

混改能否推进国企实现高质量发展？

——基于2012~2021年A股上市地方国企的实证分析

缪艳娟，付 雯

扬州大学商学院，江苏 扬州

收稿日期：2024年8月30日；录用日期：2024年9月24日；发布日期：2024年11月28日

摘 要

我国经济发展进入新阶段，推进国有企业实现高质量发展是当前面临的主要任务，但其实现路径远未达成共识。混改是近年来各界认为推进国企实现高质量发展的主要路径之一，但其实践效果及发挥作用的条件和制约因素都有待进一步研究和检验。为此本研究基于新发展理念构建衡量企业高质量发展的指标，在此基础上，以A股上市地方国企2012~2021年数据为样本，实证检验发现正向混改有助于促进地方国企实现高质量发展，该促进作用在商业一类国企中体现更为显著，而当地政府对国企依赖则会抑制上述作用发挥的效果。

关键词

非国有股东参与，高质量发展，地方国有企业

Can the Mixed Ownership Reform Promote the High-Quality Development of State-Owned Enterprises?

—Based on the Empirical Analysis of 2012~2021 A-Share Listed Local State-Owned Enterprises

Yanjuan Miao, Wen Fu

Business School of Yangzhou University, Yangzhou Jiangsu

Received: Aug. 30th, 2024; accepted: Sep. 24th, 2024; published: Nov. 28th, 2024

Abstract

China's economic development has entered a new stage, to promote the high-quality development

of state-owned enterprises is the main task, but there is far from a consensus on its realization path. The mixed ownership reform is one of the main ways to promote the high-quality development of state-owned enterprises in recent years, however, its practical effect and the conditions and constraints of its role need to be further studied and tested. This paper constructs an index system based on the new development concept, to measure the high-quality development of Chinese enterprises. On this basis, using the data of A-share listed local state-owned enterprises from 2012 to 2021 as research samples, empirical tests show that positive mixed reform promotes the high-quality development of local state-owned enterprises, and the promotion effect is more obvious in commercial first class state-owned enterprises, the local government's reliance on state-owned enterprises will inhibit this effect.

Keywords

Participation of Non-State-Owned Shareholders, High-Quality Development, Local State-Owned Enterprises

Copyright © 2024 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

改革开放以来,我国经济经过四十多年高速增长,粗放型的增长模式问题日益凸显,转变经济发展方式成为一项重要战略任务。党的二十大报告提出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。高质量发展是我国经济发展进入新阶段后的必然选择,也是未来很长一段时间我国经济发展的主题。作为宏观经济发展的微观主体——企业实现高质量发展是推动经济高质量发展的中坚力量,国有企业作为引领我国经济发展的主导力量,在促进经济高质量发展中承担着特别重要的使命。因此,“如何推动国有企业实现高质量发展”就成了亟待研究的议题。在构建新发展格局的新时代,国企改革进入了深水区,目标取向和重大举措都在向推动企业高质量发展方向迈进。从国家战略层面上推动国有企业混合所有制改革(以下简称混改),旨在消除国有企业几十年来封闭经营自我管理中存在的一些弊病,本质上就是为了推动其实现高质量发展。那么,混改究竟能否达到政策预期,实现激发国有企业活力、优化资源配置效率、提高企业管理效率,从而提升企业发展质量的预期目标,其实践结果尚待实证检验。这正是本文试图探讨和研究的主题。

2. 文献综述

2.1. 混合所有制改革相关研究

混改是指不同所有制资本交叉持股和相互融合,其形式通常有两种:国有企业引入非国有资本和国有资本进入民营企业,学界将其分别简称为正向混改与反向混改。本文主要研究前者,即正向混改,下文除非特别说明,混改均指正向混改。对混改的界定现有文献尚无定论,易阳等[1]根据《国有股东转让所持上市公司股份管理暂行办法》规定的报送批准要求,将国有股东在样本期累计转让股份超过5%定义为进行了混改。郝阳等[2]认为股东持股比例超过10%可以实质性提升话语权,因此将非国有股东持股比例超过10%的企业识别为混改企业。对于混改的衡量,学者主要采取以下方法:通过股东性质衡量股权多样性、通过非国有股东持股比重衡量股权深入度、通过不同性质股东持股比重构建赫芬达尔指数衡量

