

引用格式: 吴崇, 顾丹, 张佳奇. “逆向混改”如何影响战略性新兴产业民企绿色创新? ——基于代表性产业比较分析的视角[J]. 技术经济, 2024, 43(3): 51-63.

WU Chong, GU Dan, ZHANG Jiaqi. How can “reverse mixed ownership reform” influence green innovation of private enterprises in strategic emerging industries? Based on the perspective of comparative analysis of representative industries[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(3): 51-63.

“逆向混改”如何影响战略性新兴产业民企绿色创新?

——基于代表性产业比较分析的视角

吴崇, 顾丹, 张佳奇

(南京信息工程大学商学院, 南京 210044)

摘要: 以“逆向混改”现象普遍的高新技术、节能环保两类战略性新兴产业为研究对象, 基于民营企业“逆向混改”的准自然实验, 实证检验“逆向混改”对民企绿色创新的影响。结果显示, “逆向混改”可以有效驱动战略性新兴产业民企提高绿色创新绩效。机制检验发现, “逆向混改”具有促进专业化发展和融资约束缓解的“双重功效”, 有利于促成民企绿色创新发展的“护城河”和“蓄水池”。基于代表性产业比较分析发现, 环境规制的合理设计及强化, 可以有效地促进高新技术类产业民企“逆向混改”对绿色创新的协同效应; 创新补贴政策的适度强化及激励, 可以有效地促进节能环保类产业民企“逆向混改”对绿色创新的互补效应。研究揭示了“逆向混改”推进民企绿色创新的影响规律, 为促进战略性新兴产业高质量发展提供了理论和政策启发。

关键词: 战略性新兴产业; 混合所有制改革; 绿色创新; 双重差分法

中图分类号: F273.1; F276.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)03-0051-13

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J23110213

一、引言

战略性新兴产业绿色化发展一直受到党中央的高度重视。党的二十大后首次中央经济工作会议中强调加快绿色低碳科技革命、优化民营企业发展壮大环境。2011年和2020年党中央、国务院和发改委等先后颁布《关于鼓励和引导民营企业发展战略性新兴产业的实施意见》《关于新时代推进国有经济布局优化和结构调整的意见》, 倡导“逆向混改”作为民企引进国有资本的一类“混合所有制改革”, 有利于国资在战略性新兴产业的布局优化, 并积极发挥“国民共进”优势, 是促进该类产业绿色和高质量发展的政策激励。然而, 民企成长潜力巨大的战略性新兴产业的绿色投资具有周期长、投入大和回报慢特征, 影响和制约了民企绿色投资发展的动力和效率。近年来国资大量涌入战略性新兴产业, 高新技术类和节能环保类产业“逆向混改”陡增^[1]。那么, 基于战略性新兴产业高质量发展的视角, 国资参股引发的治理效应和资源效应能否推动民企绿色创新进而促使产业高质量发展呢?

考虑到战略性新兴产业行业跨度大、产业链复杂的特点, 当前研究需要关注“逆向混改”重点发生的产业领域。国务院国资委党委^[2]提出, “逆向混改”并不是国资全方位、无差异地进入所有战略性新兴产业, 而是以市场化方式重点进入高新技术和节能环保两类战略性新兴产业。其中, 一类是处于转型发展期的高新技术类战略性新兴产业, 众多民企已具备一定的技术积累和研发规模经济, 但仍然表现出不成熟和低端化发

收稿日期: 2023-11-02

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“中国特色社会主义基本经济制度体系研究”(20ZDA015); 江苏省社会科学基金“逆向技术溢出视域下‘混改’驱动江苏制造国企绿色创新的机制与路径研究”(23EYB003)

作者简介: 吴崇, 博士, 南京信息工程大学商学院教授, 硕士研究生导师, 研究方向: 公司治理和战略管理; 顾丹, 南京信息工程大学商学院硕士研究生, 研究方向: 公司治理和企业创新; 张佳奇, 南京信息工程大学商学院硕士研究生, 研究方向: 战略管理和企业创新。

展现象,对政府补贴和低素质劳动力仍有着较强的依赖性^[3]。学者们提出该类产业低碳转型需要外部力量积极干预,即除了强化民企对环境规制的敏感性之外,更需要增添促发民企绿色战略意愿及实施的新动力,“倒逼”其通过绿色低碳转型来“脱胎换骨”^[4];另一类是处于快速成长期的节能环保类战略性新兴产业,该类产业具有绿色创新的天性内在动机及禀赋,是国家抢占未来竞争的制高点,为节约能源资源、发展循环经济、保护生态环境提供物质基础和技术保障。但是,该类产业具有市场化与公益性兼顾的混合经济特征,技术基础尚薄弱、商业模式不够成熟,众多民企尚不具备充足的绿色创新动力及研发规模经济,存在较大的金融约束及资金缺口。学者们建议此类产业既需要政府通过直接的财政补贴来缓解资金约束,更需要引入促发社会资本持续投资的新动能,“诱发”民企通过创新资源可持续开发而“基业长青”^[5-6]。可见,高新技术类战略性新兴产业低碳转型亟须增添推进绿色战略观念和行为的新的新动力,节能环保类战略性新兴产业转型升级尚需引入缓解融资约束和优化创新资源配置的新动能。有学者认为,“逆向混改”可以应对两类战略性新兴产业高质量发展中动力动能不足的难题。这是因为,“逆向混改”中国有股东的监督制衡一定程度上可以促进民企绿色战略意愿及实践,国有资本进入引发的信号传递及社会资本投资与政府补贴“长短搭配”,可以产生民企创新资源优化配置的互补效应^[7-8]。

遗憾的是,目前仅有少数研究从减少政府干预和优化治理结构的治理效应观、银行信贷和创新补贴的资源获取观,探讨了绿色创新共性障碍下民企“逆向混改”的动机与效果^[9-10]。然而,结合公司治理理论、资源依赖理论和绿色创新理论,探讨“逆向混改”对战略性新兴产业民企绿色创新影响的研究较为缺乏。而且考虑到两类战略性新兴产业在成长阶段、绿色创新动力控制点、政府激励着力点方面的差异特征^[11],针对“逆向混改”的代表性战略性新兴产业及其异质性特点,探究“逆向混改”与环境规制、创新补贴等政策工具的有效组合对民企绿色创新影响机制的研究更为鲜见。本文预期,一方面,“逆向混改”及其治理效应和资源效应可以促进高新技术类战略性新兴产业民企绿色创新意愿,并对创新补贴产生一定程度的“替代作用”,这有利于民企摆脱对创新补贴的过度依赖,提升因增加环境规制敏感性所带来的协同效应,即通过资源有效配置及增加非生产性要素投入提升绿色创新效率^[12];另一方面,“逆向混改”及其治理效应和资源效应可以促进节能环保类战略性新兴产业民企缓解融资约束,产生引发社会资本投资和政府补贴“长短搭配”的资源配置互补效应,从而促进其绿色研发规模经济及创新效率^[13]。

