

DOI: 10.19361/j.er.2020.03.09

# 国有企业的外部监管效应研究

胡 磊 李震林 张 强\*

**摘要:**本文利用2001—2013年的中国工业企业数据,采用双重差分的方法,以国资委成立为政策冲击,系统地评估了国有企业监管改革对国有企业的静态效应和动态效应。研究结果表明:国有企业监管改革可以提高企业销售利润率、管理能力和劳动生产率这些政策敏感变量,从而提升国有企业的利润,但监管改革降低了国有企业的资产流动性,使得国有企业的资产利润率下降,资本效率并未得到改善,并且国有企业的资产周转率和资产利润率对国有企业监管改革的反应存在着较长的时滞性。进一步探究发现,国资委的监管改革对不同绩效的国有企业的影晌存在异质性,对利润极低的国有企业有负面效用,对利润较低的国有企业有一个较高的积极影响,并且该效应会随着绩效的增加逐渐下降。因此,对绩效极低的国有企业应予以一定扶持,对绩效较高的国有企业适当调整监管措施,以改善整体的监管效应,进而提升国有企业的绩效和资本效率。

**关键词:**国有企业监管;企业绩效;双重差分;动态效应;异质性

## 一、引言

改革开放以来,国有企业改革历经了三个阶段。在1978年改革开放至1988年国有资产管理局成立期间,微观企业主体的改革并未对整个局势产生较大影响,国有企业经营效率低,国有资产增幅较小;国有资产管理局成立之后到2003年国务院国有资产监督管理委员会(简称国资委)成立期间,国有企业民营化改制造成了大量的国有资产流失,1994年底,国有企业总数锐减,职工人数随之骤降,国有企业的产出在GDP中的比重也有所降低;在2004年及以后,大力推行了国有企业的改革与重组,并强化了一系列外部监管措施,旨在提高国有企业的经营绩效并防止国有资产的流失。

在国资委统一监管之后,从2003年到2011年,全国除金融类企业以外的国有企业实现营业收入、净利润、上交税金年均增长分别为17.6%、25.2%和19.4%,远高于同期中国经济增速。继而从2012年至2018年七年间,国有企业的总资产依然维持着年平均10.12%的速

\* 胡磊,湖南大学金融与统计学院,邮政编码:410006,电子信箱:xiangfulu@163.com;李震林(通讯作者),湖南大学金融与统计学院,邮政编码:410006,电子信箱:zhenlinlee@hnu.edu.cn;张强,湖南大学金融与统计学院,邮政编码:410006,电子信箱:qiangz@hnu.edu.cn。

本文获国家自然科学基金国际合作与交流项目“中国非正规金融的风险、潜力与变革”(项目编号:751224023)以及企事业单位委托项目“关于国有投融资企业的战略发展及适度监管研究”(项目编号:900224109)的资助。作者感谢两名匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

度增长,但是营业收入、净利润和上缴税费的增长率分别为5.59%、7.49%和5.46%,其中同期中央企业资产总额年平均增长率为22.17%,利润年均增长率为7.79%,上交税费的年均增长率为9.31%。<sup>①</sup>可以看到,国有企业的规模在迅速扩张,营业收入和利润迅速增加,但是增长速度不及企业规模。目前已有研究表明,国有企业的监管改革能够提高国有企业的利润总额和企业产出,这些总体绩效的增长来源于企业规模的扩大、生产率的提高以及管理水平的改善(李楠、乔榛,2010;盛丹、刘灿雷,2016),但是缺乏从资本效率的角度来考察国有企业绩效变化的文献,并且对国有企业监管的动态效应以及分位数处理效应的研究,已有文献也较少涉及。鉴于此,本文同时以经营绩效与资本绩效为研究指标,首先考察监管改革对国有企业绩效的静态与动态影响;其次,再采用分位数双重差分法,进一步探讨对于不同绩效的国有企业,监管改革对其效用的异质性。

## 二、文献回顾

在国有企业被纳入国资委统一监管之前,国有企业在监管体制和监管成效方面一直存在较大问题。由于缺乏健全的改制程序和监管机制,20世纪90年代的管理层收购策略并未提升国有企业的真实绩效,反而使其恶化(汪伟等,2006)。而后随着贸易自由化以及下游市场的逐步开放,市场竞争逐渐规范,国有企业经营绩效得到一定的改善(孔东民等,2014),但市场上还存在着难以短时间进行改制的行业,如烟草行业等,由于专卖机制固化难以轻易改动,使得这些行业的改革并没有取得根本成效。除此之外,在2003年之前,国有企业监管体制一度存在着“五龙治水”的情况,多部门同时管理国有企业,存在权责不清、多方管理以及国有资产运行效率低等诸多问题(中国社会科学院工业经济研究所课题组,2014)。党的十六大以后,国资委成立标志着高度集中的国有资产管理运营的监督机制形成。

学者们针对目前采取的监管改革措施,主要从以下两个角度进行了研究。一种是针对国有企业所有制改革的研究。国有企业改制会对企业绩效产生积极影响,不仅体现为公司经营绩效的改善(李广子、刘力,2010),例如提高了企业生产效率(Li and Rozelle,2004)、总资产收益率(陆挺、刘小玄,2005)、利润率和劳动生产率(Huang and Wang,2011;宋立刚、姚洋,2005)等,而且体现为公司治理水平的提高(解维敏,2019)。此外,国有企业改制会提升出口产品的质量(王海成等,2019),并能够进一步从资本边际生产率等方面提振经济增速(许召元、张文魁,2015)。另一种则是对宏观监管改革进行的研究。将国资委成立作为国有企业监管改革的转折点,认为在国有企业统一监管之后有一个持续性的政策冲击,会提升国有企业的经营绩效(盛丹、刘灿雷,2016),被监管的国有企业更倾向于进行规模扩张(齐震等,2017)。