股权制衡度、通过非国有股东委派董监高人数衡量参与治理。

对于混改的经济结果,多数学者从经济绩效维度展开研究,现有研究有正负两种不同结论:有学者认为引入非国有股东可以通过薪酬激励机制改善企业业绩[2]、减少用工成本和管理费用[3]、降低加权资本成本[4]、抑制真实盈余管理[5]、提高并购效率[6];但也有学者持消极观点,认为过多增加非国有股占比无助于提升企业绩效[7]、混改后企业的短期财务绩效并没有得到显著提升[8]。不同学者的研究结果不同,可能是因为对混改的界定和衡量方式并不完全相同。也有文献关注到混改与企业创新、环保、承担社会责任等因素的关系,发现混改可以促进企业开发式创新[9]、提升企业创新的可持续性[10]、产生碳减排效应,提升能源使用效率[11]、促使企业履行战略型社会责任[12]。此外,混改对企业发展的效应受外部因素的影响,主要集中在政府力量和市场力量两方面。任广乾等[13]认为制度环境作为前置因素影响国企混改带来的创新行为的效果。张世宇等[14]发现非国有股东参与治理的作用随着地区市场化程度的提升而更有效。孙健慧等[15]认为地方政府对国企的依赖负向调节混改与企业绿色技术创新的关系。

2.2. 企业高质量发展相关研究

既往研究认为,企业高质量发展的内涵在于实现五大发展理念[16]、使企业处于更高水平和层次的卓越发展状态[17]、全面增强竞争力、控制力、创新力、影响力和抗风险能力[18]。研究在一定程度上达成统一,即高质量发展是一种新的发展状态,意味着企业对自身价值和社会价值的更高追求。企业高质量发展水平的测度方式,学界尚无定论,既往研究探讨了单一指标替代和构建多维评价体系两种方法,单一指标大多采用全要素生产率;多维评价体系立足高质量发展内涵,基于五大发展理念和经济发展的三大变革进行构建。对于企业高质量发展的影响因素,研究发现,股权激励激发人才的积极性、数字化转型提升资源配置效率、企业家契约精神推动企业创新,这些因素都能助力企业高质量发展,而控股股东股权质押加剧融资约束、企业金融化降低创新投入和产出,对企业高质量发展产生消极影响。

2.3. 混合所有制改革与企业高质量发展相关研究

近年来,学者们开始基于全要素生产率(TFP)衡量的企业高质量发展水平,研究混改对企业高质量发展的影响。陈艳利,戚乃媛[19]从资本配置视角研究发现非国有股东持股和委派董监高提升资本效率从而显著提高国有企业的全要素生产率。范玉仙,张占军[20]实证发现混改有利于提高企业发展质量,公司治理在其中起到积极的中介作用,最优国有持股比例为50%。周志强,李舜[21]认为民资持股有效促进国有混企全要素生产率的提高,民企参与管理决策能增强这一促进作用。曹玉珊,陈哲[22]研究发现国企混改能直接或间接推动企业的高质量发展,供应链协作在其中发挥中介作用。

上述研究为本文奠定了良好基础,但仍存在一些不足。目前少量直接研究混改对企业发展质量影响的文献以TFP衡量国企发展质量,然而,企业高质量发展具有丰富的内涵,应该综合系统地进行测度,充分体现其特征。因此,本文从微观层面对企业高质量发展进行研究,将经济绩效、治理机制与五大新发展理念共同纳入高质量发展衡量指标体系,探究正向混改对地方国有企业发展质量的影响,更能体现新时代对高质量发展的要求、企业与国家战略的紧密联系。在此基础上,本文讨论了地方政府依赖在其中的调节效应,并根据功能界定分类,分别对商业一、二类国有企业进行检验,此外还进一步分析混改对不同行业企业高质量发展产生的效果,以弥补现有文献的不足,为找寻地方国有企业实现高质量发展合适路径提供一定建议。

3. 理论分析与假设提出

首先,当国有资本绝对控股时,政府部门任命的企业高管拥有较大的决策权,在公司治理层面缺乏

相应监督和制衡, 管理者容易谋取私人利益而导致产生企业效率低下、国有资本流失等后果, 阻碍国企的高质量发展进程。通过混改引入非国有股东, 降低国有股权集中度, 形成股东分权控制的格局, 可以改善企业治理结构。非国有股东获得决策参与权, 对国有股东进行高效监督和制衡, 有益于防范国企内部“一股独大”的问题, 从而化解“内部人控制”、监管失效等治理缺陷。此外, 非国资股东更倾向引入灵活多样的激励机制, 以充分发挥经理人的能力, 对企业发展产生积极作用。

