

绿债发行的 ESG 效应研究：“强化激励”还是“投机取巧”？

阳佳余,梅馨予

(南开大学 金融学院,天津 300350)

[摘要]在“双碳”目标的政策背景下,践行可持续发展理念已成为全社会的共同要求。绿色债券作为一种重要的绿色融资工具,可以降低融资成本,提升企业价值,但发行绿色债券也可能是“漂绿”行为的投机性策略工具。基于 2014—2022 年 A 股上市公司面板数据,运用 PSM-DID 方法探究发行绿色债券对企业 ESG 表现的影响。研究发现:发行绿色债券能够显著提升企业 ESG 表现,且这种作用具有动态持续性;机制检验表明,发行绿色债券可以通过缓解融资约束、激励绿色创新、增加分析师关注促进企业 ESG 表现的正向改善;对于非重污染行业、高管无海外背景、位于东部地区以及纳入低碳试点名单的国有企业,发行绿色债券对其 ESG 表现的促进作用更为显著。

[关键词]绿色债券;ESG 表现;融资约束;绿色创新;分析师关注;绿债发行

[中图分类号]F832.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2025)03-0093-10

一、引言

目前,我国已形成以绿色贷款和绿色债券为主、多种绿色金融工具蓬勃发展的多层次绿色金融市场体系。作为该体系的关键一环,绿色债券同时具有“环境规制”和“资源配置”的双重特性,自 2015 年我国正式提出建立绿色金融体系以来,发行规模逐年扩大。截至 2024 年,境内绿色债券存量规模突破 4.1 万亿元,累计发行数量达 2669 只、年度新增 477 只,发行规模突破 6814 元^①。绿色债券引导资金向绿色项目倾斜,并通过设置信息披露要求监督资金的使用,倒逼企业绿色转型的同时,提升了经济的正外部性。因此,探究绿色债券如何驱动企业向绿色转型,以保障“双碳”目标的顺利达成,已成为当前亟待深入研究和解决的核心议题。

基于微观视角,学者对于绿色债券经济后果的研究围绕其降低融资成本和提升企业价值两个视角展开。关于融资成本,多名学者使用不同的研究方法,均得出绿色债券的发行利差低于普通债券的结论^[1-4]。同时,Xu 等研究发现绿色债券的信用利差相对较低,从而能够降低融资成本^[5-6]。此外,吴育辉等则通过实证研究补充说明了企业发行绿色债券不仅会降低自身的融资成本,还能发挥溢出效应,显著降低同行业其他企业的债券融资成本^[7]。在提升企业价值方面,绿色债券能够带来正面的股市效应,从而正向影响公司价值。郑春丽和罗传健研究发现发行绿色债券上市公司的净资产收益率比发行普通债券的公司高 0.9% 左右,证实了发行绿色债券能带来正向经济效益^[8]。马亚明等则以托宾 Q 值衡量企业价值,肯定绿色债券的经济效用,并对作用途径和效用持续性进行了探究^[9]。王倩和李昕达也得出相同结论,进一步探究得出绿色债券融资比重和公司价值呈现正向关联^[10]。Jiang 等的研究说明随着发行频次增加,绿色债券对企业价值的影响会逐渐减弱^[11]。另外,多位学者研究绿色债券发行对企业绿色技术创新的作用效果,并得出一致结论,即绿色债券对绿色技术创新有显著的促进作用^[12-14]。与此同时,与绿色发展高度契合的 ESG 理念受到广泛关注。ESG 由企业社会责任(CSR)概念发展而来,是一种关注企业环境、社会责任以及公司治理三方面绩效表现以衡量企业可持续发展的评价体系。现

[收稿日期]2024-07-21

[基金项目]国家社会科学基金重大项目“超大规模国内市场优势与国内外市场联动”(23ZDA054);国家社会科学基金面上项目“企业绿色转型的决策逻辑和组态驱动机制研究”(23BGL016)

[作者简介]阳佳余(1979—),湖南长沙人,南开大学金融学院副教授,博士,从事金融发展与经济增长、公司金融以及实证资产定价等领域研究,E-mail:yangjiayu@nankai.edu.cn;梅馨予(2001—),女,四川遂宁人,南开大学金融学院硕士研究生,从事公司金融方向研究。

①数据来源:中央财经大学绿金院绿色债券数据库。

有研究对于 ESG 影响因素的探究主要集中于外部环境与内部治理两方面。基于外部环境层面,环境规制及碳排放权交易试点等政府主导的政策能够有效督促相应企业改革,引导企业提升 ESG 表现^[15]。除了政策环境,市场环境对企业 ESG 表现也会产生显著影响。研究表明,企业所在城市地铁开通后,企业的 ESG 表现明显改善^[16]。同时,地方政府对新发展理念的重视程度越高,地区企业 ESG 表现越好^[17]。基于内部治理层面,学者们研究发现大股东并存现象、独立董事海外背景占比以及高管团队稳定性均与企业 ESG 表现呈现显著正相关关系^[18-20]。

综上,现有文献多聚焦发行绿色债券对企业价值和融资成本的作用以及 ESG 表现的内外部影响因素,鲜有文章探究发行绿色债券对发行主体 ESG 水平的影响。就内涵而言,具有环境规制属性的绿色债券和 ESG 理念高度融合,企业利用绿色债券这一绿色金融工具推动自身绿色转型,同时在践行 ESG 理念。然而,鉴于当前环境信息强制性披露机制尚未全面构建,且低碳发展缺乏有效的监管机制,企业可能会采取“漂绿”行为,将绿色债券作为投机性策略工具,利用市场对 ESG 投资日益高涨的热情来吸引市场资本,获取政策红利。那么,两者对于企业的激励作用是否相容?绿色债券发行是否以及如何影响企业 ESG 表现?围绕上述问题,本文以 2014—2022 年 A 股上市公司为研究样本,采用 PSM-DID 方法展开研究。

