

## 【国企改革】

# 混合所有制企业的股权结构与创新行为

## ——基于自然实验与断点回归的实证检验

陈 林 万攀兵 许莹盈

**【摘 要】**中共十九大报告指出：“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”。混合所有制企业内部怎样的股权结构最能激励企业通过创新获得竞争力？为此，本文运用精确断点回归方法检验了混合所有制企业的终极控制权性质及控制地位突变对创新的动态影响。在“熊彼特假说”基础上，进一步考察了终极控制权与企业规模对创新的交互效应。结果表明：(1)对于全体混合所有制企业，国有资本的终极控制权在平均意义上对企业创新不具有显著影响。(2)一旦区分企业规模，国有资本的终极控制权更有利于推动大型企业创新。对于规模小的混合所有制企业，非国有资本取得终极控制权反而更有利于创新。(3)对于国有控股的混合所有制企业，国有资本终极控制地位的强化并不能进一步激励企业的创新行为。本文的主要政策含义是：党中央、国务院一直以来坚持的“抓大放小”国有企业改革战略具有较强的前瞻性与科学性，应予以坚持并在国有企业改革的其他领域继续推行。

**【关键词】**混合所有制；股权结构；终极控制权；“熊彼特假说”；断点回归

**【作者简介】**陈林，暨南大学产业经济研究院，广州市人文社会科学重点研究基地“区域低碳经济研究基地”；万攀兵，暨南大学产业经济研究院；许莹盈，建信金融科技有限责任公司。

**【原文出处】**《管理世界》(京)，2019.10.186~205

**【基金项目】**本文得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(17JZD013)、国家自然科学基金面上项目(71773039)、广东省高等学校珠江学者岗位计划资助项目(2019)以及广东产业发展与粤港澳大湾区区域合作研究中心资助项目(52702497)的资助。

### 一、引言

中共十九大报告提出“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”。国有企业改革已进入了攻坚环节——既要改革自身体制机制，更要发展全球竞争力。因此，混合所有制改革的重点已不再是“要不要引入非国有资本”，而是“引入多大控制程度的非国有资本”以及在改革后的混合所有制企业中如何分配终极控制权的问题。对上述问题的分析离不开对混合所有制企业股权结构安排的深入探讨。

另一方面，国有资产流失(陈仕华、卢昌崇，2014)、

国有股份定价(曾建光等，2017)、公有制的主体地位(裴长洪，2014)等，一直是学术界、实务界关注的国有企业改革的焦点问题。面对来自各界的质疑，国有企业改革往往面临一个两难的困境——国有股份卖多了，是国有资产流失；卖少了，难以改善公司治理水平；定价低了，是国有资产流失；定价高了，难以吸引投资者；改革后公司业绩提升了，是国有资产流失；倒闭了，是国有企业改革的失败。因此，面临上述质疑时，改革后的混合所有制企业的股权结构问题显得至关重要——哪种类型资本应该掌握混合所有制企业的终极控制权，怎样的终极控制权结构最

能提升以创新为代表的全球竞争力?这是混合所有制改革必须回答的一个现实问题,也是本文关心的理论问题。

在现实中,混合所有制改革的成败,不应仅以国有股份的多少、定价和各种经济指标(如混合所有制企业的市场份额、利润、总资产)来衡量。正如中共十八届三中全会和中共十九大所强调,混合所有制经济的发展目标应是“提高竞争力”和“全球竞争力”。那么,只要改革后的混合所有制企业创新能力、产品创新水平等核心竞争力得到提高,混合所有制改革的主要目标就基本实现了。国有企业改革能为全社会提供非经济指标的、创新驱动发展维度的福利增量,使公有制的主体地位亦能体现在宏观层面的社会福利上。与此同时,只要在混合所有制企业内部能保证国有股的终极控制权地位,公有制的主体地位就能够在企业层面实现。这正是本文关心的两大问题,而这两个问题能不能同时解决,亦是本文的研究主题。

在理论中,作为企业根本制度安排的股权结构,对企业的创新行为与绩效具有重要影响(徐二明、张晗,2011)。部分研究围绕企业股权集中度与创新的关系进行了探讨,如赵洪江等(2008)发现,股权集中度对公司创新投入具有显著的正向作用。Li等(2010)的研究表明,股权集中度与企业技术创新之间存在显著的倒“U”型关系。Choi等(2011)则发现,在转型经济背景下,中国上市公司股权集中对创新并没有显著影响。更多研究聚焦于混合所有制企业内部股权性质及其控制地位差异对创新绩效的影响。其中,不少学者认为,由于国有企业存在较严重的代理问题,国有股权不利于企业创新(李文贵、余明桂,2015)。如夏冬(2003)指出,减少国有股权,将有助于改善企业创新效率。李丹蒙和夏立军(2008)分析发现,民营控股上市公司的R&D强度显著高于国有控股上市公司。而聂辉华等(2008)的研究则表明,国有企业的创新活动相对较多。解维敏等(2009)利用我国上市公司研发支出数据,发现国有企业研发支出并不低于民营企业。李春涛和宋敏(2010)基于世界

银行发布的中国制造业企业调查数据分析发现,国有企业在创新投入和产出方面更有优势。杨德伟(2011)的研究发现,与终极所有权为民营主体的上市公司相比,终极所有权为国营主体的上市公司创新强度更大。陈林和朱卫平(2011)使用规模以上工业企业数据,证明了国有经济比重所产生的进入壁垒会显著影响企业的创新绩效。白俊红(2011)运用1995-2007年中国高新技术产业分行业面板数据,以新产品销售收入为创新产出,然后通过DEA模型计算企业创新效率,最终得出了国有产权和三资产权比重对创新效率均产生抑制作用的结论。

显然,围绕企业股权结构与创新的关系,现有研究并未达成一致意见。其可能的原因在于:(1)现有研究大多忽略了企业规模异质性的影响。一般而言,不同规模企业掌握不同的资源禀赋和创新条件。在我国特殊的市场经济制度下,大小企业之间的资源条件差异可能随着政府对大企业的偏好而进一步放大。“熊彼特假说”也揭示了规模对企业创新的重要性。因此,不区分企业规模,可能无法进一步厘清混合所有制改革的制度绩效。(2)现有研究大多侧重于混合所有制企业内部国有/非国有股权比例以及大股东股权占比等“量”的变动,而对于更具决定性意义的终极控制权性质及其控制地位等“质”的变动则有所忽略。显然,后者才是影响企业各维度表现的本质因素。Porta等(1999)、Claessens等(2002)、陈仕华和卢昌崇(2017)的实证研究均支持,公司最终控制人拥有的所有权和控制权将最终影响企业绩效。而企业内部不同性质股权或大股东股权的轻微变动,可能无法对企业决策和公司治理产生实质性的影响。区别于已有文献,本文以混合所有制企业为研究对象,深入分析混合所有制企业的终极控制权性质及其控制地位差异对企业创新的影响,并在“熊彼特假说”基础上,进一步考察其规模异质性效果。具体而言,本文想要回答的问题是:终极控制权是否会影响混合所有制企业的创新行为;对于不同规模企业来说,怎样的股权结构最能够刺激混合所有制企业创新,从而使社会福利与体制改革的“政策

红利”最大化。

为此,本文基于中国工业企业数据并运用精确断点回归方法对以上问题进行检验。本文可能的理论贡献与现实意义在于:(1)在混合所有制企业股权结构的研究中,本文尝试跳出传统的基于企业内部国有/非国有性质股权占比和股权集中度等“量”的视角,从终极控制权性质及其控制地位等“质”的视角考察股权结构对企业创新的影响。对上述问题的探究,不仅有助于发现混合所有制企业相对优化的治理结构,而且也为企业实现创新驱动发展、提升创新绩效提供了理论参考和经验借鉴。(2)以往研究较少考察企业规模异质性在企业股权结构安排中的作用,本文则具体分析了不同规模企业终极控制权异质性的创新绩效差异,这为今后不同规模企业实施混合所有制改革的路径与模式选择提供了可供参考的政策启示。(3)已有关于混合所有制改革的相关研究,从研究对象来看,侧重于国企改革,而较少关注混合所有制改革的另一条研究线索,即民营企业国有化。本文试图将国企改革与民企“混改”置于混合所有制企业股权结构安排的统一分析框架下,在同时考虑终极控制权性质“质变”(国有/非国有控制)与控制地位“量变”(相对/绝对控制)的基础上,运用精确断点回归方法控制政策选择内生性并考察其对企业创新的影响,一定程度上也使研究结论更为稳健可靠。

本文后续结构安排如下:第二部分为理论分析;第三部分展现本文数据处理、模型设置与变量选择过程;第四部分报告了实证检验结果;第五部分为稳健性检验;最后是研究结论与政策含义。

## 二、理论分析

### (一)终极控制权性质、企业规模与创新

较早发现混合所有制经济中股权结构会影响企业创新行为的是“混合寡头(Mixed Oligopoly)”理论(陈林、王凤生,2017)。基于早期的混合寡头模型(De Fraja and Delbono, 1989; Matsumura, 1998), Fulton 和 Giannakas(2004)、Ishibashi 和 Matsumura(2006)较早研究了混合所有制企业的创新行为,结果表明:混合所

有制企业的创新投入明显与纯国有、纯非国有企业不同;市场结构(竞争程度)对混合所有制企业的研发创新行为产生明显的影响,这表明政府对混合所有制企业的创新补贴行为存在不确定性。从某种意义上来说,混合所有制企业可以偏好于创新投入,这是因为:尽管非国有企业有较高的研发积极性,但现实中往往为实现短期利润最大化而限制了其在研发上的投入,在相对分散的市场结构(激烈的市场竞争)下,非国有企业可能会在无效率的低研发水平上经营,从而造成较严重的福利损失(Ishibashi and Matsumura, 2006)。Chen 等(2014)在专利授权的制度环境下,讨论了混合所有制企业的创新策略选择,主要结论是:混合所有制企业的专利授权行为与纯国有、纯非国有企业均不同,前者与后者之间的成本差距,影响着专利授权战略博弈均衡点。在国内,张伟和于良春(2014)的混合寡头模型表明,企业研发投入水平与混合所有制企业中的非国有资本份额正相关,消费者剩余及社会总福利则与之呈倒“U”型关系。高蓓和高汉(2013)通过构建两阶段混合寡头模型,发现国有股份比例与专利授权战略存在明显的关联性。

随着组织行为学的兴起,越来越多的研究进一步深入到企业创新决策过程中考察终极控制权性质的影响。其中,委托—代理理论(Principal-Agent Theory)和资源依赖理论(Resource Dependence Theory)成为主要的理论基础。

根据委托—代理理论,只要所有权和经营权分离,专业经理人就可能通过利用自身管理权限和内部人信息谋取私利而损害委托人利益,即引发代理问题(Jensen and Meckling, 1976)。由于缺乏对经理人的有效激励和监督机制,国有控股企业往往具有更严重的代理问题(钱颖一, 1999)。这是因为,虽然国有企业的委托人名义上由全民共同所有,但这只是一个抽象的集体概念,任何普通公民并无监督管理者的实际能力和动力(Cuervo-Cazurra et al., 2014),过长的委托—代理链条以及由此形成的所有者缺位(Shleifer, 1998),增加了国有控股企业的代理成本,导致国有控股企业相对缺乏创新效率(吴延兵, 2012)。

而且,鉴于创新活动的长周期、高风险、高投入等特点(Hirshleifer et al., 2012),国有控股企业的管理者更可能出于自利性动机而减少高风险创新项目投资(John et al., 2008),即使这些创新项目有助于增进公司竞争力和长期价值最大化。

资源依赖理论认为,组织发展离不开掌握在其他组织手中的外部资源(Pfeffer, 1972)。在开展创新活动时,企业自身通常并不具备所有必要的资源要素,从而不得不寻求外部支持(Choi et al., 2011)。掌握丰富资源的国有股东无疑可以为企业技术创新提供必要的创新资源,包括国家的法律和政策支持、对本地市场的了解、资金和土地产权等。因此,较之于非国有控股企业,国有控股企业在获取上述创新资源方面往往更具优势(Wang et al., 2017)。通过充分利用这些创新资源和政治关联,国有控股企业不仅解决了创新所需的资金投入问题,减少了创新所面临的外部风险和政策不确定性(Pfeffer, 1972),同时也有机会参与国家主导的研发项目,并从中获取到关键研发资源及最新研究成果(Choi et al., 2011)。特别地,国有控股企业更容易与高等院校和科研机构实施产学研合作,以减少研发风险、提升创新表现(Motohashi and Yun, 2007)。

李文贵和余明桂(2015)还提出了政治观假说。该观点认为,国有控股企业承担的政策性目标不利于其基于价值最大化的经营目标开展更多的创新活动(Shleifer and Vishny, 1994)。然而,也有文献指出,政府施加给国有控股企业的政策性目标恰好可以起到对社会收益与个体企业“逐利天性”之间偏差的平衡作用(Chang et al., 2006),并有助于缓解企业内部对创新投资风险的规避倾向(Wang et al., 2017)。

上述分析表明,国有资本取得终极控制权对企业创新发展既有有利的一面,也有不利的一面。然而,平均意义上,究竟国有终极控制权对企业创新产生正向还是负向的影响,目前学界内争议频仍,缺乏一致的经验证据。本文以为,造成上述分歧的一个重要原因是以往研究忽略了企业规模的异质性。

事实上,对于不同规模混合所有制企业而言,国

有终极控制权对企业创新的影响路径和作用效果可能存在较大差异。一方面,大规模企业往往发展成熟、组织制度完善,具有相对丰富的创新管理经验,而且企业内部诸如研发资本、技术人才和专利积累等创新资源较为充沛,引入掌握大量外部创新资源的国有控制权<sup>①</sup>无疑将进一步强化大规模企业创新的优势地位。相比之下,小规模国有控股企业,在当前国企改革“抓大放小”的政策背景下,吸收到的外部资源较为有限。而且,小规模企业开展创新活动的经济基础相对薄弱、创新管理经验也比较匮乏,这将进一步限制其对吸收到的外部资源的内部消化和创新转化能力。因此,在吸收和转化国有终极控制权带来的外部创新资源方面,大规模企业无疑更具优势。另一方面,无论大规模国有控股企业还是小规模国有控股企业,二者均会面临较为严重的代理问题,因为国有控股企业的经营管理体制和产权性质不会因企业规模差异而发生改变。

综上,本文认为,在混合所有制企业的创新实践中,基于委托—代理理论和资源依赖理论分别预测的国有股份终极控制权的消极作用和积极作用往往彼此纠缠并相互抵消(Zhou et al., 2017),二者作用的强弱与企业规模显著相关。如果不区分企业规模,在国有资本取得终极控制权的临界点附近,国有控股对企业创新的影响可能并不显著。为此,本文提出有待验证的假说1。

