

引用格式:花昀,刘璐,王璟. 环保补贴与企业绿色转型:“环境导向”抑或“效率至上”[J]. 技术经济, 2024, 43(7): 53-67.

HUA Yun, LIU Lu, WANG Jing. Environmental subsidies and corporate green transformation: “Environment-oriented” or “efficiency-first” [J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(7): 53-67.

环保补贴与企业绿色转型:“环境导向”抑或“效率至上”

花昀¹, 刘璐², 王璟³

(1. 中国教育科学研究院教育理论研究所, 北京 100088; 2. 北京师范大学统计学院, 北京 100091;

3. 北京物资学院信息学院, 北京 101126)

摘要:大量研究显示,作为促进企业绿色转型最主要的激励政策,环保补贴无助于提升企业的绿色创新,这或是因为环保补贴中存在“偏环保绩效轻创新绩效”的结构性矛盾。为证明以上观点,本文利用2011—2019年A股上市公司数据,使用文本分析方法将环保补贴结构分解为环保研发补贴与环保非研发补贴进行研究,结果显示:第一,具有短期“环境导向”特征的非研发补贴挤占了企业研发投入,而兼具“环保基因”和“研发基因”的环保研发补贴可通过缓解内外源融资约束提升企业的创新绩效,从而促进企业绿色创新。第二,异质性分析发现,环保研发补贴在制造业和重污染行业样本中激励作用最强,而企业的政治关联及规模大小也会影响环保补贴政策的作用效果。第三,环保补贴政策设计应兼顾“环境”与“效率”,将短期环境保护与构建企业绿色创新转型的长效机制相结合,实现长期环境友好型增长。

关键词: 环保补贴; 绿色创新; 绿色转型; 创新绩效; 环保绩效

中图分类号: F812.45 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)07-0053-15

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24010808

一、引言

党的二十大报告提出要“推动绿色发展,加快绿色发展方式转型”,并要求“完善支持绿色发展的财税、金融、投资、价格政策和标准体系”。然而,引导产业结构与生产方式向绿色转型,协调经济发展与环境保护之间的关系,解决绿色发展难题,根本路径在于强化绿色科技支撑,大力实施绿色低碳创新^[1-2]。

绿色技术创新需要将绿色技术成果商品化^[3],具有公共知识和环境保护的双重外部性。与传统创新相比,绿色技术创新的正外部性与不确定性更高,在有效激励和监管机制缺位的情况下,企业缺乏持续投入大量资金、人员,并承担高昂研发成本的创新动机^[4]。李青原和肖泽华^[5]认为增强企业绿色发展意识,激励其进行绿色技术攻关的关键在于将外部问题内部化,将环境因素纳入生产决策函数。设计得当的环境规制手段可以提高企业资源利用效率,倒逼企业开展绿色创新活动,通过生产绿色差异化的产品,抢占绿色竞争优势,产生“创新弥补效应”^[6-8]。因而,设置合理的环境规制政策以培育企业绿色科技能力是中国推动产业绿色转型、实现可持续发展亟须解决的问题。

根据规制主体和作用机制的不同,以往文献将环境规制政策分为命令控制型、市场激励型两种^[9],并对各种环境规制工具对绿色技术创新的诱发效果和作用机制进行了大量探讨或是比较研究^[10-11]。其中,针对如环保督察^[12]、制定排污许可证制度^[13]、制定污染排放标准^[14]、环境信息披露^[15]等命令控制型环境法规以及环境权益交易^[16-17]、排污收费^[18]、环保税^[19-20]等市场激励型规制政策的研究已愈加成熟,但文献鲜有直接聚焦地方政府主要的支出型激励工具——环保补贴政策,对其在提升企业绿色创新能力方面的有效性进

收稿日期: 2023-12-14

基金项目: 北京市社会科学基金青年项目“北京数字服务贸易的统计测度、经济驱动及创新效应研究”(23JJC025); 北京物资学院青年科研基金项目“中国产业价值链韧性及提升路径研究”(2023XJQN06)

作者简介: 花昀,博士,中国教育科学研究院教育理论研究所助理研究员,研究方向: 产业经济,数字教育; 刘璐,北京师范大学统计学院博士研究生,研究方向: 供应链金融,产业经济; 王璟,博士,北京物资学院信息学院讲师,研究方向: 产业经济、贸易统计。

行讨论。

环保补贴是政府为激励企业参与环境治理、控制污染排放^[21]、降低环境污染,或激励其改善产品和加工工艺以提高资源利用率所提供的补偿性或激励性资金支持^[22]。有关环保补贴与企业绿色技术创新的研究结论大多显示,受迎合政府、机会主义^[5],市场监管薄弱、政企信息不对称^[23]等因素影响,环保补贴无法促使企业提升绿色创新能力。然而,除上述因素外,本文认为,地方政府在环境支出规划方面存在的短视化倾向是环保补贴难以发挥创新效用的主要矛盾之一。环保补贴可根据补贴类型分为环保研发补贴与环保非研发补贴两类。通过整理2011—2019年上市企业数据发现,获得环保研发补贴的上市企业数量年均占比仅为7.43%,获得环保非研发补贴的上市企业数量年均超过20.85%。从资金总量来看,环保非研发补贴规模更是环保研发补贴规模的七倍以上。

由于环保非研发补贴主要关注于环境治理、环境管理体系建立、环境社会责任等环境绩效目标。因此,若环保补贴以非研发补贴为主,则会削弱环保补贴提升企业绿色创新的效率。唐大鹏和杨真真^[24]将环保补贴区分为环保研发补贴和环保非研发补贴,并将其作为中介变量嵌入地方政府环境支出与企业绿色创新的传导路径中进行研究,虽然从结构角度间接探讨了环保补贴的激励效果,但未能直接比较两种补贴对企业绿色创新的影响。

本文利用2011—2019年A股上市公司数据,将环保补贴细分为环保研发补贴与环保非研发补贴,探讨两者在环境与创新两方面绩效的差异,对现有环境规制政策与企业绿色转型相关文献进行补充完善。本文的贡献主要体现在以下三方面:一是根据是否具有研发特性将环保补贴进行细分讨论,对以往文献中环保补贴无法实现企业绿色创新的原因进行探究,为地方政府选择环境规制政策及企业应对环境规制政策提供科学指导。二是比较分析环保补贴中研发补贴与非研发补贴在实现环境绩效和创新绩效的不同作用,初步解释了二者在激励企业绿色技术创新上的不同作用,一方面肯定了中国企业在响应政府环保要求、高效使用环保补贴资金方面的积极表现;另一方面为政府优化调整企业环保执行与绿色创新在环境支出绩效目标中的权重提供了经验支持。三是通过检验行业污染属性、行业制造属性、企业政治关联与企业规模大小在环保补贴影响企业绿色技术创新过程中的异质性作用,为地方政府分类精准施策,依据企业资源禀赋,发展特色绿色转型路径提供实证依据。

二、理论假设

作为环境污染的责任主体,企业应将开展绿色产品创新、抢占绿色竞争优势作为长期转型升级和可持续发展的核心。但由于绿色创新活动投资成本高、研发周期长,且预期收益低于传统创新^[25],使得多数企业囿于眼前利益,对绿色转型缺乏紧迫感,未形成绿色产品创新推广的战略眼光。因此,仅靠市场力量无法快速推进企业绿色转型,为稳定企业绿色创新预期,克服绿色技术创新风险高、投资意愿不足的难题,政府亟须通过强化环境支出,优化区域资源配置,以环保补贴的形式直接为企业注入资金,增强其绿色技术创新信心,引导其树立绿色发展理念。

通过整理2011—2019年上市企业数据发现,在企业所获环保补贴中,年均仅有10.08%的资金为环保研发补贴,而其余绝大部分都为不专门针对绿色创新的环保非研发补贴。可见在环保补贴中占据绝对主导地位的为环保非研发补贴。如表1所示,环保非研发补贴是政府为了激励企业积极参与环境治理、减少污染排放、合理利用资源提供的资金支持。相比增加包括环境预防、环保设备维护以及污染治理等方面的环保投资、直接治理环境^[26]^①,企业进行绿色技术创新周期长、成本高、风险大,相应的环境和经济效益难在较短时间内获得。因而,获得环保非研发补贴的企业更倾向于在短期内做出增加环保投资、污染减排等快速环保决策来迎合政府环保要求,间接削弱了其开展绿色创新活动的动力。可以说,环保补贴被本就不以绿色技术进步为政策目标的环保非研发补贴所主导,或为其绿色创新驱动效应不显的主要原因。

