

城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新

阳镇 凌鸿程 陈劲*

内容提要 本文在构造“城市绿色发展关注度”指标的基础上,根据市级政府工作报告测度城市绿色发展关注度,采用个体固定效应模型考察城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的影响。研究发现,城市绿色发展关注度能够促进企业绿色技术创新,存在环境规制、企业社会责任战略响应与企业绿色投资三种作用渠道,且高管海外经历和媒体关注均正向调节城市绿色发展关注对企业绿色技术创新的影响。本文证实了企业“感知”到绿色发展理念后会进行战略响应和资源配置方式调整。

关键词 城市绿色发展关注度 企业绿色技术创新 环境规制

一 引言

党的二十大报告指出高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,是推动中国式现代化的重要方式。高质量发展虽然是一个宏观抽象概念,但离不开微观市场主体——企业的高质量发展作为有效支撑。从这个意义上,企业绿色技术创新是企业技术创新与绿色发展的结合点,以企业绿色技术创新驱动企业高质量发展是值得研究的重大议题。中国尚处于能源转型期,面对“碳达峰”“碳中和”目标,在微观企业层面加快推进绿色技术创新、实现能源利用方式转型、降低能源消耗,是

* 阳镇:中国社会科学院工业经济研究所 清华大学技术创新研究中心;凌鸿程(通讯作者):江西财经大学应用经济学院;陈劲:清华大学经济管理学院 清华大学技术创新研究中心 电子邮箱:yangzhen9410@163.com(阳镇);breezelhc@163.com(凌鸿程);chenjin@sem.tsinghua.edu.cn(陈劲)。

本研究得到国家自然科学基金重大项目(23ZDA036)、国家自然科学基金地区项目(72262019)、中国社会科学院登峰战略企业管理优势学科建设项目的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

响应国家绿色发展与生态文明建设战略的重要基础。实质上,在有为政府驱动的市场化体系建设过程中,政府在资源配置过程中对特定领域的关注程度代表了公共主体的政策预期与公共信号,一定程度上是正式制度意义上产业政策与创新政策的有效补充,更是指引市场主体资源配置的有效手段。近年来,党和国家针对企业绿色发展与绿色创新加快了政策部署,2022年12月国家发改委和科技部印发《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023-2025年)》,要求到2025年市场导向的绿色技术创新体系进一步完善,企业绿色技术创新主体进一步壮大,充分利用市场化手段,发挥市场在绿色技术创新中的主导作用。因此,在绿色发展理念下系统推进以微观企业为市场主体的绿色技术创新体系具有重要的理论意义与战略价值。

近年来,学术界围绕企业绿色技术创新的前置性驱动机理开展了大量研究,研究主要包括四个层面。第一,既有研究充分关注制度经济学视野下的外部环境规制、政府环保督察等正式制度安排对企业绿色技术创新的驱动效应(Droste *et al.*, 2016;陶锋等,2021;王旭等,2021;于芝麦,2021)。第二,既有研究认为企业绿色技术创新属于企业的一种技术创新战略,认为企业层面的可持续发展战略是企业绿色技术创新的内在原因(肖小虹等,2021;肖红军等,2022)。第三,既有研究认为企业绿色技术创新不同于一般性的经济意义主导的技术创新,需要外部绿色信贷环境、普惠金融等金融信贷环境的支持(王馨和王营,2021),以弥补企业绿色技术创新的私人收益。第四,既有研究认为绿色关注是企业绿色技术创新的重要影响因素。从企业本身的绿色关注出发,企业决策者特别是企业高管团队的绿色发展关注是企业开展绿色战略决策与资源配置的直接原因(吴建祖和华欣意,2021;于飞等,2021)。此外媒体关注、社会公众以及投资者等外部利益相关方的绿色发展关注对企业绿色技术创新也有重要驱动作用(Xu *et al.*, 2023;阳镇等,2022;伊志宏等,2022)。

可以看到,既有研究一定程度上忽视了特定空间范围下政府的绿色关注度对微观市场主体绿色技术创新的潜在影响。本文认为,政府在推进企业绿色发展与构建市场化的绿色技术创新体系过程中发挥了重要作用,特别是企业绿色技术创新作为一种“准公共物品”,私人企业的市场逐利本性一定程度上导致企业开展绿色技术创新的动力不足,而且企业绿色技术创新的“收益-成本”并非完全对等,特别是企业开展面向整个行业的绿色技术创新难以享受私人收益的独占效应,企业的绿色技术创新存在一定程度上的市场失灵(王馨和王营,2021;肖红军等,2022)。此时,政府作为

市场的“守夜人”，在有为政府的新发展理念下，积极推动企业绿色技术创新成为构建市场导向型绿色技术创新体系的关键着力点。党的十八大以来，随着党中央对贯彻新发展理念的宏观战略与政策部署不断强化，各级政府对绿色发展与绿色创新的关注明显增强。需要说明的是，城市绿色发展关注不同于一般的空气污染关注、环境污染关注或者环境保护关注，其涵盖的是环境污染、环境治理、生态保护与发展以及生态文明体制机制改革等多个层面，所以我们称之为“绿色发展关注”。但不容忽视的现实是，中国作为一个中央与地方分权治理的国家，各个城市作为一个绿色发展“空间”，城市空间范围内的地方政府会呈现出差异性的绿色发展关注度，一定程度上反映了对绿色发展的认知程度，这会进一步影响政府资源配置的方向与力度，从而影响企业对政府绿色发展关注度的“感知”与“响应”方式。

本文以2010–2021中国沪深A股上市公司为样本，考察政府绿色关注度对企业绿色技术创新的影响及其内在机理，着重从企业外部正式制度与企业内部资源配置两个视角，检验政府绿色关注度与企业绿色技术创新的关系，为佐证企业对政府关注度的“感知”与“响应”提供经验证据，也为构建关注度视角下的“政府关注度–企业战略关注度”之间的传导机制提供理论基础。本文进一步从企业外媒体关注与企业内高管经历的视角，佐证政府关注度与企业绿色技术创新之间的调节机制。本文的研究贡献在于三个方面：第一，以城市为空间解释了中国不同绿色发展“空间”下企业绿色技术创新异质性的前因，这种前因与所在城市的绿色发展关注直接相关，进而形成“城市绿色发展关注–企业绿色技术创新”的理论框架。第二，进一步打开了政府与市场关系视角下企业绿色技术创新战略决策的机制“黑箱”，区别于Xu *et al.* (2023)的研究，本文从城市绿色发展关注这一理念出发，从企业外部正式制度、企业内战略导向的“内外”双重视角，搭建城市绿色发展关注影响企业绿色技术创新的作用机制。特别是进一步考虑了高管能力效应与外部利益相关方治理效应，丰富了政府绿色发展导向下企业绿色技术创新的情境机制。第三，本文为政府更好地发挥宏观战略导向对微观主体资源配置的指引作用提供了理论参考，在新发展阶段有助于地方政府更好地结合发展理念与正式制度两种差异性手段，有效引导企业开展绿色技术创新。

