

# 混合所有制改革能否助力国有企业出口升级?<sup>\*</sup>

## ——基于出口技术复杂度的视角

• 乔翠霞 马一森

(山东师范大学经济学院 济南 250358)

**【摘要】**提高出口技术复杂度对增强国有企业国际竞争力、推动外贸结构优化升级具有重要意义。本文将治理水平、投资效率与创新能力纳入包含产品技术含量的企业贸易模型,从理论层面论证了混合所有制改革与国有企业出口技术复杂度的关系。同时,基于2003—2016年中国上市公司和海关匹配数据,实证检验了混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响、作用机制及异质性。研究发现:混合所有制改革能够通过提高治理水平、投资效率和创新能力进而提升国有企业出口技术复杂度。在非加工贸易、政策稳定时期、地区市场化水平较高以及商业类国有企业样本中,混合所有制改革对出口技术复杂度的促进作用更明显。本文拓展了混合所有制改革经济效应评估的研究视角,为分类分策推进混合所有制改革,提升国有企业国际竞争力提供了理论参考。

**【关键词】**混合所有制改革 出口技术复杂度 治理水平 投资效率 创新能力

中图分类号:F276.1 文献标识码:A

## 1. 引言

中国加入世界贸易组织(WTO)之后,依托劳动力成本等优势,实现了出口规模的快速增长。2017—2023年,中国货物贸易出口额连续7年位居世界第一。然而,在出口规模高速增长的同时,中国出口贸易“大而不强”的问题仍较为突出,原因之一是出口产品的技术含量偏低(Feenstra and Romalis, 2014; 谷均怡等, 2023)。党和政府也高度关注提高出口产品技术含量这一问题。2019年11月,《中共中央 国务院关于推进贸易高质量发展的指导意见》指出要大力发展高质量、高技术、高

\* 基金项目:山东省社科规划重大理论和现实问题协同创新研究专项重点项目“山东省科技创新部门协同的水平测度、绩效评价与提升路径研究”(项目批准号:13424BCXJ14)。

通讯作者:马一森, E-mail: myssdnu@foxmail.com。

附加值产品贸易。2021年《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》进一步强调,要完善出口政策,优化出口商品质量和结构,稳步提高出口附加值。出口技术复杂度反映了出口产品的技术水平,是出口竞争力的重要表征(Hausmann et al., 2007; 邸俊鹏和韩雨飞, 2023)。提升出口技术复杂度不仅是优化出口产品质量、提高企业国际竞争力的关键路径,也是助力出口升级、推动贸易强国建设的必然选择。

国有企业是中国特色社会主义的重要物质基础和政治基础。2024年,党的二十届三中全会通过的《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》指出,要深化国资国企改革,推动国有资本和国有企业做强做优做大,增强核心功能,提升核心竞争力。作为国有企业改革的重要突破口,混合所有制改革已成为增强国有企业活力和提高国有企业综合竞争力的关键着力点(何瑛和杨琳, 2021)。通过引入非国有资本,混合所有制改革有利于国有企业完善内部控制(刘运国等, 2016)、提高经营绩效(倪宣明等, 2022)、增强创新能力(陈瑶和余渡, 2024)、提高投资效率(李井林, 2021),为国有企业参与国际竞争和提高出口竞争力提供必要支撑。在国际竞争日趋激烈的背景下,提高国有企业出口技术复杂度和国际竞争力、推动国有企业向世界一流企业迈进是我国一项重要的经济目标。一个值得关注的问题是:混合所有制改革作为国有企业改革的重要方向,能否提升国有企业的出口技术复杂度?若答案是肯定的,其背后的作用机制是什么?这一影响是否存在异质性?对上述问题的深入研究,不仅可以为提高国有企业的国际竞争力提供理论依据,也可以为产权制度改革推动中国出口升级提供经验支持。

与现有研究相比,本文的边际贡献主要表现在以下三个方面:

第一,系统探究了混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响。现有文献在探究混合所有制改革对国有企业出口竞争力的影响时,研究视角主要集中在出口规模和出口概率(孔祥贞等, 2021; 杨红丽和郭舒, 2021)。相比之下,出口技术复杂度侧重反映出口产品的技术含量,为衡量出口竞争力提供了更细致的评估视角。此外,在国际竞争日益激烈、中国出口产品技术薄弱以及外贸整体“大而不强”的背景下,提高出口产品技术水平已成为党和政府的关注重点,也是亟待解决的现实问题。但目前鲜有文献从出口技术复杂度的视角出发,探究混合所有制改革对国有企业出口竞争力的影响。基于此,本文构建了一个包含产品技术含量的企业贸易模型,从理论上探究了混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响,并通过实证分析加以验证,拓展了混合所有制改革经济效应的相关研究。

第二,揭示了混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响机制。混合所有制改革通过提高治理水平、投资效率 and 创新能力推动企业的出口技术复杂度提升,这一发现有助于理解提高国有企业出口技术复杂度的实现路径,为提升国有企业国际竞争力提供了理论支持。

第三,从贸易方式、经济政策不确定性、市场化水平和国有企业定位四个维度分析了混合所有制改革对出口技术复杂度的异质性影响,为分类分策推进混合所有制改革、提高国有企业出口技术水平提供了针对性建议。

## 2. 文献综述

### 2.1 混合所有制改革的经济效应

国有经济在缓解市场失灵和提供公共产品方面具有重要作用。然而，随着社会主义市场经济的发展，国有企业面临着产权不清晰、代理链过长以及政策性负担等结构性问题，导致国有企业在市场竞争中的主动性、创新性和积极性不足，影响了其经营效率和市场竞争力（何瑛和杨琳，2021；石颖等，2025）。党的十八大以来，我国将混合所有制改革纳入全面深化改革的总体规划。现有研究主要从以下四个方面对国有企业混合所有制改革的经济效应进行了探讨。

第一，提高企业经济效率。混合所有制改革的核心目的之一是提升国有企业的经济效率和市场竞争力。引入非国有资本和市场化管理机制，可以促使企业更加注重盈利和成本控制，从而提高国有企业的经济效益。现有研究指出，混合所有制改革有利于提高国有企业的全要素生产率（倪艳和蒋俊鹏，2023）以及经营绩效（倪宣明等，2022）。

第二，改善企业治理结构。混合所有制改革有利于实现股权多元化，完善和优化国有企业的治理结构，这种多元化结构会对国有企业高管形成监督和制衡。同时，混合所有制企业引入非国有股东能够为国有企业带来市场化的管理理念和运营策略。这些因素有助于国有企业完善内部控制（刘运国等，2016）、提高管理能力（田光宁和杨璐，2023）、提高投资效率（李井林，2021）以及提高薪酬激励（蔡贵龙等，2018）。

第三，影响企业创新能力。创新是企业持续竞争和发展的关键，混合所有制改革通过引入市场机制和外部资本，有助于激发国有企业的创新潜力（陈瑶和余渡，2024）。同时，与非国有力量的合作也可以为国有企业带来新思路和新技术，有利于实现国有企业资源优势与非国有企业市场化优势的整合（李井林，2021）。此外，部分文献发现，混合所有制改革与国有企业创新之间存在非线性关系（乔翠霞等，2023），主要原因在于非国有股东可能更关注企业短期经营利润，而不愿意投入周期长、风险高的创新活动，甚至可能出现掏空企业的行为，从而抑制国有企业的创新投入（钟响珈等，2016）。

第四，其他经济效应。混合所有制改革不仅有利于提升国有企业经营效率和综合竞争力，还可以在提高国有企业税收规避程度的同时增加纳税贡献（马新啸等，2021），优化企业慈善捐赠行为（马新啸等，2022），提高企业的环境绩效表现以助力生态文明建设（陈林等，2024）。然而，也有研究指出混合所有制改革降低了国有企业社会责任表现（庄莹和买生，2021）。

### 2.2 企业出口技术复杂度的影响因素

根据企业能否在生产经营过程中自主调整，出口技术复杂度的影响因素可大致划分为内部影响因素与外部影响因素。就内部因素而言，企业的研发投入是影响出口技术复杂度的重要因素，增加

研发投入可以推动技术创新和产品升级, 进而提高出口技术复杂度 (毛其淋和方森辉, 2018)。其次, 互联网的应用有利于降低搜寻成本和交易成本、提升人力资本水平以及提高创新能力, 这些因素共同促进了出口技术复杂度的提升 (卢福财和金环, 2020)。此外, 参与全球价值链分工也能显著提升出口技术复杂度, 通过进口上游行业的高质量中间品, 出口企业能够改善生产流程, 从而提升出口产品的技术含量 (杜运苏和陈雪雷, 2024)。近年来, 数字经济时代的新兴因素也逐渐成为研究关注的重点。数字产品进口可以优化资源配置, 提升企业生产率, 从而提升出口技术复杂度 (于欢等, 2022)。数字化转型有利于贯通市场中各类要素的流动, 缓解信息不对称问题, 激励企业开展创新活动, 从而对出口技术复杂度提升产生积极影响 (牛华等, 2024)。