^① 环保非研发补贴中完全剔除了与研发创新相关的关键词,因此在环保非研发补贴中,并不存在以激励企业增加绿色创新领域的环保投资和激励企业通过绿色技术研发进行环境治理为政策目的的补贴项目。

基于此,本文提出假设 1:

环保非研发补贴无法有效推动企业绿色创新转型(H1a);

由非研发补贴主导的环保补贴无法提升企业绿色创新实力(H1b);

获得环保非研发补贴的企业更倾向于增加环保投资、污染减排以提升环境绩效,间接抑制了其绿色创新活动(H1c)。

由表 1 所示,环保补贴中还有小部分为推动绿色材料、生产工艺或设备的研发、改造和成果推广,激励企业放眼长期绿色转型目标,开展绿色创新活动的环保研发补贴。环保研发补贴作为绿色创新专项补贴不仅能够直接为企业注入研发资金,同时,根据信号传递理论,企业以科学合理的方式申请并获得环保研发补贴后,可以获得政府对其环保意识和研发潜力的双重认证,即同时获得“绿色标签”与“研发标签”。“绿色标签”表明企业经营战略与国家环保政策制度法规相吻合,“研发标签”又可向外部金融机构传递政府已依法认可其创新能力的积极信号^[27]。相比环保非研发补贴的单方面认证,环保研发补贴更能吸引利益相关者的青睐,提升企业的外部融资能力,为企业提升绿色创新产出水平提供稳定的资金保障,使企业形成多元化的创新支撑。此外,相比旨在提升环境绩效的环保非研发补贴,环保研发补贴兼具“环保基因”和“研发基因”,拟通过激励企业深耕减少环境污染、减少原材料和能源使用的技术、工艺或产品的前沿创新领域^[16],以直接分担成本和间接拓宽融资渠道的方法增加企业的研发总投资,鼓励企业进行针对性的环保技术升级和绿色生产,引导企业的绿色工艺创新实践^[22],在显著降低环境压力的同时提升经济效益^[28],实现社会效益和企业私人效益的共赢。

基于以上分析,本文提出假设 2:

环保补贴中的环保研发补贴能够显著提升企业的绿色创新产出(H2a);

环保研发补贴通过缓解企业外源融资约束、增加企业研发投入,推动企业绿色创新转型进程(H2b)。

表 1 环保非研发补贴与环保研发补贴示例

补贴类型	股票代码	年份	补助金额(元)	项目说明
环保非研发补贴	000553	2011	244444.44	污水治理资金
	600397	2013	2000000.00	矿产资源节约与综合利用奖励资金
	300110	2015	500000.00	大气污染防治专项资金
	000751	2016	1000000.00	二氧化硫减排改造
	603985	2019	16968.79	蓄热式加热炉节能专项资金
环保研发补贴	600409	2011	357142.87	系统优化节能技术改造项目
	300070	2013	940524.00	膜生物反应污水资源化新技术成果产业化及应用推广项目
	002377	2014	700000.00	低碳环保型道路铺装材料的研究及应用
	000531	2016	769345.08	锅炉脱硫技术改造工程补助资金
	002601	2018	249999.96	“硫-磷-钛”循环经济低碳生产工艺技术开发及转化技术项目

三、实证策略

本文选取 2011—2019 年 A 股上市公司数据作为研究样本,实证检验环保补贴在结构分解后,环保研发补贴与环保非研发补贴对企业绿色创新活动的影响。其中,企业绿色创新能力数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),企业所获环保补贴数据以及其他财务数据来自国泰安数据库(CSMAR),其他省级数据来自国家统计局与樊纲团队的《中国分省份市场化指数报告》。在获取原始数据后,本文剔除了金融行业、特别处理(special treatment, ST)企业以及变量观测值缺失的样本,并对连续性变量 1% 和 99% 百分位进行 Winsorize 缩尾处理。最终得到包含 2716 家企业,16303 个观测值的非平衡面板样本数据。其中有 1186 个观测样本在考察年份获得了环保研发补贴,4130 个观测样本在考察年份获得了环保非研发补贴。

(一) 变量选择与数据处理

参考黎文婧和郑曼妮^[29]、王馨和王营^[30]的研究,本文以衡量企业绿色创新能力的绿色专利申请数量作为被解释变量。一般认为,绿色专利中发明专利的创新性高于实用新型专利,因此本文在基准回归中使用绿色发明专利申请数量,在稳健性检验中使用绿色发明专利与实用新型专利申请数量总和作为企业绿色创新能力的

代理变量。本文首先从中国研究数据服务平台(CNRDS)获取企业的发明专利和实用专利数据信息,并将各类专利的专利分类号与2010年世界知识产权组织(WIPO)推出的旨在便于检索环境友好型技术相关专利信息的在线工具——“国际专利分类绿色清单”进行匹配,得到企业的各类与环境相关的污染物处置和减缓气候变化等相关的绿色专利。为消除绿色专利申请数据的右偏分布问题,本文还将专利申请数加1后取自然对数。

环保补贴为本文的核心解释变量。上市公司获得政府补贴的信息披露于公司年报财务报表附注“损益项目”科目下的“政府补助明细”中,目前这一数据没有形成统一的披露形式。学界关于补贴类型的测量主要是依据文本分析的方法对政府补贴明细进行关键词检索^[31]。因而,本文参考胡玉凤和丁友强^[32],根据“绿色”“环保”“清洁”“节能”“减排”“碳排放”“可持续发展”等关键词确定属于环保补贴的条目,并将各条目的补贴金额进行汇总得到企业每年获得的环保补贴总额,若为空值即为0。同时,根据郭玥^[33]、宋砚秋等^[34]、Boeing和Peters^[35]所使用的研发关键词对环保补贴明细进行文本分析,若其中包含与研发、技术、创新等相关的条目则为环保研发补贴,否则为环保非研发补贴^[24]。为剔除企业规模因素影响,本文在基准回归中使用环保补助与资产总计的百分比,在稳健性检验中使用其与营业收入的百分比作为环保补贴的代理变量。

效益变量选择方面。根据研究假设,本文拟从反映短期环境导向的“环境绩效”和反映长期绿色发展的“创新绩效”两个角度衡量环保研发补贴和环保非研发补贴对企业绿色创新的激励机制。参考李青原和肖泽华^[5],以企业当年是否进行了环保直接投资或是参与环境治理,如碳减排量作为企业环境绩效变量。同时参考尹美群等^[36],采用企业研发强度,即当年研发投入与营业收入之比和度量企业融资约束的SA指数作为企业创新绩效变量。

参考政府补贴与企业绿色创新的相关研究^[5],为排除其他因素对回归分析的影响,本文还设置了包括企业规模、资产负债情况、企业现金流水平、企业成长性、企业成熟度、企业经营绩效以及管理层激励等控制变量。各变量定义见表2。