基于此,本文以“逆向混改”现象普遍的高新技术、节能环保两类战略性新兴产业为研究对象,基于2007—2021年的民营上市公司样本,以民企“逆向混改”作为准自然实验,主要利用双重差分模型、中介作用模型和系列稳健性检验,实证检验“逆向混改”对战略性新兴产业民企绿色创新影响的机制路径。本文可能的边际贡献在于:①支持政府有关“逆向混改”促进战略性新兴产业高质量发展的政策设计,揭示“逆向混改”是协调国企“战略地位”与民企“发展壮大”的可行路径;②在统一的框架下探讨“逆向混改”通过专业化发展、融资约束缓解等机制路径驱动战略性新兴产业民企绿色创新的作用,深化了已有的影响机制研究文献;③引入环境规制和创新补贴两个政策工具维度,考察“逆向混改”赋能民企绿色创新的异质性影响,为高新技术和节能环保两类战略性新兴产业的绿色转型“纾困解难”提供参考。

二、制度背景

战略性新兴产业绿色化发展一直受到党中央的高度重视。党的二十大后首次中央经济工作会议中强调加快绿色低碳科技革命、优化民营企业发展壮大环境。2011年和2020年党中央、国务院和发改委等先后颁布《关于鼓励和引导民营企业发展战略性新兴产业的实施意见》《关于新时代推进国有经济布局优化和结构调整的意见》,其中强调“逆向混改”作为民营企业引进国有资本的一类“混合所有制改革”,可以发挥“国民共进”互补优势,是促进该产业转型发展的政策激励。

2015年,国务院发布的《关于国有企业发展混合所有制经济的意见》明确提出,混合所有制改革并不局限于国企,利用不同产权资本的深度融合激发企业活力是中国经济转型升级的重要举措。近年来,随着国资大量涌入,战略性新兴产业剧烈震荡,众多民企与央企、国企合作推动“逆向混改”。据统计目前央企已有近半数布局该产业,以环保类产业为例,中国环境企业50强中引入国有资本者占比就达到了约27%，“逆向

混改”陡增。

关于“逆向混改”政策效果存有一定争议。一方面,宏观层面研究指出“逆向混改”是“国进民退”的逆市场化现象,国有股权会对民营资本产生挤出效应,同时给民营企业注入僵化低效的组织管理元素,进而制约民营企业组织效率提升与创新发展^[14-15]。另一方面,微观层面的研究从政治关联、融资约束等视角进行分析,认为“逆向混改”的实施对民营企业产生了积极的影响^[16-17]。本文认为,随着国资大量涌入,该类产品“逆向混改”可以促进该业高质量发展的动力可突出表现为:第一,“逆向混改”加速了“国民共进”多要素治理效应的初步显现,行业集中度逐步增加,产业链分工协作下民企专业化突围的治理效应有望增强;第二,随着国有资本增量投资战略性新兴产业,行业壁垒趋于增加,民企借力国企金融支持和政策信息等优势提升竞争能力的资源效应不断凸显^[1]。那么,基于战略性新兴产业高质量发展的视角,国资参股引发的分工专业化、金融支持等高水平治理效应和资源效应,能否推动民企绿色创新进而促使产业高质量发展?该问题的提出与跟踪研究具有重要的理论与现实意义。

三、理论分析与研究假设

(一)“逆向混改”影响战略性新兴产业民企绿色创新的理论分析

近年来中国企业特色“混改”的理论研究表明,民营上市公司“逆向混改”愈加普遍,占比始终保持在60%以上^[18]。此背景下,一些文献尝试研究“逆向混改”对民企绿色创新的影响机理:一类是资源效应和信号传递的视角。该视角认为国资进入,可以通过缓解信息不对称和获取政府创新补贴的途径,对民企绿色创新产生正面影响^[8]。另一类是股权制衡和治理效应的视角。该视角发现国资进入,会通过政策信息传递和国有股权参与降低民企决策不确定性,对民企绿色创新产生积极作用^[19]。然而,当前有关“逆向混改”政策激励中的战略性新兴产业的相关研究十分缺乏。

伴随着战略性新兴产业“逆向混改”普及,该类产品呈现出行业壁垒增加、产业链分工协作合力不足等共性突出障碍^[20]。因此,“逆向混改”对该类产品中民企绿色创新的推动可以尝试从高水平的治理效应和资源效应两个方面做出解释。首先,结合公司治理理论及其治理效应视角,考虑到战略性新兴产业的绿色投资存在周期长和回报慢的特点,国企持股可以对战略性新兴产业中的民企产生一种监督和制衡作用^[21],一定程度上可以缓解民企内部人做出的不顾长期发展的短视决策行为^[22],积极响应国家战略提升绿色创新决策的质量及效率^[13]。其次,结合资源依赖理论及其资源效应视角,“逆向混改”后,民企与政府产生了一种内在联系,这种政治效应和信号作用会使得战略性新兴产业中的民企在绿色创新中得到更多的政策和资金支持,并能够获取更多、更及时的产业政策等信息^[9]。因而,“逆向混改”及其治理效应和资源效应一定程度上可以提升战略性新兴产业民企的绿色创新动力与效率。

基于此,本文提出假设1:

“逆向混改”有利于推动战略性新兴产业民企的绿色创新(H1)。

(二)专业化发展和融资约束缓解的作用机制分析

战略性新兴产业是新兴科技与新兴产业的深度融合,具有科技含量高、低碳环保的特点。伴随着近年来国有资本的大量涌入,该类产品“逆向混改”呈现陡增趋势,但该产品中民企绿色创新面临一些共性的突出壁垒和障碍,突出表现为:第一,“逆向混改”加速了“国民共进”多要素治理效应的初步显现,行业集中度逐步增加,但产业链分工协作的合力有所不足;第二,随着国有资本增量投资战略性新兴产业,行业壁垒趋于增加,民企金融支持和创新资源的约束效应凸显^[1]。鉴于上述共性壁垒和障碍对民企绿色创新的影响,更易受到其专业化发展水平和金融支持程度的影响。因此,基于专业化发展理论和融资约束理论,本文尝试从专业化发展、融资约束缓解的视角分析“逆向混改”如何推动该类产品内民企的绿色创新。

一方面,根据专业化发展理论,企业可以通过集中资源和能力而专注于核心业务领域,以达到较高的技术水平,从而有利于企业核心能力的形成,实现规模经济,进而突破行业壁垒和资源障碍,产生了市场竞争中的“护城河”效应,有助于促成企业持续竞争优势^[23]。因此,在“逆向混改”及其高水平治理效应推动下,

民企可以利用国企在战略性新兴产业及其产业链供应链中的战略地位影响力,展开产业链分工协作,加强与国企的分工协作和联合研发,积极营造自身“专精特新”的专业化能力与水平,以突破行业资质壁垒并增加业务规模和经营实力,进而促进其绿色创新投入和低碳转型^[24-25]。

另一方面,根据融资约束理论,如果代理问题严重或外部投资者无法掌握完整的生产经营信息时,外部投资意愿会弱化,信贷歧视将加剧,造成外部融资成本增加^[26]。因此,在“逆向混改”及其资源效应推动下,国有股东监督可以降低民企因所有权和经营权“紧密结合”产生的融资代理成本^[10,27],同时民企可以更好地利用国企在新兴产业信息、市场资源和政策支持等方面的比较优势,并不断地向社会各界传递其所参股民企的经营实力和发展稳定的信号,帮助民企形成不断获得贷款资源和金融支持的“蓄水池”,这有助于民企突破该类产业中的行业壁垒和资源障碍,促进其绿色创新投入和创新活动效率。