从外部因素来看, 一部分文献关注区域经济特征对企业出口技术复杂度的影响。城市数字金融水平的提高能够缓解企业融资约束, 提高企业创新能力, 从而推动企业出口技术复杂度提升 (方霞等, 2023)。此外, 知识产权保护作为影响企业创新投入和创新能力的关键因素, 其水平提升能够激励企业开展创新活动, 进而提高出口技术复杂度 (方杰炜和施炳展, 2022)。地区人口集聚水平的提高可以为企业提供丰富的人力资源, 提高劳动力与企业的匹配效率, 同时增强知识溢出, 有助于企业提升出口技术复杂度 (董有德和宋国豪, 2023)。另一部分文献关注行业层面因素对企业出口技术复杂度的影响, 如行业政策不确定性降低能够扩大本土企业市场需求规模、提高市场竞争程度以及提高资源配置效率, 从而提高企业的出口技术复杂度 (卞元超和白俊红, 2022)。还有部分文献探讨了特定政策对企业出口技术复杂度的影响, 如政府补贴可能引发企业通过价格竞争进入市场, 进而抑制出口技术复杂度的提升 (余娟娟和余东升, 2018)。行政审批制度改革则可以降低企业的制度性交易成本, 激发企业创新积极性, 从而提升出口技术复杂度 (杨青龙和张欣悦, 2022)。

## 2.3 混合所有制改革对国有企业出口影响的相关研究

目前, 鲜有研究直接关注混合所有制改革与国有企业出口技术复杂度这一主题, 与本文主题较为相关的文献是混合所有制改革对国有企业出口影响的研究 (罗琼等, 2016; 余子良等, 2017; 王海成等, 2019; 孔祥贞等, 2021)。孔祥贞等 (2021) 研究发现混合所有制改革能显著增强国有企业出口的概率及规模。罗琼等 (2016) 研究发现国有企业的民营化转型有助于提升企业的出口可能性及生产经营效率, 但这一效应表现出一定的时间滞后性。也有研究得出不一致的结论, 余子良等 (2017) 研究发现国企产权改革未能有效提升企业生产率, 对企业出口的广义边际和集约边际并未产生显著影响。与本文最为相关的一篇文献是王海成等 (2019) 对混合所有制改革与出口产品质量这一主题的探讨, 研究发现国有企业改制对于出口产品质量具有显著的正向影响。

总体来看, 现有文献在探讨混合所有制改革对国有企业出口影响时, 大多集中于出口规模, 关注出口产品升级的研究相对较少。出口产品升级可大致分为纵向和横向两个维度 (卢福财和金环, 2020)。纵向升级指的是在产品种类不变的情况下, 提高产品质量和增加附加值。横向升级则指的是从生产简单商品向复杂商品的转变, 这一转变通常伴随着产品技术含量的提升。上述研究为理解出口升级提供了理论基础, 但针对混合所有制改革与国有企业出口技术复杂度的相关探讨仍然有限, 且缺乏系统性的理论分析和实证研究。从出口技术复杂度的视角研究混合所有制改革的影响, 是对

国有企业出口横向升级的探讨, 有利于拓展和丰富混合所有制改革对国有企业出口竞争力的相关研究。

### 3. 模型推导与研究假设

本文参考相关文献的做法 (卢福财和金环, 2020; 方霞等, 2023), 对包含出口技术复杂度的企业贸易模型进行拓展, 将企业出口技术水平纳入消费者效用函数, 将混合所有制改革纳入生产者技术函数, 并将治理能力、投资效率和创新引入可变成本函数, 从理论上揭示混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响机理。

#### 3.1 消费者均衡

假设市场上存在差异化和同质化两类服务生产部门, 且都仅投入单一劳动力要素进行生产, 同时假设消费者具有不变替代弹性 (CES) 形式的效用函数, 在既定预算的约束下, 消费者效用最大化和预算约束函数可表示为:

$$\text{Max} U = \left[ \sum_i (\text{ESI}_i Q_i)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} \right]^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}, \quad \text{s. t. } I = \sum_i Q_i P_i \quad (1)$$

式 (1) 中,  $\text{ESI}_i$  表示企业  $i$  的出口技术复杂度, 若消费者对高技术复杂度产品需求更大, 即产品技术复杂度越高, 消费者获得的效用也越高。 $Q_i$  表示企业生产的异质性产品数量,  $\alpha$  ( $\alpha > 1$ ) 表示异质性产品间的消费替代弹性,  $I$  为消费者的总收入。基于式 (1) 构建如下拉格朗日函数:

$$L = \left[ \sum_i (\text{ESI}_i Q_i)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} \right]^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} - \lambda \left[ I - \sum_i (P_i Q_i) \right] \quad (2)$$

根据上式, 可得最优消费量为:

$$Q_i = \text{ESI}_i^{\alpha-1} P_i^{-\alpha} \frac{I}{P} \quad (3)$$

式 (3) 中,  $P = \sum_i \text{ESI}_i^{\alpha-1} P_i^{1-\alpha}$  为差异化产品的价格指数。

#### 3.2 生产者均衡

非国有股东参与有利于缓解国有企业高管和“全民所有者”之间的委托代理问题, 降低国有企业的代理成本。同时非国有股东的监督制衡也会强化对国有企业管理层的激励与约束, 抑制高管机会主义行为, 从而提高企业治理能力 (田光宁和杨璐, 2023)。而治理能力的提高有利于降低企业的可变成本, 提高出口技术复杂度。

混合所有制改革通过引入非国有资本, 强化国有企业投资行为的外部约束, 促使企业更加重视投资项目的经济回报, 提升投资决策的科学性 (李井林, 2021)。同时, 非国有股东的参与也会弱化

政府干预, 减轻政策性负担, 从而提高资源配置效率和投资效率 (狄灵瑜和步丹璐, 2021)。投资效率的提高有助于降低生产过程中的资源浪费, 降低企业经营过程中的可变成本, 从而提高出口技术复杂度。

混合所有制改革引入非国有股东, 一方面有利于降低政府干预, 释放更多资源用于创新活动; 另一方面有利于增强对管理层的监督, 促使其更注重创新以实现价值最大化 (乔翠霞等, 2023)。此外, 混合所有制改革可以带来如民营资本的企业家精神和管理经验等多元资源, 为国有企业开展创新活动提供有力支持 (朱磊等, 2019)。创新水平提高一方面有利于降低生产成本, 另一方面有利于优化生产技术从而提高产品技术含量。

企业会对产品进行有差异的生产, 不同企业的生产效率和产品品质存在异质性。参考相关文献的做法 (方霞等, 2023), 将企业可变成本和总成本分别表示为:

$$VC = \frac{1}{K(\theta)R(\theta)I(\theta)}ESI_i^\beta \quad (4)$$

$$TC = Q_i \times VC + FC(\theta) = P_i^{-\alpha} \frac{\rho I}{PK(\theta)R(\theta)I(\theta)}ESI_i^{\alpha+\beta-1} + FC(\theta) \quad (5)$$

其中, VC、TC 和 FC 分别代表企业的可变成本、总成本和固定成本,  $\rho$  为大于 0 的常数,  $\theta$  表示混合所有制改革,  $\beta$  表示出口技术弹性,  $\beta > 0$ 。  $K(\theta)$  表示企业的治理能力,  $K(\theta) > 0$ 。国有企业混合所有制改革水平越高, 企业的治理能力越强, 即  $K'(\theta) > 0$ 。  $R(\theta)$  表示企业的投资效率,  $R(\theta) > 0$ 。国有企业混合所有制改革水平越高, 企业的投资效率越高, 即  $R'(\theta) > 0$ 。  $I(\theta)$  表示企业的创新能力,  $I(\theta) > 0$ 。国有企业混合所有制改革水平越高, 企业的创新能力越强, 即  $I'(\theta) > 0$ 。

### 3.3 市场出清

假设企业处于垄断竞争市场格局, 市场出清时生产者均衡等于消费者均衡, 此时企业的利润函数表示为:

$$\pi = Q_i \left( P_i - \frac{\rho}{K(\theta)R(\theta)I(\theta)}ESI_i^\beta \right) - FC(\theta) \quad (6)$$

根据一阶条件, 企业以利润最大化为目标, 对式 (6) 中的产量求偏导可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q_i} = P_i + Q_i \frac{dP}{dQ} - \frac{\rho}{K(\theta)R(\theta)I(\theta)}ESI_i^\beta = 0 \quad (7)$$

根据式 (7) 可求得企业出口技术复杂度为:

$$ESI_i = \left[ \frac{K(\theta)R(\theta)I(\theta) \left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) P_i}{\rho} \right]^{\frac{1}{\beta}} \quad (8)$$

