

国有持股比例降低与国企全要素生产率

——基于多期DID模型分析

谢 众, 王 昊, 戴前智

(合肥工业大学 经济学院, 合肥 230601)

摘要:降低国有持股比例作为国有企业混合所有制改革的一种方式,对实现国有资产保值增值、提高国有股东持股效率具有重要意义。本文选取2010—2019年中国A股制造业国有企业数据,从政府补助程度与组织复杂程度两个角度出发,基于三阶段DEA模型,在剔除环境因素和随机噪声影响后的企业效率指标基础上,构建多期DID模型讨论国有持股比例降低对国企全要素生产率的影响。结果表明:国有持股比例降低能显著提高国企全要素生产率,且有两年滞后影响效应。其中,减少政府补助程度、优化组织复杂程度会提升企业全要素生产率。进一步发现,竞争性行业、资本密集型行业的国企,混改后的全要素生产率提升更为显著;高杠杆风险国企、低“委托-代理”成本的国企,混改后的全要素生产率提升更为显著。本文基于混合所有制改革视角入手,探究国有持股比例降低对国企全要素生产率影响,为下一步混改方向提出相应政策建议。

关键词:混合所有制改革;全要素生产率;三阶段DEA;多期DID

中图分类号: F275.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)9—0024—12

一、引言

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中指出,要按照“完善治理、强化激励、突出主业、提高效率”的要求,深化国有企业混合所有制改革”。混合所有制改革的推进和经济高质量发展的顺利实现有赖于激发国有企业活力和促进转型升级(黄速建等,2018)。国有企业高质量发展的一个重要途径是提升企业的资源配置效率,而全要素生产率作为提高资源配置效率的指标显得尤为重要(蔡昉,2018)。在国内就业率、投资比率等难以大幅增长阶段,国有企业作为我国经济增长的重要动力引擎,以各种要素投入之外的技术进步贡献(也即全要素生产率),其重要性日益凸显。2022年是国有企业改革“三年行动方案”的收官之年,也是不断完善国有资本监管体制、深化混合所有制改革的攻坚之年。混合所有制改革作为经济体制改革的重要举措,对促进国有企业转型升级、国有资本优化布局具有长远意义,对实现第二个百年奋斗目标、全面建设社会主义现代化强国发挥重要的战略支撑。20世纪90年代国企改革主要目标是扭转经营亏损,而现阶段混合所有制改革的重要目标是提高国有企业和国有资本的经营效率。当前,相对于非国有企业极具竞争力的要素配置效率,国有企业在全要素生产率方面稍显不足,改革后的国企仍然存在“一股独大”“大型国企垄断”等现象,没有形成有效的投资主体多元化机制,混合所有制改革步入“深水区”,难以实现提升经营效率的重要目标。

改革开放以来,国企改革大体经历了从“放权让利”的初步探索阶段,到“抓大放小”的战略发展阶段,再到“规范治理”的深化改革阶段。混合所有制改革作为国企改革的重要环节(李刚磊和邵云飞,2021),对于全面深化经济体制改革、尽快走出国企改革的“深水区”和促进经济持续健康发展有着重要作用。产权改革是国企改革的核心一环,除了少数国有独资企业外,大部分国有企业采取优化股权结构形式,例如通过降低国有持股比例、产权多元化等来完善产权结构,激发国有经济活力。降低国有持股比例作为实现国企产权改革的一种形式,逐渐成为学术界研究和争论焦点。国有企业在经历股份制改革后,随着非国有资本的不断引入,非国有股权占比不断提高,国有持股比例持续下降。国有资本与非国有资本充分融合发展,一方面有助于缓解国有企业的政策性负担,以非国有股东的逐利天性来解决企业效率低下问题;另一方面也起到约束政

收稿日期:2022-01-10

基金项目:国家自然科学基金“公益类国有企业的绩效评价与资源配置研究”(72171072)

作者简介:谢众,博士,合肥工业大学经济学院副教授,研究方向:政治经济学、经济体制改革;王昊,合肥工业大学经济学院硕士研究生,研究方向:政治经济学、国有企业改革;戴前智,博士,合肥工业大学经济学院副教授,研究方向:政治经济学、国有企业绩效管理。

府、国有企业、非国有股东的作用,加强对管理者的外部监督,解决所有者缺位、追求政治晋升等问题,进一步减少政府直接干预和提升公司治理水平。

综合来看,现有文献较少关注国有持股比例降低对国企全要素生产率影响,在效率测度上未考虑环境因素的影响,也较少研究国企降低国有持股比例的政策冲击。随着国企混改的不断深入,降低国有持股比例的“放权让利”方式,能否带来全要素生产率的提升?不同行业竞争程度、要素投入类型、企业杠杆风险、“委托-代理”成本的国企是否存在异质性差异?这些都是目前亟需研究的问题。基于此,本文利用2010—2019年中国A股制造业国有企业数据,实证分析降低国有持股比例对国企全要素生产率的影响。本文可能的创新有两点:①区别以往文献的效率指标,采用剔除环境因素与随机噪声后的三阶段数据包络分析(DEA)模型测算全要素生产率,使得效率指标更稳健真实;②从全面深化混合所有制改革视角入手,基于多期双重差分(DID)模型,研究降低国有持股比例对国企全要素生产率的影响。

二、理论分析

(一)影响机制分析

马克思的所有制理论提供了混合所有制改革是提升国企活力、经营绩效的理论基石(荣兆梓,2014)。生产力与生产关系之间的相互制约发展,作为马克思主义政治经济学基础,不断揭示资本主义制度从产生到灭亡的过程,而推动所有制不断发生变革的原始动力来自于生产力与生产关系之间的矛盾运动。马克思认为,“所有制”的前提是劳动者与生产资料的结合,是存在劳动者和生产资料的所有权或支配权之间的规定性结合,这种规定性结合就是所有制。所有制具有不同的形式,可以分为公有制和私有制,并结合衍生不同类型的所有制形态。混合所有制作为中国的一种新经济形式,自改革开放起已深入融合到我国改革发展的大势中去,特别是十八届三中全会以来,全面深化混合所有制已经成为我国在生产资料所有制改革领域的一项重大亮点。现阶段的国有企业混合所有制改革,就是要变革最初的国有绝对控股的单一模式,在以公有制为主体情况下,充分融合发展非公有制。在我国改革开放四十多年的探索与实践,马克思所有制理论很好的与中国特色社会主义市场经济具体实际相结合,混合所有制经济孕育而生并蓬勃发展。

利益相关者理论也指出,企业难以仅仅依靠市场竞争来获取发展所需要全部要素资源,国企在引入非国有股东后,不同性质股权能够拓展企业获取发展所需要的资源途径(张雨潇和杨瑞龙,2022)。国有资本的规模优势与非国有资本的灵活优势相结合,实现异质性股权相互融合的发展态势,有利于共同提高企业风险管控能力(张双鹏等,2019)。国企改革与企业效率的关系始终存在争论与分歧,早期国内存在吴敬琏和张维迎等的产权代理理论,以及林毅夫为主要代表的竞争理论。微观角度上,主要以国有企业产值比重(魏峰和荣兆梓,2012)、资本边际产出和配置效率(许召元和张文魁,2015)、企业创新效率(王业雯和陈林,2017)等指标来进行实证分析,通过比较国企与非国企在经营方面的布局,发现国企在混改后,资本边际产出提升明显,工业总产值进一步增加,创新能力也有明显提升,对国企全要素生产率具有显著促进作用。宏观角度上,需要摆脱微观数据的束缚,从我国经济发展规律(刘元春,2001)及国有企业所承担的社会职责等(张永等,2021)方面来深入考查。以往国有经济不重视创新推动发展,通过研究混改发现,增加研发投入(李春玲和任磊,2018)能够提高国企创新能力,在促进创新效率的同时也带动产业链更新(宋冬林和李尚,2020),进一步拉动经济增长。本文从政府补助程度和组织复杂程度两个角度来阐述国企降低国有持股比例对全要素生产率的影响。

