

# 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

赵 璨<sup>1,2,3</sup>, 王星晨<sup>1</sup>, 曹 伟<sup>4</sup>, 杨德明<sup>5</sup>

(1. 中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100; 2. 中国企业营运资金管理研究中心, 山东 青岛 266100; 3. 中国混合所有制改革与资本管理研究院, 山东 青岛 266100; 4. 南京大学 商学院, 江苏 南京 210004; 5. 暨南大学 管理学院, 广东 广州 510000)

**摘要:** 文章以2007–2016年中国A股地方国有上市公司为研究样本,用混合主体深入度和混合主体制衡度衡量国有企业的混合所有制改革程度,研究了地方政府政绩压力对辖区内国有企业混合所有制改革的影响。研究发现,地方政府的政绩压力越大,辖区内国有企业的混合所有制改革程度越低。即地方政府会通过干预辖区内国企的混合所有制改革进程以服务于自身的政绩考核,这成为地方国企混合所有制改革进程中的制度阻力。同时,地方政府基于干预成本和收益的权衡,更倾向于阻碍金字塔层级较少、政策性负担较重的国有企业混改进程。进一步,结合地方官员个体异质性,研究发现地方政府政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在官员年龄小、任期长、具有企业任职经历的样本中更为明显。最后,文章基于中国特色的政治锦标赛激励模式,从治理效应对如何推动国有企业混合所有制改革进行了系统性研究。研究表明,地区非公有制经济的发展、地方政府政绩考核方式的转变均会弱化政绩压力对混合所有制改革的抑制作用。

**关键词:** 政绩压力; 混合所有制改革; 地方国企; 晋升锦标赛

**中图分类号:** F271    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1009-0150(2020)02-0051-18

### 一、引 言

一直以来,国有企业在推动中国经济实现高质量发展过程中发挥着重要作用。但“所有者缺位”“内部人控制”“政策性负担”等先天特点降低了国有企业资源配置和社会生产的效率(Lin等,1998)。为此,中央政府除了对国有企业进行“放权让利”改革、企业制度建设,以及创新国有企业监督管理体制外,也在积极鼓励国有企业吸收民营资本和其他社会资本。2013年中国

收稿日期:2020-01-10

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目“民营企业寻租、政治资本演变及经济后果研究——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); 国家自然科学基金青年项目“债务结构的影响因素、治理效应与债务违约风险”(71802184); 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;

王星晨(1996-),女,山东滨州人,中国海洋大学管理学院硕士研究生;

曹 伟(1984-),男,山东淄博人,南京大学商学院助理研究员(通讯作者);

杨德明(1975-),男,湖北鄂州人,暨南大学管理学院教授,博士生导师。

共产党十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，再次强调了“积极发展混合所有制经济”的重要意义。2017年中国共产党十九大报告也明确指出，要“深化国有企业改革，发展混合所有制经济”。中央政府希望通过混合所有制改革，帮助国有企业改善公司治理结构和完善市场化决策机制，进而提升企业经营治理效率。

然而，就中国混合所有制改革的实践过程来看，却遇到了各种的阻力。这些阻力不仅包括既得利益集团的阻碍、意识形态的固化、公众的担忧，而且还包括落后的激励模式与制度设计（蔡好东等，2017）。在学术界，关于如何有效推进混合所有制改革的影响因素研究相对较少（陈仕华和卢昌崇，2017；蔡贵龙等，2018）。在研究方法上，也更多聚集在规范研究和理论推导（蔡好东等，2017），一直缺乏大样本的经验证据（蔡贵龙等，2018）。因此，从理论层面采用经验研究方法探讨中国国有企业混合所有制改革的阻力及实现路径很有必要。

政府行为一直是解释中国经济现象的首选变量。在分权模式下，中央政府作为委托人与地方政府就本地经济发展和辖区企业生产签订契约。由于双方信息不对称，地方政府的履约意愿成为契约是否最终达成的关键因素，而财政分权和政治晋升则是中央政府保证契约有效达成的特殊制度安排。在这一制度安排下，地方政府和官员为了政绩诉求，会要求辖区企业扩大投资、积极并购、多元化经营、雇佣更多员工、摊派税收和捐款等。特别是当面临较大的政绩压力时，国有企业更可能成为地方政府和官员的主要干预对象（陈冬等，2016；徐业坤和马光源，2019）。

由于国有企业的混合所有制改革会通过权力配置弱化地方政府对辖区国有企业的控制权和干预力，使得地方政府难以通过行政干预以实现其政绩目标。因此，国有企业混合所有制改革进程可能会受到地方政府改革意愿的影响。在众多影响地方政府改革意愿的要素中，政绩考核的制度安排无疑是最为重要的。鉴于此，本文拟从地方政府政治激励的视角研究如下几个问题：第一，地方政府政绩压力是否会影响辖区内国有企业的混合所有制改革进程；第二，地方政府是否会基于“成本—收益”的权衡选择混合所有制改革对象；第三，政府的决策过程往往是通过政府官员来实现的，那么官员个体异质性会对政绩压力与混合所有制改革之间的关系产生何种影响？第四，何种治理机制或制度安排可以缓解地方政府政绩压力对混合所有制改革的阻碍？

为了回答上述问题，本文选取2007—2016年深沪两市A股地方国有上市公司为研究样本，构建了地方政府政绩压力指数和国有企业的混合所有制改革指数，从地方政府政治激励视角，研究了地方政府政绩压力对辖区内国有企业混合所有制改革的影响。与前人研究相比，本文的贡献主要体现在：

第一，从政府干预的视角，补充了官员晋升激励机制等制度因素对国有企业混合所有制改革影响的相关研究。以往关于混合所有制改革影响因素的研究，主要集中在规范研究，不多的经验研究也集中在高管个人特征上。即使有文献涉及政府放权意愿等政府行为对混合所有制改革的影响，也仅是从省级政府层面展开探讨（蔡贵龙等，2018）。但不同层级的地方政府和官员，其关心的政治和经济利益是不同的（周雪光，2005）；同时，与省级官员相比，市级官员的数量更多，这可以增加回归样本的内部结构差异，从而增强回归效度。因此，本文的研究提供了市级政府层面干预行为对混合所有制改革影响的新证据。第二，将地方政府对混合所有制改革的影响研究推进到了官员个体层面。本文讨论的制度阻力不仅来源于官员外部，与地方政府政绩压力相关，而且也来源于官员内部，与官员自身的年龄、任期和是否有企业任职经历等相关。这有助于理解官员个体异质性差异在混改中的不同作用。同时，本文基于“成本—收益”的权衡分析，也对地方政府在混改过程中更倾向于改革哪类企业进行了识别，进一步丰富了混改

对象选择方面的研究。第三,本文的研究也具有一定的现实意义。文章结论不仅为国有企业混合所有制改革提供了制度层面的解释,而且对政府如何通过改进激励机制设计推进国有企业改革,实现“积极发展混合所有制经济”具有一定的启发意义。

## 二、文献综述、理论分析与研究假设

### (一) 中国混合所有制改革的影响因素研究

不同于西方“私有化”或“民营化”的研究,中国国有企业的混合所有制改革更有其特殊含义。混合所有制改革的内容不仅包括了企业产权制度的变革,而且还包含了国有企业经营机制的转换、非公有制经济的引入和市场竞争机制的发展等重要内容(綦好东等,2017)。那么,哪些因素会影响中国国有企业的混合所有制改革呢?首先,在涉及企业产权制度变革方面,王红领等(2001)的研究指出,出于地方收入最大化的考虑,政府会对运营效率差的国有企业实施民营化;但同时,出于政治利益最大化的考量,政府会保留承担该地区就业等社会责任多的国有企业。而胡一帆等(2006)却发现盈利能力和生产效率高会促进国企民营化,胡一帆等将上述两种矛盾的结论归因于样本的选择偏向问题。夏立军和陈信元(2007)则认为,市场化进程缓解了地方政府控制国有企业的经济动机,但中央政府“抓大放小”的战略调整加剧了地方政府控制大规模、管制性行业国有企业的政治动机。杨记军等(2010)研究发现,小规模、非战略性行业的国有企业更有可能被政府实施民营化。

