升。通过资本化研发投入,企业能够更好地利用技术创新来实现生产过程的智能化和绿色化,这是新质生产力的重要特征。综上所述,连锁股东通过提供资金支持和促进资源整合,增加企业的资本化研发投入,进而推动企业新质生产力的发展。由此,提出如下假设。

H2:资本化研发投入在连锁股东影响企业新质生产力的过程中起中介作用。

绿色创新在连锁股东影响企业新质生产力中的桥梁作用,可以从利益相关者理论和动态能力理论进行深入分析。一方面,利益相关者理论指出,企业不仅要关注股东的利益,还要兼顾其他利益相关者的诉求,其中包括社会和生态环境方面。连锁股东作为企业的重要利益相关者,往往具有较强的社会影响力、使命感和责任担当。他们可能会推动企业关注环境保护和可持续发展,引导企业开展绿色创新活动。另一方面,动态能力理论强调企业在不断变化的环境中,需要具备快速整合、重构和配置内外部资源的能力,以实现创新和竞争优势。连锁股东凭借其在多个企业中的股权联系和资源积累,能够为企业提供有关绿色技术、环保政策等方面的最新信息和专业知识。这种资源的支持有助于企业开发更环保、更高效的生产技术和产品,满足市场对绿色产品的需求,从而提升企业的市场竞争力。综上所述,连锁股东通过引导企业关注环境保护和可持续发展,推动绿色创新,进而促进企业新质生产力的提升。因此,提出如下假设。

H3:绿色创新在连锁股东影响企业新质生产力的过程中起中介作用。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

以 2011—2023 年中国 A 股上市公司为初始样本,并对获得的数据进行以下处理:①剔除金融类上市公司;②剔除样本期间内 ST、*ST 的上市公司;③剔除异常值以及财务数据缺失的样本。最终获得 40 642 个样本观测值。数据来源于 CSMAR 数据库和 CNRDS 数据库。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量:企业新质生产力(Npro)

参考李心茹等[1]的研究方法构建新质生产力测算指标。从新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料 3 个方面对企业的新质生产力评价指标体系进行测度,涵盖了员工素质、管理层素质、生态环境、未来发展、科技劳动资料、数字劳动资料、绿色劳动资料多项具体指标,为企业新质生产力的量化评估提供了全面的框架。具体指标见表 1。

表 1　企业新质生产力评价指标体系及指标权重

一级指标	二级指标	三级指标	计算方法	权重/%
新质劳动者	员工素质	研发人员占比	(研发人员数/员工数量)×100	12.985
		高学历人员占比	(研究生以上人数/员工数量)×100	8.855
	管理层素质	高管绿色认知	ln(年报中绿色发展关键词词频+1)	6.320
		管理层海外背景	有高管具有海外背景取值为 1,否则为 0	6.617
新质劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证 ESG 评级的 E 指标,9 个级别分别赋值 1～9	7.929
	未来发展	固定资产占比	(固定资产/资产总额)×100	2.732
		资本积累率	(当年所有者权益增长额/年初所有者权益)×100	1.124
新质劳动资料	科技劳动资料	创新水平	ln(专利授权数量+1)	21.810
	数字劳动资料	数字化程度	ln(年报中数字化关键词词频+1)	4.620
		无形资产占比	(无形资产/资产总额)×100	4.100
	绿色劳动资料	绿色技术水平	ln(绿色专利授权数量+1)	9.960
		绿色专利占比	(绿色专利授权数量/专利授权数量)×100	12.950

为避免“科技劳动资料”与“绿色劳动资料”可能存在的概念重叠及多重共线性,进行以下处理。

(1)概念边界厘清。参考《国际专利分类绿色清单》(IPC Green Inventory),将绿色专利严格限定为“环境污染削减、清洁能源、绿色工艺”3 大类别,而科技专利采用除绿色专利外的剩余授权发明专利,二者互斥。

(2)方差膨胀因子(VIF)检验。对模型进行 VIF 诊断,结果显示“科技劳动资料”“绿色技术水平”“绿色专利占比”对应指标的 VIF 值分别为 3.30、2.88、1.79(表 2),均远低于 10 的临界值,不存在严重多重共线性。

