

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2026.02.007

逆向混改对智能制造企业新质生产力的影响研究

——公司治理优化与数字化转型的双重路径

黄江龙,赵新宇

(吉林大学 经济学院,吉林 长春 130012)

摘要:逆向混改不仅能缓解民营企业的融资约束,还能优化公司治理、引导战略转型,进而促进民营企业新质生产力发展。以沪深A股民营智能制造上市公司为研究对象,采用2011—2024年的数据分析发现:逆向混改显著提升了民营智能制造企业的新质生产力水平,且显著降低了代理成本(经营费用率和管理费用率)、提高了数智化转型程度和数字技术创新水平,即逆向混改通过优化公司治理和促进数智化转型两条路径提升了民营智能制造企业新质生产力水平;企业所在地区市场化指数的提高会强化逆向混改的新质生产力提升效应,表明良好的企业经营环境有利于充分发挥混合所有制改革的积极作用;逆向混改对新质生产力的提升作用,在东部地区、成立时间较长的民营智能制造企业中更强,在非重污染行业中显著,而在重污染行业中不显著。因此,应充分发挥国有股东对民营企业的治理优化与数智赋能作用,分层分类推进逆向混改,并系统优化企业经营环境,以充分释放混合所有制改革红利。

关键词:逆向混改;智能制造;新质生产力;公司治理;数智化转型;企业经营环境;民营企业

中图分类号:F271.2;F276.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2026)02-0085-15

引用格式:黄江龙,赵新宇.逆向混改对智能制造企业新质生产力的影响研究——公司治理优化与数字化转型的双重路径[J].西部论坛,2026,36(2):85-99.

Huang Jianglong, Zhao Xinyu. Impact of reverse mixed-ownership reform on new quality productive forces of intelligent manufacturing enterprises: the dual paths of corporate governance optimization and digital-intelligent transformation[J]. West Forum, 2026, 36(2): 85-99.

* 收稿日期:2025-10-14;修回日期:2026-02-25

基金项目:教育部繁荣计划项目(22JJD790027)

作者简介:黄江龙(1977),男,河北石家庄人;博士研究生,主要从事社会主义市场经济理论研究;E-mail:844505142@qq.com。赵新宇(1977),男,吉林白城人;教授,博士,博士生导师,主要从事社会主义市场经济理论研究;E-mail:xinyuzhao@jlu.edu.cn。

一、引言

新质生产力由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级催生,是推动我国经济实现质的有效提升和量的合理增长的关键所在(金碚,2024)^[1],其核心在于摆脱传统增长路径对大量资源投入的依赖,转向依靠科技创新驱动的内涵式增长。作为国民经济的重要支柱与实体经济的核心载体,制造业向高端化、智能化、绿色化演进,无疑是培育和发展新质生产力的主阵地(林毅夫,2024)^[2]。智能制造既能够重塑传统生产模式,也能催生新型生产方式(沈坤荣等,2024)^[3],而企业是实现智能制造的主体,因此,智能制造企业的新质生产力发展成为推动实体经济高质量发展、构筑现代化产业体系的强劲动能。民营企业是推动我国经济社会发展的重要力量,在稳定增长、促进创新、增加就业、改善民生等方面发挥着不可替代的作用。然而,民营智能制造企业的发展面临资本投入大、技术门槛高、人才短缺等诸多挑战,需要深入研究影响民营智能制造企业新质生产力发展的各种因素,以采取有效措施激励其积极提升新质生产力水平。

尽管自新质生产力的概念提出以来,探究企业新质生产力影响因素的文献大量涌现,但缺乏专门针对智能制造企业的研究,且对民营企业的研究也不多。在关于民营企业新质生产力影响因素的实证研究中,除了考察地方政府债务治理(周阔等,2024)^[4]、数字金融发展(杨贺宜,2024)^[5]、数字创新政策(任仕佳等,2025)^[6]、科技金融(柴用栋等,2025)^[7]、创始人关键性资源(简冠群等,2026)^[8]、亲清政商关系(郑威等,2026)^[9]等因素的作用外,颇具中国特色的“逆向混改”成为研究者关注的热点。庄子萱和王南(2025)^[10]研究发现,逆向混改通过财力筑基效应(降低经营风险和缓解融资约束)和智力赋能效应(提升高管团队创新意识)促进了民营企业新质生产力发展;王莉莉和曹嘉琪(2025)^[11]分析表明,国有资本参股有利于民营企业新质生产力发展,营商环境在其中发挥了正向调节作用;尚颖和王珠存(2025)^[12]研究认为,逆向混改能够通过缓解管理者短视促进民营企业新质生产力发展,经济政策不确定性会显著弱化逆向混改对新质生产力的促进作用;唐亮和杨国玉(2026)^[13]分析发现,逆向混改可以通过缓解融资约束、降低非效率投资、提高创新投入提升民营企业新质生产力。

发展混合所有制经济是建设社会主义市场经济的根本性制度创新(刘伟,2015)^[14]。混合所有制改革已由早期以国有企业引入民营资本为主的单向进入,逐步演进为国有资本与民营资本双向流动的制度建设,既服务于国有企业布局优化和结构调整,也为促进民营企业做优做强提供了新的制度空间。区别于民营资本参股国有企业的正向混改,逆向混改特指国有资本以市场化方式入股甚至控股民营企业的现象(曾敏,2023)^[15]。与一般意义上的产权多元化不同,逆向混改强调国有资本所蕴含的长期性、战略性、公共性属性与民营资本的市场化、灵活性和创新活力之间的深度耦合(何德旭等,2022)^[16],旨在通过将国有资本在信用背书、政策资源和产业网络等方面的优势与民营企业在技术研发、市场开拓和组织效率方面的优势进行系统嫁接,在微观层面形成“1+1>2”的协同效应。因此,通过实证检验明晰逆向混改的实际经济效果,尤其是对民营企业发展各方面的影响,对于进一步深化产权制度改革和促进民营企业高质量发展具有重要意义。