表 2 变量说明

变量类型	符号	名称	说明	
被解释变量	<i>ginvention</i>	绿色发明创新实力	ln(绿色发明专利申请数+1)	
	<i>gpatent</i>	绿色创新总实力	ln(绿色专利申请总数+1)	
解释变量	<i>envsub</i>	环保补贴	环保补助与资产总计的百分比	
	<i>envrdsb</i>	环保研发补贴	环保研发补助与资产总计的百分比	
	<i>envnrdsb</i>	环保非研发补贴	环保非研发补助与资产总计的百分比	
效益变量	<i>enwinw</i>	环境绩效	环保投资	环保投资金额的虚拟变量
	<i>envgov</i>		环境治理	ln(CO ₂ 减排量+1)
	<i>rdratio</i>	创新绩效	研发强度	研发投入与营业收入的百分比
	<i>sa</i>		融资约束	SA指数
控制变量	企业层面	<i>size</i>	企业规模	资产总计的对数
		<i>deb</i>	资产负债情况	负债总计与资产总计之比
		<i>cfo</i>	现金流水平	经营活动产生的现金流量净额与资产总计之比
		<i>growth</i>	企业成长性	营业收入增长率
		<i>age</i>	企业成熟度	ln(样本年份与企业成立年份之差)
		<i>roa</i>	企业财务绩效	净利润与资产总计之比
		<i>share</i>	管理层激励	高级管理人员的总体持股数量占公司总股本的比例
		<i>tenure</i>	CEO任职时间	样本年份与CEO任职年份之差
	省级层面	<i>gdpcapita</i>	人均GDP	ln(地方生产总值与人口总数之比)
	<i>market</i>	市场化发展水平	市场化指数	

(二) 回归模型

式(1)为本文的基准回归,主要考察环保补贴,环保研发补贴和环保非研发补贴对企业绿色创新能力的影响,分别对上文假设H1b、H2a、H1a进行检验。虽然,政府发放非研发补贴不以直接激励绿色技术创新为目的,但环保非研发补贴也可为企业从外部购买和引进新技术、新设备提供资金保障,即使在自身不开展研发活动的基础上,也可以通过渐进改良、模仿创新、知识整合等促进企业将外部技术与内部资源相结合,提高绿色创新产出水平^[31,37]。因此,本文在式(2)中同时加入环保研发补贴和非研发补贴,控制环保非研发补

贴对企业绿色创新的间接促进作用。

$$ginvention_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 envsub_{i,t} / envrds_{i,t} / envnrds_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$ginvention_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 envrds_{i,t} + \beta_2 envnrds_{i,t} + \beta_3 control_{i,t} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中： i 为企业； t 为年份； $ginvention$ 为绿色发明创新实力； $envsub$ 为环保补贴； $envrds$ 为环保研发补贴； $envnrds$ 为环保非研发补贴； $control$ 为控制变量集； μ_i 和 μ_t 分别为企业个体和年度固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

为对环保研发补贴和环保非研发补贴对企业绿色发展水平的影响进行初步的机制探索，本文还拓展回归如式(3)和式(4)，探讨二者对提升企业环境绩效和创新绩效的不同作用，检验上文理论假设 H1c 和假设 H2b。

$$envinv_{i,t} / envgov_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 envsub_{i,t} / envrds_{i,t} / envnrds_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$rdratio_{i,t} / sa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 envrds_{i,t} + \beta_2 envnrds_{i,t} + \beta_3 control_{i,t} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中： $envinv$ 为环保投资； $envgov$ 为环境治理； $rdratio$ 为研发强度； sa 为融资约束。

四、实证结果与分析

(一) 描述性分析

表 3 报告了获得环保研发补贴、环保非研发补贴以及未获得上述两种环保补贴的三组样本的描述性分析。首先，对于绿色专利申请总和和环保研发补贴企业组的均值大于环保非研发补贴组，且二者均大于未获补贴组，说明获得环保补贴，不论是否针对研发创新，都有助于拉动企业的绿色创新实力，其中环保研发补贴的激励作用更强。而对于绿色发明专利，环保研发补贴企业组的均值同样大于环保非研发补贴组，而环保非研发补贴组均值却小于未获补贴组，从侧面印证了企业所获环保非研发补贴无助于提高企业绿色创新实力。其次，三组企业样本申请绿色专利的中位数均为 0，绿色专利分布呈现明显的右偏态特征，且各企业样本的绿色专利申请的标准差均大于 5，说明中国上市企业的总体绿色创新能力不足且差异较大。再次，不同于研发补贴的“挑选赢家”策略^[38]，政府可能更倾向于给环境治理压力较大的省份或是重污染行业发放补贴，导致对于部分控制变量，如资本结构、企业成长性、财务绩效、管理层激励、省级人均 GDP 和市场化指数，获得环保补贴企业样本的能力表现弱于未获补贴企业样本。最后，环保补贴和其他控制变量的取值在合理区间，与已有研究基本一致^[5,21]。

表 3 描述性分析

变量	获得环保研发补贴的公司 (N=1186)			获得环保非研发补贴的公司 (N=4130)			未获得上述两种环保补贴的公司 (N=11813)		
	均值	中位数	方差	均值	中位数	方差	均值	中位数	方差
<i>gpatent</i>	1.5750	0	7.387	1.4661	0	8.376	1.2443	0	6.941
<i>ginvention</i>	0.9098	0	6.298	0.7869	0	5.691	0.7912	0	5.571
<i>envsub</i>	0.0806	0.0300	0.1666	0.0704	0.0136	0.2618	0	0	0
<i>envrds</i>	0.0357	0.0099	0.0884	0.0062	0	0.0406	0	0	0
<i>envnrds</i>	0.0449	0.0084	0.1335	0.0641	0.0118	0.2571	0	0	0
<i>size</i>	22.3368	22.1560	1.1760	22.3746	22.1957	1.2373	21.9293	21.7949	1.2279
<i>deb</i>	45.0842	46.41	19.182	44.4351	44.07	19.83	39.3195	37.92	20.271
<i>cfo</i>	5.2193	4.72	6.46	5.2289	5.17	6.59	4.4506	4.39	6.736
<i>growth</i>	15.2096	8.79	37.653	16.1635	9.36	40.402	19.032	11.83	43.278
<i>age</i>	17.1484	17	5.435	17.3627	17	5.489	16.8601	17	5.727
<i>roa</i>	3.9526	3.48	5.072	3.9654	3.58	4.98	4.8896	4.56	5.198
<i>share</i>	11.6969	0.13	17.865	10.1647	0.04	17.846	16.7657	2.32	21.554
<i>tenure</i>	3.9538	3.33	3.095	3.9261	3.17	3.181	4.0191	3.33	3.181
<i>gdpcapita</i>	1.7678	1.7806	0.4513	1.7773	1.7807	0.4442	1.9253	1.9431	0.4405
<i>market</i>	9.069	9.23	1.617	9.1147	9.25	1.536	9.5856	9.75	1.351

注：此处绿色专利、绿色发明专利未进行对数转换，企业规模、人均 GDP 进行了对数转换，为更清晰展示，环保补贴、环保研发补贴、环保非研发补贴、资本结构、现金流水平、企业成长性、企业成熟度、企业财务绩效和管理层激励均为百分数。

(二) 基准回归

基准回归结果如表 4 所示。与 Ren 等^[23]结果一致,环保补贴无法显著促进企业绿色技术创新。然而,在对环保补贴进行结构分解后,不论是将环保研发补贴和环保非研发补贴单独还是同时加入回归中,环保研发补贴的回归系数均在 1%的水平上显著为正,环保非研发补贴的系数均不显著。说明不以研发创新为目标的非研发补贴在环保补贴对企业绿色创新的影响中起主导作用,导致环保补贴的创新效果不显,验证了本文的理论假设 H1a 和假设 H1b。相比之下,环保研发补贴能有效促进企业创新。其中,环保研发补贴规模提高 1%,企业绿色发明专利申请数量平均增加 0.3354 项^②,说明假设 H2a 成立。

