

混合所有制改革: 治理效应还是资源效应?

——基于不同产权性质下企业投资效率的研究

赵 璨^{1,2,3}, 宿莉莎¹, 曹 伟^{1,2,3}

(1. 中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100; 2. 中国海洋大学 中国企业营运资金管理研究中心, 山东 青岛 266100; 3. 中国海洋大学 中国混合所有制改革与资本管理研究院, 山东 青岛 266100)

摘要: 现阶段, 中国企业混合所有制改革不仅包括国有企业引入非国有资本, 而且还包括国有资本参股非国有企业。文章以2010—2016年中国A股上市公司为研究样本, 研究了不同产权性质的企业混改与投资效率的关系。实证研究发现, 混合所有制改革显著提高了企业投资效率。对于国有企业而言, 非国有资本的引入降低了企业过度投资; 对于民营企业而言, 国有资本的参股缓解了企业投资不足。传导机制的研究发现, 国有企业混合所有制改革降低了股东与经理层之间的代理成本, 表现出混改的“治理效应”; 而民营企业的混合所有制改革降低了企业融资约束, 表现出混改的“资源效应”。进一步研究发现, 国有企业混合所有制改革对投资效率的改善作用在内部控制质量较低样本中更为明显, 民营企业混合所有制改革对投资效率的改善作用在政府干预程度较强的地区更为明显, 进一步证实了混合所有制改革在不同产权性质企业中的不同效应。

关键词: 混合所有制改革; 投资效率; 治理效应; 资源效应

中图分类号: F23; F27; F84 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)01-0075-16

一、引言

发挥不同产权资本的价值, 激活企业活力, 实现高质量发展, 是现阶段中国经济转型升级的重要战略举措。自中共十八届三中全会以来, “混合所有制经济”迅速发展, 成为企业理论和公司治理领域的重要课题, 同时也对中国经济学研究提出了迫切要求。在实践层面, 企业的混合所有制改革是推动实现混合所有制经济的重要途径。混合所有制改革是指, 在企业中形成国有资本、民营资本和其他资本交叉持股和相互融合的股权结构(郝阳和龚六堂, 2017)。这里不

收稿日期: 2020-10-04

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“竞争性国有企业混合所有制改革的现实困境与理论突破”(16AJL007); 国家自然科学基金青年项目“民营企业寻租、政治资本突变及经济后果研究——基于官员落马的视角”(71702178); 国家社会科学基金青年项目“基于企业政治嵌入理论视角下的政企关系重构研究”(18CJY025); 教育部人文社会科学研究青年基金“反腐败、政企关系重构与企业社会资本投资: 基于社会关系网络理论的整合研究”(17YJC790005)。

作者简介: 赵 璨(1985—), 女, 山东济南人, 中国海洋大学管理学院讲师, 中国海洋大学中国企业营运资金管理研究中心、中国混合所有制改革与资本管理研究院研究人员;
宿莉莎(1995—), 女, 山东平度人, 中国海洋大学管理学院硕士研究生;
曹 伟(1984—), 男, 山东淄博人, 中国海洋大学管理学院副教授, 中国海洋大学中国企业营运资金管理研究中心、中国混合所有制改革与资本管理研究院研究人员(通讯作者)。

仅包括国有企业允许非国有资本参股,同时还包括民营企业允许国有资本参股^①。

然而,现有关于混合所有制改革的研究更多地集中在国有企业(马连福等,2015;陈仕华和卢崇昌,2017;綦好东等,2017;马红和侯贵生,2019;赵璨等,2020),针对民营企业混合所有制改革的研究明显不足。即使有为数不多的研究从企业创新(罗宏和秦际栋,2019)、公司绩效(郝阳和龚六堂,2017)等方面探讨了民营企业混合所有制改革的经济后果,却忽略了中国独特的二元所有制产权结构下,混改动机及经济后果的差异对比。企业的混合所有制改革主要表现为“治理效应”和“资源效应”。所谓“治理效应”主要是通过引入异质股东,在企业内部形成有效制衡的多元股权结构,降低代理冲突。所谓“资源效应”主要是通过引入异质资本,使企业能够拥有特殊群体扶持、税收减免和融资便利等资源优势。中国企业的混合所有制改革究竟是发挥了治理效应,还是资源效应?抑或两者兼而有之?

为研究上述问题,本文以中国上市公司投资效率为切入点。之所以将研究视角聚焦投资效率,除了投资对企业的重要性之外,还主要考虑到阐述问题的便捷性和直接性。在本文的研究中,我们需要选择一个企业的非效率行为作为研究对象,且这个研究对象需要满足两个条件。第一,企业的非效率行为既有可能是公司治理问题导致的,又有可能是企业资源不足导致的;第二,导致企业非效率行为的上述两种深层原因是可以通过简单分组便能充分识别出来的。只有满足上述两个条件,我们才可以很好地识别混合所有制改革的“治理效应”和“资源效应”。而中国企业投资效率话题正好为本文研究提供了一个理想的实验场景。首先,代理冲突和融资约束问题是解释中国企业非效率投资的主要视角(Jensen和Meckling,1976;Bertrand和Mullainathan,2003;喻坤等,2014)。其次,中国转型经济下的二元所有制产权结构,又恰好能将中国企业非效率投资的两大视角加以区分。因此,不同产权性质企业的投资效率问题为研究中国企业混合所有制改革的“治理效应”和“资源效应”提供了一个理想的实验场景。

本文以2010—2016年中国A股上市公司为样本,实证检验了混合所有制改革对企业投资效率的影响。研究结果发现,混合所有制改革对企业的投资效率能够产生显著的提高作用,但在不同产权性质企业中,混改所发挥的效应存在差异。国有企业混合所有制改革降低了股东与经理层之间的代理成本,表现出混改的“治理效应”;而民营企业的混合所有制改革则降低了企业融资约束,表现出混改的“资源效应”。本文的研究贡献主要体现在:(1)推进了不同产权性质背景下混合所有制改革的动机研究。以往关于混合所有制改革动机的讨论多是从股权制衡、完善公司治理结构等角度进行,而本文在既有研究的基础上,进一步将政企关系、政治资本等概念纳入到混合所有制改革的理论分析框架中。同时,基于中国转型经济下的特殊二元所有制产权结构,提出了混合所有制改革不同动机下的“治理效应”和“资源效应”。在一定程度上扩展了混合所有制改革的动机研究,具有一定的理论贡献。(2)丰富了对不同产权性质背景下混合所有制改革的后果认识。现阶段,大部分针对混合所有制改革经济后果的研究多是以国有企业为研究对象(綦好东等,2017;蔡贵龙等,2018;张云等,2019;赵璨等,2020),对民营企业的关注明显不足。本文立足于企业投资效率,将国有企业和民营企业同时纳入混合所有制改革经济效应的分析框架,扩充了混合所有制改革经济后果的研究边界。(3)本研究具有一定的现实意义。发展混合所有制经济是目前中国经济发展的重要战略举措,在这个过程中,不仅包括国有企业引

^①2015年9月,国务院下发《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》,其中第十三条提出:“鼓励国有资本以多种方式入股非国有企业。在公共服务、高新技术、生态环境保护和战略性新兴产业等重点领域,以市场选择为前提,以资本为纽带,充分发挥国有资本投资、运营公司的资本运作平台作用,对发展潜力大、成长性强的非国有企业进行股权投资。鼓励国有企业通过投资入股、联合投资、并购重组等多种方式,与非国有企业进行股权融合、战略合作、资源整合,发展混合所有制经济。”