本文余下部分安排为：第二部分是理论基础与研究假说，第三部分是研究设计，第四部分是计量分析，第五部分是中介机制检验和调节效应检验，第六部分做进一步分析，最后是结论和政策建议。

二 理论基础与研究假说

(一)城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新

党的十八大以来,生态文明建设的紧迫性与战略性日益突出。注意力基础理论认为,行为主体对特定领域的关注范围、关注程度以及关注重点具有明显的差异性,关注度是特定的行为决策主体将一定的时间、精力与资源分配给特定领域、特定议题以及特定空间,为这类领域的相关议题开展集中性的资源配置活动(Simon and March, 1976)。从这个意义上,公共决策主体对某一领域的关注本质上属于一种资源配置活动,一旦决策行为主体对某一领域的议题开展重点关注,这就意味着需要做出相应的资源配置,以解决该领域相关的决策目标(Bouquet and Birkinshaw, 2008; 肖红军和阳镇, 2019)。

城市绿色关注度对企业绿色技术创新活动产生影响的理论根源在于有为政府对市场的干预,政府可以通过制定显性的产业政策和战略导向性的隐性政策作用于企业预期与行为。大量文献研究了显性的产业政策或者财税政策对企业绿色技术创新的作用(Rogge and Reichardt, 2016; 金环等, 2022; 肖红军等, 2023),大多数学者都认为产业政策能够对企业绿色技术创新产生正向激励效应。而以城市绿色发展关注度为基础的战略导向性隐性制度环境或者政策也会对企业绿色技术创新产生影响。一方面,以城市绿色发展关注度为基础的战略导向性隐性政策有助于扩大绿色产业规模,进而促进企业绿色技术创新。从市场预期与市场信号的视角来看,以城市为空间载体的绿色发展关注度为市场主体提供了长期稳定的政策方向,意味着所在城市的地方政府对绿色产业的重视,有助于明确绿色产业与企业绿色技术创新的发展方向和目标。此外,城市绿色发展关注度提升了市场主体对绿色产业的认知和理解,有助于创造良好的投资环境,增强市场主体对绿色产业的信心。另一方面,以城市绿色发展关注度为基础的战略导向性政策作为一种整体统筹型隐性政策安排,有助于优化绿色资源配置,提升企业绿色技术创新效率。基于政府与企业的合作博弈关系,随着城市绿色发展关注度不断提升,在整个城市空间范围内可以调动社会各方力量参与绿色资源配置,引导市场主体将更多资源配置到绿色产品设计、绿色技术研发与绿色生产制造等创新链各环节之中,提高绿色资源配置效率,进而促进企业绿色技术创新(代凯, 2017; 王印红和李萌竹, 2017)。因此,本文提出如下研究假说。

假说H1:给定其他条件,城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新具有正向影响。

(二)正式制度与企业战略响应视角的机制分析

各个城市作为中国绿色发展的“空间”或者“场景”,在中央与地方分权体制下,各个城市的公共政策制定主体对绿色发展理念的重视程度不同。这种异质性一方面直接影响了城市范围内环境政策的制定与执行强度,另一方面企业作为市场主体,会形成面向城市绿色发展注意力的企业“战略响应”,本文将其细化为企业社会责任战略响应与企业环保投资两种响应渠道。

具体来看,城市绿色发展关注会通过强化环境规制政策促进企业绿色技术创新。环境规制政策是政府推动市场主体重视生态保护与绿色低碳发展的重要政策工具,既有研究充分证实了环境规制政策对技术创新的积极作用(景维民和张璐,2014),特别是对于企业绿色产品研发与绿色工艺等具有明显促进作用。本文认为,城市绿色发展关注处于环境规制政策制定与实施的前端,能够促进城市公共政策制定主体出台更多的符合本地区绿色发展方向的环境政策,促进既有环境规制政策的实施。特别是在中国央地分权制度环境下,地方政府对既有环境规制政策的重视程度与执行强度不一,甚至与当地企业存在显性或者隐性的政企关联,造成企业环境寻租或者政府选择性“视而不见”,侵害公共环境利益,导致政策执行偏离政策目标。值得注意的是,中国既有的环境规制政策存在明显的异质性,表现为惩戒型环境规制政策与激励型环境规制政策。前者为底线监管型制度,即通过设定负面清单、污染红线等强化企业绿色意识,进而促进企业开展绿色技术创新;后者为能力提升型制度,即通过鼓励企业开展绿色投资与创新研发,强化企业在研发设计、制造生产与销售服务等环节的绿色发展能力。随着城市绿色发展关注度提升,地方政府会逐步提高环境规制政策执行强度,以“防底线+强基础”的方式促进企业绿色技术创新。因此,本文提出研究假说H2a。

假说 H2a: 给定其他条件,环境规制(惩戒型环境规制与激励型环境规制)在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间产生中介作用,即城市绿色发展关注度能够通过强化外部环境规制强度促进企业绿色技术创新。

城市绿色发展关注还会通过强化企业社会责任战略导向与环保投资促进企业绿色技术创新。根据组织新制度主义理论,组织为了维持其在制度场域之中的合法性,必然会通过组织战略响应的方式满足特定制度主体的合法性需求(DiMaggio and Powell, 1983; Scott, 2001)。从这个意义上讲,城市绿色发展关注度不同于传统的强制性制度安排,其更强调地方政府在管辖空间范围内的宏观绿色发展战略导向与资源配置导向。

企业在察觉或者“感知”到城市绿色关注度这种隐性的制度要求之后,会强化企业可持续导向的战略制定(杜运周和尤树洋,2013),并能够以企业社会责任作为一种战略响应方式制定绿色技术创新战略(肖红军和阳镇,2019)。其内在原因是,企业社会责任作为融合企业经济与社会属性的战略安排,在承担股东责任的同时更强调企业对供应商、政府、客户、消费者以及社区与环境等多元主体的社会责任与环境责任(李伟阳和肖红军,2011;肖红军和阳镇,2018)。相应地,随着城市绿色发展关注度的强化,企业能够通过社会责任战略将绿色发展理念融入创新战略体系,进而促进企业绿色技术创新(阳镇和陈劲,2021)。因此,本文认为企业社会责任作为一种“战略响应”,是城市绿色发展注意力与企业绿色技术创新的重要传导机制。

此外,企业绿色技术创新是一项具有风险性与周期性的活动,具有创新扩散外部性与环境保护外部性,企业绿色研发资源投入不足是绿色技术创新的巨大障碍(李青原和肖泽华,2020)。随着城市绿色发展关注度的强化,微观市场主体感知的“公共信号”与绿色合法性压力随之增大,会形成基于资源配置的企业战略响应,进而促进企业做出更多的绿色环保投资,诸如绿色产品开发、绿色工艺改进、绿色技术研发等,最终促进企业绿色技术创新。本文认为,城市绿色发展关注的强化会提高企业对绿色发展的重视程度,强化企业绿色投资战略响应,通过“企业社会责任战略+资源配置”促进企业绿色技术创新。因此,本文提出研究假说 H2b 和 H2c。

