

环境成本、财政补贴与企业绿色创新

邹甘娜¹, 袁一杰², 许启凡²

(1. 中南财经政法大学会计学院, 湖北 武汉 430071;

2. 中南财经政法大学财政税务学院, 湖北 武汉 430071)

摘要:以2010—2020年中国A股制造业上市公司为样本数据,实证分析财政补贴与企业绿色创新的关系以及企业环境成本在其中的重要作用。研究发现,财政补贴对企业绿色创新的影响呈现先促进后抑制的倒U型关系。适度的财政补贴通过降低企业融资成本和提高企业自主研发能力有效促进了企业绿色创新,且主要激发了企业从根本上进行实质创新而非策略创新。进一步通过调节效应分析发现,当企业面临的环境成本不断增大时,财政补贴与绿色创新关系的拐点会向左移动,这意味着环境成本的增加会降低财政补贴引导企业绿色创新的正面效果。

关键词:财政补贴;环境成本;企业绿色创新;倒U型曲线

中图分类号:F812.45;F062.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2023)02-0169-12

Environmental costs, financial subsidies and corporate green innovation

ZOU Ganna¹, YUAN Yijie², XU Qifan²

(1. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430071, China;

2. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430071, China)

Abstract: This paper analyzes the relationship among fiscal subsidies, corporate green innovation and corporate environmental costs by using A-share listed manufacturing companies from 2010 to 2020 in China. It is found that the impact of fiscal subsidies on corporate green innovation shows an inverted U-shaped relationship of first promoting and then inhibiting, and this finding still holds after replacing economic indicators and considering endogeneity issues and other robustness tests. Moderate financial subsidies effectively promote green innovation by reducing enterprises' financing costs and improving their independent R&D capabilities, and mainly stimulate them to fundamentally innovate substantively rather than strategically. At the same time, it is more manifested in heavy polluters. Further analysis shows that the inflection point of the relationship between financial subsidies and green innovation shifts to the left when the environmental cost faced by enterprises increases, indicating that the promotion zone of financial subsidies for green innovation decreases, which shows the increase in environmental cost reduces the positive effect of financial subsidies in leading enterprises to green technological innovation; however, for enterprises with less environmental cost pressure, the promotion zone shrinks. However, for enterprises with less environmental cost pressure, the promotion range of financial subsidies for green innovation is relatively larger. Therefore, the government should not only plan the scale of financial

收稿日期:2022-10-10 修回日期:2023-01-20

基金项目:国家社会科学基金项目“我国财政政策促进产业结构转型的有效性研究”(18BJY206);中南财经政法大学2022年基本科研项目(2722022AK004)。

作者简介:邹甘娜(1991—),女,湖北武汉人,中南财经政法大学会计学院讲师,博士。

subsidies reasonably, but also evaluate the environmental costs faced by different enterprises to reach the goal of policy. Besides, adjusting the optimal scale of financial subsidies according to the environmental cost pressure faced by enterprises also should be considered when simulating green innovation and maximizing the utility of financial subsidies.

Key words: financial subsidies; environmental costs; corporate green innovation; inverted U-shaped Curve

我国依靠重工业先行的发展战略推动了经济的高速增长,但也遗留下了很多环境问题,如污染物过度排放、生态环境破坏等。企业是生产活动的核心主体,其生产模式对绿色低碳发展具有重要意义。传统的企业生产方法容易产生大量污染物质,对生态造成难以修复的破坏,无法满足目前绿色低碳发展的要求。因此,企业生产方式的绿色转型对于推动经济绿色低碳发展是十分重要的。但是,由于环境污染治理^[1]和绿色技术研发均存在外部性,仅由企业无法有效供给。一方面,环境污染可以转嫁给社会,企业排污的私人成本低于社会成本,因此企业有直接排污意愿;另一方面,由于绿色创新具有正外部性,企业进行绿色创新的收益与成本不对称,进而削弱了企业绿色创新的动力。在这样的背景下,政府通过财政政策引导和激励企业绿色创新,则显得尤为重要。作为政府调控经济的重要财政政策工具,财政补贴能否诱发企业绿色创新是目前学界关注与争论的热点问题。

现有文献关于影响企业绿色创新因素的研究成果较为丰富,但有关财政补贴与企业绿色创新关系的研究还较少。关于企业绿色创新影响因素的研究又可以分为内部因素和外部因素。在内部因素的研究中,分为两个方面:一是以内部资源^[2-3]、创新能力^[4]等内部影响因素与企业绿色创新的联系为对象进行研究;二是企业高管所具备的特征被纳入影响企业绿色创新的内部因素研究范畴。国内外学者们通过研究发现,学历背景^[5]、傲慢特质^[6]等也会对企业绿色创新产生影响。外部因素的研究大致可以分为对财政支出政策工具和财政收入政策工具的研究。在财政收入政策工具的研究中,学者认为税收优惠能促进企业绿色创新,但关于环境税对企业绿色创新的影响存在分歧。大致可分为 3 类:一是认为征收环境税能促进企业绿色创新^[7-8],二是认为征收环境税会阻碍企业绿色创

新^[9],三是认为征收环境税对企业绿色创新的影响呈非线性特征^[10]。在财政支出政策工具的研究中,目前主要是聚焦于财政补贴对企业绿色创新的线性影响,研究它们之间关系的文献也可以分为 3 类:一是用理论和模型研究财政补贴对企业绿色创新的影响,但未引入实证研究。孙少芹等^[11]通过构建动态博弈模型进行分析,指出政府补贴会引导企业进行技术研发投入,提高绿色技术创新水平,同时还能达到降低环境成本的目的。孔悦等^[12]通过构建古诺竞争模型研究政府补贴对新能源企业绿色创新的影响发现,政府补贴能促进企业绿色创新研发投入水平的提升。Amezcu等^[13]通过理论分析认为政府补贴可以帮助企业缓解由于创新而产生的成本压力,能帮助企业弥补因绿色创新研发所造成的部分损失,激励企业积极开展绿色创新。二是通过实证研究财政补贴对企业绿色创新的影响及其机制路径。张文卿等^[14]采用层次回归分析法实证发现,研发补贴强度与绿色技术创新呈显著正相关,并认为增加研发补贴能改善直接管制型环境规制对绿色创新的抑制作用。此外,目前学界认为财政补贴影响企业绿色创新的机制路径主要有两条:一条是认为企业拿到财政补贴意味着企业能更容易取得融资,如叶翠红^[15]的实证结果表明政府补贴在融资约束与企业绿色创新的关系中产生了正向调节作用,并指出财政补贴通过降低企业的融资约束难度可以促进绿色创新;一条是认为财政补贴能促进企业研发投入水平的增加,如吴金光等^[16]采用 PSM 模型实证研究发现,研发补贴强度与企业研发投入呈显著正相关,并认为增加研发补贴更能激励非国有中小型企业的绿色创新意愿。三是在对财政补贴的绿色创新效应研究的基础上,考虑了其他因素的影响,这些文献指出企业生命周期^[17]、补贴时点^[18]、技术市场规模^[19]等均会影响财政补贴对企业创新的作用效果。另外,范莉莉等^[20]从政府