入非国有资本参股,也包括国有资本参股进入非国有企业。正确看待这两类混合所有制改革,不仅有助于理解中国制度环境下混合所有制经济的理论基础,而且有益于认识不同产权性质企业中异质股东的效应发挥。对于民营企业来说,引入国有资本有助于弥补企业因正式制度缺失而带来的各种损失;对于国有企业来说,引入民营资本有助于企业公司治理水平的提升;而对于政府来说,混合所有制改革的方向和未来长效机制的建立,更应该是有效的政府与市场改革。

二、理论分析与研究假设

(一)混合所有制改革的制度背景与文献回顾

早在1999年9月,中国共产党第十五届四中全会就通过了《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》,这是第一次正式提出发展混合所有制经济的决策。之后,伴随着一系列文件的下发,混合所有制改革进一步发展^①。在宏观层面,混合所有制经济主要表现为在一定区域内不同所有制成分的经济形态共存的现象;而在微观层面,则更多表现为由不同性质产权主体构成的企业经济形式(綦好东等,2017)。在中国,国有企业引入非国有资本、国有资本参股非国有企业是现阶段发展混合所有制经济的两大思路。

关于混合所有制改革经济后果的研究主要从两个维度展开。第一,从国有企业民营化的角度展开研究。胡一帆等(2006)研究发现,国有企业民营化可以提高企业销售收入、降低成本并最终提升盈利能力和生产率。后期一系列研究也多发现,国有企业民营化会对企业带来积极影响,如国有企业民营化可以提高企业盈利能力、经营效率、企业创新水平和风险承担等(刘小玄和李利英,2005;余明桂等,2013;李文贵和余明桂,2015;王甄和胡军,2016)。但也有研究发现,在政府追求财政效益最大化的目标下,国有企业民营化会显著提高企业的纳税水平,降低企业贷款规模等(韩朝华和戴慕珍,2008;李广子和刘力,2012)。第二,从股权多样性的角度展开研究。马连福等(2015)研究认为,股权的多样性能够提升国有竞争类上市公司绩效。后期研究也多发现,股权多样性能够提升国有企业的公司绩效、利润率水平、高管薪酬业绩敏感性、企业创新水平,降低企业政策性负担等(张辉等,2016;蔡贵龙等,2018)。当然,罗宏和秦际栋(2019)关注到了国有股权参股家族企业对企业创新投入的影响。

现有文献对混合所有制改革经济后果的研究已经相当丰富,但也忽略了两个重要方面。一是现有关于混合所有制改革经济后果的研究大多集中于国有企业,缺乏对非国有企业的关注。即使有部分文献讨论过民营企业混合所有制改革的经济后果,但也仅仅集中在企业创新、公司绩效等方面(罗宏和秦际栋,2019;郝阳和龚六堂,2017)。二是现有关于混合所有制改革经济后果的讨论忽略了不同产权性质企业混改动机对其经济后果的差异对比。特别在法制环境不健全、关系型交易占主导的中国(李增泉,2017),针对民营企业混改动机的讨论就显得尤为重要。Xin和Pearce(1996)认为,由于产权性质的不同,国有企业与非国有企业在效用函数分布、政治干预强度、政治寻租动机等方面会存在显著差异。因此,结合不同产权性质下企业混合所有制改革的动机和目的,从国有企业和民营企业两个层面综合探讨混改的经济后果很有必要。

(二)混合所有制改革与企业投资效率——基于不同产权性质的分析

企业的混合所有制改革主要存在两大效应:一是治理效应;二是资源效应。所谓“治理效

^①2013年11月,中国共产党第十八届三中全会通过了《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,该决定指出,积极发展国有资本、集体资本和非公有资本等交叉持股、相互融合的混合所有制经济形式,同时,将混合所有制经济认定为社会主义初级阶段基本经济制度的重要实现形式。随后,国务院下发《国务院关于深化国有企业改革的指导意见》《关于国有企业发展混合所有制经济的意见》等文件,进一步推动了混合所有制经济的发展。

应”，即通过引入异质股东，在企业内部形成有效制衡的多元股权结构，由此缓解因一股独大带来的内部人控制和监督失效等问题。所谓“资源效应”，即通过异质资本的引入，企业能够拥有特殊群体扶持、税收减免和融资便利等资源优势。那么，中国企业的混合所有制改革究竟是发挥了治理效应，还是资源效应？抑或两者兼而有之？

中国企业投资效率为研究该问题提供了一个合理的实验场景。企业的非效率投资，不仅表现为过度投资，而且表现为投资不足。在公司金融领域，股东与经理人的代理冲突和企业所面临的融资约束是解释企业非效率投资的两大视角（Jensen和Meckling, 1976；Bertrand和Mullainathan, 2003；喻坤等, 2014）。一方面，委托代理理论强调，股东和经理层的目标并不完全一致，经理层为了扩大资源掌控、构建商业帝国和最大化私人利益，往往会进行过度投资（Jensen和Meckling, 1976；姜付秀等, 2009）。另一方面，企业面临的融资约束问题又会迫使企业放弃部分净现值为正的项目，从而导致投资不足（喻坤等, 2014）。这就为研究中国企业的混合所有制改革的经济效应提供了一个理想的实验场景。也就是说，若“治理效应”存在，则企业的混合所有制改革可以有效抑制过度投资；若“资源效应”存在，则企业的混合所有制改革可以有效缓解投资不足。

与此同时，中国独特制度环境及二元所有制产权结构下的公司治理问题又使得中国企业的投资效率呈现出结构性差异。一方面，相对于民营企业，国有企业面临更大的代理问题。政府作为第一大股东，由于没有足够的动力去监督经理人行为，导致国有企业“所有者缺位”和“内部人控制”现象严重。同时，国企高管的政治动机也进一步加剧了代理问题。在这样的制度安排下，政府难以对国有企业经理人进行有效的监督和激励，控股股东与经理层之间的代理问题较为突出。另一方面，相对于国有企业，民营企业更难得到政府支持和信贷资源。方军雄（2007）认为，即便民营企业可以获得贷款，但也要承受较高的贷款抵押、资本成本，以及较短的贷款期限和苛刻的还款条件。因此，由于代理冲突和资源倾斜，国有企业的投资效率低下，容易出现过度投资现象（俞红海等, 2010）；而民营企业由于所有制歧视及其引发的融资约束，容易表现出投资不足的问题（喻坤等, 2014）。喻坤等（2014）的研究表明，民营企业因投资不足导致的效率损失甚至要高于国有企业因过度投资而带来的效率损失。

