

产业政策会影响国有企业混合所有制改革吗?

王中超^{1,2}, 周绍妮^{1,2}, 王言^{1,2}

(1. 北京交通大学 经济管理学院, 北京 100044; 2. 北京交通大学 中国企业兼并重组研究中心, 北京 100044)

摘要: 产业政策是国家宏观经济调控的重要手段之一, 而深化国有企业混合所有制改革是实现经济高质量发展的关键环节。国有企业混合所有制改革是否会受到产业政策的影响呢? 文章收集了国家“十一五”“十二五”和“十三五”规划中产业政策鼓励行业的数据, 以2008—2017年国有上市公司为研究对象, 考察了产业政策对国有企业混合所有制改革的影响。研究发现, 产业政策整体上抑制了相应行业内的国有企业混合所有制改革, 且经过一系列的稳健性检验, 上述结论保持不变。文章进一步考察了产业政策对混合所有制改革的异质性影响, 发现在市场化程度高的地区和商业竞争类行业中, 上述抑制作用更加明显。机制检验表明, 产业政策提高了非国有资本进入政策鼓励行业的壁垒, 从而对混合所有制改革产生了负面影响。因此, 政府应精确把握产业政策的实施边界和行为方式, 降低国有企业的进入门槛, 打通非国有资本与国有资本的融通渠道, 稳步推行混合所有制改革。

关键词: 产业政策; 混合所有制改革; 进入壁垒; 国有企业

中图分类号: F271 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)06-0110-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.06.008

一、引言

改革开放以来, 国有企业是我国经济快速增长的重要推动力量。在党的十九大和中央经济工作会议等多个场合, 习近平总书记强调“发展混合所有制经济”是国有企业改革的方向, 是建设现代化经济体系的重要内容之一。作为国有企业改革的突破口, 混合所有制改革对于当前国有企业加快改革、尽早走出“深水区”和我国经济持续健康发展具有重大意义。近年来, 政府采取了一系列深化国有企业改革的措施, 在转变国有资产监管体系、完善经理人激励与员工持股试点等方面进行了尝试, 也取得了一定的效果(李文贵和余明桂, 2015; 马连福等, 2015; 刘运国等, 2016; 蔡贵龙等, 2018)。当前, 混合所有制改革仍面临动力不足、阻力增大等问题(黄群慧和余菁, 2013; 戚聿东和张任之, 2019)。由于改革中的容错程度较低, 国有企业的决策者和经营者担心触碰改革“红线”, 背上“国有资产流失”的黑锅, 导致改革缺乏主动性(刘泉红和王丹, 2018)。另外, 国有企业中存在的“内部人控制”和“所有者缺位”问题不利于建立规范透明的公司治理机制(黄群慧和余菁, 2013), 而缺乏有效的公司治理往往意味着投资者保护较弱。只有提升投资者保护程度, 才能增强非国有资本参与改革的意愿(周绍妮等, 2020)。因此, 将“混资本”

收稿日期: 2019-04-30

基金项目: 国家社会科学基金项目(17BGL074)

作者简介: 王中超(1992—)(通讯作者), 男, 江西吉安人, 北京交通大学经济管理学院、中国企业兼并重组研究中心博士研究生;
周绍妮(1972—), 女, 山东烟台人, 北京交通大学经济管理学院、中国企业兼并重组研究中心教授, 博士生导师;
王言(1990—), 男, 内蒙古赤峰人, 北京交通大学经济管理学院、中国企业兼并重组研究中心博士研究生。

与“混机制”结合起来是国有企业改革的出路(王东京,2019)。在当前形势下,如何调动非国有资本参与改革的积极性,仍是混合所有制改革的重点及难点问题(剧锦文,2018)。

过去的国有企业改革通常采用行政命令的方式来调整相关制度安排,在推动治理结构多样化、加快建立现代企业制度和强化管理层薪酬激励等方面取得了积极效果(黄群慧和余菁,2013;蔡贵龙等,2018;沈红波等,2018)。产业政策作为促进产业增长、调整产业结构的政府主导行为,20世纪80年代在日本大获成功,之后也引起了中国政府的重视和效仿。虽然产业政策的强行政干预、选择性支持等特点引起了一定争论(江飞涛和李晓萍,2010),但在资源总量有限的条件下,选择部分特定产业进行鼓励,这对于力图促进工业发展、实现追赶发达国家战略的中国经济来说具有一定的合理性(张莉等,2019)。当前,关于产业政策的研究主要集中于行业重整效率、股东财富及企业创新等方面,其实施的经济效果也尚存争议。例如,在优化行业资源重置效率(宋凌云和王贤彬,2013)、为企业股东带来超额收益(韩乾和洪永淼,2014)、激发企业的创新活力(余明桂等,2016)、促进地区产业结构的合理化(韩永辉等,2017)等方面带来了积极作用。但也有研究指出,产业政策会扭曲市场配置效率(Rodrik等,2004)、对企业的实质性创新水平提高有限(黎文靖和郑曼妮,2016)。此外,政策的偏向性是造成经济效率损失(张天华和张少华,2016)、引发产业过剩的重要原因(寇宗来等,2017)。

新制度经济学认为,制度会影响微观经济主体的偏好,进而改变其行为。产业政策通过政府实施的一系列激励措施来改变行业间要素资源配置与行业竞争状况,从而引导企业行为及社会资源流向。祝继高等(2015)研究发现,未受产业政策鼓励的企业由于面临更严重的融资约束,更有动机去建立银企关联;黎文靖和郑曼妮(2016)发现,受到产业政策鼓励的企业更有可能进行“寻扶持”式创新,体现为当预期获得政府优惠或补贴时,企业专利总数提升,其中发明专利无明显影响,提升主要来自非发明专利;蔡庆丰和田霖(2019)以2006–2016年中国上市公司并购事件为研究对象,发现当主并购方未受到产业政策支持而被并购方受到产业政策支持时,由于存在“政策落差”,主并购方更有可能发起并购,进行政策“套利”行为。理论上讲,产业政策会改变要素资源在行业之间的流动,改变资本市场的预期(韩乾和洪永淼,2014),进而改变企业行为。那么,产业政策作为政府干预经济的一种手段,是否由于其具有导向性作用而对混合所有制改革产生影响?在非国有资本的逐利天性驱使下,国有企业混合所有制改革程度在产业政策所鼓励的行业中是否会更高?关于这些问题的回答,对于当前全面深化改革、推动中国经济高质量发展具有重要的现实意义。

本文通过手工收集国家“十一五”“十二五”和“十三五”规划中提及产业政策的相关文件,根据证监会行业分类标准(2012版)进行分类,获得产业政策鼓励相关数据,并利用2008–2017年国有上市公司股东信息等数据,考察了产业政策对国有企业混合所有制改革的影响。研究发现:产业政策整体上抑制了相应行业内的国有企业混合所有制改革;进一步地,发现在市场化程度更高的地区和商业竞争类行业中,这种抑制作用更加明显;机制检验表明,产业政策通过提高受鼓励行业的进入壁垒,导致非国有资本进入门槛提高,从而对混合所有制改革产生负面影响。