基于此,本文提出假设2:

“逆向混改”通过促进专业化发展、融资约束缓解赋能战略性新兴产业民企的绿色创新(H2)。

(三)环境规制和创新补贴的作用机制分析

当前有关绿色创新的影响因素研究,较多从环境规制和政府补贴等视角开展研究^[28-29],Acemoglu等^[30]研究发现环境规制和创新补贴的产业政策组合能够在不牺牲环境的情况下实现绿色创新。可以预期,作为政府促进战略性新兴产业绿色转型的一类重要的政策激励方式,“逆向混改”及其治理效应和资源效应,在绿色创新激励方面,会与环境规制和政府补贴两种政策工具之间存在一定程度的“替代效应”或“互补效应”。然而,两类战略性新兴产业在绿色创新动力控制点、政府激励着力点等方面有着显著的不同,因而环境规制和创新补贴等产业政策在“逆向混改”与民企绿色创新之间的影响机制应该具有差异性。

一方面,就处于转型发展期的高新技术类战略性新兴产业而言,即以高新技术为支撑的新兴产业,主要包括电子及通信设备制造、医药制造、航空航天器及设备制造等行业。学者们研究发现,该类产业中众多民企具备一定的技术积累和研发规模经济,但是仍然存在不成熟和低端化发展的现象,对政府补贴和低素质劳动力仍有着较强的依赖性,生态效益方面认知尚显不足^[3]。据此,学者们提出该类产业绿色低碳转型需要强化环境规制的外部力量积极干预,“倒逼”企业通过绿色低碳转型“脱胎换骨”^[4]。因此,本文认为,创新补贴的不断强化可能会进一步扭曲该类产业民企的资源配置,容易产生对“逆向混改”及其资源效应的“挤出效应”,“逆向混改”赋能绿色创新的积极作用可能会受到弱化甚至抑制。而环境规制的强化,可以促使该类产业内民企为了避免较高的环境合规成本,主动利用“逆向混改”帮助其摆脱对原有“创新补贴”模式的过度依赖,提升因增加环境规制敏感性所带来的协同效应,即有助于民企通过资源有效配置及增加非生产性要素投入提升绿色创新效率^[31]。

另一方面,就处于发展早期的节能环保类战略性新兴产业而言,其具有绿色创新的天性内在动机及禀赋,为国家节约能源资源、发展循环经济、保护生态环境提供物质基础和技术保障,是国家抢占未来竞争的制高点^[13]。然而,该类产业中众多民企尚不具备必要的技术积累和绿色研发规模经济,存在较大的金融约束和资金缺口。据此,学者们建议尚需要财政补助、税收优惠等政策激励来解决民企的金融约束和规模效应问题^[32]。基于此,本文认为,该类产业的绿色基础本质决定了其天性绿色创新的内在动机及禀赋,其绿色创新活动本身无须受到环境规制的直接驱使及激励。另一方面,对于这类节能环保类战略性新兴产业,具有市场化与公益性兼顾的混合经济特征,绿色投资风险加大、商业模式不够成熟,创新补贴政策的强化对“逆向混改”及其资源效应形成的“互补效应”,会促使民企主动利用“逆向混改”及其资源效应缓解融资约束,增强绿色投资意愿,这有利于产生引发社会资本投资和政府补贴“长短搭配”的资源配置互补效应,从而促进其研发规模经济及绿色创新效率^[33]。

基于此,本文提出假设3a和假设3b:

高新技术产业中,环境规制能够强化“逆向混改”对于民企的绿色创新激励(H3a);

节能环保类产业中,创新补贴能够强化“逆向混改”对于民企的绿色创新激励(H3b)。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文依据国家战略性新兴产业规划目录,结合《高技术产业(制造业)分类(2017)》《节能环保清洁产业统计分类(2021)》的标准,选择了高新技术和节能环保两类战略性新兴产业中 2007—2021 年民营上市公司的样本。之所以选择 2007 年作为起始年份,是因为 2006 年财政部新颁发了重大调整的《企业会计准则》,并按照如下规则进行筛选:①剔除 AH、AB 股交叉上市的样本;②剔除特别处理(ST)、特别转让(PT)的样本;③剔除主要变量缺失的样本;④剔除极端值样本;⑤剔除上市不足三年的样本。最终获得 3322 个“公司—年度”非平衡面板有效数据,数据主要来自国泰安数据库(CSMAR)和万德数据库(Wind)。

(二) 模型构建

考虑战略性新兴产业民企“逆向混改”可以在不同年度开展,参考曹越等^[34]的做法,本文采用多时点双重差分模型(1)和模型(2),实证检验“逆向混改”对战略性新兴产业民企绿色创新的影响。

$$GP_{e,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{e,t} + \lambda Control_{e,t} + firm + year + \varepsilon_{e,t} \quad (1)$$

$$DID_{e,t} = treatment_e \times post_t \quad (2)$$

其中: $GP_{e,t}$ 为企业绿色创新; $DID_{e,t}$ 为双重差分估计量; $treatment_e$ 为民企是否是处理组的虚拟变量, $post_t$ 为处理前后的时期虚拟变量; $Control_{e,t}$ 为企业规模、企业年龄等控制变量,详见变量定义部分; $firm$ 为个体固定效应; $year$ 为时间固定效应; β 为回归估计系数; $\varepsilon_{e,t}$ 为随机误差项;下标 e 、 t 分别为企业、年份。

(三) 变量定义

1. 被解释变量:企业绿色创新(GP)

企业绿色创新用新增绿色发明专利申请数量加 1 后的自然对数测量^[35]。该测度方便借助国家知识产权局的专利分类号(IPC)和世界知识产权组织(WIPO)的绿色专利分类号清单,衡量特定民企绿色创新的发明专利申请数量。

2. 解释变量:双重差分估计量(DID)

双重差分估计量为 $DID_{e,t} = treatment_e \times post_t$ 。其中, $treatment_e$ 为民企是否是处理组的虚拟变量,借鉴以往研究惯例和《公司法》中关于股东持股比例的规定^[36],将国资参股超过 10% 作为民企“逆向混改”标准,并将其界定为“逆向混改”事件的发生, $treatment_e$ 取值为 1,否则取值为 0。 $post_t$ 为处理前后的时期虚拟变量,“逆向混改”后取值为 1,否则取值为 0。

3. 中介变量:专业化水平(Pro)和融资约束(SA)

专业化水平(Pro):根据中国证监会行业分类标准(2012)前三位行业代码对样本公司主营业务收入构成中的行业属性进行划分,进一步依据李玉刚等^[37]的研究,采用以下两个指标衡量样本公司专业化水平:①行业数目(N10),指样本公司各业务单元涉及行业的销售收入占主营业务收入总收入 10% 以上行业的个数,本文取其相反数与专业化水平测度保持一致;②行业集中度(HHI),利用赫芬德尔指数 $HHI = \sum P_i^2$,其中 P_i 为样本公司涉及行业 i 收入占总收入的比重。融资约束(SA):本文借鉴 Hadlock 等^[38]的研究,采用 SA 指数: $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age$ 对融资约束测度,即 SA 指数为负且绝对值越大表明融资约束程度越严重,其值本身越大则融资约束程度缓解^[39],其中:Size 为企业规模;Age 为企业年龄。