混合所有制改革对于不同产权性质下企业的投资效率存在不同的影响。具体来说，国有企业混合所有制改革的基本形式是鼓励非国有资本参股，其实质就是国有股权与非国有股权在企业内部的混合，形成交叉持股、相互融合的混合所有股权结构（马连福等, 2015；郝阳和龚六堂, 2017）。一方面，非国有资本的所有者基于资本逐利性，有较强的动机去监督管理层的生产经营活动，促使国有企业建立较为敏感的“薪酬—业绩”和“离职—业绩”的激励机制，充分发挥国有产权的资本优势与非国有产权的市场机制，缓解国有企业一股独大的股权结构所带来的“所有者缺位”和“内部人控制”的问题。另一方面，随着国有企业混合所有制改革的推进，国有资本的股权占比逐渐降低，这将减轻国有企业的政策性负担，减少政府干预，从而有效缓解因国企高管的政治动因引发的代理冲突（张辉等, 2016）。基于上述分析，本文认为，国有企业的混合所有制改革，可以通过发挥非国有资本的监督、制衡作用以优化公司治理机制，进而发挥抑制国有企业的过度投资、提高投资效率的作用。因此，本文提出以下假设：

假设1：混合所有制改革提高了国有企业的投资效率。

假设2：国有企业的混合所有制改革主要通过降低过度投资而表现出提高投资效率的效果。

混合所有制改革的另一种形式是国有资本参股非国有企业。李广子和刘力（2012）利用中国上市公司民营化数据研究发现，企业民营化后仍持有原国有控股股东股份的目的在于建立

政治联系。这种参股方式对民营企业的影响主要存在两方面: 一方面是直接影响民营企业资源获取能力。余汉等(2017)研究发现, 民营企业中的非控股国有股权能够帮助企业获得更多的信贷资源、降低行业壁垒等。同时, 研究也发现, 民营企业中的非控股国有股权也具有一定的政治关联作用。既有研究已多次证明, 民营企业的政治关联能够为其带来融资便利、政府补助、税收优惠、投资机会、行业准入等优势(Faccio, 2006; 余明桂等, 2013)。宋增基等(2014)甚至发现, 含有国有股权的民营控股公司比未含有国有股权的公司能够获得更多的银行贷款及更长的贷款期限。另一方面是间接影响企业资源获取能力。国有资本与政府之间往往存在天然的联系, 而这种联系可以使企业获取稀缺资源, 产生减低融资约束的功能。于蔚等(2012)认为, 优质企业更有可能存在政治关联, 因此这些企业自然就可以获得更多贷款。因此, 在混合所有制改革中, 民营企业通过引入国有资本, 有助于构建良好的政商关系, 从而缓解其因资源匮乏而导致的投资不足, 提高投资效率。因此, 本文提出以下假设:

假设3: 混合所有制改革提高了民营企业的投资效率。

假设4: 民营企业的混合所有制改革主要通过缓解投资不足而发挥提高投资效率的效果。

三、变量定义与研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2010–2016年中国A股上市公司为研究样本, 并依次做了如下处理: (1) 剔除被ST或*ST处理的上市公司样本当年数据; (2) 剔除金融、保险、证券及社会服务类上市公司样本; (3) 剔除AB股、AH股交叉和创业板上市公司样本; (4) 剔除外资企业、集体企业, 保留控股股东为国有资本的国有企业以及控股股东为家族或自然人的民营企业; (5) 国有样本中又进一步剔除特定功能类国有企业^①。陈林(2018)的研究发现, 自然垄断行业的混合所有制改革不能显著提升企业生产效率。因此, 考虑到本文的研究目的, 我们将特定功能类国有企业样本予以剔除^②。最终, 共得到9263个样本观测值, 其中国有企业4364个, 民营企业4899个。公司的财务数据主要来自CSMAR数据库和巨潮资讯网, 混合所有制改革相关数据主要通过查阅上市公司年报和相关网站手工搜集获得。本文对所有连续型变量均进行上下1%的Winsor处理。

(二) 模型设计与变量定义

为检验混合所有制改革与企业投资效率的关系, 构建如下模型:

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Restr_{i,t-1} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

1. 解释变量的量化

解释变量为上一期的混合所有制改革程度(Restr)。为了对不同产权性质下企业的混合所有制改革进行有效度量, 本文首先通过实际控制人产权属性, 判断上市公司产权性质; 其次, 通过手工搜集上市公司前十大股东的详细信息, 特别是产权属性, 判断国有企业和民营企业的混合所有制改革程度。

^①这是因为, 在中国, 国有企业混合所有制一直遵循分类改革、分类发展的思路。如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》, 其中要求: 对处于充分竞争行业和领域的商业类国有企业推行股权多元化的混合所有制改革思路; 而对处于重点行业和关键领域的商业类国有企业(即特定功能类国有企业)要保持国有资本控股地位, 有条件支持非国有资本参股。

^②参考赵璨等(2020)的研究, 本文将以下两类样本定义为特定功能类国有企业: 一是涉及国家经济安全和主导国民经济命脉的行业, 如军工、电网电力、石油石化、电信、煤炭、民航和航运等; 二是肩负改善民生和保障城市安全等功能的国有企业, 如供水、供气、供热、电力、通信、公共交通、物流配送、防灾避险等国有企业。

详尽步骤如下：(1)根据CSMAR数据库中的实际控制人产权属性确定企业的产权性质。如果实际控制人为政府、事业单位、国有法人，则定义为国有企业；如果实际控制人为自然人、家族成员或民营法人，则定义为民营企业。(2)根据公司年报披露的“股东数量和持股情况”确定前十大股东的“持股性质”。如果前十大股东为法人股，则进一步通过查阅该公司的年度报告、公司网站、企查查网站等信息来源判断每个股东的性质，即将前十大股东的性质区分为国有股东、民营股东、外资股、机构投资者、自然人和其他等五类。(3)参考马连福等(2015)的研究，采用异质股东制衡度来量化企业的混合所有制改革程度。具体来说，对于国有企业，用“前十大股东中非国有资本持股比例—控股股东持股比例”来衡量混合所有制改革的程度；对于民营企业，用“前十大股东中国有资本持股比例—控股股东持股比例”来衡量。该指标越大，代表企业混合所有制改革的程度越大。

2. 被解释变量的量化

被解释变量采用企业投资效率(Inv)来衡量。参考Richardson(2006)的研究，构建模型(2)^①。对模型(2)分行业、分年度进行回归得到残差，残差大于0时表示投资过度，小于0时表示投资不足。定义残差的绝对值为Absinv，代表企业的投资效率水平。残差的绝对值越大，表示企业的投资效率越低。为便于结果分析，对小于0的残差取绝对值，定义为投资不足Underinv；将大于0的残差定义为过度投资Overinv。

$$\begin{aligned} Inv_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Grow_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Fcf_{i,t-1} + \beta_4 Asize_{i,t-1} + \beta_5 Age_{i,t-1} + \beta_6 Tobinq_{i,t-1} \\ & + \beta_7 Inv_{i,t-1} + \sum Year_{i,t-1} + \sum Ind_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

3. 控制变量的选取

本文的控制变量包括公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、自由现金流(Fcf)、总资产净利率(Roa)、固定资产密集度(Capint)、董事会规模(Bdsize)、独立董事规模(Indsize)、是否两职合一(Same)、高管薪酬(Salary)、营业收入增长率(Grow)、是否四大审计(Big4)，宏观层面控制了市场化程度(Fgzsa)和城市GDP增长率(GDP)。考虑到混合所有制改革的实施效果可能存在一定的滞后性，因此，混合所有制改革变量采用滞后一期的数据。另外，模型中还控制了行业、年度层面的固定效应。变量定义详见表1。

