

# 逆向混改对全要素生产率的影响研究

## ——基于技术创新、组织韧性视角

梅柯楠\*, 李霖友#

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2025年11月10日; 录用日期: 2025年11月25日; 发布日期: 2025年12月19日

### 摘要

随着我国经济迈向高质量发展, 提升全要素生产率已成为推动经济转型升级的核心路径。逆向混改作为深化改革的重要举措, 为作为市场经济重要主体的民营企业发展带来了新的契机。本研究选取2014~2023年A股民营上市公司数据, 实证检验了逆向混改对企业全要素生产率的影响及其作用路径。其次, 研究还进一步考察了在企业数字化转型这一关键情境下, 逆向混改的效应是否存在差异。研究发现, 逆向混改能够显著促进民营企业全要素生产率的提升。其中, 增强技术创新能力和夯实组织韧性是其两条核心作用路径, 即逆向混改通过提升企业技术创新与组织韧性, 驱动了企业全要素生产率的提升。进一步的研究发现, 逆向混改的积极效应在数字化转型水平更高的企业中表现得更为显著。

### 关键词

逆向混改, 全要素生产率, 组织韧性, 技术创新

# Research on the Impact of Reverse Mixed-Ownership Reform on TFP

## —From the Perspective of Technological Innovation and Organizational Resilience

Kenan Mei\*, Jiyong Li#

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai

Received: November 10, 2025; accepted: November 25, 2025; published: December 19, 2025

### Abstract

As China's economy transitions towards high-quality development, enhancing total factor productivity

\*第一作者。

#通讯作者。

文章引用: 梅柯楠, 李霖友. 逆向混改对全要素生产率的影响研究[J]. 现代管理, 2025, 15(12): 205-218.

DOI: 10.12677/mm.2025.1512325

has emerged as the pivotal avenue for driving economic transformation and upgrading. Reverse mixed-ownership reform, as a significant measure to deepen reform, presents new opportunities for the development of private enterprises, which are crucial players in the market economy. This study selects data from A-share private listed companies from 2014 to 2023 to empirically examine the impact of reverse mixed-ownership reform on total factor productivity (TFP) and its mechanism. Secondly, the study further investigates whether the effect of reverse mixed-ownership reform varies under the critical context of enterprise digital transformation. The research finds that reverse mixed-ownership reform can significantly promote the improvement of TFP in private enterprises. Among them, enhancing technological innovation capability and strengthening organizational resilience are its two core mechanisms. That is, reverse mixed-ownership reform drives the improvement of TFP by enhancing technological innovation and organizational resilience. Further research finds that the positive effect of reverse mixed-ownership reform is more pronounced in enterprises with higher levels of digital transformation.

## Keywords

Reverse Mixed-Ownership Reform, TFP, Organizational Resilience, Technological Innovation

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

在当前全球经济增速放缓、供应链格局重构的背景下,全要素生产率已成为衡量国家经济韧性与竞争力的关键指标。我国经济正处在从要素驱动向创新驱动转型的重要阶段,提升全要素生产率对实现高质量发展具有战略意义。

作为混合所有制改革的重要组成部分,逆向混改(即国有资本参股民营企业)正逐步形成与“正向混改”并行的双向融合新格局[1]。自2015年国务院发布《关于国有企业发展混合所有制经济的意见》以来,逆向混改作为一种制度创新,通过将国有资本的资源优势与民营企业的灵活机制相结合,为民营企业突破资源约束、改善治理结构、增强抗风险能力提供了重要路径[2]。

特别是在当前劳动力红利减弱、传统增长动力难以为继的背景下,逆向混改有助于激发民营企业的内生增长动力,增强其长期投入能力。党的二十大报告明确提出“着力提升全要素生产率”[3],将高质量发展作为全面建设社会主义现代化国家的首要任务。

因此,在国际新格局、国内转型升级与数字化浪潮的多重背景下,深入研究逆向混改对民营企业全要素生产率的影响机制与经济后果,对增强企业竞争力、推动经济高质量发展具有重要理论与现实意义。

基于此,本文选取2014~2023年A股民营上市公司数据,探究逆向混改对企业全要素生产率的影响效果及其作用路径。本文的贡献主要有以下三点:第一,系统验证逆向混改对全要素生产率的影响,为逆向混改对民营企业全要素生产率的正向促进作用提供新证据;第二,采用中介效应模型对技术创新和组织韧性在逆向混改对民营企业全要素生产率作用的路径进行检验,弥补企业“软实力”机制缺口;第三,引入数字化转型这一关键情景变量,检验其对逆向混改对全要素生产率影响的调节效应,明确逆向混改发挥正向效应的具体情境,揭示数字化转型赋能的边界条件,为理解逆向混改效应异质性提供新视角。本研究不仅为理解逆向混改对民营企业全要素生产率的经济后果及作用路径提供了新的经验证据,也对数字化转型如何调节其积极效应提供了实践参考与启示。

## 2. 理论分析与研究假设

### 2.1. 文献回顾

通过对相关文献的梳理, 现有研究在逆向混改对全要素生产率作用效果及机制等方面取得了一定成果, 但仍存在不足。首先, 逆向混改对全要素生产率影响的作用效果存在争议, 多数学者通过实证检验后得出的研究结论支持国有股权参股能够促进民营企业全要素生产率的提高[4], 有学者以家族企业为研究样本同样得出类似结论[5]; 但也有部分研究发现国有注资阻碍了民营企业的技术进步和管理效率, 最终导致企业盈利降低[6]; 李双燕和苗进(2020)对混改方向进行区分, 得出控股股东为非国有企业时, 混改程度与企业全要素生产率之间呈现出负向关系[7]。