二、理论分析与研究假设

(一)绿色债券的 ESG 效应

企业 ESG 表现涵盖环境、社会责任以及公司治理三个维度。在环境与社会 responsibility 方面,传统金融工具往往以经济效率为导向,与环境保护存在着内在的对立性。以经济效率为导向的传统金融工具与环境保护存在天然对立性。与之不同的是,绿色金融融合了这两方面的特点,通过向绿色项目倾斜资源,既确保了一定的收益,也推动了企业的绿色转型,进而提升企业 ESG 表现^[20]。沈璐和廖显春的研究也支持这一观点,认为绿色金融能倒逼企业承担绿色社会责任,尤其是环境方面的责任^[21]。绿色债券作为绿色金融的重要组成部分,能够为企业绿色发展提供优惠的资金来源,从而增强了企业转型的动力。根据信号传递理论,企业通过发行绿色债券向市场传递绿色信号,吸引更多具有绿色偏好的资金用于绿色生产,以此提升企业在环境和社会责任维度的绩效,最终推动企业 ESG 表现的提高。然而,部分企业出于获取政策利好的目的而进行“漂绿”,即虚构企业绿色项目以及在环境、社会责任方面的表现。而绿色债券具有融资惩罚效应和投资抑制双重效应^[22],选择发行绿色债券作为“漂绿”工具的企业将会承担声誉破产和由此引发逆向选择带来的代价。因此,绿色债券确保了绿色项目对融资资金的使用权,从而有利于提升企业在环境和社会责任方面的绩效。在公司治理层面,绿色债券的发行能有效缓解代理问题,促使管理者更多地考虑股东利益,关注公司的长期发展,并在公司战略中强化 ESG 理念,完善治理结构,进而提升企业的 ESG 表现。一方面,发行绿色债券严格的信息披露要求大大降低了企业内外的信息不对称,缓解了委托代理问题;另一方面,企业发行绿色债券能够吸引媒体、机构投资者和分析师等外部关注,引入外部监督机制,抑制代理问题的产生。综上,本文提出主要假设 H1。

H1:上市公司发行绿色债券能够提升 ESG 表现。

(二)融资约束的渠道效应

根据资源依赖理论,提升 ESG 投入必然会挤占企业部分资金,当面临资金总量有限的制约情境时,企业可能更倾向于选择经济效益更高的项目,从而被迫放弃对 ESG 相关项目投入^[23],因此融资约束往往成为制约企业 ESG 表现提升的第一道“门槛”。信息不对称是企业融资约束问题的重要成因,而绿色债券相比传统债券具有更严格的信息披露要求,因此能更大程度地减少信息不对称,从而缓解企业面临的融资约束问题^[10]。同时,绿色债券特有的环境友好属性有助于企业塑造绿色形象,提高企业绿色声誉,形成一种绿色资本聚集效应,从而吸引市场中具有绿色偏好的资金关注,降低企业外源融资难度,间接缓解企业融资约束^[10]。此外,大量研究表明绿色债券在利差方面相较于传统债券更具优势,能够通过“绿色溢价”吸引低成本资金,增强企业投资于 ESG 相关项目的意愿^[1]。综上所述,发行绿色债券能够通过减少信息不对称、降低融资成本、拓宽融资渠道直接和间接降低上市公司融资约束程度,从而提升 ESG 表现。鉴于此,本文提出假设 H2。

H2:绿色债券能够缓解上市公司的融资约束,从而提高企业 ESG 表现。

(三)绿色创新的渠道效应

绿色债券可以通过增强企业绿色创新水平提升 ESG 效应。一方面,绿色债券发行能够促进企业提升绿色创新水平。通常而言,创新项目由于具有周期长、投入大、风险高的特点,往往面临着资金获取和配置的难题。绿色债券不仅为企业开辟了新的融资途径,提供了直接的制度性资源,而且其较长的偿还期限与绿色创新活动的长期性相契合。此外,绿色债券对募集资金的特定用途进行了规定,确保资金优先用于绿色项目,一定程度上缓解了绿色创新项目的资金竞争问题。另一方面,企业绿色创新能力的提升可促进 ESG 表现向好发展。首先,企业通过提高绿色技术创新水平推动生产线进行绿色转型,能够降低能源消耗,改善污染物处理水平,从而提升企业在环境保护方面表现。其次,绿色技术创新还体现在产品结构转型方面,即企业加强对绿色、安全、环境友好型产品的研发,在改善企业周边生态环境的同时,也向市场传递积极履行社会责任的信号,提升利益相关者对于企业可持续发展的信赖度^[24]。最后,基于内部治理视角,绿色创新能力提升促使企业主动进行信息披露,有效制约企业管理层短视行为^[25],治理水平提升为企业可持续发展提供了良好内部环境,企业 ESG 表现因此得到改善。综上所述,绿色债券发行有助于提升企业的绿色创新水平,并改善了企业在环境治理、社会责任履行及公司治理方面的综合表现,进而提升企业 ESG 表现。据此,本文提出假设 H3。

H3:绿色债券能够提高企业绿色创新水平,从而提升企业 ESG 表现。

(四)分析师关注的渠道效应

在环境问题日益凸显,国家大力倡导绿色发展的背景下,进行绿色转型的企业更容易受到资本市场关注^[26]。作为资本市场的信息桥梁,分析师也更倾向于跟踪发行绿色债券企业,并且通过强化外部监督机制和信号传递效应,缓解代理问题,吸引特定投资者,进而促进企业 ESG 表现提升。一方面,分析师对企业的持续跟踪构成了外部监督力量;同时,分析师的关注也会引发媒体和投资者等其他市场参与者的兴趣,拓宽企业的外部治理渠道^[27-28]。有效的外部监督能够约束企业的行为规范,督促企业履行社会责任,提高环境及社会责任承担水平,抑制管理层的短视行为,减少“漂绿”等现象的发生。另一方面,分析师能快速对市场有效信息进行捕捉和解剖,并承担信息中介角色,通过发布报告的方式将信息传递给投资者,有效缓解企业内外部存在的信息不对称问题。而投资者倾向于跟踪分析师决策,因此分析师对发行绿色债券的企业关注度增加时,也向市场传递了企业高质量发展和绿色转型的信号,吸引更多绿色投资者参与,从而增强了资源可得性,树立企业积极履行社会责任的正面形象,激励企业加快推进绿色转型进程。综上所述,企业发行绿色债券能够增加分析师关注,在强化外部治理的同时,放大绿色信号的传递效应,进而正向促进企业 ESG 表现。基于上述理论,本文提出假设 H4。

