

国企混改与投资灵活性

彭牧泽¹, 靳庆鲁²

(1. 浙江工商大学 会计学院, 浙江 杭州 310018; 2. 上海财经大学 会计与财务研究院, 上海 200433)

摘要: 发展混合所有制经济是国家在新时期深化国有企业改革与提高市场化程度的重要举措, 而投资灵活性是对公司投资决策机制市场化程度的反映。文章研究发现, 混合所有制改革可以显著提高国有上市公司的投资灵活性。机制分析表明, 混合所有制改革对公司投资灵活性的影响源于改革过程中的两种效应, 即治理提升效应和资源抑制效应, 前者总体上占优于后者。混合所有制改革最终提高了国有企业的实物期权价值和总体市场价值。文章的研究从市场化投资机制的视角增进了对国企混改经济后果的理解, 也为政府部门进一步深化国有企业改革与发展混合所有制经济提供了参考。

关键词: 混合所有制改革; 投资灵活性; 市场化机制

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2024)03-0109-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230316.102

一、引言

国有企业混合所有制改革(简称“国企混改”)是当前国有企业改革的重要方向, 也是我国宏观经济体制改革的中心环节。国企混改工作自党的十八大以来加速推进, 其政策体系在经历了多个重要改革阶段后逐步形成, 并进入重要深化阶段。截至 2021 年, 中央企业中混合所有制企业占比超过了 70%; 各地方国资委也积极推进国企混改进程, 地方国有企业中混合所有制企业占比达到 54%, 多个省市相继出台国企改革的重要文件。^①而在过去的混合所有制改革中存在国企重“混”轻“改”的问题, 当前国企混改的痛点是混而不改。国企改革三年行动方案明确提出了“积极稳妥深化混合所有制改革”的要求, 其中“深化”即指要避免国企重“混”轻“改”问题, 要求已经完成股权层面混改的国有企业更多地关注市场化机制建设, 最终实现提高国企效率的目标。

国有经济是我国经济发展的重要支柱与中坚力量, 而在产权配置和内部治理等方面, 国有企业仍存在许多难点问题亟待解决。例如, 许多国有企业存在经营效率低的问题(姚洋和章奇, 2001; 林毅夫和李志赞, 2004; 陈冬华等, 2005; 辛清泉等, 2007)。国有企业经营效率低的主要原因在于: 一是政策性负担较重(Boycko 等, 1996; Lin 等, 1998; 林毅夫和李志赞, 2004); 二是所有者缺位等导致代理问题比较严重(Laffont 和 Tirole, 1993; 李寿喜, 2007), 总体表现为国有企业

收稿日期: 2022-10-12

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(72032003); 高等学校学科创新引智计划资助项目(B18033); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790094); 上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJY-2022-304)

作者简介: 彭牧泽(1994—), 女, 江苏徐州人, 浙江工商大学会计学院讲师;

靳庆鲁(1972—)(通讯作者), 男, 山东菏泽人, 上海财经大学会计学院教授、会计与财务研究院研究员。

① 资料来源:《国企混改“改”出新天地》, <http://finance.people.com.cn/n1/2021/0817/c1004-32195787.html>。

的市场化特征不足。近年来,深圳市属国有企业不仅发展快、规模大,而且直管的数十家企业均盈利状况良好,其中成立于 2004 年的深投控成为深圳国资系首家进入世界 500 强的企业。中国城市发展研究会副秘书长刘正山接受采访时表示,深圳国资能够取得今天的成就,市场化改革是关键原因之一,市场经济发达国家也有不少经营效益良好的国有企业,主要原因在于将国有企业真正办成了市场化的企业。^①

我国国有企业混合所有制改革正是希望通过引入非国有股东,解决经营效率低的问题,增强国有企业的市场化特征,最终提升经营实力和影响力,强化国有企业的经济主力军作用。国有企业市场化是指让国有企业更充分地参与市场竞争,以市场需求为导向,以竞争的优胜劣汰为手段,实现资源合理配置。在市场竞争中,企业往往以价值最大化为目标,而投资是企业价值的重要决定因素。根据资本逐利规律,公司会根据投资机会调整投资规模与方向,以此提高公司价值(Zhang, 2000; Biddle 等, 2001)。过去我国国有企业因国有产权属性而导致逐利动机不足,因管理层代理问题而导致投资择机性与灵活性不强,因而资本逐利规律在国有企业投资决策中难以充分发挥作用。在混合所有制改革实施后,资本逐利规律在投资运营中的体现可以反映国有企业经营投资机制的市场化程度。在此意义上,本文研究混合所有制改革对国有企业投资灵活性的影响具有重要的理论与现实价值。

在混合所有制改革背景下,混改国企在内部建立和完善市场化治理机制,可以使逐利动机较强的非国有股东充分参与公司经营和治理,通过缓解政策性负担和管理层代理问题形成治理提升效应(刘运国等, 2016; 张辉等, 2016; 蔡贵龙等, 2018),促进资本逐利规律在国有企业投资过程中得到充分体现。但同时,国有股东持股比例下降可能导致国有企业在融资与其他资源方面的约束增加(余明桂等, 2019),通过资源抑制效应对国有企业投资灵活性产生负面影响。本文以 2007—2021 年沪深 A 股国有上市公司为样本,研究发现国有企业实施混合所有制改革可以显著提高公司投资灵活性。机制分析表明,国企混改同时具有治理提升效应和资源抑制效应,总体上前者占优于后者。混合所有制改革对国有企业投资灵活性的正向影响在治理提升效应较强(即混改后建立市场化治理机制)和资源抑制效应较弱(即混改后政府补助未显著减少)的国企样本中更加显著。经济后果检验表明,混合所有制改革可以显著提高国有企业的实物期权价值和总体市场价值。