首先,国企引入非国有股东进行混改,引导非国有股东给国企“输血”,减少政府对国企定向的财政补贴。政府补助对国企效率的影响,一方面,从资源负担上,国企在获得政府给予的“定向”补助后,例如通过减税、降费等政策优惠形式,承担更多社会公益职责,生产政府调控方向的产品,以低于市价流通于市场,有悖于经济利润导向的企业生产目标,造成企业成本提高、资源配置低效;另一方面,政府给予国企补贴,对外传递一种企业经营质量较差、需要政府帮扶的信号,导致投资者做出规避策略。通常情况下,定向性的政府补贴能影响国企混改进程,对企业生产经营会有引导作用。国有企业接受政府补贴,需要承担政策优惠倾斜带来的社会责任(孙晓华等,2017),导致资本过度冗余,流向低效率的部门。同时,政府颁布研发激励补助政策,会导致被激励企业进行研发操纵(杨国超等,2017),从而降低企业研发绩效。特别是企业在外部环境因素影响下接受政府补助,会使企业全要素生产率呈现下降趋势(胡春阳和余泳泽,2019)。此外,政府补助的增加,一

方面,会促使企业滋生骗取补助金的意识,而没有针对核心业务深入经营,资本冗余导致效率低下;另一方面,企业凭借“政治关联”优势(余汉等,2017;张新民等,2019),为获得更多政府补贴,在招投标、战略投资等方面进一步偏离企业生产经营主线,从而缺乏系统性与针对性,导致资本利用效率低下。

其次,国企引入非国有股东进行混改,完善决策监督机制与提高信息传递效率,进一步降低国企组织结构冗余。一方面,利润导向的非国有股东采用现代企业管理方式,协助国企提升公司治理水平,促进资源配置效率(何瑛等,2022);另一方面,非国有股东的加入,使得高管决策更加科学规范,优化了传统科层制国企管理模式,减少信息传递冗余,提升企业信息传递效率。国企混改引入的非国有股东,能够优化企业内部控制,完善高管激励约束机制(李增福等,2021),使得监督机制更加完善、决策方式更加透明,能有效避免决策多层级传递带来的重复冗余现象。关于组织复杂程度对企业效率的影响,我国国有企业在经历股权改革时期,采用股权比例降低、股权多元化方式能够降低组织复杂程度,进而提升企业绩效或效率(Liu et al, 2015; 于文成等,2018;杨萱,2019)。国有企业组织复杂程度越高,国有资本传递链条越长,将面临较高的股权投资风险损失(Beuselinck et al, 2017),多个股东之间的合谋动机,也会造成信息决策的冗余,形成企业投资非效率现象。

基于以上影响机制分析,本文提出假说1。

假说1:国有持股比例降低将会提升国企全要素生产率。具体而言,国有持股比例降低使得国企获得的政府补助数量减少和国企组织复杂度降低,最终使得国企全要素生产率提升。

(二)异质性影响分析

由于我国各地区、各行业自然禀赋差异和制度环境影响,国企会存在发展态势和经营效率差异(耿慧芳等,2018)。不同行业竞争程度的国企,具有不同经营目标和特征,行业竞争程度越充分,生产要素越容易从低生产力企业流向高生产力企业(刘宏筵等,2021),配置效率进一步提升。目前,商业类国企普遍竞争程度较高,而公益类国企则偏向竞争不够充分的国企;相对于商业类国企,公益类国企长期接受政府补助,面向国民经济重要部门生产非利润导向的公共产品,其资本利用率低。国企规模扩张并不一定会提升企业绩效,特别是具有行业绝对规模优势的国企,其规模扩张并没有提高国企经营绩效(杜雪峰等,2014)。因此,有必要进一步探究不同竞争程度的国企效率的差异。此外,相对劳动、技术要素转化为现实生产力的滞后性,资本的先天逐利性会加快流向资本偏好企业,对不同要素投入特征的国企特别是资本密集型国企(魏峰和荣兆梓,2012),其效率改善将更加明显。国有企业引入资本要素后,减少普通劳动者和技术人员增加带来的劳动力冗余现象,企业组织形式更简洁、结构更简单,提升企业发展和决策运营效率。而且,国企引入非国有资本,进一步加强非国有股权约束管理层,提升企业监督管理、避免企业合规风险和弱化管理层官僚机制,从信息治理方面进一步提升效率。因此,需要探究劳动、资本、技术等不同要素投入特征的国企,混改对企业效率产生的影响差异。

企业负债率的大小会影响未来投资意愿,导致投资效率具有差异,而代理成本的增加会进一步影响企业信息决策效率,并对企业经营效率产生内在影响。企业负债增加使得债务的税盾保护作用更凸显,进一步节省企业经营现金流,提升资本盈利能力和资金运作效率。混改后,政府减少对高杠杆风险的国企财政补助,转而引导非公有资本缓解债务风险和提升治理能力,通过债权人监督国企经营过程,化解高杠杆国企债务风险和提升企业效率。特别是对于初创型、高科技类型的国企,财务风险较高、融资杠杆较大,更需要外部资金的介入帮助走出初始困难阶段,而这些早期企业的员工激励机制更加明朗,能够充分调动员工积极性来提升人力资本运作效率。因此,需要对企业杠杆率的高低情况进行异质性分析。混改后的国企虽然成立经理层等治理组织,但信息链冗余和利益目标不一致,导致“委托人”与“代理人”之间交流成本增加、决策效率损失,“委托-代理”机制存在改革不力的弊端(秦海林和段曙彩,2021)。多层级交叉架构的国企,其代理链条较长、代理成本高昂,且受制于国家宏观调控的目标导向,改革的内生动力较弱,需要政府出面推动改革,进一步增加国企改革成本,导致效率低下。而代理链简单的国企,一方面有效避免多层级链条的代理机制,组织结构更趋向简化,决策信息传递更加高效,国企经营效率得以提升;另一方面也减少过多“委托人”的行政指令干预,激发企业市场化经营的内生动力,提高要素资源利用效率,进一步提升企业效率。因此,有必要对不同代理链成本的国企进行异质性分析。

基于以上异质性影响分析,本文提出假说2和假说3。

假说2: 相对于其他行业类型国企, 国有持股比例降低对竞争性行业、资本密集型行业国企全要素生产率的提升影响更大;

假说3: 相对于其他类型国企, 国有持股比例降低对高杠杆风险、低“委托-代理”成本特征的国企全要素生产率的提升影响更大。

三、研究设计

(一) 样本选取

考虑到上市公司财务数据最能反映企业面临内外部环境影响的经营情况, 本文选取2010—2019年A股制造业国有企业为初始样本, 并对该样本进行如下处理: ①选取上市公司2010—2019年的合并报表数据; ②剔除退市风险警示的特别处理(ST)、退市风险警示(*ST)、特别转让(PT)等具有经营风险的企业; ③剔除企业存续期不满10年的上市企业; ④剔除企业性质在样本考察期间发生变化的企业; ⑤剔除资产总额、负债总额、固定资产总额和营业收入等指标缺失企业。结合国泰安数据库(CSMAR)与万德数据库(Wind)数据库匹配, 最终筛选得到532家上市企业, 本文从研究目的出发, 选取244家国有企业的10年数据作为最终样本的考察对象。

