

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20241024.201

“反向混改”何以影响民营企业实质性绿色创新? ——基于制度理论的视角

贺 佳¹, 王分棉¹, 孙宛霖¹, 张 鸿²

(1. 对外经济贸易大学 北京企业国际化经营研究基地/国际商学院, 北京 100029;
2. 北京大学 光华管理学院, 北京 100871)

摘 要: 绿色创新是推动我国经济高质量发展的重要引擎, 而民营企业作为开展绿色创新的重要主体仍然面临意愿不强和质量不高等问题。随着混合所有制改革进入全面深化阶段, 国有资本参股给民营企业带来了制度压力。在此背景下, 本文基于制度理论, 实证考察了国有资本参股的“反向混改”是否以及如何影响民营企业实质性绿色创新。研究发现, “反向混改”会促进民营企业开展实质性绿色创新, 该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。进一步研究发现, “反向混改”通过增加民营企业的外部关注、提升其环保意识, 进而提高了民营企业的实质性绿色创新水平; 相对于高污染行业, “反向混改”与低污染行业民营企业实质性绿色创新的正相关关系更强。本文为“反向混改”影响民营企业实质性绿色创新提供了新的经验证据, 对混合所有制改革与“双碳”目标的持续深入推进具有重要参考价值。

关键词: “反向混改”; 实质性绿色创新; 民营企业; 制度理论

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2025)02-0069-15

一、引 言

《中共中央 国务院关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》指出经济社会绿色低碳转型是实现高质量发展的关键环节, 强调发挥创新对绿色转型的关键引领作用, 强化企业的绿色创新主体地位。全国工商联发布的《中国民营企业绿色发展报告(2023)》指出, 民营企业既是节能减排降碳的重要贡献者, 也是绿色技术创新的主力军。可见, 民营企业是推动绿色低碳发展的重要主体(孙琳, 2024), 民营企业绿色低碳转型的进程直接影响我国绿色低碳发展的

收稿日期: 2024-02-23

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(23AJL016); 国家自然科学基金(72302006); 对外经济贸易大学研究生科研创新基金(202435)

作者简介: 贺 佳(1999—), 女, 对外经济贸易大学国际商学院博士研究生;

王分棉(1981—), 女, 对外经济贸易大学国际商学院教授, 博士生导师;

孙宛霖(2000—), 女, 对外经济贸易大学国际商学院博士研究生(通信作者, sunwanlin0501@126.com);

张 鸿(1991—), 男, 北京大学光华管理学院博士后。

成效(曾诗阳,2023)。然而,已有研究发现相较于国有企业,民营企业面临的环境规制不确定性更高,对政府的资源依赖更加迫切,所以更倾向于策略性绿色创新(江诗松等,2019),而开展实质性绿色创新的动力不足,具体原因有两个方面。一是实质性绿色创新通常需要大量的资金投入(李鑫和魏姗,2024),包括研发费用、技术设备购置、生产工艺改进以及员工培训等,这些资金投入对于许多民营企业来说是巨大的负担。加之实质性绿色创新具有较高的不确定性(曹洪军和陈泽文,2017),企业可能无法预见投资的回报时间和具体效益,这进一步增加了民营企业的风险,导致其开展实质性绿色创新的意愿较低。二是民营企业比较注重短期利润和快速回报(于立宏和程思佳,2023),而实质性绿色创新往往需要较长的时间才能见效。这种时间滞后性与民营企业追求短期经济利益的目标相冲突,使得民营企业缺乏动力投资实质性绿色创新活动。那么,如何提高民营企业的意愿,促使其投入真正有利于环境保护和提升企业竞争力的实质性绿色创新活动呢?这一问题仍有待探究。

党的二十大报告强调,要毫不动摇地鼓励、支持和引导非公有制经济发展,改善民营企业的内外部环境,激发民营企业活力。混合所有制改革则是激发民营企业发展活力的重要方式。混合所有制在微观层面指在企业内部形成国有股权和民营股权相互融合的多元股权结构(郝阳和龚六堂,2017),其核心是通过引入异质性股东,实现不同股东之间的资源协调、取长补短、优势互补,从而实现企业的高质量发展(翟淑萍等,2023)。从实现方式来看,既可以是非国有资本参与国有企业的“正向混改”,也可以是国有股权参股民营企业的“反向混改”。基于混合所有制改革持续深入推行,尤其是越来越多国有资本“反向”参股民营企业的现实背景,许多文献研究发现“反向混改”会给民营企业的经营带来积极影响,如扩大融资规模(何德旭等,2022)、减少税收规避(翟淑萍等,2023)、促进创新投入(罗宏和秦际栋,2019)等。在经济低碳转型和实施“双碳”目标的背景下,近期也有文献探究了“反向混改”与企业环境治理之间的关系与作用机制,认为“反向混改”通过治理效应和资源效应提升了民营企业的ESG表现(魏延鹏等,2023)、促进重污染民营企业开展绿色治理(王爱国等,2022)。

纵观以往研究可知,目前国有资本参股民营企业的股权比例仍然较低^①,会在一定程度上限制国有资本所发挥的治理和资源效应,这就需要进一步探讨国有资本是否还会通过其他渠道来影响民营企业的绿色创新活动。本文认为,由于国有资本参股民营企业会吸引其他投资者、媒体和公众的关注(徐光伟等,2023),这种关注给民营企业带来了较大的外部压力,从而可能促使民营企业提升环保意识,积极投入到环境治理行动中(汪建成等,2021)。也就是说,国有资本参股可能会通过给民营企业带来制度压力而影响其实质性绿色创新。因此,本文基于制度理论的视角,以2007—2020年A股民营上市公司为研究对象,考察国有资本参股民营企业是否以及如何影响其实质性绿色创新。探讨这一问题有助于更全面地理解国有资本参股对民营企业实质性绿色创新行为的影响,对促进企业绿色转型和可持续发展具有重要参考价值。

本文的边际贡献主要在于:(1)拓展了绿色创新驱动因素的研究。以往研究重点关注了外部环境和所有权结构、企业资源与高管团队等内部因素对企业绿色创新的影响,却较少关注异质性股权是否以及如何影响企业实质性绿色创新。本文探讨了国有资本参股的“反向混改”是否会影响民营企业实质性绿色创新及其作用机制,拓展和深化了以往绿色创新的相关研究。(2)深化了混合所有制改革的现有研究。以往关于混合所有制改革的研究重点关注了“正向混改”的经济后果,而对“反向混改”的环境绩效关注较少。并且现有“反向混改”的研究大都基于治理效应和资源效应来探究国有资本发挥的作用,而尚未关注国有资本参股带来制度压力所产生的影响。本文基于制度理论视角,分析并考察了国有资本参股带来制度压力对民营企业实

