

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2023.06.007

国有资本参股影响民营企业 绿色创新的偏向性

——促进实质性创新还是策略性创新？

汤义成

(西南财经大学 金融学院,四川 成都 611130)

摘要:采用沪深A股非金融类民营上市公司2009—2022年数据的分析发现,国有资本参股对民营企业绿色创新的促进作用具有明显的偏向性,即显著促进了实质性绿色创新,而对策略性绿色创新的影响不显著。机制分析表明:国有资本参股程度提高有助于民营企业获得更多的环保补助和政府补贴;环保补助(政府补贴)增加可以显著促进民营企业实质性和策略性绿色创新,且对策略性绿色创新的促进作用更大;国有资本参股对环保补助(政府补贴)促进民营企业实质性和策略性绿色创新分别具有显著的正向和负向调节作用。因此,国有资本参股具有资源获取效应和治理改善效应,可以帮助民营企业获得更多的创新资源,也能够缓解委托代理问题,进而在促进民营企业绿色创新的同时形成实质性创新偏向。进一步的异质性分析表明,国有资本参股促进民营企业绿色创新的偏向性在绿色发展意愿较弱、非重污染行业、环境规制强度较小地区的民营企业中更为明显。应在持续推进企业混合所有制改革的同时,重视并解决好企业的委托代理问题,提高民营企业的绿色发展意愿,促进民营企业绿色创新的质量提升。

关键词:民营企业;国有资本参股;国有股东持股;实质性创新;策略性创新;绿色创新;政府补贴

中图分类号:F273.1;F276.5 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2023)06-0096-18

引用格式:汤义成. 国有资本参股影响民营企业绿色创新的偏向性——促进实质性创新还是策略性创新? [J]. 西部论坛, 2023, 33(6): 96-113.

TANG Yi-cheng. Bias of the impact of state-owned capital participation on green innovation in private enterprises: promoting substantive innovation or strategic innovation? [J]. West Forum, 2023, 33(6): 96-113.

* 收稿日期:2023-08-25;修回日期:2023-10-29

作者简介:汤义成(1992),男(汉族),云南昆明人;博士研究生,主要从事公司金融学研究;E-mail:tyclogo@qq.com。

一、引言

面对日益趋紧的资源环境约束,我国政府制定了一系列绿色可持续发展目标,然而从政策指引到目标实现,最终还取决于微观经济主体的具体行为。技术进步是驱动经济发展的根本动力,实现绿色可持续发展离不开企业的绿色创新。民营经济是推进中国式现代化的生力军,是高质量发展的重要基础,是推动我国全面建成社会主义现代化强国、实现第二个百年奋斗目标的重要力量。促进民营企业绿色创新不仅是发展壮大民营经济的需要,也是新时代实现绿色可持续发展的条件之一。因此,深入探讨影响民营企业绿色创新的各种因素具有重要的现实意义。在中国特色社会主义市场经济体制下,民营经济应与国有经济协同发展,通过发展混合所有制经济融合民营资本与国有资本的优势是其中的重要路径之一(江剑平等,2020)^[1]。国有资本参股可以为民营企业带来资源红利(潘越等,2009;姚梅洁等,2019;何德旭等,2022)^[2-4],那么,国有资本参股能否有效促进民营企业绿色创新是一项值得研究的课题。

近年来,国有资本参股对民营企业技术创新的影响日益受到国内学者的关注。尽管有少数研究认为,国有资本参股民营企业后并未发挥资源优势,反而加剧了民营企业的融资约束和委托代理问题,并削弱了管理层创新意愿,最终抑制了民营企业的技术创新(白俊等,2018;张根林等,2020)^[5-6],但绝大多数经验分析证明了国有资本参股显著促进了民营企业技术创新。罗宏和秦际栋(2019)分析发现,国有股权参股增加了家族企业的创新资源,提高了家族企业的创新意愿,从而促进了家族企业的创新投入^[7];邓永勤和汪静(2020)研究表明,国有参股股东能够通过缓解融资约束、提升创新意愿两条路径促进民营企业创新^[8];竺李乐等(2021)、龚政等(2023)也认为,民营企业引入国有资本通过缓解其因所有制背景而遭受的信贷歧视(融资约束)有效促进了创新能力提升^[9-10];李慧聪等(2021)研究发现,国有股权参股有助于家族企业获取政府补贴和提升创新管理能力,进而显著促进了家族企业的创新投入、创新产出和创新效率^[11];高杰等(2022)分析认为,国有股治理权不仅能够通过配置更多的研发人员来提升民营企业技术创新能力,还能通过增强高管激励的有效性来增加民营企业技术创新投入^[12];曾敏(2023)研究表明,国有资本参股在资金、人力等要素保障上增进了民营企业研发投入的能力,并提升了民营控股股东进行研发投入的意愿,从而促进了民营企业创新投入和创新产出的双提升^[13]。此外,刘宁和张洪烈(2023)分析发现,参股性国有股权对民营企业二元创新(渐进式创新和颠覆式创新)均具有促进作用,而控股性国有股权不利于民营企业二元创新^[14]。最新的研究则聚焦于国有资本参股对民营企业绿色创新的影响。毛志宏和魏延鹏(2023)研究发现,国有资本参股显著地提升了民营企业绿色创新能力^[15];别奥等(2023)分析表明,国有股东参股通过缓解融资约束和降低委托代理水平促进民营企业绿色技术创新^[16];赵鑫等(2023)、宋婷婷和熊爱华(2023)研究认为,国有资本参股可以通过提高民营企业的吸收能力和动态能力显著促进民营企业绿色创新^[17-18];李春霞和王志伟(2023)研究表明,国有资本参股通过信息治理、资源支持和公司治理等机制促进了民营企业绿色创新^[19];王金等(2023)分析认为,国有股权参与能够通过优化外部资源配置、改善内部治理结构来提升民营重污染企业的绿色技术创新水平^[20]。

总体上看,已有文献在探讨企业的绿色创新行为时大多以绿色创新的整体水平为研究对象(Zhang et al., 2019;李杰等,2020;Wang et al., 2021;Huang et al., 2021;张玉明等,2021;Wu et al., 2022;李万利等,2023)^[21-27],未对不同类型的绿色创新加以区分,仅有少部分研究区分了不同类型的绿色创新(申明浩等,2022;张泽南等,2023)^[28-29]。在关于国有资本参股影响民营企业绿色创新的研究中也是如此,仅

有个别文献在拓展性研究中进行了绿色创新的分类分析,虽然得出了国有资本参股对民营企业发明型绿色专利增长的促进作用比非发明型绿色专利更大的结论,但未进行原因分析和深入讨论(李春霞等,2023)^[19]。实际上,在不同的行为动机下,企业绿色创新的内容不尽相同。比如,企业出于提高绿色竞争力和改善环境治理效果的目的而进行的绿色创新可以有效推动自身的绿色技术进步,这种绿色创新通常被称为实质性绿色创新;企业也可能为了获取政府的环保补助或完成政府的环境治理任务而进行表面上的绿色创新,这种单纯为迎合政府政策的绿色创新可能并不能带来有效的绿色技术进步,对绿色竞争力的提升作用也较小,通常称之为策略性绿色创新。策略性绿色创新往往只是有助于企业提升短期财务绩效,对于企业的长远发展而言,只有实质性的创新才能有效提升其市场价值或者竞争力(黎文靖等,2016)^[30],因而有必要对绿色创新进行分类比较分析,以便更有效地推动企业的实质性创新。