表 4 基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>
<i>envsub</i>	0.0312(0.0294)			
<i>envrdsb</i>		0.4260*** (0.1332)		0.4256*** (0.1332)
<i>envnrdsb</i>			0.0110(0.0303)	0.0101(0.0303)
<i>size</i>	0.0220** (0.0090)	0.0225** (0.0090)	0.0221** (0.0090)	0.0224** (0.0090)
<i>deb</i>	0.0795** (0.0351)	0.0781** (0.0351)	0.0795** (0.0351)	0.0782** (0.0351)
<i>cfo</i>	-0.0596(0.0555)	-0.0586(0.0555)	-0.0591(0.0555)	-0.0588(0.0555)
<i>growth</i>	-0.0160** (0.0074)	-0.0159** (0.0074)	-0.0161** (0.0074)	-0.0158** (0.0074)
<i>age</i>	-0.0262(0.0454)	-0.0259(0.0454)	-0.0258(0.0454)	-0.0261(0.0454)
<i>roa</i>	0.1400* (0.0797)	0.1383* (0.0797)	0.1377* (0.0797)	0.1394* (0.0796)
<i>share</i>	-0.1203*** (0.0441)	-0.1210*** (0.0441)	-0.1214*** (0.0441)	-0.1209*** (0.0441)
<i>tenure</i>	0.0004(0.0013)	0.0004(0.0013)	0.0004(0.0013)	0.0004(0.0013)
<i>gdpcapita</i>	0.1223(0.0801)	0.1241(0.0801)	0.1224(0.0801)	0.1240(0.0801)
<i>market</i>	-0.0170** (0.0085)	-0.0168** (0.0085)	-0.0169** (0.0085)	-0.0168** (0.0085)
<i>cons</i>	-0.3180(0.2561)	-0.3329(0.2560)	-0.3202(0.2562)	-0.3313(0.2561)
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16303	16303	16303	16303
<i>R</i> ²	0.039	0.039	0.039	0.039

注:括号内为估计系数的标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(三) 经济效益分析

为探究基准回归中环保研发补贴与环保非研发补贴对企业绿色技术创新的不同激励能力,根据上文假设,本文进一步从环境和创新两方面来考察两种环保补贴政策的实施绩效,探索二者对企业绿色创新水平的不同作用效果。

环境绩效方面。以环保非研发补贴为主的环保补贴政策主要为支持企业购置污染治理设备、开展与环保有关的生产线建设与改造或是直接激励企业增加绿化、减少排污、提高环境管理能力而设立^[23,39]。由于企业在获得环保非研发补贴后,需要迎合政府的要求,或是在政府的“支配”下进行资源配置,改善企业环境社会责任绩效,从而会“挤出”企业从事技术创新的动机和资源,无法激励企业开展绿色创新活动^[5]。从表 5 的环境绩效分析结果可以看出,环保非研发补贴或是被环保非研发补贴主导的总环保补贴均可以激励企业进行环保投资或是提高环境治理力度,而环保研发补贴作为针对绿色创新的专项补贴则无法提升企业的环境绩效,验证了研究假设 H1c。

创新绩效方面。政府补贴创新绩效的相关文献表明,研发补贴一般通过直接资源补充、增加研发资金投入或是间接信号传递、扩充外源融资两种机制激励创新产出增加^[40-41]。绿色创新同属于创新活动,且由于双重外部性导致其预期收益低于传统创新,更需要通过政府资源配置克服资金瓶颈、稳定创新主体预期。基于此,表 6 报告了环保研发补贴与环保非研发补贴对企业内、外源资源补充的不同作用效果,可以看出,只

② 在经济意义上,考虑到未取对数的绿色发明专利均值是 0.7881,回归系数为 0.4256,意味着环保研发补贴资金投入每提高 1%,企业绿色发明专利申请数量平均会增加约 0.3354 项(即 $0.7881 \times 0.4256 = 0.3354$)。

有明确针对新材料、新工艺或是新技术的环保研发补贴能够显著缓解企业的融资约束^③,引导企业提高研发投入强度,进而激发企业绿色创新意愿,研究假设 H2b 得以验证。

基于以上分析,由于环保补贴中起主导作用的是以激励企业解决短期环境问题的非研发补贴,其虽能显著提升企业环境绩效,但并非直接针对企业绿色创新,无法推动企业长期绿色转型。

表 5 环境绩效分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>eninv</i>	<i>eninv</i>	<i>eninv</i>	<i>eninv</i>	<i>engov</i>	<i>engov</i>	<i>engov</i>	<i>engov</i>
<i>enrsub</i>	0.0290* (0.0172)				0.1423* (0.0774)			
<i>enrdsb</i>		-0.1025 (0.0777)		-0.1040 (0.0777)		0.0226 (0.3501)		0.0168 (0.3500)
<i>enrdsb</i>			0.0359** (0.0177)	0.0361** (0.0177)			0.1493* (0.0796)	0.1493* (0.0796)
<i>size</i>	-0.0016 (0.0053)	-0.0016 (0.0053)	-0.0017 (0.0053)	-0.0018 (0.0053)	0.0371 (0.0237)	0.0376 (0.0237)	0.0370 (0.0237)	0.0370 (0.0237)
<i>deb</i>	-0.0146 (0.0205)	-0.0143 (0.0205)	-0.0144 (0.0205)	-0.0141 (0.0205)	-0.0873 (0.0922)	-0.0876 (0.0922)	-0.0869 (0.0922)	-0.0869 (0.0922)
<i>cfo</i>	0.0552* (0.0324)	0.0559* (0.0324)	0.0550* (0.0324)	0.0549* (0.0324)	-0.0067 (0.1458)	-0.0032 (0.1458)	-0.0070 (0.1458)	-0.0069 (0.1458)
<i>growth</i>	-0.0030 (0.0043)	-0.0032 (0.0043)	-0.0030 (0.0043)	-0.0031 (0.0043)	-0.0184 (0.0194)	-0.0189 (0.0194)	-0.0184 (0.0194)	-0.0184 (0.0194)
<i>age</i>	0.0214 (0.0265)	0.0220 (0.0265)	0.0213 (0.0265)	0.0213 (0.0265)	-0.1511 (0.1194)	-0.1485 (0.1194)	-0.1511 (0.1194)	-0.1512 (0.1194)
<i>roa</i>	-0.0182 (0.0465)	-0.0219 (0.0464)	-0.0176 (0.0465)	-0.0180 (0.0465)	0.0948 (0.2094)	0.0789 (0.2092)	0.0949 (0.2094)	0.0950 (0.2094)
<i>share</i>	0.0173 (0.0257)	0.0173 (0.0257)	0.0174 (0.0257)	0.0175 (0.0257)	0.1216 (0.1158)	0.1208 (0.1159)	0.1218 (0.1158)	0.1218 (0.1158)
<i>tenure</i>	0.0011 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0057 (0.0035)	0.0057 (0.0035)	0.0057 (0.0035)	0.0057 (0.0035)
<i>gdpcapita</i>	0.0094 (0.0467)	0.0093 (0.0467)	0.0092 (0.0467)	0.0088 (0.0467)	0.1377 (0.2105)	0.1391 (0.2105)	0.1371 (0.2105)	0.1372 (0.2105)
<i>market</i>	0.0036 (0.0050)	0.0036 (0.0050)	0.0035 (0.0050)	0.0035 (0.0050)	0.0108 (0.0224)	0.0112 (0.0224)	0.0107 (0.0224)	0.0107 (0.0224)
<i>cons</i>	-0.0241 (0.1494)	-0.0251 (0.1494)	-0.0223 (0.1494)	-0.0196 (0.1495)	-0.7431 (0.6730)	-0.7615 (0.6731)	-0.7384 (0.6731)	-0.7388 (0.6732)
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16303	16303	16303	16303	16303	16303	16303	16303
<i>R</i> ²	0.006	0.005	0.006	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005

注:括号内为估计系数的标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 6 创新绩效分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>rdratio</i>	<i>rdratio</i>	<i>rdratio</i>	<i>rdratio</i>	<i>sa</i>	<i>sa</i>	<i>sa</i>	<i>sa</i>
<i>enrsub</i>	0.0210 (0.2213)				-0.0041 (0.0037)			
<i>enrdsb</i>		1.7995* (1.0011)		1.8024* (1.0011)		-0.0514*** (0.0167)		-0.0513*** (0.0167)
<i>enrdsb</i>			-0.0708 (0.2276)	-0.0745 (0.2276)			-0.0016 (0.0038)	-0.0015 (0.0038)