H4:绿色债券能够提高分析师关注,从而提升企业 ESG 表现。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本研究以 2014—2022 年 A 股上市公司为研究样本,并剔除金融类公司、ST、*ST 及数据不全的样本。为进行企业发行绿色债券前后时间序列上的纵向对比以及绿色债券发行人与非绿色债券发行人的横向对比分析,本文数据观测期间设置为 2014—2021 年。为降低极端异常值的影响,对所有连续变量在 1% 和 99% 分位上进行 Winsorize 处理。经过上述处理后,得到 4554 家上市企业的 31043 个非平衡年度观测样本,用于进一步探究。本研究使用的绿色债券及企业经营年度数据来自国泰安数据库,ESG 评分数据来源于彭博数据库。

(二)变量说明

1. 被解释变量

本文采用彭博数据库的 ESG 评分来衡量企业 ESG 表现。彭博 ESG 评分体系覆盖了环境、社会责任、公司治理三个大框架下的 121 个细分指标,对企业的 ESG 表现在[0,100]区间内评分。彭博 ESG 评分数据来源可靠,指标丰富,覆盖中国上市公司较为全面客观。此外,在稳健性检验部分,本文选取国内华证 ESG 评价体系替换彭博 ESG 进行稳健性检验。

2. 解释变量

本文使用发行绿色债券($Gb \times After$)来表示解释变量^[12]。对于在 2014 年至 2021 年发行过绿色债券的企业, Gb 取值为 1,否则取值为 0;对于已经发行绿色债券的企业, $After$ 取值为 1,否则取值为 0。对于在样本期内多

次发行绿色债券的企业,以其最早一次的发行时间为准。

3. 控制变量

本文参考相关文献选择如下控制变量:*Size*,企业总资产的自然对数;*Lev*,总负债/总资产;*ROA*,净利润/总资产;*Growth*, (本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入;*Indr*,独立董事人数/董事会总人数;*Property*,国有企业为1,非国有企业为0;*Balance*,第2-5大股东持股比例/第一大股东持股比例;*Duality*,若董事长兼任总经理,则为1,否则为0;*Top1*,第一大股东持有股数占总股数的比重。

(三)模型构建

为缓解自选择偏差造成的内生性问题,本文采用 PSM-DID 模型,该模型包括年份和个体固定效应,具体设定见下:

$$ESG_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 gbi \times after_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

其中, β_0 为模型截距项, β_1 为发行绿色债券的回归系数, $Control_{i,t}$ 代表个体 *i* 在 *t* 时间的一系列控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机误差项。此外,模型中还加入年份及公司虚拟变量,分别表示时间和个体固定效应。当 β_1 显著为正时,假设 H1 一可以得到验证。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表1 报告主要经验变量的描述性统计结果。样本公司 ESG 表现的均值为 27.64,可见样本企业 ESG 综合管理水平还有很大提升空间。样本 ESG 表现的标准差为 7.882,最小值为 12.32,最大值为 57.18,表明样本公司 ESG 表现存在较大差异。此外,绿色债券发行人(*Gb*)均值为 0.0256,表明样本中仅 2.56% 的企业在样本期内发行过绿色债券。

(二)相关性分析

主要变量相关性矩阵结果如表 2 所示。*ESG* 和 *Gb* × *After* 的相关性系数显著为正,初步表明发行绿色债券对企业 ESG 表现有正向促进作用,符合假设预期。另外,各变量之间的相关系数均在 0.5 以下,说明本文的回归模型不存在明显的多重共线性问题。

(三)倾向得分匹配分析

本文按照是否为绿色债券发行人(*Gb*)将样本分为实验组和对照组,以 *Lev*、*ROA*、*Growth*、*Property* 等同时影响绿色债券和企业 ESG 表现的变量作为协变量,并基于卡尺内 1:20 最近邻匹配的方法,设置卡尺为 0.05 进行样本匹配。表 3 列出 PSM 的平衡性假设检验结果。结果表明,匹配后所有变量的标准偏差均在[-10% ,10%] 区间内,说明处理组和控制组匹配后各变量不存在明显的差异。总体而言,倾向得分匹配结果较好。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ESG	31043	27.64	8.410	12.32	57.18
Gb	31043	0.0256	0.158	0	1
SA	31043	-3.853	0.249	-4.470	-3.184
Analyst	31043	1.680	0.890	0.693	3.807
Size	31043	22.21	1.309	19.72	26.27
Lev	31043	0.417	0.207	0.0560	0.947
ROA	31043	0.0341	0.0755	-0.356	0.210
Growth	31043	0.166	0.432	-0.620	2.732
Property	31043	0.316	0.465	0	1
Indr	31043	37.79	5.619	14.29	80
Duality	31043	0.313	0.464	0	1
Balance	31043	0.789	0.619	0.0363	2.846
Top1	31043	33.53	14.76	8.420	74.57

表 2 主要变量的相关性分析结果

	ESG	Gb × After	Size	Lev	ROA	Growth	Property	Indr	Duality	Balance	Top1
ESG	1										
Gb × After	0.080 ***	1									
Size	0.155 ***	0.147 ***	1								
Lev	-0.038 ***	0.065 ***	0.305 ***	1							
ROA	0.134 ***	-0.00400	-0.00200	-0.377 ***	1						
Growth	0.041 ***	-0.00200	0.009 *	0.016 ***	0.236 ***	1					
Property	-0.030 ***	0.061 ***	0.267 ***	0.266 ***	-0.067 ***	-0.061 ***	1				
Indr	0.00200	-0.00400	0.060 ***	0.00400	-0.033 ***	-0.010 *	-0.046 ***	1			
Duality	0.033 ***	-0.020 ***	-0.106 ***	-0.136 ***	0.040 ***	0.024 ***	-0.305 ***	0.102 ***	1		
Balance	0.038 ***	-0.013 **	-0.057 ***	-0.094 ***	-0.020 ***	0.053 ***	-0.228 ***	-0.032 ***	0.060 ***	1	
Top1	0.070 ***	0.030 ***	0.168 ***	0.013 **	0.169 ***	-0.00700	0.205 ***	0.035 ***	-0.044 ***	-0.689 ***	1