(二) 生产率测算模型的设计

生产效率测算方法有多种, 本文采用三阶段数据包络模型(三阶段DEA)来测算, 优化了传统DEA模型没有剔除外部环境因素和随机噪声影响, 改善了Olley-Pakes(OP)、Levinsohn-Petrin(LP)方法主观设定模型参数的弊端, 使得效率测算更稳健真实。

1. 基于三阶段DEA的生产率测算

企业在生产经营中, 总会受到内外部因素影响而产生企业的非效率情况。Fried et al(2002)认为, 决策单元的绩效受到管理无效率(managerial inefficiencies)、环境因素(environmental effects)和统计噪声(statistical noise)的影响。因此有必要分离这3种影响。一般来说, 企业的非效率主要分为3个部分: 企业本身经营管理导致的非效率、企业所处外部环境变化导致的非效率及随机噪声因素造成的非效率。传统的DEA模型仅考虑投入产出关系, 而没有涉及外部环境与随机噪声对决策单元的影响, 计算出的效率值与真实水平具有一定偏差。为了能更准确的测算国有企业效率, 通过剔除环境因素与随机噪声, 本文采用Fried et al(2002)使用的三阶段DEA模型。

第一阶段: 基于原始投入产出数据来进行DEA-Malmquist指数模型效率测算。

数据包络分析是用于分析相同部门间实际产出水平和最优产出水平之间的相对有效性, 现实生产中更多使用Banker et al(1984)提出的规模报酬可变的规模报酬可变下的数据包络分析(BCC)模型。瑞典经济学家Malmquist(1953)最早在研究消费时提出测量全要素生产率变化率的方法, 被后人命名为Malmquist生产率指数。全要素生产率(Tfp)相对于单要素效率更能全方位反映企业内、外部变化所引起的效率改变。本文采用规模报酬可变假设的Malmquist指数模型, 基于投入导向来分析每个决策单元初始效率。

第二阶段: 利用随机前沿模型(SFA)来剔除投入量的环境因素和随机噪声因素。

投入松弛变量包含三个非效率因素导致的冗余: 各决策单元受到的环境因素影响、随机噪声因素的影响及经营管理无效率, 后者是最能反映决策单元自身投入产出水平的影响因素。因此, 需要运用SFA模型来调整决策单元所受到的环境因素和随机噪声因素, 以此分离经营管理无效率因素。Fried et al(2002)认为, 仅对投入松弛变量进行SFA回归, 并以此调整投入变量, 如果存在多个投入松弛变量, 则分别进行单独SFA回归, 以此牺牲自由度而保持灵活优势更有效。基于此, 本文建立如下模型:

$$S_{m,k} = f(ENV_k, \delta_m) + v_{m,k} + u_{m,k}$$

其中: $S_{m,k}$ 为第 k 个决策单元第 m 项的投入松弛变量; ENV_k 为环境变量; δ_m 为环境变量的系数; $v_{m,k} + u_{m,k}$ 为复合误差项, 其中 $v_{m,k}$ 为随机噪声; $u_{m,k}$ 为管理无效率项。一般来说, 随机噪声 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$, 表示随机噪声因素对投入松弛变量的影响; u 是管理无效率项, 假设其服从在零点阶段的正态分布, 即 $u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, 并且, $v_{m,k}$ 、

$u_{m,k}$ 与 ENV_k 之间相互独立。

依据陈巍巍等(2014)采用的成本函数形式的 SFA 回归模型,建立如下投入变量调整公式:

$$I_{m,k}^{new} = I_{m,k}^{old} + [\max(ENV_k \times \delta_m) - ENV_k \times \delta_m] + [\max(v_{m,k}) - v_{m,k}] \quad (2)$$

其中: $I_{m,k}^{new}$ 、 $I_{m,k}^{old}$ 分别为调整后投入变量和原始投入变量; $[\max(ENV_k \times \delta_m) - ENV_k \times \delta_m]$ 为将所有决策单元置于同一外部环境中,以此剔除环境因素造成的非效率差异; $[\max(v_{m,k}) - v_{m,k}]$ 表示在剔除环境因素后,将所有决策单元置于同样的“运气水平”下生产经营,以此剔除随机噪声因素的影响。基于罗登跃(2012)的论文,最后得出管理无效率项:

$$E(u_{m,k}|\varepsilon) = \sigma^* \left[\frac{\phi\left(\lambda \frac{\varepsilon}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\lambda \frac{\varepsilon}{\sigma}\right)} + \lambda \frac{\varepsilon}{\sigma} \right] \quad (3)$$

其中: $\sigma^* = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma}$, $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$, $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$; ε 为混合误差项,即 $v_{m,k} + u_{m,k}$; $\phi(\cdot)$ 、 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数。通过运用 DEAP2.1 和 Frontier4.1 软件即可算得以上值。

第三阶段:基于调整后的投入产出数据重新进行 DEA-Malmquist 指数模型效率测算。

在剔除环境因素和随机噪声后,得到 $I_{m,k}^{new}$ 新投入变量,用以替换原始投入变量 $I_{m,k}^{old}$,来进行模型计算,最终得到调整后的全要素生产率变化数值。

2. 基于三阶段 DEA 的投入产出变量设定

本文以 2010—2019 年 A 股制造业国有企业为样本,选取投入、产出和环境变量。

(1)投入变量选择。企业投入指标包括劳动、资本、技术、土地和企业家才能。本文依据企业财务指标类型,选取上市公司员工人数(*Numemployee*)、固定资产净值(*Netfixedasset*)、高管薪酬总额(*Execusalary*)作为投入指标,分别对应前面的劳动投入、资本投入和企业家才能投入。

(2)产出变量选择。经济附加值(*EVA*)体现的是税后营业净利润剔除股权、债务等资本成本后的剩余权益,是企业为所有股东贡献的价值,相对于资产总额、营业收入等指标更能反映出企业经营优劣程度(张涛等,2018)。由于 DEA 测算不能存在负数和零。因此本文将 *EVA* 原值加上一个常数值作为企业的产出指标。

(3)环境因素变量选择。环境变量的选择需要满足 Simar 和 Wilson(2007)提出的“分离假设”原则,即所选取的环境因素变量需要满足既对国有企业的效率产生影响,又不会受到国有企业经营的影响。本文选取政府补助程度(*Gsor*)、组织复杂程度(*Numexecutive*)、宏观经济程度(*GDP*)、股权制衡程度(*ECB*)、企业经营质量(*RPCE*)和时间变量(*T*)6 个环境变量作为调控因素。以上基于三阶段 DEA 的投入产出变量及详细说明见表 1。

表 1 基于三阶段 DEA 的投入产出变量设定

变量类型	变量名称	符号	单位	变量定义
产出	经济附加值	<i>EVA</i>	万元	税后营业净利润剔除股权、债务等资本成本后的剩余权益
投入	员工人数	<i>Numemployee</i>	个	年报中披露的上市公司在职员工人数
	固定资产净值	<i>Netfixedasset</i>	万元	固定资产原价除去累计折旧和固定资产减值准备之后的净额
	高管薪酬总额	<i>Execusalary</i>	万元	当年高管薪酬合计
环境因素	政府补助程度	<i>Gsor</i>	%	政府补贴额与营业收入比值
	组织复杂程度	<i>Numexecutive</i>	个	年报中披露的上市公司在职高级管理人员数
	宏观经济程度	<i>GDP</i>	%	GDP 增长率
	股权制衡程度	<i>ECB</i>	%	第二至十大股东持股比例之和与第一大股东持股比例比值
	企业经营质量	<i>RPCE</i>	%	成本费用利润率=利润总额/(营业成本+销售费用+管理费用+财务费用)
	时间变量	<i>T</i>	年	假设未考虑因素随时间变化,首年定义 1,之后逐年加 1