对式 (8) 中的出口技术复杂度 ( $ESI_i$ ) 关于混合所有制改革变量  $\theta$  求偏导, 可得:

$$\frac{\partial ESI_i}{\partial \theta} = \left[ \frac{\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) P_i}{\rho} \right]^{\frac{1}{\beta}} \times \frac{1}{\beta} [K(\theta)R(\theta)I(\theta)]^{\frac{1}{\beta}} \left( \frac{K'(\theta)}{K(\theta)} + \frac{R'(\theta)}{R(\theta)} + \frac{I'(\theta)}{I(\theta)} \right) > 0 \quad (9)$$

式 (9) 中, 出口技术复杂度对混合所有制改革的偏导大于 0。基于上述分析, 提出假设 H1。

**H1: 混合所有制改革可以提高国有企业出口技术复杂度。**

对式 (8) 中的出口技术复杂度 (ESI<sub>i</sub>) 关于治理能力 K(θ) 求偏导:

$$\frac{\partial \text{ESI}_i}{\partial K(\theta)} = \frac{1}{\beta} \times \left[ \frac{R(\theta)I(\theta)\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right)P_i}{\rho} \right]^{\frac{1}{\beta}} \times K(\theta)^{\frac{1}{\beta}-1} > 0 \quad (10)$$

由式 (10) 可知, 出口技术复杂度对治理能力的偏导大于 0, 即国有企业治理能力提升能够提升企业出口技术复杂度, 由此提出假设 H2。

**H2: 混合所有制改革通过提高治理能力进而提高国有企业出口技术复杂度。**

对式 (8) 中的出口技术复杂度 (ESI<sub>i</sub>) 关于投资效率 R(θ) 求偏导:

$$\frac{\partial \text{ESI}_i}{\partial R(\theta)} = \frac{1}{\beta} \times \left[ \frac{K(\theta)I(\theta)\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right)P_i}{\rho} \right]^{\frac{1}{\beta}} \times R(\theta)^{\frac{1}{\beta}-1} > 0 \quad (11)$$

式 (11) 表明, 出口技术复杂度对投资效率的偏导大于 0, 即国有企业投资效率提高能够提升企业出口技术复杂度, 由此得出假设 H3。

**H3: 混合所有制改革通过提高投资效率进而提高国有企业出口技术复杂度。**

对式 (8) 中的出口技术复杂度 (ESI<sub>i</sub>) 关于创新能力 I(θ) 求偏导:

$$\frac{\partial \text{ESI}_i}{\partial I(\theta)} = \frac{1}{\beta} \times \left[ \frac{K(\theta)R(\theta)\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right)P_i}{\rho} \right]^{\frac{1}{\beta}} \times I(\theta)^{\frac{1}{\beta}-1} > 0 \quad (12)$$

由式 (12) 可知, 出口技术复杂度对创新能力的偏导大于 0, 即国有企业创新能力提高能够提升企业出口技术复杂度, 由此提出假设 H4。

**H4: 混合所有制改革通过提高创新能力进而提高国有企业出口技术复杂度。**

## 4. 实证检验

### 4.1 研究设计

#### 4.1.1 基准模型设定

基于前文模型推导部分式 (9) 的推论, 同时借鉴相关文献做法 (蔡贵龙等, 2018; 邸俊鹏和韩雨飞, 2023), 构建如下模型实证检验混合所有制改革与国有企业出口技术复杂度的关系。

$$\ln \text{ESI}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Nonstate}_{i,t} + \beta \text{controls}_{i,t} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

ESI 为企业出口技术复杂度, 参考毛其淋和方森辉 (2018) 的做法, 使用 lnESI 作为衡量企业出口技术复杂度的指标。Nonstate 为混合所有制改革的代理变量, controls 为一系列控制变量, 下标 i 表

示企业,  $t$  表示年份, 模型控制了行业固定效应 (Ind) 和时间固定效应 (Year), 标准误在企业层面聚类。系数  $\alpha_1$  是本文关注的重点, 反映了混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响。

#### 4.1.2 变量说明与描述性统计

(1) 被解释变量。企业出口升级一方面体现其在全球价值链中地位的攀升, 另一方面也反映在其出口产品技术水平的提高。本文主要从后者出发衡量企业出口升级。借鉴相关文献的做法 (盛斌和毛其淋, 2017) 测算出口技术复杂度。具体过程如下: 计算产品  $p$  的技术复杂度 (Prody), 如式 (14) 所示。

$$\text{Prody}_p = \sum_c \frac{(x_{cp}/x_c)}{\sum_c (x_{cp}/x_c)} \times \text{pcgdp} \quad (14)$$

其中,  $p$  表示产品 (HS 采用 6 位数编码)。Prody <sub>$p$</sub>  表示产品  $p$  的技术复杂度。 $c$  表示国家或地区,  $x_{cp}$  表示  $c$  国家或地区  $p$  产品的出口额,  $x_c$  表示  $c$  国家或地区的出口总额, pcgdp 表示  $c$  国家或地区的人均 GDP。这一指标的构建主要基于以下思路: 以各国 (或地区) 在某一产品全球出口中的市场份额作为加权系数, 并结合相应国家 (或地区) 的人均 GDP 进行加权求和, 从而度量该产品的出口技术复杂度。进一步来看,  $x_{cp}/x_c$  表示  $c$  国家或地区  $p$  产品的出口额占总出口额的比重,  $\sum_c \frac{(x_{cp}/x_c)}{\sum_c (x_{cp}/x_c)}$

反映了  $c$  国家或地区的  $p$  产品在出口结构中的重要性。技术复杂度 (Prody) 中的人均 GDP 部分则是基于这一逻辑, 即一国 (或地区) 经济发展水平越高, 其出口产品所蕴含工资水平通常也越高; 在这一条件下, 能够在国际市场中保持竞争力, 意味着其出口产品需要具备更高的技术水平 (Lall et al., 2006)。

随后, 对企业层面的 HS6 分位编码产品进行加总, 测算得到企业维度的出口技术复杂度 (ESI), 如式 (15) 所示。

$$\text{ESI}_i = \sum_p \frac{x_{ip}}{x_i} \text{Prody}_p \quad (15)$$

其中,  $i$  表示企业,  $x_{ip}$  表示企业  $i$  产品  $p$  的出口额,  $x_i$  表示企业  $i$  的出口总额。  $x_{ip}/x_i$  表示企业  $i$  产品的出口额占企业总出口额的比重。

(2) 解释变量与控制变量。解释变量混合所有制改革 (Nonstate) 使用非国有股东持股比例来衡量, 参考相关文献做法 (蔡贵龙等, 2018), 使用国有上市公司前十大股东中非国有股东持股比例之和来度量。

控制变量选取参考相关文献的做法 (蔡贵龙等, 2018; 李井林, 2021), 在公司财务特征方面控制了企业规模 (Size)、总资产收益率 (ROA)、资产负债率 (Lev)、公司成长性 (Growth)、销售净利率 (Netprofit)、现金持有 (Cash)、固定资产占比 (Fix)、管理费用率 (Mfee) 8 个变量; 在公司治理结构方面控制了机构投资者持股比例 (Instishare)、第一大股东持股比例 (Top1)、董事会人数 (Board) 和独立董事比例 (Indep) 4 个变量。本文使用的各变量定义见表 1。

表 1 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	出口技术复杂度	lnESI	出口技术复杂度的对数值
解释变量	非国有股东持股比例	Nonstate	企业前十大股东中非国有股东持股比例之和
控制变量	企业规模	Size	总资产的对数
	总资产收益率	ROA	净利润/总资产平均余额
	资产负债率	Lev	期末总负债/总资产
	公司成长性	Growth	主营业务收入增长率
	销售净利率	Netprofit	净利润/营业收入
	现金持有	Cash	货币资金/总资产
	固定资产占比	Fix	固定资产净额/总资产
	管理费用率	Mfee	管理费用/主营业务收入
	机构投资者持股比例	Instishare	机构投资者持股比例
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股比例
	董事会人数	Board	董事会人数的对数
	独立董事比例	Indep	独立董事占全部董事的比重

表 2 是主要变量的描述性统计结果。样本期内, 企业出口技术复杂度的均值为 9.409, 最小值为 5.043, 最大值为 10.486, 表明国有上市公司出口技术复杂度的最大值与最小值存在较大差距。在股权层面, 前十大股东中非国有股东持股比例 (Nonstate) 均值为 0.120, 标准差为 0.119, 最大值与最小值分别为 0.621 和 0.006, 一方面说明非国有股东持股在国有上市公司中所占比例偏低, 另一方面也表明非国有股东持股比例在国有上市公司之间存在较大差异。此外, 控制变量与相关文献结果基本一致, 未见显著差异 (蔡贵龙等, 2018; 邸俊鹏和韩雨飞, 2023)。