虽然已有文献考察了逆向混改对民营企业新质生产力的影响,但未针对智能制造企业进行分析。智能制造企业的新质生产力发展在实体经济高质量发展中占据重要地位,而且民营智能制造企业新质生产力发展面临高投入、长周期、强专用性的约束,受外部资本进入的影响较大,从而使国有资本参股的效果更具可观察性和研究价值。因此,有必要对逆向混改如何影响民营智能制造企业新质生产力发展进行专门研究。同时,对于逆向混改影响民营企业新质生产力的机制还有待深化和拓展。如前文所述,现有文献主要从缓解融资约束、改善投资和创新行为等方面进行机制分析,未从逆向混改对民营企业公

公司治理和战略转型的角度展开讨论,而完善民营企业公司治理和推动民营企业战略转型正是逆向混改重要的价值目标。鉴于上述,本文在已有研究的基础上,探究逆向混改对民营智能制造企业新质生产力的影响及其机制,并采用沪深A股民营上市智能制造企业2011—2024年的数据进行实证检验。

本文的边际贡献主要包括:第一,研究情境的聚焦与深化。将研究情境聚焦于智能制造这一培育和发展新质生产力发展的关键战略性领域,有助于揭示逆向混改在特定技术经济范式与产业政策背景下的独特赋能效果,从而深化对混合所有制改革产业针对性的理解。第二,作用机制的拓展与深化。在验证公司治理优化这一重要路径的同时,从战略转型的角度提出并检验数智化转型这一与智能制造深度匹配的中介机制,为揭示逆向混改影响民营企业新质生产力的内在机制提供了新的理论视角和经验证据。第三,进一步探究了企业经营环境的调节作用以及地理区位、行业污染属性和企业年龄的异质性,为充分发挥混合所有制改革的积极效应和加快推动企业新质生产力发展提供了经验借鉴与政策启示。

二、理论分析与研究假说

1. 逆向混改对民营智能制造企业新质生产力发展的影响

企业新质生产力是一个超越传统生产力,融汇了人力资本、管理认知、绿色可持续性、技术前沿性与数智化等多维度的复合概念(李心茹等,2024)^[17],是技术创新能力、资源配置效率与组织管理效能的综合涌现(杨耀武等,2021)^[18]。逆向混改作为一种触及企业产权根基的制度变革,为民营企业新质生产力的生成与发展开辟了制度空间和现实路径。第一,逆向混改能够破解融资瓶颈。对民营企业而言,国有资本的参股形成了信用背书,能够显著改善其融资条件与资金可得性。融资约束的松绑将增强企业的资本流动性,为企业开展高投入、长周期的技术研发创新活动,进而孕育和发展新质生产力提供关键的财务基础和先决条件(郑重远等,2025)^[19]。第二,逆向混改能够有效降低制度性交易费用。国有股东的引入将增强民营企业与政府、产业链上下游及其他经济主体之间的关联(Faccio,2006)^[20],有助于民营企业获取更多的政策支持和市场机遇,并降低沟通成本。外部交易成本的减少,使得企业可以将更多的资源聚焦于内部的生产制造与创新研发活动,从而提高资源配置效率和生产力水平。第三,逆向混改通过股权多元化整合加速战略资源的优化重组。国有资本进入通常伴有产业链优势、成熟技术平台、广阔市场网络以及对宏观政策的深刻解读,与民营企业自有的创新精神及市场响应速度相结合,能够产生显著的资源整合与协同效应。综上所述,逆向混改通过资本注入、降低交易成本和战略资源协同等多元化途径,全面优化了民营智能制造企业的生存与发展环境,为其发展以技术创新为核心的新质生产力提供了坚实基础。

由此,本文提出假说H1:逆向混改显著提升了民营智能制造企业的新质生产力水平。

2. 逆向混改、公司治理与民营智能制造企业新质生产力发展

根据委托代理理论(Jensen et al.,1976)^[21],现代企业的核心问题在于所有权与经营权分离引发的代理成本。我国许多民营企业在治理结构上呈现出股权高度集中、所有权与经营权高度重合的特征,这虽然在企业发展初期具有决策高效的优势,但随着企业规模扩大,其局限性日益凸显。决策权的过度集中容易引致决策风险集聚,且在缺乏有效制衡机制的情境下极易滋生第二类代理问题,即大股东利用其控制地位侵占公司资源,或因缺乏外部监督而陷入非理性的过度投资与战略短视。这种单一治理结构会严重损害企业的创新效率和资源配置效率。逆向混改通过引入国有资本,能在股东大会和董事会层面形成实质性的制衡力量。国有股东作为外部监督者,会有效抑制民营企业管理层的机会主义倾向,使

企业决策回归长期价值最大化,从而降低代理成本,改善公司治理,而公司治理的改善将有效促进企业新质生产力发展(谭红阳等,2024;杨芳等,2024)^[22-23]。具体而言,逆向混改通过提升董事会独立性、强化股权制衡、完善高管激励机制等途径,增强对民营企业管理层的监督与激励,使管理决策更倾向于追求企业的长期价值与创新导向的持续发展,而非管理者的短期私人利益。代理成本降低表现为经营费用率和管理费用率下降,实质上是企业内部资源配置效率和生产关系协调性得到改善的体现。这种治理优化减少了非生产性支出和内耗,将更多资源导向提升新质生产力的创新活动,为新质生产力的发展提供了更加高效的微观制度基础。尤其在智能制造行业,公司治理优化会显著降低高风险、长周期研发投资的代理成本,为新质生产力的要素积累提供制度保障。