假说 H2b: 给定其他条件,企业社会责任在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间产生中介作用,即城市绿色发展关注度能够通过强化企业社会责任战略促进企业绿色技术创新。

假说 H2c: 给定其他条件,企业环保投资在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间产生中介作用,即城市绿色发展关注度能够通过强化企业在环境保护方面的资源配置促进绿色技术创新。

(三)企业内部能力与外部媒体治理视角的情境分析

企业开展绿色技术创新需要得到战略决策者的直接支持或赋能支持。高阶梯队理论认为企业战略决策不仅仅会受到产业竞争环境的影响,战略决策者本身的特质一定程度上决定了决策的风格与偏好,进而对战略决策产生深远影响(Hambrick and Mason,1984)。从这个意义上,企业在响应城市绿色发展关注度的过程中会受到高管偏好和风格的影响。本文认为,拥有海外学习或者工作经历的高管具有更强的环保意识。因为海外留学或者进修人员的留学区域主要集中于欧美发达国家(肖红军等,2021),这些国家相对更早地完成了工业化进程,其绿色发展方面的制度环境更为完

善,社会公众的绿色环保意识也相对更强(文雯和宋建波,2017)。拥有海外经历的企业高管能够强化企业绿色技术创新战略响应强度,帮助企业提升公司治理水平,完善绿色创新投资执行体系(Giannetti *et al.*, 2015;代昀昊和孔东民,2017),进而在城市绿色发展关注与企业绿色技术创新之间产生正向调节作用。此外,从可持续战略的视角来看,拥有海外学习或者工作经历的高管能够在城市绿色发展关注度更强的政府制度环境下,进一步优化企业可持续战略导向(肖红军和阳镇,2018),提升企业与利益相关方之间的环境价值创造水平(肖红军等,2022)。综上所述,本文认为高管海外经历能够强化城市绿色发展关注度下的企业绿色技术创新战略制定与执行,因此本文进一步提出如下假说。

假说 H3: 给定其他条件,高管海外经历在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间产生正向调节效应,意味着高管海外经历越丰富,城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的驱动作用更强。

制度经济学和组织新制度主义理论认为,制度是影响组织战略决策与行为选择的关键因素,但不同制度类型蕴含着差异性的合法性取向,在制度场域内主要包括规制性合法性取向和规范性合法性取向。相应地,媒体关注作为非正式制度主体下的合法性取向,会对企业日常运营行为产生重要影响。媒体关注能够强化社会公众、政府对企业战略与日常运营的关注程度。而且,具有公信力的媒体能够在现代公司治理制度体系之中发挥监督者、治理者与战略协调者等多重角色(阳镇等,2023)。媒体关注能够进一步强化企业绿色发展的战略导向,提升企业开展绿色技术创新的意愿和动力,从而提升企业绿色技术创新绩效(肖红军等,2021)。因此,媒体关注能够强化城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间的正向关系,促进企业更好地制定绿色技术创新战略。综上所述,本文提出如下研究假说。

假说 H4: 给定其他条件,媒体关注在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间产生正向调节效应,意味着媒体关注强度越大,城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的驱动效应越强。

三 研究设计

(一) 样本选取与数据来源

考虑到从事绿色技术创新的企业主要集中于制造业,本文以2010–2021年沪深A股制造业企业为研究样本。主要被解释变量为企业绿色技术创新,数据来源于国家

知识产权局(CNIPA)的专利数据库,并根据世界知识产权组织(WIPO)公布的绿色清单进行筛选。核心解释变量为城市绿色发展关注度,来源于各城市的政府工作报告,企业财务数据及公司治理数据来源于CSMAR和CCER数据库。所属行业根据中国证监会《上市公司行业分类指引(2012年修订)》规定的行业代码和行业门类代码确定。在数据处理过程中剔除以下观测值:(1)非制造业样本,(2)曾被ST或PT的样本,(3)资不抵债的样本,(4)相关变量缺失的样本。经过上述筛选后,最终得到2069家上市公司,构成16952个样本非平衡面板观测值。为了排除极端值的影响,本文对连续变量均进行了上下1%的缩尾处理。

(二)计量模型设定

参考肖红军等(2022)和齐绍洲等(2018)的研究,构建如下模型检验城市绿色发展关注度对绿色技术创新的作用:

$$\ln Green_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Attention_{it} + \sum \alpha_j CV_{it} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 Attention_{it} + \sum \beta_j CV_{it} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Green_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Attention_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \sum \gamma_j CV_{it} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln Green_{it} = \delta_0 + \delta_1 Attention_{it} + \delta_2 Moder_{it} + \delta_3 Attention_{it} \times Moder_{it} + \sum \delta_j CV_{it} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,模型(1)是基准回归模型, $\ln Green_{it}$ 是被解释变量,表示企业绿色技术创新,使用绿色专利的申请量($\ln ApplyG$)和绿色专利的授权量($\ln GrantG$)来测度,绿色专利包括绿色发明专利和绿色实用新型专利; $Attention_{it}$ 是解释变量,表示城市绿色发展关注度,通过对地市级政府工作报告进行文本挖掘得到;模型(1)–(3)是中介效应模型, Med_{it} 是中介变量,表示环境规制($\ln Charge$ 和 $\ln Subsidy$)、企业社会责任($\ln CSR$)和企业环保投资($\ln EPI$);模型(4)是调节效应模型, $Moder_{it}$ 是调节变量,表示高管海外经历($OverSea$)、媒体正面报道($\ln MediaPos$)和媒体负面报道($\ln MediaNeg$); CV 是一系列的控制变量, $Year$ 和 $Firm$ 分别用以控制年份和个体固定效应, ε 是随机误差项,下标 i 和 t 分别表示企业和年份。考虑到可能存在的异方差问题,使用企业层面的聚类标准误进行统计推断。

(三)变量选取与指标定义

1.被解释变量。借鉴齐绍洲等(2018)的研究,本文使用绿色专利的申请和授权数量来衡量绿色技术创新。考虑到发明专利的创新性、原创性最高(黎文靖和郑曼妮,2016),本文使用绿色发明专利来衡量企业绿色创新质量。为了尽可能确保专利

申请数量符合正态分布,本文将绿色专利数量加1后取自然对数,依次得到专利申请量($\ln ApplyG$)、专利授权量($\ln GrantG$)、发明专利申请量($\ln ApplyGInv$)、发明专利授权量($\ln GrantGInv$)。