^①据作者统计,以往研究的国有资本参股民营企业的股权比例大都低于2%。

质性绿色创新的影响,深化了混合所有制改革的现有研究,拓展了对国有资本功能价值的认知。(3)补充了制度压力驱动企业绿色创新的证据。以往研究主要基于政府环境规制的强制压力、竞争对手或同群企业的模仿压力、行业协会关联和媒体关注的规范压力,探究了制度压力对企业绿色创新的影响。本文则基于混合所有制改革这一具体情境,发现国有资本参股会增强民营企业的外部关注度,这种规范压力会促使民营企业开展实质性绿色创新,丰富了制度压力与企业绿色创新的相关研究。

二、文献综述与研究假设

(一)文献综述

1.关于混合所有制改革的文献回顾

以往围绕混合所有制改革的研究主要集中于非国有资本参股国有企业的“正向混改”,发现国有企业引入民营资本有利于优化现金持有行为(杨兴全和尹兴强,2018)、提升公司绩效(郝阳和龚六堂,2017)和改善社会福利(张伟和于良春,2019)等。这些研究为深入推进混合所有制改革提供了有力的经验证据,也为混合所有制改革的进一步发展提供了理论依据。随着混合所有制改革的持续深化,国有资本“反向”参股民营企业也发挥了至关重要的作用,但相比于“正向混改”,现有对“反向混改”的研究仍相对较少,且更多探究了国有资本参股对民营企业经济行为的影响,主要集中于两个方面。(1)资源效应,已有研究发现国有资本参股可以缓解民营企业的融资约束,为民营企业带来更多政府补贴、税收优惠等显性和隐性资源(罗宏和秦际栋,2019;赵璨等,2021;曾敏等,2022)。(2)治理效应,部分文献认为“反向混改”通过引入异质股东,在企业内部形成有效制衡的多样化股权结构,降低了委托代理问题(何德旭等,2022),提升了民营企业的经营水平和绩效(李志生等,2019;于瑶和祁怀锦,2022)。

2.关于绿色创新的文献回顾

以往研究主要从外部环境和企业内部因素两个维度考察了企业绿色创新的驱动因素。从外部环境来看,许多学者发现政府环境规制政策(齐绍洲等,2018;李青原和肖泽华,2020;刘金科和肖翊阳,2022)、行业竞争对手的创新行为(Zhao等,2022;王旭和褚旭,2022)、媒体和投资者的关注(赵莉和张玲,2020;张玉明等,2021)都对企业绿色创新有积极促进作用。从企业内部因素来看,以往研究主要集中于三个方面。(1)所有权结构,有研究发现,由于家族内部社会情感财富的保存动机,家族企业比非家族企业有更强的绿色创新倾向(马骏等,2020)。(2)企业资源,有学者认为有效利用冗余资源能够降低创新风险、缓解不确定性,进而提升企业绿色创新水平(Bassetti等,2021;王娟茹等,2021)。另外,企业拥有的政治资源、融资资源、与供应商相关的社会关系资源等也会促进企业开展绿色创新活动(Yang等,2020;Carfora等,2021;汪明月等,2022)。(3)高管团队特征,相关研究发现女性董事(He和Jiang,2019)、有从军经历的高管(刘钻扩等,2021)、有绿色经历的CEO(卢建词和姜广省,2022)、有海外背景的高管(Quan等,2023)、有绿色经历的连锁董事(王分棉等,2023)等都会促进企业绿色创新。

3.关于制度理论的文献回顾

制度理论认为,组织和管理实践是社会压力而非经济压力的产物,即组织的行为决策并非完全基于理性选择,而是受到外部制度压力的影响(DiMaggio和Powell,1983)。制度压力是来自企业外部的社会、法律和文化力量,会影响管理者如何看待环境并塑造和决定企业战略行动。DiMaggio和Powell(1983)提出企业会面临三种制度压力:强制压力(coercive pressures)、模仿压力(mimetic pressures)和规范压力(normative pressures)。其中,强制压力主要源于政府颁布的法律法规及政策规定;模仿压力则来源于企业对所在社会网络内的组织或竞争者行为的

感知(Galaskiewicz和Wasserman,1989);规范压力则是指专业化、职业化规范对企业行为的影响,通常是非正式的,主要通过道德信念、价值观和社会期望等对企业行为进行规范和引导(Mauro等,2018)。规范压力主要来自两个方面,一是专业协会所界定和传播的规范性规则;二是社会舆论,新闻媒体报道所引发的社会舆论能够有效推动相关信息的传播和扩散,以强化外部监督作用(谢文栋和王峰,2024)。企业开展环境保护活动作为一种社会行为,往往受到外部社会压力驱动而非经济压力驱动,因而制度压力是影响企业环境行为的重要因素(Wang等,2018)。基于此,以往研究分别考察了环境规制带来的强制压力(李怡娜和叶飞,2011)、竞争对手和同群企业带来的模仿压力(李怡娜和叶飞,2011;王旭和褚旭,2022)、媒体关注和行业协会关联带来的规范压力对企业绿色创新的影响(刘亦文等,2023;王浩军等,2024)。然而,尚未有研究探究“反向混改”给民营企业带来的制度压力是否以及如何影响其绿色创新行为。

4.研究评述

由上述分析可知,以往关于混合所有制改革的研究重点关注了“正向混改”的经济后果,而对“反向混改”的环境绩效关注较少,且现有关于“反向混改”的研究大都基于治理效应和资源效应探究了国有资本发挥的作用。鉴于国有资本在民营企业的股权比例相对较低,这会在一定程度限制国有资本所发挥的治理和资源效应,故需要进一步探讨国有资本是否还会通过其他渠道来影响民营企业。此外,以往研究重点关注了外部环境对企业绿色创新的研究,企业因素层面重点关注了所有权结构、企业资源和高管团队特征的影响,而较少关注异质性股权对企业实质性绿色创新的影响。企业绿色创新作为一种社会行为,往往会受到制度压力的驱动,但以往研究尚未关注“反向混改”给民营企业带来的制度压力是否影响以及如何影响其绿色创新行为。因此,本文将基于制度理论视角,探讨国有资本参股的“反向混改”是否会影响民营企业实质性绿色创新及其作用机制,拓展和深化以往关于混合所有制改革和绿色创新的相关研究。

