2024 年 7 月　　东南大学学报(哲学社会科学版)　　Jul. 2024
第 26 卷第 4 期　　Journal of Southeast University(Philosophy and Social Science)　　Vol. 26 No. 4

绿色债券发行对企业高质量发展的影响研究

朱冬梅　张爽爽　杨楚风　张　颖

(东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 210096)

[摘　要] 在理论验证基础上利用 2015—2022 年中国 A 股上市企业数据,对绿色债券发行如何助力企业高质量发展进行实证分析。研究发现,绿色债券发行显著推动企业高质量发展,尤其是对重污染企业、国有企业以及非绿色改革创新试验区企业的推动作用更加显著。绿色债券发行主要通过技术提升和效率改进促进企业高质量发展,且公众环境关注度和企业 CEO 绿色经历具有显著的逆向和正向调节作用。研究丰富了绿色债券相关政策的微观经济效应,为进一步完善绿色金融政策框架提供了微观层面的参考。

[关键词] 绿色债券　高质量发展　绿色全要素生产率　双重差分模型

一、引言

党的二十大报告强调推动经济社会发展绿色化、低碳化对实现高质量发展具有关键作用。企业作为微观经济主体,是经济高质量发展的基石。现代企业要实现高质量发展,不仅要实现财务绩效的增长,更应注重自身可持续发展,贯彻落实创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念。绿色金融相关政策的出台为企业绿色发展提供了重要机遇,其中绿色债券相关政策文件主要目的在于通过企业债券融资对企业绿色转型提供支持和鼓励社会投入,进而促进经济结构调整优化,带动企业高质量发展。那么,研究绿色债券发行能否促进企业在实现自身价值增长同时履行社会责任,并提升其环境绩效具有重要的意义。

绿色债券指将募集资金专门用于支持符合规定条件的绿色产业、绿色项目或绿色经济活动,依照法定程序发行并按约定还本付息的有价证券。2015 年 12 月,中国人民银行和国家发改委相继出台《绿色债券发行指引》和《绿色债券支持项目目录》文件,标志着我国绿色债券制度正式建立。此后,政府又出台一系列政策文件。2015 年以来,绿色债券发行规模逐年攀升,发债主体逐渐增多。2016—2022 年我国境内累计发行绿色债券 1707 期,发行规模为 26158.4 亿元;2022 年,中国债券市场总上市规模为 236877.31 亿元,其中绿色债券市场总上市规模占比为 3.66%,约为全球绿债占比的 23.4 倍;2022 年境内发行的绿色债券中,约 0.87%用于补充流动资金,其余均投向绿色项目。绿色金融在促进“双碳”目标实现和经济高质量发展过程中发挥着不可替代的作用[1]。

综观已有文献,学者们主要从绿色债券的经济效果和经济高质量发展的影响因素两个方面进行研究。从绿色债券的经济效果来看,绿色债券的发行是企业对环境保护及绿色创新重视的表现,其有利于树立良好的社会形象,推动股价增长[2],同时绿色债券可以降低自身税率,带动企业价值提升[3]。对环境而言,绿色债券所筹资金主要用于整治环境污染的绿色产业,可以减少企业的碳排放量[4],有助于保护环境和促进生态平衡[5]。关于企业高质量发展影响因素的研究,学者主要从外部环境和企业内部特征两个层面展开:从外部特征来看,环境规制政策有利于倒逼企业创新,激发波特效应,促进企业高质量发展[6];企业自身的融资约束、企业管理效率、杠杆率、披露环境信息等内部特征均会影响企业高质量发展[7-10]。关于企业高质量发展的测度,已有研究主要采用单一指标法[11]

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“促进共同富裕的中国重特大疾病保险机制及政策体系研究”(22BGL029);东南大学仲英青年学者支持计划(3214002311)成果之一。

[作者简介] 朱冬梅(1986—),女,江苏靖江人,博士,东南大学经济管理学院副教授,博士生导师,研究方向:绿色金融、随机优化、金融风险管理等。

和多指标综合评价法[12]进行测度,这两类方法的主观性较强。还有学者采用传统全要素生产率(TFP)测度企业高质量发展[13],该指标主要测度企业的经济绩效。随着国家新发展理念(创新、协调、绿色、开放、共享)的提出,学者们将企业的环境和社会绩效纳入高质量发展测度中,认为企业高质量发展主要体现在资源配置高效、产品服务高质、技术水平升级等多个方面,并采用绿色全要素生产率对高质量发展进行测度[14-16]。基于此,本文认为在新发展理念下企业高质量发展是指企业经济、环境和社会绩效的相互协调发展,应利用绿色全要素生产率进行综合测度[10,17]。

本文基于已有文献,在企业高质量发展测算框架中进一步引入 ESG 评分相关的预期产出及环境污染相关的非预期产出,以丰富新时代背景下企业高质量发展的衡量方式。在此基础上,本文以 2015—2022 年 A 股上市企业为样本,首先通过内生增长模型从理论层面分析绿色债券发行促进企业高质量发展的基本路径;其次,综合运用多期 DID 和连续 DID 模型对绿色债券影响进行实证检验和稳健性分析,从企业绿色属性、产权性质、是否属于绿色改革创新试验区等角度展开异质性分析;最后研究绿色债券发行对企业高质量发展的影响路径以及公众环境关注度和 CEO 绿色经历的调节效应等。

与已有文献相比,本文的边际贡献体现在:在研究视角上,本文创新性地分析绿色债券发行与企业高质量发展的关系,并在内生经济增长模型基础上给出两者之间的关系;在研究设计上,本文在企业高质量发展测算框架中同时引入经济绩效、环境绩效和社会责任绩效以及环境污染溢出等指标,同时,本文综合运用多期 DID 及连续 DID 模型分析绿色债券与企业高质量发展之间的关系,从发行与否及发行规模多方面进行探讨;在研究内容上,本文创新性地研究公众环境关注度和 CEO 绿色经历的调节作用,进而多角度分析绿色债券发行对企业高质量发展的影响,为绿色债券相关支持政策提供经验证据。

二、理论模型

为考察绿色债券对企业高质量发展的作用机理,本文基于 Romer 的产品种类增加型模型和史代敏等的研究[18-19],对模型进行推理,阐释绿色债券如何通过影响企业的绿色全要素生产率促进企业高质量发展。

(一)最终产品部门

最终产品部门中存在若干同质企业,通过采用某种技术,将人力资本、劳动力、自然资本和若干种中间品相结合,只生产单一最终产品,总量生产函数如下:

$$Y(H_Y,L,E,x)=H_Y^{\alpha}L^{\beta}E^{\eta}\int_0^A x(i)^{1-\alpha-\beta-\eta}di \tag{1}$$