表1 主要变量定义表

变量名称	变量符号	变量含义
投资效率	<i>Absinv</i>	残差的绝对值， <i>Absinv</i> 越大，投资效率越低
过度投资	<i>Overinv</i>	大于0的残差， <i>Overinv</i> 越大，过度投资越严重
投资不足	<i>Underinv</i>	小于0的残差取绝对值， <i>Underinv</i> 越大，投资不足越严重
股权制衡度	<i>Restr</i>	若样本为国有企业， <i>Restr</i> 为非国有资本参股比例—控股股东持股比例；若样本为民营企业， <i>Restr</i> 为国有资本参股比例—控股股东持股比例
销售规模	<i>Size</i>	$\ln(1 + \text{营业总收入})$
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产

^①在模型(2)中，Inv代表企业新增投资，其值等于(构建固定资产、无形资产以及其他长期资产的现金支出一处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)÷期初总资产；Grow代表企业成长性，用企业营业收入增长率来衡量；Lev代表企业杠杆水平，取值为企业的资产负债率；Fcf代表企业的自由现金流，取值为经营活动产生的净现金流量除以期初总资产；Asize代表企业规模，取值为企业总资产的自然对数；Age代表企业成立时长，计算方法为统计样本当年减去成立时间加1；Tobinq代表企业的投资机会，取值为企业的市值除以期初总资产；Ind代表行业虚拟变量，Year为年度虚拟变量。对解释变量均进行滞后一期的处理。

续表1 主要变量定义表

变量名称	变量符号	变量含义
自由现金流	<i>Fcf</i>	经营活动现金流净额/总资产
总资产净利率	<i>Roa</i>	净利润/总资产
固定资产密集度	<i>Capint</i>	固定资产净额/总资产
董事会规模	<i>Bdsize</i>	董事人数取对数
独立董事规模	<i>Indsize</i>	独立董事人数/董事人数
是否两职合一	<i>Same</i>	董事长与总经理是否相同, 1=同一人; 0=不同一人
高管薪酬	<i>Salary</i>	高管前三名薪酬平均值取对数
营业收入增长率	<i>Grow</i>	(营业收入本年本期金额-营业收入上年同期金额)/营业收入上年同期金额
是否四大审计	<i>Big4</i>	是否是四大审计, 1=是; 0=不是
市场化程度	<i>Fgzsa</i>	樊纲市场化指数
城市GDP增长率	<i>GDP</i>	市内国内生产总值增长率

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计。投资效率Absinv的平均值为0.0332, 最小值为0, 中位数为0.0219, 最大值为0.2147, 标准差为0.0371; 过度投资Overinv的平均值为0.0437, 最小值为0, 中位数为0.0243, 最大值为0.2147, 标准差为0.0508; 投资不足Underinv的平均值为0.0268, 最小值为0, 中位数为0.0211, 最大值为0.1092, 标准差为0.0230。虽然投资不足的样本量多于过度投资的样本量, 但是可以看出无论是平均值、中位数还是最大值, 我国上市公司过度投资的程度均大于投资不足, 并且过度投资的标准差大于投资不足, 可以看出过度投资的企业之间的差异较大。混合所有制改革的股权制衡度变量Restr的平均值为-0.3289, 最小值为-0.8818, 中位数为-0.3179, 最大值为0.2835, 标准差为0.1755。可以看出在进行混合所有制改革的上市公司中, 部分上市公司的异质股东参股的持股比例已经超过了控股股东持股比例, 说明我国正在从股权结构上深入推进混合所有制改革。其他参与回归的变量的取值也均处于合理范围内。

(二) 单变量分析

表3首先按照全部样本股权制衡度(Restr)的行业年度中位数, 将全样本分为混改程度低组和混改程度高组, 对两个样本组的均值和中位数的组间差异进行显著性测试。Panel A的统计结果显示, 从全样本来看, 在混改程度低的组和混改程度高的组中, 投资效率(Absinv)、过度投资(Overinv)和投资不足(Underinv)的均值和中位数并不存在显著差异。

进一步, 本文基于控股股东的产权性质, 将样本分为国有企业和民营企业, 同样按照混合所有制改革程度的行业年度中位数进行分组统计, 结果分别列示在Panel B和Panel C中。可以发现, 在国有企业中, 混改程度低的样本组中, 投资效率(Absinv)与过度投资(Overinv)的均值(0.0311和0.0423)和中位数(0.0212和0.0244)均大于混改程度高的样本组的均值(0.0307和0.0382)和中位数(0.0201和0.0206), 并且过度投资(Overinv)的均值和中位数在两个样本组的差异通过了显著性测试, 说明国有企业进行混合所有制改革显著降低了过度投资, 为假设2提供了初步的证据。在民营企业中, 混改程度低的样本组的投资效率(Absinv)与投资不足(Underinv)的均值(0.0362和0.0288)均大于混改程度高的样本组的均值(0.0344和0.0273), 同时, 投资不足

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Absinv</i>	9263	0.0332	0.0371	0	0.0219	0.2147
<i>Overinv</i>	3532	0.0437	0.0508	0	0.0243	0.2147
<i>Underinv</i>	5731	0.0268	0.0230	0	0.0211	0.1092
<i>Restr</i>	9263	-0.3289	0.1755	-0.8881	-0.3179	0.2835
<i>Size</i>	9263	21.4614	1.3795	16.5419	21.3846	25.3389
<i>Lev</i>	9263	0.4768	0.2151	0.0512	0.4734	1.5008
<i>Fcf</i>	9263	0.0420	0.0754	-0.2194	0.0416	0.2673
<i>Roa</i>	9263	0.0358	0.0557	-0.3183	0.0321	0.2045
<i>Capint</i>	9263	0.2378	0.1726	0.0021	0.2042	0.7496
<i>Bdsize</i>	9263	2.1578	0.1906	1.6094	2.1972	2.7081
<i>Indsize</i>	9263	0.3707	0.0531	0.1250	0.3333	0.5714
<i>Same</i>	9263	0.2104	0.4076	0	0	1
<i>Salary</i>	9263	13.0505	0.7043	10.0858	13.0492	15.0001
<i>Grow</i>	9263	0.5370	1.6697	-0.8938	0.1406	12.1558
<i>Big4</i>	9263	0.0288	0.1673	0	0	1
<i>Fgzsa</i>	9263	7.6665	1.7322	-0.3000	7.9100	9.9500
<i>GDP</i>	9263	0.3273	3.926	-0.9845	0.1033	71.5992

表3 混合所有制改革与投资效率组间差异检验

Panel A: 全样本						
分组	<i>Absinv</i>		<i>Overinv</i>		<i>Underinv</i>	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
混改程度低组	0.0337	0.0219	0.0447	0.0251	0.0270	0.0210
混改程度高组	0.0328	0.0220	0.0426	0.0236	0.0266	0.0211
差异性测试(程度低vs程度高)	1.1924	0.716	1.1879	0.827	0.7538	0.266
Panel B: 国有企业						
分组	<i>Absinv</i>		<i>Overinv</i>		<i>Underinv</i>	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
混改程度低组	0.0311	0.0212	0.0423	0.0244	0.0254	0.0205
混改程度高组	0.0307	0.0201	0.0382	0.0206	0.0256	0.0198
差异性测试(程度低vs程度高)	0.3716	1.564	1.6876*	1.949*	-0.1799	0.823
Panel C: 民营企业						
分组	<i>Absinv</i>		<i>Overinv</i>		<i>Underinv</i>	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
混改程度低组	0.0362	0.0232	0.0466	0.0261	0.0288	0.0224
混改程度高组	0.0344	0.0237	0.0466	0.0272	0.0273	0.0225
差异性测试(程度低vs程度高)	1.6207	0.077	0.0073	-0.703	1.7282*	0.306