具体到国有资本参股对民营企业绿色创新的影响,一方面,国有资本参股有助于民营企业获得更多的以政府补贴为代表的绿色创新资源,从而对策略性绿色创新和实质性绿色创新都产生促进作用;另一方面,国有资本参股同时也会改变民营企业的治理结构,从而对民营企业使用政府补贴等绿色创新资源的方向产生影响。由于政府与民营企业在环境治理上存在委托代理关系(Hoskisson et al.,2002;李青原等,2020;王永贵等,2023)^[31-33],当民营企业的盈利目标与政府的环境治理要求之间存在利益冲突,或者民营企业管理层存在短视自利倾向时,民营企业通常会选择更多地进行“短、平、快”的策略性绿色创新。而国有资本参股会改善民营企业与政府之间的关系,并有助于提高民营企业的内部治理水平,这会对民营企业的策略性绿色创新活动产生约束,促使民营企业更多地进行更具长远价值的实质性绿色创新,进而导致国有资本参股对民营企业绿色创新的促进作用具有策略性创新的偏向性。那么,在具体的经济实践中,国有资本参股对民营企业绿色创新的影响是否具有显著的偏向性?其对实质性绿色创新的促进作用更大,还是对策略性绿色创新的促进作用更大,抑或两者并无显著差异?对此,本文将在理论分析的基础上,以2009—2022年沪深A股非金融行业民营上市公司为样本进行实证检验。

相较于已有文献,本文的边际贡献主要在于:一是基于资源基础理论和委托代理理论,从实质性创新与策略性创新的维度探讨了国有资本参股影响民营企业绿色创新的偏向性,深化和拓展了国有资本参股民营企业的经济效应研究,也为技术创新的分类比较研究提供了新的思路;二是通过实证分析为国有资本参股促进民营企业绿色创新的实质性创新偏向提供了经验证据,有助于深入认识发展混合所有制经济的积极作用;三是进一步分析了国有资本参股影响民营企业绿色创新及其偏向性的若干异质性,为充分发挥国有资本参股的积极作用,促进各类企业的实质性绿色创新提供了有益的策略启示。

二、理论分析与研究假设

1. 国有资本参股影响民营企业绿色创新的偏向性

(1) 国有资本参股的资源获取效应

根据资源基础理论的观点,企业有价值的、稀有的、不可模仿和替代的资源都是其持续竞争优势的来源(Barney,1991)^[34]。创新需要大量的资源投入,包括资本、人力、材料和技术知识等,而创新的回报通常需要较长的时间才能实现,同时还往往伴随着高风险(Yang et al.,2019)^[35],因而创新行为需要有充足的资源支持和有效的利益激励(Manso,2011;Wei et al.,2022)^[36-37]。在众多资源中,政府直接补贴对企业绿色创新的激励作用较为显著(Bai et al.,2019;Liu et al.,2020)^[38-39],且相比其他资金来源(如股权融资或债务融资),政府政策补贴对企业绿色创新的激励作用更高(Xiang et al.,2022)^[40]。对于民

营企业而言,相比国有企业,其在政府资源的获取方面存在明显劣势,而国有资本参股有助于民营企业获得以政府补贴为代表的各类资源(潘越等,2009;姚梅洁等,2019;何德旭等,2022)^[2-4]。因此,国有资本参股能够对民营企业产生资源获取效应,通过增加获得政府补贴的概率和规模等方式缓解民营企业绿色创新面临的资源约束(Wang et al.,2021)^[23],从而促进民营企业的绿色创新。

(2) 国有资本参股的治理改善效应

创新资源增加对企业绿色创新的激励是总体性的,可以促进实质性绿色创新,也可以促进策略性绿色创新。那么,企业是更多地进行实质性绿色创新,还是更多地进行策略性绿色创新?在不同的治理情景下企业可能有不同的选择。实质性绿色创新是以实现绿色技术进步、获取绿色竞争优势以及提升环境治理效果为目的,更多的是追求根本性的绿色技术革新;而策略性绿色创新则是以迎合政府环境规制要求或者获得外部媒体、投资者关注为目的,更多的只是对已有产品或者技术进行简单地改造升级(王永贵等,2023)^[33]。因此,策略性绿色创新投入的成本较低、风险较小,而实质性绿色创新投入的成本更高,需要承担更高的不确定性风险。由于政府是环境治理的委托人,企业是环境治理具体实施的代理者,在这种委托代理关系下,政府环境规制目标与企业利润目标之间的利益冲突会导致企业的短视行为。具体来讲,当民营企业缺乏有效的外部监督时,会倾向于将获得的政府补贴投入到策略性绿色创新中,以减少绿色创新活动对其他经营活动的资金挤占(Chen et al.,2012)^[41]。此外,当民营企业内部治理约束较弱时,管理层出于自身职业生涯及声誉考虑而存在较大的短视自利行为倾向,同样会导致政府补贴被更多地投入到策略性绿色创新中,以规避实质性绿色创新带来的不确定风险(王永贵等,2023)^[33]。

国有资本参股不仅能为民营企业带来更多的政府补贴等绿色创新资源,而且可以促使民营企业将更多的政府补贴用于实质性绿色创新。具体而言,从外部监督来看,国有资本参股后政府与民营企业间的联系变得更加紧密,降低了政府和民营企业间的信息不对称程度(姜付秀等,2016)^[42],使得政府能够更有效地监督企业的绿色发展行为。一方面,能够防止民营企业将政策补贴挪用到其他经营活动中;另一方面,也能够监督和引导民营企业将政策补贴投入实质性绿色创新活动中,遏制“滥竽充数”的策略性绿色创新行为。从企业内部治理来看,作为民营企业长期的战略投资者而非短期的财务投资者,国有股东往往会更加重视企业的长期发展目标(高杰等,2022)^[12]。当民营企业管理层出现过度追求短期利润而进行较多的策略性绿色创新投入时,国有股东出于自身利益的考虑会通过参与民营企业内部治理的方式约束管理层的短视自利行为,引导管理层将政策补贴更多地投入实质性绿色创新中。因此,国有股东的持股有助于缓解民营企业绿色创新活动中所面临的委托代理问题,通过影响政策补贴的使用方向来促进民营企业的实质性绿色创新。

综上所述,基于资源基础理论,国有资本参股能够为民营企业带来更多的政策补贴等稀缺资源,有助于缓解企业绿色创新的资源约束,从而通过资源获取效应促进民营企业的绿色创新;基于委托代理理论,国有股东持股能够加强民营企业的外部监督和提高民营企业的内部治理的水平,有助于民营企业更加合理地使用政策补贴,从而通过治理改善效应促进民营企业的实质性绿色创新,并对民营企业的策略性绿色创新产生一定抑制作用。在这两种效应的共同作用下,国有资本参股对民营企业绿色创新的促进作用会表现出偏向实质性创新的偏向性,即会有效促进民营企业实质性绿色创新,而对民营企业策略性绿色创新的影响可能不显著甚至具有负向影响(参见图1)。

据此,提出本文的核心假说 H_0 :国有资本参股对民营企业绿色创新的促进具有明显的偏向性,即显著促进实质性绿色创新,而对策略性绿色创新的影响不显著。

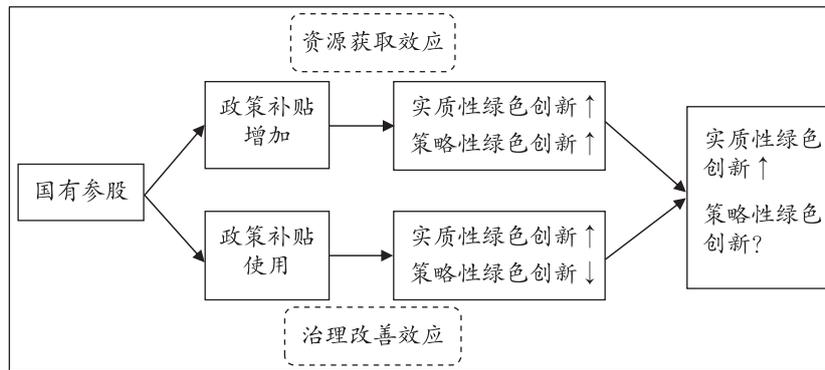


图1 理论框架示意图

同时,对其作用机制提出假说 H_1 :国有资本参股具有资源获取效应,即国有资本参股程度提高有助于民营企业获得更多的政府补贴 (H_{1a});政府补贴具有绿色创新促进效应,即民营企业获得的政府补贴增加会促进其实质性和策略性绿色创新水平提升 (H_{1b});国有资本参股具有治理改善效应,即国有资本参股程度提高会强化政府补贴增加对民营企业实质性绿色创新的促进作用、弱化政府补贴增加对民营企业策略性绿色创新的促进作用 (H_{1c})。