已有文献针对宏观监管改革效应的研究较少,并且未考虑政策改革的持续性冲击对国有企业的影响,同时也未考虑监管效应的异质性。本文利用2001—2013年的中国工业企业数据,采用双重差分法,以国资委成立为监管的政策冲击,考察国有企业监管改革的静态和动态效应,并结合杜邦分析指标探究了这一影响的传导渠道及时滞性;此外,本文还利用分位数双重差分法对国有企业监管效应进行了异质性检验。与已有研究相比,本文的亮点主要体现在以下三个方面。

<sup>①</sup>数据来源于国资委网站,经过作者整理计算得到。

其一,不同于以往学者从产出绩效角度(聂辉华、贾瑞雪,2011;许召元、张文魁,2015;盛丹、刘灿雷,2016)研究国有企业监管改革的效果,本文还结合杜邦分析的指标,从企业财务角度考察了国有企业的监管效应,发现国有企业受到统一监管之后,虽然在企业利润和产出效率上有绝对量的提升,但是国有企业的资产利润率并没有提高,也就是说,国有企业监管改革可能只提高了绝对利润,并未改善资本效率。

其二,区别于大多数对国有企业监管改革效应的研究,本文在对国有企业监管静态效应的研究基础上,运用多期双重差分法考察了国有企业监管的动态效应,进一步分析了国资委成立之后,国有企业绩效反映监管效果的时滞性。

其三,在考察了国有企业监管的静态效应和动态效应之后,本文探究了监管效应的异质性。为了探究国有企业本身的绩效高低是否影响外部监管效应,本文进一步采用分位数双重差分方法估计外部监管对不同绩效国有企业的监管效应。此外,本文还采用两期双重差分的滚动回归以及安慰剂试验方法,进一步对研究结论的稳健性进行了再检验。

本文余下的部分安排如下:第三部分对样本进行描述说明;第四部分介绍双重差分模型的选择设计和数据来源,并运用双重差分法实证分析国有企业监管改革对国有企业的静态效应和动态效应;第五部分进一步探究监管政策的分位数效应;第六部分为文章结论与政策建议。

### 三、样本说明

本文使用的数据主要来源于中国工业企业数据库,选取了2001—2013年的工业企业57个指标的微观详细信息。为了合理化使用该数据库,本文参考Hsieh和Song(2015)的做法,并关注陈林(2018)所总结的该数据库使用问题,对原数据库进行了如下处理:(1)利用企业的法人代码、企业名称、省份地区和行业代码构建新的面板数据,由于行业代码在2003年和2013年出现了调整,因此需要将2001年和2002年的行业代码与2003年进行统一,2013年的行业代码与2012年进行统一;(2)删除缺少总资产、所有者权益、销售额的企业样本;(3)删除统计有明显失误的样本,如总资产为负数、总负债大于总资产以及重复样本等;(4)将2001—2010年间数据库的统计口径进行处理,以2011年数据的“规模以上”为基准,采用每年的PPI指数对此基准进行平减,剔除每年低于此平减后基准的非国有企业;(5)将国有绝对控股企业定义为国有企业,其他企业则根据企业的注册类型和注册资本定义所有制类型,后文将除国有企业以外的企业归类于非国有企业。

将数据处理完之后,我们得到了共128 008个样本,其中国有控股企业样本为32 149个,非国有企业样本为95 859个。这两类企业的数量占比和总资产如图1所示,可以看到,样本中国有企业数量占比在25%左右,但是这些国有企业的总资产曲线却在非国有企业之上,说明国有企业平均规模比非国有企业大得多。再从企业利润和资产利润率来考察平均绩效的变化,如图2所示,可以看到,如果以平均企业利润这一绝对量来初步衡量企业的绩效,那么国有企业的平均企业利润比非国有企业增长更快,这一现象从2004年开始更为明显,考虑到国有企业的总规模在此期间也是迅速增长,可能会提高企业利润的增速,于是将资产利润率也考虑进来,发现非国有企业虽然企业利润的平均水平不高,但是资产利润率曲线位于国有企业之上。

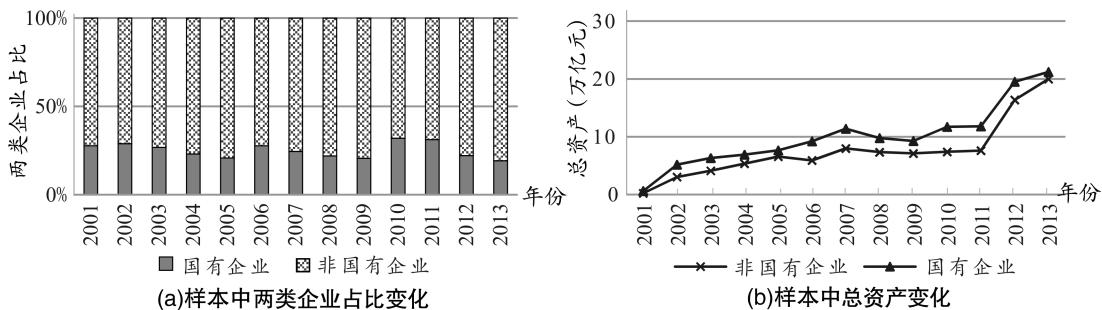


图1 样本中国有企业与非国有企业的数量占比和总资产

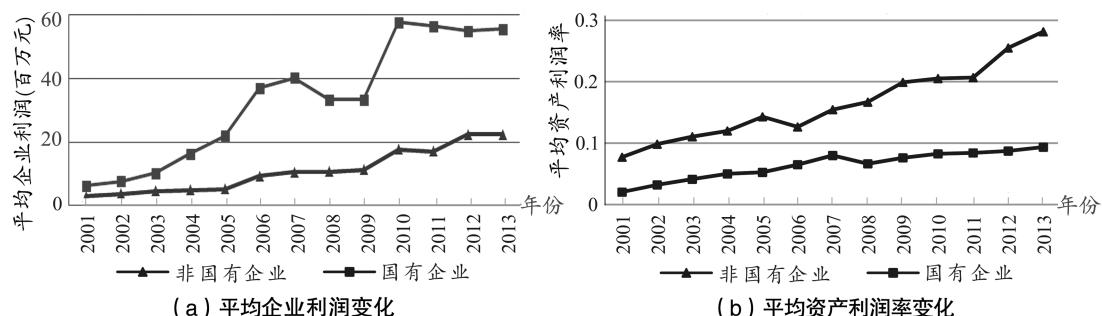


图2 企业平均绩效的变化

由此我们可以发现,2004年国有企业统一由国资委监管之后,国有企业的规模以及企业利润都在快速增长,但是资产利润率并没有相对于非国有企业显著增加,于是本文提出如下假设:

国有企业统一监管促进了国有企业规模扩大,整体利润提升,但是并未改善其资本效率。

#### 四、模型设定及实证结果

国资委成立后的国有企业统一监管模式是否对国有企业的整体绩效有影响,这是本文研究的关键问题,上文从样本数据的分析中发现,国有企业监管虽然在提高利润总量上有明显成效,但是资本的盈利效率却不如非国有企业。接下来,本文以国资委成立事件作为政策冲击,采用双重差分模型对国有企业监管改革的效果进行研究。

##### (一) 模型设定

###### 1. 变量选取

被解释变量的选择分为绝对量和相对量两个维度。选取企业利润(利润的对数值)作为衡量绩效的绝对量指标,反映企业的整体盈利水平;选取企业的资产利润率(企业利润与总资产的比值)作为相对量指标,反映企业的相对资本效率。在机制检验中,选取管理能力(管理费用与销售收入的比值)、劳动生产率(总产出与平均员工人数的比值)、销售利润率(企业利润与销售收入的比值)和资产周转率(销售收入与总资产的比值)作为考察变量。

核心解释变量包括企业所有制指示变量、政策指示变量及其交互项。其中,企业所有制指示变量  $O_s$ ,当企业为国有企业时,  $O_s = 1$ ;当企业为非国有企业时,  $O_s = 0$ 。由于国有资本入主企业有控股和参股两种形式,国有控股和国有参股的企业的实际控制人有本质的不同,民营资本控股后,企业的效率会提升(林令涛等,2019),因此本文所研究的国有企业为国有控

股企业。政策变量  $Po$  设定方式为,2004 年以前  $Po=0$ ,2004 年之后  $Po=1$ 。这样设置将时间段分为有唯一监管主体(国资委)和无唯一监管主体两个时间段。

控制变量中,考虑到实验组和对照组的外部环境因素大致相同,本文便选用企业杠杆和企业规模两个企业内部特征作为控制变量,其中企业杠杆是企业产权比率,企业规模是企业总资产,数据均经过对数化处理。外部因素的控制变量中,选用年份固定效应、行业固定效应和省份固定效应三个维度的个体效应。

处理后变量的描述性统计如表 1 所示。

**表 1 变量描述性统计**

变量名	N	Mean	St.Dev	Min	Median	Max
管理能力	128 008	0.045	0.087	-0.191	0.025	6.542
企业规模	128 008	13.162	1.528	6.534	13.168	19.437
产权比率	128 008	2.652	5.598	-0.929	1.351	99.845
企业利润	127 907	8.759	5.876	-16.044	10.425	18.723
劳动生产率	128 008	6.83	1.354	-1.519	6.789	16.171
资产利润率	128 008	0.133	0.208	-1.77	0.07	1.997
营业收入	128 008	13.652	1.336	9.211	13.75	19.984
销售利润率	128 008	0.063	0.093	-3.064	0.044	0.986
资产周转率	128 007	2.912	8.732	0.02	1.511	1015.591

注:其中企业规模、企业利润、营业收入三个变量已取对数。

## 2. 双重差分模型

国资委的成立,结束了国有企业多部门监管的格局,国资委也于 2004 年发布了一系列针对国有企业的改革措施,我们可以将这一次重大变革看成一次准自然实验。2004 年这一系列的监管改革对国有企业有重大影响,但是对非国有企业几乎没有影响。如此便可以利用双重差分法来区分两个群体之间的政策实施前后差异,从而衡量政策实施的经济效果(李楠、乔榛,2010)。考虑到改革措施的实施对象主要是国有企业,并没有针对非国有企业的这一特点,本文将国有企业设置为“实验组”,非国有企业设置为“对照组”,运用双重差分模型研究监管改革的效果。

本文借鉴孔东民等(2014)以及盛丹和刘灿雷(2016)的方法,构建静态的双重差分模型:

$$y_{it} = \alpha + \beta Os_i \times Po_t + \gamma Os_i + controls_{it} + \varphi_{solid} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $y$  是企业绩效,包括企业利润、资产利润率、管理能力、劳动生产率、销售利润率和资产周转率; $Os$  是企业所有制指示变量,实验组国有企业为 1,对照组非国有企业为 0; $Po$  是政策变量,设定 2004 年之后(包括 2004 年)为 1,之前为 0; $\varphi_{solid}$  为固定效应,包括企业固定效应和年份固定效应; $controls$  是控制变量,由于外部因素实验组和对照组大致相同,那么就需要考虑将公司的自身因素纳入到控制变量之中,本文使用企业杠杆(产权比率对数值)、企业规模(总资产对数值)两个控制变量来控制公司自身的原因导致的经营绩效变化。

## (二) 国有企业监管对企业绩效的影响

### 1. 国有企业监管的静态效应

在度量国有企业监管的静态效应时,本文采用先考察整体利润再考察传导指标的形式

来度量国有企业的绩效变化。首先从企业利润和资产利润率两方面来考察国有企业改制的绝对盈利能力(盛丹、刘灿雷,2016)和相对资本效率;然后从生产效率(白重恩等,2006)和企业财务两个方面选取指标对绝对盈利能力、相对资本效率的变化进行分析,利用(1)式双重差分模型进行估计,具体的模型估计结果见表2。