表 2　方差膨胀因子检验结果

变量	VIF	1/VIF
科技劳动资料	3.30	0.302 806
绿色技术水平	2.88	0.346 808
绿色专利占比	1.79	0.557 674
连锁股东	1.20	0.832 051
企业规模	33.82	0.029 569
资产负债率	7.37	0.135 685
资产收益率	1.78	0.562 896
营业收入增长率	1.30	0.771 340
第一大股东持股比例	5.08	0.197 033
VIF 均值	4.25	—

2.2.2　解释变量:连锁股东(Cross)

参考潘越等[4]的研究,构造连锁股东变量。对于“量”的度量,本文在季度层面保留持股比例 5%以上的股东(以下简称“大股东”),接着统计各公司的大股东同时也是同行业其他公司的大股东数量,然后计算以上季度的连锁股东数量并计算它们的年平均水平,并加 1 取对数得到连锁股东数量(Cross)。

2.2.3　中介变量

(1)资本化研发投入(RDInvestRatio)。参考《企业会计准则第 6 号——无形资产》对研发支出资本化的确认标准,将资本化研发投入(支出)占研发投入总额的比例[即资本化研发投入/(资本化研发投入+费用化研发投入)×100%]作为中介变量。该指标能够更精准地反映企业对研发活动的资本化倾向与策略选择。比例越高,表明企业越倾向于将研发支出确认为长期资产,以匹配创新成果的长期效益;比例越低,则反映企业更依赖费用化处理以规避短期利润波动风险。同时,对研发投入数据进行行业均值调整,以控制不同行业技术密集度差异对资本化决策的潜在影响。

(2)绿色创新(Innovation)。参考汤义成[19]的研究,采用企业当年独立申请的绿色发明专利数量加 1 后取自然对数[即 ln(1+绿色发明专利数量)]作为绿色创新的核心衡量指标。该方法具有两方面优势:①“独立申请”排除了联合研发或技术引进的干扰,更能反映企业自主创新能力;②“加 1 后取对数”可有效缓解零值偏误问题,适用于创新活动分布高度右偏的样本。为进一步提升指标稳健性,参照《国际专利分类绿色清单》对绿色技术领域进行筛选,并剔除未授权专利,确保创新成果的技术价值与可应用性。

2.2.4　控制变量

参考前人对企业新质生产力的研究,选取企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、资产收益率(ROA)、营业收入增长率(Growth)、第一大股东持股比例(Top1)作为控制变量,同时控制企业年度和行业效应,并对连续变量进行 1%和 99%的缩尾处理。变量定义见表 3。

2.3　模型设定

2.3.1　基准回归模型

$$Npro_{it}=\alpha+\beta Cross_{it}+\gamma Controls_{it}+\delta_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

表 3　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	新质生产力	Npro	熵值法计算
解释变量	连锁股东	Cross	连锁股东季度数量年均值加 1 取对数
中介变量	资本化研发投入	RDInvest Ratio	资本化研发投入(支出)与研发投入总额之比
	绿色创新	Innovation	当年独立申请的绿色发明专利数量加 1 后取自然对数
控制变量	企业规模	Size	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	负债合计与资产总计之比
	资产收益率	ROA	期末净利润与平均总资产之比
	营业收入增长率	Growth	本期营业收入总额与上期营业收入总额的差值再与上期营业收入总额之比
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量与总股数之比

式中:$Npro_{it}$ 为企业 i 在 t 时期的新质生产力;$Cross_{it}$ 为连锁股东变量;$Controls_{it}$ 为一系列控制变量;α 为常数项;β 为连锁股东变量的系数;γ_j 为控制变量的系数;δ_i、θ_t 分别为行业和年度效应;ε_{it} 为随机扰动项。

2.3.2　资本化研发投入中介效应模型

为检验资本化研发投入和绿色创新的中介效应,采用逐步回归法,构建以下中介效应模型:

$$RDInvestRatio_{it}=\alpha+\beta Cross_{it}+\gamma Controls_{it}+\delta_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$NPro_{it}=\alpha+\beta Cross_{it}+\gamma RDInvestRatio_{it}+\delta Controls_{it}+\delta_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

2.3.3　绿色创新中介效应模型

$$Innovation_{it}=\alpha+\beta Cross_{it}+\gamma Controls_{it}+\delta_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$NPro_{it}=\alpha+\beta Cross_{it}+\gamma Innovation_{it}+\delta Controls_{it}+\delta_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