其次, 国企的国有属性决定了其要承担一定的政治和社会责任, 经营决策、产品服务定价、资源配置、薪酬管理等都容易受政府行政干预, 这在一定程度上扭曲了国企的经营目标[23], 使得企业过度投资或无效投资, 造成资源浪费, 进而阻碍企业价值创造和高质量发展。在混改过程中, 非国有资本进入国有企业参与生产经营管理, 可以强化企业市场化程度, 进而提高政府干预成本, 弱化政府部门对企业的影响, 在一定程度上减轻国企政策性负担, 提高企业经营效率, 使市场竞争机制在企业内部经营管理中充分发挥作用, 有利于促进国有企业高质量发展。

最后, 非国有资本具有逐利的天性和收益最大化的目标, 在进入国企后, 由于更注重盈利性目标, 会积极关注管理层的投资决策行为, 减少低效投资, 有助于投资效率的提升。推进混合所有制还可以提高国有企业的开放度, 加强与异质性资本的交流合作, 充分利用不同资本的独特性资源, 促进优势互补, 产生资源的协同效应[24]。非国有股东委派管理人员, 可以为企业发展注入新的人才资源, 他们在长期充分的市场竞争中积累了大量先进的市场化管理经验, 能够促进国有企业优化资源配置, 提升市场化管理水平, 更快应对市场变化, 更好把握市场机遇, 为企业的发展创造新的机会, 推动企业的高质量发展。

但是, 非国有股东追求利益最大化, 强烈的逐利动机可能促使其只关注短期的经济绩效, 不愿意承担高风险, 会利用投票权限制公司不可预测性较强的研发创新活动、尽可能减少企业承担环保、公益等社会责任。此外, 非国有资本的加入降低了企业的国有程度, 可能削弱国有企业原有的资源优势和优惠政策等, 因此也有可能对国企的高质量发展产生不利影响。

综上, 非国有股东持股和参与决策可以在企业治理、政策性负担和资源效应等方面产生作用, 这些因素都对企业高质量发展产生重要影响。基于此, 本文提出以下竞争性假设 H1:

H1a: 非国有股东参与促进地方国有企业的高质量发展。

H1b: 非国有股东参与抑制地方国有企业的高质量发展。

在经济发展中, 地方政府承担着两方面政治目标: 一方面, 地方政府负有着就业、养老、稳定社会等多种政策性负担[25], 会利用控制权干预当地国企的经营管理决策, 把这些负担转嫁给企业。另一方面, 地方政府官员有政绩考核和晋升目标, 如果某地国有经济比重过高, 政府实现任期目标过度依赖管辖范围内的国企时, 地方政府的放权意愿就不强, 对辖区内国有企业经营管理的干预会增加, 可能使混改浮于表面, 无法产生预期效果, 从而影响企业的发展质量。基于此, 本文提出假设 H2:

H2: 地方政府对国有企业的依赖在非国有股东参与对地方国有企业高质量发展的作用中具有负向影响。

4. 企业高质量发展指标体系的构建

高质量发展测度体系应当具有全面性, 首先, 企业发展本质以经营业绩为主, 盈利、营运和成长能力都关系到企业的生死存亡; 其次, 改革的经验证明, 国企发展取得的成就离不开企业治理机制的改善, 有效的治理机制是高质量发展的前提保证, 具体包括激励、监督、外部接管和代理权竞争四种机制; 最后, 贯彻新发展理念是实现高质量发展应有之意, 具体而言: 创新发展取决于人力、财力要素投入, 成果产出体现于专利授权; 协调发展既要防范风险, 也要提高资源效率; 绿色发展意味着减少污染, 对环境更友好; 开放发展表现为业务与资本的引进来和走出去; 共享发展既要与企业内部员工共享, 提高员

工薪酬、缩小收入差距，也要通过纳税、捐赠等行为贡献于全社会。因此，本文从经济绩效、治理机制、创新、协调、绿色、开放、共享七个维度入手，参考理论研究和实践应用，考虑科学、典型和数据的可获得性，选取 7 个一级指标、20 个二级指标、35 个三级指标(具体见表 1)。为保证权重设定的科学客观，使用熵权法计算指标权重。最终得出构成企业高质量发展评价指标体系的权重如表 1 所示。

Table 1. High-quality development evaluation index system of state-owned enterprises
表 1. 国有企业高质量发展评价指标体系

