

绿色债券融资能否提升企业收益率？

——基于A股上市公司的数据

仲培培

江苏大学，江苏 镇江

收稿日期：2022年6月7日；录用日期：2022年7月14日；发布日期：2022年7月20日

摘要

绿色债券是兼顾“绿色”与“债券”的新型融资工具，是中国绿色金融体系的重要组成部分。本文基于双重差分模型，以2015~2020年发行债券的A股上市企业为样本，分析发行绿色债券对企业收益率的影响，并采用PSM-DID法进行稳健性检验。同时对其传导机制做出分析，采用Bootstrap法检验融资约束和企业绿色技术创新在绿色债券影响企业收益率过程中是否起到中介效应。研究发现：① 绿色债券对企业收益率有显著提升作用。② 绿色债券通过缓解融资约束进而提升企业收益率。③ 绿色债券的发行促进企业绿色技术创新进而提升企业收益率的路径机制不明显。本文研究为企业参与绿色债券实践提供实证支持，以期鼓励、引导企业发行绿色债券，提升上市企业经济效益和自身价值，进而促进其绿色转型升级。机制研究发现绿色创新主要通过缓解融资约束而非促进绿色创新提升企业收益率，与绿色债券发行初衷并不完全相符，这就要求在鼓励发行绿色债券的同时，加强发行后资金用途管理。

关键词

绿色债券，企业经济效益，双重差分模型，倾向得分匹配方法，中介效应

Can Green Bond Financing Boost Corporate Yields?

—Based on the Data of A-Share Listed Companies

Peipei Zhong

Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu

Received: Jun. 7th, 2022; accepted: Jul. 14th, 2022; published: Jul. 20th, 2022

Abstract

Green bonds are a new type of financing tool that takes into account both “green” and “bonds”, and

are an important part of China's green financial system. Based on the double-difference model, this paper takes the A-share listed companies that issued bonds from 2015 to 2020 as a sample, analyzes the impact of issuing green bonds on corporate returns, and uses the PSM-DID method to test the robustness. At the same time, it analyzes its transmission mechanism, and uses the Bootstrap method to test whether financing constraints and corporate green technology innovation play an intermediary effect in the process of green bonds affecting corporate yields. The study found that: ① Green bonds have a significant effect on corporate profitability. ② Green bonds improve corporate yields by easing financing constraints. ③ The path mechanism for the issuance of green bonds to promote green technology innovation of enterprises and thereby increase the rate of return of enterprises is not obvious. The research in this paper provides empirical support for enterprises' participation in green bond practice, with a view to encouraging and guiding them to issue green bonds to enhance the economic efficiency and their own value of listed enterprises, and thus promote their green transformation and upgrading. The mechanism study finds that green innovation mainly enhances corporate profitability by alleviating financing constraints rather than promoting green innovation, which is not fully consistent with the original intention of green bond issuance, which requires that while encouraging the issuance of green bonds, the management of post-issuance capital use should be strengthened.

Keywords

Green Bonds, Corporate Economic Benefits, Double-Difference Model, Propensity Score Matching Method, Mediation Effect

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

党的十九大报告提出要坚持生态文明建设，“十三五”规划建议提出“发展绿色金融，设立绿色发展基金”，为经济社会发展指明前进方向；“十四五”规划建议明确提出将“落实绿色发展理念，实现绿色转型”作为核心战略任务。一直以来，改善生态环境是我国的重要战略规划。我国绿色债券试点始于国家发改委2015年12月31日印发的《绿色债券发行指引》，中国人民银行、证监会和交易所也发布一系列政策加以扶持、规范，此后绿色债券市场迅速发展。根据中国债券市场研究报告，2019年底我国绿色债券注册发行总额达到8045.81亿元，发展成为全球规模最大的绿色债券市场。据大公国际报告，2021年中国境内新增绿色债券的数量和规模同比增长显著。在我国绿色债券宏观发展态势向好的背景下，有必要探究绿债融资对发行主体市场表现的影响及其内在作用机制，检验其现阶段在微观层面的进展成果，从而推进绿色债券市场良性发展。企业作为绿色债券机构发行主体之一，能否通过绿债融资解决资金短缺问题、顺利推进绿色项目进而提升经济绩效具有重要研究价值。这不仅关系到微观主体企业的自身发展，还对推动绿色经济转型、生态文明建设意义重大。

