

混合所有制改革与企业价值提升

——基于上市国有企业的实证研究

黄昶生 王正寒

(中国石油大学(华东)经济管理学院, 青岛 266580)

【摘要】 国有企业进行混合所有制改革是我国新常态下经济转型的重要突破口,也是保持我国宏观经济健康、平稳、快速发展的重要举措。本文利用中国上市国有企业2010~2019年的面板数据,采用双重差分的方法检验混合所有制改革是否提升了企业价值。实证结果显示,混合所有制改革政策的实施对企业价值的提升具有显著的促进作用,当企业的控制权发生转移时,这种促进效果更明显。进一步研究发现,混合所有制改革显著提高了企业创新,并通过研发投入和人力资本两种途径作用于企业价值。按照企业在政策实施前的不同初始状态进行分组,高负债率组和高代理成本组的企业价值的提升幅度更明显,与地方国企和垄断性企业相比,中央国企和竞争性企业的改革效果更显著。

【关键词】 混合所有制改革 企业价值 多期双重差分 国有企业 企业创新 净资产收益率

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2021.08.010

【中图分类号】 F276.1; F271 **【文献标识码】** A

引言

作为国民经济的重要支柱,国有企业是保障人民共同利益的重要力量,国有企业改革是中央实施做大做强国有企业方针的重大战略步骤。党的十九大报告所提出的“继续深化国有企业改革,发展混合所有制经济,培育具有全球竞争力的世界一流企业”更加明确了混合所有制改革对于国有企业的重要作用。发展混合所有制经济可以使国有经济与民营经济更加深入融合,实现多种所有制经济共同发展;另外,混合所有制改革在很大程度上克服了国有独资企业的弊端,能够增强国有资本的带动力,激发国有企业发展的活力,加快实现培育世界一流企业的步伐。国有经济在我国经济社会中具有特殊的重要地位,在国企改革的关键阶段,经济发展取得新成效作为“十四五”时期我国经济发展的首要目标,要在实现经济持续健康发展的同时充分发挥经济增长的潜力,重视企业创新,进一步优化经济结构。混合所有制改革作为推进国企改革的关键举措和重要突破口,在各企业积极响应下混合所有制改革取得了重要进展,积累了许多国企改革的成功经验。但

是,混合所有制改革能否提高企业价值?改革的力度与方向应该是怎样的?不同类型的国有企业的改革效果是否一样?这是当前深化国有企业混合所有制改革一定要认真思考和回答的问题。

1 文献综述

回顾已有文献,关于混合所有制改革对企业的影响研究主要集中在企业绩效及企业创新两个方面。对于企业绩效的研究,武常岐和张林^[1]通过分析不同改革方式引起的国有企业绩效的变化情况发现,对企业控制权进行改革比引入非国有资本更有利于提升企业竞争力。Bortolotti等^[2]发现企业私有化后公司的运营绩效会显著提升。Kn-yazeva等^[3]利用欧洲各国的样本数据分析所有权改革对企业绩效的影响,从短期来看所有权改革对企业绩效有抑制作用,而从长期来看这种负面的影响就消失了。针对混改对企业创新带来的影响,赵放和刘雅君^[4]认为混合所有制改革对企业创新效率具有明显的提升作用,并且东部地区更加显著。秦华英^[5]则对混合所有制改革对企业创新的影响机制进行了分析。朱磊等^[6]从股权多样性与股权融合度两个维度论证了混合所有制改革

收稿日期: 2021-03-18

作者简介: 黄昶生, 中国石油大学(华东)经济管理学院教授, 博士, 硕士生导师。研究方向: 企业经济, 战略管理。王正寒, 通讯作者, 中国石油大学(华东)经济管理学院硕士研究生。研究方向: 工业经济, 经济体制改革。

对企业创新的正向作用。

在对企业价值问题的研究中, Davies 等^[7]从管理行为的角度探讨了管理层持股比例与企业价值之间的非线性关系,发现两者呈现出双峰曲线的关系,并认为外部治理机制是导致第2个峰值出现的原因。刘银国和朱龙^[8]构建了反映和评价中国企业公司治理水平的 CGI 指标体系及企业价值计量模型,通过实证发现公司治理水平对企业价值具有显著的促进作用。王志强等^[9]使用中国制造业上市公司的数据,证实企业的研发投入能够对企业价值带来显著的正向影响,但竞争性联盟会负向调节两者之间的关系。

通过对现有文献进行梳理发现,混合所有制改革与企业价值提升的研究较少,更少有文献对不同初始状态下的企业开展混合所有制改革的效果作进一步研究,而国有企业价值的提升与我国经济发展紧密相关,厘清混合所有制改革与企业价值提升的关系,可以更加明确在大力推进国有企业混合所有制改革背景下我国经济发展的动向。基于此,本文使用多期双重差分的方法,利用2010~2019年中国上市国有企业的面板数据,探究混合所有制改革对企业的作用效果及影响机制。

2 研究设计与变量选取

2.1 样本选择

本文的研究重点是进行混合所有制改革后国有企业价值的变化,所使用的数据样本为2010~2019年上市国有企业的面板数据,以国有企业售卖或转让其所持有的国有股权作为混合所有制改革的判断依据,将国有股权发生变化的企业设定为实验组,国有股权未发生变化的企业为控制组,采用双重差分法检验混合所有制改革对企业价值的影响。在数据的选择上,剔除金融类企业和ST上市公司,为了控制极端值对回归结果的影响,对连续变量在1%和99%分位数上进行缩尾处理。本文所使用的数据来源于CSMAR和WIND数据库,部分数据来源于CNRDS^①。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

