

混合所有制改革与 国有企业绩效提升

——基于定义矫正和PSM、DID、IV法的再透视

□周观平 □周皓 □王浩

本文基于2004—2017年间我国A股上市公司股权结构信息资料,对混合制界定方法进行修正,构建了更符合混改本质的研究样本,在此基础上采用倾向得分匹配法、双重差分法、工具变量法实证检验混合所有制股权结构对我国国有企业盈利状况的影响,以减轻内生性问题造成的估计偏误。研究证实,相比于纯国有股权结构的国有企业,混合所有股权结构的国有企业绩效水平更高。经过混合所有制改革后,纯国有股权结构的国有企业盈利绩效能获得显著提升。进一步的影响机制研究显示,混合所有制下企业激励机制的增强是促进盈利改善的重要原因。

关键词:混合所有制;国企改革;盈利绩效

中图分类号:F270 文献标识码:A 文章编号:1003—5656(2021)04—0080—11

DOI:10.16158/j.cnki.51-1312/f.2021.04.010

“深化国有企业混合所有制改革”是《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》已明确的未来“十四五”时期国企改革方向。国企混合所有制改革是自1999年后党中央和国务院作出的一项重大部署^①,发改委、财政部、国资委、证监会等多部门已累计出台十多份指导意见,从各个维度建立起旨在鼓励国企发展混合所有制股权制度的“1+1+N”一整套政策体系。混合所有制经济,从宏观上讲,是国有资本、集体资本、非公有资本等交叉持股、相互融合的经济,是基本经济制度的重要实现形式;从微观层面看,则是指国有控股企业引入非公有资本参股,非国有企业引入国有资本参股的一种多元化的企业股权结构。

目前学术界关于混合所有制研究文献主要以理论论述或案例分析为主,实证分析较少,这主要是因为较为缺乏有效实证所需的混改公司详细数据。正是目前对混改的实证研究欠充分、欠深入,导致学术界对混改褒贬不一,支持的观点认为交叉持股的混改有利于改善内部治理提高绩效,反对的观点认为混改在理论和实践上都有严重逻辑错误。鉴于国有资本考核监督体系的核心关切在于以盈利指标代表的“经营效率”^[1],本文选取“绩效”作为对象,首先大量手动搜集了公司股权性质数据;其次基于从政策内涵出发对样本识别方法的修正,并使用倾向得分匹配法(PSM)、双重差分法(DID)、工具变量法(IV)处理内生性问题后,较精准地证明了国企的混合所有制股权结构对业绩提升的正面作用。

作者简介:周观平(通讯作者),中国宏观经济研究院博士后;周皓,清华大学五道口金融学院教授;王浩,清华大学经济管理学院副教授。

^①1999年9月党的十五届四中全会上,国家首次明确提出发展混合所有制经济。那次会上作出了《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》,明确指出,积极探索公有制的多种有效实现形式,大力发展股份制和混合所有制经济。而后在2003年党的十六届三中全会、2013年党的十八届三中全会、2015年《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》、2017年党的十九大报告等文件报告中,都多次提到混合所有制改革。

一、文献述评

混合所有制研究的论述性文献,集中关注合理性、障碍、风险、控制权方式等问题。李东升等^[2]、张孝梅^[3]、王勇等^[4]等研究阐述国企混改的风险、话语权、利益重构、公司治理;也有文章从产权理论、分权控制理论、市场竞争学说等角度提出理论基础,如郑志刚^[5]等;还有李明敏等^[6]从联通和云南白药等混改案例切入分析机制设计。实证性文章较少,且在混改对国企绩效的影响评价上争议较大。支持的观点,如张辉等^[7]证实混改能提高绩效,李红阳和邵敏^[8]指出引入民资比引入外资更能提高绩效等,还有文章发现混合主体多样性能提高绩效。但反对的观点则证实,混改民营化反而使国企绩效整体滑坡,民营股东参与国企混改仅仅是“搭便车”,对提高国企绩效和全要素生产率无益^[9]。现有少量实证研究尚未得出一致结论,主要受制于混改定义、内生性处理等复杂因素上的差异。

第一,特别是缺乏对混合所有制企业科学准确的实证界定方法。既往多篇文献几乎均沿用陈林和唐杨柳^[10]一文中对混合所有制的定义,即若纯国企中一旦出现港澳台资本、外资资本、个人资本,即为混合所有制企业^{[7][11][12][13]}。实际上,该界定方式混淆了民营化与混改之间的界限,把出现除国有股东外的其他异质性股东均视为混合所有制。此外,还有文献把控制权转变的改制和混改等同,混淆概念。而真实情况是,混改乃中间路线。在混合所有制改革的政策原文里,一是明确要求在可以保持国有控股的基础上引入非公有资本^①,未表达刻意推动控制权改变之义;二是内涵上则要求引入能促成企业转变经营机制的资本^②。这意味着引入的是持股比例较大进而能拥有董事会席位的投资者,从而对公司经营决策产生影响。因此,上述多篇主流文章以不计异质性持股比例的方式界定混改,较为欠妥。第二,多篇文章也尚未进一步排除选择偏差、同时期其他冲击等内生性缺陷对实证结论科学性的干扰。如林峰和付强^[9]、韩沁清和许多^[13]等均采用普通回归估计展示的相关性来评价效果,欠缺对第三因和因果倒置可能性的排除,仅以此来证明因果是欠充分的。