由此,本文提出假说 H2:逆向混改通过优化公司治理(降低代理成本)提升民营智能制造企业的新质生产力水平。

3. 逆向混改、数智化转型与民营智能制造企业新质生产力发展

根据动态能力理论(Teece et al., 1997)^[24],在快速变化的数字经济时代,企业必须具备感知、捕捉和重构机会的能力,才能维持竞争优势。依据任务技术适配模型(Goodhue et al., 1995)^[25],只有当技术特性与任务需求高度匹配时,技术投入才能转化为绩效产出。智能制造的任务极其复杂,要求高度的系统集成与数据协同。因此,在数智经济时代,数智化转型成为智能制造企业提升动态能力和任务技术适配性的关键路径。然而,受制于资金和技术能力的不足,许多民营智能制造企业的数智化转型仅停留在简单的技术叠加层面,导致任务技术适配度低,难以实现新质生产力的快速发展。逆向混改通过提供耐心资本和战略指引,不仅增强了民营智能制造企业数智化转型的意愿,还提升了其数智化转型能力,进而促使民营智能制造企业通过数智化转型提升动态能力,并从单纯的设备购买转向深层的系统集成和数据治理,实现先进数智技术与复杂制造任务的高质量匹配,进而显著提升创新效能和生产效率。数智化转型是培育和发展新质生产力的核心要义与逻辑必然(孙绍勇等,2024)^[26],企业数智化转型能够显著提升其新质生产力水平(谢家平等,2025;张秀娥等,2025)^[27-28]。具体而言,数智化转型可以借助大数据平台和智能分析工具重构企业的决策架构与组织流程,实现跨部门和产业链信息共享与深度融合,进而优化资源配置和价值流动,提高全链条运行效率;云计算、大数据和人工智能技术的应用,使企业可以迅速捕捉市场需求变化,并对研发过程进行精细化管理,提高科技创新与技术转化效率,促进产品迭代和技术升级;数智化转型还有利于提升企业的运营管理水平,有效降低运营成本,增强精益生产能力与抗风险能力,从而为企业新质生产力发展提供持续支撑。

由此,本文提出假说 H3:逆向混改通过促进数智化转型提升民营智能制造企业的新质生产力水平。

4. 企业经营环境的调节作用

企业经营环境的改善,意味着更少的政府不当干预、更公平的市场竞争秩序、更完善的法治保障以及更高效的政务服务,使行政审批、要素定价、信贷配给等关键环节更多让位于竞争中性规则。良好的企业经营环境能够从两个方面正向调节逆向混改对民营智能制造企业新质生产力的促进作用。一方面,放大公司治理优化和数智化转型的中介效应。在市场化、法治化水平较高的地区,逆向混改引入的国有股东会受到更强的外部制度约束,其投资决策和投后管理更趋于市场化和专业化,使其带来的治理优化等效应能够更有效地促进民营企业新质生产力提升。另一方面,抑制潜在的消极影响。在政府与市场边界清晰的环境中,大股东利用行政力量进行非市场化干预的动机和能力都会被大大削弱,有助于

逆向混改更多地体现为“民进国助”的协同发展,而非“国进民退”的资源挤占;反之,在经营环境较差的地区,政府过分干预和市场分割可能扭曲资源配置,国有资本的优势甚至可能异化为寻租的工具,从而削弱甚至抵消逆向混改的积极效应。同时,适应先进生产力发展要求的企业经营环境,如高效的市场制度、明晰的产权规则与低交易成本的营商环境能够促进生产关系变革,进而加速新质生产力的生成与扩张。企业经营环境的改善还会降低数据要素流通与新型生产组织构建过程中的制度性摩擦,使逆向混改所释放的企业活力能更顺畅地转化为实际生产效率的提升。

由此,本文提出假设 H4:经营环境改善会强化逆向混改对民营智能制造企业新质生产力的提升作用。

三、实证研究设计

1. 基准模型设定

为检验逆向混改对智能制造企业新质生产力的影响,构建基准模型如式(1)所示:

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Soeov_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 t 和 I 分别代表企业、年份和行业,被解释变量 ($Npro_{it}$)“新质生产力”为企业 i 在 t 年的新质生产力水平,核心解释变量 ($Soeov_{it}$)“逆向混改”为 i 企业在 t 年的逆向混改程度, X_{it} 表示控制变量组, μ_i 表示行业固定效应, δ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为残差随机扰动项。

(1)智能制造企业新质生产力水平的测度。参考宋佳等(2024)^[29]、李心茹等(2024)^[17]、张秀娥等(2025)^[23]、赵巧芝和郭紫晴(2025)^[30]的研究,并结合智能制造企业的特征,从新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料3个维度构建智能制造企业新质生产力水平评价指标体系如表1所示,进而采用熵值法分配各指标权重,计算得到样本企业的新质生产力水平。

表1 智能制造企业新质生产力水平评价指标体系

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	(研发人员数量/员工总数)×100	4.09%
		研究生占比	(研究生以上人员数量/员工总数)×100	10.91%
	管理层素质	高管海外背景	董监高具有海外背景取值为1,否则为0	7.38%
		高管绿色认知	ln(上市公司年报中绿色发展关键词词频+1)	4.71%
新质劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证 ESG 评级 E 指标,共9个级别赋值1~9	8.75%
	未来发展	固定资产占比	(固定资产/资产总额)×100	2.23%
		资本积累率	(当年度所有者权益增长额/当年初所有者权益)×100	2.95%
	数字劳动资料	数字化程度	ln(上市公司年报中数字化关键词词频+1)	5.81%
无形资产占比		(无形资产/资产总额)×100	3.13%	
新质劳动资料	绿色劳动资料	绿色技术水平	ln(绿色专利获取量+1)	18.50%
		绿色专利占比	(绿色专利获取量/专利获取总量)×100	22.79%
	科技劳动资料	创新水平	ln(专利获取总量+1)	3.78%
		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)×100%	4.98%

(2)逆向混改程度的测度。为准确衡量国有资本参股民营智能制造企业的强度,参考于瑶和祁怀锦(2022)^[31]、曾敏等(2022)^[32]的研究,以前十大股东中国有股东持股比例之和与前十大股东总持股比例之比来对逆向混改进行量化。该指标不仅捕捉了国有股权在董事会治理结构中的表决权,也反映了国有股权参与公司治理的程度,且数据具备跨期可比性和准确性,能够保证实证检验的可信度与可复制性。

(3)控制变量选取。参考刘洪等(2025)^[33]的研究,选取以下企业层面的控制变量:一是“企业年龄”,用企业成立年限加1的自然对数值衡量;二是“托宾Q值”,用企业市场价值与资产总额之比衡量;三是“有形资产占比”,用固定资产净额与存货净额之和除以资产总额衡量;四是“总资产净利润率”,用当年净利润与平均资产总额之比衡量;五是“现金流比率”,用经营活动产生的现金流量净额与资产总额之比衡量;六是“营业收入增长率”,用当年营业收入增长额与上年营业收入额之比衡量;七是“两职合一”,董事长与总经理为同一人赋值为1,否则赋值为0;八是“董事会规模”,用董事人数的自然对数值衡量;九是“独立董事比例”,用独立董事人数与董事总人数之比衡量。