**表2 国有企业静态绩效的估计结果**

变量	企业利润	资产利润率	管理能力	劳动生产率	销售利润率	资产周转率
$Os \times Po$	0.493 *** (0.083)	-0.018 *** (0.003)	-0.039 *** (0.001)	0.425 *** (0.015)	0.018 *** (0.001)	-0.937 *** (0.120)
	-0.172 *** (0.003)	-0.004 *** (1.00e-04)	-3.31e-04 *** (4.09e-05)	0.008 *** (0.001)	-0.002 *** (4.37e-05)	-0.022 *** (0.004)
企业规模	0.386 *** (0.013)	-0.056 *** (0.001)	0.006 *** (1.98e-04)	-0.030 *** (0.002)	0.007 *** (2.11e-04)	-2.400 *** (0.020)
	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应						
Obs	127 907	128 008	128 008	128 008	128 008	128 008
adjusted- $R^2$	0.110	0.234	0.122	0.427	0.126	0.149

注:\*\*\*表示在1%置信度水平上显著。括号内数值为稳健标准误,下同。

根据表2的估计结果我们可以发现,首先,双重差分变量 $Os \times Po$ 对企业利润的回归系数显著为正,这表明2003年国资委成立以来推出的一系列监管措施,对国有企业的经营绩效具有一定的积极作用,这与盛丹和刘灿雷(2016)的模型估计结果一致;而对资产利润率的影响显著为负,这说明相对于非国有企业而言,国有企业的监管改革并没有提升资本效率。其次,从传导指标看,双重差分变量 $Os \times Po$ 对于后四个微观变量的回归系数均显著,其中企业的劳动生产率和销售利润率的估计系数符号为正,管理能力的估计系数符号为负,说明国有企业的监管措施显著提高了国有企业的管理能力、劳动生产率以及销售利润率,这对企业整体的经济效益有一个明显的积极作用。但是资产周转率的估计系数显著为负,说明国有企业的监管并没有提高企业的资产流动性,监管趋严反而导致企业资产流动性下降,从而降低了国有企业的资本效率。

综合以上结果可以看出,国有企业监管改革的整体效应对国有企业来说是积极的,即国有企业的监管措施能够提升国有企业的企业利润,但未能提升国有企业的资本效率。从传导指标来看,国有企业的劳动生产率和管理能力在监管后有显著改善,但是资产的流动性下降,由此导致国有企业的利润提升,资本效率有所下降。那么,企业利润的增长很可能与企业规模的扩大有很强的关系。

## 2. 国有企业监管的动态效应

上文对国有企业监管的静态效应进行了估计,发现2003年统一监管以后国有企业的利润上升,但是资本效率并未得到改善。可能的原因是,政策的效果不会马上显示出来,有一个动态变化过程。为了考察国有企业的绩效如何动态变化,本文参考Beck等(2010),设立多期双重差分模型进行估计,模型设立如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta \sum_{t=2001}^{2013, t \neq 2003} Os_i \times year_t + \gamma Os_i + controls_{it} + \varphi_{solid} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中: $year_t$ 是哑变量,表示在第 $t$ 年的时候 $year_t=1$ ,否则为0; $Os_i$ 是企业性质指示变量,国有企业取值1,否则为0; $\varphi_{solid}$ 包括企业固定效应和年份固定效应(除2003年),其余变量的含义与(1)式相同。模型(2)的估计结果如表3所示。

表3 多期双重差分估计结果

	企业利润	资产利润率	管理能力	劳动生产率	销售利润率	资产周转率
$Os$	-1.476 *** (0.116)	-0.021 *** (0.004)	0.061 *** (0.002)	-0.702 *** (0.021)	-0.040 *** (0.002)	1.249 *** (0.169)
$Os \times year2001$	-1.313 (0.895)	-0.024 (0.019)	0.003 (0.003)	-0.047 (0.038)	-0.014 (0.014)	0.971 (0.716)
$Os \times year2002$	-0.414 (0.373)	0.002 (0.005)	-0.004 (0.002)	-0.045 (0.029)	-0.004 (0.003)	0.016 (0.226)
$Os \times year2004$	0.308 (0.188)	0.003 (0.005)	-0.029 *** (0.002)	0.218 *** (0.030)	0.009 ** (0.003)	-0.040 (0.240)
$Os \times year2005$	0.165 (0.198)	-0.003 (0.006)	-0.028 *** (0.002)	0.194 *** (0.031)	0.015 *** (0.003)	-0.026 (0.244)
$Os \times year2006$	0.813 *** (0.201)	0.004 (0.006)	-0.036 *** (0.003)	0.344 *** (0.034)	0.021 *** (0.003)	-0.194 (0.267)
$Os \times year2007$	0.765 *** (0.173)	-0.001 (0.006)	-0.039 *** (0.003)	0.389 *** (0.032)	0.022 *** (0.003)	-0.319 ** (0.102)
$Os \times year2008$	-0.882 *** (0.183)	-0.030 *** (0.006)	-0.043 *** (0.003)	0.448 *** (0.034)	0.005 (0.003)	-0.594 *** (0.166)
$Os \times year2009$	-0.257 (0.193)	-0.042 *** (0.006)	-0.037 *** (0.003)	0.409 *** (0.036)	0.008 ** (0.003)	-0.534 *** (0.182)
$Os \times year2010$	0.670 *** (0.169)	-0.018 *** (0.006)	-0.047 *** (0.002)	0.335 *** (0.031)	0.018 *** (0.003)	-2.129 *** (0.246)
$Os \times year2011$	0.732 *** (0.167)	-0.016 *** (0.005)	-0.048 *** (0.002)	0.302 *** (0.031)	0.020 *** (0.003)	-2.212 *** (0.244)
$Os \times year2012$	-0.909 *** (0.177)	-0.056 *** (0.006)	-0.048 *** (0.003)	0.809 *** (0.033)	0.009 *** (0.003)	-0.503 *** (0.258)
$Os \times year2013$	-0.929 *** (0.172)	-0.067 *** (0.006)	-0.051 *** (0.003)	0.640 *** (0.032)	0.010 *** (0.003)	-0.838 *** (0.251)
企业规模	0.394 *** (0.013)	-0.056 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	-0.030 *** (0.002)	0.007 *** (0.000)	-2.412 *** (0.020)
产权比率	-0.170 *** (0.003)	-0.004 *** (0.000)	-3.77e-04 ** (4.3e-05)	0.007 *** (0.001)	-0.002 *** (0.000)	0.023 (0.004)
constant	4.398 *** (0.175)	0.885 *** (0.006)	0.036 *** (0.003)	7.361 *** (0.032)	0.017 *** (0.003)	34.530 *** (0.255)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	127 780	127 879	127 879	127 879	127 879	127 878
R <sup>2</sup>	0.112	0.236	0.124	0.430	0.127	0.150