4. 调节变量:环境规制(ER)和创新补贴(GIS)

环境规制(ER):①命令型环境规制(LER),本文采取各地区颁布的环境法规数量来衡量^[40];②市场型环境规制(MER),本文选用各地区排污费收入的对数来衡量^[41];③非正式环境规制(IER),本文采用各地市的“环境污染”百度指数衡量公众环境关注度进而衡量非正式环境规制^[42]。创新补贴(GIS):本文依据创新补贴关键词如“研发”“研制”等搜索政府补助明细中的具体项目名称,确定属于创新补贴的项目,加总得到创新补贴总额并进行对数化处理^[43]。

5. 控制变量

参考相近领域已有文献的研究^[44],本文引入控制变量:企业规模、企业年龄、资产负债率、资产专用性、

董事会规模、托宾 Q 和机构投资者持股比例。变量详细定义参见表 1。

表 1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
绿色创新	GP	$\ln(\text{新增绿色发明专利申请数}+1)$
专业化水平 1	$N10$	占主营业务收入大于 10% 的行业数目,并取其相反数
专业化水平 2	HHI	$HHI=\sum P_i^2$,其中 P_i 为样本公司涉及行业 i 收入占总收入的比重
融资约束	SA	$SA=-0.737\times\text{Size}+0.043\times\text{Size}^2-0.040\times\text{Age}$
命令型环境规制	LER	地区颁布的环境法规数量
市场型环境规制	MER	$\ln(\text{地区排污费收入})$
非正式环境规制	IER	地区“环境污染”的百度指数
创新补贴	GIS	$\ln(\text{创新补贴})$
企业规模	$Size$	$\ln(\text{总资产})$
企业年龄	Age	$\ln(\text{成立伊始年龄}+1)$
资产负债率	Lev	负债总额的总资产占比
资产专用性	AS	固定资产的总资产占比
董事会规模	Bds	董事会人员数
托宾 Q	TQ	市场价值的总资产占比
机构投资者持股	$Inst$	机构投资者持股的总股本占比

6. 变量的描述性统计

表 2 是主要变量的描述性统计结果。其中,企业绿色创新的均值为 0.189,标准差为 0.486,标准差是均值的两倍以上,说明我国战略性新兴产业民企的绿色创新水平差异较大,这一定程度反映了我国的实际情况。其余变量与已有文献结果基本一致,未见显著差异。

表 2 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
GP	3322	0.189	0.486	0.000	3.714
$N10$	3322	-1.347	0.652	-5.000	-1.000
HHI	3322	0.867	0.212	0.174	1.000
SA	3322	-3.720	0.248	-4.740	-2.834
LER	3322	17.840	12.692	1.000	63.000
MER	3322	6.582	0.827	3.349	8.186
IER	3322	136.525	40.227	3.904	215.384
GIS	3322	8.421	6.822	0.000	19.070
$Size$	3322	21.579	0.957	19.213	26.610
Age	3322	2.677	0.432	0.000	3.689
Lev	3322	0.319	0.176	0.008	1.117
AS	3322	0.220	0.117	0.000	0.703
Bds	3322	8.261	1.439	3.000	15.000
TQ	3322	2.174	1.448	0.701	22.573
$Inst$	3322	0.323	0.256	0.001	0.873

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本文利用双重差分模型来验证假设 H1,具体回归结果见表 3。表 3 的(1)列与双重差分法的一般模型相一致,控制了个体和时间固定效应,并加入了全部控制变量,交互项 DID 系数在 1%显著性水平上显著为正。考虑到行业、地区和个体的潜在趋势变化可能会导致遗漏变量偏误的问题,在(2)~(4)列逐步增加行业、地区、个体与时间交互项的趋势效应之后,这一结果依然保持稳健。由此表明,“逆向混改”有助于促进战略性新兴产业民企的绿色创新水平。假设 H1 得到验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.487*** (7.371)	0.494*** (7.431)	0.490*** (7.366)	0.483*** (7.218)
<i>Size</i>	0.068*** (3.058)	0.061*** (2.685)	0.066*** (2.894)	0.064*** (2.779)
<i>Age</i>	0.076 (1.272)	0.069 (1.140)	0.078 (1.296)	0.077 (1.263)
<i>Lev</i>	-0.124* (-1.720)	-0.148** (-2.020)	-0.165** (-2.243)	-0.160** (-2.176)
<i>AS</i>	0.107 (1.119)	0.063 (0.632)	0.067 (0.678)	0.063 (0.630)
<i>Bds</i>	-0.000 (-0.034)	0.001 (0.127)	-0.000 (-0.020)	0.001 (0.060)
<i>TQ</i>	0.007 (1.089)	0.005 (0.755)	0.005 (0.677)	0.004 (0.596)
<i>Inst</i>	-0.002*** (-2.975)	-0.002*** (-2.924)	-0.002*** (-2.834)	-0.002*** (-2.759)
<i>Constant</i>	-1.351*** (-2.952)	-9.929* (-1.920)	-9.950* (-1.923)	-10.186 (1.960)
个体/时间固定效应	是	是	是	是
行业时间效应		是	是	是
地区时间效应			是	是
个体时间效应				是
<i>N</i>	3322	3322	3322	3322
<i>R</i> ²	0.037	0.041	0.047	0.050
<i>F</i>	5.267***	3.496***	2.907***	2.389***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著；括号内为企业层面聚类稳健性 *t* 值。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

通过对比处理组与控制组在“逆向混改”前后绿色创新的变化,检验平行趋势假设是否成立。基于表 3 中(4)列的回归模型,构建模型(3)来进行检验。

$$GP_{e,t} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{k=-5}^4 treatment_e \times post_{t+k} + \lambda Control_{e,t} + firm + year + \varepsilon_{e,t} \quad (3)$$

图 1 显示了逐年交互项的估计系数在“逆向混改”前均未通过 5% 置信水平的检验,在“逆向混改”后当年及以后显著为正。据此平行趋势假设得到验证。

2. 倾向得分匹配 (PSM)

利用倾向得分匹配(PSM)方法,按照 1:2 卡尺匹配法,对处理组进行逐年匹配。图 2 表示匹配前处理组与控制组核密度曲线偏差较大,图 3 表示匹配后处理组与控制组核密度曲线偏差显著缩小,说明倾向得分匹配(PSM)有效。表 4 中的估计结果表明,各种模型下匹配后的估计系数皆在 1% 水平上显著为正。因此,“逆向混改”促进战略性新兴产业民企绿色创新的结论是稳健的。