对于企业价值的衡量,本文在借鉴前人研究的基础上,使用托宾Q(TobinQ)和净资产收益率(ROE)来度量企业价值。作为在众多反映企业

价值的指标中比较客观和常用的指标, TobinQ值可以综合反映上市企业的财务状况和经营情况,用上市企业市场价值与重置成本的比值来计算。净资产收益率等于企业净利润与平均净资产之比,能够衡量企业的现有获利能力与未来获利机会。净资产收益率的值越高,说明企业的利润率越高,投资可以带来更多的收益。因此,选择托宾Q值和净资产收益率作为企业价值的衡量指标能够更综合地反映企业价值。

2.2.2 解释变量

本文的核心解释变量是混合所有制改革与时间的交互项 D_{it} ,如果国有企业在 t 年发生混合所有制改革,则赋值为1,否则赋值为0。判断企业是否发生混合所有制改革的依据是国有股权的变化,在样本区间内,如果国有企业售卖或转让国有股权,则将其视为发生混合所有制改革的企业。

2.2.3 控制变量

企业本身的经营状况会直接或间接地影响企业价值,为了消除这些因素对模型可能产生的影响,本文在张辉等^[10]和邓溪乐等^[11]的研究基础上,选取了以下控制变量:企业规模(Size),采用企业总资产取对数来表示;固定资产比率(Fixed),用企业固定资产与总资产的比值计算;账面市值比(BM),用资产账面价值与资产市值的比值计算;经营活动现金流量(CFO),用经营活动产生的现金流量与总资产的比值表示。

2.3 模型构建

基于2010~2019年上市国有企业的面板数据,本文将混合所有制改革视作一个准自然实验的过程,采用双重差分模型(DID)进行估计。由于不同企业开始进行混合所有制改革的时间不同,而传统双重差分模型一般要求政策冲击发生在同一时间点,因此本文在传统双重差分模型的基础上构建不同政策时点的多期双重差分模型,将未进行混合所有制改革的企业作为控制组,进行混合所有制改革的企业作为实验组。在企业样本中,如果股权变化发生在2010年之前,也将其视为实验组,而在实验组中,企业在未进行混合所有制改革之前依然是控制组。多期DID模型构建如式(1)所示:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示企业和年份, Y_{it} 表示企业价值,是被解释变量,本文使用TobinQ值来衡量企业价值,是重点研究的对象,并使用净资产收益率(ROE)来作为TobinQ替换变量,增强结果的稳健性; D_{it} 作为本文的核心解释变量,是改革与时间的交叉项,用于识别在*t*年进行改革的企业,若企业*i*在*t*年发生了混合所有制改革,则令*t*年及以后的年份的 D_{it} 取值为1,否则取值为0;本文重点关注的是 D_{it} 的系数 β ,若 β 显著为正,则说明混合所有制改革提升了企业价值。 X_{it} 为控制变量; μ_i 是个体固定效应, γ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为扰动项。

3 实证分析

3.1 描述性统计

根据所选数据对主要变量进行描述性统计,如表1所示。可以看出,选取的1165家企业,变量的标准差都比较小,分布比较均匀。托宾Q的最小值为0.849,最大值为9.711,表明不同国有企业间企业价值创造水平存在一定差异,其均值为1.933,与白重恩等^[12]的研究相近,净资产收益率的均值为0.044,与王莉婕和马妍妍^[13]的统计数据相近,本文的数据可靠。

3.2 实证结果

3.2.1 总体回归结果

采用模型(1)来检验混合所有制改革对企业

表1 主要变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
TobinQ	11650	1.933	1.42	0.849	9.711
ROE	11650	0.044	0.184	-1.218	0.371
D	11650	0.266	0.442	0	1
Size	11650	22.693	1.59	19.41	28.145
Fixed	11650	0.245	0.197	0.001	0.772
BM	11650	0.655	0.283	0	1.178
CFO	11650	0.038	0.075	-0.216	0.243

价值的影响,具体结果见表2。表2中列(1)和列(3)是未加入控制变量的多期双重差分模型的检验结果,可以看出,列(1)和列(3)回归系数显著为正,表明混合所有制改革能够提高企业价值,在加入其他控制变量后,如列(2)和列(4)的结果所示,TobinQ和ROE两个因变量对应的核心解释变量的系数分别为0.289和0.027,并且均在1%的水平上相关,改革的效果依然显著。为了进一步检验混合所有制改革对企业价值的促进作用,将非国有股权比例(Non_sta)作为解释变量,分别对TobinQ和ROE进行回归,结果显示,非国有股权占比越高企业价值越大,说明国有企业股权比例分配会对企业价值产生影响,具体回归结果如表2中列(5)和列(6)所示。

表2 混合所有制改革对企业价值总体影响的回归结果

变量	(1) TobinQ	(2) TobinQ	(3) ROE	(4) ROE	(5) TobinQ	(6) ROE
D	0.408*** (4.121)	0.289*** (3.155)	0.028*** (2.936)	0.027*** (2.869)		
Non_sta					0.086** (2.026)	0.061*** (2.699)
Size		-1.328*** (-6.461)		0.022*** (4.761)	-0.071*** (-8.773)	0.048*** (9.296)
Fixed		-1.929*** (-4.017)		-0.213*** (-7.404)	-0.222*** (-4.58)	-0.166*** (-5.637)
BM		-3.57*** (-26.393)		-0.072*** (-6.355)	-3.438*** (-50.907)	-0.091*** (-7.53)
CFO		-1.675*** (-2.99)		0.306*** (9.108)	-0.381** (-2.103)	0.261*** (7.604)