3. 三阶段 DEA 测算结果的有效性分析

普通 DEA 效率测算仅利用投入产出数据来测算,并未考虑环境因素和随机噪声因素的影响,本文充分利用环境因素和随机噪声的数据信息,运用 Malmquist 指数测算得到第三阶段全要素生产率变化率结果。从

图1可以看出,通过对比前后两个阶段的效率值,虚线代表的第三阶段测算结果相对于实线代表的第一阶段结果,波动幅度更小、趋势更为稳健。所以,经过第二阶段环境因素调整后的全要素生产率有显著变化,表明为保证效率测算结果稳健,进行环境因素剔除是有必要的。

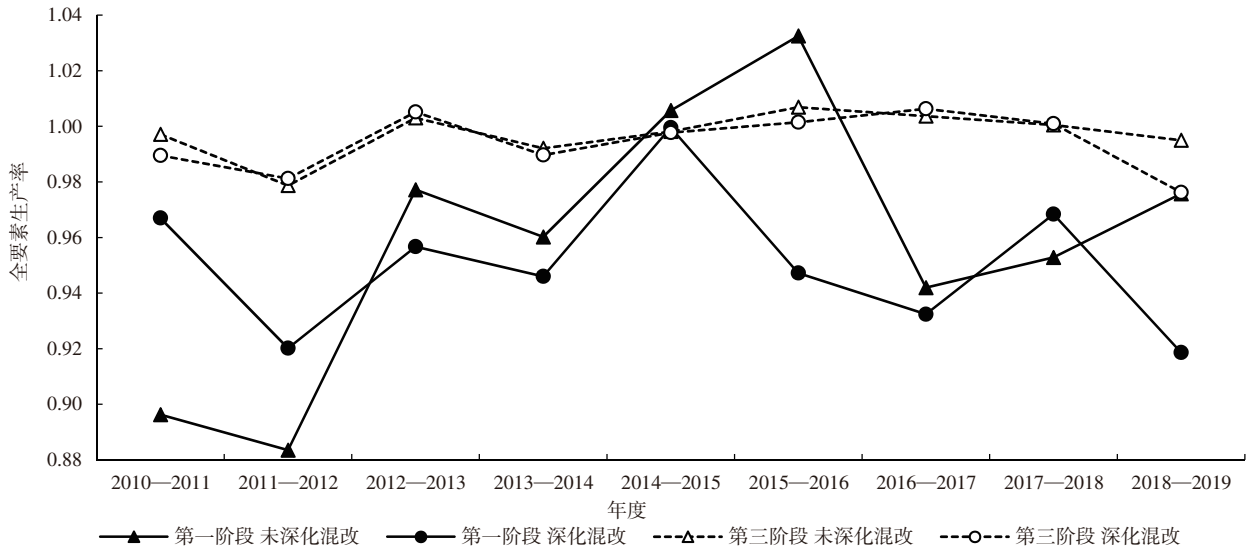


图1 第一阶段和第三阶段全要素生产率变动趋势图

(三) 多期 DID 估计模型的构建

2013年党的十八届三中全会提出的全面深化混合所有制改革,是自上而下的对国有企业混改进行顶层设计,相对于国有企业来说,是一个外生事件。而深化混合所有制改革后,国有企业采取降低国有持股比例的方式引入非国有资本,所以发生混改的国企和未发生混改的国企是实验组和对照组,符合双重差分的两个基本前提。考虑全面深化混合所有制改革政策颁布时间在2013年11月份,本文将政策事件视为2014年发生。由于国有企业在政策发生后,降低国有持股比例的改革时间不一致,传统DID很难准确估计政策冲击对样本企业的影响,本文借鉴Beck et al(2010)的方法,采用多期DID进行估计使结果更可信。本文设定2013—2016年为政策冲击期,以发生国有持股比例降低的国有企业作为实验组,未发生国有持股比例降低的国有企业作为对照组(李春玲等,2017),采用多期DID来检验降低国有持股比例对国企全要素生产率的影响。其中,以剔除环境因素与随机噪声的效率值作为被解释变量。因此,本文设定多期DID回归模型如下:

$$Tfp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Mor_{i,t} + \sum_{j=1}^n \alpha_j \times X_{i,t} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中:下标*i*和*t*分别为第*i*个企业和第*t*年;*Tfp*为三阶段DEA测算的全要素生产率,由于Malmquist指数所求的*Tfpch*反映的是全要素生产率变化率,为便于分析*Tfp*与解释变量等的回归关系,参考前人(程惠芳和陆嘉俊,2014;李廉水等,2020)的做法,假定基期2010年的*Tfp*=1,则2011年的*Tfp*等于2010年的*Tfp*乘以2011年的Malmquist指数,以此类推; β_0 为模型常数项; β_1 为核心解释变量系数; α_j 为控制变量系数;虚拟变量*Mor_{i,t}*为双重差分估计量,即企业*i*在*t*年发生了国有第一大股东比例减少,则视为全面深化混合所有制改革事件发生,那么企业*i*在*t*年及之后的年份中*Mor_{i,t}*取值1,否则取值0;如果*Mor_{i,t}*系数 β_1 显著大于0,那么全面深化混合所有制改革会提升国有企业效率,反之则抑制效率; ν_i 为个体固定效应; μ_t 为年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

*X_{i,t}*是一系列控制变量构成的,参考以往文献(魏峰和荣兆梓,2012;刘瑞明和赵仁杰,2015;钟昀珈等,2016),本文加入政府补贴水平(*Lngoversubsidy*)、企业经营质量(*RPCE*)、资产负债率(*Debtassratio*)、固定资产比率(*Fixedassratio*)、资本密集度(*Capintensity*)、股权制衡度(*ECB*)、企业家信心指数(*ECI*)、高管人数比率(*Numexcuratio*)和企业所处行业垄断程度(*HHI10*)等控制变量。由于资产总额、营业收入、政府补贴等极差较大、标准差较高,各企业经营数据较为分散。因此有必要取自然对数以改善数据不均匀分布的情况。此外,模型方程采用控制年份和个体的联合固定效应。模型中各变量的定义和度量方式见表2。

表 2 多期 DID 估计模型的变量设定

变量名称	符号	单位	变量定义
企业效率	<i>Tfp</i>	/	三阶段 DEA 测算的效率
资产总额	<i>ln totasset</i>	/	资产总额取自然对数,作为替换被解释变量
营业收入	<i>ln operevenue</i>	/	营业收入取自然对数,作为替换被解释变量
双重差分估计量	<i>Mor</i>	/	虚拟变量,深化改革当年及之后年度为 1,其他为 0
政府补贴	<i>ln govsubsidy</i>	/	政府补贴金额加一再取自然对数
企业经营质量	<i>RPCE</i>	%	利润总额/(营业成本+销售费用+管理费用+财务费用)
资产负债率	<i>Debtassetratio</i>	%	负债总额与资产总额的比值
固定资产比率	<i>Fixedassetratio</i>	%	固定资产净额与资产总额的比值
资本密集程度	<i>Capintensity</i>	%	资产总额与营业收入的比值
股权制衡程度	<i>ECB</i>	%	第二至十大股东持股比例之和/第一大股东持股比例
企业家信心指数	<i>ECL</i>	/	采用一致指数,以 1996 年=100
高管人数比率	<i>Numexecratio</i>	%	高管总人数与员工总人数比值
企业所处行业垄断程度	<i>HH10</i>	/	公司前 10 位大股东持股比例的平方和
年份变量	<i>YearD</i>	/	控制年份固定效应
个体变量	<i>ID</i>	/	控制个体固定效应