假说1:平均意义上,是否国有资本取得终极控制权对混合所有制企业创新行为并无显著影响。

虽然在引入国有终极控制权时同样会面临代理问题,但相比小规模企业,大规模企业更能发挥国有控制权的资源优势。因此,本文预期,对于大规模混合所有制企业而言,国有控制权带来的创新资源强化作用可能超过代理问题引发的创新效率损失,从而总体上有助于提升企业创新水平。而对于创新资源吸收与转化能力较弱的小规模企业而言,国有控制权对创新的促进作用较为有限,甚而无法抵消其负面影响。相反,小规模企业相对灵活的管理体制和更快的市场反应速度更有利于发挥非国有控制权

对管理者的监督和激励作用并加快企业的创新活动进程。

另一方面,国有企业、混合所有制企业的大小往往与其隶属关系密切相关,即大型国有企业由于历史原因一般是“央企”“省属国企”,中小型企业则一般隶属地方政府。这样一来,不同规模的混合所有制企业在改革后面面临的政企关系是截然不同的,比如改革后的央企、省属国企厅处级以上干部调动、提拔的权限仍属于中共中央组织部的相关司局、省委组织部经济干部处,而地方混合所有制企业的科级人事权限则属于地方党委组织部的相关科室,甚至会下放至企业本身。显然,二者在企业精神配置、体制机制改革等方面有着明显不同的地方,均会显著影响企业的创新投入及其最终产出。

综上所述,结合假说1,本文进一步提出假说2。

假说2:对于规模大的混合所有制企业,国有资本取得终极控制权更有利于创新;对于规模小的混合所有制企业,非国有资本取得终极控制权更有利于创新。

## (二)终极控制地位、企业规模与创新

在公司治理中,均衡化的股权结构对企业创新有重要影响(Chin et al., 2009)。均衡化的股权结构通过推动决策集体化增大了大股东实施机会主义行为的成本,不仅能有效抑制大股东对小股东的利益侵占和非效率投资行为(Bennedsen and Wolfenzon, 2000),还能够有效抑制管理者的道德风险倾向。同时,制衡股东的存在也可以有效分散创新投资的高风险(Maury and Pajuste, 2005)。相反,股权集中度过高会使得大股东权力膨胀,容易诱发大股东利用关联交易、转移资产等行为谋取控制权私有收益的问题(Kwon and Yin, 2006),进而导致创新资源配置不足。而且,在过于集中的股权结构治理环境下,企业的财务控制方式迫使经理人更关注短期经营状况,这抑制了管理者开展创新活动的动力(杨建君等, 2015)。

Denis 和 McConnell(2003)的研究表明,股权制衡的效果与大股东的股权性质有关。鉴于民营资本天然的逐利性和薄弱的产权保护地位,相比于国有控

股企业,非国有控股企业随着股权进一步向非国有股东集中可能面临更严重的大股东侵占问题。特别是当非国有资本处于绝对控制地位时,由于缺乏其他性质资本和股东的制衡作用,同一产权性质的非国有股东追求私人利益的意愿和能力显著增强,更容易达成合谋以共同剥削其他产权性质股东的利益,从而抑制了企业创新投入和产出。非国有资本保持相对控制地位则体现了一种制衡度均匀,是相对集中的控制权状态。根据股权制衡理论,这种相对集中的控制结构既能抑制非国有股东的自利行为,也能够形成有效的监督治理结构,为提升创新效率创造了良好条件。安灵等(2008)的研究支持了股权制衡在非国有企业中的作用。相比之下,对于国有控股企业而言,国有产权性质可以发挥投资者保护作用(甄红线等, 2015),避免了国有控股股东对其他性质资本和小股东的利益侵害行为。另外,由于国有股权的强势地位,国有资本由相对控制地位进一步上升到绝对控制地位对国有股东的控制权和决策权并无实质性影响,为企业提供的外部创新资源增量也较为有限,因而将难以作用于企业创新表现。为此,本文提出假说3。

假说3:对于国有控股的混合所有制企业,国有资本终极控制地位的强化对企业创新行为无显著影响。

企业规模的差异不仅决定了企业内部资源的多寡,而且影响企业所有者经营决策方式和行为。一方面,大规模企业无疑掌握着更丰裕的经济资源,股权集中度过高可能引发更严重的大股东侵占行为。特别是在非国有控股企业中,当非国有资本控制地位进一步强化时,非国有股东有更强动机和能力联合起来侵害其他性质股东利益,同时考虑到大企业研发投资的机会成本较高,更集中的控制权也可能加剧非国有股东对创新活动的风险规避倾向。而小企业内部资源相对匮乏,业务活动单一,大股东侵占的空间和机会较为有限,而且更激烈的市场竞争和生存风险也使得企业所有者和经营者将注意力更多转向企业经营方面。

结合前述分析,本文进一步提出推论1。

推论1:对于非国有控股企业,非国有资本控制地位的强化对企业创新存在负面影响,并且这种负面影响可能主要发生在大企业层面。

### 三、实证策略

#### (一)自然实验设计

##### 1.关于混合所有制改革的自然实验设计

评估混合所有制改革绩效的最大难点在于——中央及地方政府在选择改革试点企业时,“靓女先嫁”问题较为严重。该通俗易懂的专业词汇实际上是一众知名学者经过大量的田野调查、理论与实证分析总结出来的、具有普遍意义的国有企业改革问题(樊纲,2000;张军、冯曲,2000;刘小玄、李利英,2005;宋立刚、姚洋,2005;林毅夫、姜烨,2006;张卓元,2008)。这个现实问题会造成以混合所有制改革为代表的政策冲击产生严重的“政策内生性”——如果是业绩好的国有企业被优先选拔出来推行混合所有制改革,那么,自然实验本身就无法分离是政策实验还是实验组本来就是优质企业,造成了日后的绩效提升。在实验理论中,这种内生性不是进行了“实验前测”“实验后测”,进行了平行性检验、稳健性检验、安慰剂检验,就能克服的原则性问题。

在断点回归中,政策内生性主要体现在所谓的“数据操纵现象”和“数据堆积现象”。谢谦等(2019)提出:“数据操纵现象”源自经济个体的逐利动机,使配置变量堆积在断点处;而“数据堆积”虽不是源自经济个体的逐利动机,却会使样本的配置变量堆积在除断点之外的其他地方。如果被解释变量受配置变量的操纵现象或堆积现象的影响,那么断点回归的估计量基本上是有偏的(Barreca et al., 2011)。以本文的股权结构为例,多1%、少1%就决定了这家企业截然不同的产权结构,因此企业会在绝对控股、相对控股等股权结构点出现一定程度的“数据操纵现象”。

在谢谦等(2019)归纳出自然实验中的“理性人”问题前,为何基于自然(准)实验的公共政策评估研究会普遍出现“政策内生性”问题,一直未能在理工科

的实验论框架下得到很好地解答。与理工科的实验对象为不具有生命的物体不同,经济学、管理学的公共政策实验对象却是现实中理性的消费者、企业家、行政人员等。这些公共政策实验中的理性人在政策出台前后往往会通过个体的自选择行为来“趋利避害”,从而违背自然实验的外生性要求。那么,理性人这个经济学、管理学研究中的基本假设、客观规律,就会导致公共政策评估出现难以彻底克服的“政策内生性”问题。

以日常生活中常常出现的一次“家庭实验”作类比——小朋友吃西瓜时把西瓜籽吞掉会不会在脑袋上长棵树。由于父母在进行这次自然实验时,往往会把实验目的透露给实验对象,这时理性的小朋友就学会了把西瓜籽剔出来。也就是说,实验组样本其实并没把西瓜籽吃进肚子里。因此,父母无法对小朋友们因西瓜籽而产生的消化不良程度进行定量分析。这种内生性问题其实在医药学实验中常常出现。医生要对一种新的安眠药进行动物实验,并将药粒放进黑猩猩的食物中搅拌后放置于其笼子。但聪明的黑猩猩却因为发现其“打瞌睡”药效,或不喜欢胃痛等药物副作用,而挑食——把药粒从食物中挑出,或产生厌食态度。前者使整个实验失败,后者使药物效果的评估偏低。这种内生性其实在医药学实验中很容易解决——通过注射点滴等强制性手段逼迫黑猩猩(小朋友)服药(吃西瓜籽),那么实验的外生性就能得到保证。但对于一般使用历史数据模拟自然实验的公共政策实验研究来说,这显然不现实。

实际上,实验者克服这种内生性的办法可以更简单。比如,喂黑猩猩吃安眠药实际上是一个动物心理学实验——实验目的是看黑猩猩是否会因食物被拌有药物而疏远饲养员,从而观察动物对威权者信任程度的波动<sup>②</sup>。其实,父母的西瓜籽实验何尝不是想观察小朋友的手指灵活程度、随机应变的智慧程度、听话程度等其他被解释变量?只要实验者观察的被解释变量与实验过程有着较强的外生性,那么实验就会基本成功。

综上所述,一次标准的基于自然实验的公共政

策评估研究,实验者选择的被解释变量尽量应与实验过程(包括倾向得分匹配PSM中的协变量、双重差分DID中的政策选择性因素、断点回归RDD中的配置变量等)无关。

以近年广东省在十八届三中全会后开启的混合所有制改革为例,当时省国资委开启各级国企的混合所有制改革申报工作后,收到数量较多的企业申请。相关部门为此构建了系统的选拔指标体系<sup>③</sup>,并组织了来自学术界、实务界的专家、干部进行各类评审,从而选拔出新一批的改革试点样本。一旦选拔指标体系中有涉及市场占有率、盈利水平等指标,那么,混合所有制改革就不应该以企业规模、盈利状况来衡量混合所有制改革的成败。也就是说,实证研究不能使用以上经济指标作为被解释变量进行回归,否则就会严重高估混合所有制改革的政策效应,使整个公共政策评估失败。因为,这些实验组样本本身就是“靚女”。

而本文选择的被解释变量——企业的创新行为及其产出,与自然实验本身(即混合所有制改革、股权结构变动)不会密切相关,具有较强的外生性。国有企业不会因为那1%的股权比例变化,而刻意瞒报或虚报创新指标,因为创新行为是一种典型的企业长期行为,需要持续的研发投入和积累。这意味着短期内企业创新水平提升较为有限,从而限制了企业虚报创新指标的可能。另一方面,国有企业的上级主管单位在日常的监督管理和选择混合所有制改革试点中,对创新行为的关注度也相对较低。因此,企业虚报、瞒报创新指标的激励也很低——创新指标既然并非政策制定者首要关注的政策目标,那就会进一步减少企业刻意隐瞒或虚报的可能性。

总之,选择了一个政策内生性较弱的被解释变量,是保证本次基于自然实验的断点回归满足实验理论原则及连续性假设的根本。

## 2. 关于断点回归模型的选择

自然实验框架下的具体方法有很多种,那么,混合所有制改革研究能否使用其中的断点回归,企业股权结构是否具有显著的“断点”效应?从已有文献

看,在考虑到股权内生性与终极控制人情况下,企业股权结构与公司绩效等测度对象之间大多表现为具有拐点的曲线关系(曹廷求等,2007)。尽管具体的曲线形态因使用到的数据、方法和侧重点不同而有所差异,但现有研究的共同之处在于,企业内部股权结构对企业表现的影响存在一个突变点。McConnell和Servaes(1990)发现,当内部股东股权比例达到40%~50%之间时,曲线开始向下倾斜。刘小玄和李寿喜(2007)的研究表明,国有股在10%~50%之间的混合所有制企业效率相对最优。该文及刘小玄和李利英(2005)的实证结果均已间接呈现出一定的“断点”现象。Zhou等(2017)的实证分析显示,国有控制权与企业创新之间满足倒“U”型曲线关系,并且最大创新产出的国有控股权比例在34%左右。这些早期研究均是关于国有企业股权结构中“断点”存在性的佐证。

对于混合所有制企业而言,鉴于国有资本与非国有资本在资源禀赋、管理体制和经营目标等方面的根本性差异(杨兴全、尹兴强,2018),是否国有/非国有资本取得终极控制权对企业经营管理具有截然不同的影响,这意味着决定终极控制权的股权结构存在着明显的“断点”效应。因此,计量模型不适宜将“股权结构”指标视为连续型变量,置入计量方程以作解释变量或被解释变量——在终极控制权临界点附近,不同性质资本多1%、少1%就决定了这家企业终极控制权性质和控制地位的突变。基于自然实验的断点回归方法,则可以较好地考察终极控制权突变对企业创新绩效的作用。

从公司治理角度来看,50%的持股权意味着从相对控股到绝对控股的跳跃,可以视为控制地位突变的一个分水岭。鉴于创新活动具有长周期、高风险、高投入等特点(Hirshleifer et al., 2012),控股股东有关创新活动的决策容易受到其他大股东的严格监督与联合制衡(朱冰等,2018),仅持有相对控股权无疑进一步限制了控股股东的决策空间,以致其无法对企业的创新活动产生决定性影响。换句话说,在企业创新活动的决策上,相对控股可能不具有实质性的终极控制地位,或者说不能较好地反映终极控

制权对企业创新的影响。而且,本文关注的对象是混合所有制企业,这些企业多半为国有改制企业。尽管随着国有资产重组和股权分置改革,我国混合所有制企业中国有股权比例呈现不断下降趋势(杨兴全、尹兴强,2018),但是在相当长时间内国有股权还是处于绝对控股地位。从表2描述性统计来看,一半以上的混合所有制企业属于国有绝对控股结构,并且2/3左右的国有和非国有企业倾向于绝对控股。李伟和于洋(2012)的分析也表明,国有企业股份制改革后绝大部分上市公司的控制权仍掌握在国家手中。因此,本文参照江艇等(2018)的做法,从绝对控股的角度定义终极控制权性质及其地位。由于在50%持股权的断点处,企业终极控制权的性质与控制地位受到处理的概率从0变到1,故本文采用精确断点回归方法。

本文使用断点回归设计方法的优势在于:(1)克服了数据不连续问题。由于中国工业企业数据库中创新数据存在部分年份缺失,因此适用于连续时序数据的一般估计方法并不能满足本文数据环境。(2)更好地控制政策选择性问题。尽管参与改革的企业不是随机选择的,但企业在混合所有制改革后形成的股权结构是多方力量博弈形成的均衡结果(Gupta, 2005),单一性质资本或股东无法完全决定其控股地位的相对大小。此时,断点回归近似于一个随机实验(Lee, 2008)。选择难题通过随机分组得以解决。终极控制权的归属是单个股东无法完全操控的,因为国有企业的股权结构变动涉及诸多行政机构——如地市党委及其政府、国有资产管理委员会、党委组织部、证监会、各种行业监管部门,所以在理论上基本满足断点回归的前提——连续性假设。