3　实证结果分析

3.1　描述性统计

表 4 的描述性统计结果显示,企业新质生产力(Npro)均值为 0.126,这一数值代表样本企业新质生产力的平均水平。而其标准差为 0.073,意味着企业间新质生产力的离散程度较高,不同企业在新质生产力方面存在较大差异,有的企业可能在新质生产力上表现突出,而有的则相对落后。数值上看,新质生产力指标的集中趋势与离散程度对比鲜明,意味着行业内部可能处于分化阶段,部分头部企业已率先完成技术跃迁,而尾部企业仍在传统生产模式中徘徊。连锁股东(Cross)的均值为 0.111,即样本中约 11.1%的企业存在股权交叉现象,这在资本市场并非小概率事件,侧面反映出当前企业网络化关联的趋势。

3.2　相关性分析

相关性分析结果(表 5)表明,连锁股东(Cross)与企业新质生产力(Npro)的相关系数为 0.098 5,在统计上呈现显著正相关关系,这一结果初步验证了假设 H1,即连锁股东对企业新质生产力具有正向影响。进一步观察,连锁股东与企业规模(0.019 5)、资产负债率(0.019 8)等变量的相关性,为探索中介效应提供了初步线索,暗示连锁股东可能通过影响企业资源获取、资本结构等渠道,间接作用于新质生产力。同时,控制变量与被解释变量、解释变量间的相关性值得关注。企业规模与新质生产力(0.012 1)、资产回报率与资产负债率(−0.378 9)等均存在不同程度的关联,这表明控制这些变量是必要的,可避免因变量间潜在关联导致的遗漏偏差,确保模型分析的准确性,也为后续深入检验理论机制、排除干扰因素奠定了基础。

表 4　变量描述性统计

变量	样本数	最小值	最大值	均值	标准差	p25	p50	p75
Npro	40 642	0.012	0.370	0.126	0.073	0.073	0.073	0.073
Cross	40 642	0.000	1.099	0.111	0.263	0.263	0.263	0.263
Size	40 642	19.171	26.440	21.959	1.260	1.260	1.260	1.260
Lev	40 642	0.027	0.990	0.427	0.204	0.204	0.204	0.204
ROA	40 642	−0.375	0.254	0.038	0.067	0.067	0.067	0.067
Growth	40 642	−0.750	5.587	0.168	0.404	0.404	0.404	0.404
Top1	40 642	0.000	0.758	0.321	0.164	0.164	0.164	0.164

表 5　相关性分析结果

变量	Npro	Cross	Size	Lev	ROA	Growth	Top1
Npro	1						
Cross	0.098 5***	1					
Size	0.012 1**	0.019 5***	1				
Lev	0.002 0	0.019 8***	0.427 4***	1			
ROA	0.000 4	−0.004 8	0.015 4***	−0.378 9***	1		
Growth	−0.008 0	−0.009 3*	0.030 2***	0.038 3***	0.264 7***	1	
Top1	0.014 3***	0.000 2	0.183 9***	0.036 5***	0.129 0***	0.033 2***	1

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

3.3　基准回归结果

基准回归结果见表 6，在未加入控制变量时[列(1)]，连锁股东对企业新质生产力的系数为 0.019 90(t=13.36)，在 1%水平上显著，初步验证连锁股东对新质生产力的促进作用，假设 H1 获得支持。进一步引入年份固定效应[列(2)]后，Cross 系数降至 0.011 20(t=7.90)，仍保持 1%显著性；叠加个体固定效应[列(3)]后，系数进一步收敛至 0.007 27(t=3.16)，统计显著性未发生本质变化。这表明在控制时间趋势与个体异质性后，连锁股东的正向效应依然稳健，结果不受遗漏变量干扰。就控制变量影响而言，年份固定效应有效捕捉宏观经济周期波动，个体固定效应则消除企业固有特征差异，二者引入后核心变量显著性持续存在，凸显结论可靠性。就控制变量而言，资产负债率、第一大股东持股比例都对新质生产力产生积极作用，但企业规模、资产收益率、营业收入增长率却对新质生产力为显著负相关。其可能原因在于，企业规模扩大常伴生组织协调与决策效率问题，使企业响应市场和创新需求迟缓，不利于新质生产力培育。资产收益率低反映经营效率欠佳、资源配置不合理，导致企业创新投入能力与意愿双弱，营业收入增长率低暗示市场需求不足、竞争力下滑，使企业为短期业绩投入现有产品销售，忽视新质生产力培育。中国全要素增长率依赖劳动力转移和物质资本积累，自主创新贡献不足。提升创新能力和要素配置效率可提高全要素生产率，促进新质生产力发展。为了避免变量间可能存在的反向因果关系及时滞性造成的内生性问题，将连锁股东滞后 1 期、2 期、3 期回归后，检验结果与原假设一致。由此，假设 H1 成立。