与以往研究相比,本文可能存在的贡献有:第一,从混合所有制改革视角拓展了产业政策经济后果的相关研究。现有关于产业政策对企业微观行为的研究主要集中在创新、投融资、并购等方面,且对其经济后果的有效性尚存争议。本文结合我国国有企业混合所有制改革的特殊背景,不仅发现产业政策对混合所有制改革存在抑制作用,还进一步检验了其影响路径,即受产业政策鼓励后的国有企业进入壁垒得以提高,进而产生负向作用,为当前关于产业政策的争论提供

了额外补充。第二,现有关于混合所有制改革的实证研究大多集中于改革为国有企业带来的经济后果方面,较少文献涉及混合所有制改革的影响因素研究。本文以产业政策为切入点,从国家宏观政策层面对混合所有制改革影响因素的研究进行了有益探索。第三,本文研究发现在市场化程度更高的地区和商业竞争领域进行产业政策鼓励对混合所有制改革的抑制作用更明显,这为构建新型政府与市场关系、发挥市场在资源配置中的决定性作用提供了经验证据,也为当前改革面临的阻力增大、非国有资本“进入难”“进不去”等问题提供了启示。

二、文献回顾与假设提出

(一)文献回顾

1. 产业政策的相关文献。从功能类别角度来看,产业政策可以分为选择性与功能性产业政策两类(Lall, 2001)。选择性产业政策的实施基础是市场失灵理论,通过相关政策对市场进入、价格与生产要素配置进行干预等为主要手段,具有政府直接干预的特点(江飞涛和李晓萍, 2010)。功能性产业政策是通过维护市场竞争机制、改善市场运营环境等手段,达到建立有效公共服务体系的目的。由于存在政府认知局限和激励扭曲等问题,选择性产业政策的弊端逐步显现,而功能性产业政策日益受到重视,但中国当前实施的产业政策仍是以选择性产业政策为主(江飞涛和李晓萍, 2018)。

现有文献主要集中在产业政策的实施效果方面,大体可以分为两种观点:一种观点认为,产业政策通过资源重新配置和产业结构优化升级,起到了弥补“市场失灵”、重塑“比较优势”的作用(林毅夫, 2012);通过刺激行业间的竞争来提高企业增长(Aghion等, 2015),对企业创新水平也有明显提升(余明桂等, 2016),还促进了产业结构的合理化与专业化(韩永辉等, 2017)。另一种观点认为,产业政策的实施效果有限,直接干预会扭曲预期目标(Lee, 1996)、降低行业的生产效率(Powell, 2005),甚至导致不良的经济后果。例如,韩乾和洪永森(2014)研究发现,产业政策鼓励对股东的中长期收益没有明显提高;王克敏等(2017)研究产业政策与公司投资行为关系时发现,由于信息不对称问题,产业政策会降低公司投资效率而引发过度投资现象;杨继东和罗路宝(2018)以工业企业土地出让的数据研究发现,产业政策会扭曲资源空间配置,是受鼓励行业出现产能过剩问题的重要原因;张莉等(2019)利用中国工业企业数据库,发现产业政策鼓励对行业内企业的生产率有显著的抑制作用;Criscuolo等(2019)以英国政府RSA项目对贫困地区选择性支持计划为研究事件,发现就业人数在受补贴区域有所增加,即存在积极的就业创造效果,但是对受支持企业的全要素生产率没有影响。

此外,产业政策还可能导致“政策套利”现象发生。黎文靖和郑曼妮(2016)研究发现,企业受到产业政策鼓励后,虽然其专利申请总数增加,但是代表实质性创新水平的发明专利并未明显增加,非发明专利的增加可能是为了获得创新补贴而进行“寻扶持”;蔡庆丰和田霖(2019)在企业跨行业并购的研究中发现,主并购方更有可能对受到政策鼓励的企业发起并购,当并购双方存在“政策落差”时该效应更强,说明可能存在诱导企业为获得相关资源而发起“政策套利”的并购。由于产业政策具有契约不完全性和外部性的特点,杨瑞龙和侯方宇(2019)认为产业政策是边界有效的,不能对产业政策是否有效的结论进行“一刀切”。

2. 混合所有制改革的相关文献。关于混合所有制改革的文献主要集中在改革的经济后果方面。引入非国有股东后,国有企业通过提高内部控制质量(刘运国等, 2016)、增强高管薪酬契约(蔡贵龙等, 2018)等途径,起到了提升创新能力(李文贵和余明桂, 2015)、降低政策性负担(廖冠民和沈红波, 2014)、优化投资效率等方面的作用(祁怀锦等, 2018),进而改善国有企业的绩效

(Megginson 等, 1994; 郝阳和龚六堂, 2017), 实现国有资产保值增值的目标。可以看出, 对于混合所有制改革经济后果方面的成果较为丰富且结论较为统一, 但是仅有少数文献实证检验了混合所有制改革的相关影响因素。陈仕华和卢昌崇(2017)以 2004—2012 年上市公司股权变更数据为样本, 发现当高管存在跨体制联结时, 国有股权转让给私有企业的可能性更高, 说明高管的联结关系能够推动改革。此外, 蔡贵龙等(2018)利用 2008—2015 年国有上市公司数据, 研究表明政府放权意愿是影响混合所有制改革的重要因素, 政府放权意愿越高对改革的促进作用越明显。

(二)理论分析与假设提出

1. 基于资源基础理论和信号传递理论的分析。产业政策的实施手段主要有两类: 一类是通过行政审批、贷款优惠、财政补助等方面的直接干预, 另一类是涉及减免税收等方面的间接引导(江小娟, 2014)。根据资源基础理论, 无论直接干预还是间接引导, 当企业受到产业政策鼓励后, 必然会为企业带来更多资源, 如政府通过产业政策给予企业税收优惠和研发补贴的方式来应对高新技术行业研发活动的负外部性问题(张同斌和高铁梅, 2012)。蔡贵龙等(2018)认为, 非国有资本的逐利性使其对参与盈利能力较强的国有企业改革意愿更强。因此, 产业政策为受鼓励行业企业带来的资源越多, 越能吸引其他企业进入。此外, 基于信号传递理论, 产业政策传递出政府对行业发展前景和未来政策导向的信号, 投资者获取信息后会影响其对行业的预期。在改革背景下, 当产业政策释放出鼓励行业发展的积极信号, 尤其是存在“政策落差”时, 非国有资本往往会为了克服所有制身份歧视而争先带上“红帽子”(张雨潇和方明月, 2016), 此时参与国有企业改革的意愿更强、积极性更高。据此, 本文提出假设 H1a:

H1a: 产业政策鼓励会提升非国有资本的参与意愿, 从而对混合所有制改革起到推动作用。

2015 年颁布的《关于深化国有企业改革的指导意见》(以下简称“《意见》”)指出, 要鼓励非国有资本通过出资入股、股权转让、认购可转债、定向增发、股权置换、员工持股等方式参与国有企业混合所有制改革。从参与双方主体角度看, 一方面是非国有资本的进入意愿, 另一方面则是进入国有企业的交易成本大小, 即进入难度。刘小玄(2003)认为, 民营产权与国有产权在融合过程中存在着行业进入壁垒。由于某些行业存在严格的准入机制, 因此民营企业想进入这些行业则存在进入壁垒(罗党论和赵聪, 2013), 尤其是民营企业想参与垄断性国有企业改革时, 进入的壁垒更高(郑志刚, 2015), 甚至存在阻碍非国有资本进入的“弹簧门”“旋转门”等现象(黄速建, 2014)。在当前改革进入深水区阶段, 改革动力不足、歧视性制度与隐形壁垒等问题依然严峻(戚聿东和张任之, 2019), 混合所有制改革的难点在于如何调动非国有资本的积极性(剧锦文, 2018), 如何让其在“有利可图”的情况下愿意参与混改(黄速建, 2014)。因此, 非国有资本的进入意愿和进入壁垒的高低都会对混合所有制改革产生影响。非国有资本的逐利性以及为克服非市场化待遇的动机, 使其愿意投资国有企业, 尤其是投资垄断行业中的国有企业(蔡贵龙等, 2018), 甚至主动进行“国有化”(张雨潇和方明月, 2016)。那么, 在非国有资本进入意愿一定的情况下, 影响混合所有制的另一个重要因素就是进入的难度。

2. 基于政府规制中的部门利益理论分析。政府规制的部门利益理论(*Section Interest Theory of Regulation*)认为, 政府有关部门对行业进行规制并非以全社会利益最大化为中心, 而是关注某些特殊集团的利益(Stigler, 1971)。在积极推行混合所有制改革的背景下, 当政府层面的放权意愿较大时, 如果国有企业所在行业受到产业政策鼓励, 政府可能会放松非国有资本进入国有企业的行政审批和准入管制。此时, 从进入的程序上看, 影响非国有资本进入的显性规制会降低, 有利于混合所有制改革的推行。但是, 有学者指出, 在混合所有制改革中, 由于国有资本和非国有资本的异质性, 因此它们有各自的行为进路, 体现为在改革过程中的相互博弈, 博弈结果受各

行为主体的谈判能力及交易成本等因素影响(李建标等,2016)。

在上一轮国有企业改制、重组过程中,出现过不少由于腐败、信息不对称等原因导致的国有资产流失现象,以至于2004年发生的“郎顾之争”事件一度影响了国有企业改制的进程。在改革过程中,无论是相关部门负责人还是国有企业本身都不愿意被人质疑“国有资产流失”,处理不好该问题将影响混合所有制改革的进程(黄速建,2014)。以股权转让为例,从以往国有企业的改革历程看,国有股的转让有着非常严格的规定。陈仕华和卢昌崇(2014)在国有企业并购重组研究中发现,有关部门和国有企业因避免被扣上“国有资产流失”的帽子,在出售国有资产或股权谈判过程中,不会制定较低的转让价格,而是向并购方索要较高的并购溢价。

此外,Bennett和Maw(2003)在研究转型国家的国有企业私有化过程中发现,保留的国有股份对混合企业的后续投资行为与产出均有一定影响。由于存在制度惯性(Acemoglu等,2005),国有超级股东身份不会突然消失,国有股的“控制刚性”依然存在(戚聿东和张任之,2019;沈昊和杨梅英,2019),这会降低改革过程中非国有资本的谈判能力,从而增加有意愿参与改革的非国有资本的交易成本(李建标等,2016)。黄速建(2014)还指出,在混合所有制改革中,国有资本还可能面临“道德风险”和“逆向选择”,这可能加剧这一问题。

产业政策作为政府与企业签订的一个不完全契约,其达到有效的条件之一便是相关管理部门不滥用谈判力(杨瑞龙和侯方宇,2019)。作为混合所有制改革的实际执行者,国有企业高管的属性特征势必会影响改革的执行情况(陈仕华和卢崇昌,2017)。尤其当企业受到产业政策鼓励而获得政府补助和优惠福利时,具有超级股东身份的国有股东议价能力较强,参与投资入股、股权转让、股权置换等谈判环节的有关部门及人员基于维护自身利益和企业价值的角度考虑,不太可能以较低价格完成交易或转让,更可能因产业政策红利而提高交易预期,从而提高非国有资本的进入门槛。虽然非国有资本是否参与改革是成本与收益权衡的结果,但交易成本的提高无疑具有“挤出”效应,甚至使非国有资本“用脚投票”。综上所述,虽然产业政策鼓励会减少那些审批程序上影响改革的障碍,但在实际转让过程中可能因企业预期升高而提高非国有资本参与混合所有制改革的交易成本,进而可能对混合所有制改革起到抑制作用。基于以上分析,本文提出假设H1b:

H1b: 产业政策鼓励会提高非国有资本的进入壁垒,从而对混合所有制改革起到抑制作用。

综合以上分析,我们发现,产业政策主要通过影响非国有资本的参与意愿和进入壁垒两个方面作用于混合所有制改革。为了更加清晰地展现上述过程和渠道,本文绘制了产业政策对混合所有制改革产生影响的机制框架图,如图1所示。

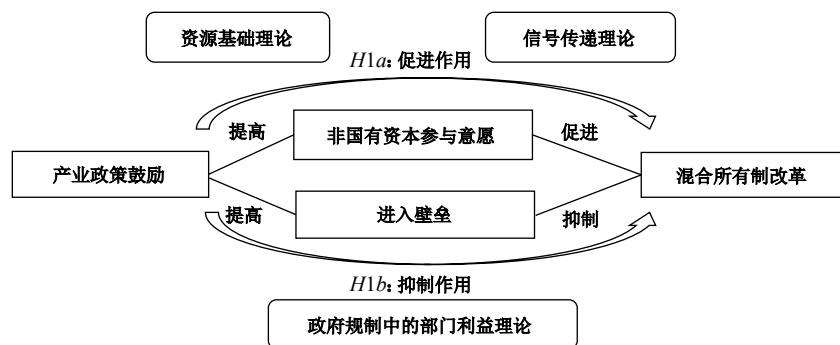


图1 产业政策影响混合所有制改革的机制框架

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2008—2017 年 A 股国有上市公司为研究对象, 样本选择原因如下: 一是根据研究主题与客观情况, 相对于非上市的国有公司, 上市国有公司的治理结构更具现代企业特征, 并且走在改革的前列(魏明海等, 2017), 以上市国有公司为研究对象能更好地观测混合所有制改革的推进效果; 二是基于数据的可得性与可靠性, 上市公司披露的年报及相关信息更易获取, 也更真实可靠。在期间选择方面, 由于非国有资本难以在股权分置改革之前进入国有上市公司参与治理, 因此, 以 2008 年为研究起点能较好捕捉当前国有企业混合所有制改革的现状。从 CSMAR 数据库的“股权信息-上市公司控制人”文件中选取全部国有企业为初始样本, 在剔除 ST 类公司、资产负债率大于 1 的公司、金融保险类公司以及关键数据缺失的公司后, 共获得 9 208 个观测值。