综上,概念界定不准和外生性不强,是掣肘混改实证研究结论分歧的重要原因之一。本文的边际贡献在于:一是提出了从政策内涵出发,结合法律、文献、主流媒体发声等后界定混合所有制企业属性的修正后新方法,从而更科学合理地识别混改样本;二是运用倾向得分匹配法、双重差分法和工具变量法进行模型估计,从而更准确地识别了混合所有制股权结构与国企绩效之间的因果关系。

二、理论分析与研究假设

长期以来,国有企业被学术界认为存在弱激励相容、机制灵活度有待提升等问题,导致效率损失。譬如,有文献基于科斯理论,认为国有企业因产权边界不清,导致权责利等激励相容机制有待改善。也有学者如张勇^[14]提出部分国有企业垄断某些领域,导致价格扭曲、竞争缺失、监管不足,带来帕累托效率损失。而反对的观点提出国企效率低下不是因为产权问题,而是源于机制欠灵活,譬如“能进不能出”等人事调整机制不灵活而带来了沉重工资、薪酬、福利支出等包袱。同时,林毅夫和李志贺^[15]提出国企有机会获得预算软约束,也额外造成信息不对称下高管不作为等委托-代理的道德风险,或者因此而盲

①详见《中央中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》和《国务院关于发展混合所有制经济的指导意见》,指出竞争性领域混改要国有绝对控股或相对控股,垄断行业更为如此。并未表达过主动推动转让控制权之义:

1.“主业处于充分竞争行业和领域的商业类国有企业,原则上都要实行公司制股份制改革,积极引入其他国有资本或各类非国有资本实现股权多元化,国有资本可以绝对控股、相对控股……”

2.“主业处于关系国家安全、国民经济命脉的重要行业和关键领域、主要承担重大专项任务的商业类国有企业,要保持国有资本控股地位,支持非国有资本参股。对自然垄断行业……需要实行国有全资的企业,也要积极引入其他国有资本实行股权多元化……”

②《国务院关于发展混合所有制经济的指导意见》明确指出,(一)混合所有制改革的落脚点和出发点是“促进国有企业转换经营机制……实现各种所有制资本取长补短、相互促进、共同发展”;(二)基本原则要求“把引资本与转机制结合起来”。要实现这一目的,混改引入的资本应该是在董事会拥有席位的战略投资者,而非普通财务投资者,才能对公司经营决策拥有话语权。

目投资、过度规模扩张、在会计稳健性上过度自信等过度激进风险^[16]。

(一)混合所有制状态与企业绩效水平

无论是上述哪一种原因真正导致了国企效率损失,理论上通过引入民营或外资等外部产权成分后的国企混合股权结构都有利于缓解上述问题。一方面,民营资本或外资参股进入国企后,有助于促进国企灵活转换经营机制、考核机制、用人机制等,提升对内的权责利激励相容水平,从而带来帕累托有效的结果。另一方面,混合所有股权结构引入了外部股东监督,有益于弥补监管不足的问题,能有效降低委托-代理成本,抑制国企高管的道德风险行为。而无论是转换经营机制还是引入外部监督,混合股权结构都有利于助力国企成为更市场化、更有活力、更规范的市场主体,有利于国企在内部机制优化和外在监督规范下而提升效率。从而取得更好业绩。因此,本文提出如下假说1:

H1:相比于纯国有股权结构状态的国企,混合所有制股权结构状态的国企的盈利绩效水平更高。

(二)混合所有制改革与绩效变化

转型经济学角度,除证实更具市场属性的企业主体比更具计划属性的企业主体更具经济效率外,也表明企业增强市场化属性的过程会带来效率提升。一方面,国外实证证据表明,在非洲、中东、拉丁美洲等多个国外新兴经济体中,企业完全市场化或部分市场化改革后绩效表现、创新能力、经营效率等均显著提升^[17]。另一方面,国内学术界文献表明,在经历我国国有企业上市、放权让利、股权分置改革、公司制与股份制改造等历次增强市场化属性的改革后,相关国企绩效均呈现明显提升迹象^{[18][19]}。而国企混改,是国有控股企业引入更具市场属性的民营资本或外资的过程,一定程度上也带有“市场化”改革方向属性。据此本文推测,纯国有成分的国企开展混合所有制改革后能带来明显绩效提升,即假说2。