2. 样本选择与数据来源

本文以沪深A股民营上市公司为研究样本,选取智能制造企业2011—2024年的数据进行实证分析。对样本进行如下筛选:第一,参考沈坤荣等(2024)^[3]的研究,根据《国务院关于深入实施“人工智能+”行动的意见》《制造业企业数字化转型实施指南》《国家智能制造标准体系建设指南(2024版)》等智能制造产业相关政策,基于新一代信息技术产业、高档数控机床和机器人、航空航天装备、海洋工程装备及高技术船舶、先进轨道交通装备、节能与新能源汽车、电力装备、农机装备、新材料、生物医药及高性能医疗器械等十大重点领域,并与中国证监会2012年行业分类相匹配,筛选出智能制造企业。第二,剔除ST/*ST类样本、单期观测样本、2024年上市的样本以及数据异常或缺失的样本。同时,为了减少异常值对于模型稳定性的影响,对所有连续变量进行前后各1%的缩尾处理。

表2为主要变量的描述性统计结果。“新质生产力”的最大值为37.3463、最小值为2.5048、平均值为14.2666、中位数为13.6445、标准差为7.0289,表明不同企业之间的新质生产力水平差异巨大,且呈现高离散度的右偏分布;“逆向混改”的平均值为0.0285、中位数为0,标准差超过平均值的两倍,表明样本的逆向混改程度较低,且分布极不均匀,集中在0值附近,仅有少数企业的逆向混改程度较高,揭示出国有资本进行逆向混改并非“大水漫灌”,而是选择性地推进。对主要变量进行相关性分析,结果显示“逆向混改”在1%的统计水平上与“新质生产力”正相关,初步表明逆向混改对民营智能制造企业新质生产力有显著的正向影响。进一步的多重共线性检验结果显示,主要变量的方差膨胀因子VIF均小于10,表明不存在多重共线性问题,可以进行基准回归分析。

表2 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	中位数
被解释变量	新质生产力	13 955	14.266 6	7.028 9	2.504 8	37.346 3	13.644 5
解释变量	逆向混改	13 955	0.028 5	0.063 6	0	0.344 2	0
控制变量	企业年龄	13 955	2.908 5	0.317 9	1.945 9	3.526 4	2.944 4
	托宾Q值	13 837	2.101 8	1.182 7	0.972 9	7.766 7	1.714 8
	有形资产占比	13 955	0.932 5	0.071 7	0.605 6	0.997 8	0.955 9
	总资产净利润率	13 955	0.051 5	0.063 7	-0.182 8	0.239 2	0.050 2

续表 2

变量类型	变 量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	中位数
	现金流比率	13 955	0.052 8	0.064 1	-0.127 9	0.241 3	0.050 9
	营业收入增长率	13 947	0.158 1	0.313 6	-0.458 7	1.658 8	0.115 0
控制变量	两职合一	13 835	0.434 2	0.495 7	0	1	0
	董事会规模	13 955	2.188 6	0.164 0	1.791 8	2.564 9	2.302 6
	独立董事比例	13 953	0.380 0	0.051 9	0.333 3	0.571 4	0.363 6

四、实证检验结果分析

1. 基准回归

基准回归结果如表 3 所示。逆向混改对民营智能制造企业新质生产力的净效应(未控制控制变量和固定效应模型)、控制行业和时间双向固定效应后的影响以及进一步控制控制变量后的影响均在 1% 的水平上显著为正,表明逆向混改显著提升了民营智能制造企业的新质生产力水平,假说 H1 得以验证。

表 3 基准回归结果

变 量	新质生产力	新质生产力	新质生产力
逆向混改	9.142 5***(0.932 0)	9.298 0***(2.079 5)	8.189 9***(1.978 7)
企业年龄			-1.541 8***(0.453 6)
托宾 Q 值			0.329 4***(0.093 6)
有形资产占比			-0.052 2(1.450 8)
总资产净利润率			-7.062 7***(1.680 2)
现金流比率			5.705 3***(1.568 1)
营业收入增长率			0.593 6***(0.226 9)
两职合一			-0.302 4(0.237 2)
董事会规模			3.649 3***(0.951 1)
独立董事比例			2.062 4(2.866 0)
常数项	14.006 0***(0.065 0)	14.002 4***(0.140 6)	9.229 8***(3.532 9)
行业和年份固定效应	未控制	控制	控制
观测值	13 955	13 951	13 708
R ²	0.006 8	0.138 4	0.152 1

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平下显著;括号内为聚类到企业层面的标准误,下表同。

2. 稳健性检验

(1) 替换被解释变量。新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志,因此,参考鲁晓东和连玉君(2012)^[34]、杨芳等(2024)^[35]的做法,分别采用 OP 法、LP 法、OLS 法、FE 法、GMM 法计算样本企业的全要素生产率,以其为被解释变量重新进行检验。

(2) 替换核心解释变量。参考于瑶和祁怀锦(2022)^[31]的研究,分别以前十大股东中所有国有股东

持股比例之和除以非国有股东持股比例之和(“逆向混改1”)、前十大股东中是否存在国有股东的哑变量(“逆向混改2”,有赋值为1,无则赋值为0)作为“逆向混改”的替代变量,重新进行检验。

(3)更换估计模型。考虑到被解释变量“新质生产力”为非负数,且解释变量“逆向混改”有较多0值,参考王雄元和卜落凡(2019)^[36]的研究,采用泊松模型进行稳健性检验。