其中,$0<\alpha,\beta,\eta<1$,$Y(H_Y,L,E,x)$ 为总产出;H_Y、L、E 分别表示人力资本、劳动力和自然资本投入,自然资本包括自然资源消耗量 N 和污染排放量 O,且满足 $E=f(N,O)$,$f_N(N,O)>0$,$f_O(N,O)<0$,即自然资本投入是自然资源消耗量的增函数,是污染排放量的减函数;$x(i)$ 是购买的第 i 种专门中间产品,A 表示中间产品种类的总数,为避免整数约束和便于分析,本文设 A 是连续的。本文假设,技术进步可以促进中间产品种类 A 的增加,且技术创新来自研发部门。因此,A 的大小一定程度上可以反映技术水平和知识存量的高低。由于生产函数设定中考虑了自然资源消耗和污染排放量,故 A 的大小亦可反映绿色全要素生产率的高低[20]。

把最终产品价格设为 1 时,则最终产品生产者的利润函数可表示为:

$$\pi_Y=\int_0^A\left(H_Y^{\alpha}L^{\beta}E^{\eta}x(i)^{1-\alpha-\beta-\eta}-P(i)x(i)\right)di-w_HH_Y-w_LL-P_EE \tag{2}$$

其中,π_Y表示最终产品部门的利润,w_H表示研发人员的工资,w_L表示劳动力的工资,P_E表示自然资本的价格,$P(i)$表示第 i 种中间产品的价格。假设最终产品厂商处于完全竞争,w_H、w_L是给定的,则由厂商利润最大化的一阶条件,可得到 $P(i)$:

$$P(i)=(1-\alpha-\beta-\eta)H_Y^{\alpha}L^{\beta}E^{\eta}x(i)^{(-\alpha-\beta-\eta)} \tag{3}$$

(二)中间产品部门

假设中间产品部门处于垄断竞争市场,在[0,A]之间存在无数个生产不可完全替代的中间产品的厂商。中间产品厂商需要投入最终产品和应用新技术进行生产,要生产 1 单位的中间产品需要投入 μ 单位的最终产品,新技术的应用成本是消耗的最终产品的 k 倍,则中间产品的利润函数为:

$$\pi_i=P(i)x(i)-(1+k)\mu x(i) \tag{4}$$

其中,π_i 为第 i 种中间产品的利润,由式(4)最大化的一阶条件结合式(3),得到中间品的需求函数:

$$x(i)^{(-\alpha-\beta-\eta)}=\frac{(1+k)\mu}{(1-\alpha-\beta-\eta)2H_Y^{\alpha}L^{\beta}E^{\eta}} \tag{5}$$

将式(5)代入式(3),中间品的价格 $P(i)$ 又可以表示为:

$$P(i)=\frac{(1+k)\mu}{1-\alpha-\beta-\eta} \tag{6}$$

将式(6)代入式(4),得到中间品生产厂商的最大利润为:

$$\pi_i=(\alpha+\beta+\eta)(1-\alpha-\beta-\eta)^{\frac{2-\alpha-\beta-\eta}{\alpha+\beta+\eta}}(1+k)^{\frac{\alpha+\beta+\eta-1}{\alpha+\beta+\eta}}\mu^{\frac{\alpha+\beta+\eta-1}{\alpha+\beta+\eta}}H_Y^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta+\eta}}L^{\frac{\beta}{\alpha+\beta+\eta}}E^{\frac{\eta}{\alpha+\beta+\eta}} \tag{7}$$

令 $B=(\alpha+\beta+\eta)(1-\alpha-\beta-\eta)^{\frac{2-\alpha-\beta-\eta}{\alpha+\beta+\eta}}(1+k)^{\frac{\alpha+\beta+\eta-1}{\alpha+\beta+\eta}}\mu^{\frac{\alpha+\beta+\eta-1}{\alpha+\beta+\eta}}$。

式(7)可表示为:

$$\pi_i=B\,H_Y^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta+\eta}}L^{\frac{\beta}{\alpha+\beta+\eta}}E^{\frac{\eta}{\alpha+\beta+\eta}} \tag{8}$$

中间产品生产商是否采用新技术进行生产取决于其生产的产品所带来的收益 V_t,V_t 等于中间产品的利润贴现值:

$$V_t=\int_t^{\infty}\pi_i e^{-r(s-t)}ds \tag{9}$$

其中,r 为存款利率。由资本市场无套利原则可得:

$$\pi_i+\dot{V}=rV\Rightarrow r=\frac{\pi_i+\dot{V}}{V} \tag{10}$$

其中,$\dot{V}$ 表示 V 的增量。

(三)研发部门

由于式(1)的生产函数中考虑了自然资源消耗和污染排放量,且式(7)表明中间厂商的利润与自然资源消耗和污染排放直接相关,所以,中间厂商是否采用研发部门提供的方案将受到环境与资源的约束,因此,假设研发部门的研发倾向于绿色技术创新,假设研发部门的研发能力依赖于现存的技术知识和所投入的人力资本数量,设其生产函数为:

$$\dot{A}=\delta H_A A,\delta>0 \tag{11}$$

其中,H_A 表示投入研发部门的人力资本,A 表示现有的技术知识存量,$\dot{A}$ 表示 A 的增量。如果预期利润不低于研发成本,研发部门会选择进行技术专利研发,并给研发的新产品确定最优价格以卖给中间品部门。假设研发部门的产出是专利,设专利价格为 P_A,在此假设 P_A 为常数,研发部门处于完全竞争市场,再结合式(9)可得到:

$$P_A=V=\frac{\pi_i}{r}=\frac{B}{r}H_Y^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta+\eta}}L^{\frac{\beta}{\alpha+\beta+\eta}}E^{\frac{\eta}{\alpha+\beta+\eta}} \tag{12}$$

式(12)表明研发专利的价格与污染排放相关,因此,研发部门在技术创新过程中首先考虑绿色技术创新。

（四）新产品引入与绿色债券

假设新创办一家中间品生产企业的基本投资由启动成本和现有的技术知识存量决定，现有的技术水平越高，生产技术基础越好，便会一定程度上减少一部分的搜寻成本，降低创办企业的资本门槛，因此，将投资函数设为：

$$M=\frac{M_0}{A^v},0<v<1 \tag{13}$$

其中，M_0表示启动成本，包括购买专利、材料、厂房和雇佣人力资本等，A 表示现有的技术知识存量。假定新创办企业需要通过融资来组织生产，考虑到我国的金融体系以商业银行为主，假设企业生产所需成本全部由银行提供，则企业融资的单位成本是 r_l，外部融资支付的利息贴现值为：

$$\int_t^{\infty} r_l M_0 A^{-v} e^{-r(s-t)}\, ds=\frac{M_0 A^{-v} r_l}{r} \tag{14}$$

其中，r 为存款利率。由于中间产品生产商的利润受自然资本的约束，所以假设新创办企业倾向于绿色技术的实践。绿色金融政策的实施可以促进绿色投融资活动的发展。因此，在模型中，我们认为绿色债券是能够缓解企业进行绿色项目的金融约束，或直接补贴其融资（利息）成本（降低利率 r）的公共政策。将 ξ 定义为绿色债券政策的施行力度，则经绿色债券政策支持后，企业的融资成本就会降低。

$$r_l=\frac{r}{\xi},0<\xi<1 \tag{15}$$

由式（15）知，$\frac{\partial r_l}{\partial \xi}=-\frac{r}{\xi^2}<0$，$\lim_{n\to\infty} r_l=r$，可见，$\xi$ 越大，新创办企业的融资成本就越低，但不能低于存款利率。于是，式（14）变为：

$$\int_t^{\infty} r_l M_0 A^{-v} e^{-r(s-t)}\, ds=\frac{M_0 A^{-v}}{\xi} \tag{16}$$