H2:经过混合所有制改革后,原国企的盈利绩效相比改革前显著提升。

三、研究设计

(一)样本选择和数据来源

参照郝阳和龚六堂^[20],本文通过查阅2004—2017年间中国A股上市公司的1万多份年报对其中的“股东数量和持股情况”前十大股东性质信息进行了手工抓取,将股东分为国有、民营、金融、外资和其他共五类,并剔除了各变量数据缺失、金融类公司、资产或负债小于0的异常公司以及ST和退市公司样本。考虑到2003年中国国有资产监督管理委员会成立带来的企业监管环境方面的变化和2003年及以前上市公司年报中股东性质信息缺失较多,为避免2003年前后国有企业监管环境不一致性带来的干扰因素,我们把研究的起始年份定为2004年。

(二)混合所有制企业的界定方法

鉴于过往文献对混改界定方法存在争议,本文通过查阅比较文献、政策、主流媒体、法律等,审慎考虑异质性股东持股比例的最低线,以更准确定义解释变量“企业混合所有制状态”。

从政策来看,现有政策文件中尚未对国企引入多少非国有资本为混改,民企引入多少国有资本为混改给出定量解释,而是采用“引入交叉持股股东…以促进国企转变体制机制”以定性蕴含定量的表述方式。从主流媒体看,我国主流媒体如国务院直属的经济日报、国资委网站等表示,混改需要引入能够制衡和参与董事会决策的大股东。从国外文献来看,关于对公司有重大影响力的大股东认定存在争议。Bharath^[21]等遵循美国证券法对“大股东”的规定,将持股超过5%的股东视为大股东。而Saghi-Zedek^[22]等考虑到持股10%代表着投票权门槛且世界上大多数其他国家要求披露持股10%以上的股东信息,所以将“大股东”定义为持股比例超过10%的股东。国内文献对异质性大股东和混改也尚未有一致的刻画方法。陈林和唐杨柳^[10]、张辉等^[7]、韩祉清和许多^[13]等多篇文章以股权结构从纯国有到民营化的突变来

定义国企混改,即国企如果非国有持股比例从无到有则将其视为混改的国有企业。郝阳和龚六堂^[20]将民营(国有)持股之和超过10%的国有(民营)控股上市公司称之为“混合所有制”公司。刘汉民等^[23]认为前五大股东中若从纯国有(非国有)到出现至少一个异质性股东即为发生混改。从我国的法律法规看,《中华人民共和国公司法》规定单独或者合计持有公司10%以上股权对召开股东大会和董事会会议有着强势的话语权(第40、100、110条等)。《中华人民共和国证券法》认为,持有公司5%以上股权的股东是能够对公司股票交易产生重大影响的股东(第63条等)。

综上所述,既然从主流媒体发声看,混改的本质在于引入能够制衡和参与董事会决策的大股东;而中国《公司法》等法律规定,持股10%以上股东可要求召开董事会会议、主持股东大会,对公司决策和经营管理有强势话语权;同时,姜付秀等^[24]国内文献也表明10%以上股东基本可以派驻至少一名董事,以及他们有权召开临时股东大会实质影响决策,因此,持股10%基本是重要股东持股比例的合理分界线。据此本文定义:如果国有控股企业*i*在*t*年存在单个持股超过10%的民营或外资股东,则为混合状态,赋值“混合状态=1”;如果国有控股企业*i*在*t*年没有单个持股超过10%的民营或外资股东,则为纯状态,赋值“混合状态=0”。(值得说明的是,本文定义对郝阳和龚六堂(2017)的修正之处在于:一是,本文以单个10%来界定;而后文以合计10%。考虑到合计股东之间存在利益协调问题,若不一致将导致无力干预企业经营,因此本文认为单独来计更为合适。二是,本文将国企中存在单个持股超过10%的民企或外资股东,均视为混合状态;而后者只看国企中的民营股东持股,与前文政策内涵不符。)

(三)模型设定与变量定义

1. 基准模型设定

为科学衡量混合所有制股权对国企绩效的影响,保证混合制与非混合制国企之间可比,本文要求非混合制国企满足同年、同企业性质(均为国企)、同行业、规模最接近且在0.7-1.3倍之间四个条件。最终,我们得到了2,159个混合所有制状态国企一年样本和2,159个非混合所有制状态国企一年样本作为主回归样本。构建如下最小二乘估计模型(OLS):

$$\text{profitability}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{混合所有制}_{i,t} + \beta_2 \text{Control}_{i,t} + \gamma_t + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

表1 描述性统计

	变量	说明	最大值	最小值	均值	中位数	标准差	样本数
绩效	ROA	=息税前收入/年均总资产	16.0	-5.5	5.4	5.0	5.1	4150
	ROIC	=息税前利润/投入资本	19.6	-10.2	5.8	5.7	7.0	4300
	ROS	=营业利润/营业总收入	50.8	-21.0	9.6	6.0	16.5	4303
	ROA_Adj	=行业均值调整后 ROA	0.2	-0.3	-0.0	-0.0	0.1	4150
控制变量	公司规模	=ln(资产总计)	29.3	19.6	22.9	22.5	2.0	4310
	固定资产占比	=固定资产净额/资产总计	77.6	0.2	27.7	24.2	20.0	4310
	资本支出	=资本支出/资产总计	15.4	0.1	5.0	3.4	5.2	4155
	第一大股东持股	=第一大股东持股比例	75.2	11.9	40.1	39.4	15.2	4318
	增长率	=资产总计的同比增长率	2.0	-0.3	0.1	0.1	0.3	4310
	市值账面比	=市值/资产总计	9.6	0.9	2.1	1.6	1.5	4227