监管的视角指出,严格监管反而会使财政补贴对企业绿色技术创新产生负面影响,因此财政补贴不是越多越好。

梳理文献发现:一方面,现有学者仅从线性角度考虑了财政补贴对企业绿色创新的影响,忽视了财政补贴对企业激励效应的适度区间^[21];另一方面,已有学者研究证实了财政补贴与非绿色创新的倒U型关系^[22],但在现有文献中较少从环境成本的视角出发,将企业面临的环境成本约束纳入到财政补贴与企业绿色创新的关系研究之中。鉴于此,本文从非线性视角出发,分析了财政补贴与企业绿色创新的非线性关系,以及企业环境成本在其中的重要作用。

一、理论分析与研究假设

理论上,企业绿色创新不仅具备成本高、风险大、收益高等特性,还存在较大的正外部性和不确定性。因此,在缺乏政府支持的情况下,企业的绿色创新产出可能无法达到社会最优水平。政府有必要对企业提供财政补贴,引导企业进行绿色创新,进而带来最优水平的绿色创新产出。当企业收到财政补贴后,会根据发展策略决定是否将财政补贴用于绿色创新研发投入。企业如何分配使用财政补贴资金直接影响到财政补贴的绿色创新效应。一方面,对于企业来讲,财政补贴的资金使用成本较低且来源较为稳定,获得财政补贴相当于增加了企业收入,具有收入效应,能够有效弥补企业绿色研发活动产生的正外部性或降低绿色创新的研发成本。在绿色创新高收益的激励下,企业也有意愿将财政补贴用于绿色研发,从而促进绿色创新产出。同时,财政补贴还对企业具有“信号传递”^[23]和“认证效应”^[24]的作用,即获得财政补贴的企业相当于得到了政府的独家认证,继而获得了融资的“金字招牌”,因而有利于缓解企业面临的融资约束。随着财政补贴的增加,“信号传递”和“认证效应”也会逐渐放大,继而可以改善企业的融资能力,企业更容易获得融资,可能会激励企业进一步增加研发投入,从而促进绿色创新。

另外,财政补贴可能会引致企业的寻租行为,

进而影响绿色创新产出。Shfeifer等^[25]的理论分析表明,企业家会为获取高额财政补贴与政府官员产生寻租关系,政府官员为了达到自身利益最大化比如为了获取更多政治选票而选择给予企业提供更多财政补贴,从而形成双向贿赂。但企业进行寻租也存在较大成本^[26]。因此,企业在进行寻租时会对成本收益进行权衡。现有研究发现,当企业的寻租成本小于在建投资时,企业更热衷于寻租活动来获取收益^[27],且随着财政补贴额度的增加,企业的寻租激励会越来越强^[28],进而有可能会扭曲企业行为。具体表现:一方面,企业会积极寻找地方政府官员建立“寻租关系”,高昂的寻租费用可能会“挤出”企业绿色研发投入,转而将资金投向对政府的迎合与寻租^[29],进而必然会降低绿色研发投入,减少绿色创新产出。另一方面,通过成功寻租获取了高额补贴后,相当于企业获取了高额收益,可能会产生替代效应,大幅弱化企业进行绿色研发的动机。本文通过对2010—2020年制造业上市公司以及从其中随机抽取3家企业进行画图观察发现,财政补贴与研发支出均存在倒U型关系(见图1~图4)。这表明,随着财政补贴的增加,研发支出的确呈现出下降的趋势,意味着企业获得高额补贴后从事绿色研发的激励确实在减弱。因此,在财政补贴过度时,企业更愿意为获取高额财政补贴与政府建立政治关联,因为财政补贴过度意味着寻租的边际收益增加,在寻租成本不变的情况下,边际收益的增加必然会强化寻租激励。同时,当企业投资者发现企业将财政补贴用于寻租后,为降低风险,可能会减少对企业的投资,此时研发投入可能会进一步缩减,进而阻碍绿色创新。由此可见,理论上,政府对企业的财政补贴存在一个最优规模,超过某一临界值,财政补贴对企业绿色创新的影响反而可能会转为负向阻碍作用。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设1:适当的财政补贴能促进企业绿色创新,过度的财政补贴会阻碍企业绿色创新,即财政补贴对企业绿色创新的影响呈先升后降的倒U型。

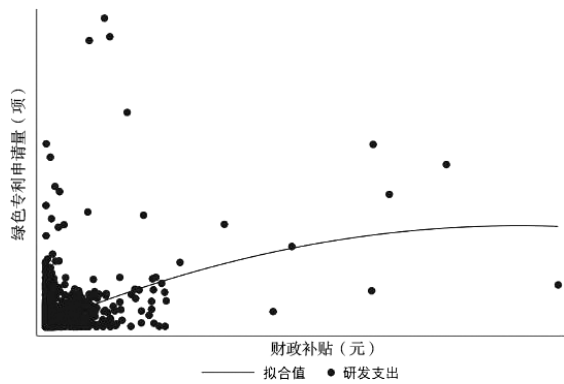


图 1 财政补贴与绿色创新效率(总样本)

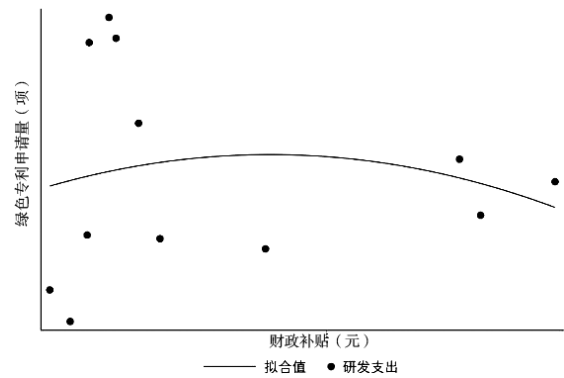


图 2 财政补贴与绿色创新关系(公司 1)

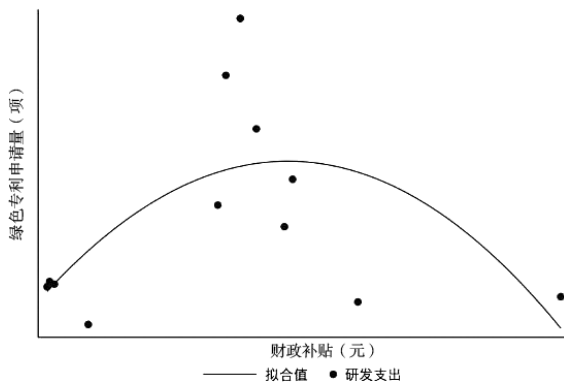


图 3 财政补贴与绿色创新关系(公司 2)