注: \*\*、\*\*\* 分别表示在5%和1%置信度水平上显著。

从表3的结果可以看到,所有变量在2001年和2002年的估计系数均不显著,说明上文静态效应的样本在国有企业纳入统一监管之前与对照组具有平行趋势。再考察国有企业监管的动态效应,从企业整体的角度来看,企业利润的估计系数从2006年才开始显著为正,并且在2008年转为负值,2010年之后估计系数显著互有正负,因此国有企业监管对企业利润的成效存在两年的滞后期,在短期内是积极效应,但是并不持续;资产利润率的估计系数在2008年才开始显著,且符号为负,说明国有企业对于监管改革的反应具有4年的滞后期,且

国有企业资产的效率问题并未得到显著改善。从更加微观的指标来看,企业的管理能力、劳动生产率和销售利润率的估计系数均在2004年开始显著,说明统一监管之后,国有企业的管理能力、劳动生产率以及销售获利能力都得到了提升;但是资产周转率的估计系数在2007年才开始显著,存在3年的滞后期,资产周转率的估计系数显著为负后,资产利润率再显著为负,说明2004—2006年资产的流动性并没有改善,反而在2007年以后流动性下降,进而导致资产利润率降低。

由此我们可以推测,国有企业监管的效应可以迅速在国有企业的管理能力、劳动生产率和销售利润率等方面得到反映,进而提高国有企业的利润,改善整体的经营绩效;但是由于资产的流动性并未得到改善,因此,企业的资产利润率并未得到提升,并且资本流动性对监管改革的反应具有滞后性,使得资本效率的反应也具有滞后性。

### (三)稳健性检验

#### 1. 监管效应时滞性检验

国有企业的外部监管对企业绩效的影响是长久性的,并不会仅仅影响单独的某一年,所以前文采用多期数据来考虑监管政策的长期影响,结果表明国资委成立以来的监管改革措施在长期能够提高国有企业的经营绩效,然后运用多期双重差分的方法考察了监管改革对国有企业的动态影响,并发现企业利润、资产利润率和资产周转率对监管改革的反应存在时滞性。为了验证监管政策对企业绩效影响的时滞性,本文接下来缩小样本进行滚动估计,以2003年和2004年的样本为基准进行估计,若双重差分系数不显著,则往后增加一年的样本重新进行估计,直到监管效果显著为止,增加样本的年数表示对监管政策的反应期数,反应期数为0则说明监管政策当期对该被解释变量有显著影响,反应期为4则说明在2008年该变量才反映出监管政策的影响,依此类推。同时若双重差分变量的估计系数显著时,它的符号与上节的估计系数符号一致,也能够说明估计结果的稳健性。该检验的估计结果参见表4。

**表4 反应期数估计结果**

变量	企业利润	资产利润率	管理能力	劳动生产率	销售利润率	资产周转率
$Os \times Po$	0.379 ** (0.162)	-0.006 ** (0.003)	-0.023 *** (0.002)	0.228 *** (0.029)	0.008 ** (0.002)	-0.173 ** (0.048)
	-0.169 *** (0.005)	-0.002 *** (0.000)	-1.55e-06 (8.81e-05)	0.004 *** (0.001)	-0.001 *** (0.000)	-0.004 * (0.002)
企业杠杆	0.479 *** (0.024)	-0.041 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.015 ** (0.005)	0.018 *** (0.002)	-1.628 *** (0.014)
企业规模	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应						
Obs	43 584	61 961	24 163	24 163	24 163	53 289
adjusted- $R^2$	0.080	0.226	0.173	0.268	0.126	0.320
反应期数	2	4	0	0	0	3

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 置信度水平上显著。

表4的估计结果显示,双重差分估计量  $Os \times Po$  显著,其对所有的被解释变量回归系数的符号均与表2相同,这可以说明上文估计结果是稳健性的。另外可以看到,管理能力、劳动生产率和销售利润率等变量对监管政策的反应期数与动态效应估计结果一致,说明结果的稳健性,同时说明它们属于政策敏感变量,通过监管改革可以迅速改变这些公司绩效指标,政策措施的效果在当期能够反映出来;而资产利润率和资产周转率的反应期数分别为4和3,属于政策粘性变量,政策效果需要较长时期才能得到反映。结合前文国有企业规模的迅

速增长,可以推论,监管政策可以通过提高国有企业规模以及严格内部控制等手段,迅速提高企业利润等绝对绩效,但是却很难提高资本效率,因为监管措施并没有提高资本的流动性,可能还抑制了资本流动。

## 2. 安慰剂试验

为进一步验证研究结论的稳健性,本文将采用安慰剂试验(Topalova,2010),考察事件发生之前是否存在对国有企业绩效影响显著的政策因素。具体而言,我们选用监管体制改革实施(即国资委成立)前的样本数据(2002和2003年)进行双重差分检验,2002年的政策变量取0,2003年的政策变量取1,其他变量不变,被解释变量选取前文用到的六个被解释变量。回归结果如表5所示。

表5报告了对上文安慰剂假设的估计结果,对所有被解释变量重新处理好样本进行估计,控制变量表示对企业规模和企业杠杆进行控制,固定效应表示控制了年份固定效应和省份固定效应。从结果可以看到 $Os \times Po$ 的回归系数均不显著,这表明在国有企业纳入国资委统一监管之前,国有企业相对于非国有企业的整体绩效并无显著增长,同时资本效率的差异也没有显著的变化,这从反面验证了前文论证结果的稳健性。