表 6　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	Npro	Npro
Cross	0.019 90***	0.011 20***	0.007 27***
	(13.36)	(7.90)	(3.16)
Size		−0.000 01	−0.000 27
		(−0.03)	(−0.56)
Lev		0.002 90	0.004 05
		(1.49)	(1.40)
ROA		−0.002 97	−0.002 97
		(−0.66)	(−0.53)
Growth		−0.000 51	−0.000 40
		(−0.85)	(−0.63)
Top1		0.003 50*	0.003 08
		(1.87)	(1.13)
常数项	0.125 00***	0.090 20***	0.095 90***
	(147.73)	(14.59)	(9.45)
id	No	No	Yes
year	No	Yes	Yes
样本数	40 642	40 642	40 642

注：括号内为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

3.4　中介效应分析

3.4.1　资本化研发投入的中介效应

表 7 的回归结果深化了对企业新质生产力影响机制的理解。列(1)中，连锁股东对企业新质生产力的系数为 0.008(标准误为 0.002)，且在统计上显著，表明股权关联能够显著刺激企业研发资本化比例的提升。这可能是由于连锁股东凭借其跨企业的技术视野和资源网络，降低了研发项目的不确定性，从而促使企业更积极地将研发支出资本化。进一步分析，当将资本化研发投入纳入模型后，连锁股东对企业新质生产力的直接系数从原来的 0.019 90(表 6 结果)降低至 1.227，但仍保持 1%水平的显著性。列(2)显示，连锁股东对资本化研发投入的系数为 1.227(标准误为 0.619)，显著为正，表明连锁股东能有效推动企业加大资本化研发投入。最关键的列(3)中，引入资本化研发投入后，连锁股东对企业新质生产力的系数仍为 0.008(标准误为 0.002)，保持高度显著性，同时资本化研发投入对企业新质生产力的系数为 0.000(标准误为 0.000)，亦显著为正。这清晰地表明，资本化研发投入在连

表 7　资本化研发投入中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	RDInvestRatio	Npro
Cross	0.008***	1.227**	0.008***
	(0.002)	(0.619)	(0.002)
Size	−0.000	−0.117	−0.000
	(0.001)	(0.117)	(0.001)
Lev	0.002	−0.121	0.002
	(0.003)	(0.783)	(0.003)
ROA	−0.004	−0.266	−0.004
	(0.006)	(1.282)	(0.006)
Growth	−0.000	−0.270*	−0.000
	(0.001)	(0.156)	(0.001)
Top1	0.004	0.282	0.004
	(0.003)	(0.728)	(0.003)
RDInvestRatio			0.000***
			(0.000)
常数项	0.099***	1.377	0.099***
	(0.011)	(2.461)	(0.011)
id	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes
样本数	40 642	40 642	40 642
R^2	0.129	0.013	0.150

注：括号内为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

锁股东与企业新质生产力之间发挥了部分中介作用。换言之,连锁股东不仅直接促进企业新质生产力提升,还通过增加资本化研发投入这一关键路径间接发力。这种部分中介效应揭示了连锁股东影响企业新质生产力的多元渠道——资本化研发投入是重要一环,但并非唯一,为假设 H2 提供了坚实验证,也深化了对两者关系内在机制的体现,凸显了研发投入在连锁股东赋能企业新质生产力过程中的桥梁作用。

3.4.2 绿色创新的中介效应

表 8 呈现了连锁股东与企业新质生产力及绿色创新的回归结果。列(1)中,连锁股东对企业新质生产力的系数为 0.007(标准误为 0.002),且在统计上显著,表明股权关联能够显著推动企业的绿色创新活动。这可能是因为连锁股东通常具有较强的 ESG 偏好,会促使企业增加绿色技术研发投入,以提升企业的长期可持续发展能力。进一步分析,将绿色创新纳入模型后,连锁股东对企业新质生产力的直接系数从 0.019 90(表 6 结果)降低至 0.013 20,但仍保持显著性。列(2)显示,连锁股东对绿色创新的系数为 0.062(标准误为 0.027),显著为正,表明连锁股东能够有效推动企业的绿色创新活动。关键的列(3)中,引入绿色创新后,连锁股东对企业新质生产力的系数变为 0.006(标准误为 0.002),虽有降低但依然高度显著,同时绿色创新对企业新质生产力的系数为 0.018(标准误 0.001),显著为正。这清晰表明,绿色创新在连锁股东与企业新质生产力之间发挥了部分中介作用。即连锁股东不仅直接促进企业新质生产力提升,还通过推动绿色创新这一重要途径间接发力。这种部分中介效应验证了假设 H3,也深化了对连锁股东影响企业新质生产力内在机制的理解,揭示了绿色创新的桥梁作用——连锁股东通过促进绿色创新,进而对企业新质生产力产生积极影响。