其次,在未涉及企业产权制度变革的方面,綦好东等(2017)指出,既得利益者的阻碍、落后激励机制的制约、意识形态的固化及公众对变革的担忧是阻碍国有企业混合所有制改革的重要因素。陈仕华和卢昌崇(2017)的研究表明,国企高管存在跨体制联结时,会通过传递交易信息和环境信息、缓解意识形态障碍来促进国有企业的混合所有制改革。蔡贵龙等(2018)研究发现,省级政府放权意愿越高,非国有股东持股比例和委派董事、监事和高管的比例均显著提高,即政府的放权意愿对国有企业混合所有制改革具有重要促进作用。黄速建等(2019)认为,混合所有制改革失败可能带来国有资产流失的风险,以及对失去原有权力和优势的顾忌是国有企业混改动力不足的重要原因。

综合上述文献可以发现,现有对国有企业混合所有制改革影响因素,特别是涉及到企业产权制度变革方面的探究还相当有限,且多是基于规范研究的方法展开的。即使有些经验研究从高管个人和地方政府特征两个角度展开,但忽略了三个重要问题。首先,现有关于混合所有制改革中政府干预行为的讨论主要停留在省级政府层面(蔡贵龙等,2018),却没有关注市级政府可能对混改产生的影响。一方面,相比于省级官员,市级官员离权力中心更远,其考核和晋升过程中对政治因素的考虑更少(姚洋和张牧扬,2013)。另一方面,相比于省级官员,市级官员的样本更大、变化更多,而样本内部结构差异可以增强回归的效度。其次,现有关于政府干预下的地方国企混合所有制改革对象选择的研究较少。在政绩考核压力下,地方政府出于自身利益的考虑,可能会对辖区内国有企业有选择地释放控制权,哪类企业会被政府实施混改,哪类企业会被政府继续控制,是一个需要讨论和检验的重要问题。最后,现有关于国有企业混合所有制改革的研究,考察官员异质性的文献不多。政府本身是一个抽象的“黑箱”,表现出来的各种行为其实质是背后官员个体动机的体现(钱先航等,2011)。鉴于以上分析,本文认为从地方政府干预的视角,探寻影响国有企业混合所有制改革的动因很有必要。

### (二) 地方政府政绩压力与混合所有制改革

在中国,自财政分权改革以来,中央政府在债务安排、税收管理和预算执行等各方面都赋

予了地方政府一定的经营自主权。经济权力的下放和有限的权力约束机制,使得地方政府能够最大限度地影响辖区内从要素市场到商品市场的各级领域。但在经济权力下放的同时,政治权力却相对集中(Xu, 2011)。上级官员会通过政治升迁或职务晋升等手段激励下级官员完成或超额完成上级规定的考核目标,再加上官员升迁标准又多以经济表现为主(Li和Zhou, 2005)。因此,地方政府干预辖区经济、摊派政治任务成为其实现地区竞争、公共治理和政治升迁的重要手段。即使现阶段地方政府的政绩考核日趋多样化,但经济增速和财政盈余等仍然是最重要的考核指标(姚洋和张牧扬, 2013)。

由于新中国建国早期“赶超型”经济发展模式所遗留下来的各种问题,以及政府本身就是国有企业的实际控制人,因此国有企业会受到更多政府的干预和影响。大量微观层面的实证研究也发现,为了在“政治晋升锦标赛”中脱颖而出,地方政府和官员会对辖区内国有企业投资、并购、雇佣员工、税收甚至捐赠等施加影响(周雪光, 2005; 薛云奎和白云霞, 2008; 潘红波等, 2008)。虽然近年来经济领域的分权不断向前,公共治理模式也在不断创新,但地方政府并未因此而失去参与国有企业公司治理与生产经营的热情(田利辉, 2005)。

在经历了一系列分权化改革之后,虽然地方政府成为了最终的“剩余索取者”,但也面临较大的GDP增长和财政压力(Qian和Xu, 1993)。经验研究发现,地方政府的政绩压力越大,越有动机将压力转嫁于辖区内的国有企业。如钱先航等(2011)研究发现,随着地方官员政绩压力的增加,城商行会增加中长期贷款,并且信贷资源将投向那些更容易出政绩的建筑和房地产行业,而减少投向难以直接转化为政绩的批发零售业。曹春方等(2014)也认为,政绩压力会导致地方国有企业的过度投资行为。陈冬等(2016)则注意到,在经济下行期,地方政府会将税收和财政支出压力转嫁到地方国有企业头上,使其纳税行为呈现出显著的“逆经济周期支持效应”。徐业坤和马光源(2019)则研究发现,较大的政绩压力使得地方政府更有动机干预企业扩张产能,最终导致辖区内企业产能利用率显著下降。

混合所有制是中国国有企业改革的方向和目标。混合所有制改革的实质是针对国有企业“一股独大”的现象,通过引入非国有资本,增加国有企业股权的多元性,发挥各种类型资本的优势和长处,最终达到共同发展的制度安排(綦好东等, 2017)。张辉等(2016)认为,混合所有制改革主要通过两种方式影响企业:一是通过混改使国有企业经营目标更加市场化,减少政府对其经营行为的行政干预;二是通过混改促进国有企业的信息公开程度与透明度,减轻内部人控制等问题。因此,这一制度安排必然会伴随企业所有权结构的变化,进而在一定程度上减弱地方政府对国有企业的影响力和控制权。特别是当地方政府和官员面临较大的政绩压力时,其推进国有企业股权多元化的动力就会大打折扣。鉴于以上分析,本文提出假设H1:

假设H1: 地方政府的政绩压力越大,辖区内地方国有企业混合所有制改革程度越低。

### (三) 地方政府政绩压力与混合所有制改革的对象识别

诚如前文所述,在政绩压力较小的地区,地方政府更倾向于分散国有股权,而在政绩压力较大的地区,地方政府更倾向于集中国有股权。那么,政绩压力对于地方国企控制力的影响是否存在对象选择上的差异呢?理论上,地方政府干预辖区内企业混合所有制改革进程需要进行“成本—收益”的权衡。通常来说,地方政府更倾向于控制“干预成本”较低和“干预收益”较高的国有企业。

那么,如何识别地方政府“干预成本”的大小呢?本文认为,“金字塔”型股权架构能够很好地识别这一问题。首先,“金字塔”型股权架构是在不转移企业控制权的前提下,实现有效的分

权化管理。在这样的架构中,终极控制人虽然通过直接持股和间接人事任免等手段实现了对不同层级企业的控制,但层级的增加却降低了企业经营信息从底层到顶层的传递效率,增加了实际控制人干预企业的成本。干预成本的增加必定会降低顶层干预底层生产经营的意愿,加强了底层企业的市场化经营程度。其次,在中国国有企业中,普遍存在这种“金字塔”型股权架构,政府通过这种股权结构控制和影响着各类型的国有企业。最后,在经验研究方面,“金字塔”型股权架构作为法律保护的替代机制可以保护公司免受政府行政干预的结论也多次被印证。如,随着地方国有企业“金字塔”层级的增加,企业的过度投资行为减少、税收负担减轻、经理人薪酬与会计业绩的相关性变强、企业创新意愿提高等(Fan等, 2013; Zhang等, 2016; 江轩宇, 2016; 周静和辛清泉, 2017)。因此,在政绩压力较大的情况下,考虑到具体的干预成本,地方政府更倾向于控制金字塔层级较少的地方国有企业,进而阻碍了这类国有企业的混合所有制改革进程。鉴于以上分析,本文提出假设H2:

假设H2: 相对于金字塔层级多的企业,地方政府政绩压力对混合所有制改革的抑制效应在金字塔层级少的企业中更为显著。

进一步识别“干预收益”的大小。地方政府和官员往往会将自身的政绩考核压力分摊至辖区内国有企业,使他们形成政策性负担(Lin和Li, 2008)。这些政策性负担包括,因充实地方财政资金而使企业承担高额税负(陈春华等, 2019)、因保证地区就业稳定而使企业雇佣更多员工(曾庆生和陈信元, 2006)、因拉动当地GDP而使企业过度投资等(曹春方等, 2014)。但并不是所有企业都有承担政策性负担的能力,地方政府和官员更倾向于让有能力承担政策性负担的企业分担其压力,特别是当他们面临较大的政绩压力时。钱先航等(2011)认为,地方政府会将信贷资源引向更容易出政绩的领域和行业。陈冬等(2016)认为,在经济下行期,地方政府会将税收压力和财政支出压力通过税收行政介入的方式转嫁到国有企业。而异质股东的引入,会弱化地方政府在企业中的话语权,企业政策性负担的承担也会随之降低(张辉等, 2016)。因此,在政绩压力较大的情况下,考虑到具体的干预收益,地方政府更倾向于控制能够较好承担政策性负担的地方国有企业,进而阻碍了这类国有企业的混合所有制改革进程。鉴于以上分析,本文提出假设H3:

假设H3: 相对于政策性负担轻的企业,地方政府政绩压力对混合所有制改革的抑制效应在政策性负担较重的企业中更为显著。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择和数据来源

##### 1. 样本选择

本文研究的是市级政府的政绩压力对辖区内国有企业混合所有制改革的影响。因此本文选择了2007年至2016年沪深两市A股市县国有上市公司为初选研究样本。在此基础上剔除了如下样本。(1)剔除金融、保险类上市公司样本;(2)剔除B股上市的公司样本;(3)剔除AB股或AH股交叉上市的公司样本;(4)剔除公司财务数据、地方经济数据缺失的样本;(5)剔除特定功能类的国有企业样本。这是因为,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》中指出分类改革的思路,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;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,有条件的支持非国有资本参股。即特定功能类国有企业的混合

所有制改革仍处在相对管制的阶段。因此,本文将该种类型的国有企业剔除。根据《关于国有企业发展混合所有制经济的意见》,并参考魏明海等(2017)的研究,本文将以下两类样本定义为特定功能类国有企业:第一,涉及国家经济安全和主导国民经济命脉的行业,即军工、电网电力、石油石化、电信、煤炭、民航和航运等;第二,肩负改善民生和保障城市安全等功能的国有企业,即供水、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。通过上述条件筛选,最终得到2551个公司样本的观测值。

## 2. 数据来源

地方国有企业混合所有制程度的原始数据来自上市公司年度报告和天眼查等网站;地方政府政绩压力的原始数据来自《中国城市统计年鉴》,其他宏观数据也来源于此;公司财务数据和企业产权数据主要来自CSMAR数据库。

### (二) 模型设定和变量说明

借鉴马连福等(2015)、陈仕华和卢昌崇(2017)的研究,本文构建模型(1)对假设H1进行检验。假设H2和假设H3的检验是基于模型(1),分别根据上市公司的“金字塔层级”多少和政策性负担轻重进行的分组再检验。

#### 1. 被解释变量:混合所有制改革(Ref)的衡量

$$\begin{aligned} Ref_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Psc_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Growth_{i,t} + \alpha_6 No1_{i,t} \\ & + \alpha_7 Bdsz_{i,t} + \alpha_8 Indsz_{i,t} + \alpha_9 Same_{i,t} + \alpha_{10} Wage_{i,t} + \alpha_{11} Big4_{i,t} \\ & + \alpha_{12} Gdp_{i,t} + \alpha_{13} IndDummy + \alpha_{14} YearDummy + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

本文借鉴马连福等(2015)、郝阳和龚六堂(2017)的研究,首先,通过企业年报报告、天眼查网站判读前10大股东的股权性质。其次,将前10大股东的股权性质分为国有股东、外资股东、民营企业法人股东、机构投资者和自然人五类,其中,后四类统称为非国有股股东。最后,根据国有股和非国有股的比例在各个维度构建关于地方国企混改程度的指标。具体做法是:第一,构建混合主体深入度(*Nostatecgpr*)指标,采用前10大股东中非国有股东持股比例之和量化。*Nostatecgpr*数值越大,表示国有企业中非国有股东持股比例越高,混合所有制改革的程度越高;第二,构建混合主体制衡度(*Restr*)指标,采用非国有股东持股比例除以国有股东持股比例作为混合主体制衡度的代理变量,*Restr*数值越大,表示非国有股东对国有股东的制衡程度越高,混合所有制改革的程度越高。

#### 2. 解释变量:政府政绩压力(*Psc*)

参考钱先航等(2011)、曹春方等(2014)的研究,采用各城市GDP增长率和财政盈余率两组数据衡量地方政府政绩压力(*Psc*)。计算过程如下:首先,分别从上市公司注册地提取并计算每个城市的GDP增长率和财政盈余率。其中,GDP增长率=(年末GDP-年初GDP)/年初GDP;财政盈余率=(财政收入-财政支出)/财政收入。其次,考虑到各城市经济规模、资源禀赋的不同,以及地方官员之间的相对业绩考核机制,本文将各城市分为普通城市、副省级城市和直辖市三类可对比城市组,<sup>①</sup>地方政府政绩压力要在可对比城市组内进行比较。再次,以各地区、各对比组GDP总量为权重加权计算各城市GDP增长率和财政盈余率。最后,按照可对比城市组的比较逻辑,对所属城市进行分类比较,当某城市加权GDP增长率和财政盈余率小于对比组中的加权平均数时,赋值为1,否则为0。政绩压力指数的赋值范围为0至2,指数值越大,政绩压力也越大。

<sup>①</sup>副省级城市共15个,分别为:广州、武汉、哈尔滨、沈阳、成都、南京、西安、长春、济南、杭州、大连、青岛、深圳、厦门和宁波;直辖市共4个,分别为北京、上海、天津和重庆。

### 3. 分组变量

(1) 金字塔层级 (*Rank*) 的分组标准。金字塔层级 (*Rank*) 用最终控制人到上市公司之间的代理链条长度来表示。如果金字塔层级 (*Rank*) 小于等于样本中位数, 将其定义为金字塔层级较少的样本组; 反之, 如果金字塔层级 (*Rank*) 大于样本中位数, 将其定义为金字塔层级较多的样本组。

(2) 政策性负担 (*Burden*) 的分组标准。本文根据企业的政策性负担 (*Burden*) 是否高于所在行业、年度的中位数将全样本分成政策负担重和政策性负担轻的两组样本。本文借鉴张霖琳等 (2015) 关于国有企业政策性负担 (*Burden*) 的计量方法。构建模型 (2) 以估计企业的政策性负担。其中, 因变量 *INTENC* 表示资本密集程度, 用每百万资产雇佣员工衡量, *Size<sub>i,t-1</sub>*, *Lev<sub>i,t-1</sub>*, *Growth<sub>i,t-1</sub>*, *Roa<sub>i,t-1</sub>*, *Capital<sub>i,t-1</sub>* 分别代表第 *t-1* 年的公司规模、资产负债率、营业收入增长率、资产收益率及资产结构, 并进行地区 (*District*), 年度 (*Year*) 及行业 (*Ind*) 的控制; 其次, 计算企业实际资本密集程度与经济要素禀赋所决定的最优资本密集程度的偏离。正残差表现为战略性负担, 源于地方经济增长任务推动下企业被迫进入具有比较优势发展战略的行业或采用比较优势发展战略的技术, 使得其实际资本密度要高于最优资本密集程度, 而负残差表现为雇佣冗员的社会性负担。对残差  $\varepsilon$  取绝对值以衡量国有企业的政策性负担 (*Burden*)。

$$INTENC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Size_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Growth_{i,t-1} + \beta_4 Roa_{i,t-1} + \beta_5 Capital_{i,t-1} + \beta_6 DistrictDummy + \beta_7 YearDummy + \beta_8 IndDummy + \varepsilon \quad (2)$$

### 4. 控制变量的选取

参考马连福等 (2015)、蔡贵龙等 (2018)、陈仕华和卢昌崇 (2017) 的研究, 选取企业规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、资产收益率 (*Roa*)、营业收入增长率 (*Growth*)、第一大股东持股比例 (*No1*)、董事会规模 (*Bdsize*)、董事会独立性 (*Indsize*)、董事长和总经理是否两职合一 (*Same*)、高管薪酬指标 (*Wage*)、四大审计 (*Big4*) 及产业结构 (*Gdpssc*) 等指标作为主要控制变量。此外, 模型 (1) 中还控制了行业 (*Ind*) 和年度 (*Year*) 的固定效应。具体变量定义详见表 1。