注:绩效类、固定资产、资本支出、第一大股东指标的单位均为%。

其中,被解释变量是盈利指标,为防止单一指标带来的偏误,本文采用总资产收益率(ROA)、投入资本回报率(ROIC)、销售利润率(ROS)、经行业中位数调整后的总资产收益率(ROA_Adj)作为企业绩效变量。解释变量是混合所有制状态哑变量。控制变量包括公司规模、固定资产占比、资本支出、第一大股东持股比例、增长潜力和市值账面比,分别代表着企业规模、固定资产、资本支出、股权制衡度、增长潜力和相对价值等方面的情况。同时,我们控制了行业(δ_i)、年份(γ_t)和省份固定效应(μ_i)。各变量的描述性统计如表1所示,按5%缩尾处理。

2. 双重差分法模型设定

如果存在第三因或因果倒置,将弱化或干扰基准回归的结果。为此,本文通过双重差分法来开展较为清晰的政策评价。首先,本文通过三期状态界定“混改事件”的事件组和控制组,定义如表2:

表2 混改事件定义

	事件组	控制组
企业性质	t-1, t, t+1均为国有控股性质	t-1, t, t+1均为国有控股性质
混合状态	t-1, t, t+1为纯、混、混状态	t-1, t, t+1为纯、纯、纯状态
识别结果	以t年为混合所有制改革年	以t年匹配,匹配特征为t-1年

其次,采用“倾向得分匹配法”筛选满足事前平行性特征假设的混改组国企和控制组国企。最后,本文采用“双重差分法”通过设置交叉项(Treat*After)来衡量混改对国企控制组带来的双重差分“净

影响”。若观测性质来自事件组,则Treat取1;控制组,则为0。若观测年份处于t、t+1年,则After取1;处在t-1年,则取0。值得说明的是,一般意义上为避免年份固定效应和事后指示变量(After)之间的线性关系影响,双重差分模型中择一控制即可。但本文的外生冲击“混改”对每家国企而言不是固定年份,因而两者之间不是线性相关关系,本文同时控制两者。

$$\text{profitability}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{i,t} * \text{After}_{i,t} + \beta_2 \text{Treat}_{i,t} + \beta_3 \text{After}_{i,t} + \beta_4 \text{Control}_{i,t} + \gamma_t + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

3. 工具变量法

虽然双重差分法已经排除绝大部分的替代性解释,但为打消其他第三因疑虑,本文使用工具变量法作再次厘清。借鉴杜勇等^[25]采用“行业均值”作工具变量的思路,本文采用行业混改比例和行业混改总数作为企业是否混改的工具变量。本文参照万德数据库的一级、二级、三级行业分类标准,按照年-行业统计混合所有制国企比例和总数,并对总数加一后取对数。我们认为,该工具变量满足相关性和外生性。

具体来说,本文采用下面2S1S模型:

$$\text{第一阶段: 混合所有制}_{i,t} = \varphi + \gamma \text{行业混改比例}_{i,t} + \delta \ln(1 + \text{行业混改总数})_{i,t} + \theta X_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{第二阶段: ROA}_{i,t+1} = \alpha + \beta \widehat{\text{混合所有制}}_{i,t} + \theta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,行业混改比例 i,t 是i国企t年所属行业的混合国企比例。 $\ln(1+\text{行业混改总数})_{i,t}$ 是i国企t年所属行业的混合制国企总数加1后取对数。混合所有制 i,t 是一个哑变量,若i国企在t年是混合状态,则为1;若是纯状态,则为0。 $\widehat{\text{混合所有制}}_{i,t}$ 是第一阶段回归估计出的国企混合所有制状态的概率。 $X_{i,t}$ 是一系列控制变量。

四、实证结果与稳健性

(一)混合产权性质与企业绩效水平

为考察混合产权性质对国企绩效水平的影响(假说1),本文通过同年、同行业、同性别、规模最接近匹配控制了混合状态与非混合状态国企样本之间的可比性,实证结果如表3。结果显示,无论是分位数

回归还是OLS回归,混合所有制与国企绩效之间均呈显著正相关关系。第1-3列中,国企混合所有制状态的25%、50%(中位数)、75%分位数回归系数分别为0.357、0.513和0.720。 t 检验显示,分别在10%、5%、1%统计意义显著。第4列里,OLS回归结果也显示国企混合所有制状态的回归系数为0.541且显著。综合以上表明,混合所有制国企相比于非混合所有制国企绩效有显著差异,平均而言混合所有制国企的盈利能力(ROA)比非混合所有制国企至少高出0.5个百分点,假说1得以验证。