③ 根据鞠晓生等^[42],SA 指数为负,此处将 SA 指数取绝对值,其绝对值越大,融资约束越严重。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>rdratio</i>	<i>rdratio</i>	<i>rdratio</i>	<i>rdratio</i>	<i>sa</i>	<i>sa</i>	<i>sa</i>	<i>sa</i>
<i>size</i>	0.2281*** (0.0677)	0.2296*** (0.0677)	0.2284*** (0.0677)	0.2299*** (0.0677)	0.0130*** (0.0011)	0.0129*** (0.0011)	0.0130*** (0.0011)	0.0130*** (0.0011)
<i>deb</i>	-1.6701*** (0.2637)	-1.6757*** (0.2636)	-1.6704*** (0.2637)	-1.6760*** (0.2637)	0.0256*** (0.0044)	0.0257*** (0.0044)	0.0256*** (0.0044)	0.0257*** (0.0044)
<i>cfo</i>	-2.0052*** (0.4171)	-2.0036*** (0.4171)	-2.0029*** (0.4171)	-2.0017*** (0.4171)	-0.0076 (0.0070)	-0.0078 (0.0070)	-0.0077 (0.0070)	-0.0077 (0.0070)
<i>growth</i>	-0.6829*** (0.0555)	-0.6818*** (0.0555)	-0.6832*** (0.0555)	-0.6820*** (0.0555)	0.0064*** (0.0009)	0.0064*** (0.0009)	0.0065*** (0.0009)	0.0064*** (0.0009)
<i>age</i>	-1.2762*** (0.3414)	-1.2769*** (0.3413)	-1.2745*** (0.3414)	-1.2756*** (0.3414)	0.0390*** (0.0057)	0.0390*** (0.0057)	0.0390*** (0.0057)	0.0390*** (0.0057)
<i>roa</i>	-1.9909*** (0.5988)	-1.9855*** (0.5983)	-2.0009*** (0.5988)	-1.9934*** (0.5988)	0.0104 (0.0100)	0.0107 (0.0100)	0.0107 (0.0100)	0.0105 (0.0100)
<i>share</i>	0.6538** (0.3314)	0.6517** (0.3313)	0.6532** (0.3314)	0.6512** (0.3313)	-0.0576*** (0.0055)	-0.0576*** (0.0055)	-0.0576*** (0.0055)	-0.0576*** (0.0055)
<i>tenure</i>	-0.0205** (0.0101)	-0.0206** (0.0101)	-0.0205** (0.0101)	-0.0207** (0.0101)	0.0012*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)
<i>gdpcapita</i>	-0.3074 (0.6021)	-0.3006 (0.6020)	-0.3063 (0.6021)	-0.2996 (0.6020)	0.0450*** (0.0101)	0.0448*** (0.0101)	0.0450*** (0.0101)	0.0448*** (0.0101)
<i>market</i>	0.0221 (0.0640)	0.0227 (0.0640)	0.0224 (0.0640)	0.0229 (0.0640)	0.0007 (0.0011)	0.0007 (0.0011)	0.0007 (0.0011)	0.0007 (0.0011)
<i>cons</i>	1.7359 (1.9252)	1.6867 (1.9249)	1.7225 (1.9253)	1.6754 (1.9253)	3.1977*** (0.0322)	3.1995*** (0.0322)	3.1979*** (0.0322)	3.1993*** (0.0322)
FirmFE	Yes							
YearFE	Yes							
<i>N</i>	16303	16303	16303	16303	16295	16295	16295	16295
<i>R</i> ²	0.054	0.054	0.054	0.054	0.851	0.851	0.851	0.851

注:括号内为估计系数的标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

五、进一步分析

(一) 异质性分析

本文进一步针对环保补贴的行业属性差异与企业特征差异进行分析。

首先,考察行业污染属性的影响。作为供给侧结构性改革“三去一降一补”的对象,以能源、钢铁为代表的重污染行业既是环境污染的主要制造者,也是政府加强环境治理、推行清洁生产和绿色转型的重要行业,政府环保政策的主要扶持对象^[24]。根据2011—2019年上市企业数据,重污染行业企业样本所获环保补贴、环保研发补贴与环保非研发补贴的均值分别为2.10%、0.35%和1.76%,均高于非重污染行业企业样本的0.90%、0.18%和0.72%。根据证监会2012年的《上市公司行业分类指引》,本文将企业样本划分为重污染行业与非重污染行业两类子样本^④,并使用基准模型(2)进行检验,由表7的(1)列、(2)列可以看出,环保研发补贴的显著性在重污染行业样本中更强,说明环保研发补贴对企业绿色技术创新的激励作用主要集中在重污染行业的企业。原因可能是,重污染行业中企业的环境责任、环保合法性和环保合规性压力更大,更需要依靠绿色技术转型升级才能在绿色经济的时代背景下占据竞争优势,因此重污染行业中的企业把握政策红利,寻求绿色技术革新的动机更强。而非重污染行业中的企业绿色技术转型的紧迫性和必需性较弱,受到环保研发补贴政策激励的作用也较为有限。

其次,制造业是中国经济增长的重要引擎,同时也是中国污染、碳排放以及能源消耗的主要部门^[19],已成

④ 参考李青原和肖泽华^[5],本文选择的非重污染行业代码分别是B06、B07、B08、B09、B10、B11、B12、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44。

表 7 不同行业属性的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	重污染行业	非重污染行业	制造业	非制造业
	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>
<i>enrdsb</i>	0.4539*** (0.1682)	0.3726* (0.2157)	0.5017*** (0.1615)	0.2220 (0.2383)
<i>enwrdsb</i>	-0.0069 (0.0350)	0.0213 (0.0862)	-0.0098 (0.0388)	0.0418 (0.0636)
<i>size</i>	0.0469** (0.0199)	0.0157 (0.0105)	0.0497*** (0.0128)	-0.0054 (0.0140)
<i>deb</i>	-0.0761 (0.0736)	0.1265*** (0.0415)	0.0540 (0.0471)	0.0838 (0.0548)
<i>cfo</i>	0.0903 (0.1135)	-0.1036 (0.0645)	-0.0576 (0.0772)	-0.0704 (0.0751)
<i>growth</i>	-0.0045 (0.0162)	-0.0176** (0.0085)	-0.0244** (0.0107)	-0.0036 (0.0096)
<i>age</i>	-0.2026** (0.1018)	-0.0027 (0.0520)	-0.0360 (0.0597)	-0.0113 (0.0723)
<i>roa</i>	0.2960* (0.1646)	0.0821 (0.0932)	0.2105** (0.1072)	-0.0128 (0.1161)
<i>share</i>	-0.2299** (0.0995)	-0.0927* (0.0504)	-0.1278** (0.0536)	-0.1156 (0.0894)
<i>tenure</i>	0.0022 (0.0027)	-0.0001 (0.0016)	0.0023 (0.0018)	-0.0021 (0.0020)
<i>gdpcapita</i>	0.1048 (0.1417)	0.1286 (0.0997)	0.0437 (0.1058)	0.2845** (0.1206)
<i>market</i>	-0.0119 (0.0173)	-0.0191* (0.0100)	-0.0050 (0.0108)	-0.0515*** (0.0137)
<i>cons</i>	-0.3811 (0.5271)	-0.2496 (0.3048)	-0.8424** (0.3455)	0.2285 (0.4080)
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3881	12422	10979	5324
<i>R</i> ²	0.033	0.044	0.042	0.047

注：为节约篇幅，异质性分析部分仅列出基准模型(2)；括号内为估计系数的标准误；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

为绿色技术创新的重要主体，受环境政策的影响相对较大。根据作者测算，制造业企业样本所获各类研发补贴的均值也均高于非制造业企业样本，制造业企业样本所获环保补贴、环保研发补贴与环保非研发补贴的均值分别为2.10%、0.35%和1.76%，非制造业企业样本所获环保补贴、环保研发补贴与环保非研发补贴的均值分别为1.44%、0.08%、1.35%。本文将企业样本划分为制造业和非制造业两组发现[表7的(3)列、(4)列]，环保研发补贴仅能显著推进制造业企业绿色创新活动，在非制造业样本中不显著，这说明作为政府环境污染防控的重点监测对象，制造业企业所获环保补贴更能驱动其开展绿色创新活动。