表 1 主要变量定义表

变量属性	变量名称	变量符号	变量说明	
被解释变量	混合主体深入度	<i>Nostatecgrpr</i>	前10大股东中非国有股东持股比例之和	
	混合主体制衡度	<i>Restr</i>	前10大股东中非国有股东持股比例除以国有股东持股比例	
解释变量	政绩压力	<i>Psc</i>	各城市GDP增长率和财政盈余率的加权得分之比	
	金字塔层级	<i>Rank</i>	最终控制人到上市公司之间的代理链条长度	
	政策性负担	<i>Burden</i>	模型(2)残差的绝对值	
	企业规模	<i>Size</i>	期末总资产取对数	
	资产负债率	<i>Lev</i>	期末总负债与总资产之比	
	资产收益率	<i>Roa</i>	本期净利润与总资产平均余额之比	
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	本期营业收入与上期营业收入之差除以上期营业收入	
	第一大股东持股	<i>No1</i>	期末公司第一大股东的持股比例	
	控制变量	董事会规模	<i>Bdsize</i>	期末董事会人数取对数
		董事会独立性	<i>Indsize</i>	期末独立董事人数与董事会人数之比
两职合一		<i>Same</i>	期末董事长与总经理两职合一赋值为1, 否则赋值为0	
高管薪酬		<i>Wage</i>	期末前三名高管的薪酬均值取自然对数	
四大审计		<i>Big4</i>	是否由四大会计师事务所审计, 是则赋值为1, 否则赋值为0	
产业结构		<i>Gdpssc</i>	城市第三产业占GDP比重除以第二产业占GDP的比重	
行业哑变量		<i>Ind</i>	参照 2012年中国证监会公布的《上市公司行业分类指引》, 将所述行业细分为19个。属于该行业, 取值为1, 否则为0	
年度哑变量	<i>Year</i>	属于该年度, 取值为1, 否则为0		

## 四、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

本文对主要的连续性变量进行上下1%的Winsorize处理,以消除极端值的影响。表2报告了主要变量的描述性统计结果。其中,样本企业的混合主体深入度(*Nostatecgpr*),即前10大股东中非国有股比例之和最大值为44.06%,最小值为0.803%,存在较大的差异,均值为11.56%,样本企业的混合主体深入度仍处于较低水平;样本企业的混合主体制衡度(*Restr*),即前10大股东中非国有股持股与国有股持股之比的最大值为1.927,最小值为0.012,均值与中位数分别为0.374与0.206,样本企业的混合主体制衡度差异较大,且国有股东占据绝对优势。样本企业所在城市的政府政绩压力(*Psc*)均值和标准差分别为0.613和0.594,最小值和最大值分别为0和2,中位数为1。这说明政绩压力在个体之间存在差异,且整体分布较为均匀。其他主要变量均在合理范围内。

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Nostatecgpr</i>	2 551	11.56	9.562	0.803	8.540	44.06
<i>Restr</i>	2 551	0.374	0.418	0.012 0	0.206	1.927
<i>Psc</i>	2 551	0.613	0.594	0	1	2
<i>Rank</i>	2 551	2.376	0.762	1	2	7
<i>Burden</i>	2 551	3.048	5.240	0.025	1.520	33.214
<i>Size</i>	2 551	21.96	1.124	18.86	21.86	25.93
<i>Lev</i>	2 551	0.522	0.216	0.051 2	0.529	1.501
<i>Roa</i>	2 551	0.034 3	0.061 1	-0.275	0.031 8	0.232
<i>Growth</i>	2 551	0.579	1.877	-0.894	0.105	12.16
<i>No1</i>	2 551	35.25	14.53	10.94	33.50	77.13
<i>Bdsize</i>	2 551	2.203	0.185	1.609	2.197	2.708
<i>Indsize</i>	2 551	0.366	0.051 2	0.200	0.333	0.571
<i>Same</i>	2 551	0.194	0.395	0	0	1
<i>Wage</i>	2 551	12.84	0.816	10.09	12.86	15.00
<i>Big4</i>	2 551	0.025 5	0.158	0	0	1
<i>Gdp<sub>p</sub>c</i>	2 551	1.068	0.596	0.426	0.907	4.035

### (二) 单变量分析

表3提供了混合所有制改革的分样本统计结果。首先,Panel A根据政绩压力的中位数将样本分成政绩压力小的样本组( $Psc < 1$ )和政绩压力大的样本组( $Psc \geq 1$ )。在地方政府政绩压力小的样本组中,混合主体深入度(*Nostatecgpr*)和混合主体制衡度(*Restr*)的均值分别为11.940和0.389,比政府政绩压力大的样本组高出0.678和0.027,均值差异性测试的T值分别为1.781和1.683,且均通过了10%的显著性水平测试,假设H1得到初步验证。

其次,Panel B根据金字塔层级的中位数将样本分为金字塔层级少的样本组( $Rank \leq 2$ )和金字塔层级多的样本组( $Rank > 2$ )。在金字塔层级少的样本组中,混合主体深入度(*Nostatecgpr*)和混合主体制衡度(*Restr*)在政绩压力较小和较大的两样本中,均值差异性测试的T值分别为1.722(通过了10%的显著性水平测试)和1.273(未通过显著性水平测试);而在金字塔层级多的样本组中,衡量混改程度的两个指标在政绩压力较小和较大两样本中,均值差异性测试显示不

存在显著性差异,为假设H2提供了初步的证据。

最后,Panel C根据企业政策性负担的年度行业中位数将样本分为政策性负担重的样本组 ( $Burden >$ 行业年度中位数)和政策性负担轻的样本组 ( $Burden \leq$ 行业年度中位数)。在政策性负担重的样本组中,混合主体深入度 ( $Nostatecgpr$ )和混合主体制衡度 ( $Restr$ )在政绩压力较小和较大的两样本中,均值差异性测试的T值分别为2.242和1.743,均至少通过了10%的显著性水平测试;而在政策性负担轻的样本组中,衡量混改程度的两个指标在政绩压力较小和较大的两样本中,均值差异性测试显示不存在显著性差异,为假设H3提供了初步的证据。

表3 混合所有制改革的分样本统计表

Panel A: 全样本			
样本	组别	$Nostatecgpr$	$Restr$
全样本	政绩压力小的组	11.940	0.389
	政绩压力大的组	11.262	0.361
	均值差异	0.678	0.027
	差异性测试(T值)	1.781*	1.683*
Panel B: 金字塔层级分组			
金字塔层级少的样本组 ( $Rank \leq 2$ )	政绩压力小的组	11.979	0.383
	政绩压力大的组	11.121	0.355
	均值差异	0.858	0.028
	差异性测试(T值)	1.722*	1.273
金字塔层级多的样本组 ( $Rank > 2$ )	政绩压力小的组	11.892	0.397
	政绩压力大的组	11.503	0.371
	均值差异	0.389	0.026
	差异性测试(T值)	0.652	0.967
Panel C: 政策性负担分组			
政策性负担重的样本组 ( $Burden >$ 行业年度中位数)	政绩压力小的组	11.790	0.377
	政绩压力大的组	11.575	0.337
	均值差异	0.215	0.040
	差异性测试(T值)	2.242**	1.743*
政策性负担轻的样本组 ( $Burden \leq$ 行业年度中位数)	政绩压力小的组	12.087	0.401
	政绩压力大的组	12.028	0.389
	均值差异	0.059	0.012
	差异性测试(T值)	0.110	0.528

注:均值差异性测试的方法是T检验;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%统计水平下显著。下同。

### (三) 多元回归分析

#### 1. 地方政府政绩压力与国企的混合所有制改革——主效应回归

表4报告了假设H1的回归结果。其中,第(1)和第(2)列未加入行业和年度的固定效应,第(3)和第(4)列加入了行业和年度的固定效应。回归结果显示,地方政府的政绩压力 ( $Psc$ ) 回归系数分别为-0.5893、-0.0278、-0.7277和-0.0338,且均通过了至少10%的显著性水平测试。这说明,地方政府政绩压力越大,辖区内国有企业的混合主体深入度与混合主体制衡度越低,假设H1得以验证。

在控制变量方面,首先,公司规模 ( $Size$ ) 和资产负债率 ( $Lev$ ) 的回归结果不显著。这说明,公

公司规模大小和资产负债率的高低并不会对国有企业的混合所有制改革产生影响。这里需要特别指出的是,公司规模的检验结果与早期国有企业改革“抓大放小”的相关政策并不矛盾,因为混合所有制改革更强调公司股权结构的变化,“抓大放小”政策更强调公司控制权的转换。其次,公司资产收益率(*Roa*)越高,其混合主体的深入度与制衡度均较高,这从侧面也说明,非国有股股东更倾向于参股经营业绩好的企业。再次,第一大股东持股比例(*No1*)与混合主体深入度(*Nostatecgr*)、混合主体制衡度(*Restr*)的回归结果呈显著负相关关系,高管薪酬(*Wage*)与混合主体深入度(*Nostatecgr*)、混合主体制衡度(*Restr*)的回归结果呈显著正相关关系,这说明控制权的过度集中在一定程度上会降低非国有股东的参股动机。最后,公司所在城市产业结构(*Gdp**sc*)中第三产业占比超过第二产业占比越高,该地区公司其混合所有制改革程度越高,这在一定程度上表明,混合所有制改革与当地产业经济发展程度密切相关。