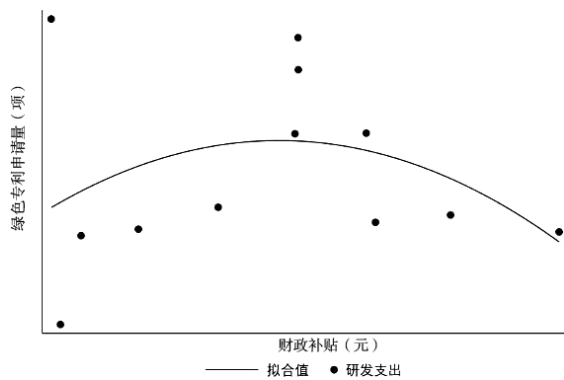


图 4 财政补贴与绿色创新关系(公司 3)

波特假说^[30]的理论认为,适宜的环境规制所增加的企业环境成本可能会有利于驱动企业技术创新。杨艳芳等^[31]的研究表明环境规制提高了企业的环境成本,因而对企业绿色创新水平产生了影响。根据假设 1,财政补贴与企业绿色创新之间存在倒 U 型关系。在倒 U 型的不同区间,环境成本产生效应的作用机制和作用效果也有所不同。具体来看,在倒 U 型曲线拐点的左侧,基于研发成本和风险视角,环境成本的增加会倒逼企业充分利用财政补贴资金进行绿色创新,引致企业把补贴资金更多用于绿色创新,甚至自主配套一部分资金进行绿色创新,从而有助于提高财政补贴的效率,扩大财政补贴对绿色创新的正向作用。在倒 U 型曲线拐点的右侧,基于寻租的“挤出”作用视角,补贴过度会强化寻租激励、继而可能会挤出企业的绿色研发投入。随着环境成本的增加,为了缓解环境成本带来的损失和压力,企业的经营决策行为可能会进一步发生改变。当环境成本压力超过企业能承受的临界值时,可能导致企业将财政补贴资金直接用于购买环境治理的绿色设备,进而可能缩减绿色研发投入。按照这个思路,污染水平虽然可以短期内得到进一步控制,但企业绿色创新的能力并未得到实质提高,从而削弱了财政补贴的绿色创新效应。此外,过高的环境成本还会增加企业的生产经营负担。为了快速缓解成本压力、争取环境费用方面的优惠待遇,企业可能拥有更强的寻租动机,继而可能会强化财政补贴过度引致寻租而对绿色创新产生的负效应。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设 2:环境成本在财政补贴影响企业绿色创新的过程中起着调节作用,环境成本的变化会引致财政补贴的绿色创新效应发生变化,适当的环境成本会促进财政补贴激励企业绿色技术创新的作用效果;过高的环境成本会削弱财政补贴激励企业绿色技术创新的作用效果。

二、研究设计

(一)模型设定

本文构建了两个回归方程分别对假设 1 和假设 2 进行检验,具体设置如下:

$$GTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fissub_{it} + \alpha_2 fissub_{it}^2 + \omega Control_{it} + \delta_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 fissub_{it} + \beta_2 fissub_{it}^2 + \beta_3 fissub_{it}^2 \times evcost_{it} + \varphi Control_{it} + \delta_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中, i 和 t 分别代表企业和年份; GTI_{it} 表示企业绿色创新水平; $fissub_{it}$ 代表财政补贴规模; $fissub_{it}^2$ 是财政补贴规模的平方项; $evcost_{it}$ 表示企业面临的环境成本。 $control_{it}$ 表示一系列控制变量, 包括了产权性质 (soe)、市场势力 ($market$)、企业规模 ($size$)、企业成长性 ($growth$)、企业上市年龄 (age)、固定资产投资 ($ppte$)、股权集中度 ($stcon$)。 δ_{it} 表示年份虚拟变量; γ_{it} 表示地区虚拟变量; μ_{it} 表示个体固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

对于模型(1), 当财政补贴平方项的系数 α_2 为负且通过显著性检验时, 即表明财政补贴与企业绿色创新的倒 U 型关系成立。对于模型(2), 当交互项 $fissub_{it}^2 \times evcost_{it}$ 的系数 β_3 通过显著性检验时, 表明环境成本对财政补贴与企业绿色创新倒 U 关系存在调节效应。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

企业绿色创新水平 (GTI): 采用中国沪深两市制造业上市公司的绿色专利申请数的自然对数来进行衡量。在进行稳健性检验时, 本文还使用中国沪深两市制造业上市公司的绿色专利授权数的自然对数对其进行替换。由于绿色专利存在为 0 的情况, 本文对原始数据进行加 1 后再取对数的处理。

2. 核心解释变量

财政补贴规模 ($fissub$): 根据“政府补助”明细科目中“科技成果转化项目补助资金”“科技奖励”“专利申请项目奖励”“技术创新项目”等子科目相加取自然对数来衡量^[32]。同时, 考虑到专利申请与授权存在一定滞后, 在实证研究时, 本文使用滞后一期的财政补贴规模进行回归分析。

环境成本 ($evcost$): 借鉴亚琨等^[33]的做法, 本文使用企业的环境支出来衡量企业的环境成本。企业环境支出主要为企业每年缴纳的与环境保护

和治理相关的费用, 具体包括资源税、城建税、河道管理费、水利建设基金、城镇土地使用费、堤防费、资源补偿费、防洪费、土地使用税、矿产资源税、矿区使用费、水资源补偿费等。

3. 控制变量

参考许启凡等^[34], 控制变量包括产权性质 (soe): 国企取值为 1, 私企则取值为 0。市场势力 ($market$): 采用企业营业收入除以企业营业成本进行衡量。企业规模 ($size$): 采用企业年末资产总额的自然对数进行衡量。企业成长性 ($growth$): 采用营收增长率进行衡量。企业上市年龄 (age): 采用当年年份与企业上市年份之间的差额来进行衡量。固定资产投资 ($ppte$): 采用企业固定资产净值除以企业年末总资产来衡量。股权集中度 ($stcon$): 采用第一大股东年末持股比例进行衡量。

4. 机制变量

SA 指数 (SA): SA 指数表达式为 $SA = -0.737 \times Size + 0.043 Size^2 - 0.04 \times Age$ 。根据 Hadlock 等^[35]的研究成果, SA 指数越小, 表示企业面临的融资约束越小。由于使用本文样本数据计算出来的结果均为负数, 对其取绝对值。因此, 本文的 SA 指数越大, 表明融资约束越小。