表3 混合所有制与国企绩效

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	25%分位数模型	50%分位数模型	75%分位数模型	OLS模型
混合所有制	0.357* (0.186)	0.513** (0.220)	0.720*** (0.223)	0.541** (0.263)
公司规模	0.202*** (0.049)	0.225*** (0.070)	0.180** (0.071)	0.678*** (0.083)
固定资产占比	0.112 (0.419)	0.613 (0.597)	1.216** (0.605)	-3.829*** (0.714)
资本支出	-0.483** (0.190)	-0.396 (0.271)	-0.284 (0.275)	-2.225*** (0.324)
第一大股东持股	0.029*** (0.005)	0.034*** (0.008)	0.037*** (0.008)	0.051*** (0.009)
增长率	4.434*** (0.271)	4.863*** (0.386)	5.986*** (0.392)	6.085*** (0.462)
市值账面比	1.043*** (0.054)	1.392*** (0.077)	1.574*** (0.078)	1.151*** (0.092)
常数项	-6.658*** (1.305)	-6.769*** (1.861)	-6.120*** (1.886)	-19.455*** (2.223)
观测量	4,040	4,040	4,040	4,040
拟合优度R ²	0.139	0.164	0.228	0.283
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制

注:括号里是稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

“平行假设”。为此,本文使用Probit模型对上述指标进行国企混改概率估计,然后基于该模型估计出的概率(或称“倾向得分”)进行1:5的“有放回的最接近匹配”,最终得到了137个国企混改事件组和685个国企控制组样本。为验证匹配效果的精确度,本文统计了实验组与控制组之间的倾向得分差异值,发现即使对于最差的匹配(第五接近匹配),匹配评分之间中位数差异为0,而95%的分位数差异为1.5%,匹配效果较为理想(因篇幅所限,匹配倾向得分差异表未报告)。同时,匹配后的“平行趋势” T 检验也在“匹配后”栏中进行了展示。结果表明匹配后公司特征之间不再存在显著差异,满足平行性要求。

下面,本文利用前文所述的双重差分法(模型2)进行回归分析,结果如表5所示。样本经过倾向得分法匹配后,双重差分法回归模型显示混改事件对国企的绩效影响为正。无论是以总资产收益率(ROA)、净资产收益率(ROE)、投入资本回报率(ROIC)、销售收入利润率(ROS)、净利率(Net margin)衡

(二)混合产权性质变化与绩效变化

为考察混合产权性质变化与绩效变化之间的因果关系(假说2),本文使用“混改事件”双重差分法(Difference-in-differences)。同时,为排除遗漏变量或事前选择性偏差的可能,对事件组样本事先运用倾向得分匹配法(Propensity score matching)进行多维度匹配,从而更多维度上控制混改企业的事前特征,更干净地展现混改给国企绩效带来的变化。

首先,本文进行倾向得分法匹配。如表4所示,匹配前混改国企和未混改国企存在诸多事前差异。譬如,混改国企的利息保障倍数更低、战略性行业占比更低、股权分散化程度更高等,均违背

表4 倾向得分匹配法

变量	匹配前			匹配后		
	事件组	控制组	T-diff	事件组	控制组	T-diff
利息保障倍数	4.346 (6.947)	6.665 (9.769)	-2.516**	4.346 (6.947)	4.416 (6.571)	-0.104
人均财政收入	0.500 (0.427)	0.459 (0.428)	1.135	0.500 (0.427)	0.449 (0.379)	1.430
战略性行业	0.139 (0.347)	0.257 (0.437)	-3.153***	0.139 (0.347)	0.172 (0.378)	-0.962
壳资源稀缺性	0.344 (0.573)	0.321 (0.582)	0.456	0.344 (0.573)	0.272 (0.567)	1.338
股权分散程度	0.153 (0.362)	0.073 (0.261)	3.539***	0.153 (0.362)	0.188 (0.391)	-0.969
公司规模	22.294 (1.446)	22.121 (1.277)	1.569	22.294 (1.446)	22.118 (1.177)	1.532
ROA	0.044 (0.067)	0.054 (0.063)	-1.884*	0.044 (0.067)	0.039 (0.055)	0.880
固定资产占比	0.280 (0.198)	0.284 (0.199)	-0.262	0.280 (0.198)	0.306 (0.201)	-1.396
资本支出	0.592 (0.831)	0.537 (0.516)	1.216	0.592 (0.831)	0.612 (0.657)	-0.306
第一大股东持股	38.361 (16.631)	42.595 (15.865)	-3.101***	38.361 (16.631)	37.691 (14.598)	0.479
资产增长率	0.168 (0.355)	0.179 (0.400)	-0.315	0.168 (0.355)	0.131 (0.325)	1.188
市值账面比	3.008 (8.442)	2.080 (1.304)	6.458***	3.008 (8.442)	3.038 (7.124)	-0.043
样本量	137	10,175	—	137	685	—