注:***、**、* 分别代表显著性水平小于 0.01、0.05 和 0.1。下同。

(四) 基准回归结果

如表 4 所示,其中列(1)和列(2)为在进行倾向得分匹配前绿色债券对企业 ESG 表现的回归结果,依次为不控制固定效应和控制时间和个体效应的结果;列(3)和列(4)为进行倾向得分匹配之后的回归结果。如表 4 所示,各列交叉项($Gb \times After$)的回归系数大小略有差异,但均在 1% 水平正向显著,这说明绿色债券对于企业 ESG 表现有正向促进作用,假设 H1 得到验证。

(五) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

除了彭博 ESG 指数,国内的华证 ESG 评级也相对成熟,因此在稳健性检验中,本文用华证 ESG 指数代替彭博 ESG 评分进行回归分析。结果如表 5 所示,双重差分项($Gb \times After$)的系数均为正且显著,与前文基准回归结果一致,一定程度上避免了 ESG 评分计算方法造成的结果偏差。

2. 改变倾向得分匹配半径

前文采用 1:20 卡尺最近邻匹配方法进行对照组与实验组的匹配,以确保足够的样本量。现缩小样本量,将匹配半径设定为 1:15,按照同样协变量筛选出与实验组相似的对照组样本进行基准回归分析。表 5 列(3)和列(4)展示了改变 PSM 匹配半径之后的回归结果,系数符号与显著性均同前文一致,表明结果稳健。

3. 平行趋势检验

采用 DID 模型的前提是样本满足平行趋势假设,即需要保证在绿色债券发行之前,处理组和对照组 ESG 表现趋势大致相同。本文参考 Beck 等的做法,构建如下模型(2)进行动态效应检验,验证平行趋势假设^[29]。

$$ESG_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{k=-4, k \neq -1}^4 gb_i \times after_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

检验结果如图,横轴为企业发行绿色债券的相对时间,如-1 表示发行绿色债券一年前,1 表示发行绿色债券 1 年后,以此类推;纵轴表示各时间节点的处理虚拟变量对企业 ESG 表现的回归系数。图 1 展示了公式(4)的估计结果。由图 1 可知,发行绿色债券前 4 期回归系数均不显著,而发行后 4 期回归系数均呈正向显著,说明基准回归模型满足平行趋势。然而,尽管各企业的 ESG 差异在发行绿色债券前并不显著,但无论是发行前与发行后,回归系数与对置信区间均呈现近似线性上升的走势,这可能导致回归结果被高估,因此需要进一步分析。

表 3 倾向得分匹配平衡性检验结果

变量	匹配	均值		标准化偏差 (%)	T 值	P 值
		处理组	对照组			
Lev	匹配前	0.546	0.413	70.30	18.00	0.000
	匹配后	0.546	0.549	-1.200	-0.250	0.806
ROA	匹配前	0.036	0.0341	3.200	0.720	0.471
	匹配后	0.036	0.0355	0.800	0.190	0.851
Growth	匹配前	0.165	0.166	-0.300	-0.060	0.949
	匹配后	0.165	0.167	-0.500	-0.100	0.923
Property	匹配前	0.681	0.306	80.80	22.64	0.000
	匹配后	0.681	0.695	-3.100	-0.610	0.541
Indr	匹配前	37.21	37.80	-10.50	-2.940	0.003
	匹配后	37.21	37.25	-0.700	-0.130	0.893
Duality	匹配前	0.153	0.317	-39.40	-9.860	0.000
	匹配后	0.153	0.154	-0.200	-0.040	0.970
Balance	匹配前	0.637	0.793	-27.00	-7.040	0.000
	匹配后	0.637	0.642	-0.900	-0.180	0.861
Top1	匹配前	41.39	33.33	52.10	15.27	0.000
	匹配后	41.39	40.83	3.600	0.680	0.499
Indcode	匹配前	4.923	4.789	3.900	1.060	0.288
	匹配后	4.923	5.015	-2.600	-0.530	0.598

表 4 基准回归结果

VARIABLES	匹配前		匹配后	
	(1) ESG	(2) ESG	(3) ESG	(4) ESG
$Gb \times After$	5.013 *** (1.30)	3.815 *** (0.81)	5.844 *** (1.34)	2.380 *** (0.79)
Size	1.470 *** (0.11)	0.816 *** (0.12)	2.951 *** (0.62)	4.900 *** (0.73)
Lev	-3.416 *** (0.57)	-2.664 *** (0.34)	-1.768 ** (0.83)	-3.426 *** (0.75)
ROA	8.145 *** (1.09)	2.202 *** (0.42)	16.523 *** (2.12)	3.245 *** (1.15)
Growth	0.090 (0.12)	-0.185 *** (0.05)	0.051 (0.19)	-0.077 (0.11)
Property	-1.429 *** (0.26)	-0.703 *** (0.22)	-0.809 ** (0.33)	-0.777 * (0.43)
Indr	-0.003 (0.02)	0.018 ** (0.01)	0.014 (0.03)	0.029 (0.02)
Duality	0.721 *** (0.20)	0.000 (0.11)	0.197 (0.32)	0.020 (0.23)
Balance	1.584 *** (0.22)	1.114 *** (0.16)	0.895 *** (0.33)	0.703 ** (0.32)
Top1	0.066 *** (0.01)	0.059 *** (0.01)	0.042 *** (0.01)	0.024 (0.02)
Constant	-7.034 *** (2.56)	7.253 ** (2.84)	25.099 *** (1.34)	26.121 *** (1.23)
个体效应	否	是	否	是
时间效应	否	是	否	是
Observations	31043	31038	10499	9368
R-squared	0.072	0.872	0.068	0.857
r2_a	0.0720	0.850	0.0668	0.811

注:***、**、* 分别代表显著性水平小于 0.01、0.05 和 0.1,括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。后表同。