续 表

变量	(1) <i>TobinQ</i>	(2) <i>TobinQ</i>	(3) <i>ROE</i>	(4) <i>ROE</i>	(5) <i>TobinQ</i>	(6) <i>ROE</i>
<i>_cons</i>	1.464*** (27.717)	35.587*** (7.358)	0.019*** (2.884)	-0.389*** (-3.694)	5.818*** (33.085)	-1.11*** (-8.935)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	11650	11650	11650	11650	11650	11650
R ²	0.42	0.56	0.248	0.267	0.554	0.142

注：括号内为t值，*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。下同。

3.2.2 不同改革程度与企业价值

为了探究改革的力度与企业价值提升的关系，接下来根据国有企业将其所持有的国有股权转让或出售至其他经济主体后控制权是否发生转移进行分组，回归结果如表3所示。列(1)和列(3)为发生混合所有制改革之后企业的控制权未发生转移的回归结果，相较于控制权发生转移的列(2)和列(4)，混合所有制改革对*TobinQ*的回归系数更小，并且对*ROE*的回归系数不显著。该结果表明，在国有企业进行混合所有制改革之后，如果企业的控制权发生转移，会更有利于企业价值提升，改革的效果更好。

表3 不同程度的改革对企业价值的影响

变量	(1) <i>TobinQ</i>	(2) <i>TobinQ</i>	(3) <i>ROE</i>	(4) <i>ROE</i>
<i>D</i>	0.228** (2.265)	0.518** (2.321)	0.013 (1.631)	0.085*** (2.979)
<i>Size</i>	-1.259*** (-6.291)	-1.227*** (-5.654)	0.022*** (5.286)	0.023*** (5.281)
<i>Fixed</i>	-1.86*** (-3.86)	-2.323*** (-4.034)	-0.194*** (-7.063)	-0.159*** (-5.44)
<i>BM</i>	-1.988*** (-16.879)	-1.892*** (-14.225)	-0.072*** (-6.577)	-0.077*** (-6.535)
<i>CFO</i>	-1.494** (-2.491)	-0.773 (-1.105)	0.294*** (9.109)	0.299*** (8.838)
<i>_cons</i>	32.817*** (6.949)	31.939*** (6.275)	-0.402*** (-4.083)	-0.434*** (-4.211)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
N	10760	7960	10760	7960
R ²	0.529	0.55	0.294	0.284

3.2.3 动态效应分析

采用双重差分方法来评估混合所有制改革带来的影响，平行趋势假设是该方法有效的前提条件之一，如果不存在混合所有制改革这一政策冲击，实验组和控制组之间的发展趋势是一致的，不随时间发生差异，混合所有制改革对企业价值的影响只发生在政策冲击之后。

为了检验平行趋势假设以及探究混合所有制改革对企业价值的动态影响，本文在式(1)的基础上构建以下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{\tau=1}^4 \beta_{-\tau} D_{i,t-\tau} + \beta D_{it} + \sum_{\tau=1}^5 \beta_{+\tau} D_{i,t+\tau} + \theta X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中， $\beta_{-\tau}$ 表示混合所有制改革前 τ 年对企业价值产生影响， $\beta_{+\tau}$ 表示混合所有制改革发生之后 τ 年对企业价值产生影响。此处衡量政策发生前4年与发生后5年企业价值的变化，若 $\beta_{-\tau}$ 均不显著则说明平行趋势假设成立。

图1显示了在95%置信水平下 $\beta_{-\tau}$ 、 β 与 $\beta_{+\tau}$ 的估计结果。从图中可以发现，无论是对托宾Q还是对净资产收益率的回归系数，在混合所有制改革政策发生的前4年， $\beta_{-\tau}$ 均与0无显著差异，说明满足平行趋势假设。对托宾Q的回归结果中，混合所有制改革政策实施当年及之后5年， β 与 $\beta_{+\tau}$ 的值均显著大于0，表明混合所有制改革对企业价值具有显著的正向作用。而对净资产收益率的回归结果中，虽然 $\beta_{+\tau}$ 的值具有明显的上升趋势，但是在发生混合所有制改革之后的第2年才开始显著，说明混合所有制改革对企业价值的影响具有一定的滞后性。