**表5 安慰剂试验结果**

变量	企业利润	资产利润率	管理能力	劳动生产率	销售利润率	资产周转率
$Os \times Po$	0.396 (0.276)	-0.003 (0.002)	0.002 (0.003)	0.042 (0.026)	0.003 (0.003)	-0.082 (0.070)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	25 373	25 373	25 373	25 373	25 373	25 373
adjusted- $R^2$	0.083	0.196	0.159	0.273	0.113	0.270

## 五、监管效应的异质性

上文的双重差分回归结果从整体的角度,对国资委监管国有企业这一似自然实验进行估计,证实了国有企业的监管能够提高国有企业的利润,整体绩效得到提升,但是资产利润率却有一定程度的下降,资本效率降低。国有企业的这种外部监管效应,是否会由于企业本身绩效不同而存在异质性,这是本部分进一步探究的问题。从理论上来说,高绩效企业或者绩效尚可的企业更不愿意接受监管改革,因为新政策伴随着新风险,会导致企业损失现有的既得绩效,而绩效差的企业经过监管改革后更能提升绩效。

为了检验上述理论,本文接下来借鉴Havnes和Mogstad(2015)的方法,采用分位数双重差分(QDID)方法重新对上述双重差分模型进行估计,模型设定如下:

$$Q_{y_{it}}(\tau|x_{it}) = \alpha + \beta Os_i \times Po_t + controls_{it} + \varphi_{solid} + \varepsilon_{it}, 0 < \tau < 1 \quad (3)$$

(3)式中: $Q_{y_{it}}(\tau|x_{it})$ 表示第 $\tau$ 个条件分位数点, $y_{it}$ 在此处表示被解释变量,选取前文研究的六个变量进行考察。其他变量的意义与(1)式相同。本文以0.05为间隔,分成19个分位点对模型进行估计。将各估计结果的双重差分变量的估计系数和置信区间进行整理,以实线代表对应分位数回归的系数,上虚线代表分位数回归的置信区间上限,下虚线代表置信区间的下限,横轴表示被解释变量所处分位数,纵轴表示双重差分的估计系数,将得到的结果分为两组,一组是企业利润和资产利润率的估计结果,如图3所示;另一组是管理能力、劳动生产率、销售利润率和资产周转率的估计结果,如图4所示。

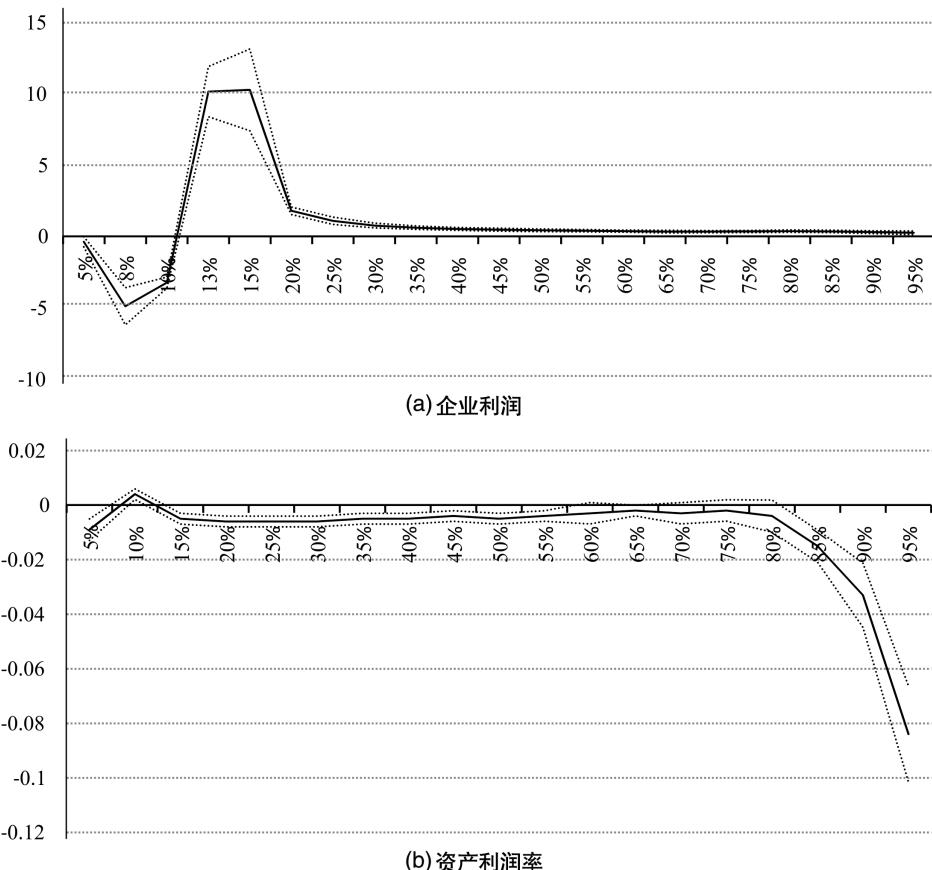


图3 分位数双重差分估计结果(I)

从图3的结果可以看出,外部监管效应随着分位数的变化呈现出显著的差异。从国有企业利润的分位数双重差分的估计结果可以看到,同上文假设的结论一样,利润水平非常低的国有企业(10%分位内),外部监管改革对其有显著的消极影响,可能是由于严格监管使得本身利润较低的国有企业更加难以维持运营,因此对于这部分处于底层的国有企业应予以鼓励扶持;利润水平较低的国有企业(10%-20%分位),监管改革对其有显著的积极影响,并且这一影响呈倒U型;利润水平在20%分位以后的国有企业,监管改革对绩效的影响仍然是积极的,但是逐渐下降,在75%分位左右有一个小回弹,这说明利润较为可观的国有企业受监管影响并不大,对这些国有企业应该寻求其他方式的监管改革。从资产利润率的回归结果可以看到,监管改革对资产利润率在10%分位的国有企业有显著的正向效应,对资产利润率处于中下分位(15%-55%)的国有企业有显著的负向效应,对资产利润率处于中上分位(55%-80%)的国有企业没有显著影响,对利润率处于高分位的国有企业有显著负向影响,且该负向效应比中下分位的国有企业要大。