研发投入 ($acinput$): 采用企业研发投入金额的自然对数进行衡量。

(三) 数据来源与描述性统计

本文主要选取了 2010—2020 年沪深 A 股制造业上市公司作为研究样本。企业绿色创新相关数据来源于国家知识产权局官方网站及企业年报并进行手工整理, 根据世界知识产权组织 ($WIPO$) 所推出的“国际专利分类绿色清单”在线工具识别绿色专利。财政补贴及公司层面相关变量数据均来源于国泰安 ($CSMAR$) 数据库。为提高数据的可靠性, 本文对企业名录进行了以下处理: ①剔除 ST 和曾被 ST 过的股。②为了能够更加完整地观察整个样本期间内上市公司财政补贴与绿色创新的关系, 本文考虑使用平衡面板数据, 因而剔除了 2010 年及其之后上市的公司, 在稳健性分析时也采用了 2010 年及其之后上市公司的非平衡面板数

据进行分析。③剔除相关变量数据缺失严重的上市公司。最终,本文得到 265 家企业的平衡面板,共 2 915 个样本观测值。表 1 展示了主要变量的描述性统计结果。

表 1 描述性统计分析

类别	变量名	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业绿色创新	<i>GTI</i>	2 915	1.38	1.34	0.00	5.97
核心解释变量	财政补贴	<i>fissub</i>	2 915	15.66	3.58	1.08	22.11
	环境成本	<i>evcost</i>	2 915	15.48	3.72	5.36	20.94
控制变量	产权性质	<i>soe</i>	2 915	0.61	0.49	0.00	1.00
	市场势力	<i>market</i>	2 915	1.40	0.58	0.82	7.51
	企业规模	<i>size</i>	2 915	22.66	1.20	19.52	27.55
	企业成长性	<i>growth</i>	2 915	0.17	0.72	-0.86	21.89
	企业上市年龄	<i>age</i>	2 915	14.72	5.22	3.00	28.00
	固定资产投资	<i>pptea</i>	2 915	0.26	0.15	0.02	0.84
	股权集中度	<i>stcon</i>	2 915	33.09	13.61	3.39	83.74
机制变量	SA 指数	<i>SA</i>	2 915	3.84	0.22	2.92	4.54
	研发支出	<i>acinput</i>	2 915	18.37	1.65	7.72	23.49

三、实证分析结果

(一) 财政补贴对企业绿色创新影响的基准回归

归

该部分主要利用模型(1)实证检验财政补贴与企业绿色创新的关系。表 2 汇报了相关回归结果。可以看到,不论是否加入控制变量,是否考虑企业、地区和年份固定效应,财政补贴平方项的系数均为负且通过显著性检验,表明财政补贴与企业绿色创新之间存在倒 U 型关系,验证了假设 1。根据表 2 第 3 列的回归结果,在控制相关变量的情况下,财政补贴平方项的系数为 -0.001 6,这表明财政补贴(对数形式)的拐点为 $- \{0.043 4 / [2 \times (-0.001 6)]\} = 13.562 5$ 。将该拐点值进一步转换可得 $\exp(13.562 5) = 776 460$ 。其经济含义是:当财政补贴大于 776 460 元时,财政补贴规模的进一步增大将不利于企业绿色创新产出;当财政补贴小于 776 460 元时,财政补贴则能够对企业绿色创新产出产生显著的正向推动作用。

在控制变量中,企业年龄、企业规模和产权性质对企业绿色创新产出具有显著影响。其中,企业上市年龄(*age*)对企业绿色创新产生显著正向影响,即企业上市年龄越大越能促进企业绿色创新,随着企业的上市时间越长,企业面临的融资约束将会越小,将有利于促进企业绿色创新;企业规模(*size*)对企业绿色创新呈显著正向影响,即企业规模越大越能促进企业绿色创新,根据 SA 指数

计算公式可知,拥有较大的企业规模,其受到的融资约束将会更小,且资金实力相对更加丰厚,因此有利于促进企业绿色创新;产权性质(*soe*)对企业绿色创新呈显著正向影响,即当企业的产权性质是国企时,更能促进企业绿色创新,这可能是因为国企承受风险的能力更强和受到的融资约束更小。

表 2 财政补贴与企业绿色创新的基准回归分析表

变量名	企业绿色创新		
	(1)	(2)	(3)
<i>fissub</i>	0.024 4 (1.334 0)	0.055 9 *** (3.542 8)	0.043 4 ** (2.072 8)
<i>fissub</i> ²	-0.002 6 *** (-2.745 5)	-0.002 4 *** (-2.987 2)	-0.001 6 ** (-2.014 9)
<i>market</i>	—	-0.096 4 (-0.955 6)	-0.125 6 (-1.350 6)
<i>growth</i>	—	-0.003 4 (-0.144 7)	-0.008 9 (-0.425 0)
<i>age</i>	—	0.043 9 *** (4.528 8)	0.001 6 (0.158 7)
<i>pptea</i>	—	0.102 2 (0.322 2)	0.132 5 (0.421 7)
<i>stcon</i>	—	-0.005 6 (-1.382 4)	-0.005 0 (-1.218 8)
<i>size</i>	—	0.575 1 *** (8.651 5)	0.556 7 *** (8.288 5)
<i>soe</i>	—	0.175 8 (1.628 5)	0.195 2 * (1.923 4)
<i>_cons</i>	1.667 0 *** (19.189 1)	-12.376 0 *** (-8.243 4)	-11.350 4 *** (-7.539 8)
个体/地区/年份	NO	NO	YES
样本量	2 915	2 915	2 915
调整的 <i>R</i> ²	0.016 4	0.261 1	0.304 2

注: *、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为 *t* 值。

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

在基本回归中,本文使用的是绿色创新专利申请数(*GTI*)。为进一步验证结论的稳健性,本文还使用绿色创新专利获得数(*ZGTI*)作为绿色创新专利申请数(*GTI*)的代理变量,分析财政补贴对企业绿色创新的影响。由于专利获得存在时滞,因此本部分还将解释变量与所有的控制变量进行滞后一期处理。表 3 汇报了相关回归结果。通过观察第 1 列结果发现,在替换被解释变量的情况下,财政补贴平方项的系数仍为负且通过显著性检验,表明基准回归结果较为稳健。

2. 样本缩尾处理

在基础回归中,本文未进行缩尾处理。考虑

到极端值会对估计结果造成影响,本文还对财政补贴进行了1%和99%分位的截断缩尾处理。表3第2列汇报了相关回归结果,核心变量财政补贴规模的平方项系数依旧为负且通过了显著性检验。因此,本文回归结果较为稳健。

3. 采用PSM的稳健性检验

为避免样本选择性偏误对结论造成的影响,本文控制相关变量,按照1:4有放回匹配法进行对照组的选取。两次匹配后重新进行回归,表3第3列汇报了相关回归结果,核心变量财政补贴规模的平方项系数依旧为负且通过了显著性检验,本文的回归结果依然稳健。