(4)提高缩尾比例。借鉴陈强远等(2020)^[37]的研究,对变量进行前后各5%的缩尾处理后重新进行检验。

(5)改变聚类方法。基准回归的标准误聚类到企业层面,借鉴毛捷等(2024)^[38]的做法,分别聚类到行业、城市、省份层面和采用稳健标准误进行检验。

上述稳健性检验结果见表4,均支持逆向混改显著促进了民营智能制造企业新质生产力水平提升的结论,表明本文的分析结果是稳健的。

表4 稳健性检验结果

变 量	替换被解释变量					替换核心解释变量	
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OLS</i>	<i>TFP_FE</i>	<i>TFP_GMM</i>	新质生产力	新质生产力
逆向混改	1.3046*** (0.1981)	1.5776*** (0.2604)	1.9064*** (0.3142)	2.0128*** (0.3365)	1.1273*** (0.1808)		
逆向混改1						5.3123*** (1.4599)	
逆向混改2							1.3001*** (0.1977)
观测值	13658	13658	13658	13658	13658	13708	13708
<i>R</i> ²	0.2654	0.2476	0.2519	0.2496	0.2494	0.1510	0.1545
变 量	泊松模型	5%缩尾处理	聚类到行业	聚类到城市	聚类到省份	稳健标准误	
	新质生产力	新质生产力	新质生产力	新质生产力	新质生产力	新质生产力	新质生产力
逆向混改	0.5418*** (0.1254)	12.1427*** (2.2841)	8.1899*** (2.3679)	8.1899*** (1.9920)	8.1899*** (2.3521)	8.1899*** (0.9445)	8.1899*** (0.9445)
观测值	13708	13708	13708	13708	13708	13708	13708
<i>R</i> ²		0.1595	0.1521	0.1521	0.1521	0.1521	0.1521

注:所有模型均控制了控制变量以及行业和年份固定效应,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

3. 内生性检验

(1)工具变量法。为缓解基准模型可能存在的反向因果关系等内生性问题,采用同行业同年度其他样本企业的“逆向混改”中位数作为工具变量(*IV*),进行两阶段最小二乘法检验,回归结果见表5的Panel A。不可识别检验和弱工具变量检验结果显示,不存在工具变量识别不足和弱工具变量问题;第一阶段的回归结果显示,工具变量与“逆向混改”显著正相关;第二阶段的回归结果显示,工具变量拟合的“逆向混改”对“新质生产力”的回归系数在1%的水平上显著为正。上述检验结果表明,在缓解模型内生性问题后,逆向混改显著提升了民营智能制造企业新质生产力水平的结论依然成立。

(2)工具变量法排他性检验。为验证工具变量法检验结果的准确性,参考王京滨和李博(2021)^[39]、韩超和李鑫平(2025)^[40]的做法,通过观察预期没有因果效应样本的估计结果进行工具变量法排他性检

验,即仅采用未进行混合所有制改革($Soeov=0$)的样本进行分析,检验结果见5的Panel B。工具变量对被解释变量“新质生产力”的回归系数不显著,排除了工具变量非外生性的怀疑,验证了工具变量法检验结果的可靠性。

(3)系统广义矩估计(SYS-GMM)检验。逆向混改与新质生产力的关系是非静态的,需要考虑前期新质生产力水平对当期新质生产力水平的影响。借鉴成学真和龚沁宜(2020)^[41]的做法,加入被解释变量“新质生产力”的滞后项,并以“新质生产力”滞后一期项作为工具变量、“企业年龄”作为外生变量,采用系统广义矩估计法进行检验,回归结果见表5的Panel C。AR(1)检验的 P 值在1%的水平上显著,AR(2)检验的 P 值不显著,表明差分方程的残差序列不存在二阶序列相关;Sargan检验的 P 值在5%的水平上显著,Hansen J检验的 P 值不显著,表明工具变量的选取是合理的;“逆向混改”和“L1.新质生产力”的系数均显著为正,即SYS-GMM检验的结果同样显示,逆向混改对民营智能制造企业新质生产力水平产生了显著的正向影响。

表5 内生性检验结果

变量	Panel A(工具变量法)		Panel B	Panel C
	第一阶段	第二阶段	工具变量法排他性检验	SYS-GMM 检验
	逆向混改	新质生产力	新质生产力	新质生产力
逆向混改'	29.624 7*** (10.779 6)			
工具变量	0.857 6*** (0.150 0)		12.784 0 (12.320 7)	
KP rk Wald F	32.6774			
KP rk LM		6.869 4***		
逆向混改				61.423 0* (36.902 3)
L1.新质生产力				0.314 8*** (0.041 5)
个体固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
观测值	13 708	13 708	8 503	12 002
F	10.019 1***	9.238 7***		
R^2	0.050 9	-0.017 3	0.156 9	
AR(1)检验 P 值				0.000 0
AR(2)检验 P 值				0.732 1
Sargan 检验 P 值				0.016 3
Hansen J 检验 P 值				0.768 2

4. 机制检验

由于中介变量对企业新质生产力的促进作用已得到相关经验分析的验证,本文借鉴江艇(2022)^[42]的研究,构建中介效应检验模型如式(2)所示,同时构建调节效应检验模型如式(3)所示。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Soeov_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Npro_{it} = \delta_0 + \delta_1 Soeov_{it} + \delta_3 MV_{it} \times Soeov_{it} + \delta_3 MV_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 代表中介变量, MV_{it} 代表调节变量,其他变量同式(1)。根据前文理论分析,选取以下机制变量:第一,中介变量“经营费用率”和“管理费用率”,用以检验公司治理优化路径。参考Ang等(2000)^[43]的方法,“经营费用率”用管理费用与销售费用之和与企业营业收入的比值衡量,“管理费用

率”用管理费用与企业营业收入的比值衡量。第二,中介变量“数智化转型”和“数字技术创新”,用以检验数智化转型路径。参考刘凌冰等(2024)^[44]的研究,用企业年报中数智化关键词出现的频数(对数化处理)衡量“数智化转型”;考虑到数字技术是企业数智化转型的重要基础,进一步采用数字技术创新水平表征样本企业的数智化转型程度,参考黄先海等(2023)^[45]的做法,以数字专利申请量(对数化处理)衡量“数字技术创新”。第三,调节变量“市场化指数”,用以检验企业经营环境的调节作用。借鉴李钺霆等(2024)^[46]的方法,以企业所在地区的市场化指数刻画企业经营环境。

机制检验结果见表6。“逆向混改”对“经营费用率”和“管理费用率”的回归系数均显著为负,表明逆向混改显著降低了民营智能制造企业的代理成本(经营费用率和管理费用率),即产生了显著的公司治理优化效应。“逆向混改”对“数智化转型”和“数字技术创新”的回归系数均显著为正,表明逆向混改显著提高了民营智能制造企业的数智化转型程度,即产生了显著的数智化转型效应。而公司治理的优化和数智化转型程度的提高均会促进企业新质生产力发展。由此,假说H2和H3得到验证,逆向混改能够通过优化公司治理和促进数智化转型两条路径提升民营智能制造企业新质生产力水平。“逆向混改×市场化指数”的回归系数显著为正,表明企业经营环境对逆向混改促进民营智能制造企业新质生产力发展产生了显著的正向调节作用,即经营环境的改善能够强化逆向混改对民营智能制造企业新质生产力水平的提升作用。由此,假说H4得到验证。