2. 核心解释变量。借鉴吴建祖和王碧莹(2022)的做法,根据地方城市发布的年度政府工作报告进行文本分析构建城市绿色发展关注度变量。第一步,以《国家高新区绿色发展专项行动实施方案》《可持续城市发展白皮书》《新时代的中国绿色发展白皮书》以及党的二十大报告为蓝本,归纳整理出有关城市绿色发展关注度的特征词库;第二步,在既有文献基础上对特征词库进行补充,完善城市绿色发展关注度的特征词库;第三步,基于深度神经网络的方法将城市绿色发展关注度的特征词库分成5个维度,即生态环境保护类、生态环境污染类、生态环境能源类、生态环境治理体制机制类和其他类,形成城市绿色发展关注的特征词图谱;第四步,基于Python平台利用Jieba工具包对2010-2021年各地级市的年度政府工作报告进行分词处理,并剔除在特征词前存在“没”“无”“不”等否定词语的表述;第五步,基于Python平台从上述5个维度对政府工作报告文本分别统计特征词的披露次数,并以此反映各城市在不同维度上的绿色发展关注度;第六步,使用政府工作报告总词频数对特征词词频数据进行标准化处理,并使用熵值法确定5个维度的指标权重,最终形成城市绿色发展关注度指标(*Attention*)。

3. 中介变量。①环境规制。参考李青原和肖泽华(2020)的做法,从企业年度财务报表附注中,手工搜集整理管理费用中属于企业排污费的金额,用总资产标准化后将其作为惩戒型环境规制的代理变量(*Charge*);手工整理政府补助中属于环保补助的金额,用总资产标准化后将它作为激励型环境规制的代理变量(*Subsidy*)。对于未披露排污费或环保补助的样本则赋值为0。②企业社会责任。为了确保数据的客观公正及研究结论的稳健可靠,本文主要采取和讯网企业社会责任指数测度企业社会责任。③企业环保投资。借鉴谢东明和王平(2021)的做法,根据企业年报附注中在建工程的项目明细,按照环保、废水、废气、废渣、除尘、重金属处理、噪声处理等关键词手工提取与环保投资有关的项目,整理企业每年在环境保护方面的投资金额。

4. 调节变量。①高管海外经历。借鉴周中胜等(2020)的做法,将具有境外或海外学习(任职)的人数占整个高管团队的比例作为高管海外经历变量。②媒体报道。已有研究表明媒体报道是影响企业是否从事绿色技术创新活动的重要因素(阳镇等,2023),媒体正面和负面报道对企业绿色创新活动的影响可能存在异质性,因此借鉴

刘启亮等(2022)的做法,基于CNRDS数据库,将媒体报道分为正面报道和负面报道。

5.控制变量。参考大多数文献的做法(凌鸿程和孙怡龙,2019;肖红军等,2022;阳镇等,2023),控制了企业特征变量和公司治理变量。企业特征变量包括企业规模(*Scale*)、资产负债率(*Lev*)、企业年龄(*ln Age*)、固定资产比例(*Tange*)、现金流(*Cash*)、盈利能力(*ROA*);公司治理变量包括产权性质(*SOE*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、机构持股比例(*Inst*)。此外本文还通过哑变量的形式控制企业个体固定效应和年度时间固定效应。具体变量定义见表1。

表1 变量定义

变量符号	变量定义
<i>ln ApplyG</i>	企业绿色专利申请数量加1取自然对数
<i>ln GrantG</i>	企业绿色专利授权数量加1取自然对数
<i>Attention</i>	参见文内定义
<i>Charge</i>	企业在管理费用中披露的排污费总额/企业总资产
<i>Subsidy</i>	企业在政府补助中披露的环保补助总额/企业总资产
<i>ln CSR</i>	和讯网公布的企业社会责任评分加1取自然对数
<i>ln EPI</i>	企业在建工程中披露的环保投资总额加1取自然对数
<i>OverSea</i>	高管有海外经历的人数/高管总人数
<i>ln MediaPos</i>	媒体正面报道数量的自然对数
<i>ln MediaNeg</i>	媒体负面报道数量的自然对数
<i>Scale</i>	企业总资产的自然对数
<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
<i>ln Age</i>	企业上市年限的自然对数
<i>Tange</i>	固定资产总额/资产总额
<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流净额/资产总额
<i>ROA</i>	期末净利润/资产总额
<i>SOE</i>	最终实际控制人为国有企业则赋值为1,否则赋值为0
<i>Top1</i>	第一大股东持股数/总股数
<i>Inst</i>	机构持股数/总股数
<i>Firm</i>	企业哑变量,用以控制个体固定效应
<i>Year</i>	年份哑变量,用以控制时间固定效应

四 计量分析

(一)描述性统计分析

词频分析是将非结构化数据转化为结构化数据的重要手段,本文通过绘制折线图来反映城市绿色发展关注度的变化趋势。图1表明,2010-2021年城市绿色发展关注度表现出“波动上升-相对稳定”的阶段特征,这两个阶段性的分界点是2018年,这可能是因为2019年后国民经济受到新冠肺炎疫情的强烈冲击,城市绿色发展关注度受到一定程度的影响。从总体来看,城市绿色发展关注度基本维持在1.4%-1.8%之间。

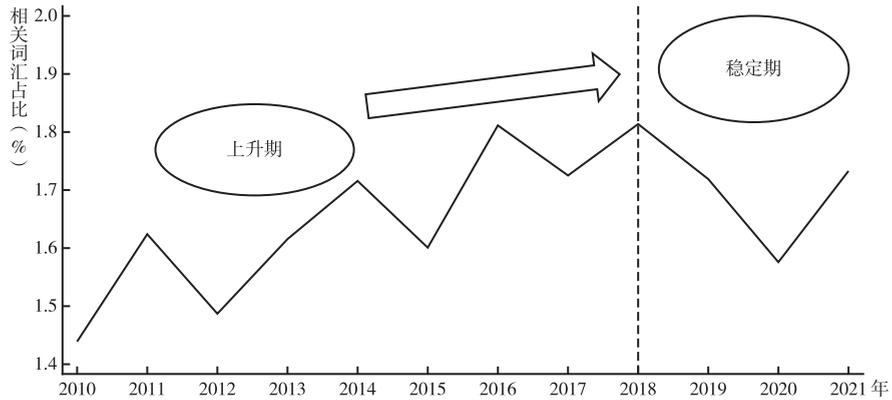


图1 城市绿色发展关注度变化趋势

(二)基准回归

为检验城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间的关系,本文基于模型(1),考察城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的影响,基准回归结果见表2。列(1)(2)为仅控制年份和企业固定效应的回归结果,可以发现未加入任何控制变量的情况下,城市绿色发展关注度(*Attention*)对绿色专利申请量($\ln ApplyG$)和绿色专利授权量($\ln GrantG$)的回归系数分别为0.107和0.085,均通过了1%水平下的显著性检验,说明城市绿色发展关注度可以显著提升企业绿色技术创新能力,验证了研究假说H1。为了确保估计结果的无偏性和有效性,列(3)(4)进一步控制企业特征变量和公司治理变量,此时城市绿色发展关注度对绿色专利申请量和绿色专