### 3. 精确断点回归模型的设定

根据 Lee 和 Lemieux(2010)提出的几种“断点”式计量模型,本文采用精确断点回归模型估计终极控制权性质与控制地位的异质性对企业创新的影响。断点回归基准模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta T_{it} + (1 - T_{it}) \sum_{p=1}^5 \gamma_p (X_{it})^p + T_{it} \sum_{p=1}^5 \gamma'_p (X_{it})^p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $y_{it}$  代表  $i$  企业  $t$  年的创新产出。  $T_{it}$  作为处理

变量,  $T_{it}=1(0)$  表示企业  $i$  在  $t$  年的观测值属于处理(控制)组。  $X_{it}$  作为配置变量,表示企业  $i$  距离断点的距离。  $(X_{it})^p$  表示配置变量多项式,用以反映企业终极控制权异质性对创新的非线性影响。系数  $\gamma_p$  和  $\gamma'_p$  表示回归模型允许断点两侧函数形式的异质性。最后,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差。

在参数断点回归分析中,关于多项式阶数选择的问题,目前学界并无定论。由于没有特定理由相信真实模型是线性的,实际操作中,研究者多使用更高阶的多项式回归模型(Gelman and Imbens, 2019)。如 Bronzini 和 Iachini(2014)在考察意大利一项创新补贴政策对企业创新投资影响时,使用了最高为3阶多项式的参数断点回归方法。Black 等(2007)在评估一项美国职工推介和再就业服务系统的参数断点回归分析中使用了4阶多项式。Chen 等(2013)在使用参数断点回归方法考察淮河以北冬季用煤取暖造成的空气污染对居民生命预期的影响时,将多项式阶数最高增加到5阶,李宏彬等(2015)在其研究中也最高使用5阶多项式进行参数断点回归分析。而 Zhang 等(2017)在评估交通限行政策对城市空气质量影响时,则使用到了9阶多项式。

根据谢谦等(2019)的统计,发表在五大英文顶级经济学期刊上的29篇使用参数断点回归分析的经验研究中,绝大多数文献中多项式阶数设置不超过5阶。因此,本文将多项式阶数最高设置为5阶,并分别报告了1~5阶多项式的回归结果。鉴于参数断点回归结果对模型设定形式(即多项式阶数)较为敏感(Gelman and Imbens, 2019),参照 Bronzini 和 Iachini(2014)的做法,本文挑选赤池信息准则(AIC)取值最小的模型作为最优模型进行统计推断。处理变量  $T_{it}$  的估计系数  $\beta$  是本文关注的核心参数,代表企业在断点左右仅源于终极控制权异质性而引起的创新行为变化。将该模型移植到本文的情境中:本文拟从终极控制权的“质”与“量”两个方面来研究其对企业创新的影响。

从质的角度,本文定义变量  $stateown_{it}$  为国有资本占实收资本的比例,此处仅比较终极控制权为国

有性质与非国有性质企业的创新绩效差异。因此,  $stateown_{it} > 0.5$  表示企业终极控制权属于国有性质,  $stateown_{it} < 0.5$  表示企业终极控制权属于非国有性质。 $stateown_{it}$  在 0.5 处发生终极控制权性质的突变, 即断点值为 0.5。此时, 配置变量  $x_{it} = stateown_{it} - 0.5$ 。由此, 模型(1)可转化为模型(2):

$$y_{it} = \alpha + \beta T_{it} + (1 - T_{it}) \sum_{p=1}^5 \gamma_p (stateown_{it} - 0.5)^p + T_{it} \sum_{p=1}^5 \gamma_p (stateown_{it} - 0.5)^p + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

从量的角度, 本文在固定产权性质的基础上进一步考察控制地位变化对企业创新的影响。为此, 本文从相对控制/绝对控制角度切入, 定义  $max_{it}$  为企业 6 种实收资本中最大持资本占比, 并根据最大持资本性质区分国有企业和非国有企业。在区分产权性质的基础上,  $max_{it} > 0.5$  表示终极控制权处于(国有/非国有)绝对控制地位, 反之则为相对控制地位。 $max_{it}$  在 0.5 处发生从相对控制地位到绝对控制地位的突变, 此时, 配置变量  $x_{it} = max_{it} - 0.5$ 。由此, 模型(1)可进一步转化为模型(3):

$$y_{it} = \alpha + \beta T_{it} + (1 - T_{it}) \sum_{p=1}^5 \gamma_p (max_{it} - 0.5)^p + T_{it} \sum_{p=1}^5 \gamma_p (max_{it} - 0.5)^p + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

根据“熊彼特假说”, 规模越大、越具垄断性的企业越可能进行创新。为进一步考察不同规模企业终极控制权性质及其控制地位对创新的异质性影响, 本文在模型(2)和(3)中引入企业规模。参照 Bronzini 和 Iachini(2014)的做法, 考察规模异质性的断点回归模型分别设置如下:

$$y_{it} = (1 - T_{it}) \sum_{k=1}^2 \alpha_k size_{it}^k + T_{it} \sum_{k=1}^2 \beta_k size_{it}^k + (1 - T_{it}) \sum_{k=1}^2 \sum_{p=1}^5 \gamma_{kp} size_{it}^k \times (stateown_{it} - 0.5)^p + T_{it} \sum_{k=1}^2 \sum_{p=1}^5 \gamma_{kp} size_{it}^k (stateown_{it} - 0.5)^p + \eta_{it} \quad (4)$$

$$y_{it} = (1 - T_{it}) \sum_{k=1}^2 \alpha_k size_{it}^k + T_{it} \sum_{k=1}^2 \beta_k size_{it}^k + (1 - T_{it}) \sum_{k=1}^2 \sum_{p=1}^5 \gamma_{kp} size_{it}^k \times (max_{it} - 0.5)^p + T_{it} \sum_{k=1}^2 \sum_{p=1}^5 \gamma_{kp} size_{it}^k (max_{it} - 0.5)^p + \eta_{it} \quad (5)$$

其中,  $size_{it}^1 = 1$  表示小规模企业,  $size_{it}^2 = 1$  表示大规模企业; 相反,  $size_{it}^1 = 0$  表示大规模企业,  $size_{it}^2 = 0$  表示小规模企业。参数  $\beta_k$  是企业终极控制权突变对规模大小为  $k$  的企业因果效应的估计。

上述回归模型中, 模型(2)和(4)的分析样本为全样本, 模型(3)和(5)的分析样本为国有/非国有子样本。作为稳健性检验, 本文在每次回归中还将使用两个局部范围的样本进行回归。具体而言, 参照 Bronzini 和 Iachini(2014)的处理思路, 分别选取基础回归断点左右 50% 和 75% 的观测值作为额外检验的“小样本”和“大样本”。上式中, 参数  $\beta_k$  即为本文关注的核心解释变量系数。

## (二) 数据处理

本文的研究不能使用具有严重选择性偏误的上市公司数据。一是, 企业上市本身就是一个选择过程, 业绩好的、规模大的企业才进入样本。二是, 企业上市本身就是一个“部分民营化”的过程(刘春、孙亮, 2013), 因而缺乏对照组。为此, 本文选择“中国工业企业数据库”提供的全国规模以上工业企业数据。

根据相关政策文件与学术传统(陈林、唐杨柳, 2014; 李文贵、余明桂, 2015; 陈林, 2018; 方明月、孙鲲鹏, 2019), 本文将工业企业数据库企业“实收资本合计”中, 国有资本占比小于 100% 且大于 0 的企业定义为混合所有制企业, 并将除国有资本外的集体、法人、个人、港澳台以及外商资本定义为非国有性质资本。同时, 本文借鉴李文贵和余明桂(2015)的处理方式, 初步对该数据进行了如下筛选: (1) 删除关键财务指标不全的样本, 包括主营业务收入、职工人数、总资产等; (2) 删除异常样本, 比如主营业务收入小于等于 0, 资产负债率大于 1 等; (3) 删除职工人数小于 8 的样本; (4) 剔除 6 种实收资本小于 0 或为空值的样本, 以及 6 种资本之和不等于总实收资本的观测值; (5) 剔除主要变量缺失的样本。

本文的研究视角为混合所有制企业的终极股权结构, 即一种不同性质产权共同持股、相互融合的企业内部持股结构。为此, 进一步剔除上述初步处理样本中的所有纯国有和纯民营企业, 保留仅含混合所有制企业的数据集。考虑到法人控股企业的实际所有制主体无法在数据库中识别, 参照方明月和孙鲲鹏(2019)的做法, 也删除了这部分样本。此外,

在本文选取的50%持股权的断点处,由于无法区分国有还是非国有终极控制权性质,参照李宏彬等(2015)的做法,也删除了这部分样本。最终,本文得到一个包含76851个观测值的非平衡面板数据集,并根据企业最大实收资本的产权性质将样本集分解为非国有性质产权(非国有控股)子样本及国有性质产权(国有控股)子样本。

表1报告了本文使用样本在各行业中的总体分布情况。由表1可知,不管是国有子样本还是非国有子样本,处理组样本(断点右侧企业)与控制组样本(断点左侧企业)在各行业间的比例分布较为均衡,基本与全样本总体分布保持一致。值得注意的是,本文观测样本中的企业主要集中在食品饮料、服装纺织、石化、金属加工、交通设备和机械设备等少数行业,占据了样本量的70%以上,使得本文可以相对集中地比较这部分行业的企业,有助于加强估计过程的有效性。

### (三)变量说明

创新行为。企业的创新行为是一个投入产出的过程,本文选择创新产出来代理这种行为的最终结果。已有文献主要使用的创新产出变量有:新产品种类和数目(Acs and Audretsch, 1988)、新产品产值(鲁桐、党印,2014)、专利数(Jaffe, 1989)等。由于新产品产值作为企业创新的最终体现形式,结合数据可

得性,本文选取企业年度新产品产出占主营业务收入的比例来衡量创新产出。

企业终极控制权。本文尝试从终极控制权性质和控制地位角度切入,分别考察终极控制权的“质”与“量”对企业创新的影响。首先,本文通过企业实收资本中国有资本占比(Stateown)定义终极控制权性质,若Stateown大于50%,则定义为国有性质,反之为非国有性质;其次,根据Porta等(1999)与我国公司法,本文通过企业6种实收资本中最大持股资本占比(Max)来划分终极控制地位,若其大于50%则定义终极控制权处于绝对控制地位,反之则为相对控制地位。

企业规模。企业规模通常可以使用总资产、年销售收入或者职工人数来衡量。由于本文被解释变量根据与销售收入密切相关的主营业务收入指标构建,如果继续使用销售收入作为衡量企业规模的解释变量,则可能使得本文解释变量与被解释变量出现反向因果,进而导致内生性问题。因此,参考李文贵和余明桂(2015)的做法,本文选取企业年末总资产衡量企业规模,并以企业所属行业销售收入的中位数为基准生成企业规模虚拟变量<sup>④</sup>。分析发现,无论是全样本还是国有/非国有子样本,大规模企业中位数总资产均达到小规模企业中位数总资产的9倍以上,企业规模的显著差异有助于捕捉到跨企业规模

表1 不同行业分布概况

| 样本              | 全样本   |       |       | 非国有子样本 |       | 国有子样本 |       |
|-----------------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| 行业分类(百分比)       | 总体分布  | 处理组   | 控制组   | 处理组    | 控制组   | 处理组   | 控制组   |
| 食品、饮料及烟草        | 13.48 | 14.37 | 12.82 | 11.36  | 15.41 | 9.87  | 12.82 |
| 纺织业、服装、皮革等制品业   | 8.25  | 8.33  | 8.19  | 9.25   | 8.15  | 8.46  | 8.19  |
| 木材及家具制品业        | 1.9   | 1.66  | 2.08  | 1.98   | 1.63  | 1.44  | 2.08  |
| 造纸、印刷记录媒介业      | 5.46  | 5.71  | 5.29  | 5.68   | 5.54  | 7.08  | 5.29  |
| 化学原料、石油加工等制品制造业 | 9.69  | 9.64  | 9.72  | 9.15   | 9.54  | 11.07 | 9.72  |
| 医学、化学纤维等        | 4.48  | 5.17  | 3.97  | 5.75   | 4.96  | 6.09  | 3.97  |
| 橡胶、塑料制品业        | 3.73  | 3.9   | 3.6   | 3.87   | 3.9   | 3.9   | 3.6   |
| 金属加工业及非金属矿物制品   | 15.46 | 15.47 | 15.45 | 15.86  | 15.53 | 14.26 | 15.45 |
| 交通等设备制造业        | 15.46 | 15.09 | 15.73 | 16     | 14.84 | 15.86 | 15.73 |
| 机械及设备、工艺品等      | 11.37 | 13.09 | 10.08 | 12.96  | 13.11 | 12.98 | 10.08 |
| 电力、燃气及水的生产和供应业  | 6.41  | 4.28  | 8     | 4.83   | 4.08  | 5.15  | 8     |
| 采矿业             | 4.32  | 3.34  | 5.05  | 3.3    | 3.27  | 3.84  | 5.05  |

处理效果的潜在异质性。

协变量的选择。断点回归估计方法可视为局部随机试验,因而是否包括协变量回归并不影响断点回归估计量的一致性。在稳健性检验中,本文将协变量作为被解释变量进行断点回归,以检验连续性假设。协变量原则上为不受处理效应影响(至少在短期内)、但对被解释变量有一定解释力度的变量。结合指标可得性,本文选择主营业务利润率(主营业务利润/销售产值)、出口强度(出口交货值/销售产值)、补贴强度(政府补贴/主营业务收入)和资产抵押担保能力(固定资产净值/总资产)作为协变量。

表2报告了主要变量的描述性统计结果。为避免极端值的影响,本文将被解释变量与协变量进行了前后1%水平上的缩尾处理。由表2可知,非国有子样本和国有子样本主要变量的统计特征并无明显

差异,这在一定程度上反映出了本文数据的稳健性。Innov衡量企业新产品产出占主营业务收入的比重,其平均值为0.064,表明样本企业的主营业务收入平均有6.4%来自新产品产出。这与李文贵和余明桂(2015)的发现基本一致。股权结构方面的变量,Stateown的均值为0.538,这表明超过一半混合所有制企业的终极控制权仍是国有性质。Max表示企业6种实收资本中最大持股资本占比,其均值分别为0.665和0.715,表明大多数国有和非国有企业处于绝对控制的股权结构。