再次，为政府依据企业资源禀赋配置补贴资源，发展特色绿色转型路径提供有效政策参考，本文还区分不同企业特征，探讨环保补贴政策对不同类型企业绿色创新活动的激励作用。一方面，大量研究发现，中国企业存在政治资源诅咒效应^[43]。政治资源越丰富的企业，越易通过寻租的方式达到“政企合谋”，越会削弱其通过技术创新来提升财务绩效的动机，使得资源未流入创造企业业绩和社会效益的领域，而是流入企业管理层或是地方官员的私人收益。同时，具有政治关联企业更易获得银行信贷支持，资源约束边界相对宽松，在边际收益递减情景下，更多环保补贴资金注入并不一定能带来更优的资源配置，从而补贴对该类企业的创新绩效作用机制无法生效。因此，参考张铂晨和赵树宽^[44]的研究，根据企业高管是否现任或曾任各级党代表、人大代表、政协委员或政府官员将企业样本分为有政治关联企业和无政治关联企业进行分析。表8的(1)列、(2)列结果表明，企业的政治关联会削弱环保研发补贴的激励作用，环保研发补贴仅能推进无政治关联企业的绿色转型进程，因此政府应提高环保补贴政策实施的透明度和公平性，压缩企业政治关联的寻租空间，建立更健全的补贴绩效评价体系。

最后，不同规模的企业在发展模式、竞争优势以及环境治理水平等方面存在差异。以企业总资产的中位数为界，本文还将企业样本分为大型企业和小型企业，进一步探究环保补贴对不同规模企业的异质性影响。表8的(3)列、(4)列结果显示，小规模企业所获的环保补贴不论是否针对研发创新均能促进企业增加绿色创新产出。可能的解释为：小型企业由于实力和资源禀赋较弱，并且在产业链中处于弱势地位，与外部投资者的信息不对称问题更严重，面临的内外源融资问题也更为严重，更需要补贴资源注入；并且相比于大型企业，小型企业更难获得政府补贴，为了持续获得政府扶持，持续变革的内生性需求强烈，更有动力积极响应政府环保补贴政策^[45]。因此，相比于大型企业，环保补贴对小型企业的创新激励效应更显著，政府应根据企业规模等特征要素制定差异化的绿色创新激励政策。

表 8 不同企业特征的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	有政治关联企业	无政治关联企业	大规模企业	小规模企业
	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>
<i>enrds</i>	-0.2320(0.4007)	0.5007*** (0.1422)	0.3055(0.5254)	0.4116*** (0.1197)
<i>ennrds</i>	0.1626(0.2105)	0.0100(0.0324)	-0.0194(0.0550)	0.0238(0.0328)
<i>size</i>	0.0640*(0.0331)	0.0213** (0.0106)	0.0258(0.0195)	0.0239(0.0164)
<i>deb</i>	0.0894(0.1110)	0.0705*(0.0414)	0.0365(0.0680)	0.0480(0.0447)
<i>cfo</i>	-0.1460(0.1604)	0.0033(0.0640)	0.0098(0.0937)	-0.1574** (0.0659)
<i>growth</i>	-0.0153(0.0231)	-0.0156*(0.0084)	-0.0112(0.0114)	-0.0102(0.0101)
<i>age</i>	-0.2317** (0.1168)	0.0177(0.0557)	-0.0196(0.0899)	-0.0731(0.0612)
<i>roa</i>	0.3396(0.2331)	0.1922*(0.1005)	0.3796** (0.1506)	0.0224(0.0903)
<i>share</i>	-0.1019(0.1292)	-0.1348*** (0.0553)	-0.1117(0.1085)	-0.1470*** (0.0486)
<i>tenure</i>	0.0030(0.0050)	-0.0011(0.0017)	0.0004(0.0021)	-0.0008(0.0019)
<i>gdpcapita</i>	0.2306(0.2596)	0.0608(0.0961)	0.2798** (0.1277)	0.0633(0.1142)
<i>market</i>	-0.0431(0.0274)	-0.0125(0.0098)	-0.0424*** (0.0142)	0.0093(0.0107)
<i>cons</i>	-0.6702(0.8479)	-0.3572(0.3065)	-0.4467(0.5300)	-0.3600(0.4048)
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2690	12007	8149	8154
<i>R</i> ²	0.048	0.040	0.054	0.029

注:括号内为估计系数的标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(二) 稳健性检验

由于政府对企业的补贴通常附带了约束条件和考核机制,绿色创新能力较强的企业往往更容易得到政府青睐^[46],因而环保补贴和企业绿色创新水平可能存在反向因果的问题。同时,由于影响企业绿色创新能力的因素众多,本文基准回归也可能存在遗漏变量问题。为解决潜在的内生性问题,本文构建了两个工具变量:一是补贴相关研究中较为通用的工具变量即行业省份年度层面上各类环保补贴的均值;二是参考杨洋等^[47],使用 Lewbel^[48]关于无须借助外部变量构建有效工具变量的方法,即(企业绿色发明专利数量-行业省份年度层面上绿色发明专利数量均值)×(各类环保补贴-行业省份年度层面上各类环保补贴均值)作为工具变量^⑤。

通过使用以上构建的多重工具变量进行两阶段回归,结果如表 9 所示。考察工具变量的有效性:Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 *p* 值均小于 0.01,表明在 1% 的显著性水平上拒绝了工具变量识别不足的原假设。检验外生性的 Hansen 统计量的 *p* 值均大于 0.1,无法拒绝工具变量与残差项不相关的假设。同时,第一阶段的弱工具变量检验 *F* 统计量均大于经验法则的临界值 10,说明工具变量满足相关性特征,符合基本设置。此外,由(2)列,环保研发补贴的系数显著性虽然有所下降,但在解决企业获得环保补贴的内生性问题后依然显著为正,说明实证结论较为稳健。

除内生性分析外,本文还根据已有模型设定作了其他五类稳健性检验:一是替换核心解释变量。使用各类环保补贴金额与营业收入的百分比代替基准回归中各类环保补贴金额与资产总计的百分比^⑥[表 10 的(1)列~(4)列]。二是改变被解释变量。使用更能全面反映企业绿色创新发展水平的绿色专利总申请量,其中既包含基准回归中的绿色发明专利,还包括实用新型专利申请[表 10 的(5)列~(9)列]。三是改变计量模型。一方面,将企业绿色技术创新定义为虚拟变量,采用面板 Probit 模型进行估计[表 11(1)列~(4)列];另一方面,考察计数面板数据问题常用的面板负二项回归模型进行分析。然而由于许多企业没有专利申请数据,当考虑固定效应时,所有零观测值都会被丢弃,因此本文参考 Wei 等^[49]计量方法,使用 Allison^[50]提出的混合负二项模型进行估计,克服固定效应负二项模型会丢弃零观测值的缺点[表 11 的(5)列~(8)列]。四是

⑤ 该工具变量有效性的检验参考 Lewbel^[48]。

⑥ 变量符号与基准回归一致。

克服样本自选择偏差问题。环保补贴作为中国现阶段环境规制体系中最主要的支出型激励工具,其申请和批准过程并非随机,而是基于企业的一些特定特征。若简单将环保补贴看作是随机分配的,势必会产生选择性偏差,高估其刺激效果。为平衡协变量、获得(几乎)随机的处理分配,本文使用 Hainmueller^[51] 构建的熵平衡方法,使得获得各类环保补贴的企业样本与未获该类补贴的企业样本在这些条件上实现平衡,并使用熵平衡后产生的权重,在控制行业、省份、年度固定效应后,进行加权最小二乘回归,以保证实验的随机性和外生性[表 12 的(1)列~(4)列]。五是控制企业信息披露问题的干扰。在本文的上市企业样本中,仅有 27.54%的观测的环保补贴变量不为 0,为尽可能减少企业未披露所获环境补贴带来的干扰,本文还将未获环保补贴的企业样本剔除,重新检验基准模型[表 12 的(5)列~(8)列]。以上稳健性检验的结果在表 10~表 12,其中环保研发补贴的系数均显著为正,而总环保补贴和环保非研发补贴的系数均不显著。可见,本文的核心结论是稳健可信的。