一级指标 (权重)	二级指标 (权重)	三级指标(权重)	指标计算或说明	指标 属性
经济绩效 (12.07%)	盈利能力(0.7%)	营业利润率(0.15%)	营业利润/营业收入	正向
		资产报酬率(0.22%)	息税前利润/平均资产总额	正向
		经济增加值率(0.17%)	经济增加值/年度平均总投资额	正向
		成本管控能力(0.16%)	成本费用总额/营业总收入	负向
	成长能力(1.15%)	营业收入增长率(0.81%)	(营业收入本年金额 - 营业收入上年金额)/(营业收入上年金额)	正向
		现金回收率(0.34%)	经营活动产生的现金流量净额/平均资产总额	正向
	营运能力(10.22%)	资产周转率(1.75%)	营业收入/平均资产总额	正向
		存货周转率(8.47%)	营业成本/存货平均占用额	正向
治理机制 (11.46%)	激励机制(5.80%)	高管薪酬占比(5.80%)	高管年度报酬总额/公司总营业收入	正向
	监督机制(4.98%)	独立董事占比(4.98%)	独立董事人数/董事会人数	正向
	外部接管机制(0.13%)	代理问题严重程度(0.13%)	管理费用增长率 = 管理费用本年较上年增长额/管理费用上年金额	负向
	代理权竞争机制(0.55%)	股权集中度(0.55%)	第一大股东持股比例	负向
创新发展 (24.58%)	创新投入(11.12%)	研发经费投入强度(4.93%)	研发经费投入 = 研发支出/营业收入	正向
		创新智力投入力度(6.19%)	研发人员比率 = 研发部门员工人数/员工总数	正向
	创新产出(13.46%)	发明专利授权数(13.46%)	当年公司授权的专利总数	正向
协调发展 (8.88%)	风险防范能力(2.23%)	信用风险控制指数(0.12%)	流动比率 = 流动资产/流动负债	区间
		运营风险控制指数(0.51%)	资产负债率 = 负债总额/资产总额	区间
		违规经营风险(1.16%)	有无违规行为(包括虚构利润、虚列资产、虚假记载、重大遗漏、披露不实等 24 项)	负向
		内部控制指数(0.44%)	博迪内部控制指数	正向
	要素配置效率(0.59%)	全要素生产率(0.59%)	使用 LP 法测算得到	正向
	市场份额(5.94%)	市场占有率(5.94%)	企业营业收入/同行业所有企业营业收入总额	正向
	可持续发展能力(0.13%)	可持续增长率(0.13%)	净资产收益率*收益留存率/(1 - 净资产收益率*收益留存率)	正向
绿色发展 (14.79%)	环保意识(3.52%)	环境管理披露(3.52%)	CSMAR 8 项环境管理情况披露指标量化汇总	正向
	环保合规能力(11.27%)	是否重点污染 监控单位(1.75%)	若是，赋值为 1，否则为 0	负向
		是否有环境违法事件 (0.05%)	若是，赋值为 1，否则为 0	负向

续表

		是否通过 ISO14001 认证 (9.47%)	若是, 赋值为 1, 否则为 0	正向
	经营开放成果(8.50%)	海外业务收入比例(8.50%)	海外市场营业收入/营业总收入	正向
开放发展 (15.66%)		海外关联企业利润(0.46%)	海外关联企业净利润总和	正向
	资本开放水平(7.16%)	前十大股东中是否有海外 股东(6.70%)	若是, 赋值为 1, 否则为 0	正向
		内部收入差距(0.17%)	董监高和其他员工平均薪酬比 = 董监高平均 年薪/其他员工平均年薪	负向
	内部共享(1.39%)	员工薪酬增长率(0.33%)	(本年度人均薪酬 - 上年度人均薪酬)/上年度 人均薪酬 × 100%	正向
共享发展 (12.56%)		年就业人数增长率(0.89%)	(本年度员工总人数 - 上一年度员工总人数)/ 上一年度员工总人数 × 100%	正向
		税收贡献水平(1.09%)	每股税收贡献 = 年缴纳税金及附加/股份总数	正向
		社会捐赠(8.87%)	(公益性捐赠额 + 非公益性捐赠额)/营业收入	正向
	社会共享(11.17%)	每股社会贡献值(1.21%)	(净利润 + 所得税费用 + 税金及附加 + 应 付股利 + 支付给职工以及为职工支付的现金 + 应付职工薪酬 + 财务费用)/期末总股数	正向