表 8 绿色创新中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	Innovation	Npro
Cross	0.007***	0.062**	0.006***
	(0.002)	(0.027)	(0.002)
Size	−0.000	−0.002	−0.000
	(0.000)	(0.004)	(0.000)
Lev	0.004	0.027	0.004
	(0.003)	(0.025)	(0.003)
ROA	−0.003	−0.000	−0.003
	(0.006)	(0.052)	(0.005)
Growth	−0.000	−0.000	−0.000
	(0.001)	(0.005)	(0.001)
Top1	0.003	0.032	0.003
	(0.003)	(0.024)	(0.003)
Innovation			0.018***
			(0.001)
常数项	0.096***	0.182**	0.093***
	(0.010)	(0.086)	(0.010)
id	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes
样本数	40 642	40 642	40 642
R^2	0.129	0.013	0.150

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

3.5 倾向得分匹配法

为缓解样本选择偏误,根据数据要素水平的中位数,将样本划分为处理组与对照组,采用 1∶4近邻匹配法进行回归,考察连锁股东影响企业新质生产力的平均处理效应。回归结果(表 9)表明,处理组的企业新质生产力发展水平显著高于对照组,即连锁股东对企业新质生产力具有正向影响,进一步验证了本文的基本结论。

3.6 稳健性检验

3.6.1 更换解释变量

参考潘越等[4]的思路,采用差异化的连锁股东衡量方法——以每个季度统计每家公司有多少名大股东同时担任同行业其他公司大股东的方式,重新开展回归分析。表 10(1)列中,新变量(Cross_Dum)系数为 0.004,t 值达 3.83,高度显著。这表明,即便改变衡量维度,连锁股东对企业新质生产力的正向影响仍稳固存在。此结果有效规避了单一衡量方式可能带来的偏差,充分证明研究结论不依赖特定度量标准,稳健性强,能经受不同方法的验证。

3.6.2 增加控制变量

为提升结果可靠性,在基准模型中纳入更多潜在影响因素,如董事规模(Board)、独立董事占比

表 9 倾向得分匹配回归结果

变量	(1)
	Npro
_treated	0.032***
	(0.003)
常数项	0.125***
	(0.000)
id	Yes
year	Yes
样本数	40 642
R^2	0.003

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

表 10　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Npro	Npro	Npro	Npro	Npro
Cross		0.007***			
		(4.37)			
Cross_Dum	0.004***				
	(3.83)				
L.Cross			0.005***		
			(3.20)		
L2.Cross				0.005***	
				(2.93)	
L3.Cross					0.004**
					(2.02)
Size	−0.000	−0.000	−0.000	−0.000	−0.000
	(−0.90)	(−0.81)	(−0.07)	(−0.85)	(−1.12)
Lev	0.004**	0.004*	0.002	0.003	0.003
	(1.99)	(1.89)	(0.91)	(1.04)	(0.98)
ROA	−0.003	−0.003	−0.002	0.001	0.003
	(−0.63)	(−0.70)	(−0.35)	(0.24)	(0.57)
Growth	−0.000	−0.000	−0.001	−0.000	−0.001
	(−0.66)	(−0.55)	(−0.84)	(−0.13)	(−0.69)
Top1	0.003	0.003	0.001	0.000	0.001
	(1.59)	(1.53)	(0.63)	(0.12)	(0.26)
Board		0.018***			
		(6.99)			
Indep		0.000***			
		(2.60)			
常数项	0.129***	0.082***	0.127***	0.135***	0.139***
	(20.06)	(8.23)	(18.08)	(17.63)	(16.61)
样本数	40 246	40 246	34 110	29 180	25 150
R^2	0.687	0.687	0.701	0.709	0.717
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
id	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为 t 值；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