表 9 内生性分析回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	第一阶段 <i>envsub</i>	第二阶段 <i>ginvention</i>	第一阶段 <i>enrdsb</i>	第二阶段 <i>ginvention</i>	第一阶段 <i>enrdsb</i>	第二阶段 <i>ginvention</i>
<i>ivensub</i> ₁	0.9514*** (0.0112)		0.9342*** (0.0112)		0.9586*** (0.0111)	
<i>ivensub</i> ₂	-0.1867*** (0.0237)		0.1284*** (0.0161)		-0.2295*** (0.0248)	
<i>envsub</i>		0.0121 (0.0498)				
<i>enrdsb</i>				0.3729* (0.2242)		
<i>enrdsb</i>						0.0073 (0.0468)
<i>size</i>	0.0020 (0.0021)	0.0221** (0.0090)	-0.0003 (0.0005)	0.0225** (0.0090)	0.0023 (0.0020)	0.0221** (0.0090)
<i>deb</i>	-0.0127 (0.0083)	0.0795** (0.0351)	0.0008 (0.0018)	0.0783** (0.0350)	-0.0140* (0.0080)	0.0795** (0.0351)
<i>cfo</i>	0.0082 (0.0131)	-0.0591 (0.0555)	-0.0047 (0.0029)	-0.0586 (0.0554)	0.0129 (0.0126)	-0.0590 (0.0555)
<i>growth</i>	-0.0000 (0.0017)	-0.0161** (0.0074)	-0.0002 (0.0004)	-0.0159** (0.0074)	0.0001 (0.0017)	-0.0161** (0.0074)
<i>age</i>	0.0009 (0.0107)	-0.0259 (0.0454)	0.0012 (0.0024)	-0.0259 (0.0454)	0.0003 (0.0103)	-0.0258 (0.0454)
<i>roa</i>	-0.0583*** (0.0187)	0.1378* (0.0797)	-0.0069 (0.0042)	0.1381* (0.0795)	-0.0510*** (0.0181)	0.1373* (0.0797)
<i>share</i>	-0.0079 (0.0104)	-0.1204*** (0.0441)	0.0025 (0.0023)	-0.1209*** (0.0440)	-0.0099 (0.0100)	-0.1205*** (0.0441)
<i>tenure</i>	-9.07×10 ⁻⁶ (0.0003)	0.0004 (0.0013)	-2.91×10 ⁻⁶ (0.0001)	0.0004 (0.0013)	-0.0000 (0.0003)	0.0004 (0.0013)
<i>gdpcapita</i>	0.0123 (0.0188)	0.1223 (0.0800)	0.0008 (0.0042)	0.1238 (0.0800)	0.0118 (0.0182)	0.1224 (0.0800)
<i>market</i>	0.0002 (0.0020)	-0.0169** (0.0085)	0.0002 (0.0004)	-0.0168** (0.0085)	0.0000 (0.0019)	-0.0169** (0.0085)
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16168	16168	16168	16168	16168	16168
<i>R</i> ²		0.039		0.039		0.039
Kleibergen-Paaprk LM 统计量		43.056		10.159		37.696

注:表格中的 *ivensub*₁ 和 *ivensub*₂ 分别代表两个工具变量;括号内为估计系数的标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 10 稳健性检验 1: 替换变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	改变核心解释变量度量方式				替换被解释变量			
	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>gpatent</i>	<i>gpatent</i>	<i>gpatent</i>	<i>gpatent</i>
<i>envsub</i>	0.0048 (0.0124)				0.0261 (0.0363)			
<i>enrdsb</i>		0.1466** (0.0683)		0.1466** (0.0683)		0.4274*** (0.1642)		0.4273*** (0.1642)
<i>enrdsb</i>			0.0000 (0.0126)	0.0001 (0.0126)			0.0056 (0.0373)	0.0048 (0.0373)
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16303	16303	16303	16303	16303	16303	16303	16303
<i>R</i> ²	0.039	0.039	0.039	0.039	0.059	0.059	0.059	0.059

注:为节约篇幅,稳健性检验部分未列出控制变量的系数,留存备索;括号内为估计系数的标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 11 稳健性检验 2: 改变计量模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	使用面板 Logit 模型				使用面板负二项回归模型			
	<i>ginvention</i> dum	<i>ginvention</i> dum	<i>ginvention</i> dum	<i>ginvention</i> dum	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>
<i>enmsub</i>	0.2666 (0.2386)				0.2439 (0.1581)			
<i>enrdsb</i>		3.1585** (1.3170)		3.1518** (1.3178)		2.8634*** (0.7753)		2.8516*** (0.7777)
<i>envrdsb</i>			0.1634 (0.2471)	0.1555 (0.2481)			0.1468 (0.1768)	0.1293 (0.1805)
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16303	16303	16303	16303	16303	16303	16303	16303
<i>R</i> ²	0.059	0.059	0.059	0.059	0.039	0.039	0.039	0.039

注: 括号内为估计系数的标准误; ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 12 稳健性检验 3: 控制其他因素干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	克服样本选择偏误			控制企业信息披露问题的干扰			
	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>	<i>ginvention</i>
<i>enmsub</i>	0.0264 (0.0242)			-0.0081 (0.0334)			
<i>enrdsb</i>		0.1937*** (0.0690)			0.3962** (0.1712)		0.3927** (0.1713)
<i>envrdsb</i>			0.0175 (0.0247)			-0.0238 (0.0339)	-0.0212 (0.0339)
IndustryFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ProvinceFE	Yes	Yes	Yes	No	No	No	No
FirmFE	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16303	16303	16303	4490	4490	4490	4490
<i>R</i> ²	0.174	0.176	0.174	0.027	0.028	0.027	0.028

注: 括号内为估计系数的标准误; ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

六、结语

环保补贴作为支出型激励工具,对加速企业绿色转型与实现经济社会绿色发展具有重要意义。然而,已有文献研究显示环保补贴无助于企业绿色创新。本文在对环保补贴进行分解后,区分环保研发补贴与环保非研发补贴进行研究。结果显示:首先,环保非研发补贴多以增加环保投资、提升环境治理水平、建立环境管理体系等环境绩效为政策目标,具有短期的“环境导向”性特征,无法促进企业绿色投资与绿色创新。而环保研发补贴旨在推动绿色材料、生产工艺或设备的研发、改造和成果推广,具有“效率导向”性特征,能显著提高企业的绿色创新能力。鉴于现阶段中国环保补贴仍以非研发补贴内容为主,导致研发补贴整体无助于促进企业绿色创新。其次,进一步探索环保补贴中研发补贴与非研发补贴不同经济效果发现,环保非研发补贴通过激励企业进行环保投资或是直接参与环境治理,提升企业的环境绩效,挤占了研发可用资金,间接削弱了其开展绿色创新活动的动机;而环保研发补贴由于其环保和研发的双重属性,既能直接为企业的研发活动注入资金,又能通过信号传递机制缓解企业外源融资约束,进而稳定创新主体预期激励其绿色创新转型。最后,在探讨不同行业属性及企业特征对环保补贴激励效果影响的异质性分析中,本文还发现制造业作为中国污染、碳排放以及能源消耗的主要部门,重污染行业作为供给侧结构性改革“三去一降一补”的对象,更强的环保合法合规压力使得其对环保补贴的利用效率更高;而对于更需要政府补贴资金注入,更难于获得政府认证的无政治关联企业及较小规模企业,环保研发补贴对其推进绿色转型的激励作用

更强。

本文的研究结论为中国经济绿色转型战略以及创新驱动发展战略实施具有一定的现实意义。一方面,政府应避免“偏环保绩效轻创新绩效”的政策偏向,在利用环保补贴工具进行环境治理的同时兼顾长期绿色发展。应通过调整环保补贴结构,将政府环境支出资金向同时实现环境保护和形成潜在经济增长点的企业绿色技术创新领域倾斜,加大研发投入侧重,标本兼治,最大限度为企业绿色创新活动提供资金支持。同时,也应将绿色技术转型升级表现纳入环保补贴绩效评估体系,将其作为能否持续获得补贴政策红利的重要评判标准,从政策设计、政策实施到政策评估多维度全方位向绿色技术创新领域倾斜。另一方面,地方政府利用环保补贴资金推动企业绿色发展还需要根据行业类型及企业特性分类精准施策,依据企业资源禀赋,引导企业绿色转型。因此,对于环境责任不强、环保压力较小的行业和政治关联较强、规模较大等不易被绿色创新政策驱动,绿色技术转型积极性不高的企业,政府应制定有针对性的方案,更好地发挥环保补贴资金的积极影响,释放绿色经济增长新动能。