2. 异质性分析

一方面,不同的民营企业具有不同的绿色创新水平,进行实质性绿色创新受到的约束存在显著差异,国有资本参股的情况也各不相同;另一方面,国有资本参股的治理改善效应并不仅仅在于影响民营企业使用政府补贴进行绿色创新的方向,还可以缓解一些因素对民营企业实质性绿色创新的约束,进一步强化国有资本参股促进民营企业绿色创新的偏向性。因此,对于不同的民营企业,国有资本参股对实质性绿色创新和策略性绿色创新的影响及其偏向性可能具有明显的异质性。对此,本文主要从企业特征、行业属性和发展环境 3 个层面进行简要探讨。

从民营企业自身发展战略来看,较弱的绿色发展意愿不利于其实质性绿色创新。当绿色发展被视为重要的发展战略时,企业会更为积极地开展实质性绿色创新活动以获取更强的绿色竞争优势。当企业的绿色发展意愿较弱时,通过实质性绿色创新来提升绿色竞争力的动机较弱,为迎合政府或者外部利益相关者而进行策略性绿色创新的动机较强。总体上看,绿色发展意愿较弱的企业通常实质性绿色创新水平较低,具有较大的提升空间;同时,委托代理问题在绿色发展意愿较弱企业中更加突出,其管理层在绿色创新活动中的短视自利倾向较为严重,国有资本参股带来的治理改善效应也较大。此外,国有股东参与内部治理还会在一定程度上提高企业的绿色发展意愿。因此,相比绿色发展意愿较强的民营企业,国有资本参股对绿色发展意愿较弱的民营企业具有较强的实质性绿色创新促进作用和策略性绿色创新约束作用,从而表现出更强的偏向性。

从民营企业的行业属性来看,污染程度是影响其绿色创新行为的重要因素。重污染企业受到政府环境规制政策的严格要求,重污染行业的上市公司还需要定期发布环境信息披露报告。因此,对于重污染行业的企业而言,来自政府的环境规制压力和社会的环境监督压力较大,为了能够持续、长久地达到政府环境规制的要求,其会自发地进行实质性绿色创新。相比之下,非重污染行业的企业面临的环境治理要求和关注相对较弱,政府与民营企业间的委托代理问题则更为突出,更容易为了应对当下环境政策而进行成本较低的“短、平、快”的策略性绿色创新。因此,非重污染行业的民营企业通常比重污染行业

的民营企业具有较高的策略性绿色创新水平和较低的实质性绿色创新水平,同时国有资本参股的治理改善效应会更强,从而促使国有资本参股对其绿色创新的影响具有更强的偏向性。

从民营企业的发展环境来看,地区环境规制会对其绿色创新行为产生直接影响。在环境规制强度较大的地区,政府对于企业的环境治理要求较高,仅进行策略性绿色创新难以帮助企业持久、低成本地达到政府的环境治理要求,这将倒逼企业进行更多的实质性绿色创新。相反,在环境规制强度较小的地区,政府对于企业的环境治理要求和监督较弱,企业通过策略性绿色创新就可以应付政府的环境治理要求,加剧了绿色创新的委托代理问题(李青原等,2020)^[32]。因此,相比,环境规制强度较大地区的民营企业,环境规制强度较小地区的民营企业实质性绿色创新水平较低,策略性绿色创新水平较高,国有资本参股可以产生更强的实质性绿色创新促进作用和策略性绿色创新约束作用。

基于上述分析,本文提出假说 H₂: 相对来讲,国有资本参股促进民营企业绿色创新的偏向性,在绿色发展意愿较低的民营企业(H_{2a})、非重污染行业的民营企业(H_{2b})、环境规制强度较小地区的民营企业(H_{2c})中更为显著。

三、研究设计

1. 模型构建与变量定义

为检验国有资本参股对民营企业实质性和策略性绿色创新的影响,本文构建如下基准模型:

$$GreenP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SOE_{i,t-1} + \beta \sum Control_{i,t-1} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t}$$

其中, i 和 t 分别代表企业和年度, Ind 和 $Year$ 分别表示行业固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。为了减少解释变量与被解释变量双向影响导致的内生性问题,本文对核心解释变量和控制变量均进行滞后一期处理。

根据理论分析,本文的被解释变量($GreenP$)有两个,分别为“实质性绿色创新”和“策略性绿色创新”。参照李青原和肖泽华(2020)、王永贵和李霞(2023)的方法^[32-33],分别采用企业当年的“绿色发明专利申请数量”和“绿色实用新型和外观设计专利申请数量”来衡量“实质性绿色创新”和“策略性绿色创新”。通过以下方法识别绿色专利:根据世界知识产权组织(WIPO)推出的“国际专利绿色分类清单”中的IPC分类号,对国家知识产权局(SIPO)中检索到的企业专利进行分类,将替代能源生产类、废弃物品管理类以及能源节约类的专利作为绿色专利,并将上述三个项目的专利数相加。

核心解释变量(SOE)的选取借鉴于瑶和祁怀锦(2022)、钱爱民等(2023)的研究^[43-44],将最终实际控制人为中央政府或者地方政府的非控股股东视为国有股东,采用两个指标来反映民营企业的国有资本参股程度:用“前十大股东中的国有股东持股比例之和”来测度“国有资本参股1”,用“前十大股东中的国有股东持股比例之和除以前十大股东持股比例之和”来测度“国有资本参股2”。

参考李青原和肖泽华(2020)、王永贵和李霞(2023)的研究^[32-33],本文选取以下12个企业层面的控制变量:(1)“财务杠杆”,采用企业总负债与总资产之比来衡量;(2)“资产规模”,采用总资产的自然对数值来衡量;(3)“资产收益率”,采用净利润与总资产的比值来衡量;(4)“现金流水平”,采用企业经营性现金流净额与总资产的比值来衡量;(5)“成长性”,采用本年度与上年度营业收入之差与上年度营业收入的比值来衡量;(6)“上市年龄”,采用观测年份与上市年份之差来衡量;(7)“物质资本密度”,采用固定资产总额与员工人数之比的自然对数值来衡量;(8)“研发投入水平”,采用研发支出总额与营业收入总额之比来衡量;(9)“股权集中度”,采用第一大股东持股比例来衡量;(10)“董事会规模”,采用董事

会人数的自然对数值来衡量；(11)“管理层持股”，采用管理层持股数占总股数的比例来衡量；(12)“高管公职背景”，为高管是否具有公职部门任职经历的虚拟变量，如果董事长或者总经理曾在政府部门任职，取值为1，否则取值为0。

2. 样本选择与数据处理

本文选择以沪深A股非金融行业的民营上市公司为研究样本，样本期间为2009—2022年。对初始样本进行以下筛选：剔除样本期间内处于特殊状态(ST和PT)的样本，剔除资产负债率大于1的样本，剔除国有股权超过50%的样本，剔除主要变量存在缺失值的样本，剔除国有上市公司通过股权转让而成为民营企业的样本(这些民营企业很有可能在股权转让之前就与国有资本产生了联系)。最终得到包含2211家企业的14275个“企业一年份”层面的观测值，并对所有连续变量在1%和99%分位处进行Winsor缩尾处理。本文使用的企业前十大股东持股比例以及财务数据主要来自国泰安(CSMAR)和瑞思(RESET)数据库，企业绿色专利的数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)和国家知识产权局(SIPO)，并通过样本企业的年报以及天眼查等网站进一步核查判别企业股东的实际控制人性质。