5. 样本选取、数据来源与模型构建

5.1. 样本选择与数据来源

党的十八大以来, 混合所有制改革加速推进, 因此, 本文选取我国沪深 A 股上市、实际控制人性质为国有、前十大股东中存在非国有股东的公司作为初选样本, 共计 667 家, 收集其 2012~2021 年年报数据, 再剔除金融类企业、ST、*ST 公司和数据缺失的样本, 得到 5770 个样本值, 并对变量在 1% 的水平上进行缩尾处理。企业数据来自 CSMAR 数据库。使用软件 Stata17.0 分析数据。

5.2. 变量选择及定义

1. 企业高质量发展(Hqd)。使用前文构建的企业高质量发展指标体系计算得分结果进行衡量。
2. 国有企业正向混合所有制改革(Nonstate1、Nonstate2)。国企混改主要有引入非国有股东调整股权结构和非国有股东委派董监高参与治理两种方式, 因此, 本文选取前十大股东中非国有股东持股所占比例(Nonstate1)和非国有股东委派董监高人员数量(Nonstate2)从股权结构和参与治理两个角度衡量混改。
3. 调节变量: 地方政府对国有企业的依赖(GovDep), 参考孙健慧等[15]的研究, 使用《中国分省份市场化指数报告》中的“非国有经济发展”的倒数来衡量。
4. 控制变量: 参考相关文献, 选取公司特征变量及年份、所处行业作为控制变量, 各变量的具体定义和测量方式如表 2 所示。

5.3. 模型构建

基于前文的理论分析与研究假设, 本文设计了以下两个待检验的回归模型。为检验假设 H1 非国有股东参与和地方国有企业高质量发展之间的关系, 设计基准模型如下:

$$Hqd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Nonstate_{it} + \sum \alpha_i control_{it} + Year + Ind + \epsilon_{it} \quad (1)$$

为检验 H2 地方政府对国有企业依赖在非国有股东参与和地方国企高质量发展关系中的调节作用，设计模型如下：

$$Hqd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Nonstate_{it} + \alpha_2 Nonstate_{it} * GovDep_{it} + \alpha_3 GovDep_{it} + \sum \alpha_i control_{it} + Year + Ind + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Table 2. Variable description
表 2. 变量说明

变量类型	变量名称	符号	定义或衡量方式
被解释变量	企业高质量发展	Hqd	采用熵权法构建综合指标
解释变量	非国有股东参与	Nonstate1	前十大股东中非国有股份持股数之和/前十大股东总持股数
		Nonstate2	非国有股东委派董监高数量
调节变量	地方政府对国有企业的依赖	GovDep	“非国有经济发展”得分的倒数
控制变量	企业规模	Size	资产总额的自然对数
	上市年数	Age	ln(Year - 企业上市年份 + 1)
	企业价值	Tobin_q	市值/总资产
	董事会规模	Bsize	董事会总人数的自然对数
	两职合一	Dual	若董事长兼任 CEO 取 1，否则为 0
	年份虚拟变量	Year	处于当年取值为 1，否则为 0
	行业虚拟变量	Ind	处于该行业取值为 1，否则为 0

6. 实证检验

6.1. 描述性统计

对变量进行描述性统计，结果如表 3 所示。企业高质量发展的均值为 0.160，标准差为 0.071，表明我国地方国有上市公司整体的高质量发展水平还较低。最高值为 0.361，最低值为 0.060，相差较大，说明企业间的高质量发展水平差异较大。解释变量非国有股东持股的均值为 0.219，标准差为 0.205，非国有股东委派董监高人数的均值为 0.384，标准差为 1.020，样本差异较大，表明我国上市地方国企混改程度差异较大。

Table 3. Descriptive statistics
表 3. 描述性统计

Variable	Mean	Min	Max	p50	SD
Hqd	0.160	0.060	0.361	0.153	0.071
Nonstate1	0.219	0.016	0.977	0.144	0.205
Nonstate2	0.384	0	6	0	1.020
Size	22.82	20.19	26.21	22.71	1.301
Age	2.819	1.099	3.367	2.944	0.425
Tobin_q	1.709	0.822	7.088	1.339	1.090
Bsize	2.191	1.609	2.708	2.197	0.200
Dual	0.118	0	1	0	0.323

6.2. 基准回归

本文采用固定效应模型进行回归检验, 结果如表 4 第(1)、(2)列所示, 非国有股东持股(Nonstate1)的回归系数为 0.072, 非国有股东委派董监高(Nonstate2)的回归系数为 0.057, 均在 1%水平上显著, 表明非国有股东持股和参与治理显著促进了地方国有企业高质量发展, 研究假设 H1a 得到验证。