本文的研究贡献体现在:第一,基于混合所有制改革提高国企经营机制市场化程度这一重要目的,聚焦于体现投资机制市场化程度的公司投资灵活性,这高度契合国有企业混合所有制改革的初衷,为国企混改领域研究提供了基于经营机制市场化的视角和证据。第二,本文发现国企混改同时具有治理提升效应和资源抑制效应,只是前者占优于后者,这为过去国企混改领域存在的分歧提供了解释。第三,本文以公司投资机制为切入点,研究国企混合所有制改革在两种不同效应下对公司投资决策的影响,所得结论可为政府部门提供借鉴,以便更好地评估混合所有制改革在市场化机制建设层面的经济成效,进一步深化国有企业改革。

二、假说提出

传统公司估值模型主要以股息或剩余收益作为分析基础(Ohlson, 1995),将公司价值看作是股息或剩余收益折现值的线性函数,没有考虑公司经营投资决策的影响。Zhang(2000)的研究表明,公司投资决策并不是与会计信息无关的线性随机过程,而是取决于公司经营效率或投资

^① 资料来源:《深圳国资“出圈”背后:国企如何在市场化环境中崛起?》, <https://www.huxiu.com/article/432185.html>。

机会。Zhang(2000)通过引入投资动态假定,即公司投资决策遵循资本逐利规律,提出公司选择清算或扩张时所产生的价值构成了公司的期权价值,公司价值等于稳定状态所蕴含的价值加上投资选择权所具有的价值,并推演出公司权益价值与盈余和账面价值之间的凸增关系,提出了实物期权公司估值理论模型。

Zhang(2000)提出的实物期权公司估值理论模型的核心思想主要体现了资本逐利规律,反映了公司的投资灵活性。具体而言,资本逐利规律强调在充分的逐利动机下,公司未来的投资活动应取决于公司的投资机会,当发展前景较好时,管理层应及时抓住好的投资机会,扩大投资规模;当投资机会变差时,管理层应及时缩减投资规模,防止损失发生或持续。投资灵活性即是对上述过程中公司投资和投资机会之间敏感性关系的刻画,投资灵活性较高的公司可以及时根据投资机会来调整投资决策,从而实现公司的经济目标。在完全市场条件下,公司投资决策完美符合资本逐利规律,因而公司投资灵活性可以反映公司经营决策的市场化程度。投资灵活性越高表明公司在投资决策中越关注投资机会,公司经营投资机制的市场化程度就越高。

过去我国国有企业的产权性质和内部代理问题导致其逐利动机不足且投资择机性较差,造成资本逐利规律在国有企业中难以充分发挥作用。一方面,国有企业同时具有商业类和公益类的特点,商业类功能的主要目标是实现国有资产保值和增值,公益类功能的主要目标则是保障民生和服务社会。这使国有企业往往承担促进就业、保障社会稳定以及带动产业或当地经济发展等政策性负担(Lin和Tan, 1999; 林毅夫和李志赞, 2004)。另一方面,由于所有者缺位和国企高管的“准官员”性质(杨瑞龙等, 2013),对国企管理层缺乏有效监督,当因薪酬限制等因素而无法得到充分激励时(陈冬华等, 2005),国企高管会选择自利程度更高而非对企业而言最优的投资策略(John等, 2008; 金宇超等, 2016)。因此,政策性负担和管理层代理问题会导致国企投资决策中的逐利动机不足,在盈利能力较好时不能及时扩大投资规模,在盈利能力较差时反而可能维持原有投资规模,使得国有企业投资灵活性较低,这正是造成国有企业经营效率低的重要原因。

国有企业在混改后更有动机在内部进行市场化机制建设,本文将这种影响称为治理提升效应。例如,集成电路龙头公司北方华创自2018年入选“双百行动”综合改革试点企业后,新一届董事会中实现了外部董事占多数席位的结构设置,其中外部董事共六名,包括两名非控股股东委派的董事。此外,北方华创还积极试点职业经理人制度,取消高管的行政级别,推行董事长和职业经理人薪酬与业绩的“双对标”。在这些市场化机制下,具有较强经济动机的非国有股东可以充分参与和影响公司投资决策,市场化的薪酬治理机制也会使管理层更关注企业绩效与投资回报,从而有效缓解政策性负担和管理层代理问题(郝阳和龚六堂, 2017; 蔡贵龙等, 2018),增强国有企业投资中的逐利性。在此意义上,混合所有制改革可以促进资本逐利规律在国有企业投资决策中发挥作用,使国有企业更好地根据投资机会做出投资决策,提高国有企业的投资灵活性。

而在实施混合所有制改革后,国有股东持股比例下降也可能削弱国有企业原有的资源优势(余明桂等, 2019),本文将这种影响称为资源抑制效应。承担政策性负担会影响国有企业的经营效率,但也会给国有企业带来税收、政府补助以及融资等方面的政策优惠(Shleifer和Vishny, 1997; 廖冠民和沈红波, 2014)。国有企业与政府之间的持股关系和政府给国有企业的优惠政策起到为企业贷款提供隐性担保的作用(孙铮等, 2005, 2006)。在混合所有制改革中,随着国有股东持股比例的下降和政策性负担的减轻,国有企业在融资方面的“隐性担保”会被削弱,获得的政府补助、税收减免等也会减少(韩朝华和戴慕珍, 2008)。由于公司投资决策会受到融资条件