由于中间产品市场是垄断的，只有当$\frac{M_0 A^{-v}}{\xi}<V$ 时，存在利润激励，将会有无数的投资者涌入，但金融市场提供的资金具有有限性，因此，企业愿意引进新产品的均衡条件是：

$$\frac{M_0 A^{-v}}{\xi}=V \tag{17}$$

对式（17）两边关于时间求导可得：

$$\frac{\dot{V}}{V}=-\nu\frac{\dot{A}}{A} \tag{18}$$

由式（10）（17）和（18）得：

$$g_A=\frac{\dot{A}}{A}=-\frac{r}{v}+\frac{BH_Y^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta+\eta}}L^{\frac{\beta}{\alpha+\beta+\eta}}E^{\frac{\eta}{\alpha+\beta+\eta}}}{v\frac{M_0 A v}{\xi}} \tag{19}$$

其中，g_A表示 A 的增长率。对式（19）关于 ξ 求导：

$$\frac{\partial g_A}{\partial \xi}=\frac{BH_Y^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta+\eta}}L^{\frac{\beta}{\alpha+\beta+\eta}}E^{\frac{\eta}{\alpha+\beta+\eta}}}{vM_0 A^v}>0 \tag{20}$$

由式（20）可知，ξ 越大，企业融资的单位成本r_l越小，g_A越大。这表明，绿色债券政策实施力度越大，企业的金融约束越小，则企业越倾向于绿色技术的实践，越有利于企业绿色全要素生产率的提高。

理论分析结果表明:(1)绿色技术创新来自研发部门,由于技术专利创新价格与污染物有关,研发部门会选择绿色技术创新研发,以供中间品生产商购买。因此,绿色技术的创新一方面可以减少污染物排放,另一方面又可以提升中间产品 *A* 的数量,最终可以提高企业绿色全要素生产率;(2)中间品生产商是否选择购买新研发的绿色技术,取决于引进新技术带来的收益和融资成本,因此绿色债券政策的实施力度越大,企业的融资成本越小,企业越愿意进行绿色技术创新的实践,从而通过影响企业的投资决策和技术创新能力,提高绿色全要素生产率;(3)绿色债券的发行,使企业愿意购买研发部门专利技术来生产中间品,在增加利润的同时,又缩短研发部门科研成果的市场化周期,从而激励研发部门提升研发质量和效率,加快技术成果转化与应用速度,提升绿色全要素生产率,最终促进企业的高质量发展。

三、研究设计

(一)数据来源与处理

本文选取 2015—2022 年 A 股上市企业为样本,并依据以下标准进行数据处理:(1)剔除在样本期内 ST、*ST 以及退市或上市的企业;(2)剔除数据缺失与存在异常值的样本。最终获得 2116 家非金融上市公司样本。其中,发行绿色债券的 49 家企业为本文的处理组,剩余样本企业进入控制组。为降低极端值可能引起的偏差,对主要连续变量进行 1%和 99%缩尾处理。数据来源于 Wind 和 CSMAR 数据库。

(二)变量定义

1. 被解释变量——企业高质量发展(*HQD*)

借鉴王腾等的做法[21],本文运用非期望超效率 SBM 模型结合 Malmquist 指数计算企业的绿色全要素生产率指数及其分解。由于 Malmquist 指数是绿色全要素生产率的增长率,因此参考陈超凡的做法[22],本文以 2015 年为基期,利用后一年的 Malmquist 指数乘以前一年的 Malmquist 指数,以此类推得到 2016—2022 年样本企业的 GTFP,用来衡量企业的 *HQD*。其中投入产出的指标变量选取如下:

(1)投入产出指标选取

多数文献分别采用企业员工人数和企业固定资产投入度量投入指标,采用主营业务收入衡量期望产出指标,采用企业的污染物排放量衡量非期望产出,也有部分学者采用工业增加值表示期望产出[23-24]。本文的投入指标仍按照多数文献做法,采用企业员工人数和固定资产度量。本文根据历年《中国生态环境统计年报》,选取大气污染中工业生产排放占比最大的二氧化硫排放量、水污染排放最多的化学需氧量衡量非期望产出。ESG 评级将创新、协调、绿色、开放、共享作为战略指导思想的行为和表现,是反映企业可持续发展质量的综合指标,因此在期望产出中,本文既考虑传统的经济产出,又创新性加入华证 ESG 评级得分衡量企业的社会责任绩效,以丰富绿色全要素生产率的计算指标(表 2)。

表 1 指标选取与定义

指标类型	指标名称	指标定义
投入	劳动力投入	企业员工人数
	资本投入	固定资产净值,用 GDP 平减指数平减
期望产出	经济绩效	主营业务收入,用国内生产总值指数平减
	环境与社会绩效	华证 ESG 评级得分
非期望产出	污染物排放水平	工业废水中的 COD、废气中的 SO_2

投入指标。劳动力投入采用企业员工人数衡量。本文参考江永宏等做法[25],资本投入采用 GDP 平减指数平减的企业固定资产净值表示。

期望产出指标。产出包括企业的经济、环境和社会绩效,经济绩效用企业的主营业务收入衡量,本文借鉴张大鹏等的做法[26],用国内生产总值指数进行平减。环境和社会绩效采用华证 ESG 评级数据得分衡量,赋值规则:AAA 为 9,AA 为 8,以此类推。

非期望产出指标。本文用企业的污染排放水平衡量非期望产出指标,包括工业废水中的化学需氧量和工业废气中的二氧化硫。

(2)非期望产出超效率 SBM 模型

超效率 DEA 模型不仅可以解决效率问题,也可以对效率大于 1 的决策单元进行排序,因此本文综合 SBM 模型和超效率模型的优势构建考虑非期望产出的超效率 SBM 模型,如下式所示:

$$\rho = min \frac{1 + \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\frac{s_i^x}{x_{i0}}}{1 - \frac{1}{s_1 + s_2}\left(\sum_{k=1}^{s_1}\frac{s_k^y}{y_{k0}} + \sum_{l=1}^{s_2}\frac{s_l^z}{z_{l0}}\right)} \tag{21}$$

$$s.t.\ x_{i0} \geqslant \sum_{j=1,\neq 0}^{n}\lambda_j x_j - s_i^x, \forall i;$$

$$y_{k0} \leqslant \sum_{j=1,\neq 0}^{n}\lambda_j y_j + s_k^y, \forall k;$$

$$z_{l0} \geqslant \sum_{j=1,\neq 0}^{n}\lambda_j z_j - s_l^z, \forall l;$$

$$1 - \frac{1}{s_1 + s_2}\left(\sum_{k=1}^{s_1}\frac{s_k^y}{y_{k0}} + \sum_{l=1}^{s_2}\frac{s_l^z}{z_{l0}}\right) > 0;$$

$$s_i^x \geqslant 0, s_k^y \geqslant 0, s_l^z \geqslant 0, \lambda_j \geqslant 0, \forall i, \forall j, \forall k, \forall l;$$