从图4的结果可以看到,管理能力的估计结果在各分位数上均显著,并且随着分位数增加估计系数变小,因为估计系数为负值,说明管理费用支出占比越高的国有企业,国有企业监管改革更能帮助其提高管理能力;劳动生产率的估计结果在各分位数上显著为正,并且估计系数随着分位数的增加而增加,说明对于劳动生产率处于高分位的国有企业,国有企业监

管改革更能帮助其提高生产效率；销售利润率的估计结果呈开口较大的U型，销售利润率低于10%分位数和高于80%分位数的国有企业，国有企业监管改革对其销售利润率的积极作用较大，对10%–15%分位数左右的国有企业没有显著影响，对15%–80%分位数的国有企业积极效应很小，这可能会导致销售盈利能力强的国有企业的利润更大，而销售盈利能力低的国有企业利润虽然有增长，但是增长不会持续，最终形成监管的“马太效应”；而对于资产周转率的分位数估计结果而言，资产流动性本就低的国有企业，国有企业监管改革对其负向效应较低，而处于75%–90%分位数的国有企业，监管改革对其的负向效应最大，而位于95%分位数左右的国有企业，监管效应不显著。

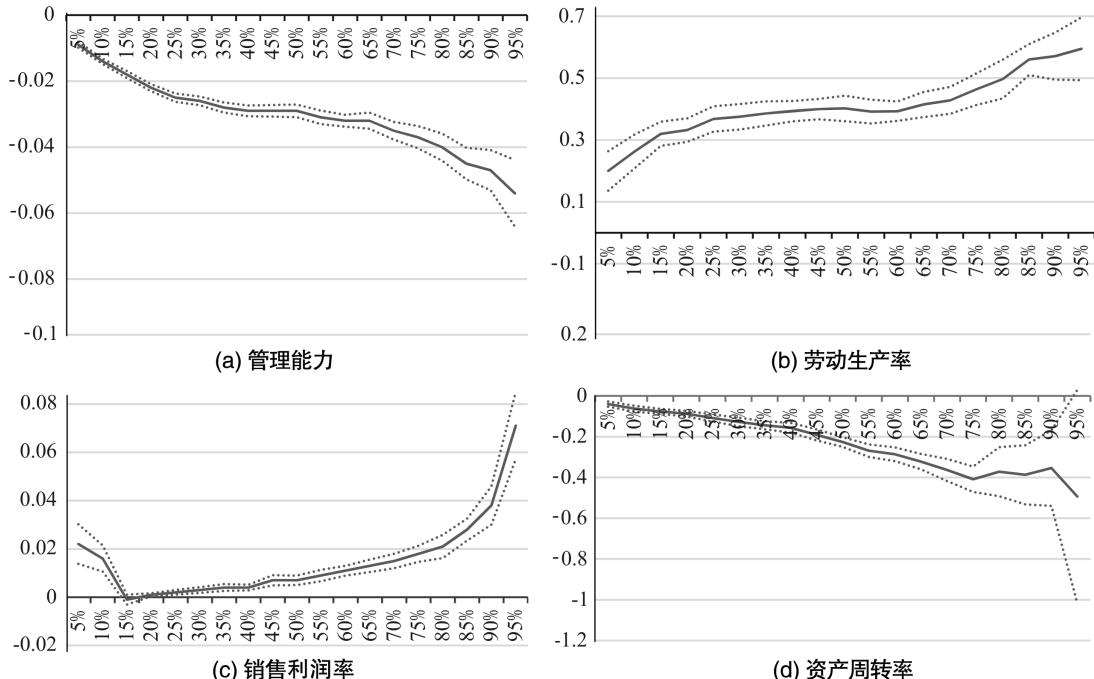


图4 分位数双重差分估计结果(II)

通过对比原始处理样本还发现，资产利润率较高的国有企业大部分是规模较小的国有企业，资产流动性较高，管理费用低，绝对绩效并不高，因此监管趋严使得它们的资产流动性变弱，但是管理能力和销售利润并没有增加，因此利润下降；而资产利润率处于中下分位的国有企业，平均规模较大，利润较高，管理能力和劳动生产率处于中等水平，资产周转率低，它们的利润增加并不明显，于是流动性的略微下降最终使得它们的资产利润率略微下降；利润率处于中上分位的国有企业管理能力、劳动生产率和销售利润率均处于平均水平，因此利润的上升和流动性下降的影响相抵，最终资产利润率的变化不显著。

## 六、结论

在国有资产监管改革的过程中，如何提高国有资产的利润和资本效率一直以来是研究公有制经济可持续发展的重要问题，国有资产的主要载体——国有企业成为了监管的重要目标。2003年以来，国资委为了提高国有企业的经营绩效，减少国有资产的流失，颁布了一系列监管措施。本文以国资委成立作为自然实验，采用2001—2013年中国工业企业数据，

运用双重差分法对国有企业监管改革的静态和动态效应进行考察，并对国有企业监管改革的分位数处理效应做进一步研究，得到以下三点主要结论。

其一，国有企业的统一监管能够提高国有企业的盈利能力，但是却不能改善国有企业的资本效率。国有企业监管通过扩张企业规模、提高劳动效率、加强费用管理、提升销售利润率来增加国有企业的平均利润，但是由于国有企业的资产流动性变弱，最终对国有企业的资本效率产生负面影响。

其二，外部监管改革对国有企业的资本效率影响存在时滞性。国有企业的监管改革可以通过生产和销售效率的提升以及管理成本的控制较为迅速地增加企业利润，但是对于资本效率的传导则存在4期的滞后，说明国有企业的经营绩效对政策反应迅速，而资本效率的反应较为迟缓。因此，国有企业要进行深化改革，从高速发展转型为高质量发展，需要从根本上提升国有企业的资本效率，改革措施应该更加着眼于长期目标，再配以合适的短期措施循序渐进。