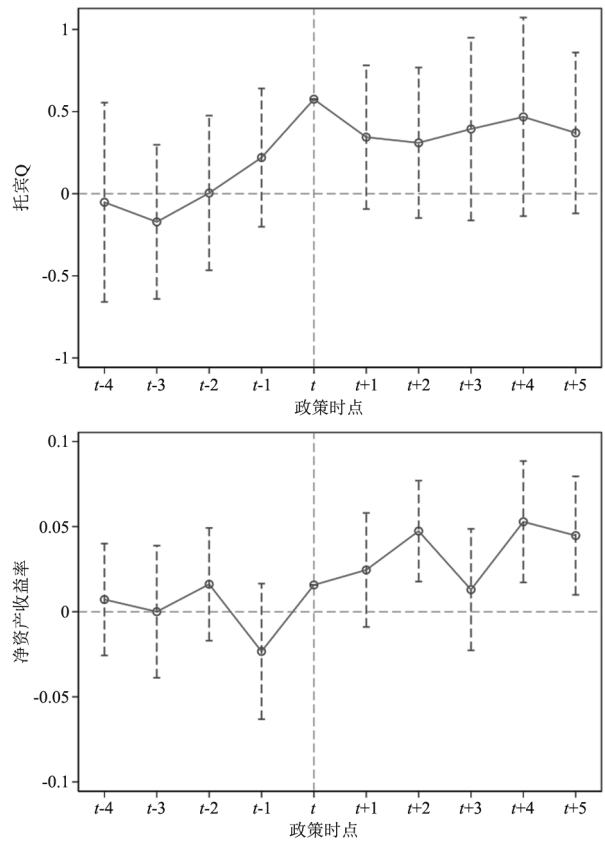


图 1 混改前后的动态效应

3.3 稳健性检验

3.3.1 倾向得分匹配后的双重差分

为了缩小实验组和控制组之间的差异，利用倾向得分匹配 (PSM) 的方法改变样本量的大小并消除样本选择性偏差之后，再使用模型 (1) 检验混合所有制改革对企业价值的作用效果。本文使用邻近匹配方法，选取企业规模、固定资产比率、账面市值比以及经营活动产生的现金流量作为匹配变量，实验组和控制组样本数量的匹配比例为 1:3，并采用 Logit 模型估计倾向得分值。使用 PSM 法进行匹配首先需要检验协变量的合理性，也就是要检验各变量在匹配后，其在实验组与控制组的分布是否平衡，匹配变量在实验组和控制组之间的差异越小越能证明匹配结果是有效的。从平衡性检验结果 (表略) 中可以看出，进行倾向得分匹配后，在配对样本中，实验组和控制组的协变量均值的偏差均未超过 3%，并且 t 检验结果不显著，说明实验组和控制组无显著差异，通过平衡性检验。

去除不满足共同区域假定的观测值，得到匹配后的样本，再次使用双重差分的方法进行回归，

估计结果如表 4 所示。结果显示，在使用 PSM 方法选取的新样本中，混合所有制改革对企业价值的影响依然显著，与上文研究结论一致。从表 4 中也可以看出，样本选择性偏误并未显著影响系数估计的大小，说明本文双重差分的分析是有效的。

表 4 PSM 后的双重差分回归结果

变量	(1) <i>TobinQ</i>	(2) <i>TobinQ</i>	(3) <i>ROE</i>	(4) <i>ROE</i>
<i>D</i>	0.406*** (3.564)	0.241** (2.304)	0.025** (2.328)	0.022** (2.129)
<i>Size</i>		-1.447*** (-6.098)		0.016*** (2.986)
<i>Fixed</i>		-1.949*** (-3.693)		-0.222*** (-6.325)
<i>BM</i>		-3.572*** (-20.104)		-0.068*** (-4.802)
<i>CFO</i>		-1.949*** (-3.088)		0.333*** (8.098)
<i>-cons</i>	1.428*** (16.316)	38.264*** (6.891)	0.02** (2.457)	-0.266** (-2.125)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8119	8119	8374	8374
<i>R</i> ²	0.469	0.597	0.261	0.281

3.3.2 安慰剂检验

除了混合所有制改革这一政策冲击外，也可能存在其他影响因素导致不同企业之间的价值创造产生差异，为了进一步检验估计结果的稳健性，本文借鉴陈刚^[14]、Tang 等^[15]的研究，利用反事实的方法，通过改变政策实施时间进行安慰剂检验。具体采用以下两种做法：(1) 为每个样本对象随机抽取样本期作为其政策时间，即通过重复随机抽样 500 次的方式，为 1165 家上市国有企业随机抽取 2010~2019 中的某一个年份作为政策冲击的时间；(2) 将各个企业进行改革的时间分别统一提前 2 年或 3 年来构建假想的时间变量。此时再进行回归，如果核心解释变量的系数不再显著，则说明企业价值的提升确实是由混合所有制改革这一政策冲击引起的；反之，如果核心解释

变量的系数依然显著为正,那么说明前文的研究结果不可靠,国有企业价值的提升来自其他因素

的影响。具体回归结果如表5所示。

表5 安慰剂检验结果

变量	(1) <i>TobinQ</i>	(2) <i>ROE</i>	(3) <i>TobinQ</i>	(4) <i>ROE</i>	(5) <i>TobinQ</i>	(6) <i>ROE</i>
<i>D</i>	0.04 (1.382)	0.004 (0.725)				
<i>D_2</i>			0.118 (1.008)	0.004 (0.381)		
<i>D_3</i>					0.017 (0.122)	-0.002 (-0.192)
<i>Size</i>	-0.331*** (-6.807)	0.024*** (4.554)	-1.328*** (-4.148)	0.021*** (4.53)	-1.329*** (-4.15)	0.021*** (4.53)
<i>Fixed</i>	-0.366** (-1.969)	-0.212*** (-6.752)	-1.945** (-2.486)	-0.215*** (-6.914)	-1.947** (-2.491)	-0.215*** (-6.907)
<i>BM</i>	-3.99*** (-40.227)	-0.074*** (-6.052)	-3.573*** (-18.729)	-0.072*** (-5.837)	-3.58*** (-18.804)	-0.073*** (-5.847)
<i>CFO</i>	-0.38*** (-2.595)	0.307*** (8.319)	-1.681*** (-2.74)	0.307*** (8.32)	-1.682*** (-2.743)	0.307*** (8.321)
<i>_cons</i>	12.438*** (10.89)	-0.446*** (-3.544)	35.65*** (4.745)	-0.376*** (-3.376)	35.71*** (4.751)	-0.372*** (-3.373)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	11650	11650	11650	11650	11650	11650
R ²	0.549	0.04	0.27	0.04	0.27	0.04