(二)“反向混改”与民营企业实质性绿色创新

国有资本常被用于服务国家重大战略目标,兼具保值增值的基本经济目标和推动企业绿色发展的生态治理目标。因此,国有资本在运作过程中会重点关注绿色发展和绿色治理问题,自然在参股民营企业的过程中会表现出绿色治理倾向。制度理论指出,组织的行为不仅受到正式规则的影响,还受到规范、价值观和认知框架的影响(Scott,1995),并且许多组织实践的采用和保留往往更多地依赖于要求合规和合法性的社会压力,而不是要求经济绩效的商业压力(DiMaggio和Powell,1983)。基于此,本文提出“反向混改”,即国有资本参股带来的制度压力会促进民营企业开展实质性绿色创新。

国有资本参股民营企业会通过增强外部关注压力促使民营企业提高环保意识来开展实质性绿色创新。当民营企业成为国有资本参股的对象时,其行为更容易受到外界的关注和期望(徐光伟等,2023),导致民营企业管理者感知到的社会压力增大,进而促使企业开展更符合社会期望的行动。如已有研究发现“反向混改”通过给民营企业带来更多社会关注而抑制了民营企业的税收规避行为(翟淑萍等,2023)、脱实向虚倾向(赵晓阳和衣长军,2021;钱爱民等,2023)和盈余管理动机(高冰莹等,2024)。随着“双碳”目标的提出,环境议题在中国越来越重要,政府、媒体和公众等非市场部门除了关注企业的经济行为外,还更加关注企业的环保行为(Zhao,2012)。已有研究指出,民营企业的环境战略反映了企业管理者如何感知环境保护的重要性,并在采用环保技术的成本与收益之间进行权衡(Gröschl等,2019)。获得国有资本参股的民营企业由于受到更多关注,行为变得更加透明。这种高社会压力为企业带来了高环境成本,任何负面的环境行为都会迅速引起广泛关注,导致处罚和清理成本,以及对品牌形象造成负面影响(Zhao,2012)。因此,“反向混改”带来的外部关注使得民营企业感知到的环境社会压力增

加,促使其开展实质性绿色创新活动(Yang等,2019),以满足政府和社会公众期望。因此,基于国有资本参股民营企业所带来的制度压力,本文提出如下研究假设。

研究假设1:“反向混改”对民营企业实质性绿色创新有显著正向影响。

(三)行业关注压力的调节作用

为了进一步检验“反向混改”对民营企业实质性绿色创新的影响机制,本文检验了行业关注压力的调节作用。具体而言,高污染行业民营企业通常会面临更大的监管压力,从而可能削弱国有资本参股带来的外部关注压力对民营企业实质性绿色创新的正向影响。

由于各个行业在生产过程中所使用的原材料、生产工艺、能源消耗以及废物产生等方面存在本质的不同,不同行业企业的污染程度存在显著差异(王孝松等,2022),面临的外部关注压力也有所差异。能源、纺织和造纸等高污染行业由于对环境的负面影响较大,通常受到更为严格的环保监管和公众关注(沈洪涛等,2014)。在这种情况下,即使没有国有资本的介入,这些行业的民营企业也面临着较大的压力去改善自身的环保表现(李淑一等,2023),以避免潜在的法律风险、罚款和声誉损失。据统计,2022年我国有32.6%的高耗能行业民营企业编制了“碳达峰、碳中和”实施方案,比工业行业平均水平高出9.2%。^①因此,高污染行业民营企业很可能已经采取了一些环保措施,包括实质性绿色创新,以满足监管要求和市场期望。相比之下,低污染行业由于其对环境的影响相对较小,没有受到同等程度的关注和监管压力。这可能导致低污染行业民营企业开展环保活动的动力不足,自然开展实质性绿色创新活动的意愿也不足。然而,“反向混改”之后,国有资本参股使得原本受关注程度较低的低污染行业民营企业受到了更多的外部关注和监督,促使低污染行业民营企业开始重视环保问题,并加大对实质性绿色创新活动的投入,以满足国有股东和社会各界的期望。因此,本文提出如下研究假设。

研究假设2:相对于高污染行业,“反向混改”与低污染行业民营企业实质性绿色创新的正相关关系更强。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选择2007—2020年中国A股民营上市公司为研究对象。鉴于企业自2007年开始执行新的会计准则,为了减少会计准则变动引起的误差,本文以2007年为研究起点;考虑到中国2020年9月在联合国大会上作出了实现“双碳”目标的承诺,并表明将采取更加有力的政策和措施推动经济结构转型升级,这对企业绿色低碳转型提出了更高的要求(黄恒和齐保垒,2024),所以本文将2020年作为结束年份。在获取全部样本后,本文做了以下处理:(1)剔除ST和*ST类的企业;(2)剔除货币金融服务、资本市场服务、保险业和其他金融业等金融类企业;(3)将研发强度数据中的缺失值赋值为0,其他变量存在缺失的观测值剔除处理;(4)为了避免可能存在的偏误,剔除在研究期间内控制权变更的企业;(5)为了减少异常值对结果的影响,对所有连续变量进行了1%和99%的缩尾处理。本文国有资本参股数据来源于CSMAR数据库中的前十大股东文件信息,根据第一大股东的性质来定义企业性质;绿色专利数据和报刊媒体数据来源于CNRDS数据库;环保认知词频数据来源于WinGo数据库;其余数据都来自CSMAR数据库。最终本文的回归样本包括2357家民营企业的13607个公司—年度观测值,其中1653家民营企业在样本区间获得过国有资本参股,704家民营企业在样本区间没有任何国有资本参股。

(二)实证模型与变量设定

为考察国有资本参股是否能促进民营企业的实质性绿色创新,本文借鉴齐绍洲等(2018)

^①数据来源:全国工商联《中国民营企业绿色发展报告(2023)》。

和赵璨等(2021)的方法,构建了固定效应回归模型,为了缓解内生性和实质性绿色创新的滞后性问题,所有自变量都滞后一期。

$$GreenInvent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 State_{it-1} + \alpha_i \sum Controls_{it-1} + Year_i + Industry_{it} + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量为实质性绿色创新(*GreenInvent*),本文借鉴黎文靖和郑曼妮(2016)、张杨等(2022)的方法,采用专利技术水平最高、难度最大的绿色发明专利申请数量衡量实质性绿色创新。考虑到企业绿色专利申请数为计数变量,借鉴徐佳和崔静波(2020)、王分棉和贺佳(2022)的方法,将绿色发明专利申请数量加1后再取自然对数。解释变量为“反向混改”(State),本文参考赵璨等(2021)的方法,采用民营企业前十大股东中国有资本的持股比例来衡量国有资本参股。