#### 四、实证检验

##### (一)终极控制权性质与企业创新

##### 1. 基准结果

表3报告了模型(2)的回归结果。在全部15个回归结果中,无论多项式阶数和样本范围如何变化,处

表2 描述性统计

|          | 全样本   |        |       | 非国有子样本 |       |       | 国有子样本 |        |       |
|----------|-------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|
|          | 样本量   | 平均值    | 标准差   | 样本量    | 平均值   | 标准差   | 样本量   | 平均值    | 标准差   |
| Innov    | 76851 | 0.064  | 0.195 | 29893  | 0.064 | 0.201 | 46958 | 0.064  | 0.191 |
| Stateown | 76851 | 0.538  | 0.271 |        |       |       |       |        |       |
| Max      |       |        |       | 29893  | 0.665 | 0.164 | 46958 | 0.715  | 0.160 |
| Profit   | 76644 | -0.013 | 0.194 | 29828  | 0.003 | 0.184 | 46816 | -0.023 | 0.199 |
| Export   | 76644 | 0.110  | 0.259 | 29828  | 0.142 | 0.294 | 46816 | 0.090  | 0.232 |
| Subsidy  | 75451 | 0.004  | 0.017 | 29187  | 0.004 | 0.015 | 46264 | 0.005  | 0.017 |
| Fixasset | 75450 | 0.362  | 0.208 | 29186  | 0.344 | 0.205 | 46264 | 0.373  | 0.209 |

表3 终极控制权性质与企业创新(模型2)

| 多项式          | P=1           | P=2          | P=3          | P=4          | P=5           |
|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|---------------|
| 组 A. 全样本回归   |               |              |              |              |               |
| $\beta$      | -0.002(0.003) | 0.004(0.004) | 0.004(0.005) | 0.007(0.006) | 0.004(0.007)  |
| AIC          | -33470.212    | -33471.182   | -33467.359   | -33464.498   | -33460.918    |
| 组 B. 小样本局部回归 |               |              |              |              |               |
| $\beta$      | 0.002(0.004)  | 0.008(0.006) | 0.001(0.007) | 0.004(0.009) | -0.009(0.011) |
| AIC          | -14530.415    | -14530.160   | -14529.042   | -14527.704   | -14527.637    |
| 组 C. 大样本局部回归 |               |              |              |              |               |
| $\beta$      | 0.001(0.003)  | 0.004(0.005) | 0.007(0.006) | 0.005(0.007) | -0.002(0.008) |
| AIC          | -22462.418    | -22459.503   | -22456.212   | -22454.007   | -22452.488    |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。

理变量的估计系数始终不显著。赤池信息准则检验支持相对低阶的2阶或1阶多项式设定。从最优模型设定来看,国有终极控制权对企业创新有正向影响,但缺乏统计上的显著性。与回归结果一致,图1也并未揭示出<sup>⑤</sup>,位于终极控制权性质突变点即断点值附近的企业在创新产出方面存在显著的跳跃。上述分析表明,平均意义上,是否国有资本取得终极控制权对企业创新并无显著的影响。因此,假说1得证。

围绕混合所有制企业控制权性质与创新的关系,已有研究存在较大冲突。余东华和王青(2010)指出,由于人员冗余、不重视新产品开发、研发投入不足与科研资源利用率不高等问题,较之于非国有控股企业,国有控股企业创新产出和效率相对低下。吴延兵(2012)、董晓庆等(2014)也给出了支持性证据。然而,李春涛和宋敏(2010)的分析表明,在转型经济背景下,我国市场机制尚不完善,民营企业知识产权更容易受到侵害,而且大量科研创新资源由国有资本掌握,从而导致国有控股企业在创新投入和产出方面更具优势。Cao等(2018)的研究也支持国有股权对企业创新的促进作用。实际上,上述研究分别从委托—代理理论和资源依赖理论视角考察了国

有控制权对企业创新的负面和正面影响。不同规模企业掌握的内部资源禀赋和面临的外部竞争环境存在显著差异,从而对国有性质或非国有性质终极控制权具有不同的匹配效应,最终影响总体政策效果。不区分企业规模异质性,则上述效应很可能相互抵消,从而导致平均意义上,在终极控制权性质突变点附近,是否国有资本取得终极控制权对企业创新并不产生显著的影响。为此,本文进一步考察不同规模企业的异质性效果。

## 2.“熊彼特假说”与终极控制权性质的交互效应

表4报告了模型(4)的回归结果。回归结果显示,是否国有资本取得终极控制权对创新产出的影响在不同规模企业间存在明显的异质性,并且这种异质性效果在不同的函数形式(多项式阶数)和样本范围下较为稳健。在全样本中,无论多项式阶数如何变化,国有性质终极控制权对大规模企业创新始终具有显著的正向影响,而对小规模企业创新始终具有显著的负向影响。根据赤池信息准则,2阶多项式为最优模型设定形式。此时,大规模企业和小规模企业的处理变量估计系数分别在1%的置信水平上显著。在小样本中,尽管估计系数显著性水平随着多项式阶数变化有一定波动,但系数符号基本一

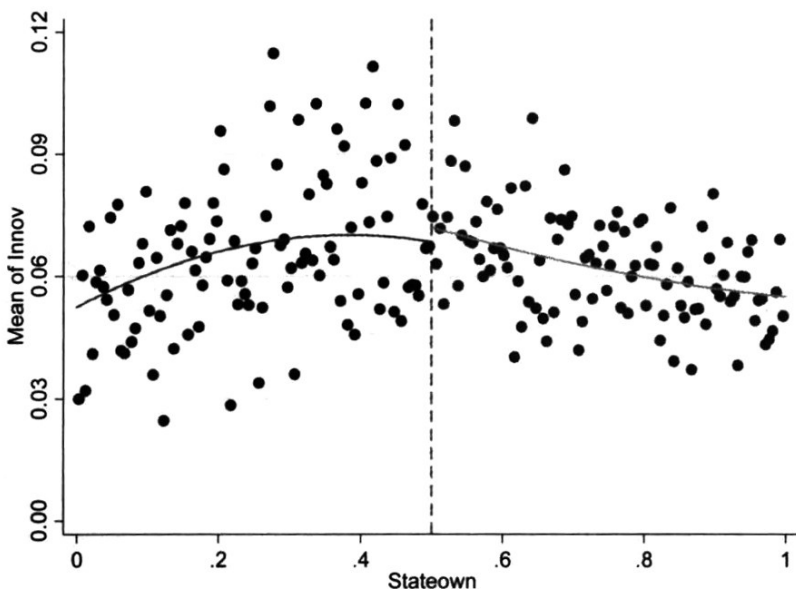


图1 全样本企业回归

表4

终极控制权性质、企业规模与创新(模型4)

| 多项式          |     | P=1               | P=2               | P=3             | P=4              | P=5            |
|--------------|-----|-------------------|-------------------|-----------------|------------------|----------------|
| 组 A. 全样本回归   |     |                   |                   |                 |                  |                |
| $\beta$      | 小企业 | -0.007**(0.003)   | -0.012*** (0.005) | -0.010*(0.006)  | -0.012*(0.007)   | -0.015*(0.008) |
|              | 大企业 | 0.007*(0.004)     | 0.019*** (0.006)  | 0.019** (0.008) | 0.023** (0.010)  | 0.021* (0.011) |
| AIC          |     | -35279.429        | -35289.948        | -35285.347      | -35283.060       | -35275.459     |
| 组 B. 小样本局部回归 |     |                   |                   |                 |                  |                |
| $\beta$      | 小企业 | -0.009*(0.005)    | -0.013** (0.006)  | -0.015* (0.008) | -0.008(0.010)    | -0.008(0.012)  |
|              | 大企业 | 0.012** (0.006)   | 0.029*** (0.009)  | 0.013(0.011)    | 0.015(0.014)     | -0.008(0.017)  |
| AIC          |     | -15336.984        | -15342.585        | -15343.711      | -15341.846       | -15341.442     |
| 组 C. 大样本局部回归 |     |                   |                   |                 |                  |                |
| $\beta$      | 小企业 | -0.010*** (0.004) | -0.011** (0.005)  | -0.011(0.007)   | -0.018** (0.008) | -0.014(0.009)  |
|              | 大企业 | 0.014*** (0.005)  | 0.018** (0.007)   | 0.024** (0.009) | 0.023** (0.011)  | 0.009(0.013)   |
| AIC          |     | -23703.071        | -23697.726        | -23691.447      | -23689.180       | -23688.011     |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。

致。赤池信息准则检验表明,3阶多项式为最优模型设定形式。此时,国有性质终极控制权对小规模企业创新具有显著的负向影响,而对大规模企业创新的影响尽管缺乏显著性但依旧为正。而在大样本中,1阶多项式为最优模型设定形式。此时,大规模企业和小规模企业的处理变量估计系数分别在1%的置信水平上显著。与回归结果一致,图2和图3更

直观地揭示出,在经历从非国有性质到国有性质的终极控制权突变后,创新产出在小企业和大企业中分别呈现出明显的向下和向上跳跃趋势。这一结果从不同角度支持了聂辉华等(2008)关于企业规模、所有制关系及创新的研究发现,同时也从创新层面证实了中央政府在国企改革进程中坚持“抓大放小”路线的前瞻性。

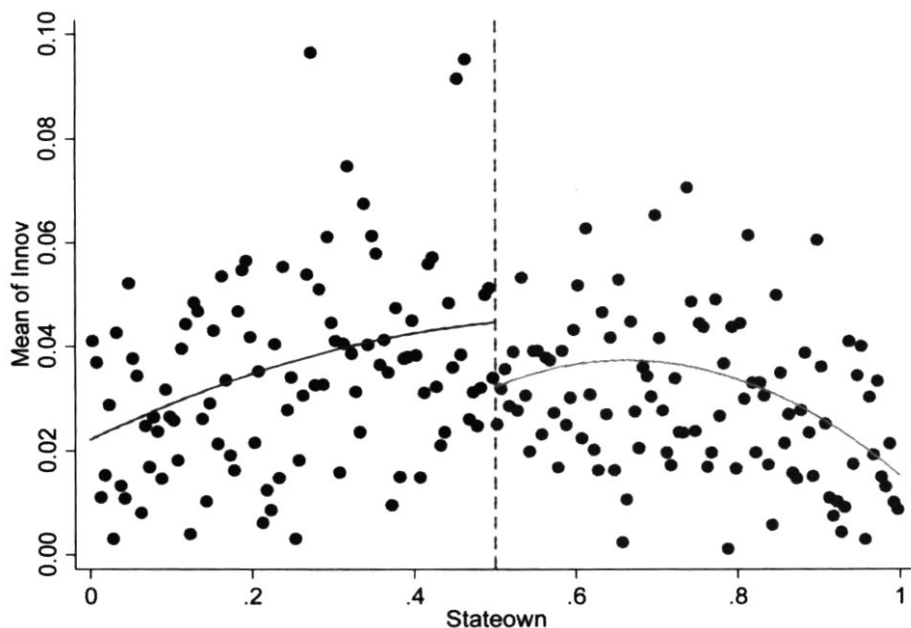


图2 全样本小规模企业回归

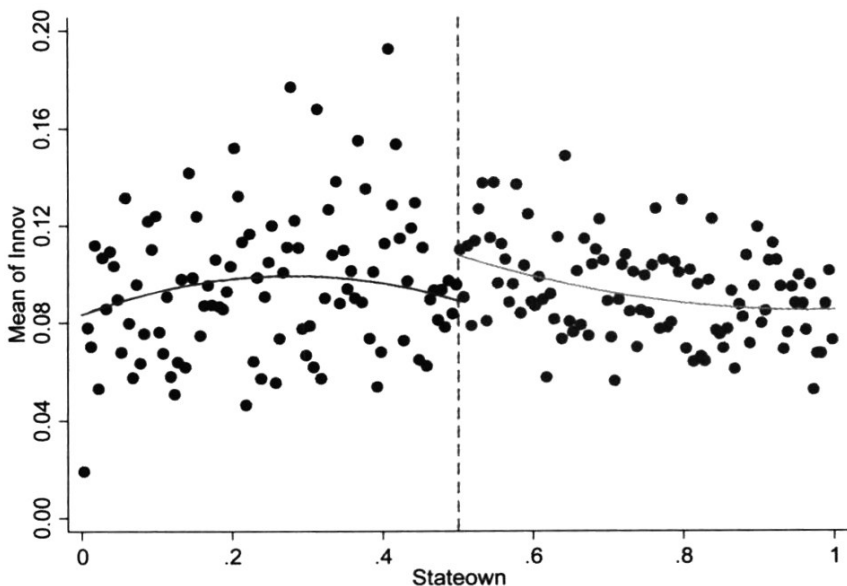


图3 全样本大规模企业回归

上述分析表明,企业终极控制权性质与创新的关系受到企业规模影响。一般认为,小企业在技术创新方面具有灵活性优势,大企业则拥有资源优势(解维敏等,2009)。这种特征和差异在不同终极控制权属性下将产生不同的创新绩效。

一方面,创新活动本身需要大量的前期投入,而这种“巨额”的前期投入通常需要具有一定规模和经济基础的企业才能负担。尽管资本雄厚的大企业更具创新能力,但其创新能力不一定能有效转化为创新产出。创新活动的不确定性和当前知识产权保护的不足(韩秀成、李牧,2016)无疑减少了创新的预期收益,从而限制了企业进行技术创新的动机。特别是对于具有一定市场势力的大企业而言,即使不进行技术改造和升级也能凭借其市场地位获取到较为可观的收益。国有性质终极控制权一定程度上可以弥补大规模企业创新激励的不足。这是因为,国有资本通常面临相对有利的创新环境支持,诸如较低的融资成本、优惠的财税政策、可获得的研发资源,等等,有助于降低大规模国有控股企业创新失败的风险。与此同时,国有资本凭借政治关联优势得到更好的产权保护待遇(李文贵、余明桂,2017),减少了企业知识产权遭受侵害的风险。

另一方面,小企业面临更大的市场竞争压力。当非国有资本取得小企业终极控制权时,关注利润最大化的非国有股东有更强的动机完善管理者监督和激励机制(Gupta, 2005),以减少管理者机会主义行为,进而驱使管理者为提升经营绩效和竞争优势而更积极地承担创新活动。Saxenian和Hsu(2001)的研究表明,企业家精神在小企业中更能有效发挥,使小企业更具灵活性、速度和创新能力。相对灵活的管理机制与较少的政府干预也让小规模非国有控股企业的创新方案筹备周期进一步缩短,提高了企业创新的成功率。而当国有资本取得小企业终极控制权时,尽管也可以带来一定的外部资源,但考虑到小企业开展创新活动的经济基础相对薄弱、创新管理经验也比较匮乏,其对外部资源的吸收和创新转化能力较为有限,反而难以弥补国有控制权代理问题所引发的创新效率损失,从而不利于小企业创新发展。

