

混合所有制改革 有助于提升国有企业投资效率吗？*



李井林

(湖北经济学院会计学院/湖北会计发展研究中心,湖北 武汉 430205)

内容提要:混合所有制改革是新时期全面深化国有企业改革的重点内容。国有企业通过混合所有制改革引入非国有资本,既能因预算约束硬化而强化融资约束,又可通过形成股权主体多元和融合的股权结构而改善公司治理,尤其是对企业投资形成有效约束。本文基于2003—2017年中国沪深交易所国有上市公司前10大股东的股权性质和持股比例数据,从“质”与“量”的双重视角考察了国有企业混合所有制改革对企业投资效率的影响效应和作用机制。研究发现:从影响结果来看,国有企业混合所有制改革对企业投资效率存在显著的提升效应;从影响程度来看,国有企业通过混合所有制改革所产生的股权主体多样性和融合度(制衡度)对提升企业投资效率也存在显著的促进作用;从作用机理来看,国有企业混合所有制改革对企业投资效率的提升机理主要在于公司治理水平的改善,而非融资约束的强化。上述研究发现对新时期国有企业进一步推进混合所有制改革以完善公司治理水平和提升企业投资效率提供了经验借鉴。

关键词:混合所有制改革 投资效率 股权主体多样性 股权主体融合度

中图分类号:F275.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)01—0056—15

一、引言

国有企业改革一直是理论界与实务界重点关注的话题,改革开放以来先后经历了放权让利、制度创新、国资监管和分类改革四个阶段(黄群慧,2018)^[1]。在改革的制度红利下,一大批股权结构多元化和经营机制市场化导向的“新型国有企业”不断发展(金碚和黄群慧,2005)^[2],国有企业也在改革的进程中不断做优做强做大。2020年,在《财富》“世界500强”中的中央国有企业达到48家,较2003年的6家增长了7倍。然而,在经济高质量发展和培育具有全球竞争力的世界一流企业为引领的时代背景下,进一步推动国有企业实现高质量发展十分紧迫(黄速建等,2018)^[3]。国有企业过度投资和投资不足所形成的非效率投资是当前国有企业效率低下的重要体现,其可能的原因在于国有企业存在所有者主体缺位、监督失效以及预算软约束等问题(林毅夫和李志赞,2004^[4];黄速建,2014^[5])。因此,如何完善国资管理体制、改善国有企业治理结构、促进国有企业转变经营机制成为新时代国有企业全面深化改革的重点。混合所有制改革是新时代全面深化国有企业改革的重要突破口(常修泽,2017)^[6],其目标之一在于实现公司治理优化和资源配置效率提高,进而会对企业投资效率产生重要影响。一方面,国有企业通过引入非国有资本异质性股东形成的多元制衡的股权结构和股东关系,将会改善国有企业治理水平,进而影响企业的投资效率;另一

收稿日期:2020-08-19

* 基金项目:国家社会科学基金项目“并购视角下企业杠杆率动态调整的理论及实证研究”(17CGL013)。

作者简介:李井林,男,副教授,博士,研究领域是公司理财、并购重组与企业社会责任,电子邮箱:lijinglin1985@163.com。

方面,混合所有制改革所带来的治理结构改变将有助于硬化国有企业预算约束和优化资源配置,从而影响企业的投资效率。

混合所有制改革并不是新生事物,早在1993年党的十四届三中全会就首次提出“财产混合所有”这一新的财产所有制结构,可以理解为混合所有制经济的理论雏形。2013年党的十八届三中全会更是将混合所有制经济提升到基本经济制度重要实现形式的高度。2017年党的十九大和2019年党的十九届四中全会进一步对国有企业混合所有制改革提出了新的更高要求。与此同时,学者们围绕国有企业混合所有制改革问题也展开了大量的研究。在国有企业混合所有制改革的影响因素研究方面,学者们认为非国有资本股东权利的保障(黄速建,2014)^[5]、非国有股东对国有企业政治优势和资源优势的追求(郑志刚,2015)^[7]、国有企业高管跨体制联结(陈仕华和卢昌崇,2017)^[8]、国有企业既得利益者、激励机制落后以及公众担忧(綦好东等,2017)^[9]、政府的放权意愿(蔡贵龙等,2018)^[10]等方面将影响国有企业混合所有制改革进程。在国有企业混合所有制改革的效应研究方面,学者们认为混合所有制改革对企业投融资行为及其效应产生了重要影响,比如企业创新(朱磊等,2019)^[11]、资本成本(汪平等,2015)^[12]、债务融资(吴秋生和独正元,2019)^[13]、现金持有(杨兴全和尹兴强,2018)^[14]、股利政策(卢建词和姜广省,2018)^[15]、公司治理(郝云宏和汪茜,2015)^[16]、高管薪酬业绩敏感性(蔡贵龙等,2018)^[10]、内部控制质量(刘运国等,2016)^[17]、会计信息质量(曾诗韵等,2017)^[18]、政策性负担(张辉等,2016)^[19]、风险承担水平(王美英等,2020)^[20]、企业成长(方明月和孙鲲鹏,2019)^[21]、企业绩效(周志强和徐新宇,2020)^[22]等。而在国有企业混合所有制改革对企业投资效率影响的研究方面,学者们主要从静态视角考察了混合所有制企业股权结构对企业投资效率的影响效应(李春玲等,2017)^[23];向东和余玉苗,2020^[24]),而较少考察国有企业混合所有制改革对企业投资效率的影响效应及其机制。基于此,本文试图着重探究如下几个问题:国有企业混合所有制改革(是否混改)与企业投资效率的关系如何?混合所有制改革影响国有企业投资效率的作用机制是怎样的?是通过融资约束“硬化”还是通过缓解委托代理问题得以实现?国有企业异质股东多样性和融合度(混改程度)与企业投资效率的关系如何?

本文可能的贡献在于:(1)分别从“质”(混合所有制改革与否)和“量”(混合所有制改革程度)的双重视角考察混合所有制改革是否有助于提升国有企业投资效率,丰富了混合所有制改革的效应研究;(2)从企业投资效率视角考察国有企业混合所有制改革所带来的公司治理效应和融资约束效应是否为导致国有企业混合所有制改革不同经济后果的作用机制,为国有企业在实行混合所有制改革过程完善公司治理机制提供理论参考和经验证据支持;(3)拓宽了股权结构与公司财务相关话题研究,以往文献主要从产权性质视角考察企业投资行为(李延喜等,2015)^[25],本文在揭示国有企业混合所有制改革影响企业投资效率作用机制(公司治理改善还是融资约束硬化)的同时,进一步考察了异质股东多样性和融合度对企业投资行为的影响,拓宽了产权结构安排与企业行为选择之间关系的研究,也丰富了企业投资效率影响因素的研究。