表6 机制检验结果

变量	公司治理优化路径		数智化转型路径		经营环境的调节效应
	经营费用率	管理费用率	数智化转型	数字技术创新	新质生产力
逆向混改	-0.0681** (0.0322)	-0.0321** (0.0129)	0.5914** (0.2450)	1.4957*** (0.4192)	-39.3189 (24.3093)
逆向混改×市场化指数					12.9930** (6.6182)
经营环境					-1.5399 (0.9982)
观测值	13698	13708	13644	13708	13708
R ²	0.4632	0.3560	0.3361	0.1939	0.1533

五、进一步研究:异质性分析

1. 地理区位异质性

借鉴赵涛等(2020)^[47]的分组方法,根据企业的地理区位将样本划分为“东部地区”和“中西部地区”两组进行异质性分析,回归结果见表7的Panel A。两组样本的“逆向混改”系数均显著为正,但“东部地区”组的系数显著性和绝对值均大于“中西部地区”组,表明逆向混改对民营智能制造企业新质生产力的提升作用在东部区更强。其原因可能在于:相比中西部地区,东部地区市场化程度较高、营商环境较好、知识产权保护体系较完善,使民营智能制造企业创新活动面临的风险较低,逆向混改引入的资本、技术与管理优势更容易转化为生产效率的边际改进;同时,东部地区具有显著的人力资本优势,科研院所和高等院校也较为密集,民营智能制造企业引入国有资本后,能更便利地获得知识溢出和建立产学研合

作,从而更有效地提升技术创新水平和新质生产力水平;此外,东部地区完整的产业链降低了企业的交易成本和创新成本,为创新成果商业化提供了较完善的转化路径,使国有资本的进入能够通过强化产业链与创新链的深度融合更有效地促进民营智能制造企业新质生产力发展。

2. 行业污染属性异质性

参考潘爱玲等(2019)^[48]的方法,将样本划分为“重污染行业”和“非重污染行业”两组^①,分组检验结果见7的Panel B。逆向混改显著提升了非重污染行业民营智能制造企业的新质生产力水平,但对重污染行业民营智能制造企业新质生产力的影响不显著。其原因可能在于:非重污染行业民营智能制造企业的环保约束和成本较低,更容易将资源集中于创新发展和战略转型,使逆向混改引入的资本和资源得以更多地配置于技术创新和数智化转型,从而推动新质生产力发展;而重污染行业面临更严格的环保合规要求,逆向混改引入的国有资本往往被优先导向环保领域,可能挤占发展新质生产力的投入。同时,非重污染行业民营智能制造企业面临的市场竞争压力和技术更新速度普遍较大,逆向混改能够有效激发其创新活力和组织效率,进而驱动新质生产力持续提升。

3. 企业年龄异质性

参考董晓芳和袁燕(2014)^[49]的做法,按照“企业年龄”变量的中位数将样本划分为“成立时间较短”与“成立时间较长”两组,分组检验结果见7的Panel C。两组样本的“逆向混改”系数均显著为正,但“成立时间较长”组的系数显著大于“成立时间较短”组,表明逆向混改对成立时间较长的民营智能制造企业新质生产力的提升作用更强。其原因可能在于:成立时间较长的民营智能制造企业通常具备较为完善的管理体系和较为稳定的产业链配套资源基础,能够更高效地吸收和整合逆向混改带来的优质资源,使逆向混改产生更强的公司治理优化效应和数智化转型效应,更有效地促进新质生产力发展。同时,相比成立时间较短的民营企业,成立时间较长的民营企业往往存在行政层级复杂、内部控制强化等“大企业病”,并面临技术迭代不及时、创新活力不足等瓶颈,逆向混改引入的多元化资本和治理机制能够更显著地优化其公司治理、促进其技术创新,从而产生更强的新质生产力提升效应。

表7 异质性分析结果

变 量	Panel A:地理区位异质性		Panel B:行业污染属性异质性		Panel C:企业年龄异质性	
	东部地区	中西部地区	重污染行业	非重污染行业	成立时间较短	成立时间较长
	新质生产力	新质生产力	新质生产力	新质生产力	新质生产力	新质生产力
逆向混改	8.762 0*** (2.385 5)	7.005 2** (3.4958)	0.748 3 (4.250 0)	9.802 2*** (2.184 6)	7.634 9*** (2.633 7)	8.445 0*** (2.354 1)
观测值	11 066	2 639	2 740	10 968	7 239	6 466
R ²	0.158 3	0.162 1	0.109 6	0.157 0	0.168 2	0.152 5
ChowF[P 值]	2.87[0.000 0]		3.96[0.000 0]		2.94[0.003 9]	

① 重污染行业包括:煤炭开采和洗选业,石油和天然气开采业,黑色金属矿采选业,有色金属矿采选业,纺织业,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业,造纸和纸制品业,石油加工、炼焦和核燃料加工业,化学原料和化学制品制造业,化学纤维制造业,橡胶和塑料制品业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,有色金属冶炼和压延加工业,电力、热力生产和供应业。

六、结论与启示

本文采用 2011—2024 年沪深 A 股民营智能制造企业的数据,检验逆向混改对新质生产力发展的促进作用,得到以下结论:其一,逆向混改显著提升了民营智能制造企业新质生产力水平,这一结论在泊松模型、工具变量法、系统广义矩估计检验等一系列稳健性检验和内生性检验中均成立。其二,中介作用分析表明,逆向混改能够通过优化公司治理(降低代理成本)和促进数智化转型两条路径提升民营智能制造企业新质生产力水平。其三,调节效应分析表明,以地区市场化指数表征的企业经营环境正向调节逆向混改的新质生产力提升效应,即市场化程度的提高会强化逆向混改对民营智能制造企业新质生产力水平的提升作用,表明良好的企业经营环境有利于充分发挥混合所有制改革的积极作用。其四,逆向混改的新质生产力提升效应存在多元异质性,在制度环境和要素市场较完善的东部地区更强,对资源较丰富、吸收能力较强的成立时间较长民营智能制造企业更强,在环保约束较低的非重污染行业中显著,而在环保压力较大的重污染行业中不显著。基于上述研究结论,得到以下启示:

第一,在逆向混改过程中应强化国有资本赋能机制,注重对民营企业公司治理的优化和战略转型的引导。一方面,要防止治理优化在实践中异化为行政干预。相关监管部门应当明确国有资本在逆向混改中的战略投资者定位,重点发挥国有资本在长期技术创新投入、产业链资源整合等方面的优势,同时要避免过度行政干预,切实维护企业的经营自主权。另一方面,国有股东应切实做到治理增效,通过派驻董事实质性参与战略委员会、审计委员会等专门委员会,加强对企业重大投资风险的把控和中长期发展战略的引导。

第二,系统优化企业经营环境,充分释放混合所有制改革红利。全面落实市场准入负面清单制度,破除制约民营企业参与竞争的隐性壁垒,保障不同所有制企业平等使用生产要素,有效降低制度性交易成本;加强知识产权保护力度,建立针对智能制造新业态的知识产权快速维权机制,完善新技术、新业态的专利审查和保护制度,为智能制造企业创新提供法治保障;营造稳定、公平、透明、可预期的营商环境,最大限度释放混合所有制改革对企业新质生产力的提升效能。

第三,实施区域与行业差异化的精准改革策略,分层分类推进民营企业混合所有制改革。对于东部等市场化程度高的地区,重点强化国有资本的创新要素赋能功能,支持民营智能制造企业开展前沿技术研发,聚焦人工智能算法、工业软件等“卡脖子”环节;对于中西部等基础相对薄弱地区,应发挥国有资本在基础设施和公共服务方面的优势,加强数字基础设施和创新能力建设,为智能制造企业发展新质生产力创造数智基础设施条件。对于非重污染行业的民营智能制造企业,应鼓励国有资本投向核心环节,突出中长期技术突破和产业升级带动效应;对于重污染行业的民营智能制造企业,则应将逆向混改与绿色化转型统筹推进,鼓励企业通过工艺升级和智能化改造实现高质量发展。

参考文献:

- [1] 金磊. 论新质生产力研究的经济思维[J]. 西部论坛, 2024, 34 (2): 1-8.
- [2] 林毅夫. 新质生产力: 中国创新发展的着力点与内在逻辑[M]. 2024: 291.
- [3] 沈坤荣, 乔刚, 林剑威. 智能制造政策与中国企业高质量发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (2): 5-25.
- [4] 周阔, 曲植, 时运通, 等. 地方政府债务治理与民营企业新质生产力——基于关键数字技术突破的考察[J]. 经济评论, 2024 (4): 20-37.
- [5] 杨贺宜. 数字金融发展对民营企业新质生产力的影响研究[J]. 当代金融研究, 2024, 7 (12): 51-70.

- [6] 柴用栋,王泽宇,齐培满.科技金融对民营经济新质生产力跃升的影响研究——来自A股上市民营企业的经验证据[J].科学管理研究,2025,43(1):139-149.
- [7] 任仕佳,金环,吴柏钧.数字创新政策激励与民营企业新质生产力提升[J].软科学,2025,39(12):93-101,111.
- [8] 简冠群,孟伊铭.创始人关键性资源、风险投资和民营企业新质生产力[J].会计之友,2026(1):114-121.
- [9] 郑威,唐胤琀.亲清政商关系、要素配置效率与民营企业新质生产力[J].现代财经(天津财经大学学报),2026,(04):22-39.
- [10] 庄子萱,王南.“逆向混改”对民营企业新质生产力的影响研究[J].吉林工商学院学报,2025,41(3):64-72.
- [11] 王莉莉,曹嘉琪.国有资本参股、营商环境与民营企业新质生产力[J].会计之友,2025(21):35-42.
- [12] 尚颖,王珠存.逆向混改对新质生产力的影响研究——来自A股上市民营企业的经验证据[J].工业技术经济,2025,44(12):30-39.
- [13] 唐亮,杨国玉.“变”则“通”:逆向混改赋能新质生产力[J/OL].经济与管理,1-18(2026-03-30).<https://link.cnki.net/urlid/13.1032.F.20260327.1738.002>.
- [14] 刘伟.发展混合所有制经济是建设社会主义市场经济的根本性制度创新[J].经济理论与经济管理,2015(1):5-14.
- [15] 曾敏.国有资本参股对民营企业研发创新的影响及其作用机制研究[J].经济学家,2023(12):66-76.
- [16] 何德旭,曾敏,张硕楠.国有资本参股如何影响民营企业?——基于债务融资视角的研究[J].管理世界,2022,38(11):189-207.
- [17] 李心茹,田增瑞,常培筌.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.
- [18] 杨耀武,张平.中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理[J].经济研究,2021,56(1):26-42.
- [19] 郑重远,邵艳红.数字金融、融资约束与企业新质生产力[J].统计与决策,2025,41(9):145-150.
- [20] Faccio M. Politically connected firms[J]. American Economic Review, 2006, 96(1): 369-386.
- [21] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [22] 谭红阳,刘金莲,李志军,等.机构投资者持股对企业新质生产力的影响[J].云南财经大学学报,2024,40(8):56-71.
- [23] 杨芳,张和平,孙晴晴,等.耐心资本何以助力企业新质生产力发展?[J].西部论坛,2024,34(6):31-47.
- [24] Teece D J, Pisano G, Shuen A. Dynamic capabilities and strategic management[J]. Strategic Management Journal, 1997, 18(7): 77-115.
- [25] Goodhue Dale L, Thompson Ronald L. Task-technology fit and individual performance[J]. MIS Quarterly, 1995, 19(2): 213-236.
- [26] 孙绍勇,李诗.培育和发展新质生产力的数智化逻辑旨要及驱动路向[J].政治经济学评论,2024,15(6):101-114.
- [27] 谢家平,赵俊杰,谢吉青.数智化转型与企业新质生产力发展[J].经济经纬,2025,42(1):93-105.
- [28] 张秀娥,王卫,于泳波.数智化转型对企业新质生产力的影响研究[J].科学学研究,2025,43(5):943-954.
- [29] 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.
- [30] 赵巧芝,郭紫晴.数字化转型赋能制造业新质生产力发展——基于资源基础理论与动态能力理论的实证研究[J].工业技术经济,2025,44(1):12-24.
- [31] 于瑶,祁怀锦.混合所有制与民营经济健康发展——基于企业违规视角的研究[J].财经研究,2022,48(3):33-47.
- [32] 曾敏,李常青,李宇坤.国有资本参股何以影响民营企业现金持有?——基于合作优势和竞争制衡的双重视角[J].经济管理,2022,44(4):134-152.