注:均值差异性测试的方法是T检验,中位数差异性测试的方法是Wilcoxon秩和检验;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

(*Underinv*)的均值在两个样本组中的差异通过了10%水平上的显著性测试,表明在民营企业中实行混合所有制改革能够显著减少投资不足,为假设4提供了初步的证据。

(三) 回归结果分析

表4报告了混合所有制改革与企业投资效率的回归结果。(1)–(3)列列示了全样本的混合

所有制改革股权制衡度 (Restr) 与投资效率 (Absinv、Overinv和Underinv) 的回归结果。Restr的回归系数分别为-0.0068、-0.0136和-0.0050, 并且均在1%的水平上通过了显著性测试, 说明实行混合所有制改革有助于减少企业的过度投资和投资不足, 提高投资效率。实证结果和本文的理论预期一致。

表4 混合所有制改革与投资效率回归结果

变量	全样本			国有企业			民营企业		
	(1)Absinv	(2)Overinv	(3)Underinv	(4)Absinv	(5)Overinv	(6)Underinv	(7)Absinv	(8)Overinv	(9)Underinv
Restr	-0.0068*** (-3.0171)	-0.0136*** (-2.6476)	-0.0050*** (-2.7277)	-0.0055* (-1.7158)	-0.0194** (-2.5141)	-0.0039 (-1.5018)	-0.0085** (-2.5271)	-0.0047 (-0.6544)	-0.0080*** (-2.8439)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9263	3532	5731	4364	1624	2740	4899	1908	2991
Adj-R ²	0.073	0.078	0.117	0.090	0.099	0.124	0.064	0.070	0.114

注: 此处省略控制变量的回归结果。下同。

然后区分产权性质对混合所有制改革与投资效率之间的关系进行分组检验。(4)–(6)列列示了国有企业的混合所有制改革股权制衡度 (Restr) 与投资效率 (Absinv、Overinv和Underinv) 的回归结果。Restr的回归系数分别为-0.0055、-0.0194和-0.0039。当被解释变量为投资效率和过度投资时, Restr系数的t值分别为-1.7158和-2.5141, 分别在10%和5%的水平上显著; 而在对投资不足进行回归时, Restr系数的t值为-1.5018, 未表现出显著性。因此可以看出, 在国有企业中, 混合所有制改革主要是通过降低过度投资而发挥提升投资效率的作用。假设1和假设2得到了验证。(7)–(9)列列示了民营企业的混合所有制改革股权制衡度 (Restr) 与投资效率 (Absinv、Overinv和Underinv) 的回归结果。Restr的回归系数分别为-0.0085、-0.0047和-0.0080。当被解释变量为投资效率和投资不足时, Restr系数的t值分别为-2.5271和-2.8439, 分别在5%和1%的水平上显著; 而在对过度投资进行回归时, Restr系数的t值为-0.6544, 不显著。回归结果表明, 在民营企业中, 混合所有制改革主要是通过缓解投资不足, 进而发挥了提高投资效率的作用。假设3和假设4得到了验证。

从上述结果可以看出, 混合所有制改革对投资效率的提升作用在不同产权性质下存在区别, 在国有企业中主要能降低过度投资, 而在民营企业中主要能缓解投资不足。

(四) 传导机制的进一步检验

基于前文的理论分析, 企业的混合所有制改革存在两种效应: 一是“资源效应”, 二是“治理效应”。下文分别针对国有企业和民营企业, 对其中的传导机制进行了进一步检验。

采用Sobel中介因子检验方法, 设定以下路径模型:

$$\begin{aligned}
 \text{Patha: } Inv_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 Restr_{i,t-1} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\
 \text{Pathb: } Med_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 Restr_{i,t-1} + \alpha_2 Control_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\text{Pathc: } Inv_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Restr_{i,t-1} + \gamma_2 Med_{i,t} + \gamma_3 Control_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

第一步, Patha中的模型与模型(1)一致。第二步, Pathb为中介效应检验, 被解释变量为中介变量 (Med), 当检验“资源效应”时, 本文用融资约束作为中介变量, 借鉴Lamont等(2001)的研究, 用KZ指数量化企业的融资约束程度^①。当检验“治理效应”时, 本文用代理成本作为中介变

^①借鉴Lamont等(2001)的研究, $KZ = -1.002 \times Cfo + 0.283 \times Tobinq + 3.139 \times Lev + 39.368 \times Div - 1.315 \times Cash$ 。其中, Cfo=当期经营现金流量净额/上期总资产; Tobinq为托宾Q值; Lev为当期资产负债率; Div为分配股利支付现金/上期总资产; Cash为期末现金余额/上期总资产。

量,并用资产周转率Turn来衡量代理成本^①。为了保持代理成本经济学意义上的一致性,本文将资产周转率取倒数,Turn越大,企业的代理成本越高。通过pathb检验 α_1 的显著性及符号是否符合预期。若符合预期且通过了显著性测试,则继续第三步检验;若回归符号不符合预期或未通过显著性测试,则停止下一步检验。第三步,Pathc中,将解释变量混合所有制改革(Restr)和中介变量(Med)同时加入模型中,检验Pathc中 γ_2 是否显著。若通过显著性测试,且Sobel检验的Z值统计上显著,则说明中介效应成立;若不显著,则说明不存在中介效应。同时,若Pathc中 γ_1 回归系数显著为负,且 γ_1 与Patha中 β_1 相比有所下降,则存在部分中介;若Pathc中 γ_1 回归系数不显著,则说明存在完全中介。

1. 国有企业混合所有制改革与投资效率的中介检验

通过前文分析可知,国有企业存在的投资效率问题主要是过度投资,因此,为检验混合所有制改革对国有企业投资效率的提升路径,我们对上述模型中的被解释变量分别用投资效率(Absinv)和过度投资(Overinv)进行回归,结果如表5所示。(1)–(4)列列示了国有企业混合所有制改革“治理效应”的中介检验结果。Patha的检验结果已经在表4的第(4)列中列示,Restr对投资效率(Absinv)回归的系数为-0.0055(通过了10%的显著性测试);表5的第(1)列为Restr对企业代理成本(Turn)即Pathb的回归结果,Restr的系数为-1.1656,t值为-3.7017,通过了1%水平的显著性测试,说明混合所有制改革能显著降低国有企业代理成本;第(2)列为Pathc的回归结果,可以看出,在加入代理成本之后,Restr对投资效率回归的系数为-0.0046,与Patha中Restr的回归系数相比,下降了16.36%,并且t值为-1.4172,未通过显著性测试;Sobel中介因子检验的Z值为-3.215,在1%的水平上显著。国有企业混合所有制改革对过度投资(Overinv)传导机制的检验也有类似结果。在表4的第(5)列对Patha检验结果中,Restr对过度投资(Overinv)的系数为-0.0194(通过了5%的显著性测试);在表5的第(3)列中,Restr对代理成本(Turn)的系数为-1.6736,t值为-3.0052,通过了1%水平的显著性测试;在第(4)列加入代理成本之后,Restr对过度投资(Overinv)回归的系数为-0.0166(通过了5%的显著性测试),与Patha中Restr的回归系数相比,下降了14.43%。表5中(5)–(6)列列示了国有企业混合所有制改革的“资源效应”的检验结果。回归结果显示,Restr对KZ的回归系数为负,但均未通过显著性测试。这说明国有企业的混合所有制改革并未影响相关企业的融资约束程度。以上结果表明,在国有企业中实行混合所有制改革,