二、理论分析和研究假设

已有文献普遍认为,信息不对称问题导致企业融资不足从而丧失价值增值的投资机会,进而产生投资不足现象;而委托代理问题产生的道德风险导致管理层滥用资金建设“经理人帝国”,产生过度投资现象。已有研究认为,中国国有企业投资效率相对较低,其原因可从如下两方面予以解释:一方面,由于中国国有企业长期处于“一股独大”和“所有者缺位”的状态,导致产生“内部人控制”现象和监督失效,进而造成严重的委托代理问题(魏明海和柳建华,2007)^[26],管理者可能会做出偏离股东价值最大化目标的投资决策,从而造成企业投资效率低下;另一方面,由于国有企业存

在较严重的政府行政干预和政策性负担,导致预算软约束,因而不能对国有企业的投资决策形成有效约束,从而造成企业投资效率低下。而国有企业通过引入非国有资本实行混合所有制改革的本质在于“混在股权、融在治理”,即通过优化股权结构,实现公司治理的改善和资源配置效率的提升(綦好东等,2017)^[9]。

1. 混合所有制改革的治理效应

从国有企业混合所有制改革的治理效应来看,国有企业非效率投资的经理人观认为,国有企业由于所有者缺位和管理者薪酬行政管制造成对管理者的监督和激励机制失效,导致管理者在投资决策中存在严重的道德风险和机会主义行为(余明桂等,2013)^[27]。而国有企业混合所有制改革通过引入社会资本尤其是机构资本将有助于解决所有者虚置和“一股独大”所带来的内部人控制和监管失效等委托代理问题(黄速建,2014)^[5],这主要通过强化对管理层和控股股东两方的监督和约束以降低委托代理冲突。

(1)混合所有制改革所形成的股权主体多样性有助于加强对管理层的监督而缓解委托代理冲突。一方面,国有企业通过混合所有制改革引入非国有资本异质性股东将带来多元化股权结构和股东关系(马连福等,2015)^[28],多个大股东常被看作是一个重要且有效的内部公司治理机制(Boateng和Huang,2017)^[29],国有企业混合所有制改革引入非国有资本股东,形成多个异质大股东,实现产权结构多元化和产权主体实化。具有逐利天性的非国有资本股东具有较强的意愿和动机去监督管理层,缓解股东与管理层之间委托代理冲突,保障公司投资行为符合自身利益最大化目标,从而提高企业投资效率(马连福等,2015)^[28]。另一方面,引入的非国有资本异质股东会通过委派高管改善董事会结构(綦好东等,2017)^[9],通过积极参与混合所有制企业治理(蔡贵龙等,2018)^[10],提高会计信息质量(曾诗韵等,2017)^[18]和内部控制质量(刘运国等,2016)^[17],并强化管理层薪酬和离职对业绩的敏感度(郝阳和龚六堂,2017)^[30],最终提高企业投资效率。

(2)混合所有制改革所形成的股权融合(制衡)有助于加强对控股股东的监督而缓解委托代理冲突。一方面,国有企业通过混合所有制改革引入非国有资本也将产生合理制衡的股权结构和股东关系(郝云宏和汪茜,2015)^[16],非国有资本异质股东通过控制权争夺或监督控股股东来降低信息不对称问题和委托代理问题,抑制控股股东的控制权私利行为,因此提高企业投资效率(Jiang等,2018)^[31];另一方面,混合所有制改革所形成的非国有股东和国有股东之间的制衡关系能降低国有企业的政策性负担和政府对企业投资决策的行政干预(张辉等,2016)^[19]。虽然政府仍然可能通过干预企业投资决策来实现其政治目标,但追求经济目标的非国有股东出于自身利益的考虑会形成制衡机制,增加了政府的干预成本和难度,从而使得混合所有制企业的经营目标纯化和市场化,更好地以经济目标制定投资决策,最终提高企业投资效率(马连福等,2015)^[28]。

2. 混合所有制改革的资源配置效应

国有企业混合所有制改革不仅可以有效监督大股东和经理层,还会通过预算硬约束和优化资源配置获得积极效应。

(1)混合所有制改革将有可能带来国有企业预算约束硬化。根据自由现金流假说,在预算软约束条件下,企业管理者存在利用自由现金流进行过度投资行为(魏明海和柳建华,2007)^[26]。由于国有企业存在政策性负担,会产生预算软约束,进而会产生管理者道德风险和融资约束软化,最终造成国有企业过度投资(林毅夫和李志赅,2004)^[4]。而国有企业混合所有制改革的实施,将会减少国有企业的政策性负担、政府行政干预以及政府隐性担保,导致国有企业的资源优势效应弱化、预算约束硬化和融资成本提高,最终强化了国有企业面临的融资约束(杨兴全和尹兴强,2018)^[14]。具体而言,预算约束硬化和融资成本提高导致较大程度地降低国有企业的自由现金流和提高投资者期望的投资回报率,能有效抑制管理者的过度投资行为(汪平等,2015)^[12];政府隐性

担保的减少将提升国有企业在市场竞争中所面临的经营风险和财务风险,使得管理者的投资决策更为谨慎,降低投资规模(申慧慧等,2012)^[32]。

(2)国有企业混合所有制改革有助于资源配置优化。一方面,国有企业引入非国有资本能够移植非国有企业灵活的市场经营机制,提升国有企业资源配置效率,促进国有资产保值增值(祁怀锦等,2019)^[33];另一方面,非国有资本参与国有企业混合所有制改革能够获得国有企业的垄断特权或融资优势,改变其在市场竞争中的劣势(杨瑞龙,2018)^[34],最终实现“国企的实力+民企的活力=企业竞争力”的双赢(宋志平,2018)^[35]。混合所有制企业为国有资本和非国有资本的集中投资运营管理提供了平台,在国有企业实现产权结构多元化的同时使附着在各种所有制资本主体上的各种资源相互融合,在实现资源配置优化的同时创造企业价值(朱磊等,2019)^[11]。在融资效率方面,吴秋生和独正元(2019)^[13]认为国有企业混合所有制改革通过缓解委托代理冲突和预算软约束抑制国有企业过度负债。在投资效率方面,刘建丽等(2014)^[36]认为国有企业混合所有制改革通过引入多元投资主体,实现产权结构多元化,改善公司治理,进而提高投资管控效率。因此,本文提出如下假设:

H₁:国有企业混合所有制改革有助于提升企业投资效率。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

由于上市公司自2003年起开始详细披露其前10大股东的姓名、持股数量与性质等数据。基于此,本文以2003—2017年沪深交易所A股非金融类国有上市公司为研究对象,并剔除了被中国证监会特殊处理的ST类上市公司、资产负债率超过1事实上已资不抵债的上市公司以及缺失值较多的上市公司,最终得到18917个公司年度观测值。企业投资效率变量数据借鉴Richardson(2006)^[37]采用残差估计企业投资效率的思想,相关变量数据均来源于国泰安数据库;混合所有制改革变量数据根据上市公司前10大股东性质与持股比例进行判断确定,数据来源于锐思数据库和国泰安数据库中治理结构子数据库;企业规模、企业盈利能力、企业股权集中度、企业董事会规模、企业董事长和总经理两职合一以及企业行业性质变量数据均来源于国泰安数据库。如果样本公司相关变量数据缺失,则根据其度量方法进行计算补充。为了避免异常值的影响,本文对连续型变量观测值进行缩尾处理,所有数据处理和模型估计工作均使用Excel 2013和Stata11完成。