- [33] 刘洪, 仲泰林, 彭乔依. 智能制造何以驱动企业新质生产力发展——来自智能制造试点示范项目推广的证据[J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2025, 45 (3): 3-24.
- [34] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (2): 541-558.
- [35] 杨芳, 张和平, 孙晴晴, 等. 企业数字化转型对新质生产力的影响[J]. 金融与经济, 2024 (5): 35-48.
- [36] 王雄元, 卜落凡. 国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究[J]. 中国工业经济, 2019 (10): 80-98.
- [37] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济, 2020 (4): 79-96.
- [38] 毛捷, 韩瑞雪, 刘冲. 融资平台债务增长的新机理研究: 担保网络的视角[J]. 经济研究, 2024, 59 (1): 72-92.
- [39] 王京滨, 李博. 银行业务地理集中是否降低了金融风险? ——基于中国城市商业银行微观数据的研究[J]. 管理世界, 2021, 37 (5): 87-97, 127, 7.
- [40] 韩超, 李鑫平. 先进技术设备进口如何影响本土产业链上游企业创新[J]. 财贸经济, 2025, 46 (2): 123-140.
- [41] 成学真, 龚沁宜. 数字普惠金融如何影响实体经济的发展——基于系统 GMM 模型和中介效应检验的分析[J]. 湖南大学学报 (社会科学版), 2020, 34 (3): 59-67.
- [42] 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.
- [43] Ang J S, Cole R A, Lin J W. Agency costs and ownership structure[J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (1): 81-106.
- [44] 刘凌冰, 王语彤, 耿会欣. 企业数智化与量化预算目标信息披露行为[J]. 会计研究, 2024 (11): 63-78.
- [45] 黄先海, 王瀚迪, 孙涌铭, 等. 数字技术与企业出口质量升级——来自专利文本机器学习的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40 (12): 69-89.
- [46] 李钺霆, 高煜, 何苗. 数字经济有利于提升“专精特新”中小企业培育成效吗? [J]. 软科学, 2024, 38 (4): 15-21, 29.
- [47] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36 (10): 65-76.
- [48] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019 (2): 174-192.
- [49] 董晓芳, 袁燕. 企业创新、生命周期与聚集经济[J]. 经济学 (季刊), 2014, 13 (2): 767-792.

Impact of Reverse Mixed-Ownership Reform on New Quality Productive Forces of Intelligent Manufacturing Enterprises: The Dual Paths of Corporate Governance Optimization and Digital-Intelligent Transformation

HUANG Jianglong, ZHAO Xinyu

(School of Economics, Jilin University, Changchun 130012, Jilin, China)

Summary: Against the backdrop of a new round of global technological revolution and industrial transformation, next-generation information technology is becoming deeply integrated with the manufacturing industry. As a synthesis of advanced manufacturing and digital technologies, intelligent manufacturing has emerged as a key engine for generating new quality productive forces. In this context, this study takes A-share

listed private intelligent manufacturing enterprises from 2011 to 2024 as research samples and empirically examines the impact of reverse mixed-ownership reform on new quality productive forces in intelligent manufacturing enterprises, along with its mechanisms and heterogeneous characteristics, using econometric methods including two-way fixed effects model, instrumental variable method, and system generalized method of moments (SYS-GMM).

The study first constructs a measurement system for new quality productive forces comprising 13 tertiary indicators under three primary dimensions: new quality laborers, new quality labor objects, and new quality labor means. The degree of reverse mixed-ownership reform is measured by the ratio of the sum of state-owned shareholder holdings among the top ten shareholders to the total shareholding ratio of the top ten shareholders. The baseline regression results indicate that reverse mixed-ownership reform has a significant positive impact on new quality productive forces in intelligent manufacturing enterprises, and this conclusion remains robust after conducting robustness tests such as replacing variable measurements, changing model specifications, and winsorizing outliers, as well as endogeneity tests including the instrumental variable method and SYS-GMM.

In terms of mechanism testing, this study verifies the existence of two mediating paths—corporate governance optimization and digital-intelligent transformation—based on principal-agent theory, dynamic capability theory, and task-technology fit model. The findings reveal that reverse mixed-ownership reform enhances enterprise new quality productive forces by optimizing corporate governance structure and reducing agency costs on one hand, while on the other hand, it accelerates the process of enterprise digital-intelligent transformation, thereby promoting production efficiency and management effectiveness. Furthermore, this study finds that a favorable business operating environment plays a significant positive moderating role, where the promoting effect of reverse mixed-ownership reform on new quality productive forces is more pronounced in regions with a higher marketization degree, less government intervention, and a better legal environment. The heterogeneity analysis shows that the enhancement effect of reverse mixed-ownership reform on new quality productive forces varies significantly across geographic locations, industry attributes, and enterprise ages, with more pronounced effects in eastern regions, non-heavy pollution industries, and enterprises with longer establishment histories.

The innovation of this study lies in focusing the research context on intelligent manufacturing, a key strategic field for cultivating new quality productive forces, and proposing and empirically testing the digital-intelligent transformation as a mediating mechanism with distinctive contemporary characteristics, thereby providing new theoretical perspectives and empirical evidence for revealing the internal mechanism through which reverse mixed-ownership reform affects new quality productive forces. The research findings offer important policy implications for China to implement differentiated and precise mixed-ownership reform and optimize the state-owned capital enabling mechanism.

Keywords: reverse mixed-ownership reform; intelligent manufacturing; new quality productive forces; corporate governance; digital-intelligent transformation; business operating environment; private enterprise

CLC number: F271. 2; F276. 5

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2026)02-0085-15

(编辑:刘仁芳;朱 艳)