样本数据期间涵盖了国家“十一五”“十二五”“十三五”三个五年规划时期, 因此, 本文产业政策的数据来自上述三个五年规划的纲要文件。行业分类标准为证监会《上市公司行业分类指引》(2012 年版)。混合所有制改革的相关变量来自公司年报披露的前 10 大股东相关信息, 在逐个判断各个公司前 10 大股东性质之后, 对同性质的股东类型持股比例进行加总, 得到相关指标。公司特征数据来自 CSMAR 数据库。机制检验中涉及的国有总资产比重等数据来自 WIND 数据库。市场化程度数据来自王小鲁等(2016)的市场化指数系列报告, 由于该数据截止年份为 2014 年, 因此根据上一年指数加上前 3 年指数增加值的平均数的方法确定 2015—2017 年的市场化指数。为控制极端值的影响, 在 1% 水平上对连续变量进行 Winsorize 处理。

(二) 模型和变量定义

借鉴已有文献, 构建回归模型(1)来检验产业政策对混合所有制改革的影响:

$$OMD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IP_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 AGE_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 FSHARE_{i,t} + \beta_7 GROWTH_{i,t} + \beta_8 BOD_{i,t} + \beta_9 INDP_{i,t} + \beta_{10} DUAL_{i,t} + \sum YEAR + \sum PROVINCE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

被解释变量为混合所有制改革程度(OMD)。已有研究大多沿用国有股东与非国有股东的比例来衡量国有企业混合所有制改革程度(马连福等, 2015; 李文贵和余明桂, 2015; 杨兴全和尹兴强, 2018), 也有部分学者(魏明海等, 2017; 蔡贵龙等, 2018)从股权结构方面延伸到高层治理方面的混合, 采用非国有股东委派董事等指标。但是, 非国有股东委派董监高的比例普遍较低(魏明海等, 2017), 可供参考的样本量有限; 且更为重要的是, 股权结构混合是治理结构混合的前提, 是混合所有制改革的第一步。根据本文的研究主题, 用股权结构混合程度能更好地观测当前全局意义上国有企业混合所有制改革的推进情况。因此, 本文设置了 OMD 、 OMD_CB 和 OMD_RA 等变量来衡量混合所有制改革。其中, 变量 OMD 是前 10 大股东中非国有股东持股比例占前 10 大股东持股比例的百分比, 表示股权混合度; 变量 OMD_CB 为股权制衡度指标, 用前 10 大股东中非国有股东比例之和与第一大股东持股的百分比表示; 由于前两个变量用的是混合程度的相对数, 因此变量 OMD_RA 采用前 10 大股东中非国有股东持股比例之和的绝对数表示股权深入度, 以此作为补充。此外, 本文也参照魏明海等(2017)和蔡贵龙等(2018)的做法, 在稳健性检验中加入了非国有股东委派董事的相关变量来衡量混合所有制改革, 以减少测量误差。

解释变量是产业政策(IP)。参考已有研究, 从变量来源方面来看, 大致可分为两种: 一种是从国家或各省政府颁布的“五年规划”文件中寻找受到产业政策鼓励的行业(陈冬华等, 2010; 余明桂等, 2016; 杨兴全和尹兴强, 2018; 蔡庆丰和田霖, 2019; 张莉等, 2019), 另一种是从国家发展改革委员会网站公布的政策鼓励文件中寻找支持产业(黎文靖和李耀淘, 2014; 黎文靖和郑曼妮,

2016)。两种关于产业政策鼓励选择的来源各有优势,本文选择了更能体现政府“有形之手”且效率较高的国家“五年规划”文件作为产业政策鼓励的数据来源(吴意云和朱希伟,2015)。具体做法如下:通过阅读规划全文,当“五年规划”中对行业提及“发展”“适度发展”“支持”“培育”“引导”等字眼时,则将该行业视为受到鼓励的行业,IP取值为1;否则为0。该指标作为是否受到产业政策鼓励的代理变量。为增进结果稳健性,若“五年规划”中对行业提及“重点发展”“大力发展”“全面提高”“重点培育”等字眼时,则将该行业视为重点鼓励的行业,IP_IMP取值为2;若该行业仅受到一般鼓励,则IP_IMP取值为1;否则为0。该指标表示产业政策的鼓励程度。本文关注的是式(1)中 β_1 这一系数,它衡量了产业政策对混合所有制改革的影响。

控制变量方面。本文选取了公司特征层面和治理层面的有关变量,具体变量定义见表1。需要说明的是,由于选用的是国家“五年规划”纲要中产业政策鼓励行业数据,行业差异已经通过政策鼓励行业的分类加以考虑,但各省会根据自身情况发布地方的“五年规划”纲要文件,因此,为考虑各省份的差异情况,本文还设置了年度和省份的哑变量。

表1 主要变量含义与说明

变量类型	变量名称	变量定义
混合所有制改革	OMD	股权混合度,前10大股东中非国有股东比例之和占前10大股东持股的百分比
	OMD_CB	股权制衡度,前10大股东中非国有股东比例之和与第一大股东持股的百分比
	OMD_RA	股权深入度,前10大股东中非国有股东持股比例之和
产业政策	IP	产业政策是否鼓励:当企业所在行业受到产业政策鼓励时,取值为1;否则为0
	IP_IMP	产业政策鼓励程度:当企业所在行业受到产业政策重点鼓励时取值为2;当仅受到一般鼓励时取值为1;未受到鼓励时取值为0
控制变量	LEV	资产负债率
	SIZE	企业总资产的自然对数
	AGE	企业成立年龄的自然对数
	ROA	资产收益率
	FSHARE	第一大股东持股比例
	GROWTH	营业收入增长率
	BOD	董事会规模
	INDP	独立董事比例
	DUAL	两职合一时取值为1,否则为0
	YEAR	年度虚拟变量
	PROVINCE	省份虚拟变量

四、实证结果分析

(一)产业政策与混合所有制改革

表2报告了产业政策对混合所有制改革产生影响的检验结果。其中,列(1)–列(3)显示,当国有企业受到产业政策鼓励时,混合所有制改革程度更低,体现为IP至少在5%水平上显著为负。同时,以IP_IMP为解释变量的结果也类似,如列(4)–列(6)所示,受到产业政策重点鼓励行业的国有企业混合所有制改革程度更低,且在1%水平上显著。以上结果说明,无论是一般鼓励还是重点鼓励,在给定其他条件不变的情况下,政府对产业政策进行选择性鼓励抑制了行业内国有企业混合所有制改革,从而初步验证了假设H1b。

控制变量方面,资产负债率(LEV)对混合所有制改革的回归系数显著为负,表明资产负债率越高的国有企业改革程度越低,可能体现为非国有资本的进入意愿不高;国企规模(SIZE)越大、

成长性(*GROWTH*)越好,对非国有资本的吸引力越大,混合所有制改革程度越高,表现为回归系数均在1%水平上显著为正;成立年限(*AGE*)越短的国有企业股权混合度越高。第一大股东持股(*FSHARE*)对混合所有制改革具有显著的负向影响,可能的原因在于,国有股东越强势,非国有资本进入难度越大。此外,董事会规模(*BOD*)和两职合一(*DUAL*)对改革可能有正向作用,而独立董事比例(*INDP*)的作用不显著。