同时, 对于逆向混改对全要素生产率影响作用机制的研究数量较少且形式单一, 主要集中在逆向混改所带来的“资源效应”和“治理效应”两方面, 对其他作用路径探索有限。部分学者认为, 逆向混改通过融资约束、创新投入、非效率投资三条路径影响民营企业全要素生产率的提升[4], 其中最主要路径是通过引入国有资本降低信息不对称和代理成本[8], 从而提高其获得银行贷款的能力[9]、缓解融资约束来发挥“资源效应”[5]。而“治理效应”一众学者则认为, 逆向混改会带来国有大股东治理, 通过提升监督水平、提高内部控制质量[2]、减少民营企业的代理问题[10]、抑制代理成本等方式, 提升民营的治理水平, 进而助力民企实现高质量发展。此外, 也有学者从运营能力提升、财务状况改善及创新要素投入强化三种机制的角度进行分析[11]。

显然, 逆向混改的效果并非一蹴而就, 由于混改企业数量庞大, 所处行业各异, 且企业自身特性不同, 学界对其效果的看法存在分歧也属正常[8]。部分研究之所以得出负向结论, 可能恰恰反映了逆向混改效果的复杂性与情境依赖性。正如沈昊和杨梅英(2019)所言, 国有资本的治理模式本身并非必然导致低效, 其最终效果在很大程度上取决于混改对象的选择、实施的时机以及市场在资源配置中能否真正发挥决定性作用[12]。

从现有文献来看, 由于逆向混改的效果滞后、情景多样、机制复杂等诸多原因, 学者们关于逆向混改对民营企业全要素生产率的影响尚未形成一致结论, 且相关机制研究仍相对有限, 多数聚焦于缓解融资约束的“资源效应”与改善代理问题的“治理效应”两方面。而在技术创新、组织韧性等反映企业软实力的内在机制方面, 现有探讨尚显不足, 难以全面揭示逆向混改对民营企业高质量发展的深层影响。基于此, 本文将重点考察技术创新与组织韧性在逆向混改影响全要素生产率过程中的传导作用, 并进一步将数字化转型纳入分析框架, 检验其在上述机制中的情境调节效应。本研究有助于从软实力构建与数字化赋能的双重视角, 系统揭示逆向混改对民营企业全要素生产率的微观经济后果、作用路径与边界条件。

### 2.2. 研究假设

近年来, 我国民营经济已成为国民经济体系中的关键力量, 在推动发展、促进创新与扩大就业等方面作用卓著。然而, 民营企业长期面临资源匮乏、融资困难与市场准入壁垒等多重挑战[13], 导致其抗风险能力薄弱, 发展潜力受到抑制。

在此背景下, 国有资本参股民营企业的逆向混改为破解上述困境提供了新契机。国资注入不仅能为民营企业带来资金、政策资源与税收优惠等直接资源补给[14], 有效破解其融资困境[15], 还能作为一种替代性制度安排, 带来宝贵的政策信息资源[16]、帮助其突破行业准入壁垒[17], 并向市场传递积极信号[9], 增强外部信任与合作意愿。这些外部资源进一步转化为企业发展的内生动力: 一方面, 国有资本作为异质性股东参与治理, 有助于缓解代理问题[18], 优化决策机制; 另一方面, 资源约束的缓解使企业有更强的意愿和能力去增加研发投入, 进行长周期的技术创新活动。除此之外, 逆向混改还能促使民营企

业加强内部控制和风险管理,提升整体韧性与抗风险能力[19],为全要素生产率的提升奠定基础。基于此,本文提出:

H1: 民营企业逆向混改能够提升全要素生产率。

技术进步是驱动经济长期增长与提升全要素生产率的核心动力[20]。然而,对于民营企业而言,追求技术创新常面临双重困境。一方面,研发活动本身具有投入高、周期长、不确定性大的固有风险[21];加之资源有限与风险应对能力不足,严重抑制了其进行长期创新投资的意愿和能力[22],从根本上阻碍了企业全要素生产率的提升。逆向混改则通过为民营企业提供持续稳定的资金支持[15],以及借助国有资本的信号效应与风险分担作用,有效平滑创新过程中的不确定性[23],提升企业的创新意愿与风险承担水平。作为高质量发展的根本动力,技术创新不仅能系统提升供给体系的质量与效率[20],还能通过增强产品竞争力构建持续优势[24],最终推动全要素生产率的实质性增长。因此,本文提出:

H2: 逆向混改通过推动民营企业技术创新进而提升全要素生产率。

组织韧性是企业应对外部冲击并从中恢复、实现持续发展的关键能力[25]。由于资源与社会资本的局限,民营企业在面对市场波动时往往更为脆弱,难以维持稳定生产与长期效率。逆向混改通过注入资金与关键资源,直接夯实了企业抵御风险的基础[26];同时,国有股东的参与也有助于拓宽企业的关系网络,增强战略层面的风险识别与应对能力[1]。此外,国家信用的背书使企业在危机时更易获得外部支持,从而系统构建起抵御、适应并利用危机实现再成长的组织韧性。强大的组织韧性有助于企业抵御外部冲击,维持经营活动的连续性与稳定性,避免因生产中断而导致的效率损失[27]。更重要的是,韧性更强的企业善于在逆境中学习和适应,通过优化内部资源配置、主动进行战略调整,将外部挑战转化为内部革新与成长的机遇[28],最终实现全要素生产率的持续提升。据此,本文提出:

H3: 逆向混改通过增强民营企业组织韧性进而提升全要素生产率。

在数字经济蓬勃发展的背景下,推动民营企业逆向混改成为提升全要素生产率的重要路径。本文认为,数字化转型通过重构企业的信息处理能力、资源配置模式与组织管理韧性[29],调节着逆向混改对企业全要素生产率的作用路径与影响强度。具体而言,数字化转型从两方面强化了这一过程:一是通过提升信息处理与资源配置效率,增强企业对混改引入资源的吸收与转化能力,推动知识内化与再创新,形成“加速催化”效应;二是通过提高组织透明度与战略响应能力,缓解混改可能引发的治理冲突与结构震荡,发挥“缓冲稳定”作用,确保治理优势顺利转化为生产效率的持续改进。因此,数字化转型水平越高,逆向混改对全要素生产率的促进作用越显著。基于上述机制,本文提出:

H4: 民营企业数字化转型水平越高,逆向混改对全要素生产率的促进作用越强。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 样本选取

2013年末中共十八届三中全会明确指出混合所有制改革包括国有企业入股民营企业的逆向混改,在此之后民营企业逆向混改受到更广泛的关注与实践。因此,本研究选取2014~2023年A股上市的民营控股企业为样本进行研究,并作如下处理:一是剔除ST、\*ST企业以及退市样本;二是剔除由国有企业通过股权转让民营化的样本;三是剔除金融类企业样本;四是剔除上市当年的样本和数据明显缺失的样本。

研究所用到的上市公司基本信息、公司治理、财务数据等来自国泰安数据库(CSMAR);对于国有股权信息,在国泰安数据库(CSMAR)及万得金融数据库(WIND)获得的企业前十大股东持股比例及性质的基础上,手工整理并计算国有股权持股比例。最终,得到2337家上市民营企业的13,019个有效样本,为消除极端样本影响,对连续变量在上下1%水平进行缩尾处理。



### 3.2. 变量定义

#### 3.2.1. 被解释变量：全要素生产率

全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)通常被解释为要素投入之外的技术进步、管理技能、生产创新等因素所带来的超额产出。现有研究通常采用 OP 法(Olley-Pakes 法)、LP 法(Levinsohn-Petrin 法)、GMM 法(广义矩估计法)、OLS 法(最小二乘法)等估计方法。其中, OP 法通过引入投资作为代理变量, 能够有效应对同时性偏差和样本选择偏差问题, 但其依赖投资与产出间的单调关系, 无法处理零投资样本, 易导致有效数据丢失。为此, 研究选用 LP 法衡量民营企业的全要素生产率。作为 OP 法的改进方案, LP 法以中间品投入作为代理变量, 在保持处理内生性问题能力的同时, 显著减轻了因零投资观测导致的样本损失, 提升了全要素生产率估计的稳健性与准确性。

参考鲁晓东和连玉君(2012), 基于 LP 法计算民营企业全要素生产率[30], 构建如下估计模型:

$$\ln Y_{it} = \sigma_{0it} + \sigma_{1it} \ln L_{it} + \sigma_{2it} \ln K_{it} + \sigma_{3it} \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$  代表公司个体,  $t$  为年份;  $Y$  表示上市公司的主营业务收入,  $L$  是上市公司劳动投入, 用员工人数衡量;  $K$  为上市公司资本投入, 用固定资产净额衡量;  $M$  代表上市公司中间投入, 用购买商品、接受劳务支付的现金衡量, 对金额选取百万元以统一量级。为避免无法计算, 在对上述变量取对数之前都加 1, 据此计算出残差以测度民营企业的全要素生产率 TFP。

为进一步验证结论的可靠性, 在稳健性检验部分分别采用 GMM 法和 OLS 法计算民营企业全要素生产率 TFP\_GMM 和 TFP\_OLS 进行交叉验证。

#### 3.2.2. 解释变量：逆向混改

借鉴钱爱民和吴春天(2021)的思路, 将国有资本参股民营企业的逆向混改分为两个方面, 分别用虚拟变量是否参与逆向混改  $Dsoe$  以及连续变量参与逆向混改程度  $Soeshare$  来刻画[16]。是否参与逆向混改  $Dsoe$  是根据前十大股东中是否存在国有股权进行分类的哑变量; 参与逆向混改程度  $Soeshare$  用民营企业前十大股东中非控股国有股权持股比例之和来衡量。

#### 3.2.3. 中介变量

##### 1) 技术创新

技术创新对企业发展的影响具有后效性, 相较于产出指标, 过程指标更为重要[24]; 另外, 考虑到研发投入的成果具有溢出效应[31], 参考程曦和蔡秀云(2017)的研究, 选取企业年度研发投入金额加一的自然对数作为企业研发投入[32], 用来衡量企业技术创新 RD。

##### 2) 组织韧性

借鉴张少峰等(2023)的做法, 从企业财务绩效方面的表现来测度企业组织韧性中的绩效增长能力和绩效保障能力[24]。分别用长期增长和财务波动两个维度进行测度, 最终采用熵值法进行综合测算得出组织韧性  $Resil$ 。企业业绩提升是持续渐进的过程, 采用 3 年净销售额增长积累来衡量企业的可持续运营绩效, 用月度股票回报率计算得出的年化波动率衡量企业的财务波动情况[33]。