表1汇报了本文主要变量的描述性统计结果。样本民营企业前十大股东中的国有股东持股比例(“国有资本参股1”)的均值为2.2%，与钱爱民等(2023)计算的该变量均值(2.5%)基本一致^[44]。此外，“实质性绿色创新”的平均值为1.994、最大值为468、标准差为10.631，“策略性绿色创新”的平均值为1.913、最大值为238、标准差为7.438，表明样本民营企业的绿色创新(无论是实质性绿色创新还是策略性绿色创新)水平较低，并且企业之间的差异较大。控制变量中，“高管公职背景”的均值为0.243，说明样本民营企业中大约有24%的企业具有非正式的政治关联。

表1 主要变量描述性统计结果

	变 量	观测值	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
被解释变量	实质性绿色创新	14 275	1.994	0	0	468	10.613
	策略性绿色创新	14 275	1.913	0	0	238	7.438
核心解释变量	国有资本参股1	14 275	0.022	0.000	0.000	0.465	0.046
	国有资本参股2	14 275	0.042	0.000	0.000	0.484	0.088
控制变量	财务杠杆	14 275	0.397	0.387	0.056	0.972	0.198
	资产规模	14 275	21.881	21.776	19.403	26.026	1.096
	资产收益率	14 275	0.043	0.042	-0.242	0.228	0.069
	现金流水平	14 275	0.048	0.046	-0.174	0.254	0.071
	成长性	14 275	0.074	0.108	-1.457	0.766	0.307
	上市年龄	14 275	8.426	7.000	1.000	26.000	6.172
	物质资本密度	14275	12.392	12.459	9.336	15.750	1.072
	研发投入水平	14 275	0.044	0.035	0.000	0.225	0.044
	股权集中度	14 275	0.311	0.292	0.087	0.744	0.135
	董事会规模	14 275	2.238	2.197	1.609	2.890	0.246
	管理层持股	14 275	0.100	0.016	0.000	0.587	0.151
	高管公职背景	14 275	0.243	0.000	0.000	1.000	0.429

四、实证结果分析

1. 基准模型回归与稳健性检验

本文的被解释变量为企业的绿色专利申请数,属于非负且离散的整数型数据,且“实质性绿色创新”和“策略性绿色创新”变量的方差均高于均值,具有“过度离散”的特征。因此,本文参照王永贵和李霞(2023)的做法^[33],采用负二项回归方法进行基准模型检验,回归结果见表2。“国有资本参股1”和“国有资本参股2”对“实质性绿色创新”的回归系数均在5%的水平上显著为正,而对“策略性绿色创新”回归系数为正但均不显著,表明国有资本参股程度的提高显著地提升了民营企业实质性绿色创新水平,但对民营企业策略性绿色创新水平的影响不显著。由此可知,国有资本参股对民营企业绿色创新的促进作用具有实质性创新的偏向性,即显著促进实质性绿色创新,而对策略性绿色创新的影响不显著,本文提出的核心假说H₀得到验证。

表2 基准模型检验结果(负二项回归)

变量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
国有资本参股1	1.535**(2.379)	0.712(1.341)		
国有资本参股2			0.734**(2.033)	0.377(1.206)
财务杠杆	0.481**(2.396)	0.878*** (4.787)	0.472**(2.356)	0.875*** (4.781)
资产规模	0.933*** (23.526)	0.671*** (19.463)	0.935*** (23.592)	0.672*** (19.488)
资产收益率	1.473*** (2.606)	0.728(1.484)	1.475*** (2.611)	0.728(1.483)
现金流水平	-0.492(-1.093)	-0.498(-1.175)	-0.490(-1.088)	-0.496(-1.170)
成长性	0.246**(2.014)	0.106(0.837)	0.247**(2.019)	0.106(0.842)
上市年龄	-0.012(-1.280)	-0.024*** (-3.684)	-0.012(-1.337)	-0.025*** (-3.725)
物质资本密度	-0.221*** (-6.421)	0.016(0.539)	-0.221*** (-6.408)	0.016(0.551)
研发投入水平	5.524*** (7.154)	1.229(1.641)	5.517*** (7.123)	1.226(1.635)
股权集中度	-0.590*** (-2.602)	-0.450** (-2.258)	-0.573** (-2.516)	-0.439** (-2.196)
董事会规模	-0.072(-0.553)	0.112(1.157)	-0.070(-0.534)	0.113(1.165)
管理层持股	0.517*** (2.746)	0.139(0.885)	0.522*** (2.768)	0.141(0.899)
高管公职背景	-0.079(-1.127)	0.051(0.943)	-0.078(-1.104)	0.051(0.951)
常数项	-17.079*** (-17.161)	-18.485*** (-14.210)	-17.130*** (-17.212)	-18.500*** (-14.227)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.105	0.103	0.105	0.103

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,圆括号内数值为企业层面聚类的稳健标准误z值,下表同。

为验证基准模型分析结果的可靠性,进行以下稳健性检验:(1)替换被解释变量。用专利授权数量代替专利申请数量作为被解释变量(“实质性绿色创新1”和“策略性绿色创新1”),重新进行模型检验,回归结果见表3的Panel A。(2)替换核心解释变量。一是构建“国有股东持股1”(国有股东持股比例

大于 0 取值为 1, 否则取值为 0) 和“国有股东持股 2”(国有股东持股比例大于 10% 取值为 1, 否则取值为 0) 2 个虚拟变量, 分别作为核心解释变量进行模型检验; 二是考虑到国有股东需要其切实参与经营才能有效影响企业的绿色创新行为, 参照蔡贵龙等(2018)的做法^[45], 采用“委派董监高”(国有股东委派的董监高人数占董监高总人数的比例)和“委派董事”(国有股东委派的董事人数占董事会总人数的比例)分别作为核心解释变量进行模型检验^①; 回归结果见表 3 的 Panel B。(3) 删除特殊样本。一是考虑到 2017 年我国企业专利申请规则发生了变化, 剔除 2017 年及以后的样本重新进行检验, 回归结果见表 3 的 Panel C; 二是考虑到 2015 年我国股票市场发生大幅震荡, 剔除 2015 年的样本重新进行检验, 回归结果见表 3 的 Panel D。(4) Probit 模型检验。构建“实质性绿色创新 2”(企业当年有实质性绿色创新取值为 1, 否则取值为 0)和“策略性绿色创新 2”(企业当年有策略性绿色创新取值为 1, 否则取值为 0) 2 个虚拟变量, 分别作为被解释变量进行 Probit 模型检验, 回归结果见表 3 的 Panel E。上述稳健性检验的结果均与基准模型一致, 表明本文的核心结论具有较好的稳健性。

表 3 稳健性检验结果(负二项回归, Panel E 除外)

Panel A: 替换被解释变量				
变 量	实质性绿色创新 1	策略性绿色创新 1	实质性绿色创新 1	策略性绿色创新 1
国有资本参股 1	1.706 ** (1.978)	-0.078 (-0.143)		
国有资本参股 2			1.136 *** (2.577)	0.434 (1.338)
N	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.132	0.112	0.132	0.112
Panel B: 替换核心解释变量				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
国有股东持股 1	0.232 *** (2.642)	0.050 (0.858)		
国有股东持股 2			0.422 *** (2.848)	-0.110 (-0.954)
N	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.132	0.108	0.132	0.108
委派董监高	1.294 *** (3.981)	0.085 (0.369)		
委派董事			0.876 *** (3.284)	0.111 (0.612)
N	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.133	0.108	0.133	0.108
Panel C: 删除 2017 年及以后样本				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
国有资本参股 1	1.838 ** (2.081)	0.101 (0.139)		
国有资本参股 2			1.033 ** (2.170)	0.086 (0.197)
N	6 512	6 512	6 512	6 512
Pseudo R ²	0.109	0.105	0.109	0.105