在表5中,列(1)和列(2)为每个企业随机抽取政策实施时间的回归结果,列(3)和列(4)表示假想混合所有制改革时间提前2年的情况,列(5)和列(6)表示假想混合所有制改革时间提前3年的情况。安慰剂检验结果显示,无论是随机抽取政策实施时间还是将混合所有制改革时间提前,回归结果均不显著,说明国有企业价值的提升来源于混合所有制改革政策的实施,而不是由其他因素导致的。

4 作用机制及异质性分析

4.1 中介效应检验

企业价值的提升与企业创新密不可分,混合所有制改革对企业价值提升的促进作用大小,关键要看企业的创新如何在其中发挥作用。本文借

鉴 Judd 和 Kenny^[16]、温忠麟和叶宝娟^[17]的研究,使用逐步检验回归系数的方法进行中介效应检验,分析混合所有制改革对企业价值提升的影响途径,构建模型如下:

$$M_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在式(3)中, M_{it} 为混合所有制改革政策实施后对企业产生影响的中介变量,其他变量与式(1)一致,为验证中介变量是否能够影响上市国有企业的价值提升,进一步构建模型如式(4)所示:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta' D_{it} + \varphi M_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

混合所有制改革释放国有股权,引入民营资本,这让企业的创新更具有活力,因此,本文以总专利申请(To_pa)和发明专利申请(Inv_pa)来表示企业的创新情况。其中,总专利申请与发

明专利申请均用其数量加1后取对数来表示。根据表6列(1)和列(2)的结果可以看出,对总专利申请和发明专利申请的回归系数分别为0.131和0.171,说明混合所有制改革对企业创新具有显著的促进作用。

表6 中介效应检验 a

变量	(1) <i>To_pa</i>	(2) <i>Inv_pa</i>	(3) <i>R&D</i>	(4) <i>Staff</i>
<i>D</i>	0.131** (2.092)	0.171*** (3.189)	0.003*** (4.32)	0.049*** (7.937)
<i>Size</i>	0.476*** (12.95)	0.424*** (12.267)	0.002*** (5.582)	0.046*** (11.435)
<i>Fixed</i>	-0.013 (-0.071)	-0.133 (-0.856)	0 (-0.108)	-0.045*** (-3.006)
<i>BM</i>	-0.098* (-1.804)	-0.074 (-1.446)	0 (-0.371)	-0.059*** (-5.531)
<i>CFO</i>	-0.016 (-0.307)	-0.04 (-0.864)	0.004*** (2.643)	-0.014** (-2.225)
<i>-cons</i>	-8.728*** (-10.587)	-8.118*** (-10.49)	-0.033*** (-4.345)	-0.954*** (-11.165)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
N	11650	11650	11650	11650
R ²	0.107	0.12	0.023	0.129

从企业创新的投入指标来看,企业创新主要通过研发投入和人力资本这两个途径对企业价值产生影响,本文以这两个作用途径作为中介指标来检验上述影响机制。其中研发投入(*R&D*)用企业的研发支出占总资产比重来表示,人力资本(*Staff*)用研发人员数量占员工总人数的比重表示。

从表6的列(3)和表7的列(1)、列(2)可以看出,研发投入作为中介效应模型中的中介指标,核心解释变量的估计系数均显著,结合混合所有制改革对企业价值总体影响的回归结果, β 、 β_1 与 φ 的符号相同,说明存在中介效应的假设成立。同样的,表6的列(4)和表7的列(3)、列(4)显示了人力资本作为中介指标的回归结果,混合所有制改革能够显著增加企业研发人员数量,并且人力资本对托宾Q和净资产收益率具有显著

正向影响,说明存在中介效应。因此,可以得出结论:混合所有制改革对企业创新具有正向促进作用,并通过研发投入和人力资本这两个途径显著提升了企业价值。

表7 中介效应检验 b

变量	(1) <i>TobinQ</i>	(2) <i>ROE</i>	(3) <i>TobinQ</i>	(4) <i>ROE</i>
<i>D</i>	0.279*** (3.023)	0.027** (2.529)	0.266*** (5.278)	0.028*** (2.61)
<i>R&D</i>	0.061** (2.093)	0.004* (1.715)		
<i>Staff</i>			0.739*** (4.145)	0.116*** (3.506)
<i>Size</i>	-1.265*** (-7.179)	0.021*** (4.566)	-0.322*** (-7.259)	0.023*** (4.899)
<i>Fixed</i>	-1.822*** (-4.207)	-0.214*** (-6.908)	-0.498** (-2.39)	-0.214*** (-6.954)
<i>BM</i>	-1.674*** (-7.468)	-0.072*** (-5.829)	-2.602*** (-27.327)	-0.076*** (-6.153)
<i>CFO</i>	-0.398 (-0.523)	0.307*** (8.33)	-0.008 (-0.049)	0.305*** (8.269)
<i>-cons</i>	32.569*** (7.919)	-0.387*** (-3.496)	10.96*** (10.716)	-0.407*** (-3.693)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
N	11650	11650	11650	11650
R ²	0.185	0.041	0.387	0.043