加入调节变量地方政府对国有企业依赖(GovDep)后的回归结果如表 4 第(3)、(4)列所示, 非国有股东持股比例与地方政府对国有企业依赖交乘项的回归系数为-0.041, 非国有股东委派董监高人数与地方政府对国有企业依赖交乘项的回归系数为-0.057, 分别在 5%和 1%水平上显著, 说明地方政府对国有企业依赖在非国有股东参与和地方国有企业高质量发展的关系中有负向调节作用, 研究假设 H2 得到验证。

Table 4. Baseline regression and moderating effect regression results
表 4. 基准回归和调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Nonstate1	0.072*** (0.026)		0.065*** (0.025)	
Nonstate2		0.057*** (0.018)		0.044** (0.018)
GovDep			-0.022 (0.021)	-0.019 (0.021)
Nonstate1*GovDep			-0.041** (0.018)	
Nonstate2*GovDep				-0.057*** (0.022)
Size	0.235*** (0.045)	0.236*** (0.046)	0.241*** (0.045)	0.239*** (0.046)
Age	0.002 (0.054)	0.015 (0.055)	0.000 (0.054)	0.006 (0.054)
Tobin_q	0.050*** (0.017)	0.055*** (0.017)	0.051*** (0.017)	0.052*** (0.017)
Bsize	-0.104*** (0.020)	-0.107*** (0.020)	-0.104*** (0.020)	-0.106*** (0.020)
Dual	-0.021* (0.012)	-0.020 (0.012)	-0.021* (0.012)	-0.020 (0.012)
Constant	-0.142*** (0.048)	-0.144*** (0.048)	-0.143*** (0.049)	-0.150*** (0.049)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5770	5770	5770	5770
Adj-R ²	0.145	0.144	0.145	0.145

***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; 括号内数值为稳健标准误, 后各表同。

6.3. 内生性检验与稳健性检验

针对模型设定可能存在内生性问题，本文采用工具变量法，借鉴杨兴全等[26]的研究，使用非国有股东参与的年度行业平均值作为工具变量。该值一方面与企业中非国有股东参与有较强的内在关联，另一方面不受某个企业发展质量的影响，可以作为工具变量。采用 2SLS 进行回归估计，第一阶段回归结果 F 值远大于 10，拒绝了弱工具变量假设；第二阶段回归结果表明，缓解了内生性问题后，非国有股东参与对地方国有企业的促进效果依然显著(回归结果限于篇幅未列出，备索)。

为验证回归结果的稳健性，本文采取多种方法进行检验，包括：对解释变量滞后一期重新进行检验，缓解因果互置问题；替换解释变量，以第一大非国有股东持股比例衡量股权结构维度的混改，以非国有股东委派的董监高所占比例衡量参与治理维度的混改，缓解变量测量误差影响；使用安慰剂检验排除某些随机因素的影响，实证结果均表明本文的估计结果具有稳健性。

6.4. 异质性检验

2015 年国资委发布《关于国有企业功能界定和分类的指导意见》，对国企实行分类改革。其中，商业一类国企所处行业竞争充分，目标是提高国有经济活力、促进国资保值增值，要积极引入其他资本；商业二类国企所处领域关系国家安全和国民经济命脉，要保证国有资本控股，鼓励非国有资本参股。由于公益类企业混改程度较低且样本量少，本文仅讨论商业类国企。为了探究非国有股东参与对地方国有企业高质量发展的影响在不同功能界定企业间的差异，本文引入功能界定哑变量，将商业一类企业取值为 0，商业二类企业取值为 1，用模型(1)进行分组回归，结果如表 5 所示。由第(1)、(2)列可知，在商业一类企业样本中，Nonstate1 的回归系数为 0.056，Nonstate2 的回归系数为 0.053，分别在 5%和 1%水平上显著；由第(3)、(4)列可知，在商业二类企业样本中，解释变量的回归系数在统计上不显著，表明非国有股东参与对地方国有企业高质量发展的促进作用主要体现在商业一类企业。这可能是由于商业一类国企所处行业竞争充分，企业想要在激烈的竞争中生存发展，更愿意引入非国有股东。较高的市场化程度也使企业不易受政府干预，非国有股东更容易参与到企业经营决策中，发挥治理作用。

Table 5. Regression results of the function-defined heterogeneity
表 5. 功能界定异质性的回归结果