表 2 产业政策对混合所有制改革的影响

	(1) <i>OMD</i>	(2) <i>OMD_CB</i>	(3) <i>OMD_RA</i>	(4) <i>OMD</i>	(5) <i>OMD_CB</i>	(6) <i>OMD_RA</i>
<i>IP</i>	-0.0123***(-3.47)	-0.0266**(-2.37)	-0.0054**(-2.12)			
<i>IP_IMP</i>				-0.0091***(-4.43)	-0.0192***(-3.26)	-0.0042***(-2.85)
<i>LEV</i>	-0.0975***(-11.87)	-0.1270***(-9.04)	-0.0709***(-12.11)	-0.0982***(-11.96)	-0.1280***(-9.12)	-0.0713***(-12.16)
<i>SIZE</i>	0.0213***(16.44)	0.0320***(14.08)	0.0178***(17.54)	0.0212***(16.43)	0.0319***(14.07)	0.0178***(17.53)
<i>AGE</i>	-0.0381***(-7.71)	-0.0556***(-6.87)	-0.0378***(-9.72)	-0.0383***(-7.76)	-0.0560***(-6.92)	-0.0379***(-9.75)
<i>ROA</i>	0.2313*** (9.22)	0.3517*** (8.29)	0.1663*** (9.17)	0.2291*** (9.15)	0.3480*** (8.22)	0.1656*** (9.12)
<i>FSHARE</i>	-0.6886***(-72.24)	-1.0084***(-67.26)	-0.2592***(-38.99)	-0.6897***(-72.70)	-1.0092***(-67.64)	-0.2597***(-39.19)
<i>GROWTH</i>	0.0235*** (4.22)	0.0212** (2.35)	0.0161*** (4.10)	0.0238*** (4.28)	0.0218** (2.41)	0.0162*** (4.14)
<i>BOD</i>	0.0007 (0.88)	0.0009 (0.66)	0.0017*** (2.86)	0.0008 (1.00)	0.0011 (0.78)	0.0018*** (2.94)
<i>INDP</i>	-0.0184 (-0.70)	-0.0125 (-0.28)	-0.0431** (-2.26)	-0.0170 (-0.64)	-0.0103 (-0.23)	-0.0424** (-2.22)
<i>DUAL</i>	0.0085* (1.78)	0.0195** (2.31)	0.0017 (0.52)	0.0082* (1.73)	0.0190** (2.26)	0.0016 (0.48)
<i>YEAR/PROVI</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>CONSTANT</i>	0.1661*** (5.14)	0.1964*** (3.57)	-0.0402 (-1.62)	0.1703*** (5.25)	0.2016*** (3.66)	-0.0385 (-1.56)
<i>N</i>	9 208	9 208	9 208	9 208	9 208	9 208
<i>R</i> ²	0.403	0.331	0.197	0.403	0.332	0.198

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为*T*值。下同。

(二)内生性问题

1. *DID* 估计。为缓解产业政策与混合所有制改革之间的内生性问题,本文借鉴余明桂等(2016)、张莉等(2019)的做法,构建如下模型:

$$OMD_{it} = \alpha + \beta_1 TREAT \times INYEAR + \beta_2 TREAT + \beta_3 INYEAR + \sum CONTROLS + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

具体方法是:当行业在“十一五”“十二五”及“十三五”规划中均被列为鼓励产业时(*IP*=1),则为实验组,此时 *TREAT* 赋值为1;当行业在“十一五”和“十三五”规划中均被列为鼓励产业而在“十二五”不是鼓励产业时,则 *TREAT* 为对照组,赋值为0。政策冲击时间为“十二五”规划的实施年度,在2011–2015年 *INYEAR* 取值为1,否则为0。之所以选择“十二五”为冲击事件,原因是在本文的样本跨度期内,“十二五”规划影响的涵盖面最大(2011–2015年),在进行 *DID* 和 *PSM-DID* 估计时,能更多地保留观测样本,从而更明显地考察产业政策对混合所有制改革的影响。在模型(2)中,本文关心的是 β_1 的符号和显著性,控制变量的选取与模型(1)保持一致。

检验结果表明(限于篇幅,没有汇报详细结果),相比于没有受到产业政策鼓励的企业,受到产业政策鼓励企业的混合所有制改革程度更低。此外,为进一步降低主回归的选择偏差,本文使用 *PSM-DID* 方法加以检验。具体来说,参考张莉等(2019)做法,将企业年龄(*AGE*)、企业规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、资产收益率(*ROA*)作为企业特征的解释变量,对一个行业是否会被选中为产业政策鼓励(*IP*)进行 *Probit* 回归,算出该行业的倾向得分,再按模型(2)进行 *DID* 估计。检验结果显示(限于篇幅,没有汇报详细结果),*TREAT*×*INYEAR* 的符号和显著性都没有变化,说明本文的基本结论稳健。

2. 遗漏变量。理论上,一方面,国有股东处于强势地位,基于国有超级股东身份,再加上对国有资产流失的担心,受到产业政策鼓励后,国有股东可能不会以较低的价格转让国有股权或者轻易让非国有资本投资入股;另一方面,由于国有企业存在相对严重的内部人控制及委托代理问题,国有企业高管可能存在机会主义动机。例如,非国有资本入股后会放大国有资本,会发挥资源撬动效应,此时国有企业高管可能为获得更多政策支持甚至为满足个人利益,有动机去推动混合所有制改革。此外,已有文献也指出,在激励相容问题未能得到解决的情况下,国有企业相关部门存在较大的机会主义策略空间,从而导致改革中国有资本可能存在“道德风险”和“逆向选择”问题(黄速建,2014)。因此,本文可能存在遗漏变量导致结论存在替代性解释的情况。

为了排除国有企业高管的机会主义动机和代理问题对结论可能产生的影响,本文进行了以下检验:在模型(1)的基础上,新加入了管理层持股变量($MHOLD$,当国有企业高管持有本公司股票时取值为1,否则为0),以控制管理层的机会主义动机;还考虑了国有企业高管的“道德风险”和“逆向选择”问题,控制了两类代理成本的变量($MFEE$,第一类代理问题,管理费用与主营业务收入之比; $OCCUPY$,第二类代理问题,其他应收款与总资产之比)重新进行回归。检验结果(限于篇幅,没有报告详细结果)显示,在控制了国有企业高管可能存在的机会主义动机和代理问题后,结论依然稳健。

3. 反向因果。虽然前文已通过一系列检验缓解了仅利用 IP 和 IP_IMP 无法解决的内生性问题,但如果产业政策变量是内生的, DID 模型估计结果仍会有偏。可能存在以下情况:在国家大力提倡发展混合所有制经济、推动国有企业混合所有制改革的背景下,某些行业因为本身非国有资本参与程度较低,因此政府特意设置产业政策对该行业给予鼓励以吸引非国有资本参与,从而推动混合所有制改革。

照此逻辑,相对于受到一般鼓励的行业,受到产业政策重点鼓励行业的国有企业,其混合所有制改革程度应当更低。为更好地观测检验效果,克服此种可能存在的反向因果导致的内生性问题,本文选择了更具代表性的产业政策重点鼓励行业的企业样本($IP_IMP_{i,t}$),在模型(1)的基础上引入样本期初的混合所有制改革程度($OMD_{i,t-1}$ 、 $OMD_CB_{i,t-1}$ 、 $OMD_RA_{i,t-1}$)作为额外的控制变量,以抑制这种反向因果关系。如果政府有意识地选择本身混合所有制改革程度低的行业进行鼓励,那么在控制了样本期初的改革程度后,就应该不能观测到产业政策对混合所有制改革的负向影响。检验结果显示(限于篇幅,没有汇报详细结果),在控制了样本期初的改革程度后,产业政策依然对混合所有制改革具有负向影响,这说明该反向因果不足以影响本文结论。