四、实证结果与分析

(一) 基于多期 DID 的总体实证结果分析

多期 DID 模型的回归结果见表 3,列(1)、列(2)为被解释变量 *Tfp* 的基准回归,在加入控制变量和个体、年份固定效应后,核心解释变量 *Mor* 的系数在 5% 显著水平上为正,这表明降低国有持股比例能够提高国有企业全要素生产率。此外,采用现有文献常用的普通最小二乘法(OLS)、LP 测算的全要素生产率指标(杨汝岱,2015),作为替换被解释变量,进一步补充混改对国企全要素生产率的影响解释。表 3 的列(3)、列(4)和列(5)、列(6)分别为被解释变量 *Tfp_ols*、*Tfp_lp* 的回归,在采用聚类稳健标准误、修正自相关后的回归系数分别是在 1% 显著性水平上为正,说明通过替换其他测度全要素生产率的指标后,基准回归结论依然是稳健的。国有企业进行混合所有制改革,降低政府补助的资源负担和信号传递的负面影响,同时优化国企组织结构的复杂程度,提升企业治理水平,从而提高企业经营效率。

(二) 稳健性检验

为检验国有持股比例降低对国企全要素生产率影响的稳健性,本文通过平行趋势检验、滞后期检验和双重差分倾向得分匹配(PSM-DID)稳健性检验来验证结果的可靠性。

1. 平行趋势的检验

评估政策冲击对样本企业影响的先决条件,需要对政策冲击进行平行趋势检验。国企降低国有持股比例的混改政策冲击,如果政策冲击前处理组与控制组的全要素生产率趋势没有显著差异,并且政策冲击后具有显著性差异,则表明符合平行趋势稳健性检验。本文通过设定政策冲击时间,构造提前、滞后多个年份的政策冲击虚拟变量,分别检验不同政策冲击时间对 *Tfp* 的平行趋势影响,检验结果如图 2 所示。图 2 中 *pre2*、*pre4* 分别为政策冲击时间假定在 2012、2010 年的虚拟变量;*post1*~*post5* 分别为政策冲击时间假定在 2015—2019 年的虚拟变量;*current* 为政策冲击时间为 2014 年的虚拟变量。从图 2 可以看出,政策冲击前的年份结果不显著,而当前年份 *current* 及 *post1*、*post2*、

表 3 基于多期 DID 的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Tfp</i>	<i>Tfp</i>	<i>Tfp_ols</i>	<i>Tfp_ols</i>	<i>Tfp_lp</i>	<i>Tfp_lp</i>
<i>Mor</i>	0.007** (0.004)	0.015*** (0.006)	0.043* (0.024)	0.091*** (0.027)	0.017 (0.020)	0.058*** (0.022)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	2196	2196	2196	2196	2196	2196
<i>R</i> ²	0.006	0.326	0.213	0.810	0.297	0.818
DW 值	1.950	1.825	1.658	1.739	1.743	1.766

注: *、**、*** 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 的显著水平上不为零;括号内的数值是聚类稳健标准误;DW 值为杜宾怀特值。

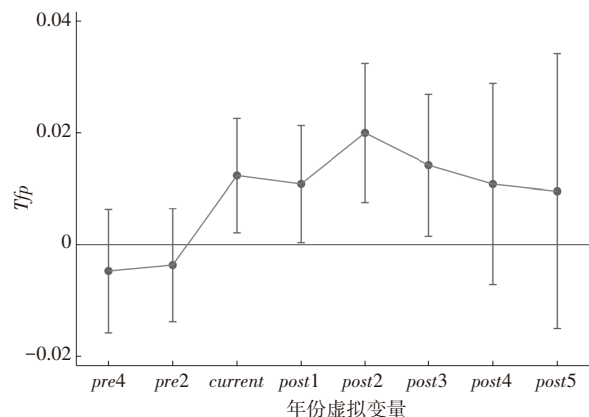


图 2 平行趋势检验图

post3政策冲击后的年份结果显著为正,表明处理组与控制组在该政策冲击前对全要素生产率趋势没有显著差异,通过多期DID的平行趋势检验。

2. 考虑滞后影响的检验

为检验政策效果的持续性程度,本文使用滞后期的被解释变量与当期解释变量等进行回归,结果见表4。其中列(1)~列(4)中的 Tfp_f1 、 Tfp_f2 分别为滞后一期、二期的全要素生产率,在加入控制变量和个体、年份固定效应后,核心解释变量系数分别在5%、10%显著水平上为正;而列(5)、列(6)中的 Tfp_f3 为滞后三期的全要素生产率,同样在加入控制变量、个体和年份固定效应后,核心解释变量不显著。滞后期回归结果表明,降低国有持股比例会对国有企业全要素生产率存在滞后性的影响效果,且存在两期的滞后性。

3. 基于PSM-DID的检验

PSM-DID方法能够进一步降低基准回归的选择性偏误,使结果更具准确性,本文借鉴Caliendo和Kopeinig(2005)的做法,将2010—2013年的4年平均值为待匹配样本,以充分利用面板样本信息。具体来说,选取员工人数($Lnumemployee$)、成本费用利润率($RPCE$)、资产负债率($Debtassratio$)、固定资产比率($Fixedassratio$)、资本密集程度($Capintensity$)、前三名高管薪酬总额($Lntophreeexecsalary$)和高管人数比率($Numexecratio$)作为企业特征的匹配变量,采取一对一最近邻匹配方法来计算倾向匹配得分,对降低国有持股比例的国企进行Logit回归,寻找与其倾向得分相近的未降低国有持股比例的国企,再进行DID估计,最终检验结果见表5。从表5看出, Tfp 关于核心解释变量系数在10%显著水平上为正,在替换被解释变量为 Tfp_ols 、 Tfp_lp 后,核心解释变量系数在1%显著水平上为正,且滞后一期、二期被解释变量系数仍然在5%显著性水平上为正。该结果表明,在使用PSM-DID降低选择性偏误后,前文结论依旧成立。

(三)基于三阶段DEA的机制检验分析

在测算三阶段DEA效率值时,环境因素会影响全要素生产率变动。本文基于第一阶段得到的全要素生产率变化值,以及员工人数、固定资产净额、高管薪酬总额的冗余值,在第二阶段将其作为被解释变量,使用政府补助程度、组织复杂程度、宏观经济程度、股权制衡程度、企业经营质量和时间变量作为解释变量,构建随机前沿生产函数模型,进一步分析环境因素对投入变量的作用效果,进而判断对效率的影响:

$$S_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Gsor_{i,t} + \delta_2 Numexecutive_{i,t} + \delta_3 GDPPr_{i,t} + \delta_4 ECB_{i,t} + \delta_5 RPCE_{i,t} + \delta_6 T_{i,t} + v_{i,t} + u_{i,t} \quad (5)$$

其中: $S_{i,t}$ 为各个投入变量对应的冗余值, δ 为待估参数, i 为各个企业; t 为年份。利用Frontier4.1软件,采用极大似然估计方法分别对员工人数、固定资产净额、高管薪酬总额冗余量进行回归,若系数值为正数,表明环境因素增加会使得冗余值提升,进而降低企业效率,反之亦然。通过分析表6的回归结果,可以得到如下结论:

表4 考虑滞后影响的检验结果

变量	(1) Tfp_f1	(2) Tfp_f1	(3) Tfp_f2	(4) Tfp_f2	(5) Tfp_f3	(6) Tfp_f3
Mor	0.008 (0.007)	0.015** (0.007)	0.009 (0.007)	0.015* (0.008)	0.003 (0.007)	0.007 (0.008)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	2196	2196	1952	1952	1708	1708
R^2	0.485	0.495	0.523	0.528	0.566	0.568