表4 假设H1:地方政府政绩压力与地方国企混合所有制改革

变量	<i>Nostatecgr</i> (1)	<i>Restr</i> (2)	<i>Nostatecgr</i> (3)	<i>Restr</i> (4)
<i>Psc</i>	-0.589 3*(-1.900 2)	-0.027 8*(-2.311 1)	-0.727 7*(-2.318 5)	-0.033 8*(-2.751 8)
<i>Size</i>	-0.519 6*(-2.485 3)	-0.000 7(-0.091 1)	-0.321 4(-1.490 6)	0.012 3(1.490 0)
<i>Lev</i>	1.351 7(1.514 0)	0.054 9(1.551 8)	0.959 7(1.023 0)	0.034 6(0.937 2)
<i>Roa</i>	24.531 4*** (6.295 5)	0.606 8*** (3.960 4)	23.307 3*** (5.888 4)	0.515 5*** (3.374 7)
<i>Growth</i>	-0.086 7(-1.125 6)	-0.001 4(-0.406 4)	-0.036 2(-0.457 0)	0.003 0(0.924 9)
<i>No1</i>	-0.207 4***(-17.654 9)	-0.015 0***(-25.872 0)	-0.207 6***(-17.339 7)	-0.015 3***(-26.015 8)
<i>Bdsize</i>	3.302 3*** (3.264 9)	0.068 7*(1.701 3)	2.858 5*** (2.808 3)	0.040 5(1.005 9)
<i>Indsize</i>	-2.671 7(-0.699 4)	-0.048 4(-0.343 9)	-2.803 7(-0.750 9)	-0.088 6(-0.625 5)
<i>Same</i>	-0.111 6(-0.259 8)	-0.009 0(-0.523 5)	0.054 9(0.132 6)	0.001 6(0.095 9)
<i>Wage</i>	1.207 7*** (4.261 0)	0.038 0*** (3.298 1)	1.641 1*** (5.396 4)	0.056 6*** (4.615 9)
<i>Big4</i>	0.095 8(0.078 8)	0.089 0** (2.250 3)	0.514 2(0.404 6)	0.108 9** (2.533 9)
<i>Gdp</i> <i>sc</i>	0.634 3** (1.962 9)	0.033 0** (2.433 1)	0.750 4** (2.230 6)	0.045 1*** (3.214 6)
<i>_Cons</i>	6.682 0(1.491 5)	0.231 7(1.236 6)	3.665 8(0.773 2)	0.015 9(0.078 9)
行业/年度	未控制	未控制	控制	控制
<i>N</i>	2 551	2 551	2 551	2 551
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.135	0.280	0.176	0.314

注:括号中为*t*值,经过Robust调整。\*\*\*表示0.01的显著性水平,\*\*表示0.05的显著性水平,\*表示0.1的显著性水平。下同。

## 2. 地方政府政绩压力、金字塔层级与混合所有制改革

表5报告了假设H2的回归结果。本文按照全样本中金字塔层级的中位数,将全样本分为金字塔层级较多的样本组(*Rank*>2)和金字塔层级较少的样本组(*Rank*≤2)。表5中第(1)和第(2)列被解释变量为混合主体深入度(*Nostatecgr*),第(3)和第(4)列被解释变量为混合主体制衡度(*Restr*)。第(1)和第(3)列为金字塔层级较少的样本组的回归结果,第(2)和第(4)列为金字塔层级较多的样本组的回归结果。回归结果显示,当被解释变量为混合主体深入度(*Nostatecgr*)时,在金字塔层级少的样本组中,政绩压力(*Psc*)回归系数为-1.0139,通过了5%的显著性水平测试,而在金字塔层级较多的样本组中,政绩压力(*Psc*)回归系数为-0.008 7,未通过显著性水平测试。当被解释变量为混合主体制衡度(*Restr*)时,也有类似结果。这说明,在政绩压力较大的情况下,出于“干预成本”的考量,地方政府更倾向于控制金字塔层级少的国有企业,进而阻碍了这类国有企业的混合所有制改革进程,假设H2得到了验证。

表5 假设H2:地方政府政绩压力、金字塔层级与混合所有制改革

变量	<i>Nostatecgr</i>		<i>Restr</i>	
	金字塔层级较少(1)	金字塔层级较多(2)	金字塔层级较少(3)	金字塔层级较多(4)
<i>Psc</i>	-1.013 9**(-2.466 6)	-0.008 7(-0.017 8)	-0.058 6***(-3.606 1)	0.003 0(0.159 5)
<i>Size</i>	-1.057 0***(-3.861 3)	0.793 0**(2.320 3)	-0.011 3(-1.086 1)	0.043 9***(-3.240 3)
<i>Lev</i>	3.424 8***(-2.665 8)	-3.056 3***(-2.264 2)	0.140 3***(-2.698 3)	-0.145 0***(-2.775 3)
<i>Roa</i>	26.275 8***(-5.471 2)	20.475 9***(-3.063 4)	0.654 9***(-3.555 6)	0.484 2*(1.901 1)
<i>Growth</i>	-0.225 1**(-2.220 0)	0.226 4*(1.677 7)	-0.004 8(-1.222 7)	0.013 0**(2.174 5)
<i>No1</i>	-0.175 9***(-11.446 4)	-0.255 8***(-11.950 6)	-0.014 3***(-19.189 1)	-0.017 0***(-17.039 2)
<i>Bdsize</i>	4.034 0***(-3.291 9)	0.056 4(0.031 1)	0.022 0(0.457 7)	0.060 8(0.809 4)
<i>Indsize</i>	5.147 6(1.138 8)	-20.326 0***(-3.290 0)	0.061 6(0.347 6)	-0.347 6(-1.438 4)
<i>Same</i>	-0.163 7(-0.303 9)	-0.242 6(-0.373 9)	-0.006 7(-0.304 6)	-0.008 6(-0.340 7)
<i>Wage</i>	2.167 4***(-5.715 9)	0.863 2*(1.743 6)	0.078 2***(-5.236 7)	0.026 4(1.301 9)
<i>Big4</i>	6.648 3***(-2.987 9)	-4.201 0***(-4.032 7)	0.354 8***(-5.995 2)	-0.097 7**(-2.088 0)
<i>Gdp<sub>p</sub></i>	-0.648 3(-1.630 5)	2.216 6***(-4.195 5)	-0.008 8(-0.473 4)	0.105 8***(-4.840 1)
<i>_Cons</i>	6.972 1(1.182 7)	0.903 6(0.118 4)	0.187 1(0.772 1)	-0.155 6(-0.475 0)
行业/年度	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 514	1 037	1 514	1 037
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.191	0.245	0.318	0.389

## 3. 地方政府政绩压力、政策性负担与混合所有制改革

表6报告了假设H3的回归结果。本文按照行业年度政策性负担的中位数,将全样本分为政策性负担较重的样本组(*Burden*>中位数)和政策性负担较轻的样本组(*Burden*≤中位数)。表6中第(1)和第(2)列被解释变量为混合主体深入度(*Nostatecgr*),第(3)和第(4)列被解释变量为混合主体制衡度(*Restr*)。第(1)和第(3)列为政策性负担较重的样本组的回归结果,第(2)和第(4)列为政策性负担较轻样本组的回归结果。回归结果显示,当被解释变量为混合主体深入度(*Nostatecgr*)时,在政策性负担较重的样本组中,政绩压力(*Psc*)回归系数为-1.2678,通过了1%的显著性水平测试,而在政策性负担较轻的样本组中,政绩压力(*Psc*)回归系数为-0.2481,未通过显著性水平测试。当被解释变量为混合主体制衡度(*Restr*)时,也有类似结果。这说明,在政绩压力较大的情况下,出于“干预收益”的考量,地方政府更倾向于控制政策性负担较重的国有企业,进而阻碍了这类国有企业的混合所有制改革进程,假设H3得到了验证。