注：表格中事件组和控制组列报告的是均值，括号里是标准差。差异组列报告的是t统计量。***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表5 倾向得分法匹配后的混改双重差分回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总资产收益率ROA	净资产收益率ROE	投入资本回报率ROIC	销售收入利润率ROS	净利率Net margin
Treat*After	1.268** (0.483)	2.151** (0.850)	1.385** (0.503)	2.705** (1.147)	1.359* (0.763)
Treat	0.835* (0.498)	0.824 (0.774)	1.187* (0.635)	1.522 (1.410)	0.783 (1.057)
After	0.168 (0.195)	0.216 (0.339)	0.162 (0.306)	0.734 (0.532)	0.310 (0.427)
公司规模	0.129 (0.186)	1.358*** (0.368)	1.093*** (0.309)	2.785*** (0.601)	1.321*** (0.368)

量收益率，混合所有制改革后国企的收益率均显著提高了。同时，Treat*After一起的交叉项显著，而Treat和After拆开各自多不显著，这表明“事件组”本不具有更高的利润率，也不是“改革后同期宏观因素变化”提高了绩效，而是“国企混改事件组经过混改这件事”提高了绩效。处理内生性后，本文发现经过混合所有制改革后，原国企的盈利绩效相比改革前显著提升。即证明了假说2的有效性。

(三)稳健性检验

为加强验证假说1结论的稳健性，本文开展多类稳健性检验。一方面，通过替换被解释变量、解释变量、模型设置等，再次验证结果（如表6）。另一方面，通过工具变量法，进一步

固定资产占比	-0.114 (1.102)	-2.740 (1.827)	-4.173*** (1.351)	-12.440*** (3.560)	-6.967** (3.120)
资本支出	0.364 (0.381)	0.083 (0.606)	1.072** (0.521)	-3.747*** (1.075)	-4.650*** (0.742)
第一大股东持股	0.026 (0.019)	0.032 (0.029)	0.022 (0.023)	0.063* (0.037)	0.038 (0.029)
增长率	2.883*** (0.506)	2.272** (0.992)	2.139*** (0.531)	4.058*** (1.197)	3.303*** (1.025)
市值账面比	0.051 (0.070)	0.185** (0.082)	-0.070 (0.063)	0.074 (0.167)	0.174 (0.126)
常数项	0.127 (3.820)	-24.773*** (7.718)	-19.597*** (6.669)	-50.559*** (13.939)	-21.298** (8.228)
观测量	2,366	2,341	2,328	2,470	2,408
拟合优度R ²	0.176	0.181	0.267	0.286	0.232
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注:括号里是稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

排除第三因等内生性问题的影响,再次厘清因果关系。表7显示,首先工具变量满足相关性和外生性。相关性方面,奇数列显示,二级和三级行业分类下工具变量“行业混改比例”和“行业混改总数”对“企业混合所有制”的第一阶段回归系数均至少在5%水平上正显著,且F检验值远超过阈值10,不存在“弱工具变量”问题

表6 稳健性检验

(一级行业分类因划分较粗,存在一定程度的弱相关性)。外生性方面,过度识别性检验的Sargen统计量均不拒绝“所有工具变量都是外生的”原假设。其次,从稳健性结果来看,表7偶数列显示第二阶段回归,在一、二、三级行业分类中,由工

变量	更换被解释变量				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总资产利润率ROA	投入资本利润率ROIC	销售收入利润率ROS	经行业均值调整后ROA_adj	T+2期利润率ROA_lead2
混合所有制	0.541** (0.263)	0.496** (0.250)	0.811** (0.380)	0.006** (0.003)	0.507*** (0.152)
变量	更换解释变量				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	单个非国有5%	单个非国有15%	合计非国有5%	合计非国有10%	合计非国有15%
混合所有制	0.338** (0.134)	0.669** (0.337)	0.313** (0.124)	0.442*** (0.126)	0.536*** (0.151)
变量	更换估计方法				
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	异方差稳健估计	固定效应交叉项	行业和利润重新匹配	未知性质股东<1%样本	控股股东>20%样本
混合所有制	0.644** (0.297)	0.344** (0.147)	0.314** (0.145)	0.323** (0.153)	0.605** (0.281)

注:括号里是稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。模型均包括如前的控制变量,限于篇幅所限仅报告核心变量系数。

具变量拟合出的国企混合制概率(混合所有制_hat)对ROA的回归系数分别为正5.739、4.370、1.405,均至少在5%水平上显著。因此,用工具变量法也表明,国企实施混合所有制能显著提高盈利业绩,该结果是稳健的。

表7 工具变量两阶段回归的国企混改结果

变量	一级行业分类		二级行业分类		三级行业分类	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业混改	ROA	企业混改	ROA	企业混改	ROA
混合所有制_hat		5.739*** (1.340)		4.370*** (1.126)		1.405** (0.627)
行业混改比例	1.532** (0.775)		0.575*** (0.147)		0.648*** (0.168)	
ln(1+行业混改总数)	-0.111 (0.109)		0.032** (0.016)		0.138*** (0.042)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F-统计量	8.609		17.067		91.838	
Sargen-统计量	0.700		0.931		1.595	