4.2 不同初始条件的效果分析

国有企业的初始状态不同,混合所有制改革对企业的作用效果也会不同,混合所有制改革对企业价值的提升作用是有限的,也就是说,混合所有制改革这一政策对初始条件较好的企业的推动作用低于初始条件相对较差的企业。因此本文借鉴刘瑞明和赵仁杰^[18]、Beck等^[19]的研究方法,从企业的负债率和代理成本两个视角来探究企业处于不同初始条件的情况下混合所有制改革对企业价值的作用效果。

4.2.1 负债率

本文将企业进行混合所有制改革前一年的负

债率作为判断企业初始负债情况的依据,并且按照负债率的均值将样本分为高负债率组和低负债率组进行回归检验,负债率用企业总负债与总资产的比值来表示。如果高负债率组的核心解释变量的回归系数显著为正且大于低负债率组,那么可以说明混合所有制改革可以缓解企业的负债率,进而提升企业价值。检验结果如表8所示,其中列(1)、(2)为高负债率组的回归结果,列(3)、(4)为低负债率组的回归结果。

从表8中可以看出,两组检验结果的系数有明显的差异,在高负债率组中,对托宾Q和净资产收益率回归结果的系数显著为正,而在低负债率组中,对托宾Q回归结果的系数为0.127,小于高负债率组,并且净资产收益率回归系数不显著。这表明,混合所有制改革对高负债率组企业价值的提升作用更强,负债率较低的企业有能力让公司高效运转,混合所有制改革政策的实施对低负债率组的企业价值的影响小于高负债率组。

4.2.2 代理成本

同样对代理成本进行分组检验,按照企业进行混合所有制改革前一年的代理成本的均值分为高代理成本组和低代理成本组,采用管理费用率来表示第1类代理成本,其他应收款与总资产之比

表8 不同负债率的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TobinQ</i>	<i>ROE</i>	<i>TobinQ</i>	<i>ROE</i>
<i>D</i>	0.148*** (3.153)	0.05*** (3.133)	0.127** (2.389)	-0.001 (-0.142)
<i>Size</i>	-0.445*** (-11.559)	0.023*** (4.808)	-0.414*** (-10.576)	0.022*** (5.839)
<i>Fixed</i>	-0.319** (-2.416)	-0.222*** (-7.231)	-0.354** (-2.482)	-0.162*** (-6.418)
<i>BM</i>	-2.113*** (-30.687)	-0.067*** (-5.303)	-2.328*** (-32.742)	-0.079*** (-8.142)
<i>CFO</i>	0.016 (0.097)	0.33*** (8.685)	-0.006 (-0.037)	0.283*** (9.508)
<i>_cons</i>	13.589*** (15.307)	-0.424*** (-3.86)	13.025*** (14.466)	-0.379*** (-4.378)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10280	10280	10180	10180
<i>R</i> ²	0.738	0.258	0.736	0.299

来表示第2类代理成本。回归结果如表9所示,列(1)~(4)为第1类代理成本的回归结果,列(5)~(8)为第2类代理成本的回归结果。

表9 不同代理成本的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高代理成本 <i>TobinQ</i>	高代理成本 <i>ROE</i>	低代理成本 <i>TobinQ</i>	低代理成本 <i>ROE</i>	高代理成本 <i>TobinQ</i>	高代理成本 <i>ROE</i>	低代理成本 <i>TobinQ</i>	低代理成本 <i>ROE</i>
<i>D</i>	1.143*** (3.071)	0.157** (2.459)	0.098*** (2.911)	0.02** (2.263)	0.23*** (3.196)	0.046*** (2.879)	0.103** (2.55)	0.017* (1.653)
<i>Size</i>	-0.461*** (-10.091)	0.024*** (5.799)	-0.412*** (-11.974)	0.021*** (4.98)	-0.44*** (-10.954)	0.021*** (4.693)	-0.431*** (-11.166)	0.023*** (5.959)
<i>Fixed</i>	-0.467*** (-2.796)	-0.171*** (-5.884)	-0.269** (-2.286)	-0.208*** (-7.834)	-0.41*** (-2.823)	-0.203*** (-6.993)	-0.285** (-2.16)	-0.181*** (-6.783)
<i>BM</i>	-2.239*** (-29.1)	-0.079*** (-6.897)	-2.207*** (-33.951)	-0.069*** (-6.351)	-2.207*** (-30.39)	-0.071*** (-5.746)	-2.235*** (-32.801)	-0.076*** (-7.507)
<i>CFO</i>	-0.043 (-0.226)	0.315*** (9.1)	0.048 (0.324)	0.299*** (9.138)	-0.007 (-0.04)	0.299*** (8.519)	0.011 (0.065)	0.313*** (9.676)
<i>_cons</i>	13.873*** (13.152)	-0.471*** (-4.77)	12.89*** (16.255)	-0.365*** (-3.799)	13.516*** (14.613)	-0.372*** (-3.648)	13.354*** (15.038)	-0.429*** (-4.661)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续 表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高代理成本 <i>TobinQ</i>	高代理成本 <i>ROE</i>	低代理成本 <i>TobinQ</i>	低代理成本 <i>ROE</i>	高代理成本 <i>TobinQ</i>	高代理成本 <i>ROE</i>	低代理成本 <i>TobinQ</i>	低代理成本 <i>ROE</i>
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	8920	8920	11540	11540	9650	9650	10810	10810
R ²	0.732	0.285	0.74	0.271	0.731	0.276	0.74	0.277