表6 假设H3:地方政府政绩压力、政策性负担与混合所有制改革

变量	<i>Nostatecgr</i>		<i>Restr</i>	
	政策性负担较重(1)	政策性负担较轻(2)	政策性负担较重(3)	政策性负担较轻(4)
<i>Psc</i>	-1.267 8***(-2.897 4)	-0.248 1(-0.547 9)	-0.049 4***(-2.854 0)	-0.018 7(-1.088 0)
<i>Size</i>	-0.585 2*(-1.857 3)	0.384 9(1.209 9)	-0.000 7(-0.062 2)	0.039 7***(-3.229 2)
<i>Lev</i>	0.380 2(0.265 2)	0.971 8(0.742 7)	0.039 4(0.711 5)	0.026 3(0.500 9)
<i>Roa</i>	19.802 6***(-3.273 6)	28.143 9***(-5.060 0)	0.429 2*(1.919 6)	0.670 3***(-3.069 6)
<i>Growth</i>	-0.042 1(-0.435 5)	-0.124 7(-0.856 4)	-0.000 1(-0.041 2)	0.007 9(0.995 1)
<i>No1</i>	-0.207 3***(-11.624 2)	-0.221 9***(-12.687 6)	-0.014 4***(-17.682 2)	-0.016 9***(-19.172 5)
<i>Bdsize</i>	1.433 8(0.972 4)	4.680 4***(-3.321 3)	0.064 3(1.139 4)	0.030 6(0.521 8)
<i>Indsize</i>	0.620 5(0.111 1)	-6.202 6(-1.212 5)	0.163 5(0.825 8)	-0.282 1(-1.398 6)
<i>Same</i>	0.505 3(0.816 8)	-0.034 0(-0.058 1)	0.052 7**(-2.117 0)	-0.031 4(-1.363 2)
<i>Wage</i>	1.991 8***(-4.065 0)	1.082 9***(-2.690 7)	0.082 8***(-4.199 4)	0.027 1*(1.654 8)

续表 6 假设H3:地方政府政绩压力、政策性负担与混合所有制改革

变量	<i>Nostatecgrp</i>		<i>Restr</i>	
	政策性负担较重(1)	政策性负担较轻(2)	政策性负担较重(3)	政策性负担较轻(4)
<i>Big4</i>	2.893 2*(1.898 4)	-7.013 1***(-5.920 5)	0.187 4*** (3.886 2)	-0.175 0***(-3.236 0)
<i>Gdp</i>	0.354 1(0.869 7)	1.664 9**(2.503 6)	0.025 2(1.609 4)	0.093 4*** (3.331 6)
<i>Cons</i>	9.500 9(1.373 3)	-8.383 7(-1.190 3)	-0.163 9(-0.605 1)	-0.132 4(-0.440 7)
行业/年度	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 309	1 242	1 309	1 242
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.165	0.199	0.317	0.331

## 五、进一步研究

### (一) 地方政府政绩压力、官员异质性与混合所有制改革

政府决策过程是通过官员来完成的,因此政府行为背后更多是官员个体意志的体现(钱先航等,2011)。在中国,政府的行政权力又主要集中在各级党委,特别是党委“一把手”中(周黎安,2007)。因此,地方政府的施政方向很大程度上取决于地方主政官员的自身偏好。鉴于此,基于地方主政官员异质性的视角,探寻地方政府政绩压力对混合所有制改革的影响很有必要。本文借鉴曹伟等(2017)、张华和唐珏(2019)的研究,从官员年龄和任期等时间维度、官员的企业经历等空间维度探究官员异质性对政绩压力与混合所有制改革的影响。

在官员年龄方面。一方面,年龄较小的官员由于其未来晋升空间大,政治晋升激励的作用强,因此其干预和控制辖区经济的动机也越明显(王贤彬等,2009)。另一方面,混合所有制改革过程中难免涉及财权、事权等核心利益的重新配置(蔡好东等,2017)。因此,相比于年龄较大的官员来说,年龄较小的官员可能更倾向于采取观察和保守的态度。鉴于上述分析,本文预期,地方政府的政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在地方官员年龄较小的样本中更为明显。在衡量方式上,本文将地级市市委书记年龄大于55岁、副省级城市市委书记年龄大于57岁,以及直辖市市委书记年龄大于67岁的定义为年龄较大组;反之,定义为年龄较小组。

在官员任期方面。一方面,地方官员任期越长,意味着其距离任期考核的时点越来越远,这势必会加大其对辖区经济的干预动机。另一方面,地方官员任期越长,意味着其与辖区地方国企高管之间存在更多的交流与合作,彼此之间更为熟悉,也更方便对辖区国企实施干预(潘红波等,2018)。因此,相较于任期较短的地方官员来说,任期长的官员可能更倾向于控制和影响地方国有企业。鉴于上述分析,本文预期,地方政府的政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在地方官员任期较长的样本中更为明显。在衡量方式上,本文将样本企业所在城市市委书记任期高于可对比城市市委书记任期年度中位数的定义为长任期组;反之,定义为短任期组。<sup>①</sup>

在官员的企业任职经历方面,如果地方官员具有企业任职经历,那么其对企业的生产经营活动更为了解,与企业之间的交流与合作会更容易开展,因此对企业的干预能力相对较强。特别是当政绩压力较大时,具有企业任职经历的官员更有能力基于自己的工作经历和人脉关系影响辖区国企的混合所有制改革进程,以便服务于自身的政绩诉求。鉴于上述分析,本文预期,地方政府的政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在地方官员具有企业任职经历的样本中更为明显。在衡量方式上,本文将市委书记存在企业任职经历的,定义为存在企业任职经历

<sup>①</sup>需要特别说明的是,官员上任通常是在年中的某一月份开始的,对于在一年中的1-6月上任的,将该年记为该市委书记上任的开始年份;对于在一年中的7-12月上任的,将次年记为该市委书记上任的开始年份。

样本组;否则,定义为不存在企业任职经历样本组。

表7提供了官员异质性部分的多元回归统计结果。具体来说,Panel A列示了基于官员年龄的多元回归结果。其中,在官员年龄较小的样本组中,政绩压力( $Psc$ )回归系数为-0.7121和-0.0284,均通过了5%的显著性水平测试;而在官员年龄较大的样本组中,政绩压力( $Psc$ )回归系数为-0.1991和-0.0195,均未通过显著性水平测试。这说明,地方政府的政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在地方官员年龄较小的样本中更为明显。

表7 地方政府政绩压力、官员异质性与混合所有制改革

Panel A: 官员年龄的多元回归结果				
变量	<i>Nostatecgrp</i>		<i>Restr</i>	
	年龄小(1)	年龄大(2)	年龄小(3)	年龄大(4)
$Psc$	-0.7121**(-2.0351)	-0.1991(-0.2527)	-0.0284**(-2.1088)	-0.0195(-0.6057)
行业/年度	控制	控制	控制	控制
$N$	2056	495	2056	495
$adj. R^2$	0.170	0.234	0.295	0.399
Panel B: 官员任期的多元回归结果				
	任期长(1)	任期短(2)	任期长(3)	任期短(4)
$Psc$	-1.1830***(-2.6621)	-0.2818(-0.6079)	-0.0471***(-2.6933)	-0.0239(-1.3351)
行业/年度	控制	控制	控制	控制
$N$	1297	1254	1297	1254
$adj. R^2$	0.196	0.151	0.327	0.296
Panel C: 官员是否有企业任职经历的多元回归结果				
	具有企业任职经历(1)	无企业任职经历(2)	具有企业任职经历(3)	无企业任职经历(4)
$Psc$	-1.3366**(-2.2811)	-0.2285(-0.5975)	-0.0628***(-2.6855)	-0.0104(-0.7129)
行业/年度	控制	控制	控制	控制
$N$	870	1681	870	1681
$adj. R^2$	0.177	0.189	0.260	0.352

Panel B列示了基于官员任期的多元回归结果。其中,在官员任期较长的样本组中,政绩压力( $Psc$ )回归系数为-1.1830和-0.0471,均通过了1%的显著性水平测试;而在官员任期较短的样本组中,政绩压力( $Psc$ )回归系数为-0.2818和-0.0239,均未通过显著性水平测试。这说明,地方政府的政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在官员任期较长的样本组中更为明显。