2. 模型设定与变量定义

(1)模型设定。为检验混合所有制改革对企业投资效率的影响,本文借鉴申慧慧等(2012)^[32]以及杨志强和李增泉(2018)^[38]的研究设计,构建回归模型(1)。

$$Ineffinv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Mixfirm_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,*Ineffinv*为企业投资效率,根据模型(2)回归估计的残差绝对值;*Mixfirm*为混合所有制改革变量,*Control*为控制变量。

(2)变量定义。

被解释变量:企业投资效率(*Ineffinv*)。借鉴Richardson(2006)^[37]以及刘慧龙等(2014)^[39]采用残差估计企业投资效率的思想和模型中相关变量的度量方法,本文采用模型(2)的固定效应回归估计残差绝对值来度量企业投资效率,残差绝对值越接近于0,企业投资效率越高。

$$Invest_{it} = \beta_0 + \beta_1 Growth_{it-1} + \beta_2 Lev_{it-1} + \beta_3 Cash_{it-1} + \beta_4 Age_{it-1} + \beta_5 Size_{it-1} + \beta_6 Return_{it-1} + \beta_7 Invest_{it-1} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,*Invest*为企业的新增投资支出,用企业购建与处置固定资产等非流动资产的现金支出净

额与资产总额的比值进行测度；*Growth* 为企业的成长性，用企业营业收入年度增长率进行测度；*Lev* 为企业的财务杠杆水平，用企业负债总额与资产总额的比值进行测度；*Cash* 为企业的现金持有水平，用现金与现金等价物与资产总额的比值进行测度；*Age* 为企业的上市年限，用企业的上市年限加 1 取自然对数进行测度；*Size* 为企业规模，用企业资产总额取自然对数进行测度；*Return* 为企业股票的年度收益率，用考虑现金红利再投资的年个股回报率进行测度，*Industry* 和 *Year* 分别为行业虚拟变量和年度虚拟变量，分别反映行业效应和时间效应。

解释变量：混合所有制改革 (*Mixfirm*)。借鉴张文魁 (2015)^[40] 等文献的测度方法，本文采用如下方法判断上市公司是否实行了混合所有制改革：如果上市公司前 10 大股东均为国有股东，则赋值为 0；否则赋值为 1。

控制变量。借鉴申慧慧等 (2012)^[32] 以及杨志强和李增泉 (2018)^[38]，本文在模型 (1) 中还加入其他控制变量，包括公司特征变量企业规模 (*Size*)、企业盈利能力 (*ROA*)，公司治理变量企业股权集中度 (*Top1*)、企业董事会规模 (*Boardsize*)、企业董事长和总经理两职合一 (*Dual*)，以及行业效应 (*Industry*) 和时间效应 (*Year*)。

相关变量的定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量度量 |
|-------|-------------|------------------|---|
| 被解释变量 | 企业投资效率 | <i>Ineffinv</i> | 借鉴 Richardson (2006) ^[37] 以及刘慧龙等 (2014) ^[39] 等文献的模型，根据模型 (2) 估算的残差绝对值，该值越接近于 0，企业投资效率越高 |
| 解释变量 | 混合所有制改革 | <i>Mixfirm</i> | 如果企业前 10 大股东均为国有股东，赋值为 0，否则赋值为 1 |
| 控制变量 | 企业规模 | <i>Size</i> | 企业总资产取自然对数 |
| | 盈利能力 | <i>ROA</i> | 净利润除以年平均资产总额 |
| | 股权集中度 | <i>Top1</i> | 企业第一大股东的持股比例 |
| | 董事会规模 | <i>Boardsize</i> | 企业董事会总人数取自然对数 |
| | 董事长和总经理两职合一 | <i>Dual</i> | 当企业董事长和总经理两种职务由一人担任时，为 1，否则为 0 |
| | 行业效应 | <i>Industry</i> | 行业虚拟变量，属于该行业时取值 1，否则取值 0 |
| | 时间效应 | <i>Year</i> | 年度虚拟变量，属于该年度时取值 1，否则取值 0 |

资料来源：作者整理

四、假设检验与结果分析

1. 描述性统计与相关性分析

变量的描述性统计结果和 Pearson 相关系数如表 2 所示。企业投资效率变量 (*Ineffinv*) 的标准差为 0.028，最小值与最大值分别为 0.000 与 0.149，说明企业投资效率在不同样本公司之间的差异性较大。混合所有制改革变量 (*Mixfirm*) 的平均值与中位数分别为 0.738 和 1.000，说明样本公司中至少有一半以上的国有上市公司实行了混合所有制改革。在控制变量方面，企业规模 (*Size*)、盈利能力 (*ROA*)、股权集中度 (*Top1*)、董事会规模 (*Boardsize*) 以及两职合一 (*Dual*) 变量的标准差也均较大，在样本公司间也存在着较大差异，说明企业投资效率可能会受到这种差异的影响。此外，混合所有制改革变量 (*Mixfirm*) 和企业投资效率变量 (*Ineffinv*) 显著负相关，说明混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率，初步验证了本文研究假设。

表 2 变量的描述性统计结果和 Pearson 相关系数

| 变量 | 样本量 | 最小值 | 平均值 | 中位数 | 最大值 | 标准差 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|---------------------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|---|
| 1. <i>Ineffinv</i> | 18917 | 0.000 | 0.030 | 0.022 | 0.149 | 0.028 | 1 | | | | | | |
| 2. <i>Mixfirm</i> | 17088 | 0.000 | 0.738 | 1.000 | 1.000 | 0.440 | -0.047*** | 1 | | | | | |
| 3. <i>Size</i> | 18917 | 18.951 | 22.117 | 21.954 | 26.709 | 1.301 | -0.088*** | 0.189*** | 1 | | | | |
| 4. <i>ROA</i> | 18917 | -0.194 | 0.035 | 0.032 | 0.199 | 0.054 | 0.069*** | -0.048*** | 0.063*** | 1 | | | |
| 5. <i>Top1</i> | 18917 | 0.003 | 0.349 | 0.330 | 0.758 | 0.151 | -0.004 | 0.096*** | 0.258*** | 0.107*** | 1 | | |
| 6. <i>Boardsize</i> | 18917 | 1.609 | 2.158 | 2.197 | 2.708 | 0.200 | -0.001 | 0.173*** | 0.247*** | 0.020*** | 0.037*** | 1 | |
| 7. <i>Dual</i> | 18917 | 0.000 | 0.218 | 0.000 | 1.000 | 0.413 | 0.030*** | -0.156*** | -0.134*** | 0.027*** | -0.076*** | -0.180*** | 1 |