4. 其他稳健性测试。本文还进行了以下稳健性测试:(1)减少样本。仅选取“十二五”规划期间的国有企业为研究样本,重新对模型进行回归。(2)考虑不同政治层级的国有企业。中央国有企业与地方国有企业在组织架构与行为方式上存在一定差异(Shleifer 和 Vishny, 1994),一方面,中央国有企业由于其业务规模庞大且复杂、经营目标多样性等特点,其进行混合所有制改革的难度大于地方国有企业(魏明海等,2017),而非国有资本也会因觊觎其拥有更多的政治与经济资源而产生更强的参与动机。因此,本文在模型(1)加入是否为中央企业的控制变量($TYPE$)。(3)为减缓测量误差的影响,本文借鉴魏明海等(2017)、蔡贵龙等(2018)的做法,选取两个董事会层面的治理变量:当非国有股东委派董事(AD_NONSOE)时取值为1,否则为0;非国有股东委派董事占董事会的比例(DIR_NONSOE)。结果显示,虽然产业政策鼓励对非国有股东委派董事未达统计上的显著性水平,但其符号依然为负。综上所述,经过其他稳健性测试后,本文的主要结论均保持一致。

五、进一步研究

(一) 产业政策、市场化程度与混合所有制改革

产业政策争论的核心在于如何处理好政府与市场的关系问题,研究产业政策应当考虑市场机制的作用(江飞涛和李晓萍,2018)。魏明海等(2017)认为,研究混合所有制改革不应忽视市场化程度因素。此外,产业政策的实施效果也取决于竞争、制度环境等因素(Nunn 和 Trefler, 2010; 韩永辉等, 2017)。那么,在不同市场化程度的地区,产业政策与混合所有制改革的关系是否存在差异?理论上讲,产业政策鼓励通过提升国有股东的议价能力导致非国有资本进入的交易成本上升,由于市场化程度更高的地区要素市场和产品市场的资源都更加丰富,对于非国有资本而言,当预期可以通过其他方式获得参与国有企业混合所有制改革的类似收益时,即非国有资本的可替代性选择越多时,其更可能“用脚投票”而不参与混改。另外,市场化程度更高的地区,非国有经济发展水平也更高,法制环境较好,这更是加剧了这一可能性。因此,在市场化程度高的地区,产业政策与混合所有制改革的负向关系可能更加敏感。

以王小鲁等(2016)的《中国分省份市场化指数报告》中各省份市场化指数为市场化程度的代理变量,按照公司注册地所在省份,将市场化指数按中位数分为程度高组和程度低组,以模型(1)进行回归,结果如表3所示。从解释变量 IP 的符号和显著性来看,在市场化程度高的地区实施产业政策对混合所有制改革的抑制作用依然显著;而在市场化程度低的地区,负面作用已经变得不那么明显。这与理论预期相符。因此,在市场化程度高的地区,政策的选择性鼓励对非国有资本参与混合所有制改革这一行为有明显的“挤出”效应。

表3 产业政策、市场化程度与混合所有制改革

	市场化程度高组			市场化程度低组		
	(1) OMD	(2) OMD_CB	(3) OMD_RA	(4) OMD	(5) OMD_CB	(6) OMD_RA
IP	-0.0141***(-2.72)	-0.0304**(-2.00)	-0.0080**(-2.10)	-0.0108**(-2.22)	-0.0128(-1.56)	-0.0031(-0.94)
$CONTROLS$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$YEAR/PROVI$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$CONSTANT$	0.0628(1.42)	0.0106(0.14)	-0.1221***(-3.46)	0.2971*** (6.20)	0.4133*** (5.16)	0.06516*(1.81)
N	4 573	4 573	4 573	4 635	4 635	4 635
R^2	0.405	0.325	0.211	0.409	0.348	0.193

(二) 产业政策、国有企业分类与混合所有制改革

国务院2015年颁布的《意见》作为国企改革“1+N”的顶层设计文件,明确了当前分类推进国有企业混合所有制改革的目标。国资委将国有企业分为两大类三小类,两大类是商业类和公益类,其中商业类可进一步分为商业竞争类和特定功能类,共计三小类。按照《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》的说法,商业竞争类与特定功能类企业均以追求经济效应为导向,商业竞争类要积极引入非国有资本实现股权多元化;特定功能类在保持国有资本控股的情况下,鼓励非国有资本参股。分类推进改革首先要分清国有企业的功能定位,由于部分国有企业的功能定位不清以及分类方法较多,当前对国有企业的功能定位与分类仍是一大难点(王东京,2019)。魏明海等(2017)认为,由于公益类国有企业不以追求经济效益为目标,这与上市公司的利益最大化目标不符,因此上市国有企业主要是商业类国有企业。本文关注的是,在当前强调国有企业分类治理的背景下,产业政策与混合所有制改革之间的关系在不同分类的国有企业中是否会有所

差异?基于此,本文借鉴魏明海等(2017)的分类做法,^①将国有上市公司分为商业竞争类和特定功能类,以检验两者的差异影响。

与前文分析类似,本文预期在商业竞争类行业中进行选择性鼓励时,产业政策对非国有资本的“挤出”效应更明显。表4列出了检验结果,产业政策鼓励变量IP在商业竞争类企业中的影响显著为负,而在特定功能类企业中的影响虽然为负,但不显著。这与预期相符,即相对于特定功能类行业,在商业竞争类行业中实施产业政策对改革的抑制作用更明显。这说明从混合所有制改革的角度来看,产业政策应当在商业竞争类行业中保持“中立”。

表4 产业政策、国有企业分类与混合所有制改革

	商业竞争类			特定功能类		
	(1)OMD	(2)OMD_CB	(3)OMD_RA	(4)OMD	(5)OMD_CB	(6)OMD_RA
IP	-0.0061(-1.43)	-0.0287*(-2.22)	-0.0063*(-2.03)	-0.0161(-1.24)	-0.0476(-1.45)	-0.0090(-0.97)
CONTROLS	控制	控制	控制	控制	控制	控制
YEAR/PROVI	控制	控制	控制	控制	控制	控制
CONSTANT	0.1762*** (3.58)	0.2034 (1.34)	0.0230 (0.63)	-0.0042 (-0.08)	-0.1276 (-0.98)	-0.2539*** (-6.03)
N	4 780	4 780	4 780	3 033	3 033	3 033
R ²	0.419	0.416	0.197	0.364	0.404	0.245

六、影响机制探讨:基于国有企业进入壁垒的一个解释

前文表明,产业政策鼓励对国有企业的混合所有制改革具有显著的抑制作用,在市场化程度高的地区以及商业竞争类行业中该抑制作用更明显。此外,从前文的回归结果可以看出,变量ROA在各个回归模型中均显著为正,这说明非国有资本对盈利能力越强的国有企业,参与改革的意愿越强。正如理论分析部分所述,在非国有资本参与国有企业混合所有制改革过程中是否还存在一道“隐形门”?如果存在,那么这种负面影响的源动力是否来自受到产业政策鼓励后行业的进入壁垒提高?