等因素限制,在混合所有制改革可能带来的资源约束下,混改国企在投资决策中不仅要考虑投资机会,还要考虑资源约束问题。这会弱化公司投资和投资机会之间的敏感性关系,对公司投资灵活性产生负面影响。

综上所述,混合所有制改革的治理提升效应和资源抑制效应会对国有企业投资灵活性产生不同甚至方向相反的影响,最终影响结果取决于两种效应的相对大小。在治理提升效应和资源抑制效应不同的相对水平下,国企混改对公司投资灵活性可能存在正向影响、无影响和负向影响三种情况。由此,本文提出以下假说:

假说 1a: 混合所有制改革会提高国有企业的投资灵活性。

假说 1b: 混合所有制改革不影响国有企业的投资灵活性。

假说 1c: 混合所有制改革会降低国有企业的投资灵活性。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文以 2007—2021 年沪深两市 A 股国有上市公司为研究样本,其中国有上市公司财务数据以及公司前十大股东性质与持股比例数据来自国泰安数据库。样本起始年份选择 2007 年是为了排除该年度会计准则变动对公司财务数据的影响。根据以往文献,由于金融行业上市公司的经营特征和财务数据与其他行业公司之间缺少可比性,本文剔除了金融行业国有上市公司样本。此外,本文还剔除了研究变量数据缺失的样本,最终得到 11 725 个公司—年度观测值。为了缓解极端值的影响,本文对连续变量进行了上下 1% 缩尾处理。

(二) 模型设定

本文借鉴陈信元等(2013)以及靳庆鲁等(2015)的研究,采用以下模型来检验研究假说:

$$INV_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Growth_t + \alpha_2 Mixown_{t+1} + \alpha_3 Mixown_{t+1} \times Growth_t + \alpha_4 Size_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 Cash_t + \alpha_7 Age_t + \alpha_8 Shrcr1_t + \alpha_9 MF_t + \alpha_{10} Board_t + \alpha_{11} Analyst_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, INV 表示公司的资本支出,使用公司下一年度的现金流量表项目计算,资本支出=(构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额)/期初总资产(Biddle 等, 2009; 辛清泉等, 2007; 陈信元等, 2013)。 $Growth$ 表示公司营业收入增长率,衡量公司投资机会的好坏(靳庆鲁等, 2015),其回归系数及显著性即表示公司投资与投资机会之间的敏感程度,回归系数显著性越高,公司投资灵活性越高。

参考郝阳和龚六堂(2017)以及叶永卫和李增福(2021)的研究,本文以是否存在混合股权结构($Mixown$)来衡量国企混改。本文判定国有上市公司持股比例最高的前十大股东的产权性质,将认定为非国有股东的前十大股东持股比例相加,得到国有上市公司前十大股东中非国有股东持股比例之和。若国有上市公司前十大股东中非国有股东持股比例之和大于 10%,则 $Mixown$ 取值为 1, 否则为 0。本文以 10% 作为分界点的原因在于,我国《公司法》规定,“单独或者合计持有公司 10% 以上股份的股东有权向董事会请求召开临时股东大会”。这意味着当国有上市公司的前十大股东中非国有股东持股比例超过 10% 时,非国有股东在公司经营中的话语权较大,此时公司的混合股权结构更符合混合所有制改革中引入战略投资者和积极股东的目的(何瑛和杨琳, 2021)。

为了减少可能存在的内生性影响,本文对投资水平变量 INV_{t+1} 和混合股权结构 $Mixown_{t+1}$ 取 $t+1$ 期数据,对其他变量取 t 期数据。具体含义为,公司根据 t 期的投资机会指标($Growth_t$)做出

$t+1$ 期的投资决策 (INV_{t+1}), 此时投资决策会受到 $t+1$ 期混合所有制改革的影响 ($Mixown_{t+1}$)。交互项 $Mixown_{t+1} \times Growth_t$ 的回归系数表示国有上市公司混合所有制改革对公司投资和投资机会之间关系的调节效应, 即对公司投资灵活性的影响。若假说 1a 成立, 则交互项的回归系数显著为正; 若假说 1b 成立, 则交互项的回归系数不具有显著性; 若假说 1c 成立, 则交互项的回归系数显著为负。

由于公司规模 ($Size$)、资本结构 (Lev)、现金流水平 (CF)、上市年龄 (Age) 和融资约束程度 (KZ) 会影响公司资本决策与投资支出 (Richardson, 2006), 本文在回归模型中控制了这些变量。由于政府对国有企业的混合所有制改革会因公司特征不同而存在差异 (Dinc 和 Gupta, 2011), 本文将公司股权结构变量 ($Shrcr1$) 纳入回归模型中。本文还将衡量公司内部治理水平的管理费用 (MF) 和董事会规模 ($Board$), 以及发挥监督作用的分析师跟踪 ($Analyst$) 作为控制变量。本文在模型 (1) 中控制了年份与行业固定效应, 回归中 t 值经异方差修正。本文变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量符号	变量定义
INV	公司资本投资, 等于(构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额)/期初总资产
$Growth$	公司投资机会, 用营业收入增长率衡量
$Mixown$	公司混合股权结构, 若公司前十大股东中非国有股东持股比例超过10%则取值为1, 否则为0
$Size$	公司规模, 用总资产的自然对数衡量
Lev	公司负债水平, 用资产负债率衡量
CF	公司现金流水平, 等于公司经营活动现金流量净额除以营业收入
Age	公司上市年龄, 等于年份减去上市年份
KZ	公司融资约束程度, 参照Kaplan 和 Zingales(1997)的研究, 用KZ指数衡量
MF	公司管理费用, 等于管理费用除以营业收入
$Shrcr1$	公司股权结构, 用第一大股东持股比例衡量
$Board$	公司董事会规模, 用董事会人数衡量
$Analyst$	分析师关注度, 用分析师跟踪人数的自然对数衡量