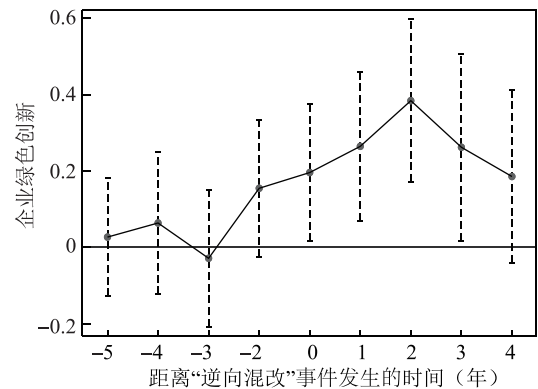


图 1 平行趋势检验结果

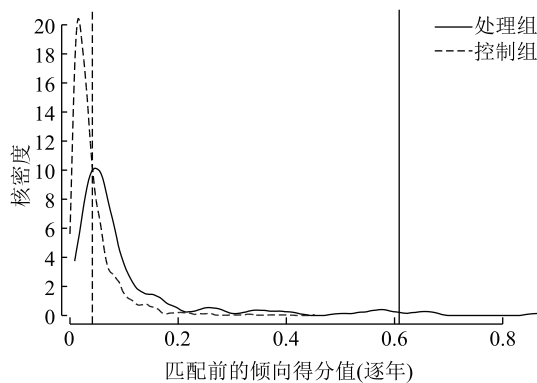


图 2 PSM 匹配前的核密度图

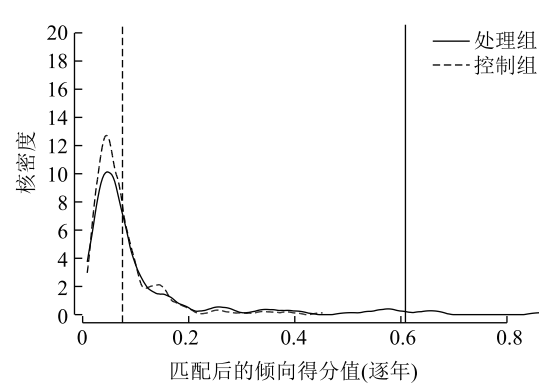


图 3 PSM 匹配后的核密度图

表 4 PSM-DID 检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.473 *** (6.420)	0.467 *** (6.311)	0.463 *** (6.257)	0.453 *** (6.068)
<i>Constants</i>	-0.859 (-1.313)	-0.194 (-0.277)	0.232 (0.314)	0.318 (0.426)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是
行业时间效应		是	是	是
地区时间效应			是	是
个体时间效应				是
<i>N</i>	2359	2359	2359	2359
<i>R</i> ²	0.037	0.042	0.054	0.057
<i>F</i>	3.624 ***	2.620 ***	2.292 ***	1.906 ***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著；括号内为企业层面聚类稳健性 *t* 值。

3. 安慰剂检验：虚构政策时间

通过伪处理试点安慰剂检验，先将“逆向混改”年份提前一年进行检验，表 5 的(1)~(4)列的结果显示，各种模型下 *DID* 系数均不显著；后将“逆向混改”年份滞后一年，表 5 的(5)~(8)列的估计系数皆在 1% 水平上显著为正。因此，“逆向混改”促进战略性新兴产业民企绿色创新的结论是稳健的。

表 5 安慰剂检验

变量	“逆向混改”年份提前 1 年				“逆向混改”年份滞后 1 年			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID</i>	0.127 (1.502)	0.129 (1.5423)	0.126 (1.509)	0.125 (1.482)	0.525 *** (6.825)	0.535 *** (6.887)	0.532 *** (6.847)	0.525 *** (6.699)
<i>Constants</i>	0.122 *** (4.590)	2.252 *** (8.569)	2.245 (7.554)	2.018 (6.821)	-1.324 *** (-2.889)	-9.886 * (-1.909)	-9.912 * (-1.913)	-10.196 * (-1.960)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业时间效应		是	是	是		是	是	是
地区时间效应			是	是			是	是
个体时间效应				是				是
<i>N</i>	3322	3322	3322	3322	3322	3322	3322	3322
<i>R</i> ²	0.017	0.022	0.026	0.029	0.034	0.038	0.045	0.047
<i>F</i>	2.393 ***	2.267 ***	1.796 ***	1.520 ***	4.891 ***	3.268 ***	2.751 ***	2.269 ***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著；括号内为企业层面聚类稳健性 *t* 值。

(三) 机制检验

1. 专业化发展和融资约束缓解的中介效应

基于假设 H2，对专业化水平(*Pro*)和融资约束(*SA*)的中介作用进行检验，根据中介效应检验程序，表 6 的回归结果显示，(1)列和(3)列中，*N10*、*HHI* 为被解释变量时，*DID* 系数均在 5% 水平上显著为正；(2)列和(4)列中，*GP* 为被解释变量时，增加中介变量 *N10*、*HHI* 之后，*N10*、*HHI* 系数在 5% 水平上显著为正，相比基准回归表 3 中的(4)列中的 *DID* 系数，*DID* 系数仍然显著为正但其值下降，专业化发展的中介作用成立。这表明“逆向混改”有助于通过促进专业化发展推动民企绿色创新水平的提升。(5)列中，*SA* 为被解释变量时，*DID* 系数在 1% 水平上显著为正；(6)列中，*GP* 为被解释变量时，增加中介变量 *SA* 之后，*SA* 系数在 5% 水平上显著为正，相比基准回归表 3 中的(4)列中的 *DID* 系数，*DID* 系数仍然显著为正但其值下降，融资约束的中介作用成立。这表明“逆向混改”有助于通过融资约束缓解推动民企绿色创新水平的提升。为稳健起见，采用 Sobel 法验证，结果表明中介效应 *Z* 统计量均在 5% 水平上显著，假设 H2 得到验证。

表 6 专业化发展和融资约束缓解的中介效应

变量	<i>N10</i> (1)	<i>GP</i> (2)	<i>HHI</i> (3)	<i>GP</i> (4)	<i>SA</i> (5)	<i>GP</i> (6)
<i>DID</i>	0.133 ** (1.983)	0.383 *** (6.074)	0.060 *** (2.874)	0.366 *** (5.795)	0.023 *** (3.783)	0.366 *** (5.864)
<i>N10</i>		0.034 ** (1.966)				
<i>HHI</i>				0.111 ** (1.967)		
<i>SA</i>						0.490 ** (2.400)
<i>Constant</i>	-0.052 (-0.037)	1.061 (0.639)	1.123 *** (2.615)	0.391 (0.240)	-3.794 *** (-29.858)	1.717 (1.022)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业时间效应	是	是	是	是	是	是
地区时间效应	是	是	是	是	是	是
个体时间效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3322	3322	3322	3322	3322	3322
<i>R</i> ²	0.150	0.049	0.194	0.048	0.952	0.044
<i>F</i>	7.822 ***	2.129 ***	11.614 ***	2.045 ***	949.057 ***	2.088 **
Sobel 检验	Sobel <i>Z</i> = 1.973 **		Sobel <i>Z</i> = 1.989 **		Sobel <i>Z</i> = 2.087 ***	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著；括号内为企业层面聚类稳健性 *t* 值。

2. 环境规制和创新补贴的调节效应

基于假设 H3a 和假设 H3b, 本文将以“逆向混改”现象普遍的高新技术类、节能环保类战略性新兴产业为研究范围, 深入分析“逆向混改”对绿色创新直接作用的产业异质性影响, 以及环境规制、创新补贴的调节机制在两类代表性产业中的差异影响。