为了回答上述问题,本部分试图考察行业进入壁垒是否在产业政策抑制混合所有制改革效应中发挥了中介作用。为此,本文构建模型(3)–模型(5)进行机制检验:

$$OMD_{i,t} = c_0 + c_1 IP_{i,t} + \sum CONTROLS + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$BARRIER_{i,t} = a_0 + a_1 IP_{i,t} + \sum CONTROLS + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$OMD_{i,t} = c'_0 + c'_1 IP_{i,t} + c'_2 BARRIER_{i,t} + \sum CONTROLS + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $BARRIER_{i,t}$ 为中介变量,是行业进入壁垒的代理变量。关于该变量的选取,刘小玄(2003)认为用国有经济的比重可以反映行业进入壁垒的强弱,即国有企业占该行业经济比重越大,进入壁垒越高。其理由是,行业进入壁垒与国有经济比重存在相关性,行业壁垒越高,民营企业参与国有企业混合所有制改革也就越困难,此时国有经济的比重就越大;反过来,行业内国有经济比重越大,民营企业进入的行业壁垒也就越高(白重恩等,2004)。基于以上论述,本文借鉴陈林和朱卫平(2011)的做法,选取“国有总资产在行业中的比重”作为衡量进入壁垒的代理变量($BARRIER$),该值为样本公司的资产总额占该行业内公司平均资产总额的比例。需要说明的是,

^① 部分国有企业功能定位模糊,为保证研究结果准确性,分析过程将其排除,因此样本量有所减少。

为降低进入壁垒指标本身可能存在内生性问题的影响,即机制检验结果可能是由垄断行业的国有企业混合所有制改革程度低导致的,本文借鉴岳希明等(2010)的划分方法,在模型(3)的控制变量中加入企业是否处于垄断行业(*MONO*,当处于垄断行业时取值为1,否则为0),其他控制变量的选取与模型(1)保持一致。如果中介效应存在,则表明在控制了垄断行业因素的可能影响下,机制检验依然成立。

表5报告了产业政策与混合所有制改革之间基于进入壁垒的中介效应检验结果。列(1)表明,受到产业政策鼓励的国有企业,其混合所有制改革程度更低,具体表现为模型(3)的系数 c_1 显著。列(2)显示,变量*IP*的系数为0.0195,在1%水平上显著为正,即模型(4)中 a_1 的系数显著为正,说明受到产业政策鼓励的国有企业中非国有资本进入的壁垒更高,这与预期假设相符。列(3)中,变量*IP*和*BARRIER*对混合所有制改革均在1%水平上显著为负,即模型(5)中系数 c'_1 和 c'_2 均显著。以上结果表明,进入壁垒作为中介变量是显著的。在此基础上,由于系数 c'_1 显著,因此进入壁垒的部分中介效应显著,即受到产业政策鼓励提高了非国有资本的进入壁垒,从而导致产业政策对混合所有制改革的抑制效应。为稳健起见,本文还进行了*Sobel*检验,*Sobel*检验的*P*值为0.0045,中介效应占总效应的比例为17.83%。

表5 基于进入壁垒的中介效应检验

	(1) <i>OMD</i>	(2) <i>BARRIER</i>	(3) <i>OMD</i>	(4) <i>BARRIER_LI</i>	(5) <i>OMD</i>
<i>IP</i>	-0.0101***(-2.83)	0.0195***(7.82)	-0.0093***(-2.60)	0.0012***(2.58)	-0.0105***(-2.94)
<i>BARRIER</i>			-0.0419***(-3.05)		
<i>BARRIER_LI</i>					-0.3162***(-5.42)
<i>CONTROLS</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/PROVI</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>CONSTANT</i>	0.1503***(4.63)	-0.1964***(-6.99)	0.1418***(4.35)	-0.1364***(-19.92)	0.1935***(5.73)
<i>N</i>	9 208	9 208	9 208	9 208	9 208
<i>R</i> ²	0.405	0.402	0.406	0.231	0.406

此外,为增加结论的稳健性,本文还借鉴Peress(2010)的做法,^①选取代表企业在行业内竞争地位的“勒纳指数”作为进入壁垒的另一代理变量(*BARRIER_LI*)。因为国有企业在行业内竞争地位越高时,其议价能力越强,非国有资本的进入壁垒也会越高。其他变量与上文选取相同,检验结果如表5中列(4)–列(5)所示。*Sobel*检验的*P*值为0.003,中介效应占总效应的比例为13.73%。这再次验证了进入壁垒起到了产业政策与混合所有制改革之间的中介作用。

七、结论与启示

自2013年党的十八届三中全会后,混合所有制以顶层设计的面貌再次出现,伴随着国有资产监管体制的转变,到十九大报告中“发展混合所有制经济,培育世界一流企业”目标的提出,再到国有资本投资、运营公司改革试点的推行,发展混合所有制经济已成为新形势下国有企业在深化供给侧结构性改革和推动经济高质量发展的重要突破口。因此,如何深化混合所有制改革成为当前的热点。此外,当下关于产业政策的争论依然不休,争论的焦点还是如何处理好政府与市场的关系问题,既然产业政策在中国经济发展过程中发挥了不可替代的作用,那么如何利用好产业政策这根“指挥棒”指导社会主义市场经济建设仍是重点与难点。

① 勒纳指数=(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入。

本文通过收集我国“十一五”“十二五”及“十三五”规划中产业政策鼓励行业数据和2008—2017年国有上市公司相关数据,考察产业政策对国有企业混合所有制改革的影响。研究发现:当国有企业所在行业受到产业政策鼓励时,行业内的国有企业混合所有制改革程度显著更低,这表明产业政策对混合所有制改革具有抑制作用。进一步地,本文还发现该抑制作用在市场化程度更高的地区和商业竞争类行业中更加明显。机制检验表明,受到产业政策鼓励后,国有企业的行业进入壁垒有所提升,虽然非国有资本仍有较大意愿参与混合所有制改革,但由于实际门槛提高了,导致参与难度变大,最终呈现出产业政策对混合所有制改革的抑制作用。

本文的研究具有重要意义:(1)对于新形势下正确认识产业政策的作用。中国现行经济体系中,资源配置除了市场方式,还有产业政策这一“有形之手”。改革开放以来,产业政策在经济建设的各个方面发挥了重要的作用,但是也需要客观认识到产业政策在进行资源配置时可能是一把“双刃剑”。一方面,要正确认识市场机制的决定性作用,精确把握、制定和实施产业政策的边界和行为方式,尤其对于市场化程度高和竞争性领域的政策干预要“适可而止”;另一方面,政府应当将竞争中中性原则内嵌于改革之中,加快向服务型政府职能转变,努力为各类所有制企业打造平等、优良的经营环境。(2)关于如何稳步推进混合所有制改革。对于混合所有制改革的另一参与方——非国有资本而言,其参与动机是“择优而混”,但是影响混合所有制改革的因素不只是非国有资本的参与意愿,国有企业较高的进入壁垒也是影响混合所有制改革的重要因素。因此,政府除了要加大对国有企业的放权意愿,还应当尽快出台相关措施降低进入壁垒,打通非国有资本与国有资本的融通渠道,降低或消除改革过程中的阻碍因素,从而实现有序推进混合所有制改革的目标。