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表 2 报告了本文假说的实证检验结果。列 (1) 结果显示, 在未加入混合所有制改革变量与交互项的情况下, $Growth$ 的回归系数为 0.006, t 值为 4.86, 在 1% 的水平上显著为正。这表明国有企业的投资机会 $Growth_t$ 与下一期资本投资水平 INV_{t+1} 显著正相关。列 (2) 结果显示, 交互项 $Mixown_{t+1} \times Growth_t$ 的回归系数为 0.007, t 值为 2.85, 在 1% 的水平上显著为正。这表明混合所有制改革强化了国有企业下一期投资支出与投资机会之间的正相关关系, 提高了国有企业的投资灵活性, 由此支持了本文假说 1a。

(二) 稳健性检验

1. 改变度量方法

本文分别改变国有上市公司投资水平、投资机会和混合所有制改革的度量方法来检验实证结果的稳健性。第一, 借鉴靳庆鲁等 (2012) 以及靳庆鲁等 (2015) 的研究, 本文使用不包含购买处置子公司的狭义资产投资替换原投资变量, 定义新的公司资本支出变量 $INV2_{t+1}$, 资本支

出=(构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/(前期固定资产净额+无形资产净额)。第二,参考公司投资敏感性相关研究,本文使用 *Tobinq* 指标替换原指标来度量公司投资机会(Baker 等, 2003; 陈信元等, 2013)。第三,参考郝阳和龚六堂(2017)以及叶永卫和李增福(2021)的做法,本文定义连续变量 *Mixown2*, 其表示前十大股东中非国有股东持股占前十大股东持股的比例。在改变变量的度量方法之后,根据表 3 中列(1)至列(3)的结果,本文研究结论不变。

2. 排除前期交易影响

为了更好地提高国有企业经营效率和顺利推进混合所有制改革,在正式实施混合所有制改革,引入非国有股东和建立市场化治理机制之前,部分国有企业可能提前进行一些经营调整,如债务重组等。由于这些交易对国有上市公司后期投资决策可能存在持续性影响,为了排除国企混改前交易调整事项对实证结果的干扰,本文删除前期曾发生并购重组交易的国有上市公司样本,对模型(1)重新进行回归以进一步检验本文假说。表 3 中列(4)删除了前一期存在并购重组事项的国有上市公司样本,列(5)删除了前一期或当期存在并购重组事项的国有上市公司样本,结果保持稳健。

3. Heckman 两阶段检验

为了尽量排除可能存在的内生性问题,本文采用 Heckman 两阶段模型来重新检验研究假说。在第一阶段 *Probit* 模型中,参照 Fan 等(2013)以及蔡贵龙等(2018)的研究,本文使用是否曾作为租界 *TERRITORIES* 和港口数量 *SEA_PORT* 作为工具变量。其中,若国有企业所在省份在鸦片战争后曾作为租界,则 *TERRITORIES* 取值为 1, 否则为 0; *SEA_PORT* 则使用国有企业所在省份的沿海港口数量来度量。在曾作为租界和港口数量较多的地区,政府放权意愿较强,政府放权意愿会影响当地国有企业的混合所有制改革(蔡贵龙等, 2018); 而在本文样本期间,国有企业的投资决策或投资灵活性不太可能直接受到 *TERRITORIES* 和 *SEA_PORT* 的影响。由此,两个变量满足对工具变量的相关性和外生性要求。表 4 的两阶段回归结果验证了本文研究结论的稳健性。

表 2 基准回归分析

	(1)	(2)
	INV_{t+1}	INV_{t+1}
$Growth_t$	0.006*** (4.86)	0.002 (1.45)
$Mixown_{t+1}$		0.006*** (3.87)
$Mixown_{t+1} \times Growth_t$		0.007*** (2.85)
$Size_t$	-0.006*** (-7.39)	-0.006*** (-7.54)
Lev_t	0.008 (1.28)	0.007 (1.18)
CF_t	0.020*** (5.74)	0.020*** (5.83)
Age_t	-0.001*** (-7.37)	-0.001*** (-6.38)
KZ_t	-0.002*** (-3.85)	-0.002*** (-3.67)
MF_t	0.030* (1.78)	0.028* (1.67)
$Shrcr1_t$	-0.011** (-2.38)	-0.004 (-0.87)
$Board_t$	0.001 (1.61)	0.001* (1.92)
$Analyst_t$	0.011*** (15.56)	0.011*** (15.10)
行业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
N	11 725	11 725
$adj. R^2$	0.169	0.171
F 值	58.82	51.31
F 检验 p 值	0.000	0.000