① 本文通过手工整理得到国有股东对样本民营企业委派董事等高级管理人员的数据, 即根据企业披露的董监高等管理人员简历进行筛选, 如果管理人员同时也在国有股东单位任职, 则认为其是国有股东委派的管理人员。

续表 3

Panel D:剔除 2015 年样本				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
国有资本参股 1	1.807 ** (2.562)	0.509 (0.927)		
国有资本参股 2			0.931 ** (2.401)	0.279 (0.878)
N	13 317	13 317	13 317	13 317
Pseudo R ²	0.108	0.105	0.106	0.103
Panel E:Probit 模型检验				
变 量	实质性绿色创新 2	策略性绿色创新 2	实质性绿色创新 2	策略性绿色创新 2
国有资本参股 1	0.588 ** (2.308)	0.120 (0.460)		
国有资本参股 2			0.345 ** (2.474)	0.072 (0.503)
N	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.216	0.225	0.216	0.225

注：本表模型均控制了控制变量以及行业和年份固定效应，限于篇幅，控制变量的估计结果略，下表同。

2. 内生性处理

为缓解样本选择偏差、遗漏变量及反向因果关系等内生性问题的影响，进一步采用 PSM-DID 模型、Heckman 两阶段模型进行以及控制个体固定效应等方法进行内生性处理。由于本部分采用线性固定效应模型进行回归，为了避免估计结果偏误，对被解释变量进行对数化处理，即分别以“企业当年绿色发明专利申请数量加 1 的自然对数值”和“企业当年绿色实用新型和外观设计专利申请数量加 1 的自然对数值”作为被解释变量“实质性绿色创新 3”和“策略性绿色创新 3”。

(1) Heckman 两阶段模型。本文采用 Heckman 两阶段模型来缓解互为因果和样本自选择的内生性问题。参照 Li 和 Yamada (2015) 的方法^[46]，选取企业办公地与北京的距离作为“国有资本参股”（企业是否有国有资本参股的虚拟变量）的外生工具变量，工具变量的计算方法为“企业总部办公地距离北京的公里数除以 10 000”，模型检验结果见表 4。第一阶段的回归结果显示工具变量的系数显著为负，与预期一致；第二阶段的回归结果显示，逆米尔斯比率的估计系数显著为正，国有资本参股对民营企业实质性绿色创新的影响依然显著为正，而对策略性绿色创新的影响依旧不显著，再次验证了核心假说 H₀。

表 4 Heckman 两阶段模型检验结果

变 量	第一阶段	第二阶段			
	国有资本参股	实质性绿色创新 3	策略性绿色创新 3	实质性绿色创新 3	策略性绿色创新 3
国有资本参股 1		0.728 *** [5.600]	0.064 [0.553]		
国有资本参股 2				0.241 *** [3.648]	0.051 [0.816]
工具变量	-0.872 *** (-3.892)				
逆米尔斯比率		0.419 *** [3.298]	0.026 *** [3.314]	0.729 *** [5.603]	0.025 *** [3.225]
观测值	14 275	14 275	14 270	14 275	14 270
Pseudo R ² / adj R ²	0.092	0.274	0.304	0.274	0.304

注：第一阶段采用 Probit 模型，第二阶段采用线性回归模型，圆括号内数值为 z 值，方括号内数值为 t 值，下表同。

(2) 双重差分检验。将样本期内始终没有国有资本参股的样本企业作为控制组 ($Treat_i = 0$), 样本初期没有国有资本参股但后期有国有资本参股的样本企业作为处理组 ($Treat_i = 1$), 在处理组样本的筛选中剔除了国有资本反复进出以及样本期不足 3 年的样本, 最终获得 6 483 个观测值, 其中处理组 3 493 个, 控制组 2 990 个。设置国有资本参股时点的虚拟变量 $Post_{i,t}$ (参股年份及后续年份取值为 1), 进而构建如下多期双重差分模型: $\ln GreeP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \alpha \sum Control_{i,t-1} + \sum stk + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t}$ 。为缓解处理组与控制组样本特征差异对模型估计造成的偏误, 进一步进行 PSM-DID 检验。参考于瑶和祁怀锦 (2022) 以及李文贵和余明桂 (2017) 的研究^{[43] [47]}, 选取同时影响企业绿色创新水平和国有资本参股概率的变量作为协变量 (包括“财务杠杆”“资产规模”“资产收益率”“现金流水平”“成长性”“上市年龄”“股权集中度”“董事会规模”“管理层持股”), 采用倾向得分匹配方法 (PSM) 对处理组和控制组样本进行一对一匹配, 剔除匹配不成功的样本后最终得到 4 632 个观测值 (处理组与控制组各 2 316 个), 对匹配后样本的平衡性检验结果显示匹配效果良好 (限于篇幅, 具体结果略, 备索)。DID 检验和 PSM-DID 检验的结果见表 5 的 Panel A, 均表明国有资本参股显著促进了民营企业的实质性绿色创新, 而对策略性绿色创新的影响不显著。

(3) 控制个体固定效应。在控制行业和年份固定效应的同时, 进一步加入企业固定效应以控制个体层面不随时间变化的不可观测因素的影响, 检验结果见 5 的 Panel B, 还是与基准模型的分析结果一致。综合来看, 在缓解内生性问题后, 本文的核心结论依然成立。

表 5 双重差分和控制个体固定效应检验结果 (固定效应模型)

Panel A: 双重差分检验				
变 量	DID		PSM-DID	
	实质性绿色创新 3	策略性绿色创新 3	实质性绿色创新 3	策略性绿色创新 3
$Treat_i Post_{i,t}$	0.046* [1.808]	0.034 [1.281]	0.060** [2.343]	0.045 [1.395]
观测值	6 483	6 483	4 632	4 632
adj. R ²	0.172	0.148	0.142	0.133
Panel B: 控制个体固定效应				
变 量	实质性绿色创新 3	策略性绿色创新 3	实质性绿色创新 3	策略性绿色创新 3
国有资本参股 1	0.937*** [2.799]	0.462 [1.376]		
国有资本参股 2			0.444** [2.260]	0.264 [1.401]
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
adj. R ²	0.153	0.140	0.153	0.140

3. 作用机制分析

(1) 资源获取效应检验

为检验国有资本参股是否有助于民营企业获取政府资源, 考虑到环保补助对企业的绿色创新具有直接影响, 分别以民营企业获得的环保补助和政府补贴为被解释变量进行模型检验, 回归结果见表 6。其中, “环保补助”和“环保补助 1”变量分别采用企业当年获得的环保补助额与总资产和净资产的比值来衡量, “政府补贴”和“政府补贴 1”变量分别采用企业当年获得的政府补贴总额与总资产和净资产的比值来衡量, 控制变量与基准模型一致。分析表明, 随着国有资本参股程度的提高, 民营企业获得的环

保补助和政府补贴均显著增加,这一结论与潘越等(2009)以及姚梅洁等(2019)的研究结果一致^[2-3]。可见,国有资本参股确实对民营企业产生了显著资源获取效应,有助于民营企业获得更多的包括环保补助在内的政府补贴,假说 H_{1a} 得到验证。

表 6 国有资本参股的资源获取效应检验结果(OLS 回归)

变 量	环保补助	环保补助	政府补贴	政府补贴
国有资本参股 1	0.135***[2.856]		0.837***[2.782]	
国有资本参股 2		0.072**[2.439]		0.466***[2.827]
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
adj. R ²	0.091	0.091	0.146	0.146
变 量	环保补助 1	环保补助 1	政府补贴 1	政府补贴 1
国有资本参股 1	0.016**[2.696]		0.139**[2.323]	
国有资本参股 2		0.008**[2.710]		0.103***[3.209]
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
adj. R ²	0.038	0.039	0.054	0.054