上式中,ρ 表示决策单元的效率值,m, s_1, s_2分别代表投入及期望产出和非期望产出的变量个数。$s^x \in R^m, s^z \in R^{s_2}$分别表示投入和非期望产出的过剩量,$s^y \in R^{s_1}$则表示期望产出的短缺量。当$\rho=1$,代表 DMU 有效,当$\rho<1$,代表 DMU 非有效,存在改善空间。

(3)Malmquist 指数及其分解

Malmquist 指数最初由瑞典经济学家 Sten Malmquist 在 1953 年提出。本文参考 Fare 等的做法[27],将其进一步分解为技术效率指数(EC)和技术进步指数(TC)。TC 指通过技术自主创新或技术引进模仿使企业“生产可能性前沿面”向外移动,实现“增长效应”;EC 是在现有生产可能性边界的基础上,通过改善资源配置效率,推动现实的投入产出模式向“最佳生产前沿面”逼近[28]。

$$M_c^{t+1} = EC_c * TC_c \tag{22}$$

$$M_c^{t+1}(x^t, y^t, z^t, x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1}) = \left[\frac{E_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1})}{E_c^{t+1}(x^t, y^t, z^t)} \cdot \frac{E_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1})}{E_c^t(x^t, y^t, z^t)}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$$EC_c = \frac{E_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1})}{E_c^t(x^t, y^t, z^t)}$$

$$TC_c = \left[\frac{E_c^t(x^t, y^t, z^t)}{E_c^{t+1}(x^t, y^t, z^t)} \cdot \frac{E_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1})}{E_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1})}\right]^{\frac{1}{2}}$$

上式中,下标 c 表示规模报酬不变(CRS)。$M>1$ 表明效率增长,$M<1$ 表明效率衰退;TC 表示从 t 到 $t+1$ 期决策单元生产技术的变动程度,$TC>1$ 表示技术进步提升,$TC<1$ 表示技术退步;EC 为综合技术效率变化指数,表示某一决策单元从 t 到 $t+1$ 期技术效率的提升程度,若 $EC>1$,说明技术效率呈上升趋势,反之,$EC<1$ 说明技术效率下降。

2. 解释变量——绿色债券发行($Green_i \times Time_{i,t}$)

分组虚拟变量($Green$)和时间虚拟变量($Time$)的交互项。$Green$ 表示企业是否发行绿色债券,若

样本期间发行绿色债券,则企业所有年度的 *Green* 均取 1,否则为 0;*Time* 表示债券发行年份,在企业发行绿色债券当年及其以后年度取值均为 1,否则为 0。

3. 控制变量

参考已有文献,本文选取以下控制变量:资产负债率(*Lev*)、资本密集度(*Capital*)、盈利能力(*ROA*)、企业规模(*Size*)、成长性(*Growth*)、股权性质(*SOE*)、营业收入增长率(*Revenue*)、董事会规模(*Board*)、流动比率(*Current*)与环境规制(*ER*)。参考刘畅等[29]的做法将环境规制程度作为政策性因素纳入控制变量。环境规制程度测度参考陈诗一[30]:首先,手工搜集 31 个省区市① 2016—2022 年政府工作报告;其次,对《政府工作报告》文本进行分词处理;最后,统计与环境相关词语出现的频次,并计算其占《政府工作报告》全文词频总数的比例。与环境相关词语具体包括:环境保护、环保、污染、能耗、减排、排污、生态、绿色、低碳、空气、化学需氧量、二氧化硫、二氧化碳、PM10 以及 PM2.5 等。变量定义如表 2 所示:

表 2 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业高质量发展	*HQD*	企业绿色全要素生产率
	绿色债券发行	*Green×Time*	时间虚拟变量和分组虚拟变量交乘
	时间虚拟变量	*Time*	企业发行绿色债券后,赋值为 1,否则为 0
	政策虚拟变量	*Green*	发行绿色债券的企业,赋值为 1,否则为 0
解释变量	资产负债率	*Lev*	总负债/总资产
	资本密集度	*Capital*	固定资产/员工人数
	盈利能力	*ROA*	净利润/总资产
	企业规模	*Size*	企业期末总资产的自然对数
	成长性	*Growth*	(当年总资产/上年总资产)-1
控制变量	产权性质	*SOE*	国有企业取 1,否则取 0
	营业收入增长率	*Revenue*	(当年营业收入/上年营业收入)-1
	董事会规模	*Board*	董事会人数
	流动比率	*Current*	流动资产/流动负债
	环境规制程度	*ER*	政府工作报告文本中与环境相关词语出现的频次/《政府工作报告》全文词频总数

(三)模型建立

本文参考 Beck 等的做法[31],采用多期双重差分模型,设定如下:

$$HQD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_i \times Time_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \tag{23}$$

上式中,$HQD_{i,t}$ 为 i 企业在 t 年度的绿色全要素生产率。$Green_i \times Time_{i,t}$ 为本文的核心解释变量,α_1 表示企业发行绿色债券引起企业 *HQD* 变动的平均处理效应。$X_{i,t}$ 为控制变量,μ_i 和 λ_t 分别表示个体和时间固定效应,$\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。本文对所有标准误差在公司个体层面进行聚类调整以获得更为稳健的结果。

(四)描述性统计

表 3 为变量的描述性统计结果。可以看到,样本公司的 *HQD* 均值为 1.514,企业之间 *HQD* 水平存在一定差异,这说明不同企业的绿色全要素生产率水平不同,因此有必要针对企业特征进行异质性分析。企业有关财务指标分布较为合理,说明企业间的绿色全要素生产率差异可能来自企业社会责任绩效和环境绩效的差异,表明有必要进行进一步实证研究。*Size* 的中位数和均值表明企业规模并没有存在严重的偏态分布,*SOE* 表明样本企业中国有企业和非国有企业数量并不悬殊,结果并不会因为国有企业的特性带来偏差。其他变量分布均合理,保证了后续实证检验的有效性。

① 因数据可得性,本研究样本不包括港澳台地区。

表 3　主要描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
Green×Time	14812	0.008	0.089	0	0	1
HQD	14812	1.514	1.702	1.013	0.098	8.351
Lev	14812	0.448	0.204	0.441	0.066	0.945
Capital	14812	640851	962689	335496	9338	6497136.551
ROA	14812	0.025	0.076	0.030	-0.360	0.205
Growth	14812	0.164	0.922	0.0510	-0.953	7.094
Size	14812	22.610	1.303	19.889	22.457	26.496
SOE	14812	0.416	0.493	0	0	1
Revenue	14812	0.158	0.442	0.090	-0.618	2.822
Board	14812	8.500	1.614	9	5	14
Current	14812	2.093	1.835	1.549	0.300	12.12
ER	14812	0.009	0.002	0.009	0.006	0.014