参考文献:

- [1]蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].管理世界,2018,(5):137-149.
- [2]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):99-115.
- [3]蔡庆丰,田霖.产业政策与企业跨行业并购:市场导向还是政策套利[J].中国工业经济,2019,(1):81-99.
- [4]陈林,朱卫平.创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验[J].经济学(季刊),2011,(2):653-674.
- [5]陈仕华,卢昌崇.国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗?[J].管理世界,2014,(5):106-120.
- [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“国有企业向私营企业转让股权”的经验证据[J].管理世界,2017,(5):107-118.
- [7]韩永辉,黄亮雄,王贤彬.产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J].经济研究,2017,(8):33-48.
- [8]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):122-135.
- [9]黄速建.中国国有企业混合所有制改革研究[J].经济管理,2014,(7):1-10.
- [10]江飞涛,李晓萍.直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷[J].中国工业经济,2010,(9):26-36.
- [11]江飞涛,李晓萍.改革开放四十年中国产业政策演进与发展——兼论中国产业政策体系的转型[J].管理世界,2018,(10):73-85.
- [12]剧锦文.改革开放40年国有企业所有权改革探索及其成效[J].改革,2018,(6):38-48.
- [13]李建标,王高阳,李帅琦,等.混合所有制改革中国有和非国有资本的行为博弈——实验室实验的证据[J].中国工业经济,2016,(6):109-126.

- [14]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.
- [15]黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, (4): 60-73.
- [16]廖冠民,沈红波. 国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理[J]. 中国工业经济, 2014, (6): 96-108.
- [17]刘小玄. 中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素[J]. 经济研究, 2003, (1): 21-29.
- [18]刘运国,郑巧,蔡贵龙. 非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗?——来自国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2016, (11): 61-68.
- [19]罗党论,赵聪. 什么影响了企业对行业壁垒的突破——基于中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2013, (6): 95-105.
- [20]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): 5-20.
- [21]戚聿东,张任之. 新时代国有企业改革如何再出发?——基于整体设计与路径协调的视角[J]. 管理世界, 2019, (3): 17-30.
- [22]王东京. 国企改革攻坚的路径选择与操作思路[J]. 管理世界, 2019, (2): 1-6.
- [23]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告 2016[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [24]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): 175-192.
- [25]杨瑞龙,侯方宇. 产业政策的有效性边界——基于不完全契约的视角[J]. 管理世界, 2019, (10): 82-94.
- [26]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.
- [27]余明桂,范蕊,钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016, (12): 5-22.
- [28]岳希明,李实,史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 中国社会科学, 2010, (3): 77-93.
- [29]张莉,朱光顺,李世刚,等. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J]. 管理世界, 2019, (3): 114-126.
- [30]张雨潇,方明月. 民营企业为什么要戴上“红帽子”——基于行政壁垒的一个解释[J]. 经济学动态, 2016, (2): 31-40.
- [31]周绍妮,王中超,操群. 控制链长度与国企混合所有制[R]. 会计研究, 工作论文, 2020.
- [32]Acemoglu D, Johnson S, Robinson J. Institutions as a fundamental cause of long-run growth[J]. *Handbook of Economic Growth*, 2005, 1: 385-472.
- [33]Bennett J, Maw J. Privatization, partial state ownership, and competition[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(1): 58-74.
- [34]Crisuolo C, Martin R, Overman H, et al. Some causal effects of an industrial policy[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(1): 48-85.
- [35]Lee J W. Government interventions and productivity growth[J]. *Journal of Economic Growth*, 1996, 1(3): 391-414.
- [36]Megginson W L, Nash R C, Randenborgh M. The financial and operating performance of newly privatized firms: An international empirical analysis[J]. *The Journal of Finance*, 1994, 49(2): 403-452.
- [37]Powell B. State development planning: Did it create an east Asian miracle?[J]. *The Review of Austrian Economics*, 2005, 18(3-4): 305-323.
- [38]Rodrik D, Subramanian A, Trebbi F. Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development[J]. *Journal of Economic Growth*, 2004, 9(2): 131-165.
- [39]Shleifer A, Vishny R W. Politicians and firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 995-1025.
- [40]Stigler G J. The theory of economic regulation[J]. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 1971, 2(1): 3-21.

Does Industrial Policy Affect the Mixed-ownership Reform of SOEs?

Wang Zhongchao^{1,2}, Zhou Shaoni^{1,2}, Wang Yan^{1,2}

(1. School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China;

2. China Center for Mergers and Acquisitions Research, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China)

Summary: The reform of state-owned enterprises (SOEs) usually adjusts the relevant institutional arrangements directly by administrative orders, and has achieved positive results in the property right structure, the diversification of governance structure, etc., but it still faces problems such as the increase of reform resistance.

Implementing industrial policy is a government-led behavior to improve industrial growth and adjust industrial structure. The successful experience of Japan in 1980s has played an exemplary role in the industrial policy led by the government of China. However, whether the government-led industrial policy model should be implemented and the effect after implementation have been widely debated. Theoretically, industrial policy will change the relationship of industrial competition, guide the flow of factor resources in the industry, and also bring short-term excess earnings to enterprises. In the process of mixed-ownership reform, when the government has a certain degree of decentralization, the willingness of non-state-owned shareholders to enter the reform of SOEs becomes a key factor, and rational non-state-owned shareholders are more willing to participate in the profitable reform of SOEs.

This paper studies whether the reform of mixed ownership is affected by the national industrial policy. By collecting the industrial policy of encouraging industry development in the national “11th Five Year Plan”, “12th Five Year Plan” and “13th Five Year Plan”, taking the nature, shareholding ratio and relationship of the top ten shareholders of state-owned listed companies in 2008-2017 as samples, this paper investigates the impact of industrial policy on the mixed-ownership reform of SOEs. It is found that industrial policy has a significant inhibitory effect on the mixed-ownership reform of SOEs. Furthermore, from the perspective of market-oriented degree and SOE classification reform, the heterogeneity effect of industrial policy on the reform of mixed ownership is examined. The results show that the inhibition effect is more obvious in the regions with higher degree of marketization and commercial competitive industries. The mechanism test shows that industrial policy has a negative impact on the reform of mixed ownership by increasing the entry barriers of encouraged industries.

The main contributions of this paper are as follows: Firstly, it innovatively examines the influencing mechanism of industrial policy on the reform of mixed ownership, and enriches the literature on the economic consequence and influencing factors of mixed-ownership reform. Secondly, the results are of great practical significance. In the regions with a higher degree of marketization and commercial competitive industries, the inhibition of industrial policy incentives on the reform of mixed ownership is more obvious. This provides an empirical basis for building a new relationship between the government and the market, giving full play to the decisive role of the market in the allocation of resources, and provides enlightenment for the current problems of increasing resistance to the reform of mixed ownership and “difficult access” of non-state capital.

Key words: industrial policy; mixed-ownership reform; entry barriers; SOEs (责任编辑 景行)