(2) 治理改善效应检验

为检验民营企业获得的环保补助和政府补贴增加能否显著促进其实质性绿色创新和策略性绿色创新水平提高,以及国有资本参股能否对政府补贴增加引致的民营企业实质性绿色创新和策略性绿色创新产生不同的调节作用,本文以“实质性绿色创新”和“策略性绿色创新”为被解释变量、“环保补助”和“政府补贴”为核心解释变量、“国有资本参股 1”和“国有资本参股 2”为调节变量进行调节效应模型分析,控制变量与基准模型一致。首先从环保补助来看(见表 7 的 Panel A):政府环保补助的增加同时促进了民营企业实质性绿色创新和策略性绿色创新水平的提升,假说 H_{1b} 得到验证。值得注意的是,“环保补助”对“策略性绿色创新”的回归系数大于对“实质性绿色创新”的回归系数,表明委托代理问题的存在使得民营企业更倾向于进行成本较低、风险较小的策略性绿色创新。“环保补助×国有资本参股 1”和“环保补助×国有资本参股 2”对“实质性绿色创新”的回归系数均在 1%的水平上显著为正,而对“策略性绿色创新”的回归系数均在 1%的水平上显著为负,表明国有资本参股程度的提高对环保补助增加促进民营企业实质性绿色创新具有显著的正向调节作用(增强促进作用),对环保补助增加促进民营企业策略性绿色创新具有显著的负向调节作用(减弱促进作用),假说 H_{1c} 得到验证。政府补贴的分析结果(见表 7 的 Panel B)与环保补助类似,只是政府补贴增加对民营企业实质性绿色创新的影响不显著,进一步表明委托代理问题对民营企业的实质性绿色创新产生了较大的阻碍。上述结果说明,政府补贴增加显著促进了民营企业的实质性绿色创新和策略性绿色创新,且对策略性绿色创新的促进作用更为明显;国有资本参股一方面会引导和督促民营企业将获得的政府补贴投入实质性绿色创新中,另一方面会约束民营企业将获得的政府补贴投入策略性绿色创新中,从而产生了治理改善效应,促使民营企业更多地进行实质性绿色创新。

综合表 6 和表 7 的结果,在国有资本参股的资源获取效应和治理改善效应以及政府补贴的创新促进效应共同作用下,国有资本参股有助于民营企业获得更多的政策补贴,通过缓解民营企业绿色创新的资源约束促进其绿色创新,同时也会促使民营企业将所获得的政策补贴更多地用于实质性绿色创新,最终使得国有资本参股对民营企业绿色创新的促进作用表现出偏向实质性创新的偏向性。

表 7 国有资本参股的治理改善效应检验结果(负二项回归)

Panel A: 国有资本参股对环保补助影响民营企业绿色创新的调节作用				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
环保补助	0.305*** (3.602)	0.477*** (3.785)	0.267*** (3.526)	0.459*** (3.478)
国有资本参股 1	0.853** (1.977)	0.785*** (3.722)		
国有资本参股 2			0.277 (1.312)	0.394*** (2.824)
环保补助×国有资本参股 1	1.361*** (4.208)	-3.694*** (-3.557)		
环保补助×国有资本参股 2			1.310*** (7.151)	-1.288*** (-4.459)
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.137	0.105	0.137	0.105
Panel B: 国有资本参股对政府补贴影响民营企业绿色创新的调节作用				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
政府补贴	0.011 (1.210)	0.071*** (7.203)	0.017 (1.550)	0.070*** (7.833)
国有资本参股 1	-0.257 (-0.329)	1.658*** (3.869)		
国有资本参股 2			-0.108 (-0.290)	0.840*** (3.867)
政府补贴×国有资本参股 1	0.644*** (3.562)	-0.543** (-2.001)		
政府补贴×国有资本参股 2			0.233*** (2.752)	-0.247** (-1.982)
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.137	0.104	0.136	0.104

4. 异质性分析

(1) 企业绿色发展意愿异质性

本文采用虚拟变量的调节效应模型进行异质性分析。参照申明浩和谭伟杰(2022)以及王建秀等(2019)的方法^{[28][48]},选用 ISO14001 环境管理认证作为反映企业绿色发展意愿强弱的代理指标^①,根据样本企业是否具有 ISO14001 环境管理认证设置虚拟“绿色发展意愿弱”:不具有 ISO14001 环境管理认证的企业取值为 1,否则取值为 0。模型检验结果见表 8 的 Panel A。“绿色发展意愿弱”对“实质性绿色创新”的回归系数显著为负,而“国有资本参股 1×绿色发展意愿弱”和“国有资本参股 2×绿色发展意愿弱”对“实质性绿色创新”的回归系数显著为正,表明相对于绿色发展意愿较强的民营企业,绿色发展意愿较弱的民营企业虽然实质性绿色创新水平较低,但国有资本参股对其实质性绿色创新的促进作用较强;“绿色发展意愿弱”对“策略性绿色创新”的回归系数为正但不显著,而“国有资本参股 1×绿色发展意愿弱”和“国有资本参股 2×绿色发展意愿弱”对“策略性绿色创新”的回归系数显著为负,表明相对于绿色发展意愿较强的民营企业,国有资本参股对绿色发展意愿较弱的民营企业策略性绿色创新的促进作用较弱。综合来看,国有资本参股促进民营企业绿色创新的偏向性在绿色发展意愿较弱的企业中更为明显,假说 H_{2a} 得到验证。

^① ISO14001 环境管理认证是国际标准的环境管理认证,无论是在国际市场还是在国内市场,该认证均有助于提升企业的绿色竞争力和市场份额(Rao et al., 2005)^[49],为企业产品和服务带来绿色溢价。因此,具有 ISO14001 环境管理认证的企业通常将绿色发展视为重要的发展战略,而不具有 ISO14001 环境管理认证的企业往往绿色发展意愿较弱。

(2)行业污染程度异质性

参照李青原和肖泽华(2020)的做法^[32],根据企业所属行业是否重污染行业^①设置虚拟变量“非重污染行业”:企业所属行业为非重污染行业取值为1,否则取值为0。模型检验结果见表8的Panel B。“非重污染行业”对“实质性绿色创新”的回归系数显著为负,而“国有资本参股1×非重污染行业”和“国有资本参股2×非重污染行业”对“实质性绿色创新”的回归系数显著为正,表明相对于重污染行业的民营企业,非重污染行业的民营企业虽然实质性绿色创新水平较低,但国有资本参股对其实质性绿色创新的促进作用较强;“非重污染行业”对“策略性绿色创新”的回归系数显著为正,而“国有资本参股1×非重污染行业”和“国有资本参股2×非重污染行业”对“策略性绿色创新”的回归系数不显著,表明相对于重污染行业的民营企业,非重污染行业的策略性绿色创新水平较高。综合来看,国有资本参股促进民营企业绿色创新的偏向性在非重污染行业的企业中更为明显,假说H_{2b}得到验证。

表8 异质性分析结果(负二项回归)

Panel A:企业绿色发展意愿异质性				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
绿色发展意愿弱	-0.205*(-1.852)	0.063(1.077)	-0.202*(-1.815)	0.081(1.284)
国有资本参股1	-0.914(-0.682)	0.997*** (3.811)		
国有资本参股2			-0.571(-0.738)	0.899*** (6.121)
国有资本参股1×绿色发展意愿弱	1.858*(1.786)	-0.817**(-2.115)		
国有资本参股2×绿色发展意愿弱			0.913*(1.721)	-0.939***(-2.911)
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.111	0.102	0.111	0.102
Panel B:行业污染程度异质性				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
非重污染行业	-0.720**(-2.340)	1.619*** (10.432)	-1.981***(-3.353)	1.645*** (10.531)
国有资本参股1	-3.089**(-2.456)	-2.350(-1.149)		
国有资本参股2			-1.981***(-3.353)	-0.493(-0.471)
国有资本参股1×非重污染行业	4.462*** (3.335)	2.009(0.838)		
国有资本参股2×非重污染行业			2.800*** (4.412)	0.435(0.359)
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.110	0.115	0.110	0.115
Panel C:地区环境规制异质性				
变 量	实质性绿色创新	策略性绿色创新	实质性绿色创新	策略性绿色创新
环境规制强度小	-0.046(-0.702)	0.158*** (2.822)	-0.057(-0.866)	0.201*** (3.824)
国有资本参股1	-0.890(-1.290)	0.482(0.712)		
国有资本参股2			-0.616*(-1.696)	0.401(1.160)
国有资本参股1×环境规制强度小	2.701*** (2.640)	-1.698*(-1.908)		
国有资本参股2×环境规制强度小			1.648*** (3.082)	-0.995**(-2.122)
观测值	14 275	14 275	14 275	14 275
Pseudo R ²	0.109	0.066	0.109	0.070