四、结果与分析

(一)基准回归结果

表 4 报告了绿色债券发行对企业高质量发展影响的回归结果。列(1)仅控制公司个体固定效应，$Green_i \times Time_{i,t}$ 的系数为 0.665，在 1%的水平上显著；列(2)引入了控制变量后，$Green_i \times Time_{i,t}$ 的系数仍显著为正。列(3)加入年份固定效应后，$Green_i \times Time_{i,t}$ 的系数为 0.476，在 5%的水平上显著，说明企业发行绿色债券有助于提高企业的绿色全要素生产率。绿色债券发行之后，绿色全要素生产率提升 47.6%，表明绿色债券发行后，企业的环境、经济和社会绩效均得到提升，绿色债券发行可以助推企业转型升级和效益提升，促进企业高质量发展。

(二)连续 DID 模型回归研究结果

由于多期 DID 模型评估的是企业发行绿色债券的平均处理效应，只能采用虚拟变量表示政策是否实施，无法进一步对政策实施的具体规模进行量化，因此，本文参考熊飞雪等的做法[32]，采用企业发行绿色债券的规模和发行债券时点变量的交互项($Scale_{i,t} \times Time_{i,t}$)作为解释变量，综合反映企业发行绿色债券规模对企业 *HQD* 的异质性影响。本文构建连续 DID 模型开展进一步研究，具体模型设定如下：

$$HQD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Scale_{i,t} \times Time_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \tag{24}$$

检验结果见表 5。列(1)(2)结果显示，在仅控制公司个体固定效应时，无论是否加入控制变量，$Scale_{i,t} \times Time_{i,t}$ 的系数均在 5%的水平上显著。列(3)加入年份和个体的双重固定效应，$Scale_{i,t} \times Time_{i,t}$ 的系数仍显著，回归系数结果说明绿色债券发行规模越大，对企业的绿色全要素生产率提升

表 4　绿色债券发行对 GTFP 影响的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	HQD	*HQD*	*HQD*
Green×Time	0.665***	0.535**	0.476**
	(0.201)	(0.208)	(0.203)
Constant	1.509***	-4.373***	-2.509
	(0.00158)	(1.550)	(1.695)
控制变量	NO	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	YES
N	14812	14812	14812
R^2	0.001	0.017	0.021

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%显著水平下显著，括号内为公司层面聚类稳健标准误对应的 t 值，下同

表 5　绿色债券发行对 GTFP 影响的基准检验结果

	(1)	(2)	(3)
	HQD	*HQD*	*HQD*
Scale×Time	0.0330**	0.0283**	0.0220*
	(0.0136)	(0.0126)	(0.0122)
Constant	1.512***	-5.395***	-3.415*
	(0.000817)	(1.630)	(1.764)
控制变量	NO	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	YES
N	14812	14812	14812
R^2	0.0003	0.0159	0.0201

越具有积极影响。近年来,我国绿色债券规模越来越大,一是巨大的市场潜力激励着更多市场主体及要素流向绿色债券市场,二是企业发行绿色债券释放的绿色信号在行业内进行传播,其他企业进行学习和模仿并产生溢出效应,这促进企业不断创新,绿色全要素生产率逐步提升,最终促进企业高质量发展[33]。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文进一步检验绿色债券提升企业绿色全要素生产率的动态效应。图 1 的结果表明在绿色债券发行之前,处理组企业和对照组企业的绿色全要素生产率水平无明显差异,平行趋势假设得到满足。

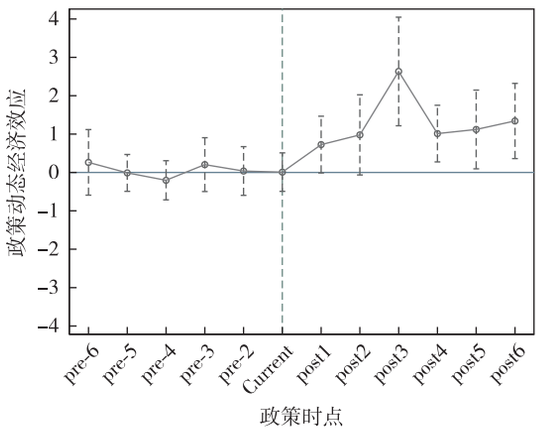

图 1 平行趋势检验与动态效应

2. 安慰剂检验

(1)虚拟政策时点。本文将企业发行绿色债券的时间提前四年和三年,检验发行绿色债券对企业高质量发展的影响。结果如表 6 列(1)(2)所示,交互项 $Green_i \times Time_{i,t}$ 的系数并不显著,表明虚拟的绿色债券发行时间对 *HQD* 没有影响。

(2)虚拟个体。本文通过随机抽取实验组样本的方法进行安慰剂检验。从 2116 家企业中随机抽取 1500 家作为虚构的实验组样本进行回归,重复随机抽样过程 500 次。结果显示随机抽样回归的系数主要分布在 0 附近,且大部分系数小于基准回归得出的系数值 0.476,表明基准回归结果并不是随机因素造成的(图 2)。

表 6 稳健性检验结果

	(1) *HQD*	(2) *HQD*	(3) *HQD*	(4) *TFP*	(5) *EVA*	(6) *HQD*
*GreenTime*_4	0.150					
	(0.237)					
*GreenTime*_3		0.154				
		(0.247)				
Green×Time			0.471*	0.727*	0.0184***	0.472***
			(0.243)	(0.040)	(0.00626)	(0.151)
Constant	−5.771	−5.763	−3.971*	−4.014***	24.64***	−1.469
	(3.064)	(3.066)	(2.173)	(0.620)	(0.0177)	(1.308)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	14812	14812	14812	14812	14812	14812
R^2	0.0145	0.0145	0.018	0.450	0.244	0.023

3. 更换被解释变量

首先,本文改变被解释变量 *HQD* 的度量方法:要素投入中,增加能源投入变量;以企业营业收入为期望产出变量;以工业三废即工业二氧化硫、工业废水、工业烟粉尘排放量作为企业非期望产出变量。基于此,本文重新进行多期 DID 检验,结果如表 6 列(3)所示,*Green×Time* 的系数为 0.471,结论稳健。

其次,本文参考刘和旺等[34]的做法,将企业高质量发展水平的测度指标由绿色全要素生产率更换为全要素生产率(*TFP*)、经济增加值(*EVA*)再次回归,结果如表 6 列(4)(5)所示,结论稳健。

4. 放宽缩尾标准

本文进一步放宽缩尾标准,剔除异常值的影响,在 5%和 95%的水平进行 Winsorize 处理后重新

回归,结果如表 6 列(6)所示。*Green*×*Time* 的系数为 0.472,在 5%的水平上显著大于 0,与基准回归结果一致。

(四)异质性分析

1. 企业绿色属性异质性①。考虑到重污染企业是各地区污染排放的绝对主体,重污染企业的绿色转型对我国经济高质量发展起到重要作用。本文根据企业绿色属性,将企业分为重污染企业和非重污染企业。基于企业绿色属性的分组检验结果如表 7 列(1)(2)所示。其中,$Green_i \times Time_{i,t}$ 系数在重污染企业样本中显著为正,表明重污染企业发行绿色债券可以显著促进企业高质量发展。