注:括号内为经异方差修正后的 t 值,*、**和***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下表同。

表 3 改变度量方法与排除前期交易影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$INV2_{t+1}$	INV_{t+1}	INV_{t+1}	INV_{t+1}	INV_{t+1}
$Growth_t$	0.006 [*] (1.94)		0.003 (1.64)	0.002 (1.39)	0.006 ^{***} (2.67)
$Mixown_{t+1}$	0.007 ^{**} (2.29)	0.001 (0.50)		0.004 ^{***} (2.70)	0.004 ^{**} (2.35)
$Mixown_{t+1} \times Growth_t$	0.013 ^{**} (2.51)			0.008 ^{***} (2.92)	0.008 ^{**} (2.19)
$Tobinq_t$		0.002 ^{**} (2.08)			
$Mixown_{t+1} \times Tobinq_t$		0.003 ^{**} (2.14)			
$Mixown2_{t+1}$			0.010 ^{***} (3.93)		
$Mixown2_{t+1} \times Growth_t$			0.007 ^{**} (2.07)		
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	11 722	11 725	11 701	10 162	8 903
$adj. R^2$	0.157	0.172	0.171	0.178	0.184
F 值	58.56	50.86	51.82	46.63	40.90
F 检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表 4 Heckman 两阶段检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Mixown_{t+1}$	INV_{t+1}	$Mixown_{t+1}$	INV_{t+1}
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>TERRITORIES</i>	0.182 ^{***} (7.07)			
<i>SEA_PORT</i>			0.026 ^{***} (7.40)	
$Growth_t$	0.093 ^{***} (3.89)	0.003 ^{**} (2.12)	0.091 ^{***} (3.81)	0.001 (0.72)
$Mixown_{t+1}$		0.006 ^{***} (3.90)		0.006 ^{***} (3.79)
$Mixown_{t+1} \times Growth_t$		0.007 ^{***} (2.75)		0.007 ^{***} (2.92)
$IMR1$		0.023 ^{**} (2.21)		
$IMR2$				-0.019 [*] (-1.80)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

续表 4 Heckman 两阶段检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Mixown_{t+1}$	INV_{t+1}	$Mixown_{t+1}$	INV_{t+1}
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
N	11 725	11 725	10 873	10 873
$adj. R^2$ 或 $Pseudo R^2$	0.110	0.172	0.111	0.171
F 值或 chi^2 值	1 510.06	47.91	1 503.64	47.43
F 检验或 chi^2 检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000

五、进一步分析

(一)机制分析

1. 治理提升效应

本文使用国企董事会中国有股东委派董事比例来考察混合所有制改革的治理提升效应。国有股东委派董事比例下降可为非国有股东委派董事提供更多名额,由此提高非国有股东对公司经营决策的参与程度,并通过董事会结构变化更好地缓解管理层代理问题。^①本文定义变量 ΔStd_r , 其表示国有董事比例变化情况,使用当期国有股东委派董事占董事会总人数比例与上一期该比例的差值进行度量。本文以未来三期国企国有董事比例的变化情况作为被解释变量,以混合所有制改革作为解释变量进行回归分析。表 5 中 Panel A 显示, $Mixown_{t+1}$ 的回归系数均显著为负,这表明国企混合所有制改革会显著改变公司未来董事会结构,降低董事会中国有股东委派的董事比例。

本文还以国有董事比例变化情况为依据进行分组回归。表 5 中 Panel B 显示,在国有董事比例下降组中,与没有实施混改的国企相比,混改国企的投资灵活性得到显著提升;而在国有董事比例上升或不变组中,混改国企与没有实施混改的国企在投资灵活性上没有显著差异。两组交互项系数的差异在 10% 的水平上显著。上述结果表明,国企混合所有制改革对公司投资灵活性的正向影响

表 5 机制分析:治理提升效应

Panel A	(1)	(2)	(3)
	$\Delta Std_{r,t+1}$	$\Delta Std_{r,t+2}$	$\Delta Std_{r,t+3}$
$Mixown_{t+1}$	-0.028*** (-11.12)	-0.008*** (-2.89)	-0.007** (-2.52)
Std_r	-0.237*** (-32.70)	-0.114*** (-14.79)	-0.094*** (-11.70)
Controls	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	11 724	10 987	10 164
$adj. R^2$	0.134	0.045	0.038
F 值	91.16	19.72	13.41
F 检验 p 值	0.000	0.000	0.000
Panel B	(1)	(2)	
	INV_{t+1}	INV_{t+1}	
	国有董事比例下降	国有董事比例上升或不变	
$Mixown_{t+1}$	0.003 (1.51)	0.009*** (4.50)	
$Growth_t$	-0.000 (-0.10)	0.007*** (2.62)	
$Mixown_{t+1} \times Growth_t$	0.009*** (2.62)	0.001 (0.43)	
Controls	控制	控制	
行业固定效应	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	
N	5 666	6 057	
$adj. R^2$	0.186	0.176	
F 值	23.88	28.71	
F 检验 p 值	0.000	0.000	
差异检验 p 值	0.059*		

① 非国有股东委派董事一般仅存在于实施混合所有制改革的国企董事会中,这导致以非国有董事比例为切入点来研究混合所有制改革的治理提升效应,在实证检验中缺少有效的对照样本。本文检验表明,国企中国有股东委派董事比例和非国有股东委派董事比例之间存在显著的负相关关系,且混合所有制改革显著提高了未来非国有股东委派董事比例。受篇幅限制,文中未报告相关结果。