① 本文的重污染行业包括:煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、纺织业、皮革毛皮羽毛及其制品和制鞋业、造纸及纸制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业。

(3) 地区环境规制异质性

参照王永贵和李霞(2023)的做法^[33],将企业所在省份污染治理投资额与工业产值之比作为衡量地区环境规制强度的代理变量,以其年度中位数为标准设置虚拟变量“环境规制强度小”:企业所在省份的环境规制强度在中位数以下取值1,否则取值为0。模型检验结果见表8的Panel C。“环境规制强度小”对“实质性绿色创新”的回归系数为负但不显著,而“国有资本参股1×环境规制强度小”和“国有资本参股2×环境规制强度小”对“实质性绿色创新”的回归系数显著为正,表明相对于环境规制强度较大地区的民营企业,国有资本参股对环境规制强度较小地区的民营企业实质性绿色创新的促进作用较强;“环境规制强度小”对“策略性绿色创新”的回归系数显著为正,而“国有资本参股1×环境规制强度小”和“国有资本参股2×环境规制强度小”对“策略性绿色创新”的回归系数显著为负,表明相对于环境规制强度较大地区的民营企业,环境规制强度较小地区的民营企业策略性绿色创新水平较高,但国有资本参股负向调节了这种相关性。综合来看,国有资本参股促进民营企业绿色创新的偏向性在环境规制强度较小地区的企业中更为明显,假说H_{2c}得到验证。

五、结论与启示

近年来,企业面临的环境约束日益趋紧,实现绿色可持续发展的重要性愈发凸显,而绿色创新是企业参与环境治理、提升绿色竞争力的重要方式。政府与民营企业在绿色创新中存在委托代理关系,导致民营企业可能会更多地选择进行策略性绿色创新,不利于民营企业绿色创新质量提升。一方面,国有资本参股可以通过国有股东为民营企业带来更多的政府资源,政府补贴的创新激励效应则会促进民营企业绿色创新规模增长;另一方面,国有资本参股可以产生治理改善效应,促使民营企业将更多的创新资源投向实质性绿色创新,从而提高民营企业绿色创新质量。本文采用沪深A股非金融类民营上市公司2009—2022年的数据,实证分析发现:(1)国有资本参股显著提升了民营企业实质性绿色创新水平,但对策略性绿色创新的影响不显著,表明国有资本参股对民营企业绿色创新的促进作用具有明显的实质性创新偏向;(2)国有资本参股程度提高有助于民营企业获得更多的环保补助和政府补贴,表明国有资本参股具有资源获取效应;(3)环保补助和政府补贴的增加可以显著促进民营企业的实质性绿色创新和策略性绿色创新,且对策略性绿色创新的促进作用更大,表明政府补贴具有绿色创新促进效应,但委托代理问题导致民营企业偏好策略性绿色创新;(4)国有资本参股程度提高会强化环保补助和政府补贴增加对民营企业实质性绿色创新的促进作用,并弱化环保补助和政府补贴增加对民营企业策略性绿色创新的促进作用,表明国有资本参股具有治理改善效应,可以通过缓解委托代理问题促使民营企业进行更多的实质性绿色创新;(5)国有资本参股促进民营企业绿色创新的偏向性在绿色发展意愿较弱、非重污染行业、环境规制强度较小地区的民营企业中更为明显,表明国有资本参股可以缓解绿色发展意愿弱、污染程度轻、环境规制弱等对民营企业实质性绿色创新的约束,进一步促进这些民营企业的实质性绿色创新。

基于上述结论,提出以下启示:第一,通过国有资本参股能够有效促进民营企业绿色创新的规模增长和质量提升,尤其是能够显著提高更有价值的实质性绿色创新水平,进而实现提升企业环境治理效益与促进企业价值增长的双赢。因此,应当持续推进企业混合所有制改革,并且不仅要“混”更要“改”,让国有股东能够参与到民营企业的经营管理中,充分发挥对企业内部治理的改善作用,进而有效促进民营企业的实质性绿色创新。第二,根据作用机制分析,国有资本参股会改善政府补贴促进民营企业绿色创新的边界条件,由此可为王永贵和李霞(2023)的研究中所提到的问题找到一个可能的解决方案^[33]。政府在制定与实施绿色创新激励政策时,应当考虑企业的委托代理问题。对于委托代理问题较为突出的企业,一方面要主动加强对此类企业的外部监督,约束其在绿色创新活动中所进行的“滥竽充数”的机会主义行为;另一方面,也可以通过混合所有制的方式提升企业的内外部治理水平,进而与相关政策工具

形成合力,共同促进企业绿色创新的质量提升。第三,民营企业应提高绿色发展意识,充分认识到绿色发展既是企业应当肩负的使命,也是企业发展的重大机遇,主动克服自身的短视行为,积极增加对实质性绿色创新的投入和产出,加快建立绿色竞争优势,进而有效提升自身的绿色产品溢价与市场份额,实现高质量的绿色可持续发展。

参考文献:

- [1] 江剑平,葛晨晓,朱雪纯. 国有经济与民营经济协同发展的理论依据与实践路径[J]. 西部论坛,2020,30(2):34-44.
- [2] 潘越,戴亦一,李财喜. 政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国ST公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2009,12(5):6-17.
- [3] 姚梅洁,宋增基,张宗益. 制度负外部性与市场主体的应对——来自中国民营企业的经验证据[J]. 管理世界,2019,35(11):158-173.
- [4] 何德旭,曾敏,张硕楠. 国有资本参股如何影响民营企业? ——基于债务融资视角的研究[J]. 管理世界,2022,38(11):189-207.
- [5] 白俊,刘园园,邱善运. 国有资本参股促进了民营企业技术创新吗? [J]. 金融与经济,2018(9):38-45.
- [6] 张根林,段恬. 国有资本、融资约束与民营企业技术创新——基于混合所有制改革背景[J]. 会计之友,2020(2):146-152.
- [7] 罗宏,秦际栋. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J]. 中国工业经济,2019(7):174-192.
- [8] 邓永勤,汪静. 国有参股股东能够促进企业创新吗[J]. 科技进步与对策,2020,37(10):81-89.
- [9] 竺李乐,吴福象,李雪. 民营企业创新能力:特征事实与作用机制——基于民营企业引入国有资本的“逆向混改”视角[J]. 财经科学,2021(1):76-90.
- [10] 龚政,云锋,曹雨阳. 国有资本进入与民营企业技术创新[J]. 江汉论坛,2023(10):30-39.
- [11] 李慧聪,孙亚会,李一珊. 国有股权参股对家族企业创新效率影响机制与路径研究[J]. 科技进步与对策,2021,38(13):90-99.
- [12] 高杰,余渡,逯东. 从“混”到“改”:国有股参与民营企业治理的技术创新效应[J]. 财经科学,2022(10):122-136.
- [13] 曾敏. 国有资本参股对民营企业研发创新的影响及其作用机制研究[J]. 经济学家,2023(12):66-76.
- [14] 刘宁,张洪烈. 宜控还是宜参? 国有股权与民营企业二元创新:逆向混改视角[J]. 科技进步与对策,2022,39(18):77-87.
- [15] 毛志宏,魏延鹏. 国有资本参股对民营企业绿色创新能力的影响研究[J]. 软科学,2023,37(02):44-50.
- [16] 别奥,杨上广,罗孝玲. 国有股东参股能否促进民营企业绿色技术创新? ——基于民营企业混合所有制改革的经验证据[J]. 中南大学学报(社会科学版),2023,29(5):109-122.
- [17] 赵鑫,杨棉之,曹迅. 国有股权参与、吸收能力与民营企业绿色技术创新——一个有调节的中介效应模型[J]. 科技进步与对策,2023,40(7):23-33.
- [18] 宋婷婷,熊爱华. 国有资本参股对民营企业绿色创新的影响研究——环境规制与高管激励的调节作用[J]. 科学决策,2023(11):89-105.
- [19] 李春霞,王志伟. 国有资本参股对民营企业绿色创新的影响:助力还是掣肘? [J]. 金融发展研究,2023(11):11-21
- [20] 王金,李江颖,段清清. 国有股权参与能否促进民营重污染企业绿色技术创新[J]. 财会月刊,2023,44(8):151-160.
- [21] ZHANG F,ZHU L. Enhancing corporate sustainable development: stakeholder pressures, organizational learning, and green innovation[J]. Business Strategy and the Environment,2019,28(6):1012-1026.
- [22] 李杰,陈子钰. 制度优势转化:政治关联与企业绿色创新[J]. 财经科学,2020(9):108-120.
- [23] WANG K,JIANG W. State ownership and green innovation in China: the contingent roles of environmental and organizational factors[J]. Journal of Cleaner Production,2021,314:128029.
- [24] HUANG M,LI M,LIAO Z. Do politically connected CEOs promote Chinese listed industrial firms' green innovation? the mediating role of external governance environments[J]. Journal of Cleaner Production,2021,278:123634.