城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新

利授权量的影响系数分别为0.120和0.096,均在1%水平下显著。这意味着城市绿色发展关注度在企业绿色技术创新这一重要的战略决策中发挥了重要作用,有助于激发企业从事绿色技术创新的内生动力。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln <i>ApplyG</i>	ln <i>GrantG</i>	ln <i>ApplyG</i>	ln <i>GrantG</i>
<i>Attention</i>	0.107*** (0.029)	0.085*** (0.026)	0.120*** (0.028)	0.096*** (0.025)
<i>Scale</i>			0.384*** (0.031)	0.312*** (0.028)
<i>Lev</i>			-0.201** (0.096)	-0.082 (0.085)
ln <i>Age</i>			-0.074* (0.043)	-0.064 (0.040)
<i>Tange</i>			-0.146 (0.127)	0.113 (0.116)
<i>Cash</i>			0.003 (0.125)	0.116 (0.110)
<i>ROA</i>			-0.197 (0.159)	-0.333** (0.135)
<i>SOE</i>			0.053 (0.052)	0.020 (0.048)
<i>Top1</i>			-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
<i>Inst</i>			-0.005 (0.055)	0.010 (0.048)
常数项	0.810*** (0.049)	0.680*** (0.044)	-7.417*** (0.666)	-6.072*** (0.611)
年份和企业固定效应	控制	控制	控制	控制
调整后的R ²	0.614	0.618	0.626	0.629
F	13.751	10.751	18.846	15.424
样本量	16 952	16 952	16 952	16 952

说明:括号内为企业层面的聚类稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著,F代表模型整体显著性。后表同。

(三)稳健性检验与内生性分析

本文采取多种方式进行稳健性检验,检验结果都支持本文研究假说H1。虽然上述计量分析验证了城市绿色发展关注度有助于促进企业开展绿色技术创新活动的结

论,但也存在另一种可能性,即企业绿色技术创新行为被政府部门关注到,城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间可能存在互为因果的关系。为了解决这一问题,本文参考吴超鹏等(2021)的研究,使用城市逆温天气(*Thermalinv*)作为工具变量^①。从检验结果可以看到,Kleibergen-Paap rk LM 检验显著拒绝了模型识别不足的原假设,表明工具变量与内生解释变量相关;Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量远大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值,表明模型不存在弱工具变量问题。从回归结果可以发现城市绿色发展关注度的回归系数分别为0.716和0.712,均在1%水平下显著,说明在考虑可能存在的内生性问题后,城市绿色发展关注度依然对企业绿色技术创新有显著促进作用,再次验证了研究假说H1。篇幅所限,稳健性和内生性检验结果见本刊网站本文补充材料。

五 中介机制检验与调节效应检验

(一)中介机制检验

1. 惩戒型环境规制的中介机制检验。为了进一步考察城市绿色发展关注度促进企业绿色技术创新的惩戒型环境规制中介效应,参考温忠麟和叶宝娟(2014)的做法,基于模型(1)-(3)进行检验,回归结果见表3^②。列(1)(2)是基准回归结果,城市绿色发展关注度(*Attention*)的回归系数显著为正,表明城市绿色发展关注度的导向作用有助于企业绿色技术创新;列(3)是中介效应第二步回归结果,可以发现城市绿色发展关注度(*Attention*)对惩戒型环境规制(*Charge*)的回归系数为0.017,通过了1%水平的显著性检验,说明城市绿色发展关注度会导致政府实行更加严格的环境规制政策;列(4)(5)是中介效应第三步回归结果,可以发现同时加入城市绿色发展关注度和惩戒型环境规制变量后,惩戒型环境规制(*Charge*)的回归系数分别为1.240和0.286,分别在1%和5%统计水平上显著,城市绿色发展关注度(*Attention*)的回归系数分别为0.066和0.060,与列(1)(2)相比,回归系数有所下降,但依然通过了5%统计水平的显著性检验,说明惩戒型环境规制在城市绿色发展关注度提升企业绿色技术创新的过

^① 数据来自NASA MERRA2 卫星数据集,原始数据为全球42个气压层下的气温,以6小时/次的频率采集,数据集代号M2I6NPANA。

^② 由于将ln CSR作为控制变量,而和讯网并未公布2021年沪深A股企业社会责任数据(丢失了1870个样本),因此在企业社会责任机制中回归的实际样本区间为2010-2020年。在使用Stata的`reghdfe`命令进行估计时,丢失了121个样本,故样本量与描述性统计相比略有变化。

程中发挥了部分中介作用,即城市绿色发展关注度增加了企业的污染处理费用及其他利益相关者的成本,对企业产生倒逼作用,进而促进企业绿色技术创新。进一步通过自助法 1000 次回归发现,惩戒型环境规制这一中介机制是显著的(Sobel Z 在 1% 统计水平下显著),而且城市绿色发展关注度通过惩戒型环境规制对绿色专利的申请和授权的间接效应分别为 24.141% 和 7.519%。这足以说明,城市绿色发展关注度能够强化惩戒型环境规制,促进企业绿色技术创新,进而验证了研究假说 H2a。

表 3 中介机制一:惩戒型环境规制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln <i>ApplyG</i>	ln <i>GrantG</i>	<i>Charge</i>	ln <i>ApplyG</i>	ln <i>GrantG</i>
<i>Attention</i>	0.087*** (0.029)	0.065** (0.026)	0.017*** (0.002)	0.066** (0.029)	0.060** (0.026)
<i>Charge</i>				1.240*** (0.276)	0.286** (0.128)
ln <i>CSR</i>	0.030** (0.012)	0.026*** (0.010)	-0.000 (0.001)	0.030** (0.012)	0.026*** (0.010)
ln <i>EPI</i>	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.005*** (0.002)	0.006*** (0.001)
常数项	-7.763*** (0.695)	-5.992*** (0.621)	0.037 (0.037)	-7.810*** (0.690)	-6.002*** (0.620)
年份和企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel Z	-	-	-	2.655***	2.810***
间接效应	-	-	-	24.141%	7.519%
直接效应	-	-	-	75.859%	92.481%
调整后的 R ²	0.631	0.634	0.308	0.634	0.634
F	18.573	14.565	14.462	18.379	13.610
样本量	14 961	14 961	14 961	14 961	14 961

说明:Sobel Z、间接效应、直接效应均为自助法 1000 次回归结果;为确保本文探究的中介机制不受另一类机制的干扰,本文进一步在每一类中介机制检验过程中控制了其他类别的机制作用。后表同。

2. 激励型环境规制的中介机制检验。表 4 考察激励型环境规制的中介效应,列(1)(2)是基准回归结果,城市绿色发展关注度(*Attention*)的回归系数显著为正,表明城市绿色发展关注度的导向作用有助于企业绿色技术创新;列(3)是中介效应第二步回归结果,可以发现城市绿色发展关注度(*Attention*)对激励型环境规制(*Subsidy*)的回归系数为 0.004,通过了 1% 统计水平的显著性检验,说明城市绿色发展关注度有助于政府为企业配套更加充裕的环保补贴资金;列(4)(5)是中介效应第三步回归结果,可以