Panel C列示了基于官员是否有企业任职经历的多元回归结果。其中,在具有企业任职经历的样本组中,政绩压力( $Psc$ )回归系数为-1.3366和-0.0628,均至少通过了5%的显著性水平测试;而在无企业任职经历的样本组中,政绩压力( $Psc$ )回归系数为-0.2285和-0.0104,均未通过显著性水平测试。这说明,地方政府的政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在官员具有企业任职经历的样本组中更为明显。

## (二) 治理效应的研究

虽然地方政府的政绩考核压力在一定程度上阻碍了国有企业的混合所有制改革进程,但不能否认晋升锦标赛的激励效果。在这种激励模式下,如何扬长避短、趋利避害保证混合所有制改革的顺利进行则是本文需要继续回答的另一问题。下文主要从积极发展非公有制经济和地方政府考核机制转变两个层面上进行进一步研究。

在发展非公有制经济方面,一方面,非公有制经济的发展对地方经济的增长以及就业增长

等方面具有较大的贡献。特别是当地区非公有制经济发展水平较高时,会减轻地方政府对辖区内国有企业的依赖程度。另一方面,地区非公有制的资本实力较为雄厚时也有利于其参股辖区内的国有企业,进一步促进国有企业的股权多元化。因此,本文预期,地方非公有制经济发展水平的提升可以缓解地方政府政绩压力对地方国企混合所有制改革的抑制作用。在衡量方式上,本文按照各省份非公有制企业固定资产比重来衡量非公有制经济在当地的发展程度。<sup>①</sup>如果上市公司所在省份的非公有制企业固定资产比例大于所有省份的年度中位数,则定义为非公有制经济发展水平高组;反之,定义为非公有制经济发展水平低组。

在地方政府考核机制的转变方面。早在2006年,中央政府就开始制定并颁布了类似于《体现科学发展观要求的地方党政领导班子和领导干部综合考核评价试行办法》《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》等规章制度,试图改变官员政绩考评内容,打破“唯GDP”论。但由于指标衡量直观、政绩考核需要等问题,GDP增速和财政收入等指标依然在上级对下级的评分系统中占据首位(姚洋和张牧扬,2013)。在2013年全国组织工作会议上,习近平同志提出,要把民生改善、社会进步、生态效益等指标和实绩作为重要考核内容,再也不能简单地以国内生产总值增长率来论英雄了。至此开始,中国多个省份开始对市、县(区)官员的政绩考核进行调整。<sup>②</sup>因此,本文有预期,从2013年开始的政绩观转变将会正向调节地方政府政绩压力对地方国企混合所有制改革抑制作用的影响。

表8提供了治理效应的多元回归统计结果。具体来说,Panel A列示了积极发展非公有制经济的多元回归结果。其中,第(1)列和第(2)列采用混合主体深入度(*Nostatecgpr*)衡量混合所有制程度;第(3)列和第(4)列采用混合主体制衡度(*Restr3*)衡量混合所有制程度。在第(1)和第(3)列非公有制经济发展水平低的样本组中,政绩压力(*Psc*)的回归系数分别为-1.2533和-0.0645,且均通过了5%的显著性水平测试;但在第(2)和第(4)列非公有制经济发展水平高的样本组中,政绩压力(*Psc*)的回归系数分别为-0.5342和-0.0217,均未通过显著性水平测试。这说明,非公有制经济发展水平的提升可以缓解地方政府政绩压力对地方国企混合所有制改革的抑制作用。

表 8 治理效应的研究

Panel A: 非公有制经济发展的多元回归结果				
变量	<i>Nostatecgpr</i>		<i>Restr</i>	
	发展水平低(1)	发展水平高(2)	发展水平低(3)	发展水平高(4)
<i>Psc</i>	-1.2533**(-2.0192)	-0.5342(-1.3893)	-0.0645**(-2.4578)	-0.0217(-1.4971)
行业/年度	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	680	1871	680	1871
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.257	0.152	0.395	0.286
Panel B: 地方政府考核机制的转变的多元回归结果				
	Year<2014(1)	Year≥2014(2)	Year<2014(3)	Year≥2014(4)
<i>Psc</i>	-1.4009***(-3.5447)	0.3481(0.6491)	-0.0556***(-3.6219)	-0.0021(-0.0988)
行业/年度	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1778	773	1778	773
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.193	0.171	0.322	0.323

①非公有制企业固定资产比重=期末非公有制企业固定资产总额÷期末规模以上工业企业固定资产总额。

②如,2014年7月山西省取消了国定贫困市(县)的“GDP增长速度”指标;2014年8月福建省下发通知,取消了34个县(市)的GDP考核;2015年1月上海市政府工作报告中未提及GDP增长预期等。

Panel B列示了地方政府考核机制转变的多元回归结果。其中,第(1)列和第(2)列采用混合主体深入度(*Nostatecgpr*)衡量混合所有制程度;第(3)列和第(4)列采用混合主体制衡度(*Restr*)衡量混合所有制程度。在第(1)和第(3)列政绩观还未改变之前,政绩压力(*Psc*)的回归系数分别为-1.4099和-0.0556,且均通过了1%的显著性水平测试;第(2)和第(4)列政绩观改变之后,政绩压力(*Psc*)的回归系数分别为0.3481和-0.0021,均未通过显著性水平测试。这说明,官员政绩考核观的改变,在一定程度上缓解了政绩压力对国有企业混合所有制改革的抑制作用。

## 六、稳健性检验<sup>①</sup>

### (一)内生问题的处理

考虑到本文可能存在遗漏变量等问题导致的内生问题,为此,本文采用工具变量(IV)法控制可能存在的内生问题。工具变量的选取原则需满足以下两个条件:第一,与内生变量高度相关;第二,与被解释变量无关。本文选取地区客运量的对数(*Lky*)作为地方政府政绩压力(*Psc*)的工具变量。理论上,地区客运量是一个较为合理的工具变量。这是因为,地区客运量反映了一个地区的外来人口数量,从侧面反映了地区的经济发展和财政状况,地区客运量越多,地区的经济发展和财政状况越好,地方政府的政绩压力相对越低。由此可知,地区客运量与地方政府政绩压力高度相关,而地区客运量与混合所有制改革在理论层面并不存在明显的相关关系。同时,我们对选取的工具变量(地区客运量的对数)进行了弱工具变量检验。Cragg-Donald检验的F值为52.8603,远大于临界值10,即拒绝“存在弱工具变量的假设”。同时,在一阶段的回归结果中,地区客运量(*Lky*)的回归系数为-0.1042,t值为-7.2416,通过了1%的显著性测试,说明地区客运量(*Lky*)与政绩压力(*Psc*)高度相关,不存在弱工具变量的问题。

### (二)替换被解释变量

还借鉴马连福等(2015)、郝阳和龚六堂(2017)的研究,构建混合主体多样性(*Mix*)<sup>②</sup>和非国有资本参股比例是否超过10%(*Dumnos10*)<sup>③</sup>指标来衡量国有企业的混合所有制改革程度。前文的研究结果并未发生实质性改变。

### (三)针对中央和省级国企进行回归

本文中地方政府的政绩压力是基于城市层面数据构建的。理论上,用本文方法构建的地方政府政绩压力指标应该仅对市级及市级以下国有企业的混合所有制改革产生影响,并不能影响省级以上国有企业的混改进程。为此,本文分别以省级国有企业和中央企业为样本重新进行了回归。回归结果表明,政绩压力(*Psc*)在省级和中央国企样本中的回归系数均不显著。

### (四)剔除失去晋升激励的样本回归

本文研究的前提条件是官员存在晋升激励。但在现实中,地方官员可能存在激励不足,甚至是过分追求个人私利的情况(钱先航等,2011)。因此,本文剔除了落马的市委书记样本,回归结果未发生改变。

### (五)极端值影响的分位数回归

考虑到被解释变量的样本分布方差较大,最小值、中位数和最大值存在较大差异,本文的

<sup>①</sup>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。

<sup>②</sup>混合主体多样性(*Mix*)是将样本企业前10大股东的性质区分为五类:国有股东、外资股东、民营股东、机构投资者、自然人,当仅有一种性质的股东时,*Mix*取值为1,当存在两种性质的股东时,*Mix*取值为2,依此类推。

<sup>③</sup>非国有资本参股比例是否超过10%(*Dumnos10*)是虚拟变量。若非国有股东参股比例超过10%则定义为1,否则定义为0。

实证结果可能是由于极值导致的。因此,本文设置了三个分位点:30%、50%和70%。在不同分位数下,政绩压力(Psc)的回归系数均显著为负。因此,本文的研究结论并非极端值导致的。