4. 更换样本数据的稳健性检验

在基础回归中,本文使用的是剔除了2010年后上市公司的平衡面板数据,为使得结果更稳健,本文将2010年后上市的公司也纳入回归中。表3第4列汇报了相关回归结果,核心变量财政补贴规模的平方项系数依旧为负且通过了显著性检验。

表3 稳健性检验分析表

变量	企业绿色创新(专利获得数)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$fissub$	0.035 4* (1.944 2)	0.039 3** (2.305 7)	0.118 3 (1.384 5)	0.355 ** (2.562 1)
$fissub^2$	-0.002 1** (-2.432 1)	-0.002 2** (-2.278 5)	-0.004 4* (-1.723 4)	-0.001 9** (-2.448 5)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体/地区/年份	YES	YES	YES	YES
样本量	2 650	2 886	2 812	3 625
调整的 R^2	0.276 5	0.304 3	0.306 4	0.298 9

注:*、**分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 有统计学意义;括号内为t值

(三) 内生性检验

考虑到财政补贴对企业绿色创新影响可能存在内生性问题,本文采用工具变量法以试图解决该问题。本文主要从两个角度选取工具变量进行回归:一是“企业所在省份的地级市数量”;二是“企业所在省份除该企业以外其他企业的财政补贴均值加1取自然对数”。

一方面,采用“企业所在省份的地级市数量”作为工具变量。由于地方政府存在税源竞争或GDP竞争,为了在竞争中获得优势,各地方政府可能会许诺更多的财政补贴以吸引企业入驻,因而

该变量满足相关性。同时,因为地级市数量是固定不变的,很难对变动着的企业绿色创新产生影响,而且企业绿色创新也不会影响地级市数量,所以满足外生性的要求。综上所述,将企业所在省份的地级市数量作为工具变量较为合理。

另一方面,借鉴童锦治等^[17]的做法,采用“企业所在省份除该企业以外其他企业的财政补贴均值加1取自然对数”作为工具变量。由于同一省份的企业面临的规章制度是统一的,企业所能获得的财政补贴数量具有一定规律,因此该变量作为财政补贴的工具变量满足相关性要求。同时,其余企业获得的财政补贴,对该企业的绿色创新并不会产生任何联系,因此该变量是满足外生性要求的。总的来看,将“企业所在省份除该企业以外其他企业的财政补贴均值加1取自然对数”作为工具变量较为合理。

表4汇报了内生性检验的结果。其中,弱工具变量检验采用Cragg-Donald Wald F统计量。根据第1列和第2列回归结果发现,第一阶段F统计量明显大于Stock等^[36]提供的容忍10%扭曲下对应的临界值,表明不存在弱工具变量问题。同时,财政补贴与财政补贴的平方项所估计的系数方向、显著性水平与基准回归保持一致,验证了财政补贴对企业绿色创新的影响为倒U型关系。

由于本文选取的工具变量个数大于内生变量个数,因而还进行了过度识别检验。表4第3列为将所有的工具变量同时进行回归的结果,sargan检验的P值大于0.1,表明工具变量满足外生性的要求。

表4 内生性检验

变量名	企业绿色创新		
	(1)	(2)	(3)
$fissub$	0.243 1 (1.474 3)	0.274 2 (1.590 2)	0.134 7 (1.782 1)
$fissub^2$	-0.009 7* (-1.87)	-0.012 2* (-1.74)	-0.004 9* (-1.68)
控制变量	YES	YES	YES
个体/地区/年份	YES	YES	YES
第一阶段F统计量	26.174	17.430	21.731
Sargan 检验	—	—	P=0.266 0
样本量	2 915	2 915	2 915

注:*表示在 $p < 10$ 有统计学意义;括号内为t值。

(四) 机制检验

依据前文所述的作用机理,本文主要选择了融资约束 (*finrest*) 与研发支出 (*acinput*) 作为机制变量。表 5 汇报了相关回归结果,其中第 1~2 列为融资约束作为中介变量的回归结果,第 3~4 列为研发支出作为中介变量的回归结果。

结合表 5 第 1 列发现,财政补贴平方项的系数显著为负,表明财政补贴对企业融资约束的影响也存在倒 U 型关系,即随着财政补贴的增加,SA 指数 (SA) 先增大后减小。第 2 列中,财政补贴对企业绿色创新的影响依旧呈倒 U 型关系,与基准回归保持一致。SA 指数 (SA) 对企业绿色创新的影响显著为正,SA 指数这一机制成立。同时,SA 指数与融资约束呈反向变动关系表明,对企业提供适当的财政补贴可以减弱企业面临的融资约束,鼓励其进行绿色创新研发,从而促进绿色创新产出;当财政补贴规模超过临界值时,财政补贴规模的增加会强化企业寻租动机,当投资者发现企业热衷于将财政补贴用于构建政治关联而非从事绿色创新活动时,为降低风险,可能会减少投资,于是,企业面临的融资约束逐渐增强,从而减弱企业绿色创新研发的意愿,降低绿色创新产出。

表 5 财政补贴与企业绿色创新的中介机制分析

变量名	融资约束	企业绿色创新	研发支出	企业绿色创新
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fissub</i>	0.007 8 ** (3.450 5)	0.026 3 * (1.686 1)	0.010 6 (1.133 8)	0.033 5 ** (2.097 0)
<i>fissub</i> ²	-0.000 3 *** (-3.445 1)	-0.001 4 * (-1.739 3)	-0.000 4 ** (-2.054 8)	-0.001 8 ** (-2.062 9)
SA	-	1.999 7 *** (4.015 6)	-	-
<i>acinput</i>	-	-	-	0.143 3 *** (5.548 4)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体/地区/年份	YES	YES	YES	YES
样本量	2 915	2 915	2 915	2 915
调整的 R ²	0.908 7	0.314 2	0.475 9	0.316 2

注: *、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为 t 值。

结合表 5 第 3 列发现,财政补贴平方项的系数显著为负,表明财政补贴对企业研发支出 (*acinput*) 的影响为显著倒 U 型,即随着财政补贴的增加,研

发支出会先减小后增大。第 4 列中,财政补贴对企业绿色创新的影响依旧呈显著倒 U 型,与基准回归保持一致。研发支出 (*acinput*) 对企业绿色创新呈显著正向影响,研发支出这一机制成立。这表明对企业进行适宜的财政补贴,能激励企业进行自主研发,有利于绿色创新,从而促进绿色创新产出增加;当财政补贴规模超过临界值时,随着财政补贴规模的增加,企业反而会减少投入创新研发的资金,从而降低绿色创新产出。