根据国家统计局《战略性新兴产业分类(2018)》中新一代信息技术产业、高端装备制造产业、新材料产业、生物产业、新能源汽车产业、新能源产业、节能环保产业、数字创意产业、相关服务业的九大类战略性新兴产业划分。进一步结合《高技术产业(制造业)分类(2017)》《节能环保清洁产业统计分类(2021)》的标准, 本文将全体研究样本划分为两类: 一类是高新技术类战略性新兴产业样本组, 即电子及通信设备制造、医药制造、航空航天器及设备制造等行业样本; 另一类是节能环保类战略性新兴产业样本组, 即根据“环保”“新能源”“节能”等主营业务关键词识别出高效节能、先进环保、新能源等产业样本。然后基本假设 H3a 和假设 H3b 展开回归分析及检验。

首先, 进行了基于“逆向混改”直接作用的产业异质性检验, 表 7 的(1)列和(2)列的回归结果显示, 无论是高新技术类战略性新兴产业还是节能环保类战略性新兴产业, “逆向混改”对民企绿色创新均有显著的正面影响。这表明, 虽然两类战略性新兴产业在成长阶段、绿色创新动力控制点、政府激励着力点方面有所不同, 但两类产业中的民企同样面临着产业链分工协作合力不足、融资约束等共性障碍, “逆向混改”具有破解上述两类产业中民企绿色创新共性障碍的积极作用。因而, 在“逆向混改”的绿色创新促进作用方面, 两类产业不存在差异性, 假设 H1 得到进一步验证及解释。

其次, 为了考察环境规制、创新补贴调节效应的产业异质性检验, 本文构建了包含命令型环境规制(*LER*)、市场型环境规制(*MER*)、非正式环境规制(*IER*)和创新补贴(*GIS*)的调节作用检验模型(4)和模型(5), 其中 *ER* 为环境规制指标, 包括 *LER*, *MER*, *IER* 三个变量。

$$GP_{e,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{e,t} + \beta_2 ER_{e,t} + \beta_3 DID_{e,t} \times ER_{e,t} + \lambda Control_{e,t} + firm + year + \varepsilon_{e,t} \quad (4)$$

$$GP_{e,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{e,t} + \beta_2 GIS_{e,t} + \beta_3 DID_{e,t} \times GIS_{e,t} + \lambda Control_{e,t} + firm + year + \varepsilon_{e,t} \quad (5)$$

表 7 中的检验结果显示, 高新技术类战略性新兴产业中, (3)列的 *DID* × *LER* 系数为正但不显著, (4)列的 *DID* × *MER* 系数显著为正, (5)列的 *DID* × *IER* 系数显著为正。这说明, 正由低端化向高端化“脱胎换骨”

表 7 机制检验:环境规制和创新补贴的调节效应

变量	“逆向混改”直接效应的产业异质性检验		环境规制调节效应的产业异质性检验						创新补贴调节效应的产业异质性检验	
	高新技术类	节能环保类	高新技术类			节能环保类			高新技术类	节能环保类
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>DID</i>	0.497*** (6.739)	0.426*** (2.614)	0.418*** (4.802)	0.408*** (4.888)	0.321*** (3.935)	0.432*** (2.640)	0.498** (1.996)	0.501*** (2.767)	0.474*** (6.030)	0.478*** (2.898)
<i>LER</i>			0.000 (0.178)			-0.125 (-1.085)				
<i>MER</i>				-0.043** (-2.091)			0.006 (0.101)			
<i>IER</i>					0.001 (1.638)			0.001 (0.485)		
<i>GIS</i>									-0.001 (-0.312)	-0.004 (-0.988)
<i>DID</i> × <i>LER</i>			0.007 (1.425)			-0.255 (-0.979)				
<i>DID</i> × <i>MER</i>				0.193** (2.171)			0.247 (0.377)			
<i>DID</i> × <i>IER</i>					0.010*** (4.573)			-0.008 (-1.014)		
<i>DID</i> × <i>GIS</i>									-0.006 (-0.631)	0.072** (1.984)
<i>Constants</i>	-10.567** (-2.281)	-4.066** (-2.447)	-10.423** (-2.251)	-10.272** (-2.221)	-10.487** (-2.276)	-3.825** (-2.276)	-4.070** (-2.443)	-3.883** (-2.323)	-10.443** (-2.254)	-4.190** (-2.524)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2613	709	2613	2613	2613	709	709	709	2 613	709
<i>R</i> ²	0.052	0.191	0.054	0.055	0.062	0.194	0.191	0.193	0.052	0.198
<i>F</i>	2.037***	1.665***	2.005***	2.132***	2.403***	1.648***	1.620***	1.637***	1.989**	1.687***

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著;括号内为企业层面聚类稳健性 *t* 值。

的高新技术类战略性新兴产业中,追求“末端治理”的命令型环境规制,对民企借力“逆向混改”加大对投资回收期长的绿色创新的影响有限,而市场反映灵敏、经济手段灵活的市场型环境规制,以及社会各方利益相关者不断增加对环境问题关注度所导致的非正式环境规制,会驱使和“倒逼”该类产业民企主动利用“逆向混改”及其“国民共进”,积极捕捉绿色创新机遇、灵活开发和应用绿色生产技术。(9)列中,*DID* × *GIS* 的系数为负且不显著,这说明高新技术类战略性新兴产业中创新补贴的积极作用没有呈现。该类产业在众多民企存在一定的技术积累和创新规模效应的前提下,政府创新补贴会加重民企对政府补贴的依赖,对“逆向混改”及其治理效应和资源效应产生一定程度的“挤出效应”,不利于民企提升资源配置效率并促进绿色创新水平。对应表 7 中模型(4)和模型(5)的检验结果,本文进一步绘制了 *DID* × *MER* 和 *DID* × *IER* 交互效应的示意图 4 和图 5。图 4 和图 5 显示,相比低市场型环境规制和低非正式环境规制的情境,在高市场型环境规制和高非正式环境规制的情境下,战略性新兴产业民企的 *DID* 对 *GP* 的影响有更大的正斜率。假设 H3a 得到验证及解释。

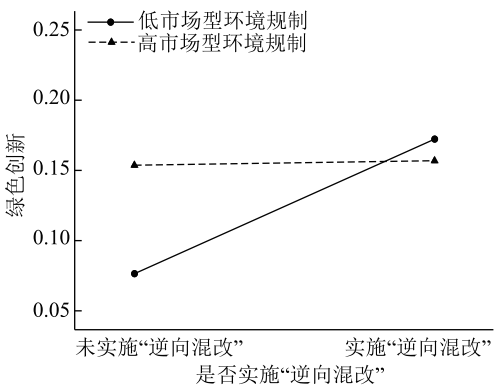


图 4 高新技术类中市场型环境规制的调节效应

表7中的(6)~(8)列的检验结果显示,节能环保类战略性新兴产业中,三类环境规制均不具备显著的调节作用;(10)列的结果显示, $DID \times GIS$ 系数显著为正,这说明,一方面,对于节能环保类战略性新兴产业,绿色基础本质决定了其天性绿色创新的内在动机及禀赋,其绿色创新活动本身无须受到环境规制的直接驱使及激励。另一方面,对于这类节能环保类战略性新兴产业,具有市场化与公益性兼顾的混合经济特征,绿色创新投资风险增大、商业模式不够成熟,众多民企尚不具备充足的绿色创新动力及研发规模经济,存在较大的金融约束及资金缺口,创新补贴的强化可以对“逆向混改”及其治理效应和资源效应产生“互补效应”,即有利于产生引发社会资本投资和政府补贴“长短搭配”的资源优化配置,从而促进民企研发规模经济及绿色创新效率。对应表7中模型(10)的检验结果,本文进一步绘制了 $DID \times GIS$ 交互效应的示意图(图6)。图6显示,相比低创新补贴的情境,在高创新补贴的情境下,战略性新兴产业民企的 DID 对 GP 的影响有更大的正斜率。假设 H3b 得到验证及解释。