注：***、**和*分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.1$

资料来源：作者整理

2. 单变量分析

样本按是否实行混合所有制改革分组的单变量检验结果如表 3 所示。可以看出，混合所有制国有企业的投资效率要显著高于非混合所有制国有企业的投资效率，而且混合所有制国有企业和非混合所有制国有企业之间的投资效率差异均在 1% 的置信水平通过了均值 T 检验和中位数 Mann-Whitney U 检验，说明混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率，初步验证了本文研究假设。此外，其他变量的观测值也在均在 1% 的置信水平通过了混合所有制改革组间差异的均值 T 检验和中位数 Mann-Whitney U 检验。

表 3 混合所有制改革组间差异检验结果

| 变量 | 均值 | | | 中位数 | | |
|------------------|--------------|-------------|------------|--------------|-------------|----------------------|
| | 非混合 所有制企业 | 混合 所有制企业 | T 检验 | 非混合 所有制企业 | 混合 所有制企业 | Mann-Whitney U 检验 |
| <i>Ineffinv</i> | 0.032 | 0.029 | 6.207*** | 0.024 | 0.021 | 8.007*** |
| <i>Size</i> | 21.481 | 21.967 | -27.598*** | 21.369 | 21.797 | -26.408*** |
| <i>ROA</i> | 0.048 | 0.033 | 19.937*** | 0.046 | 0.031 | 24.401*** |
| <i>Top1</i> | 0.347 | 0.375 | -13.416*** | 0.327 | 0.355 | -13.093*** |
| <i>Boardsize</i> | 2.106 | 2.204 | -35.528*** | 2.197 | 2.197 | -35.058*** |
| <i>Dual</i> | 0.349 | 0.173 | 31.290*** | 0.000 | 0.000 | 30.725*** |

注：***、**和*分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.1$

资料来源：作者整理

3. 多变量回归分析

(1) 混合所有制改革对国有企业投资效率的影响。混合所有制改革对国有企业投资效率影响效应的检验结果如表 4 所示。可以看出，无论是采用 OLS 回归估计还是采用双向固定效应回归估计，混合所有制改革变量 (*Mixfirm*) 的回归系数均显著为负，表明混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率，本文研究假设得到支持。

表 4 混合所有制改革对企业投资效率影响的检验结果

| 变量 | (1) OLS | (2) 双向固定效应 |
|----------------|----------------------|----------------------|
| <i>Mixfirm</i> | -0.002*** (-3.94) | -0.001* (-1.94) |
| <i>Size</i> | -0.001*** (-3.48) | -0.005*** (-8.70) |

续表 4

| 变量 | (1) OLS | (2) 双向固定效应 |
|------------------|---------------------|---------------------|
| <i>ROA</i> | 0.036 *** (7.99) | 0.041 *** (7.14) |
| <i>Top1</i> | 0.001 (0.34) | 0.007 (1.52) |
| <i>BoardSize</i> | -0.000 (-0.30) | 0.002 (0.68) |
| <i>Dual</i> | 0.001 ** (2.03) | 0.000 (0.29) |
| <i>Industry</i> | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 0.052 *** (6.99) | 0.167 *** (7.53) |
| N | 17091 | 16899 |
| R ² | 0.048 | 0.057 |

注：***、**和*分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.1$ ；回归估计系数基于异方差假设下稳健性标准误计算得到，下同

资料来源：作者整理

现实中，经理观认为，国有企业存在的产权主体缺位和对管理层监管失效，导致实施更多的非效率投资行为；政治观认为，作为国家政策执行工具的国有企业存在较强的政府行政干预、政策性负担以及预算软约束，导致实施更多的非效率投资行为（李文贵和余明桂，2015）^[41]。混合所有制改革作为全面深化国有企业改革的重要突破口，其目标在于通过引入非国有资本进一步改善公司治理水平和强化市场化经营机制。该检验结果说明，国有企业实施混合所有制改革所形成的多元制衡的股权结构与股东关系，一方面可能会通过使产权主体实化而强化对管理层的激励和监督机制，抑制国有企业管理层滥用资金进行过度投资行为；另一方面，逐利导向的非国有资本的引入可能会使国有企业的经营机制市场化导向更为明确和强化，有利于减轻国有企业的政府干预和政策性负担，通过强化其预算约束进而对投资行为形成有效约束。

(2) 稳健性检验。①内生性问题。考虑到可能存在未观测到的遗漏变量同时影响国有企业混合所有制改革和企业投资效率，即投资效率高的国有企业更有可能实行混合所有制改革。因此，本文选择在模型(1)中将解释变量滞后一期和采用倾向得分匹配法(PSM)下的双重差分法(DID)来控制可能存在的遗漏变量、样本自选择偏差以及反向因果关系所造成的内生性问题。混合所有制改革影响国有企业投资效率可能存在的内生性检验结果如表5所示。表5列(1)的回归结果显示，当解释变量和控制变量滞后一期时，混合所有制改革变量的系数仍然在1%的置信水平上显著为负，表明国有企业混合所有制改革有助于抑制企业非效率投资，提升企业投资效率，进一步支持了前述研究结论。而且采用PSM+DID模型的回归结果也显示，无论是面板OLS回归(列(2))还是面板双向固定效应回归(列(3))，混合所有制改革变量与时间变量交互项(*Mixreform* × *Time*)的回归系数均显著为负，说明动态视角下混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率，进一步支持了前述研究结论。

表 5 混合所有制改革对企业投资效率影响内生性检验结果

| 变量 | (1) 滞后一期 | PSM + DID | |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | (2) OLS | (3) 双向固定效应 |
| <i>Mixfirm</i> | -0.002 *** (-3.51) | | |
| <i>Mixreform</i> × <i>Time</i> | | -0.002 ** (-2.27) | -0.002 * (-1.77) |
| <i>Time</i> | | -0.006 *** (-5.53) | -0.034 *** (-2.72) |
| <i>Mixreform</i> | | -0.001 (-0.65) | 0.001 (0.60) |
| <i>Industry</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 0.116 *** (6.63) | 0.059 *** (8.43) | 0.053 *** (2.69) |
| N | 16899 | 18917 | 18917 |
| R ² | 0.053 | 0.046 | 0.049 |

注:参考蔡贵龙等(2018)^[10]等文献,选择企业规模(*Size*)、盈利能力(*ROA*)、管理费用率(*Agency*)、股权集中度(*Top1*)、董事会规模(*BoardSize*)、董事长和总经理两职合一(*Dual*)作为匹配变量,并采用无放回的一对一近邻匹配方式构造实验组(*Mixreform* = 1)和控制组(*Mixreform* = 0),所有匹配变量满足平衡性检验要求;考虑到2013年党的十八届三中全会首次将混合所有制经济提升到基本经济制度重要实现形式的高度,因此将2013年作为双重差分法评估国有企业混合所有制改革投资效率提升效应的政策执行时点;实验期为2014—2017年,非实验对比期为2003—2013年;***、**和*分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.1$

资料来源:作者整理

②变量替换。第一,企业投资效率变量替换。借鉴 Biddle 等(2009)^[42]以及王克敏等(2017)^[43]对企业投资效率的度量方法,本文采用模型(3)的固定效应回归估计残差绝对值来重新度量企业投资效率,残差绝对值越接近于0,企业投资效率越高。

$$Invest_{it} = \delta_0 + \delta_1 Growth_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