注:括号里是稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。模型均包括如前的控制变量,限于篇幅所限仅报告核心变量系数。

影响企业的盈利能力呢?为此,本文通过研究混合所有制对利润增长驱动因素的作用来识别背后的原因。回顾已有文献,沈昊和杨梅英^[26]等不少文献从案例角度提出了激励机制的增强可能是驱动国有企业混改后利润增长的重要因素。因此本文通过实证方法主要检验激励机制的增强这一渠道。

激励机制是现代产权制度的核心内容。《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》也明确指出,国有企业的治理机制和监管体制需要进一步完善。某种意义上所谓国企混改,“混”是方式,“改”机制才是目的。不少国企在发展混合所有制过程中,都注重转换机制。如2006年改制中,中联重科将12.5%股份转让给高管,让股东和管理者的利益高度一致化;2009年重庆五洲传媒注重建立对高管的指标考核、绩效激励,建立一套现代企业制度,其年产值在后来五年内(2009—2014年)增加3倍。本文接下来检验激励增强这一可能的机制。

首先,我们采用联立方程法考察国企混改、股权激励与绩效之间的关系,相应结果报告在表8(A)中。借鉴相关文献,本文采用高管持股和董监高持股来刻画股权激励指标。结果显示,混合所有制国企的高管持股和董事、监事、高管持股之和更多,而这显著地提高了盈利能力。

接下来,我们设置薪酬与混合制的交叉项来进一步比较混合制与纯国有制下国企高管薪酬与绩效敏感度之间的关系。本文采用高管前三名薪酬、董监高前三名薪酬、董监高全部薪酬作为薪酬代理变量。从表8(B)的结果来看,交叉项(混合所有制*ROA)均显

综合以上表明,“国企混合所有制能有效提升业绩的作用”这一结论也不以被解释变量绩效指标的选取方式、解释变量混合股权的界定方式、回归方式、匹配方式和样本限定方式而转移,也不是内生选择导致的结果。

五、作用机制

上述估计结果证实混合所有制股权结构确实能提高国企的盈利能力,那么究竟通过什么渠道或机制

表8 混合所有制、激励机制与国企绩效

(A) 高管持股

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高管持股	ROA	董监高持股	ROA
混合所有制	0.350*** (0.110)		0.291*** (0.109)	
高管持股		0.325*** (0.032)		
董监高持股				0.280*** (0.039)
控制变量	控制	控制	控制	控制

(B)薪酬-绩效敏感性

变量	(1)	(2)	(3)
	高管前三名薪酬	董监高前三名薪酬	董监高全部薪酬
混合所有制	0.030 (0.025)	0.022 (0.025)	0.012 (0.027)
ROA	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.011*** (0.002)
混合所有制*ROA	0.018*** (0.004)	0.019*** (0.003)	0.022*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制

注:括号里是稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。模型均包括如前的控制变量,限于篇幅所限仅报告核心变量系数。

著为正,表明高管薪酬与公司绩效之间的相关性确实在混合所有制国企中明显更强,意味着混合所有制确实提高了国企高管薪酬对业绩的敏感度(挂钩程度),这与郝阳和龚六堂^[23]的发现类似。综合表8估计结果,我们发现混合所有制下激励机制的优化是解释企业盈利改善的重要原因。(表8模型均包括如前的控制变量,限于篇幅所限仅报告核心变量系数。)

六、结论与启示

按照“十四五”规划,新一轮国企改革已经拉开序幕,其中深化混合所有制改革仍然是国企改革的关键内容,因而研究如何更有效地评估国企实施混合所有制股权结构的政策效果显得更加重要。为此,本文提出了新的混合制界定方式,并运用多种内生性处理方法减轻评估偏误。本研究证实:第一,相比于纯国有股权结构的国有控股企业,混合所有股权结构的国有控股企业盈利水平明显更高。第二,经过混合所有制改革后,纯国有股权结构的国有控股企业盈利绩效能获得显著提升。第三,从影响机制上来看,混合所有制下企业激励机制的增强是促进盈利改善的重要原因。

本文研究结论的启示意义在于,第一,应该坚决落实党中央和国务院的部署,坚定不移地推进深化混合所有制改革。而本文研究证实,国企混合所有制改革能够对企业增利产生明显的正向作用,有利于国企做优做强,有利于国资保值增值。第二,通过混合所有制改革在未来长时间内持续改善企业的盈利能力,尤其需要做好国企内部管理和优化激励机制。坚持以混促改,一方面明确主体责任、完善监督考评、强化问责机制,从而通过更有效的国企内部管理鞭策绩效目标的实现;另一方面,更重要的是健全职业经理人薪酬与业绩紧密挂钩的薪酬制度,并探索行之有效的中长期股权激励机制,通过持续优化激励机制调动内生积极性,推动绩效增长。