发现同时加入城市绿色发展关注度和激励型环境规制变量后,激励型环境规制(*Subsidy*)的回归系数分别为3.310和2.170,均在1%统计水平上显著,城市绿色发展关注度(*Attention*)的回归系数分别为0.075和0.056,与列(1)(2)相比,回归系数有所下降,但依然通过了5%统计水平的显著性检验,说明激励型环境规制在城市绿色发展关注度提升企业绿色技术创新的过程中发挥了部分中介作用,即城市绿色发展关注度为企业提供了更多环保补助资金,有效缓解企业融资约束,进而促进企业绿色技术创新。自助法1000次的回归结果表明,激励型环境规制这一中介机制是显著的(Sobel Z在1%统计水平下显著),而且城市绿色发展关注度通过激励型环境规制对绿色专利的申请和授权的间接效应分别为14.192%和12.576%。说明城市绿色发展关注度能够强化激励型环境规制政策,进而促进企业绿色技术创新,验证了研究假说H2a。

表4 中介机制二:激励型环境规制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln <i>ApplyG</i>	ln <i>GrantG</i>	<i>Subsidy</i>	ln <i>ApplyG</i>	ln <i>GrantG</i>
<i>Attention</i>	0.087*** (0.029)	0.065** (0.026)	0.004*** (0.001)	0.075*** (0.028)	0.056** (0.025)
<i>Subsidy</i>				3.310*** (0.443)	2.170*** (0.333)
ln <i>CSR</i>	0.030** (0.012)	0.026*** (0.010)	0.001 (0.000)	0.027** (0.012)	0.025*** (0.010)
ln <i>EPI</i>	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.000*** (0.000)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.001)
常数项	-7.763*** (0.695)	-5.992*** (0.621)	-0.016 (0.031)	-7.710*** (0.673)	-5.956*** (0.603)
年份和企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel Z	-	-	-	3.072***	2.691***
间接效应	-	-	-	14.192%	12.576%
直接效应	-	-	-	85.808%	87.424%
调整后的R ²	0.631	0.634	0.276	0.638	0.638
F	18.573	14.565	2.860	20.611	15.489
样本量	14 961	14 961	14 961	14 961	14 961

3. 企业社会责任的中介机制检验。表5考察企业社会责任的中介效应,列(1)(2)是基准回归结果,城市绿色发展关注度(*Attention*)的回归系数显著为正;列(3)是中介效应第二步回归结果,可以发现城市绿色发展关注度(*Attention*)对企业社会责任(ln *CSR*)的回归系数为0.297,通过了1%统计水平的显著性检验,说明城市绿色发展

城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新

关注度有助于企业积极履行社会责任;列(4)(5)是中介效应第三步回归结果,可以发现同时加入城市绿色发展关注度和企业社会责任变量后,企业社会责任($\ln CSR$)的回归系数分别为0.027和0.025,分别在5%和1%统计水平上显著,城市绿色发展关注度($Attention$)的回归系数分别为0.064和0.064,与列(1)(2)相比,回归系数有所下降,依然通过了5%和1%统计水平的显著性检验,说明企业社会责任在城市绿色发展关注度提升企业绿色技术创新的过程中发挥了部分中介作用,即城市绿色发展关注度导致企业更加注重社会责任表现,进而促进企业绿色技术创新。进一步通过自助法1000次回归发现,企业社会责任这一中介机制是显著的(Sobel Z在1%统计水平下显著),而且城市绿色发展关注度通过社会责任对绿色专利的申请和授权的间接效应分别为11.293%和10.301%。说明城市绿色发展关注度能够强化企业社会责任战略响应,促进企业绿色技术创新,进而验证了研究假说H2b。

表5 中介机制三:企业社会责任

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\ln ApplyG$	$\ln GrantG$	$\ln CSR$	$\ln ApplyG$	$\ln GrantG$
<i>Attention</i>	0.072** (0.028)	0.072*** (0.025)	0.297*** (0.029)	0.064** (0.028)	0.064*** (0.025)
$\ln CSR$				0.027** (0.011)	0.025*** (0.010)
<i>Charge</i>	1.307*** (0.281)	0.365*** (0.133)	-0.029 (0.166)	1.308*** (0.281)	0.365*** (0.133)
<i>Subsidy</i>	3.360*** (0.450)	2.218*** (0.341)	0.424* (0.257)	3.348*** (0.450)	2.207*** (0.339)
常数项	-7.857*** (0.669)	-6.078*** (0.602)	-1.720*** (0.545)	-7.810*** (0.670)	-6.036*** (0.603)
年份和企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel Z	-	-	-	2.611**	3.093***
间接效应	-	-	-	11.293%	10.301%
直接效应	-	-	-	88.707%	89.699%
调整后的R ²	0.640	0.637	0.385	0.641	0.638
F	22.544	15.914	102.436	21.434	14.821
样本量	14 961	14 961	14 961	14 961	14 961

4. 企业环保投资的中介机制检验。表6考察企业环保投资的中介效应。其中列(1)(2)是基准回归结果,验证了城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的促进作用,列(3)为中介变量对解释变量进行回归的结果,可以发现城市绿色发展关注度

(*Attention*)对企业环保投资(*ln EPI*)的回归系数为2.228,在1%水平下显著,说明城市绿色发展关注度使得企业在成本-收益决策中更加倾向于增加环保投资,列(4)(5)为同时加入解释变量和中介变量的回归结果,可以发现企业环保投资(*ln EPI*)的回归系数分别为0.003和0.003,均通过5%水平的显著性检验,说明环保投资是企业绿色技术创新的物质基础,城市绿色发展关注度(*Attention*)的回归系数为0.069和0.070,与列(1)(2)相比回归系数略有下降,仍在5%和1%统计水平下显著,说明城市绿色发展关注度在促进企业绿色技术创新的过程中,环保投资是另一个重要的作用渠道。自助法 1000次的回归结果表明,企业环保投资这一中介机制是显著的(Sobel Z在1%统计水平下显著),而且城市绿色发展关注度通过环保投资对绿色专利的申请和授权的间接效应分别为10.029%和8.617%。因此,城市绿色发展关注能够强化企业资源配置效应,促进企业改善环保投资,进而验证了研究假说H2c。

表 6 中介机制四:企业环保投资

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>ln ApplyG</i>	<i>ln GrantG</i>	<i>ln EPI</i>	<i>ln ApplyG</i>	<i>ln GrantG</i>
<i>Attention</i>	0.076*** (0.027)	0.077*** (0.025)	2.228*** (0.188)	0.069** (0.028)	0.070*** (0.025)
<i>ln EPI</i>				0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>Charge</i>	1.331*** (0.287)	0.422*** (0.135)	14.911*** (2.347)	1.279*** (0.284)	0.378*** (0.131)
<i>Subsidy</i>	3.469*** (0.422)	2.296*** (0.349)	8.229*** (1.768)	3.440*** (0.419)	2.272*** (0.347)
常数项	-7.347*** (0.641)	-6.020*** (0.594)	-11.329*** (3.935)	-7.308*** (0.640)	-5.986*** (0.593)
年份和企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel Z	-	-	-	2.975***	3.336***
间接效应	-	-	-	10.029%	8.617%
直接效应	-	-	-	89.971%	91.383%
调整后的 R ²	0.637	0.633	0.525	0.637	0.634
F	22.341	15.931	23.569	21.052	15.009
样本量	16 952	16 952	16 952	16 952	16 952