(五) 环境成本对财政补贴与企业绿色创新关系的调节作用

根据理论分析,环境成本的变化可能会影响政府财政补贴与绿色创新的关系出现拐点变化。为了检验该结论,本文利用模型(2)进行调节效应分析。表 6 汇报了相关回归结果。其中,*fissub*² × *evcost* 变量为财政补贴规模平方项与环境成本的交互项,是本部分重点关注的变量。

根据表 6 第 1 列,关键变量财政补贴的平方项和环境成本的交互项对企业绿色创新的影响为 -0.000 5,且通过了 $p < 0.05$ 的显著性水平。这验证了假设 2。此外,通过模型(2)得到拐点位置坐标为 $-\frac{\beta_0}{2(\beta_1 + \beta_2 \text{evcost})}$,将 $\beta_0 = 0.035 7$ 、 $\beta_1 = -0.001 1$ 、 $\beta_2 = -0.000 5$ 代入后,位置坐标为 $357/(22 + 10 \text{evcost})$ 。由此可见,随着环境成本的增大,拐点位置坐标的值在变小,即随着环境成本的增加,倒 U 曲线的拐点在向左下方发生偏移(见图 5)。也就是说,过高环境成本会导致拐点在更低的水平上提前到来,间接减小了财政补贴的适度区间,阻碍了企业开展更高水平的绿色创新。

从图 5 可以发现,环境成本的增加会使倒 U 曲线斜率变缓。这意味着在拐点到来之前,过度的环境成本会弱化财政补贴对企业绿色创新的积极影响。这可能是因为,在财政补贴初期,环境成本的过度增加超过了企业承受能力的范围,绿色创新短期内无法满足企业解决环境污染的需求,导致财政补贴更多被用于购买绿色设备以直接治理环境污染,而非用于绿色技术研发,从而弱化了财政补贴在绿色创新上的促进作用。

表6 引入环境成本做调节效应模型分析

变量名	企业绿色创新		
	(1)	(2)	(3)
划分标准	全样本	高环境成本	低环境成本
$fissub$	0.035 7 ** (2.151 7)	0.027 3 (1.248 5)	-0.003 1 (-0.113 7)
$fissub^2$	-0.001 1 (-1.150 6)	-0.000 9 (-0.248 8)	0.001 1 (0.753 1)
$fissub^2 \times evcost$	-0.000 5 ** (-2.344 3)	-0.000 4 (-0.230 7)	-0.000 6 ** (-2.269 5)
控制变量	YES	YES	YES
个体/地区/年份	YES	YES	YES
样本量	2 915	1 585	1 380
调整的 R^2	0.306 2	0.287 9	0.186 3

注:**表示在 $p < 0.05$ 有统计学意义;括号内为 t 值。

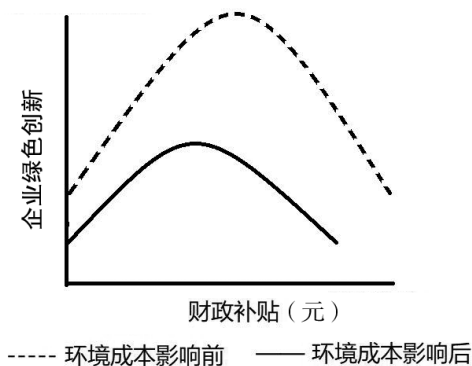


图5 全样本调节效应

进一步地,考虑到企业面临的环境成本存在的差异可能会对企业决策行为产生不同影响,以环境成本中位数为临界线,可以将所有企业区分为面临较高环境成本和较低环境成本的企业两类。表6中,第2列以面临着较高环境成本的企业为样本,研究发现关键变量财政补贴平方和环境成本的交互项对企业绿色创新的影响为-0.000 4,但不显著。将 $\beta_0 = 0.027 3$ 、 $\beta_1 = -0.000 1$ 、 $\beta_2 = -0.000 4$ 代入 $-\frac{\beta_0}{2(\beta_1 + \beta_2 evcost)}$ 后,位置坐标为 $273/(2 + 8 evcost)$,发现随着环境成本的增大,拐点位置坐标的值在变小,即随着环境成本的增加,倒U曲线的拐点在向左下方发生偏移(见图6)。表6中,第3列以面临着较低环境成本的企业为样本,研究发现关键变量财政补贴平方和环境成本的交互项对企业绿色创新的影响为-0.000 6,且通过了 $p < 0.05$ 水平的显著性检验。将 $\beta_0 = -0.003 1$ 、 $\beta_1 = 0.001 1$ 、 $\beta_2 = -0.000 6$ 代入

$-\frac{\beta_0}{2(\beta_1 + \beta_2 evcost)}$ 后,位置坐标为 $31/(22 - 12 evcost)$,发现随着环境成本的增大,拐点位置坐标的值在变大,即随着环境成本的增加,倒U曲线的拐点在向右下方发生偏移(见图7)。

综上所述,平均来说,环境成本的增加使拐点向左发生偏移,这会导致财政补贴的绿色创新促进作用区间变窄。对面临较高环境成本压力的企业,环境成本的增加使拐点可能向左下方发生偏移,这可能表示财政补贴对绿色创新的促进区间变窄,意味着财政补贴对绿色技术创新的积极作用变小。对面临较低环境成本压力的企业,环境成本的增加使拐点向右下方发生偏移,表现为扩大财政补贴对绿色创新的促进区间,意味着财政补贴对绿色创新的积极作用变大。图8将面临较高环境成本与较低环境成本样本的企业财政补贴作用于绿色技术创新的结果联合作图,可以直观反映这一现象。因此,政府在进行环境规制的时候,应考虑适度加大低于环境成本中位数企业的环境规制力度,这样有利于扩大财政补贴作用于企业绿色技术创新的适度区间。