综上,对于大规模混合所有制企业而言,国有性质终极控制权更有利于创新,而非国有性质终极控制权更有利于小规模混合所有制企业创新。因此,假说2得到验证。正是因为不同规模企业的政策效应相互抵消,导致了平均意义上终极控制权性质变动对企业创新的影响并不显著。因此,假说2的成立

也进一步支持了假说1。

## (二)终极控制地位与企业创新

### 1.基准结果

表5报告了模型(3)的回归结果。回归结果显示,对于不同产权性质的企业,终极控制地位由相对

控制到绝对控制的“量变”对创新具有不同的影响。

对于非国有控股企业,随着最大持股资本的控制地位进一步强化,创新产出显著减少。在全部15次回归中得到的估计系数均在5%的置信水平上通过显著性检验,并且符号均为负,图4也呈现出明显的向

表5 模型(3)的回归结果

| 多项式          |         | P=1               | P=2               | P=3               | P=4              | P=5               |
|--------------|---------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| 组 A. 全样本回归   |         |                   |                   |                   |                  |                   |
| 非国有          | $\beta$ | -0.029*** (0.007) | -0.035*** (0.009) | -0.039*** (0.011) | -0.033** (0.014) | -0.043*** (0.017) |
|              | AIC     | -11203.546        | -11205.593        | -11205.975        | -11202.999       | -11201.165        |
| 国有           | $\beta$ | -0.008 (0.007)    | -0.010 (0.009)    | -0.015 (0.011)    | -0.013 (0.013)   | -0.020 (0.015)    |
|              | AIC     | -22447.617        | -22444.575        | -22441.858        | -22438.056       | -22434.988        |
| 组 B. 小样本局部回归 |         |                   |                   |                   |                  |                   |
| 非国有          | $\beta$ | -0.023*** (0.007) | -0.031*** (0.010) | -0.039*** (0.013) | -0.038** (0.016) | -0.044** (0.018)  |
|              | AIC     | -4641.937         | -4641.545         | -4639.707         | -4636.237        | -4634.453         |
| 国有           | $\beta$ | -0.006 (0.007)    | -0.009 (0.009)    | -0.017 (0.012)    | -0.020 (0.014)   | -0.024 (0.016)    |
|              | AIC     | -9092.285         | -9088.700         | -9086.020         | -9084.957        | -9081.654         |
| 组 C. 大样本局部回归 |         |                   |                   |                   |                  |                   |
| 非国有          | $\beta$ | -0.027*** (0.007) | -0.031*** (0.009) | -0.038*** (0.012) | -0.035** (0.014) | -0.046*** (0.017) |
|              | AIC     | -7765.215         | -7767.630         | -7766.016         | -7762.536        | -7760.905         |
| 国有           | $\beta$ | -0.007 (0.007)    | -0.010 (0.009)    | -0.014 (0.011)    | -0.016 (0.014)   | -0.023 (0.016)    |
|              | AIC     | -14754.317        | -14750.888        | -14748.219        | -14746.896       | -14743.807        |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。

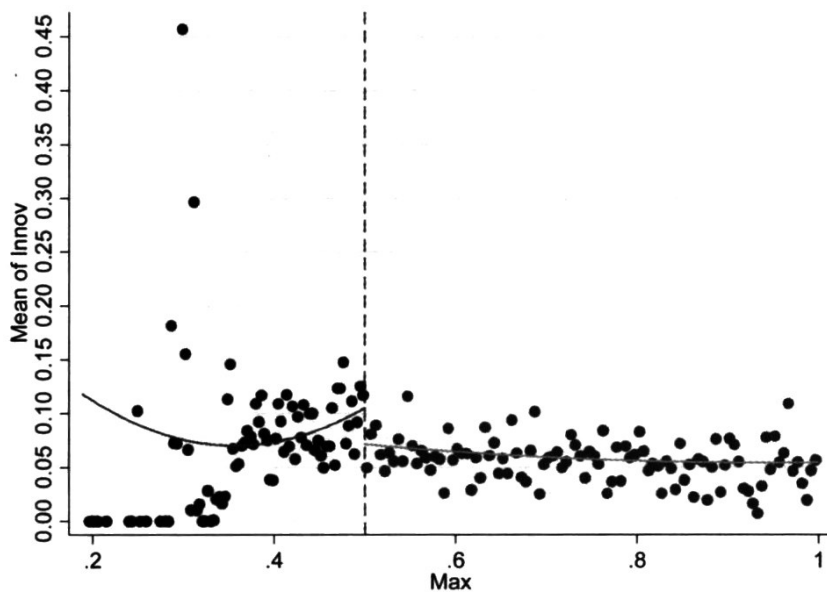


图4 非国有子样本回归

下跳跃倾向。对于国有控股企业而言,当国有资本的控制地位进一步强化时,创新产出并无显著的变化。在全部15次回归结果中,处理变量的估计系数尽管一致为负,但始终缺乏显著性。图5更直观地显示出,在经历控制地位由相对控制到绝对控制变化后,国有控股企业的创新产出几乎没有任何变动。这说明,国有资本的终极控制地位变化对国有控股企业创新并无明显影响,因此假说3得证。

非国有性质产权尽管有助于减轻混合所有制企业的代理问题(李文贵、余明桂,2015),但其配置比例并不是越高越好。因为当非国有资本取得较大控制权时,非国有股权进一步集中,非国有股东更有动机不断巩固自身利益(涂国前、刘峰,2010),可能引发大股东侵占行为。特别是当非国有资本处于股权结构失衡的绝对控制地位时,非国有性质产权的逐利天性将进一步放大(郝阳、龚六堂,2017),这不仅增加了公司资产被大股东掏空的风险,而且可能使得企业在经营决策上更加短视,规避更具长远价值的创新投资,从而不利于企业技术创新。相比之下,国有控股企业中并不存在大股东侵占问题,国有资本控制地位从相对控制到绝对控制的变动对国有股东的决策地位并无实质性影响,企业内部的经营管理体制也几乎不发生变化,国有控股企业的创新决策行为

依旧由国有股东主导,因而国有控股企业的创新产出几乎不受其控制地位变动影响。

## 2.“熊彼特假说”与终极控制地位的交互效应

前述分析指出,对于非国有控股企业而言,非国有资本控制地位的强化可能会放大非国有股东自利行为并增加大股东侵占风险,从而不利于企业创新。如果这一逻辑成立,非国有资本控制地位强化对创新的抑制效果应该主要表现在大规模企业中。这是因为,大规模企业不仅内部资源丰富,而且业务活动较多、开支项目庞杂,为大股东提供了更多攫取空间和机会。而在非国有小企业中,不仅内部资源匮乏、业务活动单一,而且小股东往往与大股东有着较为紧密的私人关系(Minetti et al., 2015),这进一步降低了大股东侵占风险。相反,在激烈的市场竞争环境下,非国有资本的绝对控制地位可能更有利于加快小企业对市场的响应速度,从而缩短创新筹划周期并提升创新效率。另一方面,由于国有企业的经营管理体制不受企业规模影响,考虑到国有资本的强势地位,国有资本控制地位从相对控制到绝对控制的变化既不会加剧企业内部代理人问题,也难以为企业带来更多的外部创新资源,因而对不同规模企业的创新行为可能无法产生显著影响。

模型(5)进一步考察了区分规模异质性时,不同

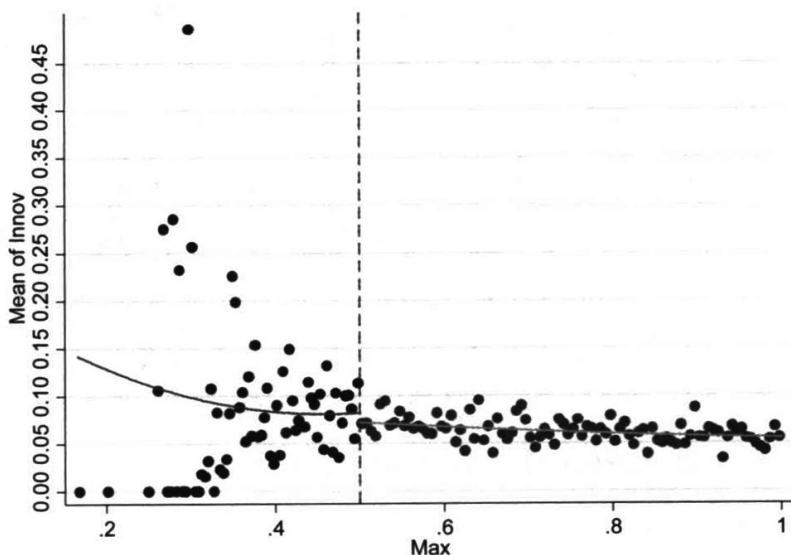


图5 国有子样本回归

产权性质企业终极控制地位变动对创新的影响。表6的回归结果显示,在非国有子样本中,经历非国有资本控制地位强化后,大规模企业创新产出显著降

低。全部15次回归得到的估计系数均在1%的置信水平上通过显著性检验,并且符号一致为负,图7也呈现出明显的向下跳跃倾向;而小规模企业尽管经

表6 模型(5)的回归结果

| 多项式          |     | P=1               | P=2               | P=3               | P=4               | P=5               |
|--------------|-----|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 组 A. 全样本回归   |     |                   |                   |                   |                   |                   |
| 非国有          | 小规模 | -0.003(0.007)     | 0.007(0.009)      | 0.015(0.011)      | 0.026**(0.012)    | 0.020(0.014)      |
|              | 大规模 | -0.040*** (0.010) | -0.057*** (0.014) | -0.071*** (0.018) | -0.076*** (0.022) | -0.087*** (0.026) |
|              | AIC | -11787.602        | -11793.743        | -11808.466        | -11803.609        | -11806.146        |
| 国有           | 小规模 | 0.001(0.009)      | -0.005(0.011)     | -0.010(0.013)     | -0.008(0.015)     | 0.002(0.018)      |
|              | 大规模 | 0.004(0.010)      | -0.006(0.014)     | 0.010(0.018)      | -0.006(0.021)     | -0.007(0.022)     |
|              | AIC | -23670.441        | -23678.167        | -23674.847        | -23672.110        | -23667.269        |
| 组 B. 小样本局部回归 |     |                   |                   |                   |                   |                   |
| 非国有          | 小规模 | 0.001(0.008)      | 0.008(0.010)      | 0.017(0.012)      | 0.021(0.014)      | 0.010(0.015)      |
|              | 大规模 | -0.031*** (0.011) | -0.046*** (0.016) | -0.072*** (0.020) | -0.077*** (0.026) | -0.078*** (0.030) |
|              | AIC | -4973.415         | -4978.681         | -4984.368         | -4977.430         | -4977.131         |
| 国有           | 小规模 | -0.005(0.009)     | -0.005(0.012)     | -0.012(0.014)     | -0.010(0.016)     | 0.005(0.019)      |
|              | 大规模 | 0.009(0.011)      | -0.004(0.015)     | 0.005(0.018)      | -0.015(0.022)     | -0.050** (0.025)  |
|              | AIC | -9708.333         | -9704.700         | -9700.251         | -9697.662         | -9702.157         |
| 组 C. 大样本局部回归 |     |                   |                   |                   |                   |                   |
| 非国有          | 小规模 | -0.000(0.007)     | 0.006(0.009)      | 0.020*(0.011)     | 0.024*(0.013)     | 0.016(0.015)      |
|              | 大规模 | -0.038*** (0.010) | -0.048*** (0.015) | -0.072*** (0.019) | -0.077*** (0.023) | -0.088*** (0.027) |
|              | AIC | -8218.218         | -8230.446         | -8237.974         | -8231.279         | -8227.270         |
| 国有           | 小规模 | -0.003(0.009)     | -0.006(0.011)     | -0.009(0.013)     | -0.012(0.016)     | 0.001(0.018)      |
|              | 大规模 | 0.007(0.010)      | -0.004(0.014)     | 0.009(0.018)      | -0.008(0.022)     | -0.045* (0.024)   |
|              | AIC | -15617.906        | -15617.642        | -15612.478        | -15610.610        | -15616.374        |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。

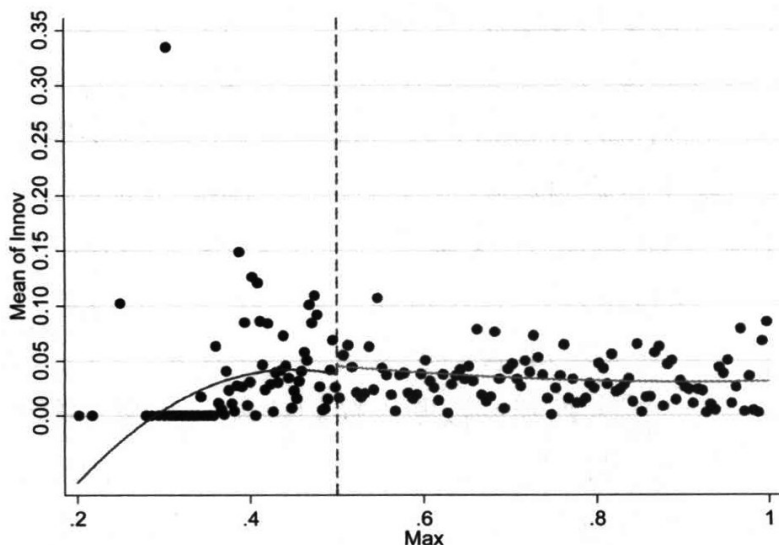


图6 非国有性质小规模企业

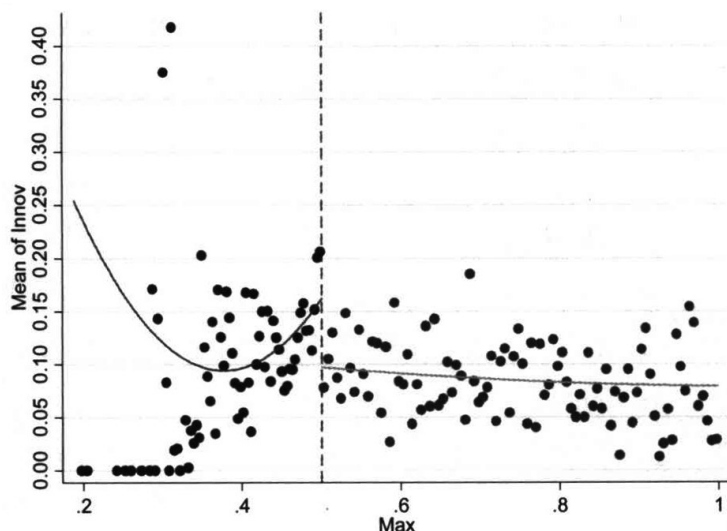


图7 非国有性质大规模企业

历非国有资本控制地位强化后,创新产出有所增加,但根据赤池信息准则,估计系数仅在大样本中具有10%水平上的显著性,图6则并未捕捉到明显的变化特征<sup>⑥</sup>。在国有子样本中,无论大规模企业还是小规模企业,全部15次回归得到的估计系数几乎均不显著。进一步根据赤池信息准则挑选不同样本范围内的最优模型设定形式,在全样本2阶多项式、小样本1阶多项式和大样本1阶多项式中,大规模企业和小规模企业估计系数均不显著。图8和图9也未能揭示出明显的跳跃倾向。上述分析表明,从创新视角