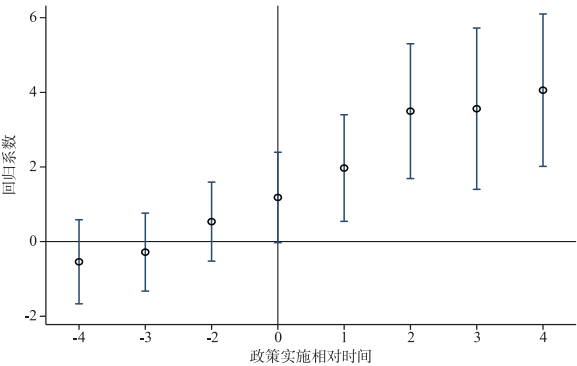


图 1 平行趋势检验结果

4. 控制事前趋势

针对基准回归系数可能因事前趋势而被高估问题,本文借鉴 Moser 和 Voena^[30]的做法,在回归中引入 $Gb \times t$ 交互项用以控制企业层面趋势性特征,其中 t 的取值范围为 $[1, 9]$,代表 2014—2022 年。表 5 第(5)列的结果显示,控制了企业的发展趋势后,交互项($Gb \times After$)系数的符号和显著性水平均未明显变化,表明基准回归结果的稳健性。

5. 异质性处理效应

鉴于各企业首次发行绿色债券的时间存在差异,可能出现前期处理样本成为后期处理样本对照组的情况,使得模型估计结果出现偏误。为此,本文采取多种方法检验异质性处理效应。首先,遵循 Goodman-Bacon^[31]的分析框架,本文运用系数分解法对 $TWFE$ 估计量进行分解。表 6 呈现的分解结果表明,以早期发行绿色债券的企业作为对照组(组 2)的平均处理效应仅占总效应的 0.10%。

此外,本研究还参考张兵兵等^[32]的研究成果,引入 Callaway 和 Sant’Anna^[33]的平均处理效应估计量以及 Borusyak 等^[34]的插补估计量进行检验。表 7 结果与基准回归一致,验证了基准结果的稳健性。综上所述,本文所用渐进双重差分法的估计偏误问题并不显著,研究结论较为可靠。

6. 处理效应模型

基准回归结果显示,发行绿色债券能够正向促进企业 ESG 表现。但事实上,发行绿色债券这一处理行为可能是企业内生选择的结果。为缓解内生性问题造成的结果偏误,本文采用两阶段处理效应模型,借鉴已有研究,引入行业一年度发行绿色债券比例($Indg$)作为外生变量^[2]。同行业公司间会进行战略决策模仿,存在“同群效应”,即同行业其他企业发行绿色债券后,企业也会倾向于发行绿色债券,如果同行业发行绿色债券企业的比例较高,那么企业发行绿色债券的可能性将会更大^[7]。从外生性角度看,行业特征并不直接影响单个企业的表现,尚未有权威文献证明行业内发行绿色债券的比例会直接影响企业 ESG 表现。第一阶段,本文使用 Probit 模型对绿色债券($Gb \times After$)回归,得到逆米尔斯比率(IMR)。第二阶段则在基准回归的基础上引入逆米尔斯比率(IMR),回归结果见表 5 列(5)和列(6)。列(6)显示 IMR 系数在 1% 水平显著为负,即回归存在选择性偏误,交互项($Gb \times After$)系数为 2.739 且在 1% 水平显著,表明控制选择性偏误后,结果同前文一致,研究结果稳健。

7. 安慰剂检验

为削弱遗漏因素对基准回归结果的干扰,本文运用反事实方法进行安慰剂检验。具体步骤为:第一步构造伪处理组,随机抽取企业作为绿色债券发行企业;第二步,构造伪处理时间,对每个个体随机抽取样本期内的一年作为该企业发行绿色债券的时间;第三步,生成伪双重差分项,即前两步生成伪虚拟变量的交互项,并按照前述模型进行回归。重复上述过程 500 次,结果见图 2。大多数估计系数

表 5 稳健性检验结果

VARIABLES	替换被解释变量		改变匹配半径		控制事前趋势	处理效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5)	(6)
	ESG_NEW	ESG_NEW	ESG	ESG	ESG	Gb × After	ESG
$Gb \times After$	0.382 *** (0.10)	0.223 *** (0.08)	4.712 *** (1.28)	2.485 *** (0.81)	4.028 *** (0.98)		5.885 *** (0.62)
$Indg$						2.739 *** (0.32)	
Imr							-0.595 *** (0.18)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-4.400 *** (0.32)	-6.212 *** (0.92)	-10.216 *** (3.90)	7.733 (6.02)	21.475 *** (0.77)	-9.946 *** (0.54)	-10.541 *** (1.50)
个体效应	否	是	否	是	是	是	是
时间效应	否	是	否	是	是	是	是
$Gb \times t$	否	否	否	否	是	否	否
Observations	10499	9368	8799	7654	9364	10495	10495
r^2_a	0.165	0.543	0.0972	0.798	0.806		0.097

表 6 Bacon 分解结果

组别	处理组	对照组	权重	ATT
组 1	Earlier T	Later C	2.1%	1.684
组 2	Later T	Earlier C	1.0%	-0.108
组 3	T	Never treated	96.9%	2.788
组 4	T	Already treated	1.0%	-3.051

表 7 异质性稳健估计量结果

	(1)	(2)
	Callaway 和 Sant’Anna (2021) 估计量	Borusyak et al. (2021) 估计量
ATT	2.012 *** (0.70)	3.170 *** (0.91)

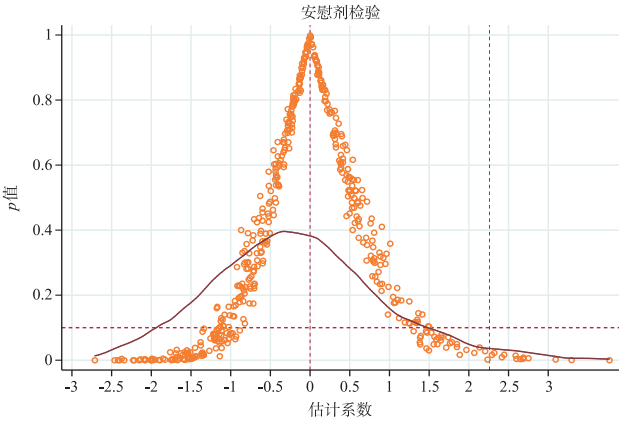


图 2 安慰剂检验结果

集中在 0 周围,且估计系数均值为负,明显有别于真实回归系数,且 p 值大部分位于 0.05 虚线的上方,也就是在 5% 的水平上不显著。系数和 p 值分布表明,绿色债券的 ESG 效应结果通过了安慰剂检验。