2015 年, 国务院国资委、财政部与国家发展改革委联合印发《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》, 提出国有企业分类改革的总体思路, 将国有企业界定为商业类和公益类两大类并明确其定位。参考相关文献, 将国有企业划分为公益类与商业类国企 (李钰和王平, 2022)。在研究样本中, 公益类国有企业有 933 个, 占比 33.46%; 商业类国企有 1855 个, 占比 66.54%。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
lnESI	2788	9.409	0.724	5.043	9.549	10.486
Nonstate	2788	0.120	0.119	0.006	0.077	0.621
Size	2788	22.211	1.361	19.980	21.940	26.510
ROA	2788	0.029	0.050	-0.167	0.027	0.177

续表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Lev	2788	0.520	0.191	0.077	0.533	0.912
Growth	2788	0.165	0.336	-0.676	0.123	6.567
Netprofit	2788	0.041	0.097	-0.446	0.035	0.338
Cash	2788	0.167	0.109	0.022	0.137	0.551
Fix	2788	0.281	0.172	0.016	0.248	0.727
Mfee	2788	0.074	0.049	0.007	0.064	0.291
Instishare	2788	0.593	0.172	0.217	0.592	1.067
Top1	2788	0.397	0.154	0.101	0.388	0.789
Board	2788	2.334	0.168	1.792	2.303	2.773
Indep	2788	0.362	0.053	0.250	0.333	0.571

#### 4.1.3 数据来源与处理

本文在探究混合所有制改革对出口技术复杂度的影响时, 主要使用了以下数据库: 第一, 国泰安数据库, 包含 A 股上市公司的十大股东数据以及资产负债表、现金流量表、利润表等财务数据。第二, 中国海关数据库, 涵盖企业编码、进出口货物种类及金额等贸易数据。第三, CEPII 的 BACI 数据库, 包含各国家或地区 HS 六分位产品的双边贸易数据。第四, 世界银行 (WDI) 数据库, 包含各国家或地区的人均 GDP 数据。

选取上市公司数据主要有以下两方面的原因: 一方面, 上市公司能较好反映国企混合所有制改革的发展状况。上市公司通过股票市场引入非国有战略投资者, 已成为混合所有制改革的主要载体。另一方面, 上市公司披露的信息质量较高。非上市国企一般由政府或国有集团全资控股, 改革力度较弱, 且相关数据获取困难, 相比之下, 上市公司的信息披露更为全面且经过审计验证。本文选用 2003—2016 年作为样本期间是因为: 一方面, 上市公司股权数据自 2003 年起开始统计; 另一方面, 最新的中国海关数据库更新至 2016 年。

借鉴相关文献的思路, 将上市公司数据与测算得到的出口技术复杂度数据进行匹配 (金祥义和戴金平, 2019)。同时, 对数据进行如下处理: (1) 为避免金融类公司较大现金流及其自身特殊性的影响, 剔除金融类上市公司; (2) 剔除 ST 类公司; (3) 剔除缺乏相关数据的公司; (4) 剔除资产负债率大于 1 的样本。在经过上述处理后, 共得到 2788 个国有上市公司的观察值。研究过程中数据处理主要使用 Stata17 完成。

#### 4.1.4 差异性检验

本文以非国有股东持股比例的年度平均数将国有企业样本划分为低混合所有制改革组和高混合所有制改革组, 即若国有企业  $i$  在  $t$  年的非国有股东持股比例大于该年度非国有股东持股比例的平均

数, 则将其划分为高混合所有制改革组, 反之则划分为低混合所有制改革组。表 3 报告了主要变量的差异性检验结果。结果显示, 低混合所有制改革组的出口技术复杂度的代理变量均值为 9.373, 低于高混合所有制改革组的出口技术复杂度的代理变量均值 9.471, 其差值为 -0.098, 在 1% 的水平上统计显著。上述结果初步表明非国有股东持股比例与国有企业出口技术复杂度之间存在正相关关系, 为后续分析提供了较为直观的数据支撑。

表 3 差异性检验

变量	低混合所有制改革		高混合所有制改革		均值差异 (T 检验)
	样本量	均值	样本量	均值	
lnESI	1784	9.373	1004	9.471	-0.098***
Nonstate	1784	0.050	1004	0.244	-0.194***
Size	1784	22.121	1004	22.371	-0.251***
ROA	1784	0.024	1004	0.039	-0.016***
Lev	1784	0.533	1004	0.495	0.038***
Growth	1784	0.162	1004	0.171	-0.009
Netprofit	1784	0.031	1004	0.059	-0.028***
Cash	1784	0.157	1004	0.184	-0.026***
Fix	1784	0.289	1004	0.268	0.021***
Mfee	1784	0.072	1004	0.077	-0.005**
Instishare	1784	0.562	1004	0.649	-0.087***
Top1	1784	0.429	1004	0.342	0.087***
Board	1784	2.328	1004	2.345	-0.017***
Indep	1784	9.373	1004	9.471	-0.098***

注: \* 代表  $p < 0.10$ , \*\* 代表  $p < 0.05$ , \*\*\* 代表  $p < 0.01$ , 后同。

## 4.2 实证结果分析

### 4.2.1 基准回归结果分析

表 4 汇报了基准回归结果。列 (1) 为未控制行业固定效应和时间固定效应时的回归结果, 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值为 0.363, 在 5% 的水平上显著为正。列 (2) 为控制时间固定效应后的回归结果, 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值 0.373, 在 5% 的水平上显著为正。列 (3) 为同时控制时间固定效应和行业固定效应后的估计结果, 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值仍在 5% 的水平上显著为正。列 (4) 为控制公司财务特征后的回归结

果, 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值为 0.388, 在 5% 的水平上显著。列 (5) 为进一步加入公司治理结构方面的控制变量后的回归结果, 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值为 0.417, 在 5% 的水平上显著。这表明, 混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度有显著的正向影响。假设 H1 得到验证。

表 4 基准回归结果

变量	(1) lnESI	(2) lnESI	(3) lnESI	(4) lnESI	(5) lnESI
Nonstate	0.363 ** (0.165)	0.373 ** (0.174)	0.361 ** (0.175)	0.388 ** (0.167)	0.417 ** (0.206)
Size				-0.004 (0.030)	-0.001 (0.031)
ROA				-0.456 (0.961)	-0.592 (0.920)
Lev				-0.162 (0.179)	-0.178 (0.182)
Growth				0.002 (0.033)	-0.001 (0.032)
Netprofit				0.112 (0.444)	0.130 (0.443)
Cash				-0.139 (0.231)	-0.171 (0.232)
Fix				0.173 (0.197)	0.190 (0.197)
Mfee				0.157 (0.629)	0.188 (0.632)
Instishare					0.051 (0.235)
Top1					0.147 (0.237)
Board					-0.064 (0.136)

续表

变量	(1) lnESI	(2) lnESI	(3) lnESI	(4) lnESI	(5) lnESI
Indep					-0.581 (0.525)
_cons	9.365*** (0.046)	9.364*** (0.042)	9.365*** (0.042)	9.516*** (0.665)	9.716*** (0.793)
Ind	N	N	Y	Y	Y
Year	N	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	2788	2783	2783	2783	2783
调整 $R^2$	0.003	0.161	0.163	0.164	0.165

注：括号内为标准误。后同。

#### 4.2.2 稳健性检验

在基准回归分析中，通过控制行业和年份固定效应，并加入公司财务特征和治理结构方面的一系列控制变量，本文在一定程度上规避了由遗漏变量引起的估计偏误问题，从而提高了回归结果的可靠性。尽管如此，研究中仍可能存在由反向因果关系、遗漏变量以及其他因素引发的估计偏差。为了应对这些挑战并增强研究结论的稳健性，对内生性问题进行了探讨并进行了一系列稳健性检验，以增强研究结论的可靠性。

首先，进行内生性问题处理。出口技术复杂度反映了企业的出口竞争力和综合实力，企业的技术水平越高，其产品通常在国际市场上的竞争力越强，这类企业更有可能吸引非国有股东的参与。因此，在研究混合所有制改革对企业出口竞争力的影响时，存在潜在的反向因果关系，即混合所有制改革可能同时受出口技术复杂度的影响。为缓解这一问题，使用工具变量两阶段最小二乘法 (IV-2SLS)。参考相关文献做法 (杨兴全和尹兴强, 2018)，使用剔除企业自身数据后非国有股东持股比例的行业年度均值作为工具变量。工具变量的选择基于以下考虑：(1) 非国有股东持股比例的分年度分行业均值能够较好地反映非国有资本进入国有上市公司的整体趋势，这与单个国有上市公司中非国有股东持股比例之间存在较强的相关性，满足工具变量的相关性要求。(2) 由于行业年度均值是基于广泛样本计算得出，不会受到单个企业经济活动的直接影响，一定程度上满足工具变量的外生性条件。