$\sum Controls$ 表示一系列控制变量,本文借鉴以往的研究(齐绍洲等,2018;李青原和肖泽华,2020;刘金科和肖翊阳,2022),控制了以下可能影响企业实质性绿色创新的变量:企业规模(Size)、企业年龄(Age)、资产负债率(Leverage)、净资产收益率(ROE)、货币资金比例(Cash)、管理层持股比例(MSR)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Bind)、两职合一(Dual)、研发强度(RD intensity)、机构投资者持股比例(Ins Investor)。Year、Industry和Firm分别表示年份、行业和个体固定效应, ε 为随机扰动项。各变量的详细定义见表1。

表1 变量定义及描述性统计

类型	变量名称	符号	测量方式	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	实质性绿色创新	<i>GreenInvent</i>	Ln(绿色发明专利申请数+1)	0.269	0.640	0.000	5.966
解释变量	“反向混改”	<i>State</i>	前十大股东中国有资本持股数/总股数×100	1.593	3.549	0.000	24.890
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	Ln(期末总资产)	21.630	1.013	19.450	24.910
	企业年龄	<i>Age</i>	Ln(成立以来经历的时间)	2.657	0.415	1.099	3.401
	资产负债率	<i>Leverage</i>	期末总负债/期末总资产	0.346	0.183	0.045	0.868
	净资产收益率	<i>ROE</i>	期末净利润/期末净资产	0.068	0.121	-0.931	0.332
	货币资金比例	<i>Cash</i>	期末货币资金/期末总资产	0.213	0.156	0.014	0.731
	管理层持股比例	<i>MSR</i>	高级管理人员持股数/总股数	0.136	0.174	0.000	0.637
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会总人数	8.188	1.412	5.000	12.000
	独立董事比例	<i>Bind</i>	独立董事人数/董事会总人数	0.377	0.052	0.333	0.571
	两职合一	<i>Dual</i>	1=总经理和董事长两职兼任,0=否	0.405	0.491	0.000	1.000
	研发强度	<i>RD intensity</i>	研发投入/营业收入×100	5.115	4.546	0.060	27.140
机构投资者持股比例	<i>Ins Investor</i>	机构投资者持股数/总股数	0.340	0.250	0.001	0.933	

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与分析

表1列示了各个变量的描述性统计。(1)实质性绿色创新:*GreenInvent*的均值为0.269,标准差为0.640,表明样本民营企业的实质性绿色创新较少,且民营企业之间的实质性绿色创新水平差异较大。(2)“反向混改”:*State*的均值为1.593,表明样本民营企业的前十大股东中国有资本持股比例的均值是1.593%。(3)民营企业经营情况:*Leverage*的均值是34.6%,最大值是86.8%,最小值是4.5%,说明样本民营企业的资本结构存在较大差异。从企业的创新投入来看,*RD intensity*的均值是5.115%,最大值是27.14%,最小值是0.06%,表明不同民营企业对创新的投入程度存在很大差异。(4)治理结构:董事会人数(*Board*)分布范围是5至12人,独立董事比例(*Bind*)的均值是37.7%。另外,40.5%的民营企业是总经理与董事长两职合一。

(二)基本回归分析

表2列示了“反向混改”影响民营企业实质性绿色创新的基准回归结果。列(1)仅放入了解释变量, *State*的系数显著为正;列(2)加入了固定效应, *State*的系数依然显著为正。列(3)加入了所有控制变量, *State*的系数是0.006, 在5%水平下显著, 表明国有资本参股比例越高, 越能促进民营企业开展实质性绿色创新, 研究假设1得到支持。

表2 基准回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>GreenInvent</i>	<i>GreenInvent</i>	<i>GreenInvent</i>	<i>GreenInvent</i>	<i>GreenInvent</i>
<i>State</i>	0.005** (2.292)	0.006** (2.298)	0.006** (2.177)	0.045* (1.727)	0.036* (1.682)
<i>Size</i>			0.042*** (2.653)	0.043*** (2.668)	0.020* (1.806)
<i>Age</i>			0.022 (0.321)	0.022 (0.324)	-0.027 (-0.458)
<i>Leverage</i>			0.028 (0.570)	0.027 (0.559)	0.003 (0.075)
<i>ROE</i>			0.109*** (3.308)	0.109*** (3.305)	0.047* (1.832)
<i>Cash</i>			0.040 (0.938)	0.039 (0.910)	-0.021 (-0.639)
<i>MSR</i>			-0.022 (-0.366)	-0.021 (-0.349)	-0.013 (-0.309)
<i>Board</i>			-0.006 (-0.821)	-0.006 (-0.795)	-0.003 (-0.625)
<i>Bind</i>			-0.298* (-1.892)	-0.296* (-1.879)	-0.165 (-1.373)
<i>Dual</i>			0.004 (0.276)	0.004 (0.283)	-0.002 (-0.166)
<i>RD intensity</i>			0.006*** (2.847)	0.006*** (2.816)	0.004*** (2.731)
<i>Ins Investor</i>			-0.024 (-0.453)	-0.017 (-0.318)	-0.035 (-0.957)
常数项	0.254*** (24.216)	0.001 (0.007)	-0.783** (-2.198)	-0.782** (-2.185)	-0.303 (-1.166)
年份	NO	YES	YES	YES	YES
行业	NO	YES	YES	YES	YES
企业	NO	YES	YES	YES	YES
观测值	13 607	13 607	13 607	13 607	11 255
<i>Adj.R</i> ²	—	0.014	0.017	0.017	0.018

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

(三)稳健性检验

1. 替换自变量

本文参考何德旭等(2022)的方法, 以持股5%为标准定义民营企业中是否存在国有大股东来代替衡量*State*, 并对模型(1)进行重新回归。结果见表2列(4), *State*的系数为0.045, 且通过了显著性检验, 表明相对于没有国有资本参股的民营企业, 有国有资本参股的民营企业更会开展更多实质性绿色创新, 研究假设1再次得到支持。

2. 替换因变量

本文进一步剔除了申请失败的绿色发明专利,即利用企业获得授权的绿色发明专利量来衡量企业的实质性绿色创新水平。鉴于专利获得授权具有时间上的滞后性,发明专利从申请到获得授权至少需要1至2年(罗双成等,2024),本文参考范旭等(2023)的方法将所有解释变量相对于被解释变量滞后2期回归。结果见表2列(5),*State*的系数依然为正数且显著,说明本文的研究结论具有稳健性。

3. 内生性检验

探究“反向混改”与民营企业实质性绿色创新之间的因果关系,需要考虑的一个重要问题为是否存在自选择或遗漏变量的内生性,即可能是因为民营企业本身创新能力较强、环境绩效较好或其他条件比较好,国有资本才选择参股,而非是国有资本参股后民营企业的情况得到改善。为了解决这个问题,本文分别采用了Heckman两阶段模型和双重差分方法(difference-in-difference, DID)重新进行检验。