注: *、**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的显著水平上不为零;括号内的数值是聚类稳健标准误。

表5 基于PSM-DID的检验结果

变量	Tfp	Tfp_ols	Tfp_lp	Tfp_f1	Tfp_f2	Tfp_f3
Mor	0.014* (0.007)	0.111*** (0.029)	0.092*** (0.024)	0.019** (0.008)	0.022** (0.009)	0.017 (0.011)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1190	1190	1190	1071	952	833
R^2	0.376	0.966	0.987	0.411	0.437	0.472

注: *、**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的显著水平上不为零;括号内的数值是聚类稳健标准误。

表6 第二阶段环境变量影响投入冗余的检验结果

变量	员工人数冗余	固定资产净额冗余	高管薪酬总额冗余
常数项	-8.75×10 ³ *** (1156.66)	-1.45×10 ⁶ *** (79.49)	-432.69*** (109.17)
政府补助程度	-6.94 (23.51)	1.24×10 ⁴ *** (693.16)	0.25 (1.48)
组织复杂程度	153.47*** (24.71)	4.00×10 ⁴ *** (409.24)	17.49*** (1.59)
宏观经济程度	495.38*** (103.37)	2.93×10 ⁴ *** (1135.18)	13.71 (9.84)
股权制衡程度	-754.73*** (205.19)	8.63×10 ⁴ *** (6.34)	34.06** (15.29)
企业经营质量	-4361.92*** (39.66)	-3.26×10 ⁵ *** (14.89)	-49.70 (31.68)
时间变量	205.11*** (54.61)	1.03×10 ⁴ *** (872.11)	10.04** (5.06)
$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$	4.14×10 ⁸ *** (1.00)	2.78×10 ¹² *** (1.00)	4.46×10 ³ *** (1.03)
$\gamma = \sigma_v^2/\sigma^2$	0.96*** (1.28×10 ⁻³)	0.96*** (1.12×10 ⁻³)	0.84*** (4.88×10 ⁻³)
对数似然函数值	-24269.96	-34815.62	-17456.68
LR值	4531.12***	4939.54***	2013.07***

注: *、**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的显著水平上不为零;括号内的数值是聚类稳健标准误。

政府补助程度方面,政府对上市公司的补贴水平,是其一项重要收入来源,企业所有制的异质性使得政府补贴程度具有差异,进而影响企业经营情况。政府补贴对企业效率影响结果不一,一方面,政府补贴能刺激企业研发创新;另一方面,政府补贴会加深企业对外部资金依赖,从而降低企业竞争力,导致资源配置非效率。本文采用政府补贴额与营业收入之比作为政府补助程度来度量,该变量在对固定资产净额冗余分析时,系数在 1% 的显著水平上为正数,而在对员工人数和高管薪酬总额冗余上不显著,表明企业接受政府补助不利于减少固定资产项目投资冗余,从而抑制企业生产效率提升。组织复杂程度方面,公司内部组织结构简单,便于信息决策者全面掌握公司情况,有利于执行效率提升;随着公司结构复杂化,管理层内部决策“官僚化”凸显,导致信息冗余。本文使用上市公司高管人员数量作为组织复杂程度的衡量指标,该变量在对员工人数、固定资产净额和高管薪酬冗余分析时,系数都在 1% 的显著水平上为正数,说明企业内部组织结构越复杂越不利于企业的生产效率提升。综合以上,假说 1 得以证明。

(四) 异质性影响分析

1. 考虑行业的竞争程度和要素投入特征

(1) 行业竞争程度。由于不同行业经营中存在不同程度的垄断或竞争要素。因此有必要对制造业不同行业按照行业竞争程度划分为竞争性、垄断性领域^①。从表 7 的列(1)、列(2)回归结果可以看出,竞争性领域的国有企业核心解释变量系数在 5% 显著水平上为正,而垄断性领域核心解释变量系数不显著。结果表明,降低国有持股比例对竞争性行业国有企业全要素生产率提升明显,而对垄断性行业国有企业没有显著影响。可能的原因是,2015 年颁布的《关于深化国有企业改革的指导意见》明确把国有企业划分为公益类和商业类,其中竞争性行业的国企基本属于商业类,主要职能是在维持国有资本保值增值前提下,进一步提升国有资本的影响力和控制力,并提高经营效率。而公益类国有企业主要是垄断性国企,基本是关系国民经济发展、生产生活状况,也关系到社会福利状况与社会稳定。不同领域的国企经营目的不一致,竞争性行业国企相对于垄断性行业国企,非公有资本进入或退出更为自由,公有资本与非公有资本的外部市场条件差异较小,资本流动更为充分,效率提升更为显著。

(2) 行业要素投入特征。为了研究不同要素聚集类型对企业全要素生产率产生的影响,本文将涉及的制造业细分行业按照生产要素偏好类型分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三种^②,表 7 的列(3)~列(5)显示的是要素聚集类型异质性分析回归结果。从表 7 可知,资本密集型产业的核心解释变量系数在 5% 显著水平上为正,而劳动密集型和技术密集型产业的核心解释变量系数为正但不显著。结果表明,降低国有持股比例对资本密集型产业的全要素生产率有显著提升影响,而对劳动密集型、技术密集型产业没有显著影响。可能的解释是,随着国企混改的持续进行,一方面,国企用工人数规模优势不再显现,人力资本对企业经营绩效的边际效应提升作用在减弱;知识资本转化为现实的生产力具有滞后性,以技术更新为特征的国企混改类型并没有成为主角;另一方面,国企混改最早以引入非公有资本参股形式展开,资本辨识度高、营运效率优化,极大提高资本规模优势,能够快速改善企业经营绩效,从而提升企业效率。综合以上,假说 2 得以证明。

表 7 基于行业异质性的检验结果

<i>Tfp</i>	(1) 竞争领域	(2) 垄断领域	(3) 劳动密集型	(4) 资本密集型	(5) 技术密集型
<i>Mor</i>	0.016** (0.007)	0.013 (0.027)	0.012 (0.010)	0.032** (0.014)	0.003 (0.011)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	2010	430	500	840	1100
R^2	0.463	0.479	0.398	0.426	0.524
F_{Chow_test}	3.750*		3.420	4.850	4.710
P_{Chow_test}	0.071		0.142	0.503	0.412

注:*、**、***分别表示回归系数在 10%、5%、1% 的显著水平上不为零;括号内的数值是聚类稳健标准误;组间系数差异检验采用 Chow 检验,其中要素密集型异质性从左至右依次是劳动对资本、劳动对技术、资本对技术三组 F 、 P 检验值。

① 借鉴张帆和张友斗(2018)的方法,竞争性领域:电气机械及器材制造业,纺织业,非金属矿物制品业,化学原料及化学制品制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,金属制品业,酒、饮料和精制茶制造业,农副食品加工业,汽车制造业,食品制造业,通用设备制造业,橡胶和塑料制品业,医药制造业,造纸及纸制品业,专用设备制造业。垄断性领域:黑色金属冶炼及压延加工业,化学纤维制造业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,仪器仪表制造业,印刷和记录媒介复制业,有色金属冶炼及压延加工业。
② 参考王志华和董存田(2012)的方法,劳动密集型:纺织业,非金属矿物制品业,金属制品业,农副食品加工业,食品制造业,橡胶和塑料制品业,印刷和记录媒介复制业。资本密集型:黑色金属冶炼及压延加工业,化学纤维制造业,化学原料及化学制品制造业,酒、饮料和精制茶制造业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,通用设备制造业,有色金属冶炼及压延加工业,造纸及纸制品业。技术密集型:电气机械及器材制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,汽车制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,医药制造业,仪器仪表制造业,专用设备制造业。