表 5 列 (1) 汇报了第一阶段回归的结果，非国有股东持股比例与其工具变量在 1% 水平上显著正相关， $F$  值为 67.09，Kleibergen-Paap Wald rk LM statistic 为 48.35，通过不可识别检验，Cragg-Donald Wald F statistic 为 240.38，经验表明通过弱工具变量检验。列 (2) 汇报了工具变量第二阶段回归的结果，混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值在 5% 水平上显著为正。检验结果表明，在使用工具变量缓解内生性问题以后，混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度存在正向影响的结

论依然成立, 验证了研究结论的稳定性。

表 5 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
	First stage	Second stage
	Nonstate	lnESI
Nonstate		0.917** (0.459)
IV_Nonstate	0.697*** (0.082)	
Size	0.005 (0.004)	-0.003 (0.032)
ROA	-0.083 (0.142)	-0.546 (0.910)
Lev	-0.016 (0.024)	-0.167 (0.182)
Growth	-0.012* (0.007)	0.006 (0.032)
Netprofit	0.032 (0.070)	0.118 (0.436)
Cash	0.092** (0.038)	-0.216 (0.237)
Fix	-0.009 (0.028)	0.198 (0.198)
Mfee	-0.121 (0.094)	0.256 (0.633)
Instishare	0.408*** (0.034)	-0.171 (0.299)
Top1	-0.476*** (0.039)	0.401 (0.327)
Board	-0.027 (0.021)	-0.054 (0.138)
Indep	-0.046 (0.049)	-0.561 (0.523)

续表

变量	(1)	(2)
	First stage	Second stage
	Nonstate	lnESI
Ind	Y	Y
Year	Y	Y
N	2783	2783
R <sup>2</sup>	0.470	0.006

为使结论趋于稳健，本文还进行了如下稳健性检验。

(1) 多维衡量解释变量。分别使用如下方式衡量混合所有制改革并用于稳健性检验：第一，使用前十大股东中非国有股东持股与前十大股东持股之和的比值；第二，前十大股东中非国有股东持股比例减去国有股东持股比例的差；第三，第一大非国有控股股东持股比例；第四，董事会中非国有股东委派董事的比例。回归结果分别见表 6 列 (1) 至列 (4)，显示使用不同方式衡量混合所有制改革 (Nonstate) 后，核心解释变量的系数均至少在 5% 的水平上显著为正，与前文回归结果基本一致，说明混合所有制改革能够显著提升国有企业出口技术复杂度的结论是稳健的。

表 6 稳健性检验——替换解释变量

变量	(1) lnESI	(2) lnESI	(3) lnESI	(4) lnESI
Nonstate	0.186 *** (0.070)	0.162 ** (0.065)	0.372 *** (0.133)	0.442 ** (0.224)
Size	-0.001 (0.015)	-0.002 (0.015)	-0.002 (0.015)	0.002 (0.031)
ROA	-0.626 (0.714)	-0.647 (0.714)	-0.556 (0.714)	-0.475 (0.935)
Lev	-0.179 * (0.100)	-0.182 * (0.101)	-0.174 * (0.101)	-0.176 (0.183)
Growth	-0.002 (0.034)	-0.001 (0.034)	0.000 (0.034)	-0.005 (0.032)
Netprofit	0.135 (0.322)	0.150 (0.323)	0.128 (0.323)	0.033 (0.452)
Cash	-0.152 (0.152)	-0.154 (0.152)	-0.139 (0.151)	-0.168 (0.235)

续表

变量	(1) lnESI	(2) lnESI	(3) lnESI	(4) lnESI
Fix	0.187* (0.112)	0.187* (0.112)	0.188* (0.111)	0.191 (0.197)
Mfee	0.162 (0.349)	0.182 (0.350)	0.180 (0.352)	0.079 (0.633)
Instishare	0.149 (0.120)	0.198* (0.115)	0.134 (0.120)	0.243 (0.212)
Top1	0.102 (0.127)	0.133 (0.143)	0.032 (0.114)	-0.022 (0.192)
Board	-0.067 (0.081)	-0.066 (0.081)	-0.066 (0.081)	-0.064 (0.137)
Indep	-0.582** (0.280)	-0.579** (0.281)	-0.592** (0.280)	-0.551 (0.525)
Ind	Y	Y	Y	Y
Year	Y	Y	Y	Y
N	2783	2783	2783	2767
调整 R <sup>2</sup>	0.164	0.164	0.164	0.165

(2) 将核心解释变量滞后一期。表7列(1)的回归结果表明滞后一期的混合所有制改革系数在5%的水平显著为正。这一结果一方面说明本文的基准回归结果具有稳健性,即混合所有制改革确实能够提升国有企业的出口技术复杂度;另一方面,这一结果揭示了混合所有制改革影响存在持续性。由于企业治理结构优化、投资效率提升与创新能力增强等机制均需一定时间发挥作用,其对出口技术复杂度的影响呈现持续性的特征。

(3) 控制省份-时间交互固定效应。各省份在经济发展水平、产业结构和政策环境上存在显著差异,并且这些差异随着时间推移会不断变化。例如,不同省份可能在不同时期实施不同的经济政策或产业政策,这些因素可能对企业出口技术复杂度产生影响。引入省份-时间交互固定效应可以在一定程度上排除这些省份时变特征的干扰,提高估计结果的可靠性和稳健性。回归结果如表7列(2)所示,混合所有制改革(Nonstate)的系数估计值在1%的水平上显著为正,表明控制了省份-时间交互固定效应后,混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度存在正向影响的结论仍然稳健。

(4) 控制行业-时间交互固定效应。各行业在不同时期也存在差异性特征。例如,不同行业可能在不同时间受到技术革新、国际市场需求变化或行业政策的影响,进而对企业的出口技术复杂度产生影响。如果不控制这些随时间变化的行业特征,可能导致混合所有制改革的效应估计产生偏差。

控制行业-时间交互固定效应可以缓解这种遗漏变量所导致的估计偏差。表 7 列 (3) 的结果显示, 在控制行业-时间交互固定效应后, 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值在 10% 的水平上显著为正。

(5) 控制个体固定效应。企业层面也存在难以直接观测的不随时间变化的因素, 如经营理念、企业文化等, 加入个体固定效应可以控制企业不随时间变化的特征。回归结果见表 7 列 (4), 加入个体固定效应后, 混合所有制改革的系数估计值仍在 5% 的水平上显著为正。

(6) 调整数据样本。2008 年国际金融危机对中国企业进出口活动存在潜在扰动, 该事件可能对企业出口技术复杂度产生非典型影响。为了消除此类异常因素的干扰, 剔除 2008 年及 2009 年的观测数据后进行回归分析, 从而提高估计结果的准确性。回归结果如表 7 列 (5) 所示, 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值仍在 10% 的水平上显著为正。

(7) 将标准误在省份层面聚类。考虑到不同省份具有独特的经济特性, 并且同一省份内部的企业之间可能存在特征相关性, 为降低省内企业自相关性对估计结果的潜在影响, 对标准误在省份维度聚类, 以校正可能由省份内部企业间相互关联引入的估计偏误。回归结果见表 7 列 (6), 混合所有制改革 (Nonstate) 的系数估计值仍在 5% 的水平上显著为正。

表 7 其他稳健性检验

变量	(1) lnESI	(2) lnESI	(3) lnESI	(4) lnESI	(5) lnESI	(6) lnESI	(7) lnESI
Nonstate	0.269** (0.122)	0.649*** (0.233)	0.382* (0.228)	0.688** (0.268)	0.384* (0.217)	0.417** (0.187)	0.460** (0.206)
Size	0.012 (0.016)	0.002 (0.036)	-0.005 (0.033)	0.051 (0.039)	0.020 (0.034)	-0.001 (0.031)	-0.002 (0.031)
ROA	-1.418** (0.686)	-0.189 (0.996)	0.028 (1.066)	-1.417 (0.871)	-1.131 (0.991)	-0.592 (0.744)	-0.555 (0.934)
Lev	-0.284*** (0.105)	-0.093 (0.198)	-0.210 (0.198)	-0.183 (0.172)	-0.269 (0.186)	-0.178 (0.158)	-0.141 (0.180)
Growth	0.022 (0.038)	-0.006 (0.039)	0.016 (0.038)	-0.021 (0.025)	0.006 (0.036)	-0.001 (0.031)	-0.010 (0.032)
Netprofit	0.401 (0.330)	-0.027 (0.481)	-0.145 (0.487)	0.442 (0.427)	0.196 (0.476)	0.130 (0.425)	0.269 (0.440)
Cash	-0.168 (0.168)	-0.128 (0.256)	-0.097 (0.260)	0.041 (0.188)	-0.129 (0.254)	-0.171 (0.276)	-0.228 (0.229)
Fix	0.253** (0.127)	0.233 (0.220)	0.302 (0.228)	-0.025 (0.181)	0.214 (0.205)	0.190 (0.164)	0.144 (0.196)