	商业一类企业		商业二类企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Nonstate1	0.056** (0.028)		0.095 (0.060)	
Nonstate2		0.053*** (0.019)		0.071 (0.071)
Constant	-0.078 (0.053)	-0.076 (0.053)	-0.322** (0.137)	-0.345** (0.134)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4635	4635	974	974
Adj-R ²	0.154	0.104	0.155	0.102

6.5. 进一步讨论

2017 年，党的十九大首次提出了高质量发展的概念，因此，本文以 2017 年作为时间节点，将 2017 年以前的样本定义为政策提出前样本，取值为 0；将 2017 年及以后的样本定义为政策提出后样本，取值为 1，利用模型(1)进行分组回归分析，结果如表 6 所示。由第(1)、(2)列可知，在 2017 年高质量发展概念提出前，非国有股东持股比例(Nonstate1)和非国有股东委派董监高人数(Nonstate2)的回归系数在统计上不显著；由第(3)、(4)列可知，在 2017 年高质量发展概念提出后，非国有股东持股比例(Nonstate1)的回归系数为 0.087，非国有股东委派董监高人数(Nonstate2)的回归系数为 0.104，分别在 5%和 1%水平上显著，表明在 2017 年高质量发展的概念提出后，混改对企业高质量发展产生了显著促进作用。

Table 6. The concept of high-quality development puts forward the regression results before and after comparison
表 6. 高质量发展概念提出前后对比的回归结果

	概念提出前		概念提出后	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Nonstate1	-0.019 (0.035)		0.087** (0.040)	
Nonstate2		0.007 (0.036)		0.104*** (0.025)
Constant	-0.200*** (0.063)	-0.192*** (0.064)	-0.009 (0.028)	-0.007 (0.028)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2893	2893	2877	2877
Adj-R ²	0.063	0.063	0.063	0.068

按照《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》对企业进行所处行业门类划分，对商业一类国有企业进行进一步回归讨论，结果发现，非国有股东持股显著促进了地方国有租赁和商务服务业企业、批发和零售业企业的高质量发展，非国有股东委派董监高显著促进了地方国有制造业企业、批发和零售业企业的高质量发展。而在其他门类的商业一类企业中，回归结果并不显著，非国有股东参与对这些行业企业高质量发展的促进效果可能不明显。

对商业二类企业展开进一步分析，使用高质量发展的 7 个维度数据分别进行回归，结果发现非国有股东持股对商业二类地方国企的经济绩效、创新发展有显著促进作用，非国有股东委派董监高参与治理对商业二类地方国有企业的共享发展有显著促进作用，而在治理机制、协调发展、绿色发展、开放发展方面没有显著影响，这可能为如何提高商业二类地方国有企业的发展质量指出方向。

7. 结论与建议

7.1. 结论

本文以沪深 A 股地方国有上市公司 2012~2021 年数据为样本，实证检验主要得出以下结论：1. 党的十八大以来加速推进混改后，尤其是自 2017 年高质量发展概念提出以来，正向混改有助于促进地方国企实现

高质量发展, 该作用在商业一类国企中的效果更加明显; 2. 当地政府对企业的依赖会抑制上述作用的发挥, 即地方政府对国企依赖程度越高则正向混改对地方国企高质量发展的促进作用越不明显。

7.2. 建议

鉴于上述研究结论, 本文提出如下建议: 首先, 新一轮的混合所有制改革要以高质量发展要求和新发展理念为指导, 紧随国家战略部署, 在国企内部积极引入合适的非国有股东, 通过持股、委派董监高参与高层管理的方式使不同性质资本相互制衡、相互融合, 充分发挥不同资本在治理、资源等多方面的优势, 不断激发国有企业活力。从绩效、创新、开放、绿色、共享等多维度同时入手, 多管齐下整体长远提升国有企业发展质量水平。其次, 充分认识到地方政府对国有企业依赖的负面影响, 加强制度建设, 为发展营造健康良好的外部环境, 增强企业家信心, 大力发展非公有制经济, 降低地方政府对国企的依赖, 提升非国有企业参与混改的动力, 缓解地方政府行政干预给混改和高质量发展带来的不利影响。最后, 结合不同行业竞争战略下国有企业特征, 根据发展需求设定恰当目标, 采取不同方式分类深化改革, 立足商业一类国有企业混改主阵地, 加大股权开放力度, 积极大胆引入非国有资本, 使企业经营更加市场化; 在商业二类国企中, 通过混改引入市场机制以提高企业效率, 放大国资功能, 以更低的成本创造更高的社会效益, 助力国有企业的高质量发展。