表9中显示,在两类代理成本的回归结果中,虽然核心解释变量的系数都显著为正,但是高代理成本组回归结果的系数均大于低代理成本组的系数,表明混合所有制改革对高代理成本组企业价值的提升作用更显著,这也说明混合所有制改革可以通过改善国有企业代理成本问题,从而促进企业价值提升。对比两类代理成本的高代理成本组,无论是对托宾Q还是对净资产收益率进行回归,第1类代理成本的回归系数都大于第2类代理成本的回归系数,这表明混合所有制改革更有利于缓解企业的第1类代理成本。

4.3 异质性分析

根据本文的实证研究显示,混合所有制改革

对企业价值提升具有显著影响,接下来将从企业所属行政层级和企业的行业类别两方面出发,检验混合所有制改革对不同类型企业的作用效果。

将国有企业按照不同的行政层级分为中央国企和地方国企。表10的列(1)~(4)显示的是对不同行政层级企业的回归结果,可以看出,混合所有制改革对中央国企和地方国企的企业价值均具有显著的正向作用。在中央国企中,核心解释变量对托宾Q值和净资产收益率的回归系数分别为0.206和0.035,均比地方国企的回归系数大,说明混合所有制改革对中央国企的影响更显著。

表10 混合所有制改革对企业价值影响的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	中央国企 <i>TobinQ</i>	中央国企 <i>ROE</i>	地方国企 <i>TobinQ</i>	地方国企 <i>ROE</i>	垄断性行业 <i>TobinQ</i>	垄断性行业 <i>ROE</i>	竞争性行业 <i>TobinQ</i>	竞争性行业 <i>ROE</i>
<i>D</i>	0.206*** (3.287)	0.035** (2.355)	0.116*** (2.587)	0.025** (2.251)	0.049 (1)	0.02 (1.537)	0.199*** (3.916)	0.03** (2.401)
<i>Size</i>	-0.275*** (-6.547)	0.055*** (5.376)	-0.511*** (-10.692)	0.022*** (4.362)	-0.344*** (-6.844)	0.018*** (3.136)	-0.515*** (-11.349)	0.024*** (3.849)
<i>Fixed</i>	0.084 (0.461)	-0.187*** (-3.826)	-0.487*** (-3.037)	-0.205*** (-6.13)	-0.35* (-1.871)	-0.198*** (-5.582)	-0.31* (-1.842)	-0.216*** (-5.298)
<i>BM</i>	-2.248*** (-17.503)	-0.061** (-2.576)	-2.226*** (-29.007)	-0.073*** (-5.868)	-2.112*** (-20.042)	-0.068*** (-3.505)	-2.309*** (-28.034)	-0.071*** (-5.119)
<i>CFO</i>	0.033 (0.108)	0.354*** (6.135)	-0.018 (-0.093)	0.296*** (7.306)	0.051 (0.256)	0.248*** (6.105)	0.074 (0.318)	0.365*** (7.068)
<i>_cons</i>	9.703*** (9.888)	-1.339*** (-5.806)	15.179*** (13.898)	-0.395*** (-3.405)	11.226*** (9.689)	-0.294** (-2.301)	15.335*** (14.676)	-0.46*** (-3.104)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2820	2820	8830	8830	4450	4450	7200	7200
R ²	0.742	0.386	0.74	0.26	0.714	0.267	0.754	0.266

按照行业赫芬达尔指数(HHI)大小将样本划分为垄断性行业和竞争性行业,该指数反映了市场的集中度,也可以说是垄断程度。赫芬达尔指数越高则说明有少数企业在行业中所占的份额较高,垄断程度就越高。完全竞争的赫芬达尔指数接近0,完全垄断的赫芬达尔指数是1,因此可以按照赫芬达尔指数的均值将样本分为垄断性行业和竞争性行业进行回归检验。表10的列(5)~(8)展示了检验结果,可以看出,混合所有制改革对垄断性企业的影响效果并不显著,而对竞争性企业的托宾Q值和净资产收益率有显著的正向作用,回归系数分别为0.199和0.03,说明混合所有制改革更有助于竞争性企业的价值提升。

5 结论与政策启示

混合所有制经济是基本经济制度的重要实现形式,国有企业进行混合所有制改革对优化国有经济布局、增强国有经济活力具有重要意义。本文利用中国上市国有企业2010~2019年的面板数据,采用双重差分的方法对混合所有制改革是否提升了国有企业价值这一问题进行实证检验。研究结果显示,混合所有制改革政策的实施对企业的托宾Q值和净资产收益率具有显著的促进作用,这一结果在考虑识别假设条件以及进行多项稳健性检验后依然成立,并且发现控制权发生转移的混合所有制改革更能刺激企业进行价值创造。通过进一步研究可以看出,混合所有制改革显著促进了企业创新,并通过研发投入和人力资本两种途径作用于企业价值。对于政策实施前处于不同初始状态的企业,混合所有制改革对高负债率组和高代理成本组的企业价值的提升更明显,而根据企业所属行政层级和企业的行业类别进行分组发现,混合所有制改革对中央国企的影响更显著,并且更有助于竞争性企业的价值提升。