主要存在于治理提升效应较强的国企样本中, 由此支持了治理提升效应是混合所有制改革提高公司投资灵活性的路径机制。

2. 资源抑制效应

国企混改的资源抑制效应会减弱隐性担保作用, 加重融资约束, 但混改后资源配置效率的提升可以向资本市场传递积极信号, 缓解企业融资约束。若从信贷融资角度展开检验, 则可能存在资源抑制效应和治理提升效应的混杂影响, 从而难以有效厘清资源抑制效应。因此, 本文从政府补助角度检验国企混合所有制改革的资源抑制效应。本文定义变量 $\Delta Subsidy_t$, 其表示政府补助变化情况, 使用当期与上一期国有企业获得的政府补助总额的差值进行度量, 并使用期初净资产进行标准化处理。本文以政府补助变化情况作为被解释变量, 以国企混合所有制改革作为解释变量进行回归分析。表 6 中 Panel A 显示, $Mixown_{t+1}$ 的回归系数大多为负, 表明国有企业实施混合所有制改革会减少未来获得的政府补助。

本文还以政府补助变化情况为依据进行分组回归。表 6 中 Panel B 显示, 在政府补助增加组中, 与没有实施混改的国企相比, 混改国企的投资灵活性得到显著提升; 而在政府补助减少或不变组中, 混改国企与没有实施混改的国企在投资灵活性上没有显著差异。两组交互项系数的差异在 10% 的水平上显著。上述结果表明, 国企混合所有制改革对

公司投资灵活性的正向影响主要存在于资源抑制效应较弱的国企样本中, 由此支持了资源抑制效应是混合所有制改革降低公司投资灵活性的路径机制。结合基准回归结构, 治理提升效应占优于资源抑制效应。

(二) 经济后果分析

根据 Zhang(2000) 提出的实物期权公司估值理论, 公司的权益价值等于其持续经营状态下的价值加上投资选择权所具有的价值。当公司经营状况较好时, 应及时扩大投资规模, 执行增长期权来提高公司价值, 此时公司盈余是在估值中影响公司价值更重要的因素, 体现为公司增长期权的价值更高; 而当公司经营状况较差时, 应及时缩减投资规模, 执行清算期权来防止公司价值损失, 此时账面价值是在估值中影响公司价值更重要的因素, 体现为公司清算期权的价值更高(Burgstahler 和 Dichev, 1997; Zhang, 2000)。上文研究表明, 国企混改总体上可以提高公司的投资灵活性, 根据实物期权公司估值理论, 国企混改对投资灵活性的正向影响意味着更高的

表 6 机制分析: 资源抑制效应

Panel A	(1)	(2)	(3)
	$\Delta Subsidy_{t+1}$	$\Delta Subsidy_{t+2}$	$\Delta Subsidy_{t+3}$
$Mixown_{t+1}$	-0.001 (-1.17)	-0.001** (-2.29)	0.000 (0.76)
$Subsidy_t$	-0.089*** (-3.81)	-0.015 (-1.45)	-0.016 (-1.62)
Controls	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	11 113	10 289	9 481
adj. R ²	0.134	0.015	0.016
F值	7.474	2.217	0.861
F检验p值	0.000	0.009	0.586
Panel B	(1)	(2)	
	INV_{t+1}	INV_{t+1}	
	政府补助 增加	政府补助 减少或不变	
$Mixown_{t+1}$	0.004* (1.85)	0.009*** (3.86)	
$Growth_t$	0.001 (0.35)	0.007* (1.82)	
$Mixown_{t+1} \times Growth_t$	0.009*** (3.04)	0.001 (0.28)	
Controls	控制	控制	
行业固定效应	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	
N	6 610	5 095	
adj. R ²	0.185	0.168	
F值	29.76	22.16	
F检验p值	0.000	0.000	
差异检验p值	0.095*		

价值创造效率和期权价值。而考虑到混合所有制改革的治理提升效应和资源抑制效应同时存在,这两种效应对公司价值创造效率的影响存在差异,国企混改最终是否可以提升公司的期权价值和总体市场价值?解答这一问题不仅可以进一步揭示混合所有制改革对国企价值创造的最终影响,还可以从企业价值视角反观国企混改的经济成效。

为了检验国企混改对公司实物期权价值的影响,本文根据净资产收益率将国有上市公司样本分为高盈利组和低盈利组。根据 Zhang(2000)提出的实物期权公司估值模型,在高盈利组中公司应执行增长期权来提高公司价值,因此公司估值更多地取决于公司盈余。本文检验国企混改对公司增长期权价值的影响,体现为国企混改对公司盈余(E_t/BV_{t-1})和市场价值(MV_t/BV_{t-1})之间关系的影响(两者均使用公司期初账面价值 BV_{t-1} 进行标准化处理)。而在低盈利组中公司应执行清算期权来避免价值损失,因此公司估值更多地取决于公司账面价值。本文检验国企混改对公司清算期权价值的影响,体现为国企混改对公司账面价值(BV_{t-1}/E_t)和市场价值(MV_t/E_t)之间关系的影响(两者均使用公司盈余 E_t 进行标准化处理)。在对公司总体市场价值的检验中,本文以标准化后的未来三期公司股票总价值 MV 作为被解释变量;除了模型(1)中的控制变量外,还加入了公司资本投资规模(INV_t)和投资机会($Growth_t$)。