(1) Heckman两阶段

首先,本文采用Heckman两阶段检验缓解可能存在的自选择偏误问题。在第一阶段采用Probit模型估计民营企业国有股东持股的概率,并计算出逆米尔斯比率(IMR);第二阶段,在研究模型控制变量中加入IMR来修正可能存在的选择性偏差。表3列(2)的结果显示,IMR的回归系数通过了显著性检验,表明在第一阶段Heckman选择模型的应用是恰当的,有效控制了研究样本中存在的自选择偏误。同时,列(2)中*State*的系数仍为正数,且在5%的水平上显著,说明“反向混改”会促进民营企业提升实质性绿色创新水平,与表2的结果一致,假设1再次得到验证。

(2) DID检验

接下来,本文采用双重差分方法进一步处理可能存在的内生性问题。由于不同民营企业引入国有资本的时间不同,本文参考何德旭等(2022)采用多期DID进行检验,具体见模型(2):

$$GreenInvent_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it-1} + \beta_i \sum Controls_{it-1} + Year_t + Industry_{it} + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,*DID*代表民营企业是否存在国有股东。本文将首次有国有资本参股的随后3年取值为1,而国有资本进入的前3年取值为0,从而产生了处理组和对照组、处理前和处理后的双重差异。为了缓解处理组和对照组之间除了国有资本参股以外的差异,本文在进行DID检验前对样本进行了倾向得分匹配(PSM)。具体而言,本文将所有存在国有资本参股的民营企业作为处理组,利用所有控制变量作为匹配变量,采用1:1最邻近匹配方式无放回地为其匹配同一年度、同一行业倾向得分最接近的从未有国有资本参股的民营企业对照组。从图1可以看出,匹配后实验组和对照组企业的特征差异显著降低了。采用匹配后样本回归的结果如表3列(3)所示,*DID*的系数显著为正,说明国有资本参股显著增加了民营企业的实质性绿色创新,研究假设1再次得到验证。

DID结果有效的前提是处理组和对照组在事件发生前的变化趋势是平行的,不存在显著差异。由于每家民营企业获得国有资本参股的时间不同,本文参考何德旭等(2022),采用事件研究法,生成处理组和年份虚拟变量的交互项检验事件发生前的平行趋势。具体回归方法见模型(3):

$$GreenInvent_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it-1}^{-3} + \gamma_2 DID_{it-1}^{-2} + \gamma_3 DID_{it-1}^{-1} + \gamma_4 DID_{it-1}^1 + \gamma_5 DID_{it-1}^2 + \gamma_6 DID_{it-1}^3 + \gamma_i \sum Controls_{it-1} + Year_t + Industry_{it} + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, DID_{it-1}^{-n} 为一系列虚拟变量,国有资本参股民营企业的前n年, DID_{it-1}^{-n} 取值为1,由此可以通

表3 内生性检验结果

解释变量	(1) <i>State</i>	(2) <i>GreenInvent</i>	(3) <i>GreenInvent</i>	(4) <i>GreenInvent</i>	(5) <i>GreenInvent</i>
<i>State</i>		0.006** (2.210)			
<i>IMR</i>		0.477* (1.881)			
<i>DID</i>			0.106** (2.291)		0.083** (2.143)
<i>DID</i> ⁻³				-0.009 (-0.156)	
<i>DID</i> ⁻²				-0.027 (-0.658)	
<i>DID</i> ⁻¹				-0.042 (-1.113)	
<i>DID</i> ¹				0.070** (1.994)	
<i>DID</i> ²				0.016 (0.389)	
<i>DID</i> ³				0.039 (0.924)	
<i>Size</i>		0.042*** (2.661)	0.054 (1.287)	0.061* (1.648)	0.070 (1.630)
<i>Age</i>	0.150*** (4.602)	0.073 (0.961)	-0.006 (-0.047)	-0.097 (-0.779)	-0.227 (-1.253)
<i>Leverage</i>	0.551*** (7.566)	0.206** (2.028)	0.021 (0.165)	0.018 (0.171)	0.007 (0.057)
<i>ROE</i>	0.466*** (4.813)	0.266*** (2.993)	0.040 (0.578)	0.051 (0.826)	-0.023 (-0.250)
<i>Cash</i>	-0.308*** (-3.405)	-0.066 (-0.908)	0.009 (0.117)	0.044 (0.548)	0.180 (1.314)
<i>MSR</i>		-0.027 (-0.448)	-0.023 (-0.256)	-0.035 (-0.348)	-0.159 (-0.876)
<i>Board</i>		-0.006 (-0.852)	-0.018 (-1.204)	-0.022 (-1.596)	-0.030 (-1.336)
<i>Bind</i>		-0.283* (-1.785)	-0.226 (-0.695)	-0.188 (-0.597)	-1.201** (-2.430)
<i>Dual</i>		0.003 (0.212)	0.017 (0.518)	-0.000 (-0.000)	0.005 (0.134)
<i>RD intensity</i>		0.006*** (2.825)	0.001 (0.243)	0.004 (0.797)	-0.005 (-0.819)
<i>Ins Investor</i>	0.566*** (12.093)	0.160 (1.450)	-0.028 (-0.146)	-0.030 (-0.191)	-0.130 (-0.845)
常数项	-0.339 (-0.939)	-1.373*** (-3.029)	-0.480 (-0.570)	-0.589 (-0.802)	0.187 (0.215)
年份	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES
企业	NO	YES	YES	YES	YES
观测值	13 585	13 585	3 403	4 270	1 807
<i>Pseudo_R</i> ² / <i>Adj. R</i> ²	0.056	0.017	0.015	0.008	0.029

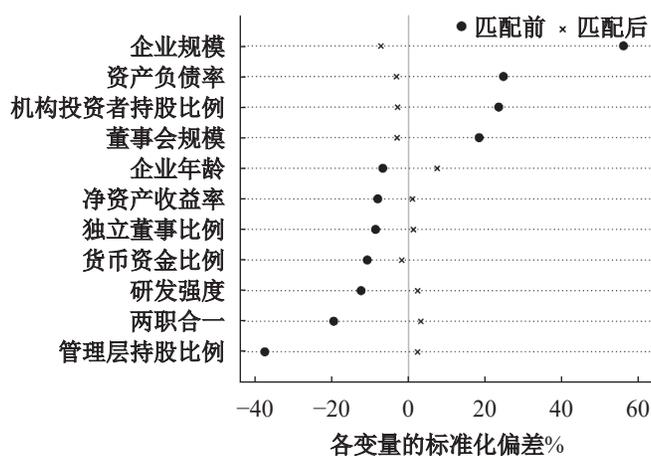


图1 PSM匹配效果

过 DID_{it-1}^n 的系数判断“反向混改”发生前处理组和对照组的差异。结果如表3列(4)所示,采用前3年构建的虚拟变量 DID 的系数均不显著,说明在“反向混改”前,处理组与对照组的实质性绿色创新水平不存在显著差异,平行趋势得到验证。