来看,仅大规模非国有控股企业更支持相对控制,因而推论1得证。而对于国有控股企业,不论其规模如何,终极控制地位变化对企业创新始终缺乏显著性影响,从而为假说3提供了进一步的证据。

## 五、稳健性检验<sup>⑦</sup>

### (一)连续性假设检验

RDD识别策略的有效性依赖于连续性假设,这要求在没有终极控制权“质”与“量”突变的情况下,潜在结果应该在断点附近平滑(Hahn et al., 2001)。可以通过一些间接测试来验证这个假设。常见的做

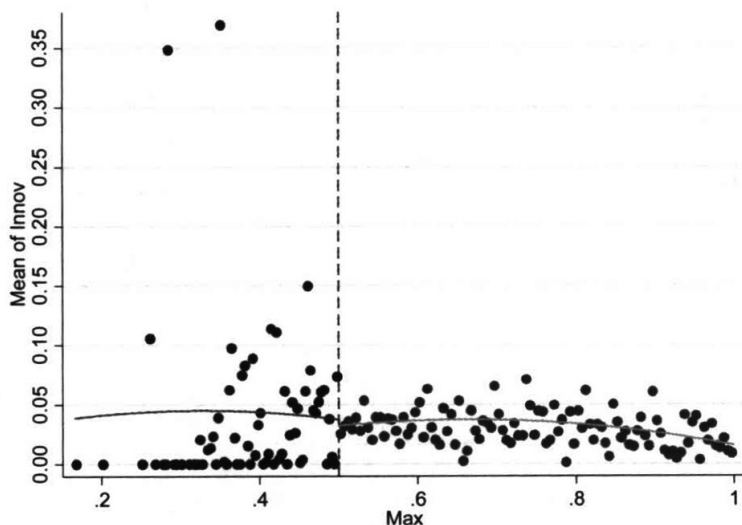


图8 国有性质小规模企业

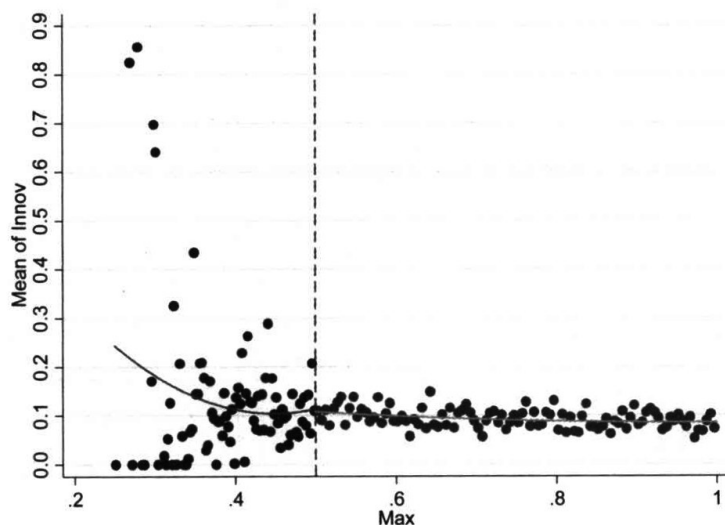


图9 国有性质大规模企业

法是验证原则上不应受到处理效应影响(至少在短期内)但对被解释变量有一定解释力度的协变量是否在断点处连续(Lee and Lemieux, 2010)。如果没有观察到跳跃,那么可以推测在没有接受处理的情况下,结果变量也是连续的。以往的研究显示,企业创新与盈利能力、出口、政府补贴和资产抵押担保能力等指标密切相关(刘行等, 2017; 方明月、孙鲲鹏, 2019; 王玉泽等, 2019)。为此,本文选取这些指标作

为协变量以替代本文基础模型(2)和模型(3)中被解释变量并重新进行断点回归。如果处理变量的估计系数不显著,则说明该连续性假设成立。表7的回归结果表明,关于上述协变量的断点回归中处理变量的估计系数基本不显著,从而支持了上述假设。

## (二)控制协变量的参数断点回归

本文使用的参数断点回归模型并未考虑控制协变量。根据 Lee 和 Lemieux(2010)的分析,如果本文

表7

连续性假设检验

| 变量名      | 全样本               |                   |                    | 非国有子样本            |                     |                   | 国有子样本               |                     |                    |
|----------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|          | 全样本               | 小样本               | 大样本                | 全样本               | 小样本                 | 大样本               | 全样本                 | 小样本                 | 大样本                |
| Profit   | -0.007<br>(0.005) | -0.008<br>(0.005) | -0.008<br>(0.008)  | 0.002<br>(0.008)  | 0.006<br>(0.008)    | 0.008<br>(0.009)  | -0.000<br>(0.009)   | -0.001<br>(0.007)   | -0.002<br>(0.011)  |
| 多项式      | P=3               | P=2               | P=5                | P=3               | P=2                 | P=3               | P=2                 | P=1                 | P=3                |
| Subsidy  | -0.001<br>(0.001) | 0.001<br>(0.001)  | -0.000<br>(0.000)  | 0.000<br>(0.001)  | -0.002**<br>(0.001) | -0.001<br>(0.001) | -0.003**<br>(0.001) | -0.002**<br>(0.001) | -0.002*<br>(0.001) |
| 多项式      | P=5               | P=4               | P=3                | P=5               | P=4                 | P=4               | P=5                 | P=2                 | P=3                |
| Export   | -0.004<br>(0.009) | 0.017<br>(0.015)  | -0.010<br>(0.011)  | -0.006<br>(0.018) | 0.020<br>(0.022)    | 0.003<br>(0.013)  | 0.008<br>(0.019)    | 0.029<br>(0.020)    | -0.008<br>(0.020)  |
| 多项式      | P=5               | P=5               | P=5                | P=5               | P=5                 | P=3               | P=5                 | P=5                 | P=5                |
| Fixasset | 0.007<br>(0.007)  | 0.009<br>(0.011)  | 0.021**<br>(0.009) | 0.008<br>(0.006)  | -0.017<br>(0.013)   | -0.013<br>(0.014) | -0.016<br>(0.013)   | -0.011<br>(0.007)   | -0.010<br>(0.011)  |
| 多项式      | P=5               | P=5               | P=5                | P=1               | P=4                 | P=5               | P=4                 | P=1                 | P=3                |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。限于篇幅,表中仅报告了赤池信息准则(AIC)取值最小时的回归结果。

的断点回归设计是有效的,即使在回归模型中添加这些协变量作为控制变量也不影响本文估计结果。作为一种稳健性检验,本文将上述协变量纳入回归模型中并重新进行参数断点回归。表8的回归结果表明,控制协变量后模型(2)~模型(5)的回归结果基本不变,从而进一步支持了本文主体回归结果的有效性。

### (三)增加国有持股权为50%的企业进样本

在主体分析中,本文剔除了国有持股权为50%的企业,以避免国有性质终极控制权与非国有性质

终极控制权的混淆。表9将国有持股权为50%的企业包含进来,以检验结果是否发生变化。表9的回归结果基本与主体回归结果一致<sup>⑧</sup>。这表明,本文主体回归结果具有一定的稳健性,几乎不受断点值处样本的影响。

### (四)改变企业规模的衡量标准

企业规模是本文模型(4)和模型(5)的重要解释变量。在前述分析中,本文使用企业年末总资产衡量企业规模。考虑到不少研究也使用职工人数衡量企业规模(李旭超等,2018),为检验估计结果的稳健性,

表8 控制协变量的参数断点回归

| 模型  | 模型2               | 模型4                 |                     | 模型3                  |                   | 模型5              |                      |                   |                    |
|-----|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-------------------|------------------|----------------------|-------------------|--------------------|
|     |                   | 小企业                 | 大企业                 | 非国有                  | 国有                | 非国有              |                      | 国有                |                    |
|     | 全样本               |                     |                     |                      |                   | 小企业              | 大企业                  | 小企业               | 大企业                |
| 全样本 | 0.005<br>(0.004)  | -0.011**<br>(0.005) | 0.019***<br>(0.006) | -0.034***<br>(0.009) | -0.009<br>(0.009) | 0.012<br>(0.011) | -0.069***<br>(0.018) | -0.005<br>(0.011) | -0.005<br>(0.014)  |
| 多项式 | P=2               | P=2                 |                     | P=2                  | P=2               | P=3              |                      | P=2               |                    |
| 小样本 | -0.007<br>(0.011) | 0.001<br>(0.010)    | 0.014<br>(0.014)    | -0.024***<br>(0.007) | -0.006<br>(0.007) | 0.008<br>(0.012) | -0.067***<br>(0.020) | -0.009<br>(0.009) | 0.011<br>(0.011)   |
| 多项式 | P=5               | P=4                 |                     | P=1                  | P=1               | P=3              |                      | P=1               |                    |
| 大样本 | 0.001<br>(0.003)  | -0.010**<br>(0.004) | 0.014***<br>(0.005) | -0.031***<br>(0.009) | -0.008<br>(0.007) | 0.017<br>(0.011) | -0.069***<br>(0.019) | 0.005<br>(0.018)  | -0.044*<br>(0.025) |
| 多项式 | P=1               | P=1                 |                     | P=2                  | P=1               | P=3              |                      | P=5               |                    |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。限于篇幅,表中仅报告了赤池信息准则(AIC)取值最小时的回归结果。

表9 包含断点值处企业的参数断点回归

| 模型  | 模型2               | 模型4                  |                    | 模型3                  |                   | 模型5               |                      |                   |                     |
|-----|-------------------|----------------------|--------------------|----------------------|-------------------|-------------------|----------------------|-------------------|---------------------|
|     |                   | 小企业                  | 大企业                | 非国有                  | 国有                | 非国有               |                      | 国有                |                     |
|     | 全样本               |                      |                    |                      |                   | 小企业               | 大企业                  | 小企业               | 大企业                 |
| 全样本 | -0.000<br>(0.004) | -0.011**<br>(0.004)  | 0.014**<br>(0.006) | -0.039***<br>(0.011) | -0.009<br>(0.007) | 0.015<br>(0.011)  | -0.071***<br>(0.018) | -0.004<br>(0.011) | -0.010<br>(0.014)   |
| 多项式 | P=2               | P=2                  |                    | P=3                  | P=1               | P=3               |                      | P=2               |                     |
| 小样本 | -0.013<br>(0.010) | -0.003<br>(0.011)    | -0.014<br>(0.016)  | -0.023***<br>(0.007) | -0.010<br>(0.007) | 0.017<br>(0.012)  | -0.072***<br>(0.020) | 0.005<br>(0.018)  | -0.055**<br>(0.024) |
| 多项式 | P=5               | P=5                  |                    | P=1                  | P=1               | P=3               |                      | P=5               |                     |
| 大样本 | -0.002<br>(0.003) | -0.010***<br>(0.004) | 0.010**<br>(0.005) | -0.031***<br>(0.009) | -0.010<br>(0.007) | 0.020*<br>(0.011) | -0.072***<br>(0.019) | 0.005<br>(0.018)  | -0.054**<br>(0.024) |
| 多项式 | P=1               | P=                   |                    | P=2                  | P=1               | P=3               |                      | P=5               |                     |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。限于篇幅,表中仅报告了赤池信息准则(AIC)取值最小时的回归结果。

本文使用职工人数衡量企业规模并重新生成规模虚拟变量进行回归。表10的回归结果显示,即使使用职工人数衡量企业规模,模型(4)和(5)的回归结果也基本不发生变化。

#### (五)非参断点回归

考虑到参数断点回归依赖函数的具体形式,可能存在模型误设问题,本文进一步使用非参断点回归方法对模型(2)~模型(5)重新进行估计,以检验本文主体回归结果的稳健性。在非参断点回归方法中,断点两侧样本范围(即带宽)的选择至关重要。

带宽越小,则偏差越小,越能分离出处理的净效应,但是带宽越小,带宽内所包含的样本量就会越少,这将导致方差变大,反之亦然。本文结合 Calonico 等(2014a, 2014b)的计量方法,采用数据驱动方式选择最优带宽,并考虑了基于 Triangular 核与 Epanechnikov 核<sup>⑨</sup>加权的3种不同回归方法(Conventional、Bias-corrected、Robust)。表11报告的非参数检验结果与参数检验结果基本一致。

#### (六)改变终极控制权定义

在主体分析中,本文从绝对控股的角度定义终

表10 改变规模衡量方式的参数断点回归

| 模型  | 模型4                  |                     | 模型5               |                      |                   |                   |
|-----|----------------------|---------------------|-------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
|     | 小企业                  | 大企业                 | 非国有               |                      | 国有                |                   |
|     |                      |                     | 小企业               | 大企业                  | 小企业               | 大企业               |
| 全样本 | -0.016***<br>(0.005) | 0.018***<br>(0.006) | -0.010<br>(0.020) | -0.065**<br>(0.025)  | -0.006<br>(0.013) | -0.005<br>(0.013) |
| 多项式 | P=2                  |                     | P=5               |                      | P=2               |                   |
| 小样本 | -0.013**<br>(0.005)  | 0.013**<br>(0.006)  | -0.010<br>(0.012) | -0.031**<br>(0.015)  | -0.010<br>(0.010) | 0.010<br>(0.010)  |
| 多项式 | P=1                  |                     | P=2               |                      | P=1               |                   |
| 大样本 | -0.014***<br>(0.004) | 0.014***<br>(0.005) | -0.009<br>(0.014) | -0.048***<br>(0.018) | -0.010<br>(0.010) | 0.009<br>(0.010)  |
| 多项式 | P=1                  |                     | P=3               |                      | P=1               |                   |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。限于篇幅,表中仅报告了赤池信息准则(AIC)取值最小时的回归结果。