表5 国有企业混合所有制改革与投资效率

变量	治理效应				资源效应	
	(1)Turn	(2)Absinv	(3)Turn	(4)Overinv	(5)KZ	(6)KZ
Restr	-1.1656*** (-3.7017)	-0.0046 (-1.4172)	-1.6736*** (-3.0052)	-0.0166** (-2.1340)	-0.0263 (-0.3679)	-0.1836 (-1.5554)
Turn		0.0008** (2.5194)		0.0017* (2.3146)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4364	4364	1624	1624	4364	1624
Adj-R ²	0.339	0.094	0.331	0.107	0.500	0.508
Sobel Z	-3.215***		-3.158***		-	

^①James等(2000)采用管理费用率(管理费用/营业收入)和资产周转率(营业收入/资产)来衡量代理成本。在中国,管理费用不但包含一般管理活动支出,也包括坏账损失、存货损失及固定资产、无形资产的减值损失等,这就使得管理费用包含的噪音较多,而资产周转率主要反映管理者缺乏监督和激励,做出错误决策导致企业资产低效率使用的代理成本(罗明琦,2014)。鉴于此,本文用资产周转率来衡量代理成本,资产周转率越高的企业代理成本越小。

引入非国有资本,能够充分发挥异质股东的制衡作用,提高公司治理水平,降低代理成本,进而降低过度投资水平,提高了投资效率,体现出了混合所有制改革的“治理效应”。

2. 民营企业混合所有制改革与投资效率的中介检验

通过前文分析可知,民营企业存在的投资效率问题主要是投资不足,因此,为检验混合所有制改革对民营企业投资效率的提升路径,我们对上述模型中的被解释变量分别用投资效率(Absinv)和投资不足(Underinv)进行回归,结果如表6所示。(1)–(2)列列示了民营企业混合所有制改革的“治理效应”的中介检验。回归结果显示,Restr对Turn的回归系数均未通过显著性测试。这说明民营企业引入国有资本的混合所有制改革并未发挥“治理效应”。(3)–(6)列列示了民营企业混合所有制改革的“资源效应”的中介检验。Patha的检验结果已经在表4的第(7)列中列示,Restr对投资效率(Absinv)回归的系数为-0.0085(通过了5%的显著性测试);表6的第(3)列列示了Restr对企业融资约束(KZ)即Pathb的回归结果,Restr的系数为-0.5884(通过了1%水平的显著性测试),说明民营企业引入国有资本的混合所有制改革能显著降低民营企业的融资约束;第(4)列列示了Pathc的回归结果,可以看出,在加入融资约束之后,Restr对投资效率回归的系数为-0.0069,与Patha中Restr的回归系数相比,下降了18.82%。KZ的回归系数显著为正,说明融资约束降低了投资效率。Sobel中介因子检验的Z值为-3.525,在1%的水平上显著。第(5)列和第(6)列中也有类似的结果,在此不再赘述。上述回归结果表明,民营企业的混合所有制改革主要发挥了“资源效应”。民营企业通过引入国有资本的混合所有制改革能够帮助民营企业与政府建立政治关联,获得资源优势,缓解融资约束,从而缓解投资不足,提高了投资效率。

表6 民营企业混合所有制改革与投资效率

变量	治理效应		资源效应			
	(1)Turn	(2)Turn	(3)KZ	(4)Absinv	(5)KZ	(6)Underinv
Restr	-0.0887 (-0.3476)	0.0471 (0.1322)	-0.5884*** (-6.9453)	-0.0069** (-2.0312)	-0.6867*** (-6.2318)	-0.0060** (-2.2040)
KZ				0.0026*** (3.2852)		0.0009* (1.8549)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4899	2991	4899	4899	2991	2991
Adj-R ²	0.364	0.354	0.461	0.067	0.440	0.115
Sobel Z	-		-3.525***		-1.702*	

五、进一步检验与稳健性检验

(一) 混合所有制改革“治理效应”与“资源效应”的再检验

在传导机制的进一步检验中本文已经得出,国有企业混合所有制改革主要能够通过降低代理成本来抑制过度投资,提高投资效率,体现的是一种“治理效应”。民营企业混合所有制改革主要能够通过缓解融资约束来降低投资不足,改善投资效率,体现的是一种“资源效应”。为了进一步验证不同产权性质下混合所有制改革的“治理效应”和“资源效应”,下文分别从“内部治理机制”和“政府干预”两个层面做进一步检验。一方面,企业内部治理机制健全,其面临的代理成本较低,这将弱化混合所有制改革的“治理效应”;另一方面,政府干预程度越低,资源配置更倾向于通过市场而非政府解决,这将弱化混合所有制改革的“资源效应”。

本文采用内部控制质量(IC)作为内部治理机制的代理变量。内部控制是公司更加本源的

制度安排,其水平高低不仅会影响公司的信息披露质量,还会直接影响公司的代理成本(Doyle等,2007;李万福等,2011)。内部控制质量越高,内部治理机制越完善。本文采用迪博的内部控制指数来量化内部控制质量,以行业年度中位数为标准将企业分为内部控制质量高的样本组和内部控制质量低的样本组。

本文参考采用樊纲指数的分指标“政府与市场的关系”来衡量政府干预水平,指标越大,表示政府干预程度越低。根据样本中位数,将全样本分成政府干预程度较低和政府干预程度较高两个样本组。

分组回归的结果详见表7和表8。表7列示了不同产权性质下,根据内部控制质量分组的回归结果。Panel A和Panel B分别为国有企业和民营企业的分组回归结果。国有企业的回归结果显示,在内部控制程度低的样本组,Restr对投资效率(Absinv)和过度投资(Overinv)的系数分别为-0.0106和-0.0319,并且分别在5%和1%水平上通过了显著性测试;而在内部控制程度高的样本组中,Restr对投资效率(Absinv)和过度投资(Overinv)的系数分别为0.0027和-0.0024,均未通过显著性测试。而在民营企业样本中,混合所有制改革(Restr)对投资效率(Absinv)和投资不足(Underinv)的影响均显著为负,并没有表现出实质性差异。

表7 混合所有制改革、内部治理机制与投资效率

Panel A: 国有企业						
变量	Absinv		Overinv		Underinv	
	内控质量高	内控质量低	内控质量高	内控质量低	内控质量高	内控质量低
Restr	0.0027 (0.5697)	-0.0106** (-2.3683)	-0.0024 (-0.2204)	-0.0319*** (-2.7956)	-0.0032 (-0.8805)	-0.0037 (-0.9950)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2181	2183	838	786	1343	1397
Adj-R ²	0.124	0.067	0.144	0.092	0.152	0.095
Panel B: 民营企业						
变量	Absinv		Overinv		Underinv	
	内控质量高	内控质量低	内控质量高	内控质量低	内控质量高	内控质量低
Restr	-0.0086* (-1.7346)	-0.0080* (-1.7445)	-0.0086 (-0.8074)	-0.0016 (-0.1557)	-0.0077** (-1.9781)	-0.0093** (-2.1866)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2467	2432	1014	894	1453	1538
Adj-R ²	0.065	0.067	0.074	0.058	0.121	0.109