参考文献

- [1] 宋德勇,朱文博,丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.
- [2] 李金昌,连港慧,徐蔼婷.“双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 27-49.
- [3] 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]. 南开管理评论, 1-21[2024-07-10] HTTP://KNS.CNKI.NET/KCMS/DETAIL/12.1288.F.20220907.1425.003.HTML.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [7] 邓玉萍,王伦,周周杰. 环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 76-86.
- [8] 彭建军,段春梅. 打好“组合拳”:低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响及机理研究[J]. 技术经济, 2023, 42(8): 26-38.
- [9] 胡珺,黄楠,沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 金融研究, 2020(1): 171-189.
- [10] 陶锋,赵锦瑜,周浩. 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[J]. 中国工业经济, 2021(2): 136-154.
- [11] JIANG Z, XU C, ZHOU J. Government environmental protection subsidies, environmental tax collection, and green innovation: Evidence from listed enterprises in China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2023(2): 4627-4641.
- [12] 李依,高达,卫平. 中央环保督察能否诱发企业绿色创新?[J]. 科学学研究, 2021, 39(8): 1504-1516.
- [13] REN K, KONG Y, ZHANG T, et al. The impact of the pollution permits system on green innovation: Evidence from the county-level data in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 344: 130896.
- [14] SHEN T, LI D, JIN Y, et al. Impact of environmental regulation on efficiency of green innovation in China[J]. Atmosphere, 2022, 13(5): 767.
- [15] 白俊红,顾雪晨. 环境信息披露与企业绿色技术创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. 技术经济, 2023, 42(11): 23-36.
- [16] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于中国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [17] 刘冰,贾明杰,张莹,等. 市场型环境规制与企业绿色创新——来自碳排放交易试点的证据[J]. 技术经济, 2023, 42(2): 53-63.
- [18] 陈诗一,张建鹏,刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J]. 金融研究, 2021(9): 51-71.
- [19] 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.
- [20] 田利辉,关欣,李政,等. 环境保护税费改革与企业环保投资——基于《环境保护税法》实施的准自然实验[J]. 财经研究, 2022, 48(9): 32-46, 62.
- [21] 张琦,郑瑶,孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究, 2019, 54(6): 183-198.
- [22] 解学梅,王若怡,霍佳阁. 政府财政激励下的绿色工艺创新与企业绩效: 基于内容分析法的实证研究[J]. 管理评论, 2020, 32(5): 109-124.
- [23] REN S, SUN H, ZHANG T. Do environmental subsidies spur environmental innovation? Empirical evidence from Chinese listed firms[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 173: 121123.
- [24] 唐大鹏,杨真真. 地方环境支出、财政环保补助与企业绿色技术创新[J]. 财政研究, 2022(1): 79-93.

- [25] SONG M, WANG S, ZHANG H. Could environmental regulation and R&D tax incentives affect green product innovation? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 258: 120849.
- [26] 刘媛媛, 黄正源, 刘晓璇. 环境规制、高管薪酬激励与企业环保投资——来自2015年《环境保护法》实施的证据[J]. *会计研究*, 2021(5): 175-192.
- [27] LIU J, ZHAO M, WANG Y. Impacts of government subsidies and environmental regulations on green process innovation: A nonlinear approach [J]. *Technology in Society*, 2020, 63: 101417.
- [28] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. *管理世界*, 2021, 37(1): 128-149, 9.
- [29] 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.
- [30] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. *管理世界*, 2021, 37(6): 173-188, 11.
- [31] 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.
- [32] 胡玉凤, 丁友强. 碳排放权交易机制能否兼顾企业效益与绿色效率? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(3): 56-64.
- [33] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018(9): 98-116.
- [34] 宋砚秋, 齐永欣, 高婷, 等. 政府创新补贴、企业创新活力与创新绩效[J]. *经济学家*, 2021(6): 111-120.
- [35] BOEING P, PETERS B. Misappropriation of R&D subsidies: Estimating treatment effects with one-sided noncompliance[J/OL]. *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper*, 2021(21-081). <https://www.researchgate.net>.
- [36] 尹美群, 盛磊, 李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. *南开管理评论*, 2018, 21(1): 109-117.
- [37] 侯建, 陈恒. 外部知识源化、非研发创新与专利产出——以高技术产业为例[J]. *科学学研究*, 2017, 35(3): 447-458.
- [38] BOEING P. The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies-Evidence from listed firms [J]. *Research Policy*, 2016, 45(9): 1774-1789.
- [39] 崔广慧, 姜英兵. 环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. *经济管理*, 2019, 41(10): 54-72.
- [40] 夏清华, 何丹. 政府研发补贴促进企业创新了吗——信号理论视角的解释[J]. *科技进步与对策*, 2020, 37(1): 92-101.
- [41] 余典范, 王佳希. 政府补贴对不同生命周期企业创新的影响研究[J]. *财经研究*, 2022, 48(1): 19-33.
- [42] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013, 48(1): 4-16.
- [43] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. *管理世界*, 2015, 31(1): 139-155.
- [44] 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.
- [45] 邓峰, 杨国歌, 任转转. R&D补贴与数字企业技术创新——基于数字经济产业的检验证据[J]. *产业经济研究*, 2021(4): 27-41.
- [46] 卢洪友, 邓谭琴, 余锦亮. 财政补贴能促进企业的“绿化”吗? ——基于中国重污染上市公司的研究[J]. *经济管理*, 2019, 41(4): 5-22.
- [47] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. *管理世界*, 2015, 31(1): 75-86, 98, 188.
- [48] LEWBEL A. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1997, 65(5): 1201-1213.
- [49] WEI S J, XIE Z, ZHANG X. From “made In China” to “innovated in China”: Necessity, prospect and challenges[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31: 49-70.
- [50] ALLISON P D. fixed effects regression methods for longitudinal data using SAS[M]. North Carolina: SAS Institute, 2005.
- [51] HAINMUELLER J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies [J]. *Political Analysis*, 2012, 20(1): 25-46.

Environmental Subsidies and Corporate Green Transformation : “Environment-oriented” or “Efficiency-first”

Hua Yun¹, Liu Lu², Wang Jing³

(1. Institute of Educational Theory, China National Academy of Educational Sciences, Beijing 100088, China;

2. School of Statistics, Beijing Normal University, Beijing 100091, China;

3. School of Information, Beijing Wuzi University, Beijing 101126, China)

Abstract: A large number of studies shown that environmental subsidies which is the main incentive policy for promoting green transformation of enterprises did not help to promote green innovation. This might be due to the structural contradiction of “biased environmental performance over innovative performance” in environmental subsidies. To prove the above point, based on the panel data of Chinese listed companies from 2011 to 2019, the environmental subsidies were decomposed into environmental R&D subsidies and environmental non R&D subsidies using text analysis methods. The results show that firstly, non-R&D subsidies with short-term “environmental orientation” characteristics squeeze out R&D investment, while environmental R&D subsidies with both “environmental genes” and “R&D genes” characteristics can improve innovation performance of enterprise by alleviating internal and external financing constraints, thereby promoting green transformation of enterprise. Secondly, the heterogeneity analysis finds that environmental R&D subsidies have the strongest incentive effect in the manufacturing and heavy polluting industries, while the political affiliation and scale of enterprises can also affect the effectiveness of environmental subsidy policies. Thirdly, the design of environmental subsidy policies should balance “environment” and “efficiency”, combining short-term environmental protection with the construction of a long-term mechanism for green innovation and transformation of enterprises to achieve long-term environmentally friendly growth.

Keywords: environmental subsidies; green innovation; green transformation; innovation performance; environmental performance