#### 3.2.4. 调节变量

借鉴吴非等(2021)的研究[34], 本文采用文本挖掘方法构建企业数字化转型水平  $Digi$ 。具体过程如下: 首先, 从巨潮资讯网获取 2014~2023 年 A 股上市公司年度报告, 提取文本构建语料库; 随后, 基于涵盖人工智能、大数据、云计算等五大维度的特征词库, 对语料进行分词处理, 并排除否定词连用情形; 最后, 统计关键词总频次, 加 1 后取自然对数, 得到最终的数字化转型水平取值。

3.2.5. 控制变量

根据研究惯例, 并参考曹越等(2022) [35]、张治和刘志明(2024) [2]、罗宏和秦际栋(2019) [36]等的研究, 选取以下控制变量: 企业规模 Size、上市年龄 Age、负债水平 Lev、固定资产密集度 Fixed、资产净利率 Roa、成长性 Growth、自由现金流 Cash、管理费用率 Mfee、第一大股东持股 Top1、董事会规模 Board、独立董事比例 Indep、高管薪酬 Salary、两职合一 Dual。此外, 研究对行业 Ind 和时间 Year 固定效应进行控制, 并在企业个体层面聚类稳健标准误。具体变量定义及测度方法见表 1。

Table 1. Variable definitions  
表 1. 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	全要素生产率	TFP	LP 法计算得出的全要素生产率取自然对数
解释变量	是否参与逆向混改	Dsoe	前十大股东中存在国有股权取 1, 反之取 0
	参与逆向混改程度	Soeshare	前十大股东中非控股国有股权持股比例之和
中介变量	技术创新	RD	研发投入金额加一取对数
	组织韧性	Resil	基于长期增长和财务波动两个维度财务指标再进行熵值法得到
调节变量	数字化转型	Digi	基于文本挖掘和词频分析方法得到数字化总词频加 1 取自然对数
控制变量	企业规模	Size	年末员工人数的自然对数
	上市年龄	Age	上市时间加一后取自然对数
	负债水平	Lev	年末负债总额与年末资产总额之比
	固定资产密集度	Fixed	固定资产净值与总资产之比
	资产净利率	Roa	净利润与平均资产总额之比
	成长性	Growth	销售收入增长率
	自由现金流	Cash	经营活动现金流量净额与总资产之比
	管理费用率	Mfee	管理费用与营业收入之比
	第一大股东持股	Top1	企业第一大股东对其的持股比例
	董事会规模	Board	董事会人数加一取对数
	独立董事比例	Indep	独立董事数量与董事规模之比
	高管薪酬	Salary	前三大高管薪酬加一取自然对数
	两职合一	Dual	董事长和总经理两职合一取 1, 反之取 0
	行业	Ind	行业虚拟变量
	时间	Year	时间虚拟变量

3.3. 模型构建

3.3.1. 基准回归模型

参考李华民等(2023) [11], 构建以下模型验证民营企业逆向混改对全要素生产率的影响:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Soes_{it} + \alpha_n Ctrls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, Soes 是解释变量集, 包括是否参与逆向混改 Dsoe 以及参与逆向混改程度 Soeshare 两方面; Ctrl<sub>it</sub> 为控制变量集; Ind、Year 分别表示行业与年份固定效应;  $\varepsilon$  为随机扰动项。

在上述的基准回归分析中, 同时使用虚拟变量是否参与逆向混改 Dsoe 和连续变量参与逆向混改程度 Soeshare 来共同刻画逆向混改对企业全要素生产率的影响。Dsoe 主要捕捉企业从非混改到混改状态转变所带来的结构性效应, 而 Soeshare 则衡量了参与逆向混改程度所带来的影响。

考虑到 Soeshare 作为衡量参与程度的核心指标, 其信息含量更为丰富, 并且理论上, 各类影响机制的发挥程度更依赖于参与逆向混改程度而非仅仅是“是否参与”这一事实。因此, 为了使机制分析的逻辑更简洁清晰, 后续部分将统一使用 Soeshare 作为逆向混改的代理变量。

### 3.3.2. 中介机制检验模型

为检验技术创新和组织韧性在逆向混改与民营企业全要素生产率之间的作用机制, 参考温忠麟(2004)的传统中介机制三步法[37], 在基准回归模型的基础上继续构建如下两个模型:

$$\text{Mediator}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Soeshare}_{it} + \beta_n \text{Ctrl}_s + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{TFP}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Soeshare}_{it} + \gamma_2 \text{Mediator}_{it} + \gamma_n \text{Ctrl}_s + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

模型(3)中, Mediator 是中介变量, 分别由技术创新 RD\_lag3 和组织韧性 Resil 进行刻画。考虑到知识积累与转化需要时间[38], 对技术创新 RD 进行三期滞后得到 RD\_lag3; 组织韧性 Resil 由长期增长和财务波动两个财务指标熵值法得出; 预期  $\beta_1$  在统计意义上显著。

模型(4)是将模型(3)中的中介变量 Mediator 纳入模型(2)中, 若 Soeshare 的估计系数  $\gamma_1$  依旧显著,  $\gamma_2$  也显著, 并且  $\beta_1 \times \gamma_2$  与  $\gamma_1$  同号, 则说明技术创新或组织韧性在逆向混改与民营企业全要素生产率之间存在部分中介。