五、进一步分析

(一) 作用路径分析

为探究绿色债券影响企业 ESG 表现的作用机制,本文参考江艇研究^[35],建立了方程(3)进行检验:

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 gb_i \times after_{i,t} + \sum \alpha_i Control_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $M_{i,t}$ 表示渠道变量,具体指标如下所述。

1. 融资约束的渠道效应

基于前述理论分析,发行绿色债券能够降低上市公司融资约束程度,从而提升 ESG 表现。为考察融资约束这一渠道,本文借鉴叶志伟等研究,选择 SA 指数作为衡量融资约束的变量^[36]。因为 SA 指数只含有公司年龄和规模两个具有较强外生性的变量,而常用于度量公司融资约束程度的 KZ 和 WW 指数含有现金流等具有内生性特征的变量。此外,根据鞠晓生等研究,SA 指数越接近零,代表公司的融资约束水平越低^[37]。将 SA 指数代入模型(3)回归,结果如表 8 所示。列(1)显示 $Gb \times After$ 的系数在 1% 水平显著为正,表明上市公司发行绿色债券可以通过缓解融资约束这一路径提高 ESG 表现,与理论假设一致。

2. 绿色创新的渠道效应

借鉴王馨和王营的研究方法^[20],本文将从中国研究数据服务平台(CNRDS)获取的 A 股上市公司专利申请信息对照“国际专利分类绿色清单”进行匹配,对匹配后得到的企业绿色专利申请数量加 1 取自然对数,得到本文的渠道变量 GI 。绿色创新渠道效应检验结果见表 8 列(2)所示。列(2) $Gb \times After$ 系数在 5% 水平显著为正,说明绿色债券通过促进企业绿色创新提升 ESG 表现,验证了绿色创新的渠道效应。

3. 分析师关注度的渠道效应

本文将当年对该公司进行过跟踪分析的分析师(团队)数量加 1 取自然对数作为分析师关注度的代理变量,记作 $Analyst$ 。 $Analyst$ 越大,代表上市公司受分析师关注水平越高。由表 8 列(3)可知,分析师关注($Analyst$)的系数 0.138 且在 1% 水平显著,表明发行绿色债券能够吸引更多分析师关注,验证了前文理论假设。

(二) 异质性分析

1. 产权异质性分析

在当前中国绿色金融发展格局中,绿色债券的发行呈现出较为鲜明的政府主导特征,即主要由政府发挥引领与统筹作用^[9]。国有企业与政府部门天然的联系使其除了经济属性,还具备政治属性。具体而言,作为执行国家发展战略中的关键角色,国有企业发行绿色债券不仅能够获得资金支持绿色项目,还能够的政治层面展示对国家政策的支持和响应。这种双重属性使得国有企业在响应国家绿色发展政策方面扮演着更为积极的示范角色,利用绿色债券增进 ESG 效应的动

机可能更强。基于此,本文将样本公司按照产权性质的不同分为国企和非国企两类,采用分组后回归方式检验产权异质性,回归结果如表 9 列(1)和列(2)所示。回归系数表明国有企业发行绿色债券的 ESG 增进效应更强。原因可能在于,一方面,受益于政策红利和信用优势,国有企业更易获得资金支持,从而有余力推进投资大、周期长的 ESG 项目;另一方面,国有企业面临更严格的社会监督,承担更多政治责任,使得其“漂绿”行

表 8 渠道效应检验结果

VARIABLES	(1) SA	(2) GI	(3) Analyst
$Gb \times After$	0.0249 *** (0.00602)	0.161 ** (0.0816)	0.138 *** (0.0524)
Controls	YES	YES	YES
Constant	-3.955 *** (0.0147)	0.317 * (0.166)	1.129 *** (0.220)
个体效应	是	是	是
时间效应	是	是	是
Observations	9368	9167	9364
R-squared	0.986	0.814	0.741

表 9 基于产权及行业的异质性分析

VARIABLES	(1) 国有企业 ESG	(2) 非国有企业 ESG	(3) 重污染行业 ESG	(4) 非重污染行业 ESG
	ESG	ESG	ESG	ESG
$Gb \times After$	2.988 *** (1.02)	1.866 (1.37)	1.985 (1.25)	3.007 *** (1.06)
Controls	YES	YES	YES	YES
Constant	6.560 (8.07)	-4.639 (7.56)	5.146 (11.86)	1.419 (6.55)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
Observations	5909	3333	2592	6732
R-squared	0.844	0.885	0.851	0.858

为的违规成本也相对提升,因此更倾向于保证募集资金的专项用途,投入企业 ESG 相关建设,进而提高企业 ESG 表现。

2. 行业异质性分析

随着中国经济步入高质量发展阶段,如何实现可持续发展已成为我国企业面临的新课题。其中,仍依赖于传统产业模式,处于高耗能高污染行业的企业面临着更大的减排压力与成本压力。虽然重污染企业可以通过发行绿色债券获取绿色资金,从而提升环境绩效,但相比非重污染企业,这种提升作用可能有限。这可能是因为重污染企业在技术改造和环境治理上的起点较低,要破除长期积累的高污染旧产能、搭建低碳新架构,转型难度大、周期长,需要更多的资金和时间才能实现与非重污染企业相当的环境绩效水平。因此,本文预期绿色债券对非重污染行业企业 ESG 表现的影响更为显著。为验证以上分析,本文参考马永强等对重污染行业的划分标准,将行业代码为 B06、B07、B08、B09、B10、B11、B12、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44 的样本界定为重污染行业企业,其余为非重污染行业企业^[38]。分样本回归结果如表 9 列(3)和列(4)所示,只有非重污染行业的企业交互项系数显著为正,而重污染行业企业的系数不显著。说明绿色债券对重污染企业可持续发展能力的提升效果有限,重污染企业的绿色转型任重而道远。

3. 高管海外背景异质性分析

根据高阶梯队理论及烙印理论,高管的教育及工作经历塑造并驱动其行为决策,并最终作用于其任职企业的经营和发展。相比国内,海外对 ESG 理念的认知水平更高,且具有更加完善的法律法规以及更加严格的信息披露要求。具有海外任职或学习背景的企业高管有更多契机接触和学习海外企业规范且系统的管理范式,对可持续发展的认知水平和认同度通常高于本土高管,因此更有意愿推动企业 ESG 绩效的提升。同时,海外企业的社会责任实践由