(二)调节效应检验

为了进一步检验高管海外经历在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间的调节作用,基于计量模型(4)进行回归分析,回归结果见表7列(1)(2)。高管海外经历(*OverSea*)对企业绿色技术创新的回归系数分别为0.036和0.034,均通过了1%统计

城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新

水平下的显著性检验,这意味着高管海外经历会直接影响企业对绿色环保技术的认知,有助于企业开展绿色技术创新活动;而交互项 $Attention \times OverSea$ 对企业绿色技术创新的回归系数分别为0.033和0.022,均在1%统计水平下显著,即高管海外经历在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间有正向调节效应,验证了研究假说H3。

表7 调节效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln ApplyG$	$\ln GrantG$	$\ln ApplyG$	$\ln GrantG$	$\ln ApplyG$	$\ln GrantG$
<i>Attention</i>	0.044*** (0.008)	0.036*** (0.007)	0.040*** (0.008)	0.033*** (0.007)	0.041*** (0.008)	0.032*** (0.007)
<i>OverSea</i>	0.036*** (0.012)	0.034*** (0.011)				
$\ln MediaPos$			0.039*** (0.013)	0.058*** (0.012)		
$\ln MediaNeg$					0.033*** (0.012)	0.026** (0.010)
$Attention \times OverSea$	0.033*** (0.009)	0.022*** (0.007)				
$Attention \times \ln MediaPos$			0.042*** (0.009)	0.027*** (0.007)		
$Attention \times \ln MediaNeg$					0.021** (0.008)	0.022*** (0.007)
常数项	-7.169*** (0.443)	-5.861*** (0.399)	-7.078*** (0.446)	-5.681*** (0.401)	-7.125*** (0.442)	-5.840*** (0.398)
年份和企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的R ²	0.627	0.629	0.627	0.630	0.627	0.629
F	37.050	29.829	36.617	30.294	35.068	28.643
样本量	16 952	16 952	16 952	16 952	16 952	16 952

说明:考虑到调节变量可能存在内生性问题,本文进一步基于工具变量法分析调节效应,相关检验结果见本刊网站文章补充材料。

为了进一步检验媒体报道在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间的调节作用,同样基于回归模型(4)进行计量分析,考虑到不同类型媒体报道的调节效应可能存在异质性,因此将媒体报道分为正面和负面报道,分别用 $MediaPos$ 和 $MediaNeg$ 表示。从表7列(3)(4)可以发现媒体正面报道($\ln MediaPos$)可以显著提升企业绿色专利申请量和授权量,回归系数分别为0.039和0.058,均通过了1%统计水平下的显著性检验,说明媒体正面报道可以增强企业绿色技术创新绩效;城市绿色

发展关注度与媒体正面报道的交互项($Attention \times \ln MediaPos$)对企业绿色技术创新的回归系数分别为0.042和0.027,均在1%统计水平下显著。列(5)(6)为媒体负面报道($\ln MediaNeg$)的调节效应检验,依然可以发现媒体负面报道也可以促进企业绿色技术创新绩效,但促进作用比媒体正面报道更弱,而媒体负面报道与正面报道一样都可以在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间发挥正向调节效应,但其调节效应略小于正面报道,假说H4得证。

六 进一步分析

(一)异质性分析

本文从地区、行业以及企业产权三个方面考察城市绿色发展关注影响企业绿色技术创新的异质性。第一,将全样本划分为东部地区样本和中部、西部、东北地区样本进行地区异质性检验,研究发现不管是企业绿色专利申请量还是授权量,城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新在不同地区存在显著差异,城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的影响仅在东部地区显著。第二,本文将全样本划分为重污染和轻污染行业样本进行行业异质性检验,研究发现与轻污染行业相比,重污染行业中城市绿色发展关注度驱动企业绿色技术创新的效应更强。第三,根据实际控制人类别是否属于国有企业将全样本划分为国有企业和民营企业,研究发现城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的促进作用在国有企业样本中更为显著,国有企业的“主动响应”行为更强。篇幅所限,异质性检验的具体结果见本刊网站文章补充材料。

(二)经济后果检验

为了进一步检验城市绿色发展关注度驱动企业绿色技术创新的经济后果,本文还研究了城市绿色发展关注度能否通过提升企业绿色技术创新能力进而对企业全要素生产率产生影响。为此本文基于OP方法测算了企业全要素生产率,并基于中介效应模型进行计量检验,回归结果表明,城市绿色发展关注度可以通过提升企业全要素生产率提升市场竞争力,也可以通过促进企业绿色技术创新产生社会公共福利,在环境保护方面实现利益双赢。篇幅所限,经济后果检验的具体结果见本刊网站中的文章补充材料。

七 研究结论与启示

企业绿色技术创新是近年来学术界和实业界关注的重点话题,随着中国“碳达峰”

“碳中和”目标的提出,企业实现绿色转型的任务更加迫切。本文基于沪深A股2010-2021年上市公司样本,考察城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的影响及其机理。研究表明:第一,城市绿色发展关注度有助于推进企业响应绿色发展战略,促进企业绿色技术创新,在作用机制上表现为环境规制的“倒逼效应”与企业社会责任的“激励效应”;第二,考虑企业内部能力效应和外部治理效应,高管海外经历在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间发挥了正向调节效应,同时,媒体正面与负面报道均在城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新之间发挥了正向调节效应,但媒体正面报道的调节效应更显著;第三,城市绿色发展关注度对企业绿色技术创新的促进作用在东部地区、重污染行业和国有企业中更显著,且城市绿色发展关注度能够通过企业绿色技术创新显著提升全要素生产率,表明企业绿色转型有助于实现企业高质量发展。

本文的政策建议与启示主要有三个方面。第一,在政策制定方面,各级地方政府应当重视绿色发展战略的“指挥棒”作用,基于有为政府的理念,加快推进产业绿色化转型和绿色技术创新制度体系建设,通过正式制度性质的政府环境规制与政府激励引导不同类型企业重视绿色技术创新,合理发挥政府绿色发展关注度的“预期引导”与“信号供给”功能,稳步推动不同地区、不同行业与不同产权性质的企业开展绿色转型。第二,重视企业社会责任战略的牵引作用,发挥企业高管对绿色技术需求的“预见”能力,激励企业开展绿色创新。第三,在外部治理方面,媒体需要加强对绿色发展理念、体系、政策的报道与解读,更好地发挥第三方非正式规制、引导与治理的作用,特别是发挥媒体强化环境规制的约束效应以及企业绿色创新投资的声誉激励效应。