### 3.3.3. 调节效应检验模型

为检验数字化转型对逆向混改和全要素生产率的调节作用, 参考张洽和刘志明(2024) [2], 构建如下模型对其进行检验:

$$\text{TFP}_{it} = \mu_0 + \mu_1 \text{Soeshare}_{it} + \mu_2 \text{Digi}_{it} + \mu_3 \text{SD} + \alpha_n \text{Ctrl}_s + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, 主要解释变量为参与逆向混改程度 Soeshare 与数字化转型水平 Digi 去中心化后的交乘项 SD。控制变量与基准回归一致, 并控制行业和时间固定效应。

## 4. 实证研究结果

### 4.1. 描述性统计分析

表 2 是对研究主要变量的描述性统计结果, 被解释变量全要素生产率 TFP 的均值为 4.308, 标准差为 0.845。这表明在样本观测期间, 企业的生产效率整体呈现增长态势, 不同企业间的生产率水平存在显著的异质性。从逆向混改指标来看, 是否参与逆向混改 Dsoe 均值为 0.409, 表明样本中约 40.9%的民营企业参与逆向混改。这一比例接近半数, 反映出民营企业逆向混改已有较为普遍的实践, 再次印证了本研究的可行性和必要性。参与逆向混改程度 Soeshare 的均值为 0.0139, 说明在样本企业的前十大股东中非控股国有股东的平均持股比例较低, 通常不足以对企业的日常经营决策构成决定性影响。然而, 其最大值达到了 17.3%, 表明在某些民营企业中国有股权依然扮演着重要角色。

此外，本研究也对主要变量进行了相关性分析，其中核心解释变量参与逆向混改程度 Soeshare 与被解释变量全要素生产率 TFP 的相关系数为 0.084，且在 1%的水平上显著正相关，这为本文的核心研究假设提供了初步的经验证据。

Table 2. Descriptive statistics  
表 2. 描述性统计结果

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP	13,019	4.308	0.845	1.532	4.228	8.611
Dsoe	13,019	0.409	0.492	0	0	1
Soeshare	13,019	0.0139	0.0294	0	0	0.173
RD	13,019	0.686	0.587	0.0242	0.513	3.061
Resil	13,019	0.582	0.153	0	0.575	1
Digi	13,019	1.872	1.476	0	1.792	5.347
Size	13,019	7.478	1.037	5.303	7.383	10.36
Age	13,019	2.947	0.280	2.197	2.996	3.526
Lev	13,019	0.364	0.177	0.0552	0.352	0.812
Fixed	13,019	0.189	0.121	0.00400	0.170	0.540
Roa	13,019	0.0450	0.0665	-0.228	0.0458	0.234
Growth	13,019	0.160	0.336	-0.502	0.112	1.796
Cash	13,019	0.0526	0.0645	-0.125	0.0497	0.244
Mfee	13,019	0.0842	0.0593	0.00910	0.0693	0.343
Top1	13,019	0.315	0.131	0.0882	0.298	0.670
Board	13,019	2.180	0.161	1.792	2.197	2.485
Indep	13,019	0.380	0.0493	0.333	0.375	0.500
Salary	13,019	1.281	0.464	0.454	1.214	2.811
Dual	13,019	0.438	0.496	0	0	1

4.2. 实证结果分析

4.2.1. 基准回归结果分析

表 3 呈现了逆向混改 Soes 对民营企业全要素生产率 TFP 影响的基准回归结果。采用逐步回归法，通过对比不加入与加入控制变量的结果，系统检验研究假设。

无论是 Dsoe 还是 Soeshare，四列中系数始终在 1%的水平上显著，也就是说表 3 的回归结果稳健且一致地表明，无论是从“是否参与”的决策层面，还是从“参与多深”的程度上看，逆向混改都对民营企业的全要素生产率起到了显著的促进作用。另外，列(4)是本研究最核心的模型，在控制了所有控制变量后，Soeshare 的系数为 0.8367，在 1%的水平上显著，表明逆向混改程度对民营企业全要素生产率有正向作用。以上，假设 1 得证。



**Table 3.** Main regression results  
**表 3.** 基准回归结果

变量	(1) TFP	(2) TFP	(3) TFP	(4) TFP
Dsoe	0.2291*** (9.1770)	0.0637*** (5.0333)		
Soeshare			2.7135*** (5.2116)	0.8367*** (3.2749)
Ctrls		控制		控制
Constant	4.2147*** (244.2398)	1.4751*** (6.8039)	4.2706*** (251.0490)	1.4740*** (6.7953)
N	13,019	13,019	13,019	13,019
R <sup>2</sup>	0.2101	0.7503	0.2016	0.7498
Ind	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在 1%、5%、10%的水平上显著。括号中的数字为 t 值。