混合所有制改革对国有企业投资效率影响效应的检验结果如表6所示。可以看出,混合所有制改革变量的回归估计系数在5%的置信水平上显著为负,表明混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率,该结果也支持了前述研究结论。

表 6 混合所有制改革对企业投资效率影响的检验结果

| 变量 | (1) |
|-----------------|----------------------|
| <i>Mixfirm</i> | -0.002 ** (-1.97) |
| <i>Industry</i> | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 |
| 截距项 | 0.129 *** (11.31) |
| N | 14487 |
| R ² | 0.056 |

注:***和**分别表示 $p < 0.01$ 和 $p < 0.05$

资料来源:作者整理

第二,混合所有制改革变量替换。借鉴张文魁(2015)^[40]对混合所有制企业的认定方法,本文采用如下方法重新识别上市公司是否实行混合所有制改革:如果上市公司前三大股东均为国有股东,则 *Mixfirm1* 赋值为 0;如果上市公司前三大股东中,既有国有股东,也有非国有股东(民营股东或外资股东),则 *Mixfirm1* 赋值为 1。混合所有制改革对国有企业投资效率影响的检验结果如表 7 所示。可以看出,混合所有制改革变量的系数在 10% 的置信水平上显著为负,表明国有企业混合所有制改革有利于抑制企业非效率投资行为,提升企业投资效率。该结果仍然支持了前述研究结论。

表 7 混合所有制改革对企业投资效率影响的检验结果

| 变量 | (1) |
|-----------------|--------------------|
| <i>Mixfirm1</i> | -0.001* (-1.70) |
| <i>Industry</i> | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 |
| 截距项 | 0.054*** (8.55) |
| N | 15088 |
| R ² | 0.050 |

注:*** 和 * 分别表示 $p < 0.01$ 和 $p < 0.1$

资料来源:作者整理

五、机制分析与拓展性检验

1. 机制分析:混合所有制改革的融资约束和公司治理机制视角

(1)混合所有制改革影响企业投资效率的融资约束机制。已有研究普遍认为,信息不对称问题产生的企业融资约束和委托代理问题产生的道德风险是企业非效率投资行为的两个主要驱动因素。那么,国有企业混合所有制改革的投资效率提升效应是否源于预算约束硬化导致的融资约束强化和股权主体多元化导致的公司治理改善呢?

从混合所有制改革影响国有企业投资效率的融资约束机制而言,前文已论述混合所有制改革有助于降低国有企业的政策性负担、政府行政干预以及政府隐性担保,导致国有企业的资源优势效应弱化、预算约束硬化和融资成本提高,最终强化了国有企业面临的融资约束(杨兴全和尹兴强,2018)^[14]。而融资约束强化则会减少企业自由现金流量,从而抑制企业非效率投资行为(魏明海和柳建华,2007)^[26]。为检验混合所有制改革投资效率提升效应的融资约束机制,本文借鉴 Almeida 等(2004)^[44]以及杨兴全和尹兴强(2018)^[14]通过现金-现金流敏感性测度企业融资约束程度的研究设计及其模型中变量的测度方法,构建模型(4)。

$$\Delta Cash_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 Mixfirm_{it-1} + \alpha_3 CF_{it} \times Mixfirm_{it-1} + \alpha_4 M/B_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Capex_{it} + \alpha_7 \Delta NWC_{it} + \alpha_8 \Delta SD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,被解释变量 $\Delta Cash$ 为企业的现金与现金等价物与资产总额比值的变动额;解释变量 CF 为企业经营活动产生的现金流量净额与资产总额的比值, $Mixfirm$ 为混合所有制改革变量, $CF \times Mixfirm$ 为企业经营活动产生的现金流与混合所有制改革的交互项。此外,本文在模型(4)中还控制了企业投资机会(M/B),用(市值+负债账面价值)/资产账面价值进行测度;企业规模($Size$),用企业资产总额的自然对数进行测度;企业资本性支出($Capex$),用企业购建与处置固定资产等非流动资产的现金支出净额与资产总额的比值进行测度;企业扣除现金的营运资本年度变动额与资产总额的比值(ΔNWC)、企业短期债务年度变动额与资产总额的比值(ΔSD)。如果混合所有制改革强化了企业融资约束程度,则 $CF \times Mixfirm$ 的系数应显著为正。混合所有制改革的融资约束机制

的检验结果如表 8 所示。该结果显示,经营活动产生的现金流与混合所有制改革交互项 ($CF \times Mixfirm$) 的回归系数为正,但并未通过统计意义上的显著性检验,即混合所有制改革并未强化国有企业融资约束程度。该结果支持了杨兴全和尹兴强(2018)^[14]的研究结论。表明国有企业混合所有制改革并未因异质股东的引入而立即丧失其融资优势,相反,国家为推进混合所有制改革更有可能给予其更多的资金支持,在一定程度上还可能缓解企业的融资约束(郝阳和龚六堂,2017)^[30]。基于上述分析,混合所有制改革并未通过融资约束机制而作用于企业投资效率。

表 8 混合所有制改革影响企业投资效率的融资约束机制检验结果

| 变量 | (1) |
|---------------------|------------------------|
| CF | 0.114 *** (6.22) |
| $Mixfirm$ | 0.009 *** (5.37) |
| $CF \times Mixfirm$ | 0.009 (0.45) |
| M/B | -0.000 (-0.42) |
| $Size$ | 0.003 *** (5.93) |
| $Capex$ | -0.425 *** (-31.05) |
| ΔNWC | -0.553 *** (-42.35) |
| ΔSD | -0.654 *** (-42.03) |
| $Industry$ | 控制 |
| $Year$ | 控制 |
| 截距项 | -0.042 ** (-2.45) |
| N | 18917 |
| R^2 | 0.384 |

注:***和**分别表示 $p < 0.01$ 和 $p < 0.05$

资料来源:作者整理

(2)混合所有制改革影响企业投资效率的公司治理机制。借鉴学者们普遍采用管理费用率测度代理成本和总资产周转率来测度代理效率(李寿喜,2007)^[45],本文进一步考察了国有企业混合所有制改革是否通过降低代理成本和提高代理效率而提升企业投资效率。借鉴温忠麟等(2004)^[46]提出的中介效应检验程序,混合所有制改革通过降低显性代理成本(管理费用率)和提高代理效率(总资产周转率)影响企业投资效率的检验结果(如表 9 所示)。表 9 列(1)~列(4)显示了代理成本对混合所有制改革与企业投资效率之间关系的中介作用的回归结果。本文首先检验了自变量(混合所有制改革变量)对因变量(企业投资效率变量)影响的总效应,列(1)表明混合所有制改革变量($Mixfirm$)的回归系数在 1% 的置信水平上显著为负,即对国有企业非效率投资行为存在显著的负向影响效应;然后检验了自变量(混合所有制改革)对中介变量(代理成本)的影响效应,列(2)表明混合所有制改革($Mixfirm$)对代理成本存在显著的负向影响效应;进一步地,本文还检验了中介变量(代理成本)对因变量(企业投资效率)的影响效应,列(3)表明代理成本($Agency1$)对企业非效率投资存在显著的正向影响效应;最后检验了自变量(混合所有制改革)与中介变量