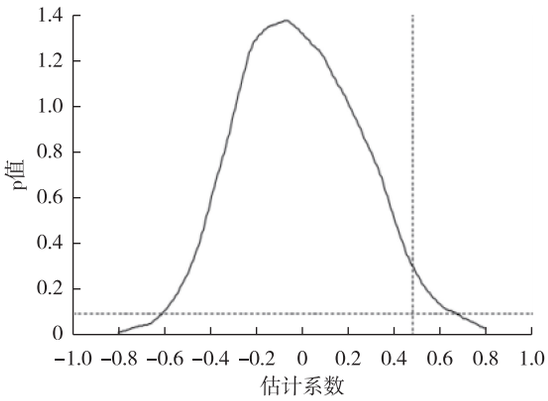

图 2　安慰剂检验

2. 企业产权性质异质性。检验结果如表 7 列(3)(4)所示。从回归系数来看,绿色债券发行对国有企业的绿色全要素生产率有明显的提升作用。可能原因在于,相较于国有企业,非国有企业在经营管理能力、风险承受能力、危机应对能力、信息披露等方面相对较弱,这使得绿色债券工具的影响不显著。

3. 是否属于绿色改革创新试验区异质性②。考虑到绿色金融改革创新试验区的绿色金融标准和发展水平、政策安排和监管政策等不同于其他地区,本文根据企业是否处于绿色金融改革创新试验区进行回归分析,结果如表 7 列(5)(6)所示。结果显示,非绿色金融改革创新试验区的影响更加显著,可能原因在于,绿色创新改革试验区的绿色金融政策更加丰富导致绿色债券工具的优势不够明显。

表 7　异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	WR=1	*WR*=0	*SOE*=1	*SOE*=0	*Greenarea*=1	*Greenarea*=0
Green×*Time*	0.664**	0.892	0.397*	0.953	−0.118	0.604**
	(0.014)	(0.299)	(0.224)	(0.587)	(0.191)	(0.241)
Constant	−1.714	−3.793*	−12.18***	0.996	1.580	−4.434*
	(2.964)	(2.082)	(4.046)	(1.535)	(1.930)	(2.300)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5264	9548	6165	8647	4347	10465
R^2	0.034	0.018	0.035	0.020	0.016	0.025

五、进一步分析

(一)影响路径研究

由异质性分析发现,重污染企业在发行绿色债券后显著增加了绿色全要素生产率,为探寻绿色债券提升重污染企业绿色全要素生产率可能的影响路径,本文做进一步分析:

一是绿色债券发行促进企业的技术创新与进步(路径 1)。首先,企业技术创新所需的研发周期长、投资金额大,而债券融资的偿债期限与资产期限更加匹配,能一定程度上缓解企业投融资期限错

① 重污染行业的认定主要依据中国证券监督委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》,环境保护部 2008 年制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函〔2008〕373 号)以及《上市公司环境信息披露指南》(环办函〔2010〕78 号),主要包括煤炭、采矿、纺织、制革、造纸、石化、制药、化工、冶金、火电等 16 个重污染行业。行业代码为 B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C30、C31、C32、C33、D44 的 16 类企业为重污染企业。

② 2017 年 6 月,国务院决定在广东、浙江、贵州、江西、新疆 5 省 8 地设立绿色金融改革创新试验区,以探索在体制和机制上能起到示范和推广作用的经验。

配。其次,为争取获得更多绿色优惠政策,企业会更有动力进行绿色转型,减少非期望产出。二是绿色债券发行提升企业的资源配置效率(路径 2)。首先,绿色债券可以引导社会资本进入绿色领域,优化企业之间的资源配置效率[35]。其次,在竞争压力下,企业不得不积极改变原有传统的生产方式,不断调整生产经营战略,着重引进知识、技术、管理等质量型生产要素,实现规模动态调整,改善资源配置效率[36]。三是绿色债券的发行能通过增加媒体曝光度、降低信息不对称程度及传递积极信号来提高投资者关注,增加机构投资者的持股比例,从而有利于促进企业创新,推动技术与资本融合[37],促进企业高质量发展(路径 3)。

本文参考刘传江等的做法[38],采用效率变化(*EC*)和技术变化(*TC*)衡量企业在效率改进和技术创新方面变化。若发行绿色债券对企业 *TC* 产生的正(负)效应大于对 *EC* 产生的负(正)效应,说明绿色债券会提升(降低)企业的绿色全要素生产率;若发行绿色债券对企业 *TC* 与 *EC* 都产生显著的正(负)效应时,说明绿色债券会提升(降低)企业的绿色全要素生产率。因此,为进一步验证以上分析,本文先讨论绿色债券对技术变化和效率变化的影响,再讨论其对重污染企业绿色全要素生产率的影响,如图 3 所示。

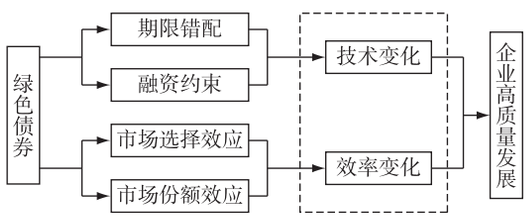

图 3 绿色债券对企业高质量发展的影响

表 8 为回归结果,列(1)以 *EC* 为被解释变量,交互项 $Green_i \times Time_{i,t}$ 系数为 0.597,且在 10%的水平上显著,此检验结果支持路径 2,说明绿色债券的发行会显著提升重污染企业的资源配置效率,即企业的 *EC* 产生正效应。列(2)以 *TC* 为被解释变量,交互项 $Green_i \times Time_{i,t}$ 系数为 0.100,且在 10%水平上显著,此检验结果支持路径 1,说明绿色债券的发行显著促进重污染企业的技术进步,即对企业的 *TC* 产生正效应。列(3)以 *HQD* 为被解释变量,交互项 $Green_i \times Time_{i,t}$ 系数为 0.664 且在 5%水平上显著。此结果表明在绿色债券发行以后,重污染企业 *GTFP* 提升明显,这说明发行绿色债券的企业通过技术创新和生产要素等资源的合理配置,在非期望产出端减少了重污染企业的污染物排放,在期望产出端提升企业经济绩效的同时,也提升了重污染企业的环境绩效和社会责任绩效,有助于相关企业的绿色与高质量发展。列(4)以机构投资者持股比例(*CGBL*)为被解释变量。列(4)和列(5)的系数均不显著,说明绿色债券发行未能增加企业的机构投资者持股比例,该结果表明我国投资者对绿色债券发行的关注度不够,投资者关注在绿色债券发行与企业高质量发展之间的中介作用不显著。

表 8 绿色债券对企业 HQD 的影响路径结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	EC	*TC*	*HQD*	*CGBL*	*HQD*
Green×Time	0.597*	0.100*	0.664**	−0.0513	5.031
	(0.302)	(0.0598)	(0.014)	(0.0329)	(4.748)
Constant	−0.998	1.472***	−1.714	−0.0576	−24.64
	(1.359)	(0.262)	(2.964)	(0.288)	(31.76)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	5264	5264	5264	1209	1209
R^2	0.050	0.535	0.034	0.051	0.016