#### 4.2.2. 中介机制检验结果分析

**Table 4.** Regression results of intermediary mechanism test  
**表 4.** 中介机制检验回归结果

变量	(1) TFP	(2) RD_lag3	(3) TFP	(4) Resil	(5) TFP
Soeshare	0.8367*** (3.2749)	1.1484*** (4.5506)	0.2844** (2.0316)	0.0937*** (2.7359)	0.7171*** (3.1016)
RD_lag3			0.4870*** (39.8386)		
Resil					1.2756*** (23.7599)
Ctrls	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	1.4740*** (6.7953)	-2.1821*** (-9.1699)	2.6569*** (21.8228)	0.0984*** (3.4558)	1.3485*** (6.7607)
N	13,019	9644	9644	13,019	13,019
R <sup>2</sup>	0.7498	0.5819	0.7928	0.4821	0.7774
Ind	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
直接效应		0.019** (z = 2.34)		0.000*** (z = 5.75)	
中介效应		0.000*** (z = 6.50)		0.007*** (z = 2.72)	
总效应		0.000*** (z = 6.09)		0.000*** (z = 6.29)	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在 1%、5%、10%的水平上显著。括号中的数字为 t 值。

基于前文理论推导, 逆向混改通过提高技术创新、组织韧性进而提升民营企业全要素生产率。**表 4** 是中介机制检验的结果。列(1)是基准回归结果, Soeshare 系数 0.8367, 逆向混改程度 Soeshare 对全要素生产率 TFP 的总效应在 1%的水平上显著为正, 满足中介效应检验的前提条件; 列(2)中 Soeshare 系数为 1.1484, 在 1%水平上显著, 表明逆向混改能够显著促进民营企业技术创新; 列(3)中 Soeshare 和 RD\_lag3 均在 1%的水平上显著为正, 说明技术创新确实能有效提升企业 TFP, 同时, Soeshare 的系数 0.2844 依然显著为正, 但相较于列(1)的总效应有所下降。这初步表明, 技术创新在逆向混改与企业 TFP 之间扮演了部分中介的角色。即逆向混改不仅直接提升了民营企业的全要素生产率, 也通过促进技术创新这一路径间接提升了全要素生产率, 从而验证了本文的假设 2。同理, 列(4)中 Soeshare 系数为 0.0937, 在 1%水平上显著, 表明逆向混改有助于增强民营企业的组织韧性; 列(5)中 Soeshare 和 Resil 均在 1%的水平上显著为正, 同样表明组织韧性的部分中介效应, 即逆向混改通过增强组织韧性, 进而促进了民营企业全要素生产率的提升, 假设 3 得到验证。

考虑到传统的中介效应三步法在非正态分布情况下统计功效方面的潜在局限性, 为获得更稳健的推断[31], 进一步采用偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法进行了重复抽样 1000 次。**表 4** 最后三行列示了相应的检验结果。Bootstrap 检验结果为上述传统中介效应三步法的结论提供了强有力的支持: 首先, 直接效应在 1%的水平上高度显著(z 值分别为 2.34 和 5.75), 这表明在控制技术创新与组织韧性两个中介变量后, 逆向混改对全要素生产率的直接促进效应依然显著存在; 更为关键的是, 两个中介路径的间接效应也均在 1%的水平上显著(z 值分别为 6.50 和 2.72), 再次印证了技术创新与组织韧性作为有效传导机制的存在; 此外, 总效应(Total effect)的显著性也与逐步回归第一步的发现完全吻合。

4.2.3. 调节效应检验结果分析

**Table 5.** Regression results of moderating effect  
**表 5.** 调节效应回归结果

变量	(1) TFP	(2) TFP
Soeshare	0.8367*** (3.2749)	0.8206*** (6.2583)
Digi		0.0276*** (7.8933)
SD		0.2475*** (2.8654)
Ctrls	控制	控制
Constant	1.4740*** (6.7953)	1.4908*** (13.6815)
N	13,019	13,019
R <sup>2</sup>	0.7498	0.7511
Ind	YES	YES
Year	YES	YES

注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在 1%、5%、10%的水平上显著。括号中的数字为 t 值。

**表 5** 是数字化转型水平对逆向混改和全要素生产率影响的调节效应检验结果, 列(2)的回归结果表明:

首先, 在引入调节变量 Digi 和交互项 SD 后, 核心解释变量 Soeshare 的系数(0.8206)依然在 1%的水平上高度显著。这表明, 即便在控制了数字化转型的作用后, 逆向混改对全要素生产率的直接促进效应依然存在且非常强劲, 再次验证了基准回归的结论。

其次, 调节变量 Digi 本身的系数为 0.0276, 且在 1%的水平上显著。这说明, 数字化转型水平本身就能显著推动企业全要素生产率的提升, 与现有文献的普遍认知相符。

最重要的是, 参与逆向混改程度 Soeshare 与数字化转型水平 Digi 的交互项 SD 回归系数为 0.2475, 并且在 1%的水平上统计显著。与前文的理论推导一致: 数字化转型不仅通过提升治理效能与组织韧性, 有效缓冲了混改可能带来的内部摩擦; 更关键的是, 它极大地强化了企业的资源整合与吸收能力, 将国资注入的外部资源高效地内化为企业自身的增长动能。这意味着, 逆向混改对全要素生产率的积极影响并非一成不变, 而是会随着企业数字化转型水平的加深而增强。换言之, 在数字化水平较高的民营企业中, 引入国有资本所带来的生产率提升效果会更加显著, 假设 4 得证。

### 4.3. 稳健性检验

为保证研究结论的可靠性, 本文进行了如下稳健性检验, 结果均支持原结论成立:

1) 替换变量度量方式: 在解释变量方面, 分别采用 10%国有持股作为逆向混改的判定阈值, 以及以国有与非国有股东持股比例衡量的股权制衡度 NS 作为逆向混改程度的替代指标; 在被解释变量方面, 则采用 GMM 法与 OLS 法重新估算全要素生产率 TFP 并再次回归。