(Indep)。观察表 10 列(2)，加入这些变量后，连锁股东系数为 0.007，t 值为 4.37，系数大小与显著性均无明显改变。这表明连锁股东对企业新质生产力的影响独立且稳定，并非由遗漏变量导致。通过增加控制变量，排除了更多干扰因素，进一步验证了结果的可靠性，凸显两者关系的稳固性。

3.6.3　滞后变量检验

为探究影响的持续性，将连锁股东变量滞后 1～3 期分析。表 10 列(3)～列(5)显示，滞后 1 期(L.Cross)系数为 0.005(t = 3.20)，滞后 2 期(L2.Cross)系数为 0.005(t = 2.93)，滞后 3 期(L3.Cross)系数为 0.004(t = 2.02)，均显著为正。这清晰表明，连锁股东对企业新质生产力的正向影响并非短期效应，而是具有持续性。即便考虑时间滞后，影响仍显著，研究结果不受时间因素干扰，进一步强化了结论可信度。该检验为连锁股东对企业新质生产力的长期促进作用提供了实证支撑，也为理解两者动态关系提供了更深层次的视角，充分说明研究结论在时间维度上的稳定性与可靠性。

3.7　异质性分析

3.7.1　产权性质异质性

将样本企业分为国有企业和非国有企业两组进行回归分析。表 11 列(1)、列(2)结果显示，在非国有企业中，连锁股东对企业新质生产力的促进作用更为显著。这可能是因为非国有企业在决策机制上更加灵活，能够更好地利用连锁股东带来的资源和机会，而国有企业受到较多的政策约束和行政干预，对连锁股东的响应相对较弱。

3.7.2　企业规模异质性

以企业总资产的中位数为临界值，将样本划分为“小企业”和“大企业”两组：总资产低于年度行业中位数的企业界定为小企业，反之为大企业。该划分标准既保证了组内样本量相对均衡，又能有效捕捉规模差异对企业新质生产力的异质影响。表 11 列(3)、列(4)回归结果表明，连锁股东对小企业新质生产力的提升作用更为明显。小企业在资源获取和创新能力方面相对较弱，连锁股东的介入能够为其带来更多的资源和创新动力，而大企业可能已经具备较为完善的资源配置和创新体系，对连锁股东的依赖程度相对较低。

3.7.3　企业生命周期异质性

不同生命周期的企业有着不同的行为决策，连

表 11　企业性质和企业规模异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	小企业规模	大企业规模
	Npro	Npro	Npro	Npro
Cross	0.005**	0.009***	0.007***	0.005**
	(2.15)	(4.41)	(2.63)	(2.17)
Size	0.000	−0.000	0.001	0.002***
	(0.18)	(−0.98)	(0.85)	(2.96)
Lev	0.005	0.003	0.005	0.000
	(1.49)	(1.16)	(1.62)	(0.02)
ROA	−0.010	0.001	0.002	−0.007
	(−1.23)	(0.19)	(0.33)	(−0.96)
Growth	−0.001	−0.000	−0.001	−0.000
	(−0.72)	(−0.34)	(−0.65)	(−0.32)
Top1	−0.007**	0.010***	0.002	0.000
	(−2.17)	(3.83)	(0.73)	(0.02)
常数项	0.117***	0.133***	0.103***	0.076***
	(10.56)	(15.35)	(4.70)	(4.42)
样本数	14 015	26 231	19 802	19 771
R^2	0.686	0.687	0.713	0.730
year	Yes	Yes	Yes	Yes
id	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

锁股东对企业新质生产力的促进作用也会有所不同。为探讨不同生命周期的企业是否在这一作用中表现出差异,借鉴刘诗源等[20]的做法,基于企业在不同生命周期阶段的现金流特征对企业进行分类,通过经营活动现金流、投资活动现金流和筹资活动现金流的组合符号实现对企业所属生命周期的判断,运用现金流模式法将样本企业划分为成长期、成熟期与衰退期 3 个阶段并进行回归检验。表 12 的实证结果显示,连锁股东对处于成长期企业的新质生产力促进作用最大,对成熟期企业的影响次之,对衰退期企业的影响相对较小。产生这一结果的原因可能是成长期企业具有较强的发展潜力和创新需求,连锁股东的支持能够更好地满足其发展需要;成熟期企业发展相对稳定,对外部资源的需求相对较弱;衰退期企业面临诸多困境,连锁股东的作用难以充分发挥。