(代理成本)对因变量(企业投资效率)的共同影响效应,列(4)表明混合所有制改革(*Mixfirm*)对企业非效率投资存在显著的负向影响效应,并且与列(1)的混合所有制改革(*Mixfirm*)系数相比,显著地减小了。此外,企业代理成本(*Agency1*)显著提升了企业的非效率投资程度。由此可见,代理成本在混合所有制改革与国有企业投资效率之间关系起到中介作用,即混合所有制改革通过降低代理成本提升国有企业投资效率。

表9 混合所有制改革影响企业投资效率的公司治理机制检验结果

| 变量 | 代理成本(<i>Agency1</i>) | | | | 代理效率(<i>Agency2</i>) | | | | 代理成本 + 代理效率 |
|-----------------|------------------------|----------------------|--------------------|----------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------------|----------------------------|
| | (1) c: 总效应 | (2) a: 自变量→中介变量 | (3) b: 中介变量→因变量 | (4) c': (自变量 + 中介变量) → 因变量 | (5) e: 总效应 | (6) a: 自变量→中介变量 | (7) b: 中介变量→因变量 | (8) c': (自变量 + 中介变量) → 因变量 | (9) c': (自变量 + 中介变量) → 因变量 |
| <i>Mixfirm</i> | -0.002*** (-3.94) | -0.006*** (-3.28) | | -0.001** (-2.53) | -0.002*** (-3.94) | 0.024*** (3.45) | | -0.001*** (-2.61) | -0.001*** (-2.63) |
| <i>Agency1</i> | | | 0.016*** (5.99) | 0.001** (2.54) | | | | | 0.001*** (3.32) |
| <i>Agency2</i> | | | | | | | -0.006*** (-8.00) | -0.002** (-2.43) | -0.002** (-2.29) |
| <i>Industry</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 0.052*** (6.99) | 0.285*** (19.94) | 0.043*** (5.75) | 0.108*** (15.10) | 0.052*** (6.99) | -0.532*** (-8.07) | 0.054*** (7.59) | 0.106*** (15.42) | 0.105*** (15.29) |
| N | 17091 | 22175 | 18917 | 16899 | 17091 | 22181 | 18917 | 16899 | 16899 |
| R ² | 0.048 | 0.102 | 0.048 | 0.039 | 0.048 | 0.225 | 0.048 | 0.040 | 0.041 |

注:***和**分别表示 $p < 0.01$ 和 $p < 0.05$

资料来源:作者整理

此外,根据中介效应检验程序,表9的列(5)~列(8)的回归结果显示,代理效率(*Agency2*)在混合所有制改革与国有企业投资效率之间关系起到中介作用,即混合所有制改革通过提升代理效率而提升企业投资效率。进一步地,表9的列(9)的回归结果显示,当同时考虑代理成本和代理效率时,代理成本和代理效率对混合所有制改革与国有企业投资效率之间关系的中介效应仍然存在。基于上述分析,国有企业混合所有制改革通过改善公司治理水平而作用于企业投资效率。

2. 拓展性检验

(1)混合所有制企业股权主体多样性对企业投资效率的影响。混合所有制的重要特征在微观企业个体层面主要体现为异质资本相互融合所带来的股权主体多样性和融合度(制衡度),而股权结构的调整优化将会影响企业的资源效应和公司治理效应(马连福等,2015)^[28]。从股权主体多样性而言,混合所有制改革导致的企业股权主体多样性将有助于实现不同所有制资本的优势互补效应,能充分发挥各种所有制资本的制度优势和资源优势。已有的研究表明,股权主体多样性有助于提升企业绩效(马连福等,2015)^[28]、资本成本(陈艳等,2017)^[47]、创新能力(朱磊等,2019)^[11]以及现金股利分配强度和意愿(卢建词和姜广省,2018)^[15]、降低政府干预(武常岐和李稻葵,2005)^[48]和企业风险水平(王美英等,2020)^[20]。那么,股权主体多样性有助于提升企业投资效率吗?本文在混合所有制改革的投资效率提升效应得到验证的基础上,进一步考察了混合所有制改革引致的股权主体多样性对企业投资效率的影响效应。借鉴马连福等(2015)^[28]以及杨兴全和尹兴强

(2018)^[14]等文献,本文采用如下方法测度企业股权主体多样性(*Mixnum*):当企业前十大股东只有国有股东时,*Mixnum*赋值为1;当企业前十大股东包含国有和民营或者国有和外资两类股东时,*Mixnum*赋值为2;当企业前十大股东包含国有、民营、外资三类股东时,*Mixnum*赋值为3。混合所有制企业股权主体多样性对企业投资效率影响效应的检验结果如表10列(1)所示。检验结果显示,企业股权主体多样性(*Mixnum*)的回归系数显著为负,表明国有企业混合所有制改革中引入的具有逐利天性的异质股东通过参与公司治理,使产权主体实化和企业目标经济化和市场化,并有效地强化了对管理者的激励与监督机制,从而提升了企业投资效率。该检验结果支持了许晨曦等(2020)^[49]关于国有企业股权多样性可以显著提升企业投资效率的研究结论。

(2)混合所有制企业股权主体融合度对企业投资效率的影响。从股权主体融合度(制衡度)来看,国有企业混合所有制改革引入非国有资本股东将形成合理制衡的股权结构,有利于改善公司治理和有效解决内部人控制和监督失效问题(郝云宏和汪茜,2015)^[16]。已有的研究表明,股权主体融合度能抑制超额现金持有的过度投资行为(杨兴全和尹兴强,2018)^[14]、抑制过度负债(吴秋生和独正元,2019)^[13]、提高创新水平(朱磊等,2019)^[11]、降低资本成本(陈艳等,2017)^[47]、提升企业绩效(马连福等,2015)^[28]。那么,股权主体融合度有助于提升企业投资效率吗?本文在混合所有制改革投资效率提升效应得到验证的基础上,进一步考察了混合所有制改革引致的股权主体融合度对企业投资效率的影响。借鉴张文魁(2015)^[40]、马连福等(2015)^[28]以及杨兴全和尹兴强(2018)^[14]等文献,本文采用如下方法测度企业股权主体融合度(*Mixrate*):当国有股比例(*Es*)大于非国有股比例(*Ep*)时, $Mixrate = Ep/Es$,否则, $Mixrate = Es/Ep$ 。混合所有制企业股权主体融合度对企业投资效率影响效应的检验结果如表10列(2)所示。检验结果显示,股权主体融合度(*Mixrate*)的回归系数显著为负,表明国有企业混合所有制改革中异质股东的逐步引入,将会提高异质股东股权相互融合(制衡)程度,而不同所有制资本的异质股东之间形成的股权制衡机制则能够提高企业投资效率。该检验结果支持了许晨曦等(2020)^[49]关于国有企业股权融合度或制衡度可以显著提升企业投资效率的研究结论。