2) 调整模型设定与样本范围: 将 TFP 前置 1~3 期, 以考察逆向混改对企业未来生产率的持续影响; 同时, 为排除异常宏观冲击干扰, 剔除 2020~2021 年新冠疫情时期样本后重新进行回归。

为缓解潜在的内生性问题, 本文进一步实施以下检验:

3) 滞后解释变量: 将核心解释变量 Soeshare 滞后 1~3 期再回归, 以缓解双向因果带来的估计偏误。

4) 倾向得分匹配: 对参与逆向混改的企业进行 1:1 最近邻匹配, 构建平衡样本后重新估计, 以控制样本自选择问题。

5) 工具变量法: 借鉴罗宏和秦际栋(2019)的研究, 选取同地区同行业其他企业逆向混改程度的均值作为 Soeshare 的工具变量[36], 采用两阶段最小二乘法进行估计, 以应对遗漏变量与反向因果问题。

上述检验结果均表明, 基准回归结论具有较好的稳健性与可靠性。

## 5. 研究结论与启示

### 5.1. 研究结论

在我国经济迈向高质量发展、混合所有制改革步入深化阶段的双重背景下, 探究作为微观主体的民营企业如何提升全要素生产率具有重大的理论与现实意义。本研究立足于此, 系统考察了逆向混改这一关键制度安排对民营企业全要素生产率的影响。基于理论推导与实证分析, 本文得出以下核心结论: 逆向混改能够显著且稳健地促进民营企业全要素生产率的提升。研究进一步揭示, 这一积极效应并非简单的资本输血, 其内在机理在于, 国有资本的引入通过缓解资源约束与优化治理环境, 有效激发了企业的技术创新活力、系统性地夯实了组织韧性根基, 从而为企业高质量发展注入了内生动力。此外, 本研究还发现, 逆向混改的改革红利并非均等释放, 其促进效应在数字化转型水平更高的企业中表现得尤为突出, 这凸显了制度变革与技术战略协同的“双轮驱动”效应。总体而言, 本研究不仅丰富和深化了对逆向混改经济后果的理论认知, 也为民营企业在改革浪潮中借助外力、修炼内功以实现高质量发展提供了有力的经验证据与实践指引。

## 5.2. 研究启示

### 1) 对民营企业：从“资本融合”走向“能力构建”

民营企业应将逆向混改视为提升核心能力的战略机遇，推动资源赋能从“引资”向“增效”转变。企业需着力将国有资本带来的稳定性与长期性，精准投向关键技术攻关与创新研发，以构筑竞争壁垒。同时，应利用国信的信用与抗风险优势，系统强化组织韧性与风险管理体系。在此基础上，将创新成果与韧性建设深度融合于数字化转型中，能有效放大混改红利，实现从短期资源获取到长期能力构建的跨越，最终强化全要素生产率。

### 2) 对国有资本：从“财务投资”转向“战略赋能”

国有资本在参与逆向混改时，应超越财务投资者的被动角色，扮演积极的战略赋能者。在投资标的选择上，应建立涵盖创新潜力与组织韧性的综合评估体系，实现资本的“精准滴灌”。入股后，国有股东应致力于“造血”而非仅“输血”，主动利用自身的资源网络与平台优势，为民营企业对接创新研发资源、提供风险抵御支持。此举不仅能提升资本配置效率，更能培育高质量的微观市场主体，更好地实现国有资产保值增值与服务国家战略的双重目标。

### 3) 对政策制定者：从“鼓励混合”深化为“引导赋能”

政策层面需从宏观的“鼓励混合”向微观的“引导赋能”深化，聚焦于激发企业的内生动力。建议依据逆向混改的作用路径，出台更具针对性的配套政策。例如，对将混改资本用于研发创新的企业给予税收激励，或设立专项基金引导国有资本与产业链中具备战略韧性的民营企业深度融合。通过此类精准施策，可以引导资本与企业创新能力、组织韧性形成良性互动，为“分类分层”推进混改提供具体抓手，切实推动实体经济高质量发展。

## 5.3. 研究不足与展望

本研究系统地探讨了民营企业逆向混改对全要素生产率的影响及其作用机制，得出的结论具有重要的理论价值与现实意义。然而，受限于数据可获得性与研究设计的可行性，研究仍存在以下不足之处：

1) 未将非上市民营企业样本纳入分析框架，结论普适性需进一步验证。由于数据的可获得性限制，本研究结论在非上市企业中的适用性尚待检验。未来研究如能通过专项调研等方式获取非上市企业样本，将有助于更全面、更深入地揭示逆向混改对我国民营经济整体的真实影响。

2) 变量的衡量方式有待丰富与完善。尽管本文对核心变量的衡量参考了现有主流方法，但仍存在深化空间。例如，技术创新的衡量是一个多维度的议题，未来的研究可以结合绝对与相对指标，或者从投入与产出两个维度构建更综合的指标体系，以更立体地刻画企业的整体创新水平。同样地，关于组织韧性本研究主要从财务数据层面进行刻画，未来的研究可以考虑多个维度的因素构建更综合的组织韧性衡量体系，以从更深层次理解逆向混改是如何通过重塑企业动态能力来提升其长期发展质量的。

## 参考文献

- [1] 任广乾, 赵梦洁, 李俊超. 逆向混改何以影响民营企业韧性——基于董事关系网络的视角[J]. 财经科学, 2023(5): 92-110.
- [2] 张洽, 刘志明. 国有大股东治理促进了民营企业高质量发展吗[J]. 财会月刊, 2024, 45(1): 27-33.
- [3] 张鲜华, 王斌. 数字化转型、ESG表现与全要素生产率[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2025, 42(4): 79-92.
- [4] 符大海, 符记忆. 国有股权参股能提高民营企业全要素生产率吗? [J]. 财会研究, 2024(4): 25-33.
- [5] 盛明泉, 陈一玲, 鲍群. 国有股权参股与家族企业全要素生产率[J]. 财务研究, 2021(1): 68-79.