续表

变量	(1) lnESI	(2) lnESI	(3) lnESI	(4) lnESI	(5) lnESI	(6) lnESI	(7) lnESI
Mfee	0.179 (0.409)	0.233 (0.677)	0.169 (0.726)	0.549 (0.418)	0.182 (0.680)	0.188 (0.605)	0.255 (0.581)
Instishare	0.057 (0.137)	-0.047 (0.246)	0.006 (0.258)	-0.190 (0.178)	0.057 (0.270)	0.051 (0.215)	-0.034 (0.226)
Top1	0.093 (0.138)	0.228 (0.248)	0.134 (0.253)	0.860** (0.349)	0.075 (0.255)	0.147 (0.249)	0.177 (0.235)
Board	-0.067 (0.090)	0.004 (0.154)	-0.144 (0.152)	0.108 (0.165)	-0.122 (0.146)	-0.064 (0.154)	0.044 (0.126)
Indep	-0.655** (0.313)	-0.450 (0.513)	-0.496 (0.592)	-0.649 (0.559)	-0.769 (0.527)	-0.581 (0.509)	-0.726 (0.513)
Digital							0.079*** (0.026)
Ind	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Pro-Year	N	Y	N	N	N	N	N
Ind-Year	N	N	Y	N	N	N	N
Firm	N	N	N	Y	N	N	N
N	2258	2742	2746	2727	2364	2783	2698
调整 R <sup>2</sup>	0.182	0.172	0.166	0.591	0.164	0.165	0.189

(8) 排除替代性解释。数字经济作为经济发展的重要驱动力量,一方面有利于推动数字技术嵌入生产环节,推动智能化设备的普及和使用,从而提高生产效率;另一方面有利于提高信息传播速度,提升信息透明度和市场竞争程度,降低企业获取新技术和相关知识的成本,从而激励企业开展创新活动。这些因素可能对企业出口技术复杂度产生影响,为了排除这一干扰因素,本文选取百人中互联网宽带接入用户数、计算机软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量以及百人中移动电话用户数四个指标进行主成分分析,测算城市维度的数字经济发展指数。表7列(7)显示加入数字经济发展指数(Digital)后,混合所有制改革(Nonstate)的系数估计值在5%的水平上显著为正。

在进行上述稳健性检验后,主要解释变量混合所有制改革(Nonstate)的系数估计值在符号与显著性层面均未发生明显变化,与之前报告的表4中的回归结果基本一致,进一步验证了混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度存在正向影响这一结论的稳健性。

### 4.3 机制检验

前文的理论分析指出,混合所有制改革能够通过提高治理能力、投资效率 and 创新能力进而提升国有企业出口技术复杂度。参考现有研究的思路(周念利等,2024),本文构建如下模型进行机制检验,重点探讨核心解释变量即混合所有制改革对中介变量的影响,并使用文献佐证中介变量对被解释变量出口技术复杂度的影响:

$$M_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Nonstate}_{i,t} + \gamma_2 \text{controls}_{i,t} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

其中  $M$  为中介变量,用来指代具体的机制变量,模型其他变量和符号与基准模型相同。

#### 4.3.1 治理能力

非国有股东的参与缩短了高管与“全民所有者”之间的代理链,降低了代理成本和信息不对称性,并为管理层提供了更明确的激励与约束,增强了业绩与薪酬的关联性。这有助于减少高管的机会主义行为和道德风险,提升企业治理能力。治理能力提升有助于提高企业经营管理效率,降低企业生产成本,可以为企业出口技术复杂度的提高创造有利条件。治理能力(Gov)指标参考相关文献做法(顾乃康和周艳利,2017),选用高管薪酬、高管持股比例、独立董事比例、董事会规模、机构持股比例、股权制衡度以及董事长与总经理是否两职合一 7 个指标,使用主成分分析法构建公司治理指数。表 8 列(1)显示,Nonstate 的系数估计值在 5% 的水平上显著为正,表明混合所有制改革对国有企业治理能力存在显著的正向影响,说明混合所有制改革能够提高治理能力从而提高国有企业出口技术复杂度。假设 H2 得到验证。

#### 4.3.2 投资效率

混合所有制改革引入非国有股东,有利于减少国有企业的政策性负担,提高国有企业自主决策能力。同时,政策性负担减少往往伴随着政策支持的减少。政策支持减少会提高企业的风险意识,激励其提升投资效率以增强市场竞争力。投资效率的提升一方面有利于减少资源浪费和降低成本,另一方面使国有企业更精准配置资金,更多投资于高技术领域,促进技术创新和升级,进而提升出口技术复杂度。投资效率(Inveff)参考相关文献做法(李井林,2021),使用残差模型的绝对值测算企业投资效率。残差绝对值越小,企业投资效率越高,反之则说明越低。表 8 列(2)的回归结果显示 Nonstate 的系数估计值在 5% 的水平上显著为负,表明混合所有制改革可以显著提高国有企业的投资效率进而提高出口技术复杂度。假设 H3 得到验证。

#### 4.3.3 创新能力

非国有股东出资购买国有企业股权,有动力增强对管理层的监督和制衡以及缓解企业的政策性负担,进而释放更多资源用于创新活动。同时,混合所有制改革可以为国有企业带来管理经验和技术等资源,为创新活动开展提供有力支持(朱磊等,2019;陈瑶和余渡,2024)。随着创新能力的增强,企业能够开发更高技术含量的产品,降低生产成本,进而提升出口技术复杂度(毛其淋和方森

辉, 2018)。创新能力使用企业研发投入的对数值来衡量。表 8 列 (3) 的回归结果显示 Nonstate 的系数估计值在 10% 的水平上显著为正, 表明混合所有制改革可以显著提高国有企业的创新能力进而提高出口技术复杂度。假设 H4 得到验证。

表 8 机制检验

变量	(1) Gov	(2) Inveff	(3) Innov
Nonstate	0.399** (0.163)	-0.021** (0.010)	0.653* (0.367)
Size	-0.011 (0.013)	-0.001 (0.002)	0.891*** (0.054)
ROA	-1.596*** (0.446)	-0.105* (0.062)	4.916** (1.921)
Lev	0.083 (0.097)	-0.001 (0.010)	-0.726** (0.345)
Growth	-0.060* (0.032)	0.032*** (0.010)	0.131 (0.106)
Netprofit	0.658*** (0.218)	0.065** (0.027)	-1.015 (0.727)
Cash	0.305** (0.142)	0.028** (0.014)	-0.639 (0.544)
Fix	-0.077 (0.093)	0.015 (0.014)	-0.437 (0.545)
ATO	0.509 (0.337)	0.036 (0.034)	1.605 (1.395)
Top1	-0.548*** (0.109)	0.027** (0.013)	0.250 (0.423)
Board	-0.567*** (0.113)	-0.029** (0.015)	-0.610 (0.493)
Indep	-1.854*** (0.086)	0.004 (0.008)	-0.179 (0.333)
Ind	Y	Y	Y
Year	Y	Y	Y
N	2125	2584	1410
调整 R <sup>2</sup>	0.686	0.079	0.639

## 4.4 异质性分析

### 4.4.1 贸易方式

基于企业是否加工贸易企业进行异质性分析，有助于揭示不同贸易方式的企业在混合所有制改革下表现的差异。加工贸易企业通常集中于技术含量较低的生产环节，依赖进口原材料和零部件，在出口技术复杂度提升方面的潜力较为有限。非加工贸易企业通常参与多个生产流程，涉及更多产生价值增值的环节。参考相关文献做法（吕越等，2020），根据是否存在加工贸易行为，将样本划分为非加工贸易类型企业和加工贸易类型企业。

表 9 列（1）和列（2）显示，对于贸易方式为非加工贸易的国有企业，混合所有制改革对出口技术复杂度的影响更为显著。由于非加工贸易企业涉及的生产环节技术含量较高，混合所有制改革通过提高治理能力、投资效率和创新能力的提升产生更强的推动作用。而加工贸易企业则主要从事低附加值的组装和加工，技术提升空间有限。相较于加工贸易企业，非加工贸易企业对管理效率优化和创新能力提升的反应可能更为明显，因此表现为混合所有制改革对非加工贸易类型的国有企业出口技术复杂度的促进作用更为显著。

### 4.4.2 经济政策不确定性

经济政策不确定性作为重要的宏观经济因素，会直接影响企业的战略决策和投资行为等。经济政策不确定性较高时，企业面对的外部环境更加复杂多变，投资和创新决策可能更加保守，这可能削弱改革带来的积极影响。经济政策不确定性指标采用斯坦福大学与芝加哥大学联合发布的中国 EPU 指数进行衡量。Baker 等将香港《南华早报》作为新闻检索平台，利用文本检索和过滤方法构建了该指数。通过计算每月经济政策不确定性的年度平均值，将其转换为年度经济政策不确定性指标，并依据中位数将样本分为高、低不确定性组。