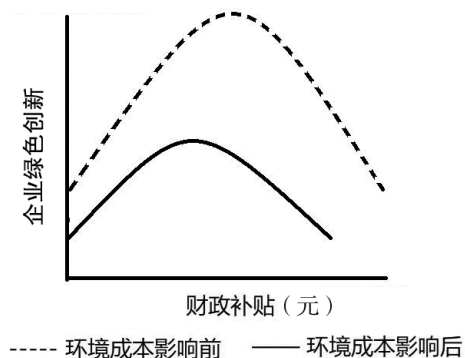


图6 高环境成本下的调节效应

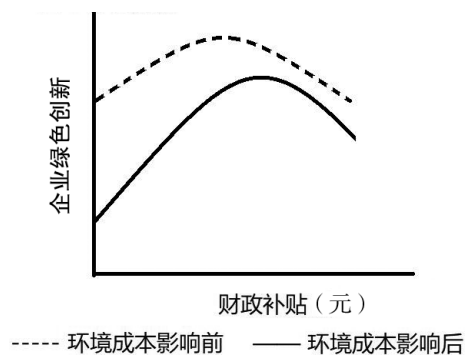


图7 低环境成本下的调节效应

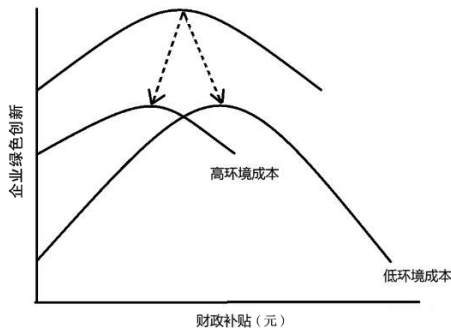


图8 联合对比

四、拓展分析

(一) 环境成本、财政补贴对企业绿色创新质量的影响：实质创新还是策略创新？

碳中和目标要求我们实现绿色技术的进一步突破。因此,我们更关心的是财政补贴究竟是促进了实质绿色创新还是策略绿色创新。在现阶段,我国依旧是以化石能源消耗为主、新能源为辅的能源消耗结构,因而实质绿色创新对推动经济绿色发展更为重要。同时,实质绿色创新具有较大的正外部性,更能够带动整个社会的绿色发展,因此政府更希望企业将财政补贴用于实质绿色创新上。但现有研究表明中国上市公司存在追求“数量”忽略“质量”的情况^[37],企业可能将财政补贴更多用于策略创新而非更具效率的实质创新。为了考察财政补贴对企业绿色创新质量的影响,借鉴黎文靖等^[37]的做法,本文采取绿色发明专利申请的自然对数衡量实质绿色创新(*GII*),用绿色实用专利申请与绿色外观专利申请之和的自然对数衡量企业策略绿色创新(*GPI*)。通过对比表7第1列与第3列的回归结果,发现财政补贴对实质绿色创新的影响依旧呈倒U型关系,但对策略绿色创新的影响不显著。这可能是因为实质绿色创新的技术含量更高,能长效帮助企业减少污染物排放,使企业在制造业行业竞争中占据优势。

此外,表7第2列与第4列还考察了环境成本对财政补贴与企业绿色创新质量关系的影响。结果表明,无论是实质绿色创新还是策略绿色创新,环境成本的增加都会导致财政补贴对绿色创新促进区间变窄,即拐点向左下方发生偏移,意味着环境成本的增加会降低财政补贴对绿色技术创新的

积极作用。总的来说,这可能意味着我国制造业企业面临的环境压力可能较大,只有进一步完善环境规制政策,适当降低企业面临的环境成本,才能有效发挥财政补贴引导企业绿色技术创新的积极作用。

表7 企业绿色创新质量的异质性分析

变量名	实质绿色创新		策略绿色创新	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fissub</i>	0.028 8* (1.896 3)	0.029 9* (1.968 3)	0.014 7 (0.925 8)	0.015 7 (0.990 9)
<i>fissub</i> ²	-0.001 7* (-1.873 7)	-0.001 (-1.110 0)	-0.000 7 (-0.789 7)	-0.000 1 (-0.123 7)
<i>fissub</i> ² × <i>evcost</i>	-	-0.000 4* (-1.905 3)	-	-0.000 4** (-2.250 0)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体/地区/年份	YES	YES	YES	YES
样本量	2 915	2 915	2 915	2 915
调整的 <i>R</i> ²	0.257	0.258 7	0.239 7	0.241 2

注：*、** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 有统计学意义；括号内为 *t* 值。

(二) 区分重污染行业下的异质性分析

根据国家发布的重污染行业名单,本文将 265 个样本企业按是否是重污染行业划分,重污染行业设定为 1,否则设定为 0。表 8 汇报了区分轻重污染行业的回归结果。其中,第 1 列与第 2 列为重污染行业,第 3 列与第 4 列为非重污染行业。根据表 8 的第 1 列与第 3 列可以看出,在重污染行业中财政补贴对企业绿色创新的影响依旧显著为倒 U 型,而在非重污染行业表现不显著,且可以发现重污染行业的拐点为 815 128 元,相较于 776 460 元,扩大了财政补贴对绿色创新的促进区间,即拐点在向右上方发生偏移。这可能是因为相较于非重污染行业,重污染行业会受到政府更多的监管,政府对企业财政补贴的投向也会存在更多的约束,进而加强财政补贴对绿色创新的靶向性作用。因此,在重污染企业中提供适当的财政补贴对企业绿色创新的促进作用会更显著。

此外,表 8 的第 2 列与第 4 列还考察了环境成本在其中的作用。结果表明,无论是在重污染行业还是非重污染行业的企业中,随着环境成本的增加,都会导致财政补贴对绿色创新的促进区间变窄,即拐点向左发生偏移。这就再次表明,总体上,我国制造业企业可能面临较大的环境压力,政

府只有适当降低企业的环境成本,才能有效发挥财政补贴引导企业绿色技术创新的作用。

表8 区分重污染行业的异质性分析

变量名	企业绿色创新			
	(1)	(2)	(3)	(4)
属性	重污染行业		非重污染行业	
$fissub$	0.045 5* (1.883 0)	0.045 6* (1.883 3)	0.031 6 (1.383 2)	0.020 4 (0.955 2)
$fissub^2$	-0.002 7** (-2.007 8)	-0.001 6 (-1.154 5)	-0.001 7 (-1.260 7)	-0.000 4 (-0.303 3)
$fissub^2 \times evcost$	-	-0.000 6* (-1.736 4)	-	-0.000 5* (-1.871 9)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体/地区/年份	YES	YES	YES	YES
样本量	1 135	1 135	1 780	1 780
调整的 R^2	0.287 3	0.289 7	0.302 1	0.283 0

注: *、** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 有统计学意义;括号内为 t 值。

五、结论与政策建议

(一) 结论

财政补贴与企业绿色创新之间的关系为先促进后抑制,呈倒 U 型。进一步地,机制检验发现适度的财政补贴通过作用于企业的融资约束和研发支出促进了企业绿色创新。在调节效应分析中,发现环境成本能影响财政补贴与企业绿色创新倒 U 型关系中财政补贴积极作用的拐点。平均而言,环境成本的增大会减小财政补贴积极作用于企业绿色技术创新的适度区间;区分面临环境成本大小的异质性检验,发现面临环境成本较小的企业,环境成本的增加扩大了财政补贴的促进区间。异质性分析表明,在区分实质绿色创新和策略绿色创新的检验下,发现制造业企业中财政补贴积极引导企业进行实质性绿色创新的作用更加显著。在区分重污染行业与非重污染行业的异质性检验下,发现对重污染行业的企业而言,财政补贴作用于企业绿色技术创新的适度区间得到进一步扩大。