2. 考虑企业的杠杆风险和“委托-代理”成本特征

(1)企业杠杆风险特征。供给侧结构性改革的核心任务之一就是“去杠杆”。随着我国改革开放的大门不断打开,国有企业市场化改革也不断展开。一方面,财务成本快速增加、成本费用红线不断提高(张俊瑞等,2017),过高的企业负债率严重影响企业正常经营;另一方面,债务税盾的经济效益会在一定程度上缓解企业财务成本压力,同时债权人的监管会缩小“股东-经理人”委托代理问题。考虑流动负债对企业债务违约风险影响较小,本文采用混改事件发生前一年企业非流动负债与总资产的比值作为企业杠杆风险衡量指标,当企业杠杆风险大于所有企业杠杆风险均值时,则认定其为高杠杆风险企业,取值为1,反之取值为0。从表8的列(1)、列(2)回归结果可以看出,高杠杆风险国企核心解释变量系数在10%显著水平上为正,而低杠杆风险国企核心解释变量系数不显著。表明,高杠杆风险国企在混改中极大调动了“去杠杆”的积极性,对企业全要素生产率产生积极正向影响。

(2)企业“委托-代理”成本特征。以往国有企业普遍存在代理链过长、所有者缺位、产权归属不清晰等委托代理问题(任海云,2010),严重影响创新能力,导致代理成本高于非国有企业(刘汉民等,2018),极大降低企业生产效率。而国有企业引入非国有资本,可以有效实现资源与机制相结合,减少国企承担的政策性负担,一定程度上可以降低政治风险规避、所有者缺位导致的代理冲突(金宇超等,2016)。本文采用国企混改前2013年的管理费用率来表示代理成本,当该国企代理成本大于所有国企均值时,则认定其为高代理成本国企,取值为1,反之取值为0。从表8的列(3)、列(4)回归结果可看出,低代理成本国企核心解释变量系数在10%显著水平上为正,而高代理成本国企系数不显著。结果表明,代理成本越低,国企引入非国有股东作为代理人,能够有效缓解代理冲突导致的业绩不强、创新能力不足问题,从而显著提升国企全要素生产率。综合以上,假设3得以证明。

表8 基于企业异质性的检验结果

Tfp	(1) 高杠杆风险	(2) 低杠杆风险	(3) 高代理成本	(4) 低代理成本
Mor	0.021* (0.012)	0.009 (0.009)	0.007 (0.011)	0.017* (0.009)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	1030	1410	1010	1430
R^2	0.409	0.527	0.535	0.406
$F_{Chow\ test}$	4.700		4.670**	
$P_{Chow\ test}$	0.685		0.033	

注: *、**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的显著水平上不为零;括号内的数值是聚类稳健标准误;组间系数差异检验采用Chow检验。

五、结论与建议

本文采用2010—2019年中国A股制造业国有企业数据,基于Malmquist指数的三阶段DEA模型,在剔除环境因素和随机噪声对企业经营影响后,测算了国有企业真实效率,并利用多期DID模型实证检验降低国有持股比例对国企全要素生产率的政策冲击。研究发现,降低国有持股比例的混改举措对国企全要素生产率具有正向促进作用,且有两年的政策滞后效应。另外,降低政府补助水平、优化组织结构复杂程度,有利于降低投入冗余,进而提升全要素生产率。此外,竞争性领域国企、资本密集型国企的全要素生产率提升更显著;高杠杆风险国企、低“委托-代理”成本国企,混改后的全要素生产率提升更为显著。本文研究结论具有重要的政策意义。

第一,针对不同国有企业要“因企施策”。首先,继续选择优化股权结构的方向与路径,对于已经实行股份制、上市的混改企业,需要完善企业法人治理结构,合理安排国有资本的配置;对于尚未混改但符合条件的企业,则需要以市场机制为核心来建设企业,试点推进、因企施策。其次,合理安排政府补助额度与方向,降低对效率低下的国企补助额度,优化政府补助结构。最后,优化股权制衡的影响,按照出资人股权结构比例,形成决策授权与制约相平衡,不断完善中国特色现代企业制度。

第二,大力推进不同领域国企改革。一方面,在保持竞争性领域国有企业充分开放竞争条件下,逐步放开垄断性领域国有企业混合所有制改革,通过介入非公有制资本、劳动和技术等来增强垄断国企效率;另一方面,政府应加大对资本密集型制造业的投资,同时对于技术密集型的新一代数字经济产业加快技术升级,通过“产学研”结合来培育核心技术,提高技术革新对制造业的贡献。

第三,完善制度环境,降低企业杠杆风险与代理成本。地方政府可以基于地区发展导向,出台完善地方国企混改的制度保障措施,提高规章制度的保障作用。对于高杠杆率风险国企,通过其他投融资渠道例如引入战略投资、风险投资、私募股权、上市融资等方式,合理调整债务与股权比例,缓解由于债务违约风险导致的破产重组。此外,进一步优化“委托-代理”链条,以国有资本控股、非公资本参股、高管激励约束机制,减少中间监管费用支出,降低国企代理成本。