表8列示了不同产权性质下,根据政府干预程度分组的回归结果。Panel A和Panel B分别为国有企业和民营企业的分组回归结果。国有企业的回归结果显示,混合所有制改革(Restr)对投资效率(Absinv)和过度投资(Overinv)的影响在不同的政府干预程度的样本组中均显著为负,并没有表现出实质性差异。而在民营企业样本中,在政府干预程度较高的样本组中,Restr对投资效率(Absinv)和投资不足(Underinv)的系数分别为-0.0105和-0.0109,且通过了至少5%的显著性测试;在政府干预程度较低的样本组中,Restr对投资效率(Absinv)和投资不足(Underinv)的系数均不显著。

以上结果说明,国有企业混合所有制改革对投资效率的改善作用在内部控制质量较低的样本组中更为显著,民营企业混合所有制改革对投资效率的改善作用在政府干预程度较强的

表8 混合所有制改革、政府干预与投资效率

Panel A: 国有企业						
变量	<i>Absinv</i>		<i>Overinv</i>		<i>Underinv</i>	
	政府干预低	政府干预高	政府干预低	政府干预高	政府干预低	政府干预高
<i>Restr</i>	-0.0054 [*] (-1.6675)	-0.0054 [*] (-1.7763)	-0.0186 [△] (-1.3971)	-0.0206 ^{**} (-2.0235)	0.0005 (0.1325)	-0.0079 (-1.0474)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2134	2230	777	847	1357	1383
<i>Adj-R</i> ²	0.102	0.086	0.101	0.090	0.161	0.112
Panel B: 民营企业						
变量	<i>Absinv</i>		<i>Overinv</i>		<i>Underinv</i>	
	政府干预低	政府干预高	政府干预低	政府干预高	政府干预低	政府干预高
<i>Restr</i>	-0.0051 (-0.9454)	-0.0105 ^{**} (-2.4156)	-0.0012 (-0.1007)	-0.0033 (-0.3473)	-0.0041 (-0.9728)	-0.0109 ^{***} (-2.9728)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2171	2728	856	1052	1315	1676
<i>Adj-R</i> ²	0.062	0.078	0.061	0.101	0.118	0.117

样本组中更为显著。结果也进一步证实了国有企业混合所有制改革主要发挥了“治理效应”，而民营企业混合所有制改革主要发挥了“资源效应”。

(二) 稳健性检验^①

1. 替换变量

(1) 替换被解释变量

使用Biddle等(2009)的方法对投资效率重新进行计算,对下列模型(4)分行业、分年度进行回归。其中, *Grow*为企业成长机会,取值为企业上一年度的营业收入增长率, *Inv*为企业的投资支出,和Richardson(2006)的投资效率度量模型定义一致。对模型(4)回归的残差取绝对值并乘以-100,以此定义*Absinv*作为企业投资效率的代理变量,数值越大,投资效率越高,并将其代入模型(1)重新对全样本、国有企业和民营企业进行回归,实证结果具有稳健性。

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Grow_{i,t-1} + \sum Year_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(2) 替换解释变量

构造混合所有制改革的虚拟变量(*Dumspcg*)对解释变量进行替换。在国有企业中,如果前十大股东中存在非国有资本参股, *Dumspcg*取值为1,否则取值为0;同样地,如果民营企业的前十大股东存在国有资本参股, *Dumspcg*取值为1,否则取值为0。将模型(1)中的*Restr*替换为*Dumspcg*后,再次进行回归,研究结果未发生实质性改变。

2. 扩大样本范围,加入创业板、ST和*ST企业

当我们将进行回归的样本扩大,加入前面剔除的创业板、ST和*ST企业之后,再次对全样本、国有企业和民营企业的混合所有制改革与投资效率进行回归,结论与前文基本一致。

3. 内生问题的处理

为了缓解混合所有制改革与投资效率之间的内生问题,本文采用了工具变量法。参考相关文献(Card和Krueger, 1996; Kusnadi等, 2015),本文选择混合所有制改革的行业年度中位数(*Medrestr*)作为工具变量,回归结果未发生实质性改变。

^①鉴于篇幅限制,本文省略了稳健性检验的部分实证结果,如有需要,可向通讯作者索取。

六、研究结论与启示

国有企业引入非国有资本,国有资本参股非国有企业是现阶段发展混合所有制经济的两大思路。本文以2010年至2016年中国A股上市公司为研究样本,基于不同的产权性质实证研究了混合所有制改革与企业投资效率的关系。研究表明,混合所有制改革显著提高了企业的投资效率,不仅降低了过度投资,而且缓解了投资不足。

具体来说,国有企业中非国有资本的引入能够有效降低过度投资,民营企业中国有资本的参股能够有效缓解投资不足。传导机制的研究发现,国有企业的混合所有制改革主要能够减少大股东与经理层之间的代理成本,发挥了异质资本的“治理效应”;而民营企业的混合所有制改革主要能够降低企业融资约束,发挥了国有资本的“资源效应”。进一步研究发现,国有企业混合所有制改革对投资效率的改善作用在内部控制质量较低的样本组中更为显著,民营企业混合所有制改革对投资效率的改善作用在政府干预程度较强的样本组中更为显著,进一步证实了混合所有制改革在不同产权性质企业中发挥的不同效应。

本文的研究具有如下启示:第一,企业混合所有制改革是提高投资效率、优化资源配置的关键举措。对于国有企业,非国有资本的参与能够对管理层形成有效的监督,能够充分发挥其治理效应,降低因为代理成本带来的过度投资,从而提高国有企业的投资效率;对于民营企业,国有资本的参股使得具有天然资源优势的国有资本融入到了民营企业中,能够有效弥补制度缺陷,降低融资约束,从而缓解民营企业因资源匮乏导致的投资不足。

第二,混合所有制改革能够促进市场化公司治理机制的形成,逐步实现政企分离。一方面,在国有企业中引入非国有资本,非国有资本的市场性以及资本逐利性,有助于形成市场化的公司治理体系,减少政府的过度干预,加强了市场机制在国有企业中作用的发挥;另一方面,非国有企业中引入国有资本,实现了对国有资本从行政型治理向经济型治理的转型,达成了从“管经营”到“管资本”的重大改革,有助于推动实现政企分开。

第三,混合所有制改革有助于营造良好的营商环境。一方面,国有企业引入非国有资本,为非国有企业尤其是民营企业创造了新的投资机会,提供了进入特定业务领域的渠道;另一方面,国有资本参股非国有企业,与民营企业建立政治联系,有助于开展政企合作,降低政企之间的信息不对称程度。

第四,实行混合所有制改革有助于我国经济迈向高质量发展。理论和实践证明,混合所有制改革对于优化资源配置、提高企业效率和竞争力、促进企业创新具有一定的成效。对不同产权性质的企业实行混合所有制改革,在巩固我国基本经济制度的同时,通过企业投资效率的提高,激发了不同产权资本的活力,提高了核心竞争力,这对提高我国经济发展质量,实现转型升级具有战略性意义。

主要参考文献:

- [1] 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).
- [2] 陈林. 自然垄断与混合所有制改革——基于自然实验与成本函数的分析[J]. 经济研究,2018,(1).
- [3] 陈仕华,卢昌崇. 国有企业高管跨体制联结与混合所有制改革——基于“国有企业向私营企业转让股权”的经验证据[J]. 管理世界,2017,(5).
- [4] 方军雄. 所有制、制度环境与信贷资金配置[J]. 经济研究,2007,(12).
- [5] 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).
- [6] 韩朝华,戴慕珍. 中国民营化的财政动因[J]. 经济研究,2008,(2).
- [7] 胡一帆,宋敏,张俊喜. 中国国有企业民营化绩效研究[J]. 经济研究,2006,(7).