于起步较早,至今已经发展得相当成熟。横跨不同经济文化背景的海归高管能够将海外的先进实践经验引入中国本土企业,提升所在公司的 ESG 表现。综上,具有海外背景高管的企业本身就更加重视 ESG 表现的提升,因此发行绿色债券后,企业 ESG 表现提升的空间较为有限。

基于上述思路,本文按照企业高管是否海外背景(MOB)对样本进行分组回归,结果列示在表 10 中。结果显示,在高管不具有海外背景组别,交互项系数在 1% 水平上显著为正;而在具有海外背景组别,交互项系数为正但并不显著。回归结果表明,具有海外背景的高管对企业 ESG 绩效的提升作用与发行绿色债券的效果存在重叠。因此,在不具有海外背景高管的企业中,发行绿色债券对企业 ESG 绩效的正面影响更为显著。

4. 企业区位异质性分析

我国不同区域的经济发展水平和制度环境存在着较大的差异,因此发行绿色债券对企业 ESG 表现的作用效果也可能存在着区位异质性。东部地区市场化水平较高,具备相对完善的法治环境和充分流动的要素市场,可以为绿色债券发挥绿色治理效应提供良好的外部环境。相比之下,中西部整体经济发展进度相对滞后,缺乏完善的市场机制,更多依赖政府的行政干预,因此发行绿色债券的制约也相对较多。一方面,中西部地方政府的首要任务是拉动当地经济增长,因此注重经济效益胜于社会责任履行;另一方面,受制于经济发展水平,中西部地区资金、技术和人才等关键资源也相对匮乏,这些因素也制约了绿色债券对企业 ESG 表现的提升作用。综上所述,本文预期东部地区绿色债券对企业 ESG 表现的影响更大。由表 10 结果可知,东部地区组别的交互项系数显著为正,而中西部地区组别系数不显著,与预期一致,即企业所处地理区位对绿色债券的 ESG 提升效应具有明显的影响。

5. 低碳试点政策异质性分析

为落实“双碳”战略目标,我国于 2011 年、2012 年、2017 年分三批启动了碳排放交易城市试点,旨在通过市场激励型环境规制政策,推动企业绿色转型。本文认为,将企业纳入低碳试点城市的重点排放控制名单可以放

表 10 基于高管海外背景及区位异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	高管具有海外背景	高管不具有海外背景	东部地区	中西部地区
VARIABLES	ESG	ESG	ESG	ESG
<i>Gb × After</i>	1. 217 (0. 93)	3. 881 *** (1. 41)	3. 434 *** (0. 65)	1. 105 (0. 86)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	8. 877 (7. 92)	2. 614 (8. 59)	3. 296 (4. 92)	16. 320 ** (6. 93)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
Observations	4951	3796	6126	3238
R-squared	0. 875	0. 881	0. 852	0. 857

大发行绿色债券的资源效应和监督效应,进而提升绿色债券对企业 ESG 绩效的正面影响。第一,低碳城市试点政策构建了有利于企业绿色转型的制度环境,能够产生技术聚集效应和人才聚集效应。第二,国家政策的信用背书也能够吸引更多环保资金流向低碳试点企业,为企业优化 ESG 表现筑牢资金支撑。第三,试点政策的市场价格机制倒逼企业强化环保责任意识、加快绿色技术创新,协同资本市场对低碳试点名单企业的关注形成了双重监督效应,防范企业发行债券后的“漂绿”行为,为绿色债券切实发挥推动 ESG 提升效能提供保障。为验证以上分析,本文参考孔晓旭等的做法,构造低碳试点城市虚拟变量 $CEmission$,在企业所在地纳入低碳试点城市的当年及以后年份取 1,否则取 0^[15]。表 11 列(1)显示交互项系数在 1% 水平显著为正,说明位于低碳试点政策强化了企业发行绿色债券对 ESG 表现的促进作用,与前文分析一致。

表 11 基于低碳试点政策的异质性分析		
	(1)	(2)
	试点企业	非试点企业
VARIABLES	ESG	ESG
$Gb \times After$	0.588 (1.52)	2.876*** (0.55)
Controls	YES	YES
Constant	-8.217 (32.72)	9.209** (3.98)
个体效应	是	是
时间效应	是	是
Observations	466	8828
R-squared	0.924	0.851

六、结论

本文使用 2014—2022 年中国 A 股上市公司的信息,探究发行绿色债券对企业 ESG 表现的影响。结果表明,企业发行绿色债券后,ESG 表现明显提高,特别是在非重污染行业、没有海外背景高管且纳入低碳试点名单的东部地区国有企业中,这种正向影响更为显著。此外,机制检验表明,发行绿色债券可以通过缓解融资约束、激励绿色创新以及增加分析师关注度三条作用路径提升上市公司的 ESG 表现。根据以上研究结论,本文提出政策建议如下:第一,加强绿色债券的政策补贴力度。研究表明,发行绿色债券是促进企业提升 ESG,践行绿色发展的有力驱动。因此,政府作为政策制定者,应当强化这种驱动力,激励更多企业参与到绿色债券市场中。加强对绿色债券发行人的财政激励,能够进一步降低企业的融资约束,为企业创新活动增加资金保障,从而强化了“绿色债券—融资约束—企业 ESG 表现”这一作用路径,增强绿色债券的 ESG 效应。第二,完善绿色债券的信息披露制度。鉴于绿色债券作用于 ESG 表现的路径之一为提高分析师关注度,缓解企业内外的信息不对称,为最大限度发挥绿色债券的 ESG 效应,需要完善绿色债券的信息生态,提升信息透明度。有关部门需要制定绿色债券与 ESG 信息披露规范指引,统一信息披露要求。同时,加强对相关企业 ESG 信息披露的监管力度,确保信息披露的真实性、准确性和及时性。第三,强化绿色创新扶持与协同机制建设。研究结论显示,绿色债券发行能够激励企业进行绿色创新进而提升 ESG 表现。为强化该效应,政府部门可从多个角度入手,构建良好的绿色创新生态。首先,可以考虑加强绿色创新激励,包括建立绿色技术创新基金,为企业提供研发补贴和税收优惠等措施,鼓励企业增加绿色研发投入;其次,可以牵头企业与高校、研究机构之间的合作,衔接科研项目和实践场景,加速绿色创新成果从实验室到生产线的转化,放大绿色创新对企业生产运营各环节绿色改造提升效能,助力 ESG 进阶;最后,还需要优化知识产权保护,通过优化专利申请流程和加强执法力度,保护企业的创新积极性,促进绿色技术的持续发展。

参考文献:

[1] Macaskill S, Roca E, Liu B, et al. Is there a green premium in the green bond market? Systematic literature review revealing premium determinants[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 280(2): 124491.