2. 文献综述与理论分析

2.1. 绿色债券对相关主体经济效益影响

随着绿色债券蓬勃发展，目前国内外已有较多关于绿色债券与经济效益问题的研究。Curley (2014年)经研究发现绿色债券对发行人、投资者均具有积极影响。对于发行人而言，绿色债券的长期性与绿色项

目需求相适应,同时可以减少财务费用、降低融资成本[1]。Flammer、Caroline (2018年)基于定价角度得出企业通过发行绿色债券可以改善其环境绩效和财务绩效。Vishaal Baulkaran (2018年)考察了股市对绿色债券发行的反应,发现绿债累计超额收益显著为正,表明股东将绿债融资视为一种增值手段;同时对融资者而言,绿债获得的资金可以用于开展绿色项目或缓解市场风险[2]。郑春丽和罗传建(2020年)发现绿色债券的发行对上市公司净资产收益率有明显提升效果[3]。马亚明和胡春阳等(2020年)基于双重差分模型进行实证分析得出:发行绿色债券能够显著提升企业价值,且这种效应存在行业和地区差异[4]。

可见,绿色债券与经济效益关系研究已较为深入,各国学者从不同角度证实绿色债券对经济发展具有正向效应。但是研究目前主要停留在其关联结果层面,尚未对内在传导机制层面进行深入探究。

2.2. 绿色金融与绿色创新

当前关于绿色金融与绿色创新的研究初成体系,绿色债券是绿色金融体系的关键部分,其作用机制相去无几,因此认为研究绿色金融与绿色创新关系对绿色债券同样具有参考意义。学者普遍认为二者并非相互独立,而是存在钩稽关系。但对其具体关联作用,还存在多样的见解。部分学者研究了二者的单向关系,朱向东和黄永源等(2021年)以工业企业为样本,证实通过研发补助、环境规制的手段,绿色金融显著激励了企业的绿色技术创新[5]。刘海英和王殿武等(2020年)指出当绿色金融超过某一门槛时,对技术进步的促进作用开始显现,二者呈现U型关系[6]。还有部分学者从二者的双向关系着手,李健和马亚(2014)发现二者之间的依赖度呈现逐渐深化的趋势,指出金融系统通过优化资源配置、流动性和风险管理等手段促进技术创新;而技术创新又能反向完善金融系统[7]。王韧(2019年)指出绿色金融与绿色创新尚处于磨合期,二者间协同程度不足,抑制了两系统整体水平[8]。因此孙畅和王湛(2021年)引入耦合协调模型,研究发现二者长期处于拮抗耦合状态,其原因在于内部结构失调导致了绿色金融长期发展滞后[9]。

尽管研究绿色金融与绿色创新关系的角度很多,也存在较大争议,但大部分学者对绿色金融对绿色创新发展影响持乐观态度,认为绿色金融是激励绿色创新的重要途径,即使短期内效果并不明显,通过调整内部结构与发展机制,能够促成绿色金融与绿色创新系统的协同优化。