表 9 列（3）和列（4）的回归结果显示，在经济政策不确定性低的样本中，混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响更为显著。这可能是因为经济政策不确定性较低时，一方面，国有企业和非国有资本能够更清晰地预测政策走向，从而做出更加积极的投资决策，双方参与混合所有制改革的动力更强；另一方面，政策相对稳定有助于推动资本、技术和管理等资源的深度融合，提升国有企业治理能力以及推动创新活动开展，为出口技术复杂度的提升提供支持。

### 4.4.3 市场化水平

市场化水平的差异可能影响混合所有制改革在提升国有企业出口技术复杂度方面的效率和效果。在市场化水平较高的地区，成熟的市场机制、完善的法律体系和产权保护以及发达的金融市场为非国有股东提供了更加有利的环境。市场化水平使用《中国分省份市场化指数报告》中测度的地区市场化指数来衡量，并依其年度平均数划分高低组。

表 9 列（5）和列（6）的回归结果显示，在市场化水平高的样本中，混合所有制改革对国有企

业出口技术复杂度的影响更为显著。在市场化水平较低的地区, 非国有股东面临更多的不确定性和风险, 制度性障碍可能削弱其在企业治理中的积极性, 限制其对企业治理能力和投资效率的贡献, 从而降低混合所有制改革对出口技术复杂度的提升作用。而在市场化水平较高的地区, 健全的制度环境不仅降低了非国有资本的进入风险, 还促进了技术和管理资源的有效整合。同时, 这些地区在保护知识产权、激励创新和保障市场竞争方面具备显著优势, 为企业出口技术复杂度的提升创造了更有利的条件。

表 9 异质性分析

变量	贸易方式		经济政策不确定性		市场化水平		国有企业定位	
	加工贸易	非加工贸易	经济政策 不确定性高	经济政策 不确定性低	市场化 水平高	市场化 水平低	公益类	商业类
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Nonstate	0.221 (0.221)	0.788* (0.425)	0.407 (0.267)	0.412** (0.197)	0.498* (0.263)	0.221 (0.217)	-0.296 (0.319)	0.591** (0.247)
Size	-0.032 (0.029)	0.088 (0.074)	-0.009 (0.033)	0.003 (0.035)	0.057 (0.036)	-0.038 (0.036)	-0.043* (0.023)	0.009 (0.050)
ROA	0.293 (0.910)	-2.657 (2.070)	0.257 (1.496)	-0.698 (0.693)	-0.993 (1.131)	-0.504 (1.140)	0.202 (1.004)	-0.419 (1.245)
Lev	-0.225 (0.178)	0.033 (0.315)	-0.159 (0.220)	-0.244 (0.181)	-0.439 (0.319)	-0.193 (0.184)	0.419 (0.260)	-0.443* (0.228)
Growth	-0.021 (0.037)	0.046 (0.080)	-0.005 (0.056)	0.048 (0.044)	0.035 (0.058)	-0.028 (0.040)	0.028 (0.057)	0.009 (0.038)
Netprofit	-0.395 (0.418)	1.416 (0.975)	-0.026 (0.645)	-0.098 (0.366)	-0.460 (0.635)	0.401 (0.508)	0.120 (0.402)	-0.061 (0.615)
Cash	-0.257 (0.238)	0.258 (0.499)	-0.311 (0.317)	0.058 (0.205)	0.105 (0.302)	-0.354 (0.330)	-0.030 (0.285)	-0.244 (0.301)
Fix	0.197 (0.218)	0.271 (0.323)	0.389 (0.272)	0.091 (0.174)	0.207 (0.311)	0.249 (0.219)	-0.150 (0.300)	0.302 (0.240)
Mfee	-0.280 (0.704)	0.503 (1.178)	-0.019 (0.899)	0.363 (0.515)	-1.293 (1.019)	1.291* (0.682)	1.380* (0.798)	-0.428 (0.769)
Instishare	0.246 (0.256)	-0.213 (0.414)	0.108 (0.274)	-0.033 (0.241)	-0.154 (0.321)	0.258 (0.277)	0.730*** (0.250)	-0.140 (0.290)

续表

变量	贸易方式		经济政策不确定性		市场化水平		国有企业定位	
	加工贸易	非加工贸易	经济政策 不确定性高	经济政策 不确定性低	市场化 水平高	市场化 水平低	公益类	商业类
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Top1	0.033 (0.266)	0.273 (0.445)	0.038 (0.298)	0.227 (0.228)	0.084 (0.409)	0.281 (0.248)	-0.054 (0.328)	0.014 (0.293)
Board	-0.142 (0.169)	0.058 (0.215)	-0.086 (0.177)	-0.048 (0.144)	-0.133 (0.200)	-0.140 (0.162)	0.102 (0.159)	-0.215 (0.189)
Indep	-0.712 (0.644)	0.159 (0.630)	-0.410 (0.587)	-0.697 (0.535)	-0.678 (0.613)	-0.241 (0.677)	-0.024 (0.364)	-0.923 (0.812)
_cons	10.677*** (0.916)	7.052*** (1.514)	9.869*** (0.893)	9.640*** (0.869)	8.962*** (0.853)	10.394*** (0.911)	9.589*** (0.709)	10.184*** (1.214)
Ind	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1831	947	1530	1248	1233	1547	932	1851
调整 R <sup>2</sup>	0.242	0.166	0.188	0.155	0.197	0.236	0.248	0.145

#### 4.4.4 国有企业定位

国有企业功能定位的差异是影响混合所有制改革效果的重要因素。2015 年,国务院国资委等部委联合印发《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》,将国有企业划分为商业类和公益类,旨在根据不同功能定位实施差异化的国企改革措施。基于国有企业功能定位进行异质性分析,有助于揭示混合所有制改革在不同职能目标下的国有企业中如何发挥作用,并为深化分类改革、优化国有资本布局提供微观证据。本文参考相关文献对公益类与商业类国有企业进行划分(李钰和王平,2022)。

表 9 列 (7) 和列 (8) 的回归结果显示,在商业类国有企业样本中,混合所有制改革对出口技术复杂度的影响更为显著。这种差异性主要源于两类企业不同的改革目标和激励机制。商业类国有企业以增强市场竞争力、实现国有资产保值增值为首要目标,其经营行为更趋向于市场化。在混合所有制改革中,非国有资本的进入带来了更完善的公司治理结构、更高效的决策机制和更强的创新激励,从而能够有效促进企业提升研发投入和技术水平,最终反映为出口技术复杂度的显著提升。相比之下,公益类国有企业则以保障民生、提供公共服务为核心使命,其经营活动更多地受到政策导向和社会效益的约束。在这种背景下,即使引入非国有资本,企业的主要目标仍非追求经济效益最大化,非国有股东的激励可能被弱化,难以对企业出口技术复杂度产生实质性的驱动作用。

## 5. 结论与对策启示

提高出口技术复杂度不仅是国有企业增强国际竞争力、建设世界一流企业的关键路径,也是推动出口升级、推进贸易强国建设的必然选择。本文构建了一个包含产品技术含量的企业贸易模型,从理论上阐述了混合所有制改革与国有企业出口技术复杂度的关系,同时基于2003—2016年中国上市公司中的国有企业样本,实证检验了混合所有制改革对国有企业出口技术复杂度的影响、作用机制及影响的异质性。主要结论如下:(1)混合所有制改革对于国有企业出口技术复杂度的提升具有显著的促进作用。使用工具变量法对内生性问题进行处理,并进行替换解释变量、增加固定效应、调整数据样本、调整聚类标准误和排除替代性解释等一系列稳健性检验之后结论仍然成立。(2)机制分析表明提高治理能力、提高投资效率和提高创新能力是混合所有制改革提升国有企业出口技术复杂度的三条重要机制。(3)异质性检验表明,在非加工贸易、政策稳定时期、地区市场化水平较高以及商业类国有企业中,混合所有制改革对出口技术复杂度的促进作用更为明显。

结合研究结论,提出如下对策启示:

第一,持续推动混合所有制改革,提升国有企业出口技术复杂度。应当继续支持和推进混合所有制改革,通过引入非国有资本优化资源配置,完善国有企业监督激励机制,从而提高国有企业产品的出口技术含量和市场竞争能力。

第二,在推进混合所有制改革时,应重视企业治理结构优化、投资效率提升以及创新能力提升。其一,加强对非国有股东参与企业治理的引导,发挥非国有股东的监督制衡功能引入其市场化管理模式,确保其能够真正参与企业的经营管理;其二,优化投资决策流程,提高资本使用效率,减少低效投资,推动投资更多地流向技术创新和产业升级领域;其三,鼓励国有企业加大研发投入,尤其是技术密集型产品领域,提升自主创新能力,从而提升出口产品的技术复杂度,增强国际竞争力。

第三,综合考虑国有企业贸易类型、经济政策以及市场环境等特征,分类分策推进混合所有制改革。对于非加工贸易类型和商业类国有企业,可以更积极地推进混合所有制改革以提高企业出口技术复杂度。此外,还应重视外部环境的优化。一方面,在制定经济政策时,除了关注短期的刺激效果,还应充分考虑政策变动对企业投资和经营活动的潜在影响,尽可能保持政策的连贯性和稳定性,为非国有股东参与混合所有制改革提供良好的投资环境。另一方面,应营造良好的制度环境,建立并完善支持非国有资本发展的制度框架,从而为混合所有制改革提供强有力的制度保障和外部支持,进一步推动改革的有效实施。

### ◎ 参考文献

- [1] 卞元超,白俊红. 出口贸易政策不确定性如何影响了企业的技术复杂度?[J]. 国际金融研究, 2022(9).
- [2] 蔡贵龙,柳建华,马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]. 管理世界, 2018, 34(5).