参考文献:

- [1]李有华,马忠,张冰石.构建以管资本为导向的新型国有资本监督考核体系[J].财会月刊(上),2018,(5):32-39.
- [2]李东升,杜恒波,唐文龙.国有企业混合所有制改革中的利益机制重构[J].经济学家,2015,(9):35-41.
- [3]张孝梅.混合所有制改革背景的员工持股境况[J].改革,2016,(1):121-129.
- [4]王勇,邓峰,金鹏剑.混改下一步:新时代混合所有制改革的新思路[M].北京:清华大学出版社,2018.
- [5]郑志刚.国企混改:从现代产权到分权控制[J].现代国企研究,2018,(15):25-27.
- [6]李明敏,李秉祥,惠祥.混合所有制企业资源异质股东共生关系形成机理——以中国联通混改方案为例[J].经济学家,2019,(6):70-79.
- [7]张辉,黄昊,闫强明.混合所有制改革、社会性负担与国有企业绩效——基于1999—2007年工业企业数据库的实证研究[J].经济学家,2016,(9):32-41.
- [8]李红阳,邵敏.私人资本参与、政策稳定性与混合所有制改革的效果[J].经济学(季刊),2019,18(4):1329-1350.
- [9]林峰,付强.混合所有制股权结构未能有效改善行政垄断企业绩效的原因探究[J].企业经济,2018,(7):111-119.
- [10]陈林,唐杨柳.混合所有制改革与国有企业社会性负担——基于早期国企产权改革大数据的实证研究[J].经济

学家, 2014,(11):13-23.

- [11]李文贵, 余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界, 2015, (4):112-125.
- [12]杨兴全, 尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有[J]. 管理世界, 2018, (11): 93-107.
- [13]韩沁清, 许 多. 混合所有制改革影响国企绩效路径的实证检验[J]. 财会通讯, 2019,(18):3-8.
- [14]张 勇. 国有工业企业的效率究竟提高没有?——市场垄断、政府投资对国企效率的影响[J]. 经济社会体制比较, 2017,(4):21-31.
- [15]林毅夫, 李志赞. 社会性负担、道德风险与预算软约束[J]. 经济研究, 2004,(2):17-27.
- [16]孙光国, 赵健宇. 产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性[J]. 会计研究, 2014,(5):52-58.
- [17]BOUBAKRI N, COSSET J C, GUEDHAMI O. Postprivatization corporate governance: the role of ownership structure and investor protection[J]. Journal of Financial Economics, 2005, (76):369-399.
- [18]郝大明. 国有企业公司制改革效率的实证分析[J]. 经济研究, 2006,(7):61-72.
- [19]LIAO L, LIU B, WANG H. China's Secondary Privatization: Perspectives from the Split-Share Structure Reform[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 113(3):500-518.
- [20]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):124-137.
- [21]BHARATH S T, JAYARAMAN S, NAGAR V. Exit as Governance: An Empirical Analysis[J]. Social Science Electronic Publishing, 2013, 68(6):2515-2547.
- [22]SAGHI-ZEDEK N. Product Diversification and Bank Performance: Does Ownership Structure Matter?[J]. Journal of Banking & Finance, 2016,(71):154-167.
- [23]刘汉民, 齐 宇, 解晓晴. 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, 2018, 53(5):175-189.
- [24]姜付秀, 王运通, 田 园, 吴 恺. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据[J]. 管理世界, 2017, (12): 61-74.
- [25]杜 勇, 谢 瑾, 陈建英. CEO金融背景与实体经济金融化[J]. 中国工业经济, 2019, 374(5):138-156.
- [26]沈 昊, 杨梅英. 国有企业混合所有制改革模式和公司治理——基于招商局集团的案例分析[J]. 管理世界, 2019, (4): 171-182.

(收稿日期: 2021—02—02 责任编辑: 张 鹏)

**Mixed-ownership Reform and Performance
Improvement of State-owned Enterprises
--Re-estimation based on Definition Correction
and PSM, DID and IV methods
Zhou Guan-ping, Zhou Hao, Wang Hao**

Abstract: This paper manually collects the data of ownership structure of A-share listed companies in China from 2004 to 2017, modifies the definition method of mixed-ownership, and constructs a research sample that is more in line with the nature of mixed-ownership reform. On this basis, this paper adopts the propensity score matching method, DID method and instrumental variable method to empirically test the impact of mixed ownership structure on the profitability of state-owned enterprises in China, in order to alleviate the estimation bias caused by the endogenous problem. Studies have confirmed that compared with state-owned enterprises with purely state-owned equity structures, state-owned enterprises with mixed-ownership equity structures have higher performance levels. After the mixed ownership reform, the profitability of state-owned enterprises with a purely state-owned equity structure can be significantly improved. Further research on the impact mechanism shows that the enhancement of corporate incentives under mixed ownership is an important reason for improving profitability.

Key Words: Mixed-Ownership; State-Owned Enterprises Reform; Profitability