表 10 股权主体多样性和融合度影响企业投资效率的检验结果

| 变量 | (1) | (2) |
|-----------------|-----------------------|---------------------|
| <i>Mixnum</i> | -0.001 *** (-3.25) | |
| <i>Mixrate</i> | | -0.002 * (-1.72) |
| <i>Industry</i> | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 0.075 *** (4.82) | 0.075 *** (4.75) |
| N | 18917 | 18917 |
| R ² | 0.048 | 0.047 |

注:***和*分别表示 $p < 0.01$ 和 $p < 0.1$

资料来源:作者整理

六、研究结论与政策启示

国有企业通过混合所有制改革引入社会资本形成股权主体多元融合的股权结构,一方面有利于形成对国有控股股东权力的制衡机制和对国有企业管理者的激励与监督机制,从而使国有企业

产权主体实化和改善国有企业治理水平；另一方面则有利于弱化国有企业的政策性负担和政府干预以及硬化预算约束，使国有企业的经营目标经济化和市场化，从而提高资源配置效率，促进国有企业高质量发展。本文以 2003—2017 年中国沪深交易所国有上市公司为研究对象，从“质”（混合所有制改革）与“量”（股权主体多样性和融合度）的双重视角考察了国有企业混合所有制改革对企业投资效率的影响效应和作用机制。结果表明，在混合所有制改革与否方面，混合所有制改革对国有企业投资效率具有显著的提升效应。进一步地，在混合所有制改革程度方面，混合所有制改革产生的股权主体多样性和股权主体融合度（制衡度）能够实现异质股东之间的相互制衡，对提升国有企业投资效率也具有显著的促进作用。在混合所有制改革作用机制方面，混合所有制改革主要通过提升公司治理水平而非强化融资约束来实现国有企业投资效率的提升。

本文的政策启示：（1）积极推进混合所有制改革，提升企业投资效率。本文研究表明，国有企业通过混合所有制改革引入非国有资本，形成股权主体多元与融合制衡的股权结构有助于提升企业投资效率。因此，需要从广度和深度上积极推进混合所有制改革，合理引入社会资本，实现国有资本与非国有资本相互融合，充分发挥不同所有制资本的优势互补效应，优化企业投资体制机制。（2）充分发挥非国有资本的监督制衡作用，提升混合所有制企业公司治理水平。本文发现，混合所有制改革对国有企业投资效率的提升机理在于提升公司治理水平。因此，国有企业在混合所有制改革过程中不仅要实现在股权结构层面的“混合”，而且要实现在治理结构层面的“混合”，以充分发挥非国有股东制衡和监督的治理效应。（3）提升政府治理水平，保障混合所有制改革效果。本文发现，混合所有制改革对国有企业投资效率的提升机理并不在于预算约束的硬化。因此，在推进混合所有制改革的进程中，需要提升政府治理水平，有效减少国有企业的政府行政性干预和政策性负担，强化国有企业的预算约束，为国有企业混合所有制改革营造良好的外部治理环境，保障混合所有制改革的效果，提高资本配置效率。

当然，本文研究也存在一定的局限性。本文仅从国有企业混合所有制改革与否以及程度视角考察了混合所有制改革对国有企业投资效率的影响效应与机制，未对混合所有制改革的方向和实现路径进行深入分析，未来研究可以进一步考察混合所有制改革不同方向（民营企业混合所有制改革和国有企业混合所有制改革）和不同实现路径（引入战略投资者、整体和分拆上市以及员工持股等）对企业投融资行为及其效应的影响。

参考文献

- [1] 黄群慧. “新国企”是怎样炼成的——中国国有企业改革 40 年回顾[J]. 北京: 中国经济学人, 2018, (1): 58 - 83.
- [2] 金碚, 黄群慧. “新型国有企业”现象初步研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2005, (6): 5 - 14.
- [3] 黄速建, 肖红军, 王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (10): 21 - 43.
- [4] 林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. 北京: 经济研究, 2004, (2): 17 - 27.
- [5] 黄速建. 中国国有企业混合所有制改革研究[J]. 北京: 经济管理, 2014, (7): 12 - 21.
- [6] 常修泽. 中国混合所有制经济论纲[J]. 合肥: 学术界, 2017, (10): 16 - 35.
- [7] 郑志刚. 国企公司治理与混合所有制改革的逻辑和路径[J]. 深圳: 证券市场导报, 2015, (6): 6 - 14.
- [8] 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“国有企业向民营企业转让股权”的经验证据[J]. 北京: 管理世界, 2017, (5): 107 - 118, 169.
- [9] 蔡好东, 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]. 北京: 管理世界, 2017, (10): 8 - 19.
- [10] 蔡贵龙, 郑国坚, 马新啸, 卢锐. 国有企业的政府放权意愿与混合所有制改革[J]. 北京: 经济研究, 2018, (9): 99 - 115.
- [11] 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]. 北京: 经济管理, 2019, (11): 72 - 91.
- [12] 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]. 北京: 中国工业经济, 2015, (9): 131 - 146.
- [13] 吴秋生, 独正元. 混合所有制改革程度、政府隐性担保与国企过度负债[J]. 北京: 经济管理, 2019, (8): 162 - 177.