基金项目

扬州大学商学院研究生创新项目“国企混改与企业高质量发展研究”(项目编号: SXYYJSKC202325)。

参考文献

- [1] 易阳, 蒋肱, 刘庄, 辛清泉. 政府放权意愿、混合所有制改革与企业雇员效率[J]. 世界经济, 2021, 44(5): 130-135.
- [2] 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.
- [3] 孙鲲鹏, 方明月, 包家昊. 如何“混改”更好——国企混合所有制股权组合模式对企业绩效的影响[J]. 财贸经济, 2021, 42(6): 87-103.
- [4] 汪平, 邹颖, 兰京. 异质股东的资本成本差异研究——兼论混合所有制改革的财务基础[J]. 中国工业经济, 2015(9): 129-144.
- [5] 祁怀锦, 于瑶, 刘艳霞. 混合股权制衡度与真实盈余管理行为[J]. 审计与经济研究, 2020, 35(5): 63-74.
- [6] 逯东, 黄丹, 杨丹. 国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 119-141.
- [7] 刘汉民, 齐宇, 谢晓晴. 股权和控制权配置: 从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究[J]. 经济研究, 2018, 53(5): 175-189.
- [8] 赵立彬, 杨丽娇. 混合所有制改革、控制权重新配置及其经济后果——基于白药控股混改案例研究[C]//中国管理现代化研究会, 复旦管理学奖励基金会, 武汉纺织大学会计学院. 第十四届(2019)中国管理学年会论文集. 2019: 183-191.
- [9] 马连福, 张晓庆. 非国有股东委派董事与国有企业二元创新——投资者关系管理的调节作用[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(1): 88-103.
- [10] 许晨曦, 刘肖楠, 孟大虎. 国有企业混合所有制改革、企业管理效率与创新可持续性[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2023, 38(4): 89-100.
- [11] 孙博文, 张政. 国有企业混合所有制改革的碳减排效应及其机制分析——基于中国工业企业污染数据库的微观证据[J]. 改革, 2021(7): 75-90.
- [12] 简冠群, 高颖. 非国有股东治理与国有企业社会责任[J]. 财会月刊, 2023, 44(4): 144-151.
- [13] 任广乾, 徐瑞, 刘莉, 薛坤坤. 制度环境、混合所有制改革与国有企业创新[J]. 南开管理评论, 2023, 26(3): 53-63.
- [14] 张世宇, 张勇, 陈丽娜. 非国有股东治理与企业财务风险——基于国有企业混合所有制改革的经验证据[J]. 财政科学, 2023, 85(1): 85-103.
- [15] 孙健慧, 王淑蓓, 张海波. 混合所有制改革促进绿色技术创新了吗——兼论地方政府依赖的影响[J]. 会计之友,

2023(5): 143-149.

- [16] 师博, 张冰瑶. 新时代、新动能、新经济——当前中国经济高质量发展解析[J]. 上海经济研究, 2018(5): 25-33.
- [17] 黄速建, 肖红军, 王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 中国工业经济, 2018(10): 19-41.
- [18] 刘瑞, 郭涛. 高质量发展指数的构建及应用: 兼评东北经济高质量发展[J]. 东北大学学报(哲学社会科学版), 2020, 22(1): 31-39.
- [19] 陈艳利, 戚乃媛. 非国有股东治理与国有企业高质量发展——基于资本配置的视角[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(5): 124-144.
- [20] 范玉仙, 张占军. 混合所有制股权结构、公司治理效应与企业高质量发展[J]. 当代经济研究, 2021(3): 71-81.
- [21] 周志强, 李舜. 民企参与对国有混企高质量发展的影响[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2020, 23(1): 66-74.
- [22] 曹玉珊, 陈哲. 混合所有制改革、供应链协作与企业高质量发展——基于国有上市公司的实证分析[J]. 财经理论与实践, 2023, 44(4): 10-17.
- [23] 廖冠民, 沈红波. 国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理[J]. 中国工业经济, 2014(6): 96-108.
- [24] 何瑛, 郭家荣, 陈文晖. 混改情境中非控股股东参与治理如何影响企业风险承担? [J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(2): 79-93.
- [25] 潘红波, 余明桂. 支持之手、掠夺之手与异地并购[J]. 经济研究, 2011, 46(9): 108-120.
- [26] 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): 93-107.