(二)调节效应研究

本部分将进一步从公众环境关注度和企业 CEO 绿色经历两个角度展开调节效应的研究,主要模型如下:

$$HQD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_i \times Time_{i,t} + \alpha_2 search_i + \alpha_3 search_i \times Green_i \times Time_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t-1} + \pi_{i,t} \quad (25)$$

$$HQD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_i \times Time_{i,t} + \alpha_2 CEO_{i,t} + \alpha_3 CEO_{i,t} \times Green_i \times Time_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t-1} + \pi_{i,t} \quad (26)$$

式(25)中的 $search_i$ 为反映企业公众环境关注度的调节变量,本文参考伊志宏等做法[39],在百度搜索指数中以“污染”为关键词搜索,得到分年、分地区的公众环境关注度;式(26)中的 $CEO_{i,t}$ 为反映企业 CEO 绿色经历的调节变量,参考卢建词等的做法[40],从高管个人简历数据中手工查找 CEO 以前是否接受过“绿色”相关教育,若企业 CEO 具有绿色经历 *CEO* 取值 1,否则取值 0。

表 9 报告了公众环境关注度和 CEO 绿色经历调节效应的回归结果。列(1)为基准回归结果,即绿色债券可以在 1%的统计水平下显著促进企业高质量发展。列(2)为公众环境关注度的调节效应回归结果,*GT_S* 的系数在 10%的统计水平下显著为负,表明公众环境关注度在绿色债券促进企业高质量发展过程中具有负向调节作用。可能的原因在于社会公众对环境的关注度越高,投资者越关注企业在环境层面的社会责任。一方面企业承受过多的关注,可能会在大众视野下被迫承担责任,从而增加企业运营成本,在一定时期内拉低企业绿色全要素生产率;另一方面,企业为了吸引更多的绿色投资者,而进行“漂绿”的逆向选择。列(3)为 CEO 绿色经历的调节效应的回归结果,*GT_C* 的系数在 1%的统计水平下显著为正。这表明 CEO 绿色经历在绿色债券政策促进企业高质量发展过程中起到正向调节作用。可能的原因在于,具有绿色经历的企业 CEO 更具有社会责任意识,更注重企业的可持续发展,因而会更积极利用绿色债券募集的资金合理配置资源,促进企业绿色创新和转型。

表 9　调节效应检验回归结果

	(1) HQD	(2) HQD	(3) HQD
GreenTime	0.476***	1.065***	0.432**
	(0.203)	(0.407)	(0.206)
search		0.000741	
		(0.000204)	
GT_S		−0.00282*	
		(0.00151)	
o. G_CEO			−
GT_C			1.370***
			(0.209)
Constant	−2.509	−3.292*	−2.520
	(1.695)	(1.732)	(1.695)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
N	14812	14812	14812
R^2	0.021	0.021	0.021

由于企业产权性质对企业可获得的外部资源、受到的政策影响不同,企业绿色属性影响企业所受到的环境监管和合法性压力,企业是否属于绿色金融改革创新试验区可能对企业发展环境产生不同影响,进而影响公众环境关注度和 CEO 绿色经历产生的调节效果。因此,本文进一步针对以上三个因素进行分组讨论。

表 10 中 Panel A 展示了公众环境关注度的分组回归结果。Panel A 列(1)和列(2)表明,相较于非重污染企业,公众环境关注度对绿色债券推动重污染企业高质量发展具有显著的促进作用。可能的原因在于,重污染企业会受到更多媒体负面报道和较差社会评价,为了缓解公众关注带来的外部性压力和竞争压力,重污染企业更倾向于进行降污减排等环保治理或进行转型升级以稳住市场占有率。列(3)和列(4)表明,公众环境关注度对国企和非国企均有显著的正向调节作用。国企发展具有国家导向,且主要分布在石油化工等领域,其应承担更多的环保责任,也面临更大的外部监管压力,非国企也面对强烈的市场竞争和利益驱动,因此,这两类企业在面临公众环境关注时均会及时调整生产经营策略,从而促进自身的高质量发展。列(5)和列(6)表明,公众环境关注度对企业是否处于绿色金融改革创新试验区均有显著的正向调节作用,且对不处于试验区的企业作用更强。可能的

原因在于,绿色创新改革试验区给企业带来的金融发展优势弱化了公众环境关注度带来的影响。

表 10 中 Panel B 展示了 CEO 绿色经历的分组回归结果。Panel B 列(1)和列(2)表明,相较于非重污染企业,CEO 绿色经历对绿色债券推动重污染企业高质量发展具有显著的促进作用。可能的原因在于,重污染企业的环境问题与是否履行社会责任受到更多关注,因此具有绿色经历的 CEO 更倾向于实施绿色创新战略。列(3)和列(4)表明,CEO 绿色经历的调节作用不因企业产权性质而有显著区别,可能的原因在于:国企开展绿色创新活动具有天然的发展优势和资源,因此弱化了 CEO 绿色经历的发挥空间;而非国企可能更注重短期利润目标,导致 CEO 绿色经历的调节作用不显著。列(5)和列(6)表明相较于处于绿色金融改革创新试验区的企业,CEO 绿色经历对其他企业发行绿色债券推动高质量发展具有更显著的正向调节作用。可能的原因在于绿色金融改革创新试验区所能提供的金融资源、营商环境与信息共享平台等有利于促进企业主动或被动进行绿色创新和转型,而其他企业则不具备这些资源,因此 CEO 绿色经历对非绿色金融改革创新试验区企业产生的作用更为显著。

表 10 调节变量的分组检验结果

Panel A:公众环境关注度分组回归结果						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	WR=1	*WR*=0	*SOE*=1	*SOE*=0	*Greenarea*=1	*Greenarea*=0
Green×Time	1.156**	0.850	0.823**	2.053**	0.827*	1.157**
	(0.481)	(0.545)	(0.418)	(0.797)	(0.447)	(0.453)
Constant	−2.736*	−3.143*	−12.85***	0.277	1.471	−5.453**
	(2.822)	(2.069)	(4.098)	(1.548)	(2.031)	(2.300)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5264	9548	6165	8647	4347	10465
R^2	0.037	0.018	0.038	0.020	0.017	0.026
Panel B:CEO 绿色经历分组回归结果						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	WR=1	*WR*=0	*SOE*=1	*SOE*=0	*Greenarea*=1	*Greenarea*=0
Green×Time	0.568**	0.0503	0.368	0.953	0.118	0.557**
	(0.284)	(0.295)	(0.230)	(0.587)	(0.191)	(0.247)
Constant	−1.090	−3.05	−12.19***	0.996	1.579	−4.452*
	(2.763)	(2.016)	(4.045)	(1.535)	(1.930)	(2.300)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5264	9548	6165	8647	4347	10465
R^2	0.036	0.017	0.035	0.020	0.016	0.025

六、结论及建议

绿色金融在促进经济社会绿色转型过程中发挥着重要作用,本文聚焦其中的绿色债券工具,以 2015—2022 年 A 股上市公司为研究对象,在理论分析基础上实证检验了绿色债券发行对企业高质量发展的影响。实证结果验证了企业绿色债券的发行对其高质量发展的促进作用,进一步分析验证了企业技术创新和提升资源配置效率的中介效应以及公众环境关注度和企业 CEO 绿色经历的调节作用。