- [3] 陈林, 王佳莹, 周立宏. 混合所有制改革助力生态文明建设: 企业环境绩效的提升演变 [J]. 中国人口·资源与环境, 2024 (3).
- [4] 陈瑶, 余渡. 集团层面混合所有制改革与国有企业创新 [J]. 经济评论, 2024 (4).
- [5] 狄灵瑜, 步丹璐. 混合所有制改革制度背景下异质性大股东对企业创新投入的影响——基于国有企业和非国有企业的比较分析 [J]. 研究与发展管理, 2021, 33 (4).
- [6] 邸俊鹏, 韩雨飞. 数字服务发展是否影响了中国制造业出口技术复杂度? [J]. 世界经济研究, 2023 (12).
- [7] 董有德, 宋国豪. 人口集聚、中国制造业企业出口与技术复杂度 [J]. 上海经济研究, 2023 (10).
- [8] 杜运苏, 陈雪雷. 上游行业进口中间品对企业出口韧性的影响——基于中国企业数据的分析 [J]. 国际商务研究, 2024, 45 (3).
- [9] 方杰炜, 施炳展. 知识产权保护“双轨制”与企业出口技术复杂度 [J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42 (12).
- [10] 方霞, 李秀珍, 胡锦涛, 等. 中国数字金融发展与企业出口技术水平提升: 基于出口技术复杂度的研究 [J]. 国际贸易问题, 2023 (10).
- [11] 谷均怡, 赵春明, 李震. 工业机器人应用与中国城市制造业出口升级 [J]. 经济与管理研究, 2023, 44 (9).
- [12] 顾乃康, 周艳利. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验 [J]. 管理世界, 2017 (2).
- [13] 何瑛, 杨琳. 改革开放以来国有企业混合所有制改革: 历程、成效与展望 [J]. 管理世界, 2021, 37 (7).
- [14] 金祥义, 戴金平. 有效信息披露与企业出口表现 [J]. 世界经济, 2019, 42 (5).
- [15] 孔祥贞, 张华, 田佳禾. 国有企业混合所有制改革的出口效应研究 [J]. 世界经济研究, 2021 (5).
- [16] 李井林. 混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率吗? [J]. 经济管理, 2021, 43 (2).
- [17] 李钰, 王平. 高管降薪政策是否影响国有企业创新——基于 A 股上市公司数据的实证研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42 (1).
- [18] 刘运国, 郑巧, 蔡贵龙. 非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗? ——来自国有上市公司的经验证据! [J]. 会计研究, 2016 (11).
- [19] 卢福财, 金环. 互联网是否促进了制造业产品升级——基于技术复杂度的分析 [J]. 财贸经济, 2020, 41 (5).
- [20] 罗琼, 刘志成, 曹小衡. 国有企业民营化对企业出口的影响研究——基于倍差法的倾向评分匹配 (DID-PSM) 估计 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2016, 36 (8).
- [21] 吕越, 谷玮, 包群. 人工智能与中国企业参与全球价值链分工 [J]. 中国工业经济, 2020 (5).
- [22] 马新啸, 汤泰劫, 胡珺. 国有企业混合所有制改革与慈善捐赠行为优化 [J]. 当代财经, 2022 (2).

- [23] 马新啸, 汤泰劫, 郑国坚. 非国有股东治理与国有企业的税收规避和纳税贡献——基于混合所有制改革的视角 [J]. 管理世界, 2021, 37 (6).
- [24] 毛其淋, 方森辉. 创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度 [J]. 世界经济与政治论坛, 2018 (2).
- [25] 倪宣明, 贺英洁, 彭方平, 等. 混合所有制改革对国有企业盈利水平影响及作用路径研究 [J]. 管理评论, 2022, 34 (2).
- [26] 倪艳, 蒋俊鹏. 非国有资本持股对国有企业全要素生产率的影响 [J]. 江汉论坛, 2023 (7).
- [27] 牛华, 余振岳, 陈均虹. 数字化转型与企业出口高质量发展——基于出口技术复杂度的视角 [J]. 外国经济与管理, 2024, 46 (7).
- [28] 乔翠霞, 马一森, 刘韵致. 非国有股东治理与国有企业创新: 倒 U 型关系及其形成机理检验 [J]. 改革, 2023 (2).
- [29] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度 [J]. 世界经济, 2017, 40 (12).
- [30] 石颖, 张慧, 郝鑫泓. 新时代十年我国混合所有制改革的理论、成就与展望 [J]. 经济学家, 2025 (1).
- [31] 舒长江, 郭瑞硕. 新结构经济学视角下数字经济对高新技术产业韧性的影响 [J]. 江西财经大学学报, 2025 (3).
- [32] 田光宁, 杨璐. 国有企业混合所有制改革的治理效应研究: 基于企业债务违约风险的视角 [J]. 金融评论, 2023, 15 (5).
- [33] 王海成, 许和连, 邵小快. 国有企业改制是否会提升出口产品质量 [J]. 世界经济, 2019, 42 (3).
- [34] 杨红丽, 郭舒. 混合所有制改革对国有企业绩效的影响及作用机制 [J]. 现代经济探讨, 2021 (1).
- [35] 杨青龙, 张欣悦. 行政审批制度改革与中国制造业企业出口技术复杂度 [J]. 国际贸易问题, 2022 (2).
- [36] 杨兴全, 尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有? [J]. 管理世界, 2018, 34 (11).
- [37] 于欢, 姚莉, 何欢浪. 数字产品进口如何影响中国企业出口技术复杂度 [J]. 国际贸易问题, 2022 (3).
- [38] 余娟娟, 余东升. 政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂度 [J]. 财经研究, 2018, 44 (3).
- [39] 余子良, 洪倩霖, 佟家栋, 等. 入世后国企产权改革的出口效应研究 [J]. 国际贸易问题, 2017, 418 (10).
- [40] 张兵, 宋超凡. 数字经济、要素配置与出口韧性 [J]. 山东大学学报 (哲学社会科学版), 2025 (2).
- [41] 钟昀珈, 张晨宇, 陈德球. 国企民营化与企业创新效率: 促进还是抑制? [J]. 财经研究, 2016, 42 (7).
- [42] 周念利, 于美月, 孟克. 地方数据治理与数字内容出口 [J]. 中国工业经济, 2024 (5).

- [43] 朱磊, 陈曦, 王春燕. 国有企业混合所有制改革对企业创新的影响 [J]. 经济管理, 2019, 41 (11).
- [44] 庄莹, 买生. 国企混改对企业社会责任的影响研究 [J]. 科研管理, 2021, 42 (11).
- [45] Feenstra, R. C., Romalis, J. International prices and endogenous quality [J]. Quarterly Journal of Economics, 2014, 129 (2).

### Can Mixed Ownership Reform Facilitate Export Upgrading of State-owned Enterprises?

#### —A Perspective Based on Export Technical Complexity

Qiao Cuixia Ma Yisen

(School of Economics, Shandong Normal University, Jinan, 250358)

**Abstract:** Enhancing export technological complexity is of crucial importance both for strengthening the international competitiveness of state-owned enterprises (SOEs) and for promoting the optimization and upgrading of the structure of foreign trade. In this paper, we embed governance quality, investment efficiency, and innovation capacity into a firm-level trade model that incorporates product technology content, and we theoretically demonstrate the relationship between mixed-ownership reform and the export technological complexity of SOEs. Furthermore, using matched data on Chinese listed firms and customs records over the period 2003-2016, we empirically examine the impact, transmission mechanisms, and heterogeneity of mixed-ownership reform on SOEs' export technological complexity. Our findings show that mixed-ownership reform raises export technological complexity by improving governance quality, boosting investment efficiency, and enhancing innovation capacity. Moreover, the impact of mixed-ownership reform on the export technological complexity is more pronounced in non-processing trade, periods of policy stability, regions with higher marketization levels, and samples of commercial state-owned enterprises. This study thereby extends the evaluative framework for the economic effects of mixed-ownership reform and offers theoretical guidance for differentiated policy design aimed at advancing mixed-ownership reform and elevating the international competitiveness of SOEs.

**Key words:** Mixed ownership reform; Export technical complexity; Governance level; Investment efficiency; Innovation capability

专业主编: 许明辉