2.3. 绿色创新与企业经济效益

绿色创新也常称生态创新、环境创新等,名称存在差异,本质内涵一致。目前,绿色创新对企业经济效益的影响存在争议,学术界主要有以下几种观点:Amores和Castro等(2014年)认为,绿色创新改善生态环境的作用显著,但会损害企业经济效益[10]。马玓和刘介明等(2018年)则实证检验了企业生态产品创新及生态过程创新对经济绩效具有显著的积极影响,但这种促进作用存在明显的滞后效应[11]。以上市企业为样本,赵树宽和张铂晨等(2022年)实证得出绿色创新有利于促进企业经济绩效提升,价值创造效应是显著的[12]。杨静和施建军(2015年)则认为两者之间存在更复杂的关系,他们基于“效率与适应矛盾”的理论框架,构建了生态创新与企业经济绩效间的曲线关系模型,探讨表明生态创新与经济绩效之间存在倒“U”型曲线关系,并得出部门间组织学习具有显著调节作用,组织学习水平较高的企业,生态创新与经济绩效呈“U”型曲线关系[13]。

以往研究呈现不同观点,但大部分研究认为绿色创新能够带来经济效益,并且这种关联以一定的时间条件为前提。本文基于以往研究,考虑到企业绿色技术创新转化为经济效益的时滞性,将 $t-1$ 期的绿色技术创新与第 t 期的经济效益匹配进行DID回归分析。

2.4. 绿色债券、融资约束与企业经济效益

王倩和李昕达(2021年)基于MM定理、自由现金流假说与优序融资理论,实证得出:绿色债券的发

行能够显著提升公司价值,融资约束在其中发挥中介效应,并且融资约束越高,发行绿债的价值提升效果越好[14]。宁金辉和王敏(2021年)基于公司金融期限匹配基本原理,通过多时点双重差分模型,研究发现绿色债券显著抑制了企业投融资期限错配,进一步通过中介检验发现绿债缓能够解融资约束进而抑制企业投融资期限错配[15]。

研究一致认为融资约束与经济效益明显负相关,但关于绿色债券与融资约束的研究还尚未深入,对中介效应的检验方法不甚严谨。因此,本文基于 Bootstrap 法对其内在传导机制进行检验。

3. 研究假设

首先,基于绿色债券的本质进行分析,绿色债券是公司债券的一种,属于债权融资工具。根据税盾效应与优序融资理论,债券融资具有财务杠杆效应与节税效应,能够为企业合理避税,降低代理成本与融资约束,从而提高企业价值和经济效益。由于债券到期还本付息的强制性特征,能够对管理者产生激励、约束作用,显著抑制上市企业的无效投资行为,从而有利于提升公司投资效率和治理有效性,提升企业经济效益。其次基于绿色债券与投资者的利益相关和社会责任角度进行分析,发行绿色债券可以提升企业品牌效应,并通过提高透明度、降低风险等渠道,增强市场信心,获取投资者信任,进而可以促进企业绿色研发,推动绿色项目顺利进行,对企业收益率产生积极作用。因此,提出假设 1:

H1: 绿色债券融资能够提升企业收益率。

其次,绿色项目通常需要大额长期的资金投入,因此企业面临一定融资约束困境,而融资约束产生的根源是信息不对称。与传统债券相比,发行绿色债券必须遵从更为严格的信息披露制度,减少信息不对称问题,从而缓解融资约束。此外,政府的支持会更有效缓解企业的投融资不足。我国通过降税补贴等措施鼓励绿色债券发行,这能够提高投资者的绿色偏好度,增加企业被投资机会,从而显著降低外部融资成本。因此,发行绿色债券有助于缓解企业融资约束,增强现金流动性,有效提升企业资金运用效率和内部治理能力,进而提升企业经济效益。因此,提出假设 2:

H2: 绿色债券的发行可以缓解融资约束,从而提升企业经济效益。

最后,一方面,我国绿色债券由政府主导,表明国家支持绿色产业、项目发展。对投资者而言,为避免信息不对称等问题,其更偏好于投资信息披露制度更为严格的绿色企业。对企业来说,面对政策的利好,在获得市场投资后,大量自由现金流可以满足企业的研发支出需要,企业管理层的绿色创新倾向也将增强,以强化其在行业中的竞争力,从而进一步提高企业经济效益。因此,提出假设 3:

H3: 绿色债券的发行可以激励企业绿色技术创新,从而提升企业经济效益。

4. 上市企业发行绿色债券的收益提升效应分析

4.1. 模型设定与变量说明

考虑到各企业在发行绿色债券的时间点上存在差异,本文沿用 Beck T.等(2010年)政策发行时点不一致双重差分(DID)的做法[16],设定如下模型:

$$ROE_{it} = \alpha + \beta Green_t \cdot After_{it} + \gamma X_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)选取值净资产收益率 ROE 衡量上市企业的经济效益,在杜邦公式的基础上,主要被解释变量 ROE 采取净利润与期末净资产之比进行测度。ROE 反映企业运用自有资本获得净收益的水平,可以反映企业的盈利、运营和偿债等综合能力,应用范围较为广泛,计算方法直观易行,能够客观反映企业收益率情况。其中,将 $Green_t \cdot After_{it}$ 设定为主要解释变量,代表 DID 模型中的“政策”处理变量(也即双重差分项)。 $Green_t$ 为生成处理组与控制组的虚拟变量,企业 i 若在样本期内公开发行了绿色债券,则作为处理组,

$Green_i$ 赋值为 1；反之则赋值为 0，并进入控制组。 $After_{it}$ 为政策时间虚拟变量，对于处理组企业，若企业 i 在 t 时刻已发行绿色债券，则 $After_{it}$ 赋值为 1，否则赋值为 0；对于控制组样本企业， $After_{it}$ 均取值为 0。

同时，考虑到多重共线性问题，参考 Beck T等(2010 年)的设定，只将 $Green_i$ 与 $After_{it}$ 的交互项作为核心解释变量，不再单独引入 $Green_i$ 与 $After_{it}$ 虚拟变量。若该交互项的系数 β 显著为正，则证明假设 1 成立。此外，考虑到企业财务状况及公司治理结构等特征，结合于鑫和龚仰树(2018 年)的研究[17]，本文共选取 12 个控制变量 X_{it} ，具体变量名、含义及测算方法如表 1 所示；为降低个体异质性和时间差异性的影响，分别使用 $Firm_i$ 和 $Year_t$ 代表企业和时间固定效应； ε_{it} 为残差项。

本文选取 2015 年 1 月至 2020 年 12 月共 24 个季度的上市企业季度面板数据。选择时本文考虑到以下几个方面：第一，根据 2012 年证监会(CSRC)行业划分标准，所选企业来自于发行绿色债券的主力行业：制造业、建筑业、采矿业、电力、水利以及批发零售业。第二，为了匹配结果更加精确，选取上述行业中 2015~2020 年发行债券的 A 股上市企业；第三，剔除 2015 年 1 月 1 日之后上市的企业；第四，剔除在样本期内 ST 或退市的企业；第五，剔除关键研究变量严重缺失的企业。筛选整理后获得共 1524 家上市企业，其中 41 家发行绿色债券的上市企业作为处理组，其余发行普通债券的上市企业则进入对照组。样本数据均来自国泰安数据库。

4.2. DID 模型分析结果

表 2 是基于式(1)进行面板 DID 回归的基本结果，共分为四组。其中，每组被解释变量均为 ROE，列(1)为未加控制变量时的回归结果，列(2)、列(3)和列(4)为逐步加入控制变量的回归结果。四组回归均采用个体与时间双向固定面板模型。表 2 回归结果显示，不论是否加入控制变量，核心解释变量 $Green \cdot After$ 的系数均显著为正，这表明上市企业发行绿色债券显著提升其收益率水平，与假设 1 相符。

Table 1. Control variable X_{it}

表 1. 控制变量 X_{it}

变量名	变量含义	测算口径
EPS	每股收益	期末净利润/期末总股本
MBPM	主营业务利润率	主营业务利润/主营业务收入
CR	流动比率	流动资产/流动负债
LEV	资产负债率	总负债/年末总资产
ITR	存货周转率	销售成本/平均存货余额
RTR	应收账款周转率	当期销售净收入/应收账款平均余额
TAT	总资产周转率	营业收入净额/平均资产总额
NPGR	净利润增长率	(当期净利润 - 上期净利润)/上期净利润
IMBR	营业收入增长率	(当期营业收入 - 上期营业收入)/上期营业收入
BPS	每股净资产	股东权益/总股数
Size	公司规模	年末资产总额，取对数
Age	公司年限	当年年份 - 成立年份