基于以上结论,本文提出以下建议:(1)完善绿色债券市场相关制度体系建设。研究表明绿色债券发行显著促进企业高质量发展,且存在显著异质性,建议综合考虑企业绿色属性、产权性质、所在区域等具体情况,制定覆盖面更加广泛、更具针对性的绿色债券激励政策,并进一步优化绿色债券发行和评估方式,鼓励发展本土绿色认证机构,降低企业发行绿色债券成本。(2)积极引导强化企业与人才教育的绿色发展理念和社会责任承担意识。研究表明 CEO 的绿色经历显著提升绿色债券对企业高质量发展的推动作用。因此,政府可持续加大正面宣传,积极引导 CEO 市场的绿色专业培训、学科建设并制定 CEO 在绿色相关工作领域就业的激励政策。同时,企业应注重培养 CEO 的绿色创新意识与能力,转变发展方式,调整产业结构,践行新发展理念。(3)完善公众参与机制,畅通多元参与途径。研究表明公众环境关注度可以显著提升绿色债券对企业高质量发展的推动作用。因此,政府应根据企业类型等要素,完善差异化公众参与机制,拓宽公众参与环保治理路径,构建高效的政府、企业、公民良性互动体系,发挥公众非强制性约束力作用,从而带动公众环保意识提升与企业绿色高质量发展。

[参 考 文 献]

[1] 张颖,刘霄雅,施志奇,等.银行经营与社会责任:绿色信贷对商业银行资产质量的影响研究[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2023,25(3):51-64.

[2] 陈淡泞. 中国上市公司绿色债券发行的股价效应[J].山西财经大学学报,2018(S2):35-38.

[3] 马亚明,胡春阳,刘鑫龙. 发行绿色债券与提升企业价值——基于 DID 模型的中介效应检验[J].金融论坛,2020,25(9):29-39.

[4] 田益祥,田伟,周香芸,等.绿色债券发行的空间环保效应——来自中国绿色债券市场数据的实证[J].电子科技大学学报(社科版),2021,23(6):36-41.

[5] 国务院发展研究中心"绿化中国金融体系"课题组,张承惠,谢孟哲,等.发展中国绿色金融的逻辑与框架[J].金融论坛,2016,21(2):17-28.

[6] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2019(5):5-23.

[7] TANG H, LIU J, WU J. The Impact of Command-and-Control Environmental Regulation on Enterprise Total Factor Productivity: A Quasi-Natural Experiment Based on China's "Two Control Zone" Policy[J]. Journal of Cleaner Production,2020,254:120011.

[8] GATTI R, LOVE I. Does Access to Credit Improve Productivity? Evidence fromBulgaria[J]. Economics of Transition,2008,16(3):445-465.

[9] 俞立平,张矿伟,吴昱.数字化转型、技术创新与高技术产业绩效[J].南京航空航天大学学报(社会科学版),2024(2):18-29.

[10] JIANG Y, GUO C, WU Y. Can Environmental Information Disclosure Promote the High-Quality Development of Enterprises? The Mediating Effect of Intellectual Capital[J]. Environmental Science andPollution Research,2021,28(24):30743-30757.

[11] 石大千,胡可,陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展? ——基于环境规制与交易成本视角[J].产业经济研究,2019(6):27-38.

[12] 黄速建,肖红军,王欣. 论国有企业高质量发展[J].中国工业经济,2018(10):19-41.

[13] 李俊久,姜美旭. 全球价值链嵌入、技术创新来源与企业全要素生产率[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2023,76(5):136-149.

[14] 李华,董艳玲. 中国经济高质量发展水平及差异探源——基于包容性绿色全要素生产率视角的考察[J].财经研究,2021,47(8):4-18.

[15] 湛泳,李珊. 智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析[J].财经研究,2022,48(1):4-18.

[16] 张科,熊子怡,黄细嘉. 绿色债券、碳减排效应与经济高质量发展[J].财经研究,2023,49(6):64-78.

[17] 汪芳,石鑫. 中国制造业高质量发展水平的测度及影响因素研究[J].中国软科学,2022(2):22-31.

[18] ROMER P M. Endogenous Technological Change [J]. Journal of Political Economy,1990,98(5): 71-102.

[19] 史代敏,施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展:机理、特征与实证研究[J].统计研究,2022,39(1):31-48.

[20] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J].经济研究,2009,44(4):41-55.
[21] 王腾,梁晶. 基于非期望产出超效率 SBM 模型的港口能源效率评价[J].武汉理工大学学报(交通科学与工程版),2018,42(4):637-641.
[22] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J].统计研究,2016,33(3):53-62.
[23] 王文平,钱丽. 双轮创新驱动中国工业绿色发展的测度及门槛效应研究[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2021,23(5):11-25.
[24] 王珮,黄珊,杨智婕,等.环境保护税对企业绿色全要素生产率的影响研究[J].税务研究,2022(11):66-73.
[25] 江永宏,孙凤娥. 中国 R&D 资本存量测算:1952—2014 年[J].数量经济技术经济研究,2016,33(7):112-129.
[26] 张大鹏,涂精华,黄鑫,等.中国旅游上市公司经营效率测度研究——兼论公司治理结构的影响效应[J].旅游科学,2019,33(5):62-79.
[27] FARE R, GROSSKOPF S, NORRIS M, et al. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change In Industrialized Countries[J]. American Economic Review,1994,84(1):66-83.
[28] 余奕杉,卫平. 中国城市绿色全要素生产率测度研究[J].生态经济,2021,37(3):43-52.
[29] 刘畅,潘慧峰,李珮,等.数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J].中国软科学,2023,(4):121-129.
[30] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,53(2):20-34.
[31] BECK T, R LEVINE, A LEVKOV. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.
[32] 熊飞雪,赵星磊,郭子毅,等.土地整治对农业碳排放的影响研究——基于高标准农田建设政策的准自然实验[J].中国生态农业学报(中英文):2023,31(12):1-12.
[33] 吴育辉,田亚男,陈韫妍,等.绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J].管理世界,2022,38(6):176-193.
[34] 刘和旺,刘池,郑世林.《环境空气质量标准(2012)》的实施能否助推中国企业高质量发展[J].中国软科学,2020,(10):45-55.
[35] HERRERA A M, R MINETTI. Informed Finance Technological Change: Evidence from Credit Relationships[J]. Journal of Finance and Economics, 2007, 83(1):223-269.
[36] 张小可,葛晶. 绿色金融政策的双重资源配置优化效应研究[J].产业经济研究,2021(6):15-28.
[37] 王瑶,郭泽光. 机构投资者持股与企业全要素生产率:有效监督还是无效监督[J].山西财经大学学报,2021,43(2):113-126.
[38] 刘传江,张劭辉,李雪. 绿色信贷政策提升了中国重污染行业的绿色全要素生产率吗? [J].国际金融研究,2022(4):3-11.
[39] 伊志宏,陈欣,田柳. 公众环境关注对企业绿色创新的影响[J].经济理论与经济管理,2022,42(7):32-48.
[40] 卢建词,姜广省. CEO 绿色经历能否促进企业绿色创新? [J].经济管理,2022,44(2):106-121.

(责任编辑 余 敏)