为了更好地解决内生性问题,本文参考何德旭等(2022)的方法进一步缩小了样本范围。具体而言,本文将处理组设定为2017—2018年国有资本新参股的民营企业,对照组设定为2018年之后国有资本新参股的民营企业。这样做的原因可能是可能存在一些难以观测到的特征(如创新能力较强或发展潜力大等)使得某些民营企业更可能获得国有资本参股,选取最终都获得了国有资本参股的处理组和对照组则更能满足统计意义上的同质性,减轻两组企业之间的固有差异对因果关系造成的混淆。将样本范围缩小到2017年及之后是因为2017年政府工作报告中首次强调了“做强、做优、做大国有资本”,使得“反向混改”受到各方重视,因而这之后国有资本参股民营企业的情况和2017年之前存在相当程度的差异(何德旭等,2022)。采用缩小样本重新回归的结果见表3列(5), DID 的系数依然显著为正,调整后的 R^2 也明显大于表2和表3中其他列的 R^2 值,说明该方法更好地排除了其他混杂因素的干扰,更干净地检验了“反向混改”对民营企业实质性绿色创新的影响,进一步验证了本文研究结论的稳健性。

(四)机制检验

本文认为“反向混改”带来的制度压力促进了民营企业开展实质性绿色创新。具体而言,国有资本参股使民营企业受到更多外部关注,产生的外部社会压力促使其增强环保意识,进而提升实质性绿色创新水平。因此,本文进一步探究“反向混改”是否增强了民营企业的媒体关注度和环保意识,以检验该机制路径。首先,本文参考杨国超和张李娜(2021)的方法,利用报刊媒体对企业正面、负面和中性报道数量的总和取对数来衡量民营企业的媒体关注度($Media$)。表4列(1)的结果显示, $State$ 的系数为正数且在5%水平显著,表明“反向混改”显著增加了民营企业受到的外部关注。已有研究认为,媒体关注既是企业产生合法性危机的来源,又是企业获得合法性的途径(王云等,2017)。这意味着企业受到的关注越多,其破坏环境的行为就会带来更多的声誉损失从而影响企业价值;而企业受到的关注越多,其保护环境的行为就越能够帮助企业树立更好的形象,改善企业的环境合法性水平。因而当企业受到更多的媒体关注时,提升环保意愿是其利润最大化的最优策略(王云等,2017)。相关研究也指出,当媒体关注越多时,企业更倾向于履行社会责任(Campbell,2007),减少污染排放(Tang和Tang,2016)和增加环保投

资(王云等,2017)。因此,本文进一步检验,在“反向混改”带来更多外部关注的情况下,民营企业是否会提升环保意识以获取制度压力下的环境合法性。参考王分棉等(2023)的方法,本文利用环保认知相关词汇总词频占管理层讨论与分析总词频的比例来衡量民营企业的环保意识(*GreenAware*)^①。表4列(2)的结果显示,*State*的系数为正数且在1%水平显著,表明“反向混改”显著增强了民营企业的环保意识。以上分析证明了本文基于制度理论提出的机制路径,即国有资本参股使民营企业受到更多的外部关注,产生的外部压力促使其增强环保意识,最终提升了实质性绿色创新水平。

表4 机制检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Media</i>	<i>GreenAware</i>	<i>Loan</i>	<i>GreenSub</i>
<i>State</i>	0.007**	0.011***	-0.006	-0.034
	(2.294)	(3.005)	(-0.201)	(-1.642)
常数项	1.114*	0.340	-43.877***	-0.757
	(1.912)	(0.513)	(-7.896)	(-0.195)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES
企业	YES	YES	YES	YES
观测值	13 607	13 607	13 607	13 607
<i>Adj.R</i> ²	0.152	0.042	0.124	0.053

然而,由于投入大、周期长是民营企业开展实质性绿色创新意愿不足的主要原因,加之以往文献提出混合所有制改革具有资源效应(赵璨等,2021),可以缓解民营企业的资源约束(罗宏和秦际栋,2019),因而资源效应也有可能是“反向混改”影响民营企业实质性绿色创新水平的潜在机制。因此,本文进一步探究除了制度压力以外,“反向混改”是否还会通过资源效应来影响民营企业的实质性绿色创新水平。本文分别采用民营企业获得的银行贷款(*Loan*)和环保补助(*Greensub*)来分别衡量其融资水平和环保资源。表4列(3)和列(4)的结果显示,*State*的系数均不显著,表明“反向混改”并不是通过资源效应来影响民营企业实质性绿色创新,这可能是由于国有资本参股的股权比例相对较低,因而难以产生显著的资源效应。

(五)调节效应检验

本文通过检验行业关注压力对主效应的调节作用来进一步验证外部关注压力的机制路径。在“双碳”目标下,高污染行业本身就会受到更多外部关注和环保监管,而低污染行业受到的外部关注则相对较少。“反向混改”后,国有资本参股的低污染行业企业就会受到比以往更多的外部关注,从而促使其关注环保问题,积极开展实质性绿色创新。本文参考陈璇和钱维(2018)的方法,将环境保护部发布的《上市公司环境信息披露指南》中明确的15个重污染行业^②划分为高污染行业(*Industry_P=1*),其他行业为低污染行业(*Industry_P=0*)。表5中列(1)的结果显示,交互项*State*×*Industry_P*的系数为负数,且通过了5%水平显著性检验,表明相对于高污染行业,“反向混改”与低污染行业民营企业实质性绿色创新的正相关关系更强,研究假设2得到验证。从图2也可以看出,在低污染行业中,“反向混改”程度越高越能够促进民营企业实质性绿色创新,但在高污染行业中,“反向混改”对民营企业实质性绿色创新没有显著的促进作用。

①由于高管环保意识词频占管理层讨论与分析总词频的比例较小,为了便于观测和理解系数,在进行回归时都将*GreenAware*乘了100。

②包括钢铁、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、纺织、制革和采矿业,对应的证监会行业编码分别为B06、B07、B08、B09、B11、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C31、C32。