随着混合所有制改革大面积推广,许多国有企业取得了令人瞩目的成绩,本文的研究为这些成绩提供了证据,但混合所有制改革的进展并非一帆风顺,它是一项庞大、复杂的工程。鉴于混合所有制改革对企业价值提升的积极作用,要牢牢把握好这一政策契机,更加深入地推进国有企业改革,鼓励国有企业在积极响应混合所有制改

革的基础上不断探索新的改革思路和方法。在创新驱动发展战略引领下,刺激国有企业进行科技创新,逐步扩大在研发经费和研发人员数量上的投入,有助于国有企业改革取得更好的效果。而对于一些初始状态较差的企业,企业价值提升的空间很大,可以从混合所有制改革中获得更多的先进经验。国有企业改革的一项重要的基础工作是实施分类管理,需要对不同属性的企业提出针对性的改革方案,找准企业改革的着力点。因此,国家应该从整体战略出发,在实践中探索混合所有制改革过程中的经验规律,不断完善国有经济结构,合理规划国有企业行业布局,推动国有企业公平参与市场竞争,明确改革的重点,坚定改革的信心,快速、有效地推进混合所有制改革。

注释:

①企业的发明专利申请和总专利申请数据来自中国研究数据服务平台。与CSMAR和WIND数据库相比,CNRDS提供的有关专利申请的数据更准确全面。

参 考 文 献

- [1] 武常岐,张林. 国企改革中的所有权和控制权及企业绩效[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2014, 51(5): 149~156.
- [2] Bernardo Bortolotti, Juliet D'Souza, Marcella Fantini, et al. Privatization and the Sources of Performance Improvement in the Global Telecommunications Industry [J]. Telecommunications Policy, 2002, 26(5): 243~268.
- [3] Anzhela Knyazeva, Diana Knyazeva, Joseph E. Stiglitz. Ownership Change, Institutional Development and Performance [J]. Journal of Banking and Finance, 2013, 37(7): 2605~2627.
- [4] 赵放,刘雅君. 混合所有制改革对国有企业创新效率影响的政策效果分析——基于双重差分法的实证研究[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2016, (6): 67~73.
- [5] 秦华英. 混合所有制改革影响国有企业创新的机制分析[J]. 管理世界, 2018, 34(7): 174~175.
- [6] 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]. 经济管理, 2019, 41(11): 72~91.
- [7] Davies J R, David Hillier, Patrick McColgan. Ownership Structure, Managerial Behavior and Corporate Value [J]. Journal of Corporate Finance, 2004, 11(4): 645~660.
- [8] 刘银国,朱龙. 公司治理与企业价值的实证研究[J]. 管理评论, 2011, 23(2): 45~52.
- [9] 王志强,黄小芹,张珊珊. 中国制造业上市公司合作研发对企业价值的影响研究[J]. 工业技术经济, 2020, 39(9): 56~62.
- [10] 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): 32~41.
- [11] 邓溪乐, 郝颖, 黄颖婕. 混合所有制改革、治理路径与企业创新 [J]. 财会月刊, 2020, (15): 25~34.
- [12] 白重恩, 刘俏, 陆洲, 等. 中国上市公司治理结构的实证研究 [J]. 经济研究, 2005, (2): 81~91.
- [13] 王莉婕, 马妍妍. 上市公司定向增发的财务效应研究 [J]. 经济问题, 2014, (6): 117~120.
- [14] 陈刚. 法官异地交流与司法效率——来自高院院长的经验证据 [J]. 经济学(季刊), 2012, 11(4): 1171~1192.
- [15] Tang R, Tang T, Lee Z. The Efficiency of Provincial Governments in China from 2001 to 2010: Measurement and Analysis [J]. Journal of Public Affairs, 2014, 14(2): 142~153.
- [16] Judd, Kenny. Process Analysis: Estimating Mediation in Treatment Evaluations [J]. Evaluation Review, 1981, (5): 602~619.
- [17] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731~745.
- [18] 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证 [J]. 管理世界, 2015, (8): 30~38.
- [19] Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637~1667.

Reform of Mixed Ownership and Promotion of Enterprise Value ——An Empirical Study Based on Listed State-owned Enterprises

Huang Changsheng Wang Zhenghan

(School of Economics and Management, China University of Petroleum, Qingdao 266580, China)

[Abstract] The reform of mixed ownership by state-owned enterprises is an important breakthrough in China's economic transformation under the new normal, and it is also an important measure to maintain a healthy, steady and rapid development of China's macroeconomic society. This paper uses the panel data of China's listed state-owned enterprises from 2010 to 2019 to test whether the mixed ownership reform improves the enterprise value by using difference-in-differences method. The empirical results show that the implementation of the mixed ownership reform policy has a significant promotion effect on the promotion of corporate value, and this promotion effect is more obvious when the corporate control right is transferred. Further research shows that the reform of mixed ownership significantly improves the innovation of enterprises and affects the value of enterprises through research and development investment and human capital. According to the different initial state of enterprises before the implementation of the policy, the enterprise value of the high debt ratio group and the high agency cost group increased more significantly. Compared with the local state-owned enterprises and monopoly enterprises, the reform effect of the central state-owned enterprises and competitive enterprises is more significant.

[Key words] mixed-ownership reform; corporate value; multi-period difference-in-difference; state-owned enterprises; enterprise innovation; return on equity

[Jel classification] O38; P21

(责任编辑: 杨 婧)