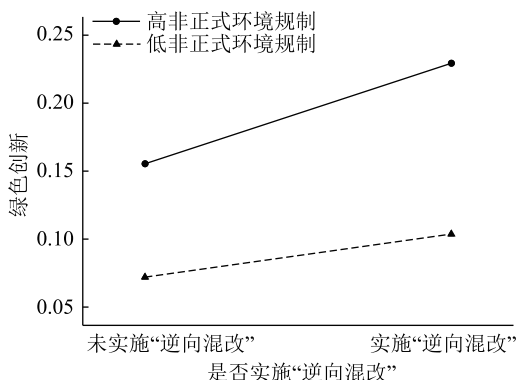


图5 高新技术类中非正式环境规制的调节效应

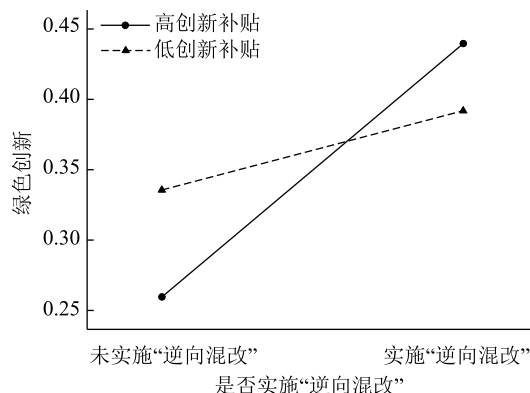


图6 节能环保类中创新补贴的调节效应

六、结论与建议

本文以“逆向混改”现象普遍的高新技术、节能环保两类战略性新兴产业为研究对象,以2007—2021年民营上市公司为研究样本,基于上述产业中民营企业“逆向混改”的准自然实验,实证检验了“逆向混改”对民企绿色创新的影响。结果显示:①“逆向混改”可以有效驱动战略性新兴产业民企提高绿色创新绩效;②“逆向混改”能够通过专业化发展和融资约束缓解,充分释放其对民企绿色创新的赋能和乘数效应;③加快推进地方政府的环境规制设计及力度,促使高新技术类产业在“逆向混改”与绿色创新协同赋能中“脱胎换骨”;加快完善各级政府创新补贴制度体系及实施标准,助力节能环保类产业在“逆向混改”与绿色创新协同赋能中“雪中送炭”。

上述结论揭示了“逆向混改”赋能战略性新兴产业民企绿色创新的内在机理,为民企创新发展和绿色低碳转型提供了新思路。为了进一步发挥“逆向混改”促进民企绿色创新效应,本文提出以下几点建议:①深度开发“逆向混改”驱动民企绿色创新的动力机制。在国有资本增量向战略性新兴产业集中的过程中,应当坚持民企发展壮大与可持续发展为导向的基本原则相融合,积极培育专业化发展和融资约束缓解驱动民企绿色创新和产业高质量发展的持续动能。同时,政府部门既要在宏观层面做好新一轮“双向混改”和国家绿色发展的政策顶层设计,还要在微观层面精准识别民营企业绿色创新中的动机、痛点和难点,关注高新技术类产业和节能环保类产业的“逆向混改”和绿色转型状况,针对性、多维度利用政策工具破解“逆向混改”与绿色创新“双重赋能”战略性新兴产业高质量发展中的掣肘难题。②充分释放环境规制在“逆向混改”赋能民企绿色创新中的协同效应。在高新技术类战略性新兴产业民企“逆向混改”背景下,可以通过各类环境规制工具的合理规划动态调整民企的环境合规成本,引导高新技术类产业通过“逆向混改”及其治理效应和资源效应,逐步实现环境战略意识提升和生产技术绿色化的“双重目标”,从而准确把握、科学应对国有资本战略合作和绿色技术创新带来的机遇与挑战,实现企业经济与绿色转型的“和谐共生”。③积极发挥创新补贴在“逆向混改”赋能民企绿色创新中的互补效应。在节能环保类战略性新兴产业民企“逆向混改”背景下,对

于该类产业中商业模式不够成熟、绿色研发规模经济难彰显的“倒悬之急”,高质量的政府治理能力及创新补贴等激励手段是实现民企绿色创新良性循环的关键。在国家统一的政策激励框架下,各级政府应当加快完善与该类产业民企绿色创新适配的创新补贴制度体系和实施标准,健全对政府补贴实施情况的监督与考核机制,以发挥“逆向混改”引发的社会资本投资和创新补贴“长短搭配”的互补效应,筑牢民企绿色创新的“安全底座”,形成政府与企业“双赢”的有利格局。

本文初步考察了“逆向混改”政策对战略性新兴产业民企的绿色创新促进效应,但囿于数据的可得性,依然存在一些局限性有待后续拓展。本文检验结果显示“逆向混改”的绿色创新促进效应存在一定的产业差异性和企业异质性,而这需要更长样本期的企业绿色专利数据进行后续的验证。此外,由于我国战略性新兴产业本身还处于转型发展的过程中,随着相关产业“逆向混改”和企业绿色创新更多数据的披露,可以在我国混改不断深化的背景下对更多重点产业的企业绿色创新进行跟踪分析并开展更详尽维度的拓展研究。