#### (六) 其他稳健性检验

本文进一步检验了市委书记级别、直辖市以及党组织治理差异是否会影响前文的研究逻辑、实证研究表明,上述差异不会影响政绩压力对混合所有制改革的抑制作用。

## 七、结论与建议

本文通过构建地方政府的政绩压力指数和国企混合所有制改革程度指标,实证检验了地方政府的政绩压力对所在辖区国有企业混合所有制改革的影响。文章研究发现,地方政府的政绩压力越大,辖区内国有企业的混合所有制改革程度越低。这是因为,混合所有制改革减弱了地方政府对国有企业的影响力和控制权。因此,当政绩压力较大时,减缓国企的混改进程以便服务于自身的政绩考核是地方政府的理性选择。同时,出于干预过程中“成本—收益”考量,地方政府会对混合所有制改革的对象进行选择。即在政绩压力较大的情况下,地方政府更倾向于阻碍金字塔层级少、政策性负担重的国有企业进行混改。进一步结合官员个体异质性特点研究发现,地方政府政绩压力对混合所有制改革的抑制作用在官员年龄小、任期长、具有企业任职经历的样本中更为明显。最后,基于国家治理效应,文章研究发现,地区非公有制经济的发展和地方政府政绩考核方式的转变会弱化政绩压力对混合所有制改革的抑制作用。

基于已有研究结论,本文提出以下建议:

第一,中央政府应该深化地方政府政绩考核机制,加快干部人事体系管理改革,降低行政干预对企业各项决策的影响。财政分权体系下的地方政府、经济指标考核下的地方官员,在成功带动中国经济发展的过程中,其作用的局限性也在不断显现。

第二,在重视政府层面的制度改革外,也应当继续降低政府行政干预影响,减少企业承担的政策性负担。为实现财政收入最大化、GDP高增长和稳定就业率等社会、政治目标,地方政府会控制辖区国有企业,并使得其承担较重的政策性负担。

第三,发展本地区非公有制经济也是促进混合所有制改革顺利进行的外部保障。本文经验研究发现,当地非公有制经济发展水平越高,地方政府政绩压力对于辖区内国有企业混合所有制改革的阻碍作用越弱。因此,积极发展非公有制经济,不仅有利于本地区各类资本的有机结合,而且有利于国有企业混合所有制改革的实现。

#### 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] 曹春方,马连福,沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J]. 经济学(季刊),2014,(4).
- [3] 曹伟,杨德明,赵璨,等. 地方政治权力转移与企业社会资本投资周期——基于政企关系重构的动态研究[J]. 财经研究,2017,(1).
- [4] 陈春华,蒋德权,曹伟. 高管晋升与企业税负——来自中国地方国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2019,(4).
- [5] 陈冬,孔墨奇,王红建. 投我以桃,报之以李:经济周期与国企避税[J]. 管理世界,2016,(5).
- [6] 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]. 管理世界,2017,(5).

- [7] 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).
- [8] 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).
- [9] 黄速建, 肖红军, 王欣. 竞争中性视域下的国有企业改革[J]. 中国工业经济, 2019, (6).
- [10] 江轩宇. 政府放权与国有企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究[J]. 管理世界, 2016, (9).
- [11] 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).
- [12] 潘红波, 周颖, 陈世来. 地方官员任期考核与企业盈余管理[J]. 会计与经济研究, 2018, (3).
- [13] 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).
- [14] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011, (12).
- [15] 田利辉. 国有股权对上市公司绩效影响的U型曲线和政府股东两手论[J]. 经济研究, 2005, (10).
- [16] 王红领, 李稻葵, 雷鼎鸣. 政府为什么会放弃国有企业的产权[J]. 经济研究, 2001, (8).
- [17] 王贤彬, 徐现祥, 李郇. 地方官员更替与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2009, (4).
- [18] 魏明海, 蔡贵龙, 柳建华. 中国国有上市公司分类治理研究[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2017, (4).
- [19] 夏立军, 陈信元. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J]. 经济研究, 2007, (7).
- [20] 徐业坤, 马光源. 地方官员变更与企业产能过剩[J]. 经济研究, 2019, (5).
- [21] 薛奎奎, 白云霞. 国家所有权、冗余雇员与公司业绩[J]. 管理世界, 2008, (10).
- [22] 杨记军, 逯东, 杨丹. 国有企业的政府控制权转让研究[J]. 经济研究, 2010, (2).
- [23] 姚洋, 张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 经济研究, 2013, (1).
- [24] 曾庆生, 陈信元. 国家控股、超额雇员与劳动力成本[J]. 经济研究, 2006, (5).
- [25] 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).
- [26] 张华, 唐珏. 官员变更与雾霾污染——来自地级市的证据[J]. 上海财经大学学报, 2019, (5).
- [27] 张霖琳, 刘峰, 蔡贵龙. 监管独立性、市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果——基于2003—2012年国企高管职位变更的数据[J]. 管理世界, 2015, (10).
- [28] 周静, 辛清泉. 金字塔层级降低了国有企业的政治成本吗?——基于经理激励视角的研究[J]. 财经研究, 2017, (1).
- [29] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7).
- [30] 周雪光. “关系产权”: 产权制度的一个社会学解释[J]. 社会学研究, 2005, (2).
- [31] 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.
- [32] Li H B, Zhou L A. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9–10): 1743–1762.
- [33] 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.
- [34] Lin J Y, Li Z Y. Policy burden, privatization and soft budget constraint[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2008, 36(1): 90–102.
- [35] Qian Y Y, Xu C G. Why China's economic reforms differ: The M-form hierarchy and entry/expansion of the non-state sector[J]. *Economics of Transition*, 1993, 1(2): 135–170.
- [36] Xu C G. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4): 1076–1151.
- [37] Zhang M, Ma L J, Zhang B, et al. Pyramidal structure, political intervention and firms' tax burden: Evidence from China's local SOEs[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 36(1): 15–25.

## Research on the Institutional Resistance of Mixed Ownership Reform: Based on the Perspective of Local Government Performance Pressure

Zhao Can<sup>1,2,3</sup>, Wang Xingchen<sup>1</sup>, Cao Wei<sup>4</sup>, Yang Deming<sup>5</sup>

(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;

4. School of Business, Nanjing University, Jiangsu Nanjing 210004, China;

5. School of Management, Jinan University, Guangdong Guangzhou 510000, China )

**Summary:** In recent years, the reform of mixed ownership has become an important breakthrough in the reform of state-owned enterprises. However, the mixed ownership reform of state-owned enterprises has encountered some resistances. These resistances include not only the obstruction of vested interests, the solidification of ideology, public concern, but also the outdated incentive model and institutional design. At present, there are relatively few studies on the influencing factors of how to effectively promote the reform of mixed ownership and the empirical evidence of large samples is lacking. As the executor of the mixed ownership reform, local governments' behavior and willingness will have a profound influence on the effect of the mixed ownership reform. So this paper selects performance pressure which has the greatest influence on local government policy behavior as the breakthrough point, manually collecting and organizing the property right information of the top ten shareholders. Taking A-share local state-owned listed companies in China from 2007 to 2016 as research samples, using mixed subject depth and hybrid equity balance degree to measure the level of mixed ownership reform of state-owned enterprises, this paper studies the influence of local government performance pressure on the mixed ownership reform of state-owned enterprises. The study finds that the greater the local government performance pressure, the lower the degree of mixed ownership reform of state-owned enterprises. At the same time, the influence of performance pressure on the mixed ownership reform of local state-owned enterprises is different in object selection. Based on the balance between intervention costs and intervention benefits, local governments are more inclined to hinder the process of mixed ownership reform of state-owned enterprises with fewer levels of the pyramid and heavier policy burden. As the decision-making process of the government is completed by officials, the motivation of officials is not only derived from the external performance pressure, but also related to the internal individual heterogeneity. Therefore, this paper further combines the heterogeneity of local officials and finds that the restraining effect of local government performance pressure on the mixed ownership reform is more obvious in the samples with young age, long tenure or enterprise service experience. Finally, this paper systematically studies how to promote the mixed ownership reform of state-owned enterprises.

**Key words:** performance pressure; mixed ownership reform; local state-owned enterprises; political promotion championship

(责任编辑: 倪建文)