其三，国有企业监管改革对不同绩效的国有企业的影响存在差异。对利润处于10%分位以内的国有企业来说，更加规范的监管会降低其利润，同时该部分企业的资产利润率较高，受监管改革的负向影响较为明显；企业利润和资产利润率处于中游水平的国有企业，受监管政策的影响经营绩效少量增加；企业利润处于中下游和资产利润率处于中上游的国有企业，监管改革对其资本效率无显著影响，对其经营绩效的正向影响较强；企业利润处于上游且资产利润率处于下游的大型国有企业，监管改革对其经营绩效有较低的积极影响，而对其资本效率的影响方向不定但是效果较小。

根据前文对国有企业监管改革的静态效应、动态效应及分位数处理效应的分析，本文对国有企业监管从两个方面提出建议。首先，应该完善现有的国有企业监管机制，国有企业从混合监管变为单一监管后，监管的效果有了明显的提高，从侧面说明了当次改革的方向选择准确有效，所以当下针对国有企业的深化改革，需要更加注重影响企业整体的基本因素，如约束管理支出以及完善奖惩机制，以进一步提高国有企业的生产效率；同时监管成效向资本效率传导存在时滞性，因此在监管的顶层设计更需要立足于远期目标，并且适当引导国有企业提高资本的流动性。其次，国有企业监管需要对症下药，对于极低利润的国有企业，大刀阔斧的监管改革政策可能效果适得其反，应根据其所处产业给予相应的扶持政策，帮助其发展壮大；对于中等及中等偏高绩效的国有企业，监管措施具有一定的效果，可以维持不变；而对于高绩效的国有企业，监管的效果并不可观，可以适当改变相应的监管策略，提高其资本的利用效率。

在今后的国有企业监管改革的研究中，建议对国有企业监管效应中存在的异质性问题进一步分析，探究其产生的原因，这将帮助有关部门对不同类型的国有企业制定更合适的监管条例，从而构建更加有效的监管体系。

## 参考文献：

- 白重恩、路江涌、陶志刚,2006:《国有企业改制效果的实证研究》,《经济研究》第8期。
- 陈林,2018:《中国工业企业数据库的使用问题再探》,《经济评论》第6期。
- 孔东民,代昀昊,李阳,2014:《政策冲击、市场环境与国企生产效率:现状、趋势与发展》,《管理世界》第8期。
- 李广子、刘力,2010:《上市公司民营化绩效:基于政治观点的检验》,《世界经济》第11期。
- 李楠、乔榛,2010:《国有企业改制政策效果的实证分析——基于双重差分模型的估计》,《数量经济技术经

- 济研究》第 2 期。
6. 林令涛、刘海洋、逯宇铎,2019;《国有企业改制与劳动收入份额变动之谜——基于企业效率和工资水平不平衡增长的视角》,《财经研究》第 8 期。
7. 陆挺、刘小玄,2005;《企业改制模式和改制绩效——基于企业数据调查的经验分析》,《经济研究》第 6 期。
8. 聂辉华、贾瑞雪,2011;《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第 7 期。
9. 齐震、宋立刚、何帆,2017;《渐进式转型经济中的国有企业监管:理论框架和中国实践》,《世界经济》第 8 期。
10. 盛丹、刘灿雷,2016;《外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗?》,《经济研究》第 10 期。
11. 宋立刚、姚洋,2005;《改制对企业绩效的影响》,《中国社会科学》第 2 期。
12. 王海成、许和连、邵小快,2019;《国有企业改制是否会提升出口产品质量》,《世界经济》第 3 期。
13. 汪伟、金祥荣、汪森军,2006;《激励扭曲下的管理层收购》,《经济研究》第 3 期。
14. 许召元、张文魁,2015;《国企改革对经济增速的提振效应研究》,《经济研究》第 4 期。
15. 解维敏,2019;《混合所有制与国有企业研发投入研究》,《系统工程理论与实践》第 4 期。
16. 中国社会科学院工业经济研究所课题组,2014;《论新时期全面深化国有经济改革重大任务》,《中国工业经济》第 9 期。
17. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov 2010. "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States." *The Journal of Finance* 65(5): 1637–1667.
18. Havnes, T., and M. Mogstad. 2015. "Is Universal Child Care Leveling the Playing Field?" *Journal of Public Economics* 127: 100–114.
19. Hsieh, C. T., and Z. M. Song 2015. "Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China." NBER Working Paper 21006.
20. Huang, Z., and K. Wang. 2011. "Ultimate Privatization and Change in Firm Performance: Evidence from China." *China Economic Review* 22(1): 121–132.
21. Li, H., and S. Rozelle. 2004. "Insider Privatization with a Tail: The Screening Contract and Performance of Privatized Firms in Rural China." *Journal of Development Economics* 75(1): 1–26.
22. Topalova, P. 2010. "Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India." *American Economic Journal: Applied Economics* 2(4): 1–41.

## Research on the Effect of External Regulation on State-owned Enterprises

Hu Lei, Li Zhenlin and Zhang Qiang

(College of Finance and Statistics, Hunan University)

**Abstract:** This paper uses the data of Chinese industrial enterprises from 2001 to 2013, adopts the method of difference – in – differences and takes the establishment of State – owned Assets Supervision and Administration Commission (SASAC) as a policy shock to assess the static and dynamic effects of regulation on the SOEs. It turns out that the reform of regulation increases the return of SOEs by influencing the policy – sensitive variables, such as net profit margin, management capacity and labor productivity. However, during the supervision, the capital mobility of SOEs will decline, which will reduce the capital profit rate of SOEs and decrease their relative performance. The response of turnover rate and profit rate to regulatory reforms has time lag. Further research finds that the impact of SASAC's regulatory reform on the SOEs is heterogeneous in terms of performance. There exists a negative effect on the SOEs with extremely low profits and a positive impact on the SOEs with low profits. The effect will gradually decrease as the performance improves. Therefore, we should support the SOEs with extremely low performance, appropriately change the regulatory measures for high – performed ones to improve the overall regulatory effect and the performance and capital efficiency of SOEs.

**Keywords:** Regulation on SOEs, Enterprise Performance, Difference-in-differences, Dynamic Effect, Heterogeneity

**JEL Classification:** L50, L25, P21

(责任编辑:陈永清)