- [8] 姜付秀,伊志宏,苏飞,等. 管理者背景特征与企业过度投资行为[J]. 管理世界,2009,(1).
- [9] 李广子,刘力. 民营化与国有股权退出行为[J]. 世界经济,2012,(10).
- [10] 李万福,林斌,宋璐. 内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制? [J]. 管理世界,2011,(2).
- [11] 李文贵,余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界,2015,(4).
- [12] 李增泉. 关系型交易的会计治理——关于中国会计研究国际化的范式探析[J]. 财经研究,2017,(2).
- [13] 刘小玄,李利英. 企业产权变革的效率分析[J]. 中国社会科学,2005,(2).
- [14] 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).
- [15] 罗明琦. 企业产权、代理成本与企业投资效率——基于中国上市公司的经验证据[J]. 中国软科学,2014,(7).
- [16] 马红,侯贵生. 混合所有制改革、地方国企依赖与国有企业创新升级——基于制造业的实证研究[J]. 上海财经大学学报,2019,(2).
- [17] 马连福,王丽丽,张琦. 混合所有制的优序选择:市场的逻辑[J]. 中国工业经济,2015,(7).
- [18] 綦好东,郭骏超,朱炜. 国有企业混合所有制改革:动力、阻力与实现路径[J]. 管理世界,2017,(10).
- [19] 宋增基,冯莉茗,谭兴民. 国有股权、民营企业参与与企业融资便利性——来自中国民营控股上市公司的经验证据[J]. 金融研究,2014,(12).
- [20] 王甄,胡军. 控制权转让、产权性质与公司绩效[J]. 经济研究,2016,(4).
- [21] 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,(4).
- [22] 俞红海,徐龙炳,陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资[J]. 经济研究,2010,(8).
- [23] 喻坤,李治国,张晓蓉,等. 企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J]. 经济研究,2014,(5).
- [24] 余明桂,李文贵,潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 经济研究,2013,(9).
- [25] 于蔚,汪淼军,金祥荣. 政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J]. 经济研究,2012,(9).
- [26] 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).
- [27] 张云,刘丽娟,尹筑嘉. 股权结构特征与混合所有制企业效率[J]. 会计与经济研究,2019,(3).
- [28] 赵璨,王星晨,曹伟,等. 国有企业混合所有制改革中的制度阻力——基于地方政府政绩压力的证据[J]. 上海财经大学学报,2020,(2).
- [29] Bertrand M, Mullainthan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043–1075.
- [30] Biddle G C, Hilary G, Verdi R S. How dose financial reporting quality relate to investment efficiency? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48(2–3): 112–131.
- [31] Card D, Krueger A B. School resources and student outcomes: An overview of the literature and new evidence from North and South Carolina[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1996, 10(4): 31–50.
- [32] Doyle J T, Ge W, McVay S. Accruals quality and internal control over financial reporting[J]. *The Accounting Review*, 2007, 82(5): 1141–1170.
- [33] Faccio M. Politically-connected firms[J]. *American Economic Review*, 2006, 96(1): 369–391.
- [34] James SA, Rebel A, Co le. Agency cost and ownership structure[J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(1): 81–106.
- [35] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4): 305–360.
- [36] Kusnadi Y, Yang Z F, Zhou Y X. Institutional development, state ownership and corporate cash holdings: Evidence from China[J]. *Journal of Business Research*, 2015, 68(2): 351–359.
- [37] Lamont O, Polk C, Saá-Requejo J. Financial constraints and stock returns[J]. *The Review of Financial Studies*, 2001, 14(2): 529–554.
- [38] Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(11): 159–189.
- [39] Xin K R, Pearce J L. Guanxi: Connections as substitutes for formal institutional support[J]. *The Academy of Management Journal*, 1996, 39(6): 1641–1658.

Mixed Ownership Reform: Governance Effect or Resource Effect? Research on Enterprise Investment Efficiency Based on Different Property Rights

Zhao Can^{1,2,3}, Su Lisha¹, Cao Wei^{1,2,3}

(1. School of Management, Ocean University of China, Shandong Qingdao 266100, China;

2. China Business Working Capital Management Research Center, Shandong Qingdao 266100, China;

3. China Academy of Mixed Ownership and Capital Management, Shandong Qingdao 266100, China)

Summary: It is an important strategic measure for China's economic transformation and upgrading to give full play to the value of different property rights capital, activate the vitality of enterprises and realize high-quality development. At present, introducing non-state capital into state-owned enterprises, and state-owned capital sharing in non-state enterprises are two main ideas for developing mixed ownership economy. The mixed ownership reform of enterprises is mainly manifested as "governance effect" and "resource effect". Does the mixed ownership reform of Chinese enterprises play a governance effect, a resource effect, or both? For the study of the above problems, this paper takes Chinese A-share listed companies in 2010 and 2016 as research samples, and manually collects the detailed information of the top ten shareholders. Based on the unique dual ownership structure in China and the characteristics of mixed ownership reform of enterprises with different property properties, the index system of mixed ownership reform of enterprises with different property properties is constructed, and the relationship between mixed ownership reform and investment efficiency of enterprises with different property properties is studied.

The empirical study finds that the mixed ownership reform significantly improves the investment efficiency of enterprises. For state-owned enterprises, the introduction of non-state capital reduces the over-investment of enterprises. For private enterprises, the participation of state-owned capital alleviates the lack of enterprise investment. The study of transmission mechanism finds that the mixed ownership reform of state-owned enterprises reduces the agency cost between shareholders and managers, showing the "governance effect" of mixed ownership reform. However, the mixed ownership reform of private enterprises reduces the financing constraints of enterprises and shows the "resource effect" of mixed ownership reform. Further research shows that the improvement effect of mixed ownership reform on investment efficiency of state-owned enterprises is more obvious in the samples with lower quality of internal control. The effect of mixed ownership reform on the investment efficiency of private enterprises is more obvious in regions with strong government intervention, which further confirms the "governance effect" of mixed ownership reform of state-owned enterprises and the "resource effect" of mixed ownership reform of private enterprises. This study not only enriches the relevant research on the economic consequences of mixed ownership reform in Chinese enterprises, but also provides some policy inspiration for the government to promote the reform of mixed ownership and develop mixed ownership economy.

Key words: mixed ownership reform; investment efficiency; governance effect; resource effect

(责任编辑:倪建文)