表 12　企业生命周期异质性实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
	成长期	成熟期	衰退期
	Npro	Npro	Npro
Cross	0.005*	0.007**	0.012**
	(1.89)	(2.13)	(2.20)
Size	0.002***	−0.001*	−0.001
	(2.82)	(−1.67)	(−1.43)
Lev	−0.002	0.009**	0.008
	(−0.61)	(2.11)	(1.36)
ROA	−0.008	−0.007	0.012
	(−0.96)	(−0.75)	(0.85)
Growth	0.001	−0.002	−0.000
	(0.76)	(−1.47)	(−0.21)
Top1	0.003	0.008**	0.000
	(0.66)	(2.17)	(0.06)
常数项	0.090***	0.145***	0.144***
	(6.62)	(10.68)	(6.79)
样本数	14 823	11 596	5 794
R^2	0.739	0.737	0.775
year	Yes	Yes	Yes
id	Yes	Yes	Yes

注:括号内为 t 值;***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

4　结论与建议

4.1　研究结论

通过实证分析,深入研究了连锁股东对企业新质生产力的作用机制,剖析了资本化研发投入与绿色创新的双重中介效应,同时考虑异质性因素的影响,得到如下结论。

(1)连锁股东对企业新质生产力有着正向作用,有效激活了企业的创新能力,为发展企业新质生产力奠定了基础。

(2)资本化研发投入与绿色创新协同发力,构成连锁股东影响企业新质生产力的关键传导渠道。连锁股东增加对技术创新的研发资源投入,同时激励企业投身绿色创新实践,实现经济效益与环境效益的双赢,从而多维度地催化新质生产力的进阶发展。

(3)连锁股东对企业新质生产力的影响,是不同的属性、规模和生命周期。具体而言,在非国有企业中,连锁股东凭借市场化资源整合优势,弥补企业内部治理短板,对新质生产力的效果更为突出。于小企业而言,连锁股东的资源输入效应对冲了规模劣势,成为其突破创新瓶颈、迈向高质量发展的关键助力;在处于成长期的企业,连锁股东的战略协同效应与创新资源导入契合企业扩张需求,加速新质生产力的释放与价值转化,为企业的持续成长筑牢根基。

4.2　政策建议

(1)企业层面。企业尤其是非国有企业、小型企业和成长期企业,应充分认识到连锁股东的独特价值。积极引入具有产业协同性和战略资源的连锁股东,借助其跨企业的资源整合与信息共享优势,优化自身股权结构,完善公司治理机制。同时企业应积极响应国家创新驱动发展战略,将资本化研发投入和绿色创新作为提升新质生产力的关键抓手。加大资金、人力等资源在研发领域的投入,鼓励技术创新和产品创新,提高企业的核心竞争力。积极响应国家“双碳”目标,将绿色发展理念贯穿于企业的生产经营全过程,推动企业向绿色、低碳、可持续方向转型,实现经济发展与环境保护的良性互动。

(2)政府层面。政府应着眼于宏观战略布局,发挥政策引导作用,构建完善的支持企业创新的政策体系。通过研发费用加计扣除、高新技术企业税收减免、专项财政补贴等政策工具,直接降低企业进行资本化研发投入和绿色技术创新的成本与风险,有效提升企业创新意愿与能力;制定重点领域的产业发展规划和技术路线图,引导创新资源向关键领域集聚。鼓励产业链上下游企业通过战略联盟、共建研发实体等方式,建立以创新为导向的紧密合作关系,促进资源共享与协同创新,提升产业整体竞争力;搭建产学研合作平台,促进科技成果转化;加强知识产权保护,保障企业创新收益,为培育新质生产力提供坚实的制度保障和政策环境。

(3)监管层面。监管部门应立足规范市场行为,建立健全监管框架,确保包括连锁股东在内的

各类市场主体合规运作，为创新发展营造公平、稳定、可预期的环境。明确界定连锁股东的权利义务边界，建立健全针对其参与公司治理、关联交易等信息披露的规则，确保其行为透明化、规范化，从制度上防范利益冲突；加强对连锁股东行为穿透式监管，运用科技手段提升对潜在利益输送、内幕交易、市场垄断等违法违规行为的识别与预警能力。严厉打击违法违规行为，切实保护中小投资者合法权益；遵循市场规律，根据新质生产力发展的新特点、新趋势，动态调整和优化监管措施。坚持鼓励创新与防范风险并重，实现规范与发展的平衡，引导企业将创新活力聚焦于健康、可持续的高质量发展轨道。

参考文献

[1] 李心茹，田增瑞，常焙筌. 新质生产力、资源利用与企业组织韧性[J]. 西部论坛，2024，34(4)：35-49.