表 7 中列(1)和列(2)报告了国企混改在高盈利组中对增长期权价值的影响结果,交互项 $Mixown_t \times (E_t/BV_{t-1})$ 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,表明国企混改显著强化了高盈利国企市场价值和公司盈余之间的正向关系,即提高了高盈利国企的增长期权价值;列(3)和列(4)报告了国企混改在低盈利组中对清算期权价值的影响结果,交互项 $Mixown_t \times (BV_{t-1}/E_t)$ 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,表明国企混改显著强化了低盈利国企市场价值和账面价值之间的正向关系,即提高了低盈利国企的清算期权价值。列(5)至列(7)中 $Mixown_{t+1}$ 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,表明国企混改显著提高了公司未来三期的总体市场价值。上述结果与上文中国企混改提高公司投资灵活性的研究结论具有逻辑一致性。

表 7 经济后果分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MV_t/BV_{t-1}	MV_t/BV_{t-1}	MV_t/E_t	MV_t/E_t	MV_{t+1}	MV_{t+2}	MV_{t+3}
E_t/BV_{t-1}	15.650*** (15.47)	16.170*** (16.08)					
$Mixown_t$	-0.320* (-1.94)	-0.314** (-2.04)	-9.458* (-1.86)	-0.341 (-0.07)			
$Mixown_t \times (E_t/BV_{t-1})$	3.884*** (2.95)	4.234*** (3.47)					
BV_{t-1}/E_t			1.429*** (13.53)	1.410*** (13.72)			
$Mixown_t \times (BV_{t-1}/E_t)$			0.404*** (2.80)	0.352** (2.52)			
$Mixown_{t+1}$					0.071*** (6.45)	0.072*** (6.40)	0.074*** (6.05)
Controls	未控制	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	5 853	5 853	4 490	4 490	11 528	10 793	9 979
$adj. R^2$	0.509	0.602	0.456	0.503	0.541	0.536	0.527

续表 7 经济后果分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MV_i/BV_{i-1}	MV_i/BV_{i-1}	MV_i/E_i	MV_i/E_i	MV_{i+1}	MV_{i+2}	MV_{i+3}
<i>F</i> 值	213.7	113.9	162.6	61.39	107.9	99.29	88.84
<i>F</i> 检验 <i>p</i> 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

六、结 论

自我国国有企业混合所有制改革进入深化阶段, 国企混改的重点就从股权混合转入市场化机制改革, 期望以公司内部市场化治理机制的建设和完善为触发点, 激活国有企业的经营活力, 并将经营机制向市场化方向转变, 最终提高经营效率和企业价值。在深化国企改革背景下, 本文以投资机制市场化为切入点, 研究了国企混合所有制改革对公司投资灵活性的影响。研究发现, 混合所有制改革可以促使国有企业更好地根据投资机会进行投资决策, 提高国有企业的投资灵活性; 在此过程中, 国企混改的治理提升效应和资源抑制效应同时存在, 前者总体上占优于后者; 国企混改最终可以提高国有企业的实物期权价值和总体市场价值。

基于上述结论, 本文具有以下政策启示: 第一, 国企混改对公司投资灵活性具有积极影响, 国企混改中治理层面的市场化机制建设可以发挥治理提升效应, 促进国有企业投资经营机制层面的市场化转型。对各级国资委而言, 应加快推进国有企业混合所有制分类改革, 在深化国企混改中以企业内部治理机制的市场化建设为抓手。第二, 在国企混改初期, 资源抑制效应可能会削弱国企混改对投资灵活性的积极影响。对各级国资委而言, 在国有企业实施混合所有制改革的初期, 可以维持或适当加大对国有企业的资源支持力度。对混改国企而言, 可以在混合所有制改革初期通过推进内部机制市场化改革等方式, 向外部资本市场传递积极信号, 通过获取市场支持来缓解混改初期各类资源减少可能带来的负面影响, 由此助力混合所有制改革的顺利推进与持续深化。

主要参考文献:

- [1]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, (5): 137-149.
- [2]蔡贵龙, 郑国坚, 马新啸, 等. 国有企业的政府放权意愿与混合所有制改革[J]. 经济研究, 2018, (9): 99-115.
- [3]陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费[J]. 经济研究, 2005, (2): 92-101.
- [4]陈信元, 靳庆鲁, 肖土盛, 等. 行业竞争、管理层投资决策与公司增长/清算期权价值[J]. 经济学(季刊), 2013, (4): 305-332.
- [5]韩朝华, 戴慕珍. 中国民营化的财政动因[J]. 经济研究, 2008, (2): 56-67.
- [6]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, (3): 122-135.
- [7]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, (7): 44-60.
- [8]靳庆鲁, 侯青川, 李刚, 等. 放松卖空管制、公司投资决策与期权价值[J]. 经济研究, 2015, (10): 76-88.
- [9]靳庆鲁, 孔祥, 侯青川. 货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J]. 经济研究, 2012, (5): 96-106.
- [10]金宇超, 靳庆鲁, 宣扬. “不作为”或“急于表现”: 企业投资中的政治动机[J]. 经济研究, 2016, (10): 126-139.
- [11]李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. 经济研究, 2007, (1): 102-113.
- [12]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.
- [13]林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. 经济研究, 2004, (2): 17-27.