- [14] 杨兴全,尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有? [J]. 北京:管理世界,2018,(11):93-107.
- [15] 卢建词,姜广省. 混合所有制与国有企业现金股利分配[J]. 北京:经济管理,2018,(2):7-22.
- [16] 郝云宏,汪茜. 混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析[J]. 北京:中国工业经济,2015,(3):150-162.
- [17] 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]. 北京:会计研究,2016,(11):61-68.
- [18] 曾诗韵,蔡贵龙,程敏英. 非国有股东能改善会计信息质量吗? ——来自竞争性国有上市公司的经验证据[J]. 上海:会计与经济研究,2017,(4):30-46.
- [19] 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]. 成都:经济学家,2016,(9):32-41.
- [20] 王美英,陈宋生,曾昌礼,曹源. 混合所有制背景下多个大股东与风险承担研究[J]. 北京:会计研究,2020,(2):117-132.
- [21] 方明月,孙鲲鹏. 国企混合所有制能治疗僵尸企业吗? ——一个混合所有制类啄序逻辑[J]. 北京:金融研究,2019,(1):95-114.
- [22] 周志强,徐新宇. 民营企业参与度对混改型国有企业绩效的影响[J]. 南昌:企业经济,2020,(3):34-41.
- [23] 李春玲,李瑞萌,袁润森. 国有企业混合所有制改革的投资效率[J]. 南昌:企业经济,2017,(4):47-53.
- [24] 向东,余玉苗. 国有企业引入非国有资本对投资效率的影响[J]. 北京:经济管理,2020,(1):25-41.
- [25] 李延喜,曾伟强,马壮,陈克兢. 外部治理环境、产权性质与上市公司投资效率[J]. 天津:南开管理评论,2015,(1):25-36.
- [26] 魏明海,柳建华. 国企分红、治理因素与过度投资[J]. 北京:管理世界,2007,(4):94-101.
- [27] 余明桂,李文贵,潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 北京:经济研究,2013,(9):112-124.
- [28] 马连福,王丽丽,张琦. 混合所有制的优序选择:市场的逻辑[J]. 北京:中国工业经济,2015,(7):5-20.
- [29] Boateng, A., and W. Huang. Multiple Large Shareholders, Excess Leverage and Tunneling: Evidence from an Emerging Market [J]. Corporate Governance: An International Review, 2017, 25, (1): 58-74.
- [30] 郝阳,龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进[J]. 北京:经济研究,2017,(3):124-137.
- [31] Jiang, F., W. Cai, X. Wang, and B. Zhu. Multiple Large Shareholders and Corporate Investment: Evidence from China [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, (50): 66-83.
- [32] 申慧慧,于鹏,吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 北京:经济研究,2012,(7):113-126.
- [33] 祁怀锦,李晖,刘艳霞. 政府治理、国有企业混合所有制改革与资本配置效率[J]. 重庆:改革,2019,(7):40-51.
- [34] 杨瑞龙. 国有企业改革逻辑与实践的演变及反思[J]. 北京:中国人民大学学报,2018,(5):50-62.
- [35] 宋志平. 我的改革心路4 [J]. 北京:中国建材,2018,(7):60-77.
- [36] 刘建丽,张文珂,张芳芳. 中央国有企业投资管控效率对股东回报的影响——基于国有企业股权多元化目标的研究 [J]. 北京:中国工业经济,2014,(8):111-123.
- [37] Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11, (2-3): 159-189.
- [38] 杨志强,李增泉. 混合所有制、环境不确定性与投资效率——基于产权专业化视角 [J]. 上海财经大学学报,2018,(2):5-25.
- [39] 刘慧龙,王成方,吴联生. 决策权配置、盈余管理与投资效率[J]. 北京:经济研究,2014,(8):93-106.
- [40] 张文魁. 混合所有制的公司治理与公司业绩 [M]. 北京:清华大学出版社,2015.
- [41] 李文贵,余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 北京:管理世界,2015,(4):112-125.
- [42] Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? [J]. Journal of Accounting & Economics, 2009, 48, (2-3): 112-131.
- [43] 王克敏,刘静,李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究 [J]. 北京:管理世界,2017,(3):113-145.
- [44] Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach. The Cash Flow Sensitivity of Cash [J]. Journal of Finance, 2004, 59, (4): 1777-1804.
- [45] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率 [J]. 北京:经济研究,2007,(1):102-113.
- [46] 温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 北京:心理学报,2004,(5):614-620.
- [47] 陈艳,李佳颖,李知恩. 混合所有权结构与国有企业投资——基于资本成本中介效应的实证分析 [J]. 北京:投资研究,2017,(5):48-66.
- [48] 武常岐,李稻葵. 混合市场中的企业行为 [J]. 济南:东岳论丛,2005,(1):38-47.
- [49] 许晨曦,金宇超,杜珂. 国有企业混合所有制改革提高了企业投资效率吗? [J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2020,(3):148-160.

Does the Mixed Ownership Reform of State-owned Enterprises Enhance Investment Efficiency?

LI Jing-lin

(School of Accounting, Hubei University of Economics; Hubei Centre for Accounting Development Research, Wuhan, Hubei, 430205, China)

Abstract: The inefficient investment formed by over investment and under investment of state-owned enterprises is an important manifestation of the low efficiency of state-owned enterprises. The possible reasons lie in the absence of owners, ineffective supervision and soft budget constraints. Therefore, how to improve the management system of state-owned assets, improve the governance structure of state-owned enterprises and promote the transformation of operation mechanism of state-owned enterprises have become the focus of comprehensive deepening reform of state-owned enterprises in the new period. The mixed ownership reform is an important breakthrough in comprehensive deepening the reform of state-owned enterprises. Its goal is to optimize corporate governance and improve the efficiency of resource allocation, which will have an important impact on the enterprises investment efficiency. On the one hand, state-owned enterprises will improve the corporate governance level through the introduction of heterogeneous shareholders of non-state-owned capital to form a multiple-balanced ownership structure and shareholder relations, thereby affecting the enterprises investment efficiency; On the other hand, the changes of governance structure brought about by the mixed ownership reform will help to harden the budget constraints and optimize the resource allocation of state-owned enterprises, thereby affecting the enterprises investment efficiency. Therefore, it is an important subject to investigate the effect and mechanism of state-owned enterprises mixed ownership reform on the enterprises investment efficiency.

Based on the data on the nature and shareholding ratio of the top 10 largest shareholders of state-owned listed companies on the Shanghai and Shenzhen Stock Exchange from 2003 to 2017 in China, this paper attempts to explore the following questions: (1) What is the relationship between the mixed ownership reform of state-owned enterprises (mixed ownership reform or not) and the enterprises investment efficiency? (2) What is the mechanism of the mixed ownership reform affecting the state-owned enterprises investment efficiency? Is the financing constraint hardened or the principal-agent problem alleviated? (3) What is the relationship between the diversity and integration of heterogeneous shareholders in state-owned enterprises (mixed ownership reform degree) and the enterprises investment efficiency?

The main contributions of this paper are as follows: (1) This paper examines whether the mixed ownership reform can help improve the investment efficiency of state-owned enterprises from the dual perspectives of “quality” (mixed ownership reform or not) and “quantity” (mixed ownership reform degree), and enriches the research on the effects of mixed ownership reform. (2) From the perspective of enterprises investment efficiency, this paper examines whether the corporate governance effect and financing constraint effect brought about by the mixed ownership reform of state-owned enterprises are the mechanism that leads to different economic consequences of the mixed ownership reform of state-owned enterprises, and provides theoretical reference and empirical evidence support for the mixed ownership reform of state-owned enterprises to improve the corporate governance level and optimize the resource allocation. (3) While revealing the mechanism of the mixed ownership reform of state-owned enterprises affecting the enterprises investment efficiency, this paper further examines the impact of the diversity and integration of heterogeneous shareholders on enterprise investment behavior, and broadens the research on the relationship between property rights structure arrangements and enterprise behavior choices, Which also enriches the research on the influencing factors of the enterprises investment efficiency.

This research not only has certain policy reference value for further promoting the mixed ownership reform of state-owned enterprises in the new period, but also provides experience and reference for state-owned enterprises to improve corporate governance and improve investment efficiency through mixed ownership reform to promote high-quality development. At the same time, the research conclusions of this paper also show that in the process of mixed ownership reform, state-owned enterprises should not only realize the “mixing” at the level of ownership structure, but also realize the “mixing” at the level of governance structure, so as to give full play to the governance effect of checks and balances and supervision of non-state-owned shareholders.

Key Words: mixed ownership reform; investment efficiency; diversity of equity entities; degree of integration of equity entities

JEL Classification: G31, G32, G34

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2021.2.004

(责任编辑:李先军)