4.3. 稳健性检验

本文引入倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)模型进行稳健性检验，由于所选样本在绿色债券发行时间不完全一致，不满足 PSM-DID 法对实施政策时点的要求，沿用董艳梅和朱英明(2016 年)的做法[18]，

Table 2. Basic results of panel DID regressions
表 2. 面板 DID 回归的基本结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	ROE	ROE	ROE	ROE
Green*After	0.0481 ^{**} (2.3172)	0.0418 ^{**} (2.3969)	0.0431 ^{**} (2.3597)	0.0407 ^{**} (2.2760)
EPS		0.2980 ^{***} (2.8260)	0.2772 ^{***} (3.0112)	0.2815 ^{***} (3.0674)
MBPM		0.1521 ^{***} (2.7133)	0.1528 ^{***} (2.7613)	0.1513 ^{***} (2.7414)
LEV		-0.4634 ^{***} (-2.9630)	-0.4576 ^{***} (-2.8443)	-0.4792 ^{***} (-2.9989)
BPS		-0.0210 (-1.2822)	-0.0195 (-1.3945)	-0.0212 (-1.5150)
CR			0.0046 (0.4018)	0.0020 (0.1627)
ITR			-0.0005 [*] (-1.6984)	-0.0005 (-1.5519)
RTR			0.0003 (1.5856)	0.0003 [*] (1.6666)
TAT			0.0222 (0.3066)	-0.0000 (-0.0004)
NPGR			0.0040 (0.4257)	0.0038 (0.4077)
IMBR			0.0200 ^{**} (2.0963)	0.0210 ^{**} (2.1859)
Size				0.0031 ^{**} (2.0225)
Constant	0.0610 ^{***} (4.0680)	0.2730 ^{**} (2.2457)	0.2450 (1.6245)	0.2132 (1.3696)
Observations	1524	1524	1524	1524
R-squared	0.0116	0.2300	0.2335	0.2339
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内数字代表估计系数的标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，下同。

对样本处理时间点进行相应调整：首先，将发行绿色债券的“政策”(post)的时点统一设定 2018 年第 4 季度，也即 2018 年底已发行过绿色债券的企业作为处理组，剩余企业则全部进入控制组；其次，剔除 2019 年以来首次发行绿色债券的企业。参与匹配的变量来自于表 1 中列示的控制变量。

在对样本进行相关处理后，运用 Stata 对样本面板数据进行倾向得分匹配(PSM)，采用一对一的最邻近匹配，其中，匹配变量包括每股收益(EPS)、流动比率(CR)、资产负债率(LEV)、每股净资产(BPS)、总资产周转率(TAT)、净利润增长率(NPGR)、营业收入增长率(IMBR)、公司规模(Size)、公司年限(Age)。

通过 PSM 保留匹配成功的样本，筛除其余样本，最终匹配到的结果如表 3 所示，总共得到 1476 个样本，其中，处理组 230 个，对照组 1246 个。此外，还需要通过平衡性检验变化幅度进一步确定 PSM 匹配质量，检验结果如表 4 所示，图 1 更直观地描绘出各变量的标准化偏差的前后变化差异。结合表 4 和图 1，可以得出匹配后各相关控制变量的标准差差异较匹配前显著减小，且基本小于 10%，处于共同支持范围内。此外，还可以看出样本匹配后 t 值均不显著，说明匹配后处理组和控制组的各相关变量间不存在显著差异。对上述结果的分析表明，匹配之后的样本满足共同趋势假设前提，因此能够继续使用双重差分方法处理数据。