- [25] 张玉明,邢超,张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. 管理学报,2021,18(4):557-568.
- [26] WU B, FANG H, JACOBY G, et al. Environmental regulations and innovation for sustainability? moderating effect of political connections[J]. *Emerging Markets Review*,2022,50:100835.
- [27] 李万利,陈亮,袁凯彬. 互联网能否增强传统媒体的外部治理功能?——基于媒体环境报道与企业绿色创新视角[J/OL]. 南开管理评论:1-26(2023-02-17). <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20230216.1525.010.html>.
- [28] 申明浩,谭伟杰. 数字化与企业绿色创新表现——基于增量与提质的双重效应识别[J]. 南方经济,2022(9):118-138.
- [29] 张泽南,钱欣钰,曹新伟. 企业数字化转型的绿色创新效应研究:实质性创新还是策略性创新? [J]. 产业经济研究,2023,(1):86-100.
- [30] 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,2016,51(4):60-73.
- [31] HOSKISSON R E, HITT M A, JOHNSON R A, et al. Conflicting voices: the effects of institutional ownership heterogeneity and internal governance on corporate innovation strategies[J]. *Academy of Management Journal*,2002,45(4):697-716.
- [32] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020,55(9):192-208.
- [33] 王永贵,李霞. 促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济,2023(2):131-149.
- [34] BARNEY J. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. *Journal of Management*,1991,17(1):99-120.
- [35] YANG D, WANG A X, ZHOU K Z, et al. Environmental strategy, institutional force, and innovation capability: a managerial cognition perspective[J]. *Journal of Business Ethics*,2019,159(4):1147-1161.
- [36] Manso G. Motivating innovation[J]. *The Journal of Finance*,2011,66(5):1823-1860.
- [37] WEI J, LI Y, LIU X, et al. Enterprise characteristics and external influencing factors of sustainable innovation: based on China's innovation survey[J]. *Journal of Cleaner Production*,2022,372:133461.
- [38] BAI Y, SONG S, JIAO J, et al. The impacts of government R&D subsidies on green innovation: evidence from Chinese energy-intensive firms[J]. *Journal of Cleaner Production*,2019,233:819-829.
- [39] LIU Z, LI X, PENG X, et al. Green or nongreen innovation? Different strategic preferences among subsidized enterprises with different ownership types[J]. *Journal of Cleaner Production*,2020,245:118786.
- [40] XIANG X, LIU C, YANG M. Who is financing corporate green innovation? [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2022,78:321-337.
- [41] CHEN Y S, CHANG C H, WU F S. Origins of green innovations: the differences between proactive and reactive green innovations[J]. *Management Decision*,2012,50(3):368-398.
- [42] 姜付秀,石贝贝,马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. 经济研究,2016,51(6):83-97.
- [43] 于瑶,祁怀锦. 混合所有制与民营经济健康发展——基于企业违规视角的研究[J]. 财经研究,2022,48(3):33-47.
- [44] 钱爱民,吴春天,朱大鹏. 民营企业混合所有制能促进实体经济“脱虚返实”吗[J]. 南开管理评论,2023,26(1):134-147.
- [45] 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,2018,34(05):137-149.
- [46] LI Z, YAMADA T. Political and economic incentives of government in partial privatization [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015,32:169-189.
- [47] 李文贵,余明桂. 产权保护与民营企业国有化[J]. 经济学(季刊),2017(4):1341-1366.
- [48] 王建秀,赵梦真,刘星茹. 中国企业自愿环境规制的驱动因素研究[J]. 经济问题,2019(7):87-94.
- [49] RAO P, HOLT D. Do green supply chains lead to competitiveness and economic performance? [J]. *International Journal of Operations & Production Management*,2005,25(9):898-916.

Bias of the Impact of State-owned Capital Participation on Green Innovation in Private Enterprises: Promoting Substantive Innovation or Strategic Innovation?

TANG Yi-cheng

(School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, Sichuan, China)

Abstract: In recent years, the environmental constraints faced by enterprises have become increasingly tight, and the importance of green development of enterprises has become increasingly prominent. Green innovation is an important way for enterprises to participate in environmental governance and enhance green competitiveness. However, in the existing literature on enterprise green innovation, few studies have paid attention to the differential impact of principal-agent problems on substantive green innovation and strategic green innovation in private enterprises.

This paper uses data from the CSMAR, RESSET, China Research Data Service Platform (CNRDS), and the State Intellectual Property Office (SIPO), and uses private companies listed on A-shares from 2009 to 2022 as a sample. This paper finds that state-owned capital participation has a biased effect in promoting green innovation in private enterprises, that is, state-owned capital participation promotes substantive green innovation in private enterprises but has no significant impact on strategic green innovation. The mechanism test finds that this result is the net effect of the superposition of the “resource effect” and the “governance effect” of state-owned capital participation.

Specifically, the shareholding of state-owned shareholders increases the policy subsidy funds obtained by private enterprises, thus easing the resource constraints of green innovation in private enterprises. More importantly, the shareholding of state-owned shareholders enables private enterprises to use policy funds more effectively, which is reflected in that when private enterprises get more policy subsidies, state-owned capital participation can further promote substantive green innovation in private enterprises while inhibiting the strategic green innovation in enterprises. In addition, the analysis of heterogeneity found that the participation of state-owned capital preferentially promoted substantive green innovation in private enterprises with low green development intention, weak external environmental regulations, and non-heavily polluting industries, while the impact on strategic green innovation of these enterprises was either inhibited or limited.

Compared with the existing literature, most of the previous studies only discussed the green innovation behavior of enterprises from the perspective of resource-based theory. Based on the principal-agent problems faced by private enterprises in green innovation, this paper further supplements and improves the boundary conditions affecting green innovation behavior of private enterprises from the perspective of enterprise equity arrangement.

The research results of this paper not only provide policy implications for how state-owned capital can promote the green and sustainable development of private enterprises, but also expand the previous research on the economic consequences of private enterprises participating in the reverse mixed ownership reform.

Key words: private enterprises; state-owned capital participation; shareholding of state-owned shareholders; substantive innovation; strategic innovation; green innovation; government subsidies

CLC number: F273. 1; F276. 5

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2023)06-0096-18

(编辑:黄依洁)