- [6] 董艳, 刘佩忠. 国有注资对民营企业绩效的影响——基于中国工业企业研究[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(6): 1925-1948.
- [7] 李双燕, 苗进. 差异化股权制衡度、行业异质性与全要素生产率——基于混合所有制企业的证据[J]. 经济管理, 2020, 42(1): 5-24.
- [8] 马博林. 民营企业逆向混合所有制改革研究综述[J]. 合作经济与科技, 2025(13): 106-109.
- [9] 宋增基, 冯莉茗, 谭兴民. 国有股权、民营企业参与企业融资便利性——来自中国民营控股上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2014(12): 133-147.
- [10] 杨贝贝, 陈培友, 高太光. 国有股权参股与民营企业高质量发展——基于多重中介效应模型[J]. 上海立信会计金融学院学报, 2024, 36(1): 91-110.
- [11] 李华民, 兰雅婷, 向海凌. 国有资本参股能否赋能民营企业高质量发展? [J]. 南开经济研究, 2023(12): 199-217.
- [12] 沈昊, 杨梅英. 国有企业混合所有制改革模式和公司治理——基于招商局集团的案例分析[J]. 管理世界, 2019, 35(4): 171-182.
- [13] 陈耿, 刘星, 辛清泉. 信贷歧视、金融发展与民营企业银行借款期限结构[J]. 会计研究, 2015(4): 40-46+95.
- [14] 曾敏, 何德旭. 商业信用理论的再辨析——以国有资本持股民营企业为视角[J]. 经济学家, 2021(10): 23-31.
- [15] 郝阳, 龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 122-135.
- [16] 钱爱民, 吴春天. 民营企业混合所有制与商业信贷合约——不确定性风险视角[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(4): 112-126.
- [17] 姚梅洁, 宋增基, 张宗益. 制度负外部性与市场主体的应对——来自中国民营企业的经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 158-173.
- [18] 桑凌, 李飞. 参股股东产权属性对民营企业创新投入的影响[J]. 财经问题研究, 2021(8): 72-82.
- [19] 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.
- [20] 严兵. 效率增进、技术进步与全要素生产率增长——制造业内外资企业生产率比较[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(11): 16-27.
- [21] 邓永勤, 汪静. 国有参股股东能够促进企业创新吗[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(10): 81-89.
- [22] 刘剑民, 夏琴, 徐玉德, 等. 产业技术复杂性、政府补助与企业绿色技术创新激励[J]. 南开管理评论, 2024, 27(2): 94-103+149+104-105.
- [23] 余汉, 杨中仑, 宋增基. 国有股权能够为民营企业带来好处吗?——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财经研究, 2017, 43(04): 109-119.
- [24] 张少峰, 徐梦苏, 朱悦, 等. 技术创新、组织韧性与制造企业高质量发展[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(13): 81-92.
- [25] Duchek, S. (2020) Organizational Resilience: A Capability-Based Conceptualization. *Business Research*, 13, 215-246. <https://doi.org/10.1007/s40685-019-0085-7>
- [26] 高鹏钧, 汤琦瑾. 国有资本参股与企业韧性: 文献综述[J]. 财务管理研究, 2025(3): 4-8.
- [27] Rai, S.S., Rai, S. and Singh, N.K. (2021) Organizational Resilience and Social-Economic Sustainability: COVID-19 Perspective. *Environment, Development and Sustainability*, 23, 12006-12023. <https://doi.org/10.1007/s10668-020-01154-6>
- [28] 王勇. 组织韧性、战略能力与新创企业成长关系研究[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2019(1): 68-77.
- [29] 李宗显, 杨千帆. 数字经济如何影响中国经济高质量发展? [J]. 现代经济探讨, 2021(7): 10-19.
- [30] 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.
- [31] 田丹, 丁宝. 企业高质量发展的测度及作用机制研究: 基于组织韧性的视角[J]. 中国软科学, 2023(9): 154-170.
- [32] 程曦, 蔡秀云. 税收政策对企业技术创新的激励效应——基于异质性企业的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2017(6): 94-102+159-160.
- [33] 张树山, 董旭达. 智能化转型、组织韧性与制造业企业高质量发展[J]. 中国流通经济, 2024, 38(1): 104-114.
- [34] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144+10.
- [35] 曹越, 辛红霞, 孙丽. 国有企业实施员工持股计划能否提升内部控制质量?——基于“国企混改”背景[J]. 会计研究, 2022(11): 118-138.



- [36] 罗宏, 秦际栋. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J]. 中国工业经济, 2019(7): 174-192.
- [37] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [38] Griliches, Z. (1979) Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth. *The Bell Journal of Economics*, **10**, 92-116. <https://doi.org/10.2307/3003321>