参考文献

- [1] 蔡昉, 2018. 中国改革成功经验的逻辑[J]. 中国社会科学, (1): 29-44.
- [2] 陈巍巍, 张雷, 马铁虎, 等, 2014. 关于三阶段DEA模型的几点研究[J]. 系统工程, 32(9): 144-149.
- [3] 程惠芳, 陆嘉俊, 2014. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析[J]. 经济研究, 49(5): 174-187.
- [4] 杜雪峰, 田益祥, 张高勋, 等, 2014. 国有企业垄断扩张与企业绩效的关系——基于中国上市公司财务数据的实证检验[J]. 技术经济, 33(6): 106-111.
- [5] 耿慧芳, 张杰, 杨震宁, 2018. 国有企业创新绩效、市场环境变化与政策冲击——基于创新战略和政治嵌入的调节作用[J]. 技术经济, 37(3): 15-29.
- [6] 何瑛, 郭家荣, 陈文晖, 2022. 混改情境中非控股股东参与治理如何影响企业风险承担?[J]. 上海财经大学学报, 24(2): 78-93.
- [7] 胡春阳, 余泳泽, 2019. 政府补助与企业全要素生产率——对U型效应的理论解释及实证分析[J]. 财政研究, (6): 72-85.
- [8] 黄速建, 肖红军, 王欣, 2018. 论国有企业高质量发展[J]. 中国工业经济, (10): 19-41.
- [9] 金宇超, 靳庆鲁, 宣扬, 2016. “不作为”或“急于表现”: 企业投资中的政治动机[J]. 经济研究, 51(10): 126-139.
- [10] 李春玲, 李瑞萌, 袁润森, 2017. 国有企业混合所有制改革的投资效率[J]. 企业经济, 36(4): 47-53.
- [11] 李春玲, 任磊, 2018. 混合所有制改革背景下国有企业研发投入对公司绩效的影响[J]. 工业技术经济, 37(6): 21-28.
- [12] 李刚磊, 邵云飞, 2021. 混合所有制改革如何影响企业创新? 研究述评及未来展望[J]. 技术经济, 40(9): 122-136.
- [13] 李廉水, 鲍怡发, 刘军, 2020. 智能化对中国制造业全要素生产率的影响研究[J]. 科学学研究, 38(4): 609-618, 722.
- [14] 李增福, 黄家惠, 连玉君, 2021. 非国有资本参股与国企技术创新[J]. 统计研究, 38(1): 119-131.
- [15] 刘汉民, 齐宇, 解晓晴, 2018. 股权和控制权配置: 从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究[J]. 经济研究, 53(5): 175-189.
- [16] 刘宏筵, 张济建, 张茜, 2021. 全球供应链视角下的中国碳排放责任与形象[J]. 资源科学, 43(4): 652-668.
- [17] 刘瑞明, 赵仁杰, 2015. 西部大开发: 增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究[J]. 中国工业经济, (6): 32-43.
- [18] 刘元春, 2001. 国有企业的“效率悖论”及其深层次的解释[J]. 中国工业经济, (7): 31-39.
- [19] 罗登跃, 2012. 三阶段DEA模型管理无效率估计注记[J]. 统计研究, 29(4): 104-107.
- [20] 潘爱玲, 刘昕, 吴倩, 2019. 跨所有制并购、制度环境与民营企业债务融资成本[J]. 会计研究, (5): 3-10.
- [21] 秦海林, 段曙彩, 2021. 国企混改、公司治理结构与现金股利——基于公司治理的视角[J]. 投资研究, 40(11): 37-58.
- [22] 任海云, 2010. 股权结构与企业R&D投入关系的实证研究——基于A股制造业上市公司的数据分析[J]. 中国软科学, (5): 126-135.
- [23] 荣兆梓, 2014. 发展混合所有制经济视角的国有经济改革新问题[J]. 经济纵横, (9): 71-74.
- [24] 宋冬林, 李尚, 2020. 混合所有制改革与国有企业创新研究[J]. 求是学刊, 47(1): 51-61.
- [25] 孙晓华, 郭旭, 王昀, 2017. 政府补贴、所有权性质与企业研发决策[J]. 管理科学学报, 20(6): 18-31.
- [26] 王业雯, 陈林, 2017. 混合所有制改革是否促进企业创新?[J]. 经济与管理研究, 38(11): 112-121.
- [27] 王志华, 董存田, 2012. 我国制造业结构与劳动力素质结构吻合度分析——兼论“民工荒”“技工荒”与大学生就业难问题[J]. 人口与经济, (5): 1-7.
- [28] 魏峰, 荣兆梓, 2012. 国有企业与非国有企业技术效率的比较[J]. 经济纵横, (2): 18-23.
- [29] 许召元, 张文魁, 2015. 国企改革对经济增速的提振效应研究[J]. 经济研究, 50(4): 122-135.
- [30] 杨国超, 刘静, 廉鹏, 等, 2017. 减税激励、研发操纵与研发绩效[J]. 经济研究, 52(8): 110-124.
- [31] 杨汝岱, 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 50(2): 61-74.
- [32] 杨萱, 2019. 混合所有制改革提升了国有企业绩效吗?[J]. 经济体制改革, (6): 179-184.
- [33] 易靖韬, 蔡菲莹, 蒙双, 等, 2021. 制度质量、市场需求与企业出口动态决策[J]. 财贸经济, 42(9): 145-160.
- [34] 于文成, 刘新民, 王垒, 2018. 基于异质股东的混合股权结构对国企双重任务的影响分析[J]. 统计与信息论坛, 33(4): 49-57.
- [35] 余汉, 杨中仑, 宋增基, 2017. 国有股权、政治关联与公司绩效——基于中国民营控股上市公司的实证研究[J]. 管理评论, 29(4): 196-212.
- [36] 张帆, 张友斗, 2018. 竞争性领域财政补贴、税收优惠政策对企业经营绩效的影响[J]. 财贸研究, 29(3): 80-89.
- [37] 张俊瑞, 王良辉, 汪方军, 2017. 高管-独董任职联结与“机会主义”的费用黏性——基于独立董事外生离任所构建的拟自然实验[J]. 山西财经大学学报, 39(10): 85-99.
- [38] 张双鹏, 周建, 周飞谷, 2019. 混合所有制改革对企业战略变革的影响研究——基于结构性权力的视角[J]. 管理评论, 31(1): 183-196.

- [39] 张涛, 刘宽斌, 熊雪, 2018. 中国国有和民营制造业企业生产效率对比研究[J]. 数量经济技术经济研究, 35(6): 78-94.
- [40] 张新民, 葛超, 杨道广, 等, 2019. 税收规避、内部控制与企业风险[J]. 中国软科学, (9): 108-118.
- [41] 张永, 李钊, 孙永波, 2021. 国有企业政策性负担与社会责任承担[J]. 华东经济管理, 35(4): 109-117.
- [42] 张雨潇, 杨瑞龙, 2022. 利益相关者理论视角下国有资本入股民营企业的效果评估[J]. 政治经济学评论, 13(3): 190-212.
- [43] 钟昀珈, 张晨宇, 陈德球, 2016. 国企民营化与企业创新效率: 促进还是抑制?[J]. 财经研究, 42(7): 4-15.
- [44] BANKER R D, CHARNES A, COOPER W W, 1984. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis[J]. *Management Science*, 30(9): 1078-1092.
- [45] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A, 2010. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- [46] BEUSELINCK C, CAO L H, DELOOF M, et al, 2017. The value of government ownership during the global financial crisis [J]. *Journal of Corporate Finance*, 42: 481-493.
- [47] CALIENDO M, KOPEINIG S, 2005. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching [J]. *Discussion Papers of DIW Berlin*, 22(1), 31-72.
- [48] FRIED H O, LOVELL C A K, SCHMIDT S S, et al, 2002. Accounting for environmental effects and statistical noise in data envelopment analysis[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 17(1-2): 157-174.
- [49] LIU G S, BEIRNE J, SUN P, 2015. The performance impact of firm ownership transformation in China: Mixed ownership vs. fully privatised ownership[J]. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 13(3): 197-216.
- [50] MALMQUIST S, 1953. Index numbers and indifference surfaces[J]. *Trabajos de Estadística*, 4(2): 209-242.
- [51] SIMAR L, WILSON P W, 2007. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes[J]. *Journal of Econometrics*, 136(1): 31-64.

Reducing the Proportion of State-owned Shares and the Total Factor Productivity of State-owned Enterprises: Based on Multi-period DID Model Analysis

Xie Zhong, Wang Hao, Dai Qianzhi

(School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, China)

Abstract: Reducing the proportion of state-owned shares, as a method of mixed ownership reform (MOR) in state-owned enterprises (SOEs), is of great significance for realizing the preservation and appreciation of state-owned assets and improving the efficiency of state-owned shareholders' shareholding. The data of China's A-share manufacturing SOEs were selected from 2010 to 2019, from the perspective of two mechanisms of government subsidy and organizational complexity, based on the three-stage DEA model, and on the basis of corporate efficiency indicators after excluding environmental factors and random noise, construct a multi-period difference in differences (DID) model to discuss the impact of the reduction of the proportion of state-owned shares on the total factor productivity (TFP) of SOEs. The results show that a reduction in the proportion of state-owned shares can significantly increase the TFP of SOEs, and has a two-year lag period. Among them, reducing the level of government subsidies and optimizing the complexity of the organization will increase the TFP of enterprises. Further research finds that the TFP of SOEs in competitive industries and capital-intensive industries after the MOR is more obvious; high leverage risk SOEs, low 'principal-agent' cost of SOEs, the TFP after the MOR is more obvious. Based on the perspective of mixed ownership reform, the research explores the impact of the reduction in the proportion of state-owned shares on the TFP of SOEs, and proposes corresponding policy recommendations for the direction of the next mixed ownership reform.

Keywords: mixed ownership reform; total factor productivity; three-stage DEA; multi-period DID