表5 行业关注压力的调节效应检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>GreenInvent</i>	低污染行业 <i>Media</i>	高污染行业 <i>Media</i>	低污染行业 <i>GreenAware</i>	高污染行业 <i>GreenAware</i>
<i>State</i>	0.007** (2.407)	0.007** (2.026)	0.005 (0.634)	0.013** (2.015)	0.003 (0.356)
<i>State</i> × <i>Industry_P</i>	-0.009** (-2.036)				
<i>Industry_P</i>	-0.083 (-0.641)				
常数项	-0.779** (-2.189)	0.831 (1.298)	2.771** (2.557)	0.516 (0.766)	1.762 (0.978)
Chow Test		2.26**		17.62***	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES
企业	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	13 607	10 940	2 667	10 940	2 667
<i>Adj.R</i> ²	0.017	0.153	0.144	0.046	0.022

为了进一步检验本文所提出的机制路径,本文检验了“反向混改”对高污染和低污染行业民营企业的外部关注度和环保意识是否存在异质性影响。表5列(2)和列(3)的结果显示,“反向混改”会显著增强低污染行业民营企业的外部关注度,但对高污染行业民营企业的外部关注度没有显著影响,并且组间差异在1%水平通过显著性检验;列(4)和列(5)的结果显示,“反向混改”会显著增强低污染行业民营企业的环保意识,但对高污染行业民营企业的环保意识没有显著影响,并且组间差异也在1%水平通过显著性检验。这表明国有资本参股低污染行业民营企业给其带来更多的外部关注度,产生更强的外部压力促使这些企业环保意识增强,从而积极开展实质性绿色创新活动;而高污染行业民营企业本身一直会受到环境监管的重点关注,所以在国有资本参股前后其外部关注度和环保意识不会发生显著变化,自然不会对这些企业实质性绿色创新产生显著影响,再次验证了本文的机制路径。

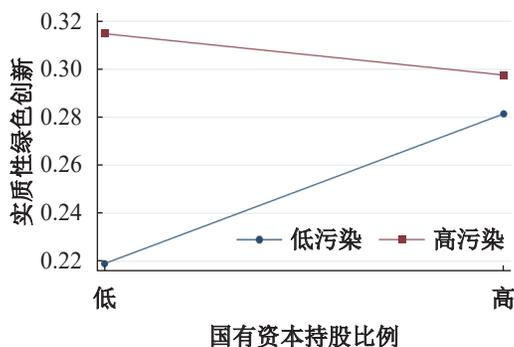


图2 行业关注压力程度的调节作用

五、结论与讨论

本文基于2007—2020年中国A股民营上市公司样本,实证考察了“反向混改”是否以及如何影响民营企业实质性绿色创新,研究结果表明:(1)“反向混改”会促进民营企业开展实质性绿色创新。该结论在替换主要变量检验、Heckman两阶段检验、PSM-DID检验、缩小样本范围检验等一系列稳健性检验后依然成立。(2)机制检验发现,“反向混改”通过增加民营企业的外部关注度和环保意识,进而提高了民营企业实质性绿色创新水平。(3)调节效应检验发现,相对于高污染行业,“反向混改”与低污染行业民营企业实质性绿色创新的正相关关系更强。这是由于

国有资本参股使得低污染行业民营企业受到了更多的外部关注,从而使得这些民营企业管理者感知到的环保压力增强,环保意识提升,最终促进其积极开展实质性绿色创新活动,而高污染行业民营企业自身本就受到较强的环境监管压力,因而“反向混改”对其实质性绿色创新水平不会产生显著影响。

本文的研究结论对我国经济高质量发展和“双碳”战略的持续推进具有重要的参考价值。(1)本文的结论表明“反向混改”可以促进民营企业积极开展实质性绿色创新,提升绿色创新质量,而实质性绿色创新已成为推进中国经济高质量发展的关键因素。为此,应持续推进混合所有制改革,一方面,优化国有资本布局,提高国有资本配置效率,鼓励国有企业与民营企业在资本、技术、管理等方面进行深度融合。另一方面,加强对混合所有制企业的监管,确保改革过程中国有资产发挥正确的引导作用,同时保护民营企业的合法权益;此外,还应注重激发混合所有制企业的创新活力,通过政策支持和激励机制,促进混合所有制改革的企业加大研发投入,推动产业升级和技术创新。(2)民营企业可以充分发挥自身的主观能动性,主动寻求与国有企业的合作机会,吸引国有资本参股。首先,民营企业应加强自身的核心竞争力,通过技术创新、管理优化等方式提升企业价值,吸引国有资本的关注;其次,民营企业应积极参与政策制定过程,与政府部门建立良好的沟通机制,了解国家关于混合所有制改革的最新政策动向;再次,民营企业应加强与国有企业的交流合作,通过项目合作、技术交流等形式,增进相互了解,为国有资本参股创造条件;此外,民营企业还应注重企业文化建设,树立良好的企业形象,提高外界对企业的认可度和信任度。(3)增强对企业环保行为的外部关注与监督。一方面,政府可以通过政策激励和监督机制,促使企业履行环保责任;另一方面,政府可以加强环保法律法规的宣传和教育,提高公众的环保意识,增强公众对企业环保行为的关注与监督。媒体也应承担起社会责任,客观公正地报道企业的环保行为,揭露环保违规行为,引导公众形成正确的环保观念,加强对企业环保行为的关注与监督,助力“双碳”目标的实现。

主要参考文献

- [1]曹洪军,陈泽文. 内外环境对企业绿色创新战略的驱动效应——高管环保意识的调节作用[J]. 南开管理评论, 2017, 20(6): 95-103.
- [2]范旭,李蓓黎,李键江. 海外人才回流对企业技术创新的影响研究[J]. 科研管理, 2023, 44(11): 85-93.
- [3]高冰莹,张伟华,范慧敏. 国有资本参股能抑制民营企业股价崩盘风险吗?[J]. 中国软科学, 2024, (1): 139-150.
- [4]郝阳,龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 122-135.
- [5]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.
- [6]黄恒,齐保全. 碳风险视角下的企业环境、社会及治理责任履行[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2024, (3): 137-156.
- [7]江诗松,何文龙,路江涌. 创新作为一种政治战略: 转型经济情境中的企业象征性创新[J]. 南开管理评论, 2019, 22(2): 104-113.
- [8]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.
- [9]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.
- [10]李鑫,魏娜. 海外并购能否促进企业绿色创新水平提升?[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(3): 106-121.
- [11]李怡娜,叶飞. 制度压力、绿色环保创新实践与企业绩效关系——基于新制度主义理论和生态现代化理论视角[J]. 科学学研究, 2011, 29(12): 1884-1894.
- [12]李志生,金陵,张知宸. 危机时期政府直接干预与尾部系统风险——来自2015年股灾期间“国家队”持股的证据[J]. 经济研究, 2019, 54(4): 67-83.