参考文献:

- 代凯(2017):《注意力分配:研究政府行为的新视角》,《理论月刊》第3期。
- 代昀昊、孔东民(2017):《高管海外经历是否能提升企业投资效率》,《世界经济》第1期。
- 杜运周、尤树洋(2013):《制度逻辑与制度多元性研究前沿探析与未来研究展望》,《外国经济与管理》第12期。
- 金环、于立宏、徐远彬(2022):《绿色产业政策与制造业绿色技术创新》,《中国人口·资源与环境》第6期。
- 景维民、张璐(2014):《环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步》,《经济研究》第9期。
- 黎文靖、郑曼妮(2016):《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》,《经济研究》第4期。
- 李青原、肖泽华(2020):《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》,《经济研究》第9期。
- 李伟阳、肖红军(2011):《企业社会责任的逻辑》,《中国工业经济》第10期。
- 凌鸿程、孙怡龙(2019):《社会信任提高了企业创新能力吗》,《科学学研究》第10期。
- 刘启亮、陆开森、李伟、田莉(2022):《媒体负面报道与高管腐败治理》,《会计研究》第3期。

齐绍洲、林岫、崔静波(2018):《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》,《经济研究》第12期。

陶锋、赵锦瑜、周浩(2021):《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》,《中国工业经济》第2期。

王馨、王莹(2021):《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第6期。

王旭、张晓宁、朱然(2021):《企业绿色创新视角下“环保督政”的价值创造效应——基于环保约谈的准实验研究》,《科研管理》第6期。

王印红、李萌竹(2017):《地方政府生态环境治理注意力研究——基于30个省市政府工作报告(2006-2015)文本分析》,《中国人口·资源与环境》第2期。

温忠麟、叶宝娟(2014):《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。

文雯、宋建波(2017):《高管海外背景与企业社会责任》,《管理科学》第2期。

吴超鹏、李奥、张琦(2021):《空气污染是否影响公司管理层人力资本质量》,《世界经济》第2期。

吴建祖、华欣意(2021):《高管团队注意力与企业绿色创新战略——来自中国制造业上市公司的经验证据》,《科学学与科学技术管理》第9期。

吴建祖、王碧莹(2022):《地方政府环境竞争、环境注意力与环境治理效率——基于地级市面板数据的实证研究》,《东北大学学报(社会科学版)》第6期。

肖红军、阳镇(2018):《中国企业社会责任40年:历史演进、逻辑演化与未来展望》,《经济学家》第11期。

肖红军、阳镇(2019):《多重制度逻辑下共益企业的成长:制度融合与响应战略》,《当代经济科学》第3期。

肖红军、阳镇、凌鸿程(2022):《企业社会责任具有绿色创新效应吗》,《经济动态》第8期。

肖红军、阳镇、凌鸿程(2021):《“鞭长莫及”还是“遥相呼应”:监管距离与企业社会责任》,《财贸经济》第10期。

肖红军、阳镇、王欣(2023):《央地产业政策协同、企业社会责任与企业绿色技术创新》,《中山大学学报(社会科学版)》第1期。

肖小虹、潘也、王站杰(2021):《企业履行社会责任促进了企业绿色创新吗》,《经济经纬》第3期。

谢东明、王平(2021):《减税激励、独立董事规模与重污染企业环保投资》,《会计研究》第8期。

阳镇、陈劲(2021):《平台情境下的可持续性商业模式:逻辑与实现》,《科学学与科学技术管理》第2期。

阳镇、凌鸿程、陈劲(2021):《社会信任有助于企业履行社会责任吗》,《科研管理》第5期。

阳镇、陈劲、凌鸿程(2023):《媒体关注、环境政策不确定性与企业绿色技术创新——来自中国A股上市公司的经验证据》,《管理工程学报》第4期。

伊志宏、陈欣、田柳(2022):《公众环境关注对企业绿色创新的影响》,《经济理论与经济管理》第7期。

于飞、胡查平、刘明霞(2021):《网络密度、高管注意力配置与企业绿色创新:制度压力的调节作用》,《管理工程学报》第2期。

于芝麦(2021):《环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新》,《外国经济与管理》第7期。

周中胜、贺超、韩燕兰(2020):《高管海外经历与企业并购绩效:基于“海归”高管跨文化整合优势的视角》,《会计研究》第8期。

Bouquet, C. and Birkinshaw, J. “Weight versus Voice: How Foreign Subsidiaries Gain Attention from Corporate Headquarters.” *Academy of Management Journal*, 2008, 51(3), pp.577-601.

DiMaggio, P. J. and Powell, W. W. "The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields." *American Sociological Review*, 1983, 48(2), pp.147–160.

Droste, N.; Hansjürgens, B. and Kuikman, P. *et al.* "Steering Innovations Towards a Green Economy: Understanding Government Intervention." *Journal of Cleaner Production*, 2016, 135, pp.426–434.

Giannetti, M.; Liao, G. and Yu, X. "The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China." *The Journal of Finance*, 2015, 70(4), pp.1629–1682.

Hambrick, D. C. and Mason, P. A. "Upper Echelons: The Organization as a Reflection of its Top Managers." *The Academy of Management Review*, 1984, 9(2), pp.193–206.

Rogge, K. S. and Reichardt, K. "Policy Mixes for Sustainability Transitions: An Extended Concept and Framework for Analysis." *Research policy*, 2016, 45(8), pp.1620–1635.

Scott, W. R. *Institutions and Organizations*. Los Angeles: SAGE Publications, 2001.

Simon, H. A. and March, J. *Administrative Behavior: A Study of Decision Making Processes in Administrative Organization*. New York: Simon & Schuster, 1976.

Xu, J.; Hong, J. and Zhou, Z. "Local Attention to Environment and Green Innovation: Evidence from Listed Manufacturing Companies in 120 Cities in China." *Emerging Markets Finance and Trade*, 2023, 59(4), pp.1062–1073.

Urban Green Development Attention and Enterprise Green Technology Innovation

Yang Zhen; Ling Hongcheng; Chen Jin

Abstract: On the basis of constructing the index of "urban green development concern", this paper manually identifies and measures urban green development concern according to the municipal government work report, and examines the influence of urban green development concern on enterprises' green technological innovation by using individual fixed-effects model. The study finds that urban green development concern can promote enterprises' green technological innovation, and there are three channels of action: environmental regulation, CSR strategic response and enterprise green investment, and the overseas experience of executives and media attention positively regulate enterprises' green technological innovation under urban green development concern. This paper confirms that firms perceiving the green development concept will make strategic responses and resource allocation adjustments.

Key words: attention to urban green development, enterprise green technology innovation, environmental regulations

JEL codes: D91, Q53

(截稿:2023年11月 责任编辑:曹永福 宋志刚)