表11 非参断点回归——终极控制权性质与企业创新

| 模型                  | 模型2              | 模型4                |                    | 模型3                 |                   | 模型5              |                      |                   |                   |
|---------------------|------------------|--------------------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
|                     | 全样本              | 小企业                | 大企业                | 非国有                 | 国有                | 非国有小企业           | 非国有大企业               | 国有小企业             | 国有大企业             |
| Triangular Kernel   |                  |                    |                    |                     |                   |                  |                      |                   |                   |
| Conventional        | 0.005<br>(0.007) | -0.012<br>(0.007)  | 0.021*<br>(0.012)  | -0.036*<br>(0.019)  | -0.017<br>(0.016) | 0.014<br>(0.013) | -0.075**<br>(0.033)  | -0.000<br>(0.017) | -0.027<br>(0.030) |
| Bias-corrected      | 0.006<br>(0.007) | -0.012*<br>(0.007) | 0.023**<br>(0.012) | -0.039**<br>(0.019) | -0.021<br>(0.016) | 0.017<br>(0.013) | -0.086***<br>(0.033) | 0.001<br>(0.017)  | -0.036<br>(0.030) |
| Robust              | 0.006<br>(0.008) | -0.012<br>(0.008)  | 0.023*<br>(0.014)  | -0.039*<br>(0.022)  | -0.021<br>(0.018) | 0.017<br>(0.014) | -0.086**<br>(0.038)  | 0.001<br>(0.021)  | -0.036<br>(0.034) |
| Epanechnikov Kernel |                  |                    |                    |                     |                   |                  |                      |                   |                   |
| Conventional        | 0.005<br>(0.007) | -0.012*<br>(0.007) | 0.022*<br>(0.012)  | -0.034*<br>(0.018)  | -0.016<br>(0.015) | 0.011<br>(0.013) | -0.077***<br>(0.029) | -0.006<br>(0.015) | -0.029<br>(0.028) |
| Bias-corrected      | 0.006<br>(0.007) | -0.013*<br>(0.007) | 0.025**<br>(0.012) | -0.037**<br>(0.018) | -0.018<br>(0.015) | 0.014<br>(0.013) | -0.087***<br>(0.029) | -0.003<br>(0.015) | -0.039<br>(0.028) |
| Robust              | 0.006<br>(0.008) | -0.013<br>(0.008)  | 0.025*<br>(0.014)  | -0.037*<br>(0.021)  | -0.018<br>(0.018) | 0.014<br>(0.015) | -0.087***<br>(0.034) | -0.003<br>(0.018) | -0.039<br>(0.032) |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。默认最优带宽选择程序为Mserd。

极控制权的性质与地位。具体而言,本文以国有/非国有资本持股比例是否超过0.5(即绝对控股)作为企业终极控制权性质的突变,并进一步区分国有和非国有子样本,以最大资本持股比例是否超过0.5作为相对控制与绝对控制的分界。实际上,对于多种性质资本共同持股的混合所有制企业而言,国有/非国有资本是否取得相对控股权也可能成为其终极控制

权性质的分界。为此,本文尝试改变终极控制权的定义,从相对控股的角度定义终极控制权性质。具体到断点处理上,本文以国有资本持股比例与5种非国有资本中最大资本持股比例的差值  $chazhi_i$  构造新的断点,并重新执行模型(2)和模型(4)的回归,以比较不同终极控制权界定下处理效果的差异<sup>①</sup>。回归结果报告在表12和表13中。

表 12

终极控制权性质与创新产出  
(模型 2: 国有相对控股分界点为断点)

| 多项式          | P=1              | P=2               | P=3              | P=4               | P=5              |
|--------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|
| 组 A. 全样本回归   |                  |                   |                  |                   |                  |
| $\beta$      | 0.000<br>(0.004) | 0.000<br>(0.005)  | 0.003<br>(0.006) | 0.003<br>(0.008)  | 0.009<br>(0.009) |
| AJC          | -16679.786       | -16679.576        | -16677.165       | -16673.736        | -16673.792       |
| 组 B. 小样本局部回归 |                  |                   |                  |                   |                  |
| $\beta$      | 0.001<br>(0.004) | 0.001<br>(0.006)  | 0.002<br>(0.007) | 0.009<br>(0.009)  | 0.003<br>(0.011) |
| AIC          | -13942.934       | -13943.737        | -13940.369       | -13940.142        | -13937.074       |
| 组 C. 大样本局部回归 |                  |                   |                  |                   |                  |
| $\beta$      | 0.001<br>(0.003) | -0.001<br>(0.005) | 0.004<br>(0.006) | -0.001<br>(0.007) | 0.009<br>(0.008) |
| AIC          | -21695444        | -21692.836        | -21696.840       | -21695.008        | -21695.959       |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。

表 13

终极控制权性质、企业规模与创新产出  
(模型 4: 国有相对控股分界点为断点)

| 多项式          |     | P=1                 | P=2               | P=3               | P=4               | P=5              |
|--------------|-----|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| 组 A. 全样本回归   |     |                     |                   |                   |                   |                  |
| $\beta$      | 小企业 | -0.009**<br>(0.004) | -0.006<br>(0.006) | -0.006<br>(0.007) | 0.004<br>(0.009)  | 0.009<br>(0.011) |
|              | 大企业 | 0.011**<br>(0.006)  | 0.008<br>(0.008)  | 0.013<br>(0.010)  | 0.001<br>(0.013)  | 0.011<br>(0.015) |
| AIC          |     | -17707.993          | -17704.840        | -17700.935        | -17702.213        | -17700.163       |
| 组 B. 小样本局部回归 |     |                     |                   |                   |                   |                  |
| $\beta$      | 小企业 | -0.007<br>(0.005)   | -0.008<br>(0.006) | -0.001<br>(0.008) | 0.011<br>(0.010)  | 0.007<br>(0.011) |
|              | 大企业 | 0.013**<br>(0.006)  | 0.010<br>(0.009)  | 0.006<br>(0.011)  | 0.008<br>(0.014)  | 0.006<br>(0.018) |
| AIC          |     | -14833.004          | -14830.043        | -14824.231        | -14822.393        | -14816.210       |
| 组 C. 大样本局部回归 |     |                     |                   |                   |                   |                  |
| $\beta$      | 小企业 | -0.009**<br>(0.004) | -0.008<br>(0.005) | -0.004<br>(0.007) | -0.005<br>(0.008) | 0.010<br>(0.010) |
|              | 大企业 | 0.012**<br>(0.005)  | 0.009<br>(0.007)  | 0.013<br>(0.009)  | 0.005<br>(0.011)  | 0.006<br>(0.013) |
| AIC          |     | -23004.479          | -22998.208        | -22999.027        | -22993.213        | -22992.359       |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。括号内表示稳健标准误。

表12的回归结果与主体分析中表3的回归结果一致。这表明,在平均意义上,无论使用相对控股权还是绝对控股权衡量终极控制权,是否国有/非国有资本掌握企业终极控制权均无法对企业创新产生显著的影响。表13的回归结果则与主体分析中表4的回归结果有所差异。尽管在最优的1阶多项式形式下,终极控制权性质经历从国有到非国有转变后,小企业创新产出基本显著减少,大企业创新产出则显著增加,与使用绝对控股权衡量终极控制权时的回归结果基本一致。但是,在其他多项式形式下,大小企业处理变量的估计系数均不显著,并且系数符号存在一定的波动。相比之下,在表4的回归结果中,大小企业处理变量的估计系数不仅在最优的模型设定形式下具有统计上的显著性,而且在其他模型设定形式下也基本显著,符号基本保持一致。这说明,从绝对控股角度定义终极控制权更能揭示终极控制权性质突变的断点效应,从而为本文主体分析中的断点处理提供了一定的依据。

## 六、简要结论与政策含义

自20世纪90年代国有企业改革推进以来,国有资产流失、国有股份定价、公有制的主体地位一直是学术界、实务界关注的焦点问题。本文试图开拓一个崭新的研究视角——静态地考察现有混合所有制企业在不同行业因股权结构而产生的差异化绩效,从而剖析最后决定终极控制权的那1%股权的社会合意归属。这是因为,单个企业国有经济比重是49%或50%,对整个“公有制为主体”的国民经济运行的影响微乎其微。如果增大或减少1%的某种股权,就能够显著提高国有经济的长期竞争力,那么,混合所有制改革、混合所有制经济即以最小的代价获得最大的成功。

为此,本文基于规模以上工业企业数据,运用精确断点回归设计方法,从“质”与“量”的角度研究了混合所有制企业终极控制权的动态变化对创新的影响与作用,并在“熊彼特假说”基础上,进一步考察了不同规模企业的异质性效果。本文发现:(1)不区分企业规模时,平均意义上,是否国有资本取得终极控

制权对混合所有制企业创新并无显著影响。(2)一旦区分企业规模,不同规模企业表现出截然不同的政策效果。其中,非国有性质终极控制权对小规模企业具有显著的创新促进效应,国有性质终极控制权则对大规模企业具有显著的创新促进效应。(3)由于国有资本的强势地位,国有资本控制地位由相对控制到绝对控制的“量”变对混合所有制企业创新并不具有显著影响。

本文研究具有一定的现实意义。长期以来,外界对上一轮国企改革褒贬不一。本文从创新层面有力证明了,党中央和国务院“抓大放小”的国企改革路线极具战略眼光,不仅有助于优化国有经济布局和调整,同时对“做大做强”国有企业、实施创新驱动发展至关重要。因为,本文的结论表明,在推进混合所有制改革过程中,企业规模和终极控制权是不可忽视的两个重要因素,甚至决定了改革的成效。本文的发现还为当前如何贯彻落实十九大“深化国有企业改革,发展混合所有制经济”战略总部署,提供了更具体的政策启示。

1. 在深化国企改革进程中,继续坚持“抓大放小”的改革路线,实施创新驱动发展。对于服务于国计民生的关键领域或具有自然垄断属性的公用事业中的大型国有企业,在混合所有制改革过程中,要牢牢把握国有资本的终极控制权性质,竭力将大型国有企业的内外部资源优势转化为创新优势,提升其创新转化能力和效率;而对于处于竞争性环节内的小规模国有企业,要继续推进民营化进程,进一步放开甚至让渡国有控制权,通过引入非国有资本,完善公司内部治理和监督机制,强化企业内部创新动力。

2. 研究与创新驱动发展相适应的国有企业高管的考核机制,激励混合所有制企业追求创新、综合竞争力等长期绩效。本文认为,只有在混合所有制企业的处级以上(省管干部以上)干部考核中,增加关于企业创新的相关考核指标,才能够让混合所有制企业内的企业家真正投身于企业的长期经营与创新驱动发展。

3. 总之,如果把产权和创新视作“鱼与熊掌”,

“抓大放小”式混合所有制改革可以兼得之;而且,产权的绝对量不一定越多越好,终极控制权才是其中关键。比如,近年欧洲国有企业改革发明“黄金股”(Golden Share)<sup>①</sup>制度(李朱,2014;陈林、王凤生,2017),就是抓住了终极控制权这个“牛鼻子”的改革模式。

一直以来,关于混合所有制改革的研究往往因无法较好克服政策选择的内生性问题而影响结论的有效性,比如“靓女先嫁”问题就曾在20世纪90年代的国有企业改革大讨论中成为焦点。陈林和唐杨柳(2014)较早的自然实验框架下使用DID法研究混合所有制改革,虽然引用率很高,但却没有很好地说明其中自然实验成立的主要原因,而本文则在自然实验设计方面进行了较系统的论述。据不完全统计,本文也是国内首篇使用断点回归研究混合所有制改革的学术论文,并尝试较系统地阐述其中的自然实验框架,同时控制所谓的政策内生性。然而,本文使用的数据因指标缺失、2010年数据库质量低下等问题未能更新到2009年之后,而且混合所有制改革与断点回归的研究博大精深,后续改良与深入有待学界共勉。

#### 注释:

①由于本文是从企业内部实收资本中不同性质资本占比的角度考虑控制地位和控股结构,并不存在控制权与控股权分离的问题,因此在本文分析中,控制权与控股权等价,二者交替使用。

②在心理学实验中,有时实验目的不能事先告诉被试者,否则将会使被试者的行为发生变化并污染实验的结果。在这种情况下,研究者可能会隐瞒实验目的。而在医学人体实验中,尽管医学伦理禁止研究者隐瞒实验目的,但在实验设计过程中,研究者仍会通过其他合规手段比如给予被试者现金激励等方式减少被试者自主选择行为,以尽量保证实验结果的可靠性。这种对实验对象隐瞒实验目的的实验在现实中多有存在,尤其是非重症药物、护肤品、保健品等领域,加上中国不鼓励甚至禁止有固定报酬的医药人体实验,因此通过摆在医院门口的“广告”吸引志愿者参与实验常有发生,这时候实验目的就更加会有意无意被模糊化处理——广告天花乱坠,但签署同意书时可能只有那么一两句话提及实验目的与药物性质,从而保证被解释变量“实验结果”与样本选择、实验

过程无关。

③其指标多集中于利润、营业额、资产等财务指标,关注企业长期行为的创新指标很少,相对权重也低,这侧证本文选择的被解释变量与实验过程的相对“外生性”。

④由于后续考察规模异质性的断点回归中,本文拟将规模变量与处理变量交乘,参考Bronzini和Iachini(2014)的做法,本文将规模变量设置为虚拟变量。在稳健性检验中,本文也尝试使用职工人数作为企业规模的替代性衡量。

⑤限于篇幅,全文仅报告了模型(2)~(5)中全样本下断点分析图形结果。大样本和小样本下断点分析图形结果与之一致,留存备索。

⑥小规模企业中有部分观测值的创新产出等于或接近于零,这可能是企业规模过小、资本投入不足或者产品种类单一所致。

⑦本文的实验前测检验、稳健性检验、安慰剂检验等,基本依据谢谦等(2019)归纳的断点回归使用法则。

⑧尽管在国有局部大样本和小样本的参数回归中,大企业使用5阶多项式的回归结果显著,但使用1~4阶多项式均不显著。限于篇幅,本文并未报告全部多项式回归结果。

⑨由于矩形核(Rectangular Kernel)等价于上文的基础参数回归,所以本文报告以上两种核函数在不同带宽上的回归结果。

⑩当使用相对控股权来衡量终极控制权时,国有/非国有相对控股企业即视为具有国有/非国有性质终极控制权的企业。此时,断点值为国有资本取得相对控股地位的分界点,即 $chazhu=0$ 。国有/非国有控资本由相对控制到绝对控制地位的变化不再具有“断点”意义,因而此处仅执行模型(2)和(4)的回归。

⑪当时的部分欧洲国家政府把某家国有企业的所有股份出售给民间资本后,会保留一股所谓的政府特股权,这一股在股东大会、董事会等机构拥有着超越传统一股一票规则的重大决策“一票否决权”。