参考文献

- [1] 李禾. 打破门槛、鼓励混改 节能环保民企迎重大政策利好[N]. 科技日报, 2020-06-22(5).
- [2] 国务院国资委党委. 国企改革三年行动的经验总结与未来展望[J]. 人民论坛, 2023(5): 6-9.
- [3] 王宇, 刘志彪. 补贴方式与均衡发展: 战略性新兴产业成长与传统产业调整[J]. 中国工业经济, 2013(8): 57-69.
- [4] 王洪庆, 郝雯雯. 高新技术产业集聚对我国绿色创新效率的影响研究[J]. 中国软科学, 2022(8): 172-183.
- [5] 李娅, 官令今. 规模、效率还是创新: 产业政策工具对战略性新兴产业作用效果的研究[J]. 经济评论, 2022(4): 39-58.
- [6] 刘玉斌, 赵天宇, 树龙. 战略性新兴产业创业投资引导基金能促进企业创新吗? [J]. 产业经济研究, 2023(1): 73-85, 142.
- [7] 曹瑾, 张东旭, 杨蓉. 中国混合所有制改革与微观企业经济后果研究: 进展、综述与展望[J]. 会计研究, 2023(2): 65-78.
- [8] 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(1): 44-50.
- [9] 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.
- [10] 毛宁, 杨运杰, 尹志锋. “单向混改”还是“双向混改”? 民营企业混合所有制改革路径选择对企业创新的影响[J]. 经济管理, 2023, 45(1): 85-104.
- [11] 袁军, 邵燕敏, 王珏. 研发补贴集中度、高管技术背景与企业创新——以战略性新兴产业上市公司为例[J]. 系统工程理论与实践, 2022, 42(5): 1185-1196.
- [12] 韩凤芹, 陈亚平. 税收优惠真的促进了企业技术创新吗? ——来自高新技术企业 15% 税收优惠的证据[J]. 中国软科学, 2021(11): 19-28.
- [13] 苏媛, 李广培. 绿色技术创新能力、产品差异化与企业竞争力: 基于节能环保产业上市公司的分析[J]. 中国管理科学, 2021, 29(4): 46-56.
- [14] MUSACCHIO A, LAZZARINI S G, AGUILERA R V. New varieties of state capitalism: Strategic and governance implications[J]. Academy of Management Perspectives, 2015, 29(1): 1-19.
- [15] WANG J. Innovation and government intervention: A comparison of Singapore and Hong Kong[J]. Research Policy, 2018, 47(2): 399-412.
- [16] 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.
- [17] 谢煜, 田素华, 吴德胜. 国有资本参股与中国民营企业数字化发展[J]. 经济评论, 2023(6): 23-39.
- [18] 孙亮, 刘春. 民营企业因何引入国有股东?: 来自向下调整盈余的证据[J]. 财经研究, 2021, 47(8): 109-122.
- [19] 乔菲, 文雯, 冯晓晴. “国家队”持股能促进企业绿色创新吗: 重污染行业的异质性分析[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(22): 92-102.
- [20] 姜江. 增强战略性新兴产业产业链供应链自主可控能力的思考[J]. 经济纵横, 2022(2): 35-41.
- [21] 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.
- [22] WANG S, LI J, RAZZAQ A. Do environmental governance, technology innovation and institutions lead to lower resource footprints: An imperative trajectory for sustainability[J]. Resources Policy, 2023, 80(2): 103142.
- [23] 朱滔, 涂跃俊. 专业化功能定位与竞争类国有企业投资羊群行为: 基于国有企业分类改革的准自然实验[J]. 财经研究, 2023, 49(4): 20-34.
- [24] 张树满, 原长弘, 韩晨. 产学研联盟组合伙伴多样性与企业创新绩效: 经营环境与国有股权的调节作用[J]. 管理工程学报, 2021, 35(4): 51-60.
- [25] 任广乾, 赵梦洁, 李俊超. 逆向混改何以影响民营企业韧性: 基于董事关系网络的视角[J]. 财经科学, 2023(5): 92-110.
- [26] 冯晨, 刘冰, 叶永卫. 减税激励与异质性投资反应: 来自小微企业的证据[J]. 管理世界, 2023, 39(11): 38-62.
- [27] 刘笑霞, 李明辉. “反向混改”与民营企业盈余管理[J]. 经济管理, 2023, 45(5): 189-208.
- [28] QI G, JIA Y, ZOU H. Is institutional pressure the mother of green innovation? Examining the moderating effect of absorptive capacity[J]. Journal

- of Cleaner Production, 2020, 278(2): 123957.
- [29] 张铂晨, 赵树宽. 政府补贴对企业绿色创新的影响研究——政治关联和环境规制的调节作用[J]. 科研管理, 2022, 43(11): 154-162.
- [30] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [31] 马永军, 李毅凡. 政府研发补贴、制度环境与战略性新兴产业创新绩效[J]. 技术经济, 2021, 40(8): 1-8.
- [32] 许艺焯, 毛顺宇, 李军林. 双重激励下的企业绿色创新: 绿色信贷和财政补贴的政策协同效应与机制[J]. 国际金融研究, 2023(4): 86-96.
- [33] 刘剑民, 夏琴, 徐玉德, 等. 产业技术复杂性、政府补助与企业绿色技术创新激励[J/OL]. 天津: 南开管理评论, 1-21[2024-03-21]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220907.1425.003.html>.
- [34] 曹越, 孙丽, 郭天泉, 等. “国企混改”与内部控制质量: 来自上市国企的经验证据[J]. 会计研究, 2020(8): 144-158.
- [35] WANG Q J, WANG H J, CHANG C P. Environmental performance, green finance and green innovation: What's the long-run relationships among variables?[J]. Energy Economics, 2022, 110(6): 106004.
- [36] 袁歌骋, 李娟娟. 混合所有制改革对国有企业绿色创新的影响与溢出效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(7): 180-190.
- [37] 李玉刚, 叶凯月, 吴朋. 研发投入、市场化程度与企业专业化经营[J]. 科研管理, 2022, 43(4): 158-164.
- [38] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [39] 方先明, 胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 91-106.
- [40] 陈运平, 刘燕. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响机制——基于政府环境规制与公众参与的中介效应[J]. 管理评论, 2023, 35(6): 111-122.
- [41] 范丹, 孙晓婷. 环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(6): 105-115.
- [42] 吴力波, 杨眉敏, 孙可哥. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(2): 1-14.
- [43] 吴伟伟, 张天一. 非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究[J]. 管理世界, 2021, 37(3): 137-160, 10.
- [44] 冯璐, 张冷然, 段志明. 混合所有制改革下的非国有股东治理与国企创新[J]. 中国软科学, 2021(3): 124-140.

How Can “Reverse Mixed Ownership Reform” Influence Green Innovation of Private Enterprises in Strategic Emerging Industries? Based on the Perspective of Comparative Analysis of Representative Industries

Wu Chong, Gu Dan, Zhang Jiaqi

(School of Business, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044, China)

Abstract: Based on the quasi-natural experiment of “reverse mixed ownership reform”, two types of strategic emerging industries, namely high-tech, energy conservation and environmental protection where “reverse ownership mixed reform” is common, were taken as research objects, to test the influence of “reverse mixed ownership reform” on green innovation of private enterprises. The results show that “reverse mixed ownership reform” can promote green innovation of private enterprises in strategic emerging industries. The mechanism test show that “reverse mixed ownership reform” has the “dual effect” of developing specialization and easing financing constraints, which is conducive to promoting the “moat” and “reservoir” of green innovation development of private enterprises. Based on the comparative analysis of representative industries, it is found that the reasonable design and strengthening of environmental regulations can effectively promote the synergistic effect of “reverse mixed ownership reform” on green innovation of private enterprises in high-tech industries, and the moderate strengthening and incentive of innovation subsidy policy can effectively promote the complementary effect of “reverse mixed ownership reform” on green innovation of private enterprises in energy conservation and environmental protection industries. These conclusions reveal the influence law of “reverse mixed ownership reform” on promoting green innovation of private enterprises, and provide theoretical and policy inspiration for promoting the high-quality development of strategic emerging industries.

Keywords: strategic emerging industries; mixed ownership reform; green innovation; difference-in-differences model