- [13]刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.
- [14]刘亦文,陈熙钧,高京淋,等. 媒体关注与重污染企业绿色技术创新[J]. 中国软科学, 2023, (9): 30-40.
- [15]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.
- [16]罗双成,刘建江,熊智桥. 人才政策支持与重污染企业绿色创新绩效——来自高层次人才补助的经验证据[J]. 产业经济研究, 2024, (1): 56-70.
- [17]马骏,朱斌,何轩. 家族企业何以成为更积极的绿色创新推动者?——基于社会情感财富和制度合法性的解释[J]. 管理科学学报, 2020, 23(9): 31-60.
- [18]齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [19]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.
- [20]沈洪涛,黄珍,郭昉汝. 告白还是辩白——企业环境表现与环境信息披露关系研究[J]. 南开管理评论, 2014, 17(2): 56-63,73.
- [21]孙琳. 践行绿色发展理念 民营企业向绿而行[N]. 人民政协报, 2024-01-05(005).
- [22]王分棉,贺佳. 地方政府环境治理压力会“挤出”企业绿色创新吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(2): 140-150.
- [23]王分棉,贺佳,陈丽莉. 连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J]. 中国工业经济, 2023, (10): 155-173.
- [24]王浩军,宋铁波,黄键斌. 行业协会关联对企业ESG表现的影响研究[J]. 管理学报, 2024, 21(4): 507-516.
- [25]王旭,褚旭. 制造业企业绿色技术创新的同群效应研究——基于多层次情境的参照作用[J]. 南开管理评论, 2022, 25(2): 68-79.
- [26]王云,李延喜,马壮,等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论, 2017, 20(6): 83-94.
- [27]魏延鹏,毛志宏,王浩宇. 国有资本参股对民营企业ESG表现的影响研究[J]. 管理学报, 2023, 20(7): 984-993.
- [28]杨国超,张李娜. 产业政策何以更有效?——基于海量媒体报道数据与研发操纵现象的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(6): 2173-2194.
- [29]杨兴全,尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有?[J]. 管理世界, 2018, 34(11): 93-107.
- [30]于立宏,程思佳. 生态保护补偿制度能否提高地区水资源利用效率?——基于水权试点的实证研究[J]. 财经研究, 2023, 49(2): 19-33.
- [31]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.
- [32]翟淑萍,范润,缪晴. “逆向混改”与民营企业税收规避[J]. 外国经济与管理, 2023, 45(8): 34-50.
- [33]张伟,于良春. 创新驱动发展战略下的国有企业改革路径选择研究[J]. 经济研究, 2019, 54(10): 74-88.
- [34]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.
- [35]赵璨,宿莉莎,曹伟. 混合所有制改革: 治理效应还是资源效应?——基于不同产权性质下企业投资效率的研究[J]. 上海财经大学学报, 2021, 23(1): 75-90.
- [36]赵莉,张玲. 媒体关注对企业绿色技术创新的影响: 市场化水平的调节作用[J]. 管理评论, 2020, 32(9): 132-141.
- [37]赵晓阳,衣长军. 国资介入能否抑制实体企业的脱实向虚?——兼论亲清政商关系的调节作用[J]. 经济管理, 2021, 43(7): 61-74.
- [38]Bassetti T, Blasi S, Sedita S R. The management of sustainable development: A longitudinal analysis of the effects of environmental performance on economic performance[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(1): 21-37.
- [39]Campbell J L. Why would corporations behave in socially responsible ways? An institutional theory of corporate social responsibility[J]. *Academy of Management Review*, 2007, 32(3): 946-967.
- [40]Carfora A, Scandurra G, Thomas A. Determinants of environmental innovations supporting small- and medium-sized enterprises sustainable development[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(5): 2621-2636.
- [41]DiMaggio P J, Powell W W. The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. *American Sociological Review*, 1983, 48(2): 147-160.
- [42]Gröschl S, Gabaldón P, Hahn T. The co-evolution of leaders' cognitive complexity and corporate sustainability: The case of the CEO of Puma[J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 155(3): 741-762.
- [43]He X P, Jiang S. Does gender diversity matter for green innovation?[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2019, 28(7): 1341-1356.

- [44]Mauro S G, Cinquini L, Grossi G. External pressures and internal dynamics in the institutionalization of performance-based budgeting: An endless process?[J]. *Public Performance & Management Review*, 2018, 41(2): 224-252.
- [45]Quan X F, Ke Y, Qian Y T, et al. CEO foreign experience and green innovation: Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2023, 182(2): 535-557.
- [46]Wang R X, Wijen F, Heugens P P M A R. Government's green grip: Multifaceted state influence on corporate environmental actions in China[J]. *Strategic Management Journal*, 2018, 39(2): 403-428.
- [47]Yang D F, 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.
- [48]Yang X Y, Jiang P, Pan Y. Does China's carbon emission trading policy have an employment double dividend and a porter effect?[J]. *Energy Policy*, 2020, 142: 111492.
- [49]Zhao L, Zhang L, Sun J X, et al. Can public participation constraints promote green technological innovation of Chinese enterprises? The moderating role of government environmental regulatory enforcement[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 174: 121198.

How does the “Reverse Mixed-ownership Reform” Affect the Substantive Green Innovation of Private Enterprises? From the Institutional Theory Perspective

He Jia¹, Wang Fenmian¹, Sun Wanlin¹, Zhang Hong²

(1. *Beijing Enterprises' Global Management Research Center/Business School, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China*; 2. *Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China*)

Summary: Green innovation is integral to the high-quality economic and social development in China. Private enterprises, as pivotal agents of green innovation, still face problems such as weak willingness and low quality. The deepening of the mixed-ownership reform allows state capital to participate in private enterprises, thereby bringing institutional pressure to these enterprises. Based on the institutional theory, this paper empirically investigates the impact of state capital participation, known as the “reverse mixed-ownership reform”, on the green innovation of China's listed private enterprises from 2007 to 2020. The results show that the “reverse mixed-ownership reform” fosters the substantive green innovation of private enterprises. Further analysis discovers that the “reverse mixed-ownership reform” promotes the substantive green innovation of private enterprises by increasing their external attention and enhancing their environmental awareness. Compared with high-pollution industries, the positive correlation between the “reverse mixed-ownership reform” and the substantive green innovation of private enterprises in low-pollution industries is stronger. This paper provides new empirical evidence for the impact of the mixed-ownership reform on substantive green innovation. The conclusions offer insights for advancing the mixed-ownership reform and achieving the goals of carbon peaking and carbon neutrality.

Key words: “reverse mixed-ownership reform”; substantive green innovation; private enterprises; institutional theory

(责任编辑:王 孜)