#### 参考文献:

- [1]安灵、刘星、白艺昕:《股权制衡、终极所有权性质与上市企业非效率投资》,《管理工程学报》,2008年第2期。
- [2]白俊红:《企业规模、市场结构与创新效率——来自高技术产业的经验证据》,《中国经济问题》,2011年第5期。
- [3]曹廷求、杨秀丽、孙宇光:《股权结构与公司绩效:度量方法与内生性》,《经济研究》,2007年第10期。
- [4]陈林:《自然垄断与混合所有制改革——基于自然实验与成本函数的分析》,《经济研究》,2018年第1期。

[5]陈林、唐杨柳:《混合所有制改革与国有企业政策性负担——基于早期国企产权改革大数据的实证研究》,《经济学家》,2014年第11期。

[6]陈林、王凤生:《混合寡头理论研究进展》,《经济学动态》,2017年第1期。

[7]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》,《经济学(季刊)》,2011年第2期。

[8]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?》,《管理世界》,2014年第5期。

[9]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“国有企业向民营企业转让股权”的经验证据》,《管理世界》,2017年第5期。

[10]董晓庆、赵坚、袁朋伟:《国有企业创新效率损失研究》,《中国工业经济》,2014年第2期。

[11]樊纲:《论体制转轨的动态过程——非国有部门的成长与国有部门的改革》,《经济研究》,2000年第1期。

[12]方明月、孙鲲鹏:《国企混合所有制能治疗僵尸企业吗?——一个混合所有制类啄序逻辑》,《金融研究》,2019年第1期。

[13]高蓓、高汉:《国有股比例与管理授权——基于混合寡占模型的研究》,《世界经济文汇》,2013年第6期。

[14]韩秀成、李牧:《关于建设知识产权强国若干问题的思考》,《管理世界》,2016年第5期。

[15]郝阳、龚六堂:《国有、民营混合参股与公司绩效改进》,《经济研究》,2017年第3期。

[16]江艇、孙鲲鹏、聂辉华:《城市级别、全要素生产率和资源错配》,《管理世界》,2018年第3期。

[17]李春涛、宋敏:《中国制造业企业的创新活动:所有制和CEO激励的作用》,《经济研究》,2010年第5期。

[18]李丹蒙、夏立军:《股权性质、制度环境与上市公司R&D强度》,《财经研究》,2008年第4期。

[19]李宏彬、施新政、吴斌珍:《中国居民退休前后的消费行为研究》,《经济学(季刊)》,2015年第1期。

[20]李伟、于洋:《中国上市公司终极所有权结构及演变》,《统计研究》,2012年第10期。

[21]李文贵、余明桂:《民营化企业的股权结构与企业创新》,《管理世界》,2015年第4期。

[22]李文贵、余明桂:《产权保护与民营企业国有化》,《经济学(季刊)》,2017年第4期。

[23]李旭超、鲁建坤、金祥荣:《僵尸企业与税负扭曲》,《管

理世界》,2018年第4期。

[24]李朱:《特殊管理股制度的理论与实践思考》,《江西社会科学》,2014年第6期。

[25]林毅夫、姜烨:《发展战略、经济结构与银行业结构:来自中国的经验》,《管理世界》,2006年第1期。

[26]刘春、孙亮:《政策性负担、市场化改革与国企部分民营化后的业绩滑坡》,《财经研究》,2013年第1期。

[27]刘小玄、李利英:《企业产权变革的效率分析》,《中国社会科学》,2005年第2期。

[28]刘小玄、李寿喜:《转轨过程中混合股权公司的相对效率——中国电子电器制造业2000—2004经验数据分析》,《世界经济文汇》,2007年第2期。

[29]刘行、赵健宇、叶康涛:《企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析》,《管理世界》,2017年第10期。

[30]鲁桐、党印:《公司治理与技术创新:分行业比较》,《经济研究》,2014年第6期。

[31]聂辉华、谭松涛、王宇峰:《创新、企业规模和市场竞争力:基于中国企业层面的面板数据分析》,《世界经济》,2008年第7期。

[32]裴长洪:《中国公有制主体地位的量化估算及其发展趋势》,《中国社会科学》,2014年第1期。

[33]钱颖一:《激励与约束》,《经济社会体制比较》,1999年第5期。

[34]宋立刚、姚洋:《改制对企业绩效的影响》,《中国社会科学》,2005年第2期。

[35]涂国前、刘峰:《制衡股东性质与制衡效果——来自中国非国有化上市公司的经验证据》,《管理世界》,2010年第11期。

[36]王玉泽、罗能生、刘文彬:《什么样的杠杆率有利于企业创新》,《中国工业经济》,2019年第3期。

[37]吴延兵:《中国哪种所有制类型企业最具创新性?》,《世界经济》,2012年第6期。

[38]夏冬:《所有权结构与企业创新效率》,《南开管理评论》,2003年第3期。

[39]谢谦、薛仙玲、付明卫:《断点回归设计方法应用的研究综述》,《经济与管理评论》,2019年第2期。

[40]解维敏、唐清泉、陆姗姗:《政府R&D资助、企业R&D支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》,2009年第6期。

[41]徐二明、张晗:《中国上市公司国有股权对创新战略选择和绩效的影响研究》,《管理学报》,2011年第2期。

[42]杨德伟:《股权结构影响企业技术创新的实证研究——基于我国中小板上市公司的分析》,《财政研究》,2011年第8期。

[43]杨建君、王婷、刘林波:《股权集中度与企业自主创新行为:基于行为动机视角》,《管理科学》,2015年第2期。

[44]杨兴全、尹兴强:《国企混改如何影响公司现金持有?》,《管理世界》,2018年第11期。

[45]余东华、王青:《国有工业企业自主创新效率变化及影响因素》,《山西财经大学学报》,2010年第1期。

[46]曾建光、步丹璐、饶品贵:《无偿划转、政府补贴与社会福利》,《世界经济》,2017年第7期。

[47]张军、冯曲:《集体所有制乡镇企业改制的分析框架》,《经济研究》,2000年第8期。

[48]张伟、于良春:《混合寡头厂商的合作研发及反垄断控制研究》,《中国工业经济》,2014年第5期。

[49]张卓元:《中国国有企业改革三十年:重大进展、基本经验和攻坚展望》,《经济与管理研究》,2008年第10期。

[50]赵洪江、陈学华、夏晖:《公司自主创新投入与治理结构特征实证研究》,《中国软科学》,2008年第7期。

[51]甄红线、张先治、迟国泰:《制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验》,《金融研究》,2015年第12期。

[52]朱冰、张晓亮、郑晓佳:《多个大股东与企业创新》,《管理世界》,2018年第7期。

[53]Acs, Z. J. and D. B. Audretsch, 1988, "Innovation in Large and Small Firms: An Empirical Analysis", American Economic Review, Vol. 78(4), pp. 678 ~ 690.

[54]Barreca, A. I., M. Guldi, J. M. Lindo and G. R. Waddell, 2011, "Saving Babies? Revisiting the Effect of Very Low Birth Weight Classification", Quarterly Journal of Economics, Vol. 126 (4), pp. 2117 ~ 2123.

[55]Bennedsen, M. and D. Wolfenzon, 2000, "The Balance of Power in Closely Held Corporations", Journal of Financial Economics, Vol. 58(1 ~ 2), pp. 113 ~ 139.

[56]Black, D. A., J. Galdo and J. A. Smith, 2007, "Evaluating the Worker Profiling and Reemployment Services System Using a Regression Discontinuity Approach", American Economic Review, Vol. 97(2), pp. 104 ~ 107.

[57]Bronzini, R. and E. Iachini, 2014, "Are Incentives for R&D Effective? Evidence from a Regression Discontinuity Approach", American Economic Journal: Economic Policy, Vol. 6(4), pp. 100 ~ 134.

[58]Calonico, S., M. D. Cattaneo and R. Titiunik, 2014a,

"Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs", Econometrica, Vol. 82(6), pp. 2295 ~ 2326.

[59]Calonico, S., M. D. Cattaneo and R. Titiunik, 2014b, "Robust Data-Driven Inference in the Regression-Discontinuity Design", Stata Journal, Vol. 14(4), pp. 909 ~ 946.

[60]Cao, X., D. J. Cumming and S. Zhou, 2018, "State Ownership and Corporate Innovation Efficiency", SSRN Working Paper, No. 2868036.

[61]Chang, S. J., C. N. Chung and I. P. Mahmood, 2006, "When and How Does Business Group Affiliation Promote Firm Innovation? A Tale of Two Emerging Economies", Organization Science, Vol. 17(5), pp. 637 ~ 656.

[62]Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone and H. Li, 2013, "Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy", Proceedings of the National Academy of Sciences, Vol. 110(32), pp. 12936 ~ 12941.

[63]Chen, Y. W., Y. P. Yang, L. F. S. Wang and S. J. Wu, 2014, "Technology Licensing in Mixed Oligopoly", International Review of Economics & Finance, Vol. 31, pp. 193 ~ 204.

[64]Chin, C. L., Y. J. Chen, G. Kleinman and P. Lee, 2009, "Corporate Ownership Structure and Innovation: Evidence from Taiwan's Electronics Industry", Journal of Accounting, Auditing & Finance, Vol. 24(1), pp. 145 ~ 175.

[65]Choi, S. B., S. H. Lee and C. Williams, 2011, "Ownership and Firm Innovation in a Transition Economy: Evidence from China", Research Policy, Vol. 40(3), pp. 441 ~ 452.

[66]Claessens, S., S. Djankov, J. P. Fan and L. H. Lang, 2002, "Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings", Journal of Finance, Vol. 57(6), pp. 2741 ~ 2771.

[67]Cuervo-Cazurra, A., A. Inkpen, A. Musacchio and K. Ramaswamy, 2014, "Governments as Owners: State-Owned Multinational Companies", Journal of International Business Studies, Vol. 45(8), pp. 919 ~ 942.

[68]De Fraja, G. and G. Delbono, 1989, "Alternative Strategies of a Public Enterprise in Oligopoly", Oxford Economic Papers, Vol. 41(2), pp. 302 ~ 311.

[69]Denis, D. K. and J. J. McConnell, 2003, "International Corporate Governance", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 38(1), pp. 1 ~ 36.

- [70]Fulton, M. and K. Giannakas, 2004, "Inserting GM Product into the Food Chain: The Market and Welfare Effects of Different Labeling and Regulation Regimes", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 86(1), pp. 42 ~ 60.
- [71]Gelman, A. and G. Imbens, 2019, "Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 37(3), pp. 447 ~ 456.
- [72]Gupta, N., 2005, "Partial Privatization and Firm Performance", *Journal of Finance*, Vol. 60, pp. 987 ~ 1015.
- [73]Hahn, J., P. Todd and W. Van der Klaauw, 2001, "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design", *Econometrica*, Vol. 69(1), pp. 201 ~ 209.
- [74]Hirshleifer, D., A. Low and S. H. Teoh, 2012, "Are Overconfident CEOs Better Innovators?", *Journal of Finance*, Vol. 67(4), pp. 1457 ~ 1498.
- [75]Ishibashi, I. and T. Matsumura, 2006, "R&D Competition between Public and Private Sectors", *European Economic Review*, Vol. 50, pp. 1347 ~ 1366.
- [76]Jaffe, A. B., 1989, "Real Effects of Academic Research", *American Economic Review*, Vol. 79(5), pp. 957 ~ 970.
- [77]Jensen, M. C. and W. H. Meckling, 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3(4), pp. 305 ~ 360.
- [78]John, K., L. Litov and B. Yeung, 2008, "Corporate Governance and Risk-Taking", *Journal of Finance*, Vol. 63(4), pp. 1679 ~ 1728.
- [79]Kwon, S. S. and Q. J. Yin, 2006, "Executive Compensation, Investment Opportunities and Earnings Management: High-Tech Firms versus Low-Tech Firms", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 21(2), pp. 119 ~ 148.
- [80]Lee, D. S., 2008, "Randomized Experiments from a Non-Random Selection in U. S. House Elections", *Journal of Econometrics*, Vol. 142(2), pp. 675 ~ 697.
- [81]Lee, D. S. and T. Lemieux, 2010, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, Vol. 48(2), pp. 281 ~ 355.
- [82]Li, Y., H. Guo, Y. Yi and Y. Liu, 2010, "Ownership Concentration and Product Innovation in Chinese Firms: The Mediating Role of Learning Orientation", *Management and Organization Review*, Vol. 6(1), pp. 77 ~ 100.
- [83]Matsumura, T., 1998, "Partial Privatization in Mixed Duopoly", *Journal of Public Economic*, Vol. 70(3), pp. 473 ~ 483.
- [84]Maury, B. and A. Pajuste, 2005, "Multiple Large Shareholders and Firm Value", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 29(7), pp. 1813 ~ 1834.
- [85]McConnell, J. J. and H. Servaes, 1990, "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value", *Journal of Financial Economics*, Vol. 27(2), pp. 595 ~ 612.
- [86]Minetti, R., P. Murro and M. Paiella, 2015, "Ownership Structure, Governance and Innovation", *European Economic Review*, Vol. 80, pp. 165 ~ 193.
- [87]Motohashi, K. and X. Yun, 2007, "China's Innovation System Reform and Growing Industry and Science Linkages", *Research Policy*, Vol. 36(8), pp. 1251 ~ 1260.
- [88]Pfeffer, J., 1972, "Size and Composition of Corporate Boards of Directors: The Organization and Its Environment", *Administrative Science Quarterly*, Vol. 17(2), pp. 218 ~ 228.
- [89]Porta, R. L., F. Lopez-De-Silanes and A. Shleifer, 1999, "Corporate Ownership around the World", *Journal of Finance*, Vol. 54(2), pp. 471 ~ 517.
- [90]Saxenian, A. L. and J. Y. Hsu, 2001, "The Silicon Valley-Hsinchu Connection: Technical Communities and Industrial Upgrading", *Industrial and Corporate Change*, Vol. 10(4), pp. 893 ~ 920.
- [91]Shleifer, A., 1998, "State versus Private Ownership", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12(4), pp. 133 ~ 150.
- [92]Shleifer, A. and R. W. Vishny, 1994, "Politicians and Firms", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, pp. 995 ~ 1026.
- [93]Wang, R. Q., F. Wang, L. Xu and C. Yuan, 2017, "R&D Expenditures, Ultimate Ownership and Future Performance: Evidence from China", *Journal of Business Research*, Vol. 71, pp. 47 ~ 54.
- [94]Zhang, W., C. Y. C. L. Lawell and V. I. Umanskaya, 2017, "The Effects of License Plate-Based Driving Restrictions on Air Quality: Theory and Empirical Evidence", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 82, pp. 181 ~ 220.
- [95]Zhou, K. Z., G. Y. Gao and H. Zhao, 2017, "State Ownership and Firm Innovation in China: An Integrated View of Institutional and Efficiency Logics", *Administrative Science Quarterly*, Vol. 62(2), pp. 375 ~ 404.