[2] 孙雪英，程广斌，李莹. 数据要素与企业新质生产力：理论分析与实证检验[J]. 统计与决策，2025，41(6)：23-28.

[3] 施君然，钟昌标. 数字经济、创新驱动与新质生产力[J]. 云南财经大学报，2025，41(4)：69-84.

[4] 罗毅飞. 投资稳定增长 结构持续优化：国家统计局投资司首席统计师罗毅飞解读2025年1—4月份投资数据[EB/OL]. (2025-05-19)[2025-06-28]. https://www.stats.gov.cn/sj/sjjd/202505/t20250519_1959871.html.

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

[6] 国务院国资委，国家发展改革委. 国务院国资委、国家发展改革委联合出台政策 推动中央企业创业投资基金高质量发展[EB/OL]. (2024-12-01)[2025-06-28]. http://www.sasac.gov.cn/n2588030/n2588929/c32259172/content.html.

[7] 中国诚通控股集团有限公司. 300亿，来了！(诚通科创投资基金设立相关报道)[EB/OL]. (2025-06-02)[2025-06-28]. http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/202506/t20250602_2313430.shtml.

[8] 中国国新控股有限责任公司. 聚焦投早投小投硬科技 国新创投基金合作签约仪式举行[EB/OL]. (2025-01-20)[2025-06-28]. http://www.ce.cn/xwzx/kj/202501/20/t20250120_39272139.shtml.

[9] 刘艳娇. 新质生产力对企业创新绩效的影响：基于股权集中度的调节作用[J]. 市场周刊，2025，38(10)：1-4.

[10] 叶伟壮. 股权结构对企业新质生产力的影响研究[J]. 现代营销(下旬刊)，2025(4)：31-33.

[11] 李继志，黄瑶. 控股股东股权质押、数字金融与企业新质生产力的关系研究[J]. 企业科技与发展，2024(11)：24-29.

[12] 邓伊莎，姜娟，胡佩璇. 数字化转型对企业新质生产力的影响机制研究[J]. 经营与管理，2025(4)：1-11.

[13] 朱依萍. 企业投资效率对新质生产力的影响[J]. 商业观察，2025，11(9)：69-72，78.

[14] 晓芳，马一先. 连锁股东与企业创新投入：促进还是抑制[J]. 管理评论，2023，35(7)：138-150.

[15] 王海芳，覃昱. 连锁股东、分析师关注与企业ESG表现：信息透明度的调节作用[J]. 会计之友，2024(9)：82-91.

[16] 陈敏娟，邹娟. 研发支出资本化、外源融资与企业创新投入[J]. 财会月刊，2022(24)：47-54.

[17] 范瑞玲. 国有企业研发投入与企业绩效[D]. 柳州：广西科技学院，2020.

[18] 聂平，秦军. 基于绿色技术创新中介效应的ESG表现对企业价值影响研究[J]. 科技与经济，2025(2)：41-45.

[19] 汤义成. 国有资本参股影响民营企业绿色创新的偏向性：促进实质性创新还是策略性创新？[J]. 西部论坛，2023，33(6)：96-113.

[20] 刘诗源，林志帆，冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗？基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究，2020，55(6)：105-121.

Do Chain Shareholders Drive New Quality Productivity in Enterprises? Testing Intermediary Mechanism between Capitalized R&D Investment and Green Innovation

WANG Yanqi, LIU Shan

(School of Business, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710100, China)

Abstract: Examines the mechanism by which chain shareholders affect new quality productivity of enterprises via the dual transmission pathways of capitalized R&D investment and green technology innovation. Panel data of A-share listed companies in China from 2011 to 2023 was selected for empirical testing, the results indicate that chain shareholders promote the enhancement of new quality productivity in enterprises, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests. Mechanistic analysis reveals that capitalized R&D investment and green innovation are key transmission pathways. Heterogeneity tests further reveal that differences in ownership types, firm size, and growth stages of enterprises significantly moderate the magnitude of this transmission effect. The research results provide a new perspective for understanding the role of chain shareholders in the high-quality development of enterprises, and can serve as a reference for the formulation of relevant policies.

Keywords: chain shareholders; new quality productivity; capitalized R&D investment; green innovation