[2] 祁怀锦, 刘斯琴. 中国债券市场存在绿色溢价吗[J]. 会计研究, 2021(11): 131-148.

[3] 张小茜, 王志伟. 绿色债券有利于降低企业融资成本吗——来自政府监管和环境治理的视角[J]. 金融研究, 2023(9): 94-111.

[4] 张丽宏, 刘敬哲, 王浩. 绿色溢价是否存在? ——来自中国绿色债券市场的证据[J]. 经济学报, 2021(2): 45-72.

[5] Xu G, Lu N, Tong Y. Greenwashing and credit spread: Evidence from the Chinese green bond market[J]. Finance Research Letters, 2022, 48: 102927.

[6] 周冬华, 周花. 绿色债券获得投资者偏好了吗? ——基于信用利差的视角[J]. 外国经济与管理, 2023(11): 19-34+61.

[7] 吴育辉, 田亚男, 陈韞妍, 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(6): 176-193.

[8] 郑春丽, 罗传建. 发行绿色债券对上市公司经济效益的影响——基于双重差分模型的分析[J]. 武汉金融, 2020(10): 38-44.

[9] 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(9): 29-39.

[10] 王倩, 李昕达. 绿色债券对公司价值的影响研究[J]. 经济纵横, 2021(9): 100-108.

[11] Jiang K, Chen Z, Chen F. Green creates value: evidence from China[J]. Journal of Asian Economics, 2022, 78(1): 101425.

[12] 王营, 冯佳浩. 绿色债券促进企业绿色创新研究[J]. 金融研究, 2022(6): 171-188.

- [13] 陈幸幸,宋献中,齐宇. 绿色债券与企业技术创新[J]. 管理科学,2022(5):51-66.
- [14] 徐炜,蒋露露. 绿色债券政策的微观效应研究——基于企业绿色创新视角[J]. 武汉金融,2023(6):22-30.
- [15] 孔晓旭,张新旭,唐晓萌. 碳排放权交易试点政策对企业 ESG 表现的影响[J]. 统计与决策,2024(3):174-178.
- [16] 徐光伟,唐秀婷,刘星. 高铁开通改善了企业 ESG 表现吗?——绿色技术创新的中介效应[J]. 软科学,2024(6):113-119.
- [17] 黄晓霞,郭博瑞,张曾莲. 新发展理念促进地区企业 ESG 表现的影响研究[J]. 武汉金融,2023(12):48-57.
- [18] 苏峻,薛琳. 高管团队稳定性与企业 ESG 评级[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2024(1):41-52.
- [19] 石越,田愉,何德旭. 独立董事海外留学背景与企业 ESG 表现[J]. 财经问题研究,2024(2):76-89.
- [20] 王馨,王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界,2021(6):173-188+11.
- [21] 沈璐,廖显春. 绿色金融改革创新与企业履行社会责任——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 金融论坛,2020,25(10):69-80.
- [22] 苏冬蔚,连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. 金融研究,2018(12):123-137.
- [23] Avishek, Bhandari, David, et al. Corporate social responsibility and capital allocation efficiency[J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 43:354-377.
- [24] 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(1):128-149+9.
- [25] 信春华,郝晓露,程璐. 企业绿色创新与股价同步性——基于经营风险与环境信息披露视角[J]. 财会月刊,2022(18):152-160.
- [26] Flammer C. Corporate green bonds[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2):499-516.
- [27] Zhang C, Wu X. Analyst coverage and corporate ESG performance[J]. Sustainability, 2023, 15(17):12763.
- [28] 游家兴,张哲远. 财务分析师公司治理角色研究——文献综述与研究展望[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2016(5):128-136.
- [29] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.
- [30] Moser P, Voena A. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act[J]. The American Economic Review, 2012, 102(1):396-427.
- [31] Andrew G-B. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):254-277.
- [32] 张兵兵,董安然,段玉婉. 碳达峰目标如何引领城市低碳转型——来自准自然实验的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024(7):177-196.
- [33] Brantly C, H. C. S a P. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2020, 225(2):200-230.
- [34] Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting event study designs: robust and efficient estimation [J]. Review of Economic Studies, 2024, 91(6):3253-3285.
- [35] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5):100-120.
- [36] 叶志伟. 我国民营企业融资约束成因及应对探析[J]. 财务与会计, 2016(10):56-57.
- [37] 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(1):4-16.
- [38] 马永强,赵良凯,杨华悦,等. 空气污染与企业绿色创新——基于我国重污染行业 A 股上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究, 2021(6):116-128.

[责任编辑:杨志辉]

A Research on ESG Effects of Green Bond Issuance: Strengthening Incentives or Taking Shortcuts

YANG Jiayu, MEI Xinyu

(School of Finance, Nankai University, Tianjin 300350, China)

Abstract: Under the policy background of the “dual carbon” goal, practicing the concept of sustainable development has become the common requirement of the whole society. As an important green financing tool, green bonds can reduce financing costs and enhance enterprise value. However, issuing green bonds may also be a speculative strategic tool for “greenwashing” behavior. Based on the panel data of A-share listed companies from 2014 to 2022, this paper uses the PSM-DID method to explore the impact of issuing green bonds on corporate ESG performance. The study finds that issuing green bonds can significantly improve corporate ESG performance, and this effect has dynamic continuity. Mechanism tests show that issuing green bonds can promote the positive improvement of corporate ESG performance by alleviating financing constraints, inspiring green innovation, and attracting analyst attention. For non-heavily polluting industries, enterprises with executives without overseas backgrounds, located in eastern regions, and state-owned enterprises included in the low-carbon pilot list, issuing green bonds has a more significant promoting effect on their ESG performance.

Key Words: green bonds; ESG performance; financing constraints; green innovation; analyst attention; green bond issue