倾向得分匹配后，使用双重差分法对匹配后的样本进行个体时间双向固定回归分析，结果如表 5 所示，双重差分结果均为正，并且均显著。结果表明，PSM-DID 回归结果依然支持上述主要结论。

Table 3. PSM matching results
表 3. PSM 匹配结果

倾向得分匹配类型 (Psmatch 2: Treatment Assignment)	处于共同支持范围内的匹配样本数 (Psmatch 2: Common Support)
对照组(Untreated)	1246
处理组(Treated)	230
总数(Total)	1476

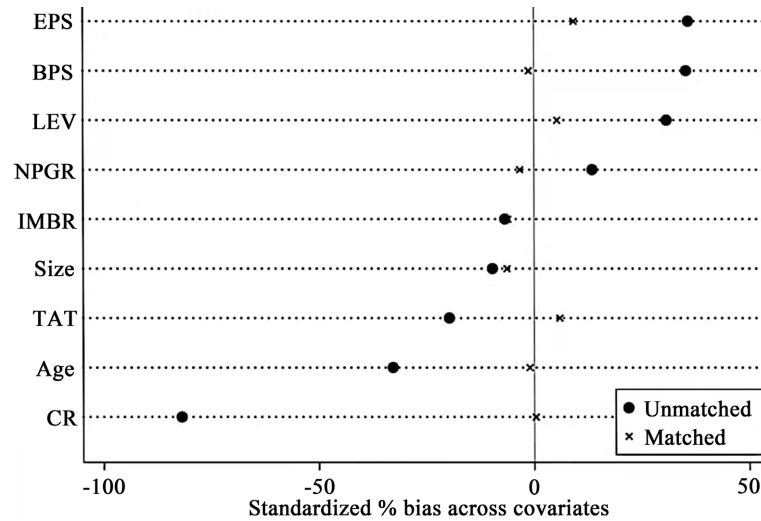


Figure 1. Graphical presentation of the standardized deviation of each matching variable

图 1. 各匹配变量的标准化偏差图示

Table 4. Propensity score matching balance test results

表 4. 倾向得分匹配平衡性检验结果

变量 Variable	未匹配 Unmatched	均值 Mean		偏差百分比 %bias	减少绝对偏差 百分比 %reduct bias	t 检验	
	匹配 Matched	处理组 Treated	对照组 Control			t	P > t
EPS	U		0.53522	0.2835	35.8	4.8	0
	M		0.46631	0.40165	9.2	1.01	0.315
CR	U		0.90685	1.7206	-81.9	-9.87	0
	M		0.96993	0.96653	0.3	0.06	0.95
LEV	U		0.57246	0.50959	30.8	4.48	0
	M		0.5476	0.53675	5.3	0.56	0.573
TAT	U		0.42765	0.50222	-19.7	-2.82	0.005
	M		0.45575	0.43343	5.9	0.63	0.529
BPS	U		6.1648	4.8554	35.3	5.32	0
	M		5.6836	5.7308	-1.3	-0.12	0.903

Continued

NPGR	U	0.02173	-0.38151	13.5		1.78	0.075
	M	0.01521	0.11483	-3.3	75.3	-0.41	0.684
IMBR	U	0.18146	0.22701	-6.8		-0.85	0.396
	M	0.18598	0.22677	-6.1	10.4	-0.72	0.475
Size	U	21.09	21.75	-9.7		-1.71	0.087
	M	20.623	21.055	-6.3	34.6	-0.61	0.542
Age	U	3.0798	3.1716	-32.8		-5.13	0
	M	3.0783	3.0813	-1.1	96.8	-0.1	0.918

Table 5. PSM-DID regression results
表 5. PSM-DID 回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROE	ROE	ROE	ROE
Green*post	0.1808* (1.7037)	0.1449** (2.4735)	0.1438** (2.4282)	0.1369*** (2.6871)
EPS		0.2392*** (6.5750)	0.2426*** (5.4196)	0.1839** (4.9759)
LEV		