(二) 政策建议

(1) 既然适当的财政补贴能有效促进企业绿色技术创新,那么政府在设计财政补贴机制的时候应结合企业的环境成本因素充分考虑财政补贴的合理规模。对于环境成本处于中位水平的企业主要采用财政补贴工具引导企业绿色技术创新,对于环境成本低于中位数的企业主要通过非财政

补贴类的政策工具比如环境税等引导或倒逼其进行绿色技术创新。

(2) 政府应在结构性“减税降费”的基础上进一步优化环境规制政策,降低企业的环境成本,进而扩大财政补贴促进企业绿色技术创新的作用区间,这样也可以提高财政补贴效率。

(3) 财政补贴的对象设计应该遵循行业差异而保持针对性。增加制造业的财政补贴以便促进制造业企业的实质绿色创新,同时增加针对重污染行业企业的财政补贴,以便拓宽财政补贴促进绿色技术创新的作用区间,更好发挥财政补贴引导绿色技术创新的作用。

(4) 政府应出台相关的金融政策,推出专门针对企业绿色技术创新的融资服务,降低企业绿色创新的融资成本,激发企业绿色创新意愿,促进绿色创新产出,进而推动经济绿色转型。

参考文献:

- [1] GREENSTONE M, HANNA R. Environmental regulations, air and water pollution, and infant mortality in India[J]. The American economic review, 2014(10): 3038-3072.
- [2] 于飞,袁胜军,胡泽民. 知识基础、知识距离对企业绿色创新影响研究[J]. 科研管理, 2021, 42(1): 100-112.
- [3] TURNER S F, BETTIS R A, BURTON R M. Exploring depth versus breadth in knowledge management strategies[J]. Computational and mathematical organization theory, 2002, 8(1): 49-73.
- [4] LEONIDOU L C, CHRISTODOULIDES P, KYRGIDOU L P. Internal drivers and performance consequences of small firm green business strategy: the moderating role of external forces[J]. Journal of business ethics, 2017, 140(3): 585-606.
- [5] AMORE M D, BENNEDSEN M, LARSEN B. CEO Education and corporate environmental footprint[J]. Journal of environmental economics and management, 2019, 9(4): 254-273.
- [6] ARENA C, MICHELON G, TROJANOWSKI G. Big egos can be green: a study of CEO hubris and environmental innovation[J]. British journal of management, 2017, 29(2): 316-336.
- [7] 王永萍,茅泷丹,王琦. 环境保护税法对京津冀上市公司创新的影响研究——基于 DEA-Malmquist 指数分解的分析[J]. 中国软科学, 2021(S1): 339-347.
- [8] 牛美晨,刘晔. 提高排污费能促进企业创新吗?——兼

- 论对我国环境税开征的启示[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 87-99.
- [9] 张冬洋, 张羽瑶, 金岳. 税收负担、环境分权与企业绿色创新[J]. 财政研究, 2021(9): 102-112.
- [10] 田翠香. 环境税影响企业绿色技术创新的主从博弈分析[J]. 财经问题研究, 2020(9): 95-104.
- [11] 孙少芹, 邢戡. 环境税开征下的政府补贴和企业行为再选择[J]. 经济与管理, 2019, 33(5): 87-92.
- [12] 孔悦, 王云松, 焦宇靖, 等. 政府补贴对新能源企业绿色创新影响研究——基于古诺竞争视角[J]. 经济问题探索, 2021(6): 71-81.
- [13] AMEZCUA A S, GRIMES M G, WIKLUND J. Organizational sponsorship and founding environments: a contingency view on the survival of business -incubated firms, 1994 - 2007 [J]. Academy of management journal, 2013, 56(6): 1628-1654.
- [14] 张文卿, 陈宇科. 环境规制工具、研发补贴对绿色技术创新的影响研究[J]. 生态经济, 2022, 38(1): 36-46.
- [15] 叶翠红. 融资约束、政府补贴与企业绿色创新[J]. 统计与决策, 2021, 37(21): 184-188.
- [16] 吴金光, 毛军, 唐畅. 政府研发补贴是否激励了科技型中小企业创新? [J]. 中国软科学, 2022(9): 184-192.
- [17] 童锦治, 刘诗源, 林志帆. 财政补贴、生命周期和企业研发创新[J]. 财政研究, 2018(4): 33-47.
- [18] 刘丰云, 沈亦凡, 何凌云. 补贴时点对新能源研发创新的影响与区域差异[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 57-67.
- [19] 周俊亭, 席彦群, 周媛媛. 区域技术市场、政府扶持与科技创新[J]. 中国软科学, 2021(9): 80-90.
- [20] 范莉莉, 褚媛媛. 企业环保支出、政府环保补助与绿色技术创新[J]. 资源开发与市场, 2019, 35(1): 20-25, 37.
- [21] 王宏鹏, 张阳, 田鸣. 政府研发补贴、慈善捐赠对绿色创新的影响及其门槛效应研究[J]. 软科学, 2022, 36(7): 1-7, 15.
- [22] 刘子譔, 周江华, 李纪珍. 过犹不及: 财政补贴对企业创新的多重作用机制分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2019, 40(1): 51-64.
- [23] FELDMAN M P, KELLEY M R. The Ex Ante Assessment of Knowledge Spillovers: government R&D policy, economic incentives and private firm behavior[J]. Research policy, 2006, 35(10): 1509-1521.
- [24] KLEER R. Government R&D subsidies as a signal for private investors [J]. Research policy, 2010, 39(10): 1361-137.
- [25] SHLEIFER A, VISHNY R W. Politicians and firms[J]. Quarterly journal of economics, 1994, 109(4): 995-1025.
- [26] 俞金红, 于明超. 财政补贴、寻租成本与新能源企业经营绩效[J]. 软科学, 2019, 33(11): 59-63.
- [27] 任曙明, 张静. 补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013(10): 118-129.
- [28] 邵敏, 包群. 政府补贴与企业生产率: 基于我国工业企业的经验分析[J]. 中国工业经济, 2012(7): 70-82.
- [29] 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.
- [30] PORTER M E, LINDE C V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97 - 118.
- [31] 杨艳芳, 程翔. 环境规制工具对企业绿色创新的影响研究[J]. 中国软科学, 2021(S1): 247-252.
- [32] 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(1): 75-86, 98, 188.
- [33] 亚琨, 罗福凯, 王京. 技术创新与企业环境成本——“环境导向”抑或“效率至上”? [J]. 科研管理, 2022, 43(2): 27-35.
- [34] 许启凡, 邹甘娜, 甘行琼. 财政投资、5G 产业与经济增长[J]. 改革, 2022(8): 123-140.
- [35] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. Review of financial studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [36] STOCK J H, YOGO M. Asymptotic distributions of instrumental variables statistics with many instruments [J]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005(6): 109-120.
- [37] 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.

(本文责编: 海 洋)