- [14]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): 61–68.
- [15]孙铮,李增泉,王景斌. 所有权性质、会计信息与债务契约——来自我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2006, (10): 100–107.
- [16]孙铮,刘凤委,李增泉. 市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2005, (5): 52–63.
- [17]辛清泉,林斌,王彦超. 政府控制、经理薪酬与资本投资[J]. 经济研究, 2007, (8): 110–122.
- [18]姚洋,章奇. 中国工业企业技术效率分析[J]. 经济研究, 2001, (10): 13–19.
- [19]叶永卫,李增福. 国企“混改”与企业金融资产配置[J]. 金融研究, 2021, (3): 114–131.
- [20]余明桂,钟慧洁,范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究, 2019, (4): 75–91.
- [21]张辉,黄昊,闫强明. 混合所有制改革、政策性负担与国有企业绩效——基于1999–2007年工业企业数据库的实证研究[J]. 经济学家, 2016, (9): 32–41.
- [22]Baker M, Stein J C, Wurgler J. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(3): 969–1005.
- [23]Biddle G C, Chen P, Zhang G C. When capital follows profitability: Non-linear residual income dynamics[J]. *Review of Accounting Studies*, 2001, 6(2–3): 229–265.
- [24]Biddle G C, Hilary G, Verdi R S. How does financial reporting quality relate to investment efficiency?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48(2–3): 112–131.
- [25]Boycko M, Shleifer A, Vishny R W. A theory of privatisation[J]. *The Economic Journal*, 1996, 106(435): 309–319.
- [26]Burgstahler D C, Dichev I D. Earnings, adaptation and equity value[J]. *The Accounting Review*, 1997, 72(2): 187–215.
- [27]Dinc I S, Gupta N. The decision to privatize: Finance and politics[J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66(1): 241–269.
- [28]Fan J P H, Wong T J, Zhang T Y. Institutions and organizational structure: The case of state-owned corporate pyramids[J]. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 2013, 29(6): 1217–1252.
- [29]John K, Litov L, Yeung B. Corporate governance and risk-taking[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(4): 1679–1728.
- [30]Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169–215.
- [31]Laffont J J, Tirole J. A theory of incentives in procurement and regulation[M]. Cambridge: MIT Press, 1993.
- [32]Lin J Y, Cai F, Li Z. Competition, policy burdens, and state-owned enterprise reform[J]. *The American Economic Review*, 1998, 88(2): 422–427.
- [33]Lin J Y, Tan G F. Policy burdens, accountability, and the soft budget constrain[J]. *The American Economic Review*, 1999, 89(2): 426–431.
- [34]Ohlson J A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation[J]. *Contemporary Accounting Research*, 1995, 11(2): 661–687.
- [35]Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2–3): 159–189.
- [36]Shleifer A, Vishny R W. A survey of corporate governance[J]. *The Journal of Finance*, 1997, 52(2): 737–783.
- [37]Zhang G C. Accounting information, capital investment decisions, and equity valuation: Theory and empirical implications[J]. *Journal of Accounting Research*, 2000, 38(2): 271–295.

SOE Mixed-ownership Reform and Investment Flexibility

Peng Muze¹, Jin Qinglu²

(1. School of Accounting, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;

2. Institute of Accounting and Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: Mixed-ownership reform is an important direction of the reform of state-owned enterprises (SOEs) in China. In the mixed-ownership reform, the establishment of market-oriented governance mechanism within SOEs can enable non-state-owned shareholders with stronger profit-seeking motivation to fully participate in the operation and governance process. With the governance improvement effect resulted from alleviating policy burdens and management agency problems, the mixed-ownership reform can promote the law of “capital following profitability” to be more fully reflected in the investment process of SOEs. However, the reduction of the shareholding ratio of state-owned shareholders may lead to increased constraints of SOEs in financing and other resources, and negatively affect the investment flexibility of SOEs through the resource decrease effect.

The empirical results show that the implementation of mixed-ownership reform significantly improves the investment flexibility of SOEs. In further analysis, the mechanism test shows that the governance improvement effect and resource decrease effect brought by the mixed-ownership reform of SOEs exist at the same time, and the former is generally greater than the latter. The positive impact of mixed-ownership reform on the investment flexibility of SOEs is more significant in the sample of SOEs with a stronger governance improvement effect (i.e., establishing market-oriented governance mechanism after the reform) and a weaker resource decrease effect (i.e., without significantly reduced government subsidies after the reform). The economic consequence test shows that the mixed-ownership reform significantly increases the real options value and overall market value of SOEs.

The contributions of this paper are as follows: First, based on the important purpose of mixed-ownership reform to improve the marketization degree of the operating mechanism of SOEs, it focuses on the investment flexibility that can reflect the marketization degree of corporate investment mechanism, which is highly in line with the original intention of the mixed-ownership reform of SOEs, and provides a new perspective and empirical evidence based on the marketization of operating mechanism for the research on the mixed-ownership reform. Second, it provides an empirical explanation based on the governance improvement effect and the resource decrease effect for the differences in the field of the mixed-ownership reform of SOEs in the past. Third, it examines the impact of the mixed-ownership reform of SOEs on corporate investment decisions under two different effects, and the conclusions can provide reference for government departments to better evaluate the economic results of the mixed-ownership reform of SOEs in the construction of market-oriented governance mechanism, and further improve the mixed-ownership system and promote the reform of SOEs.

Key words: mixed-ownership reform; investment flexibility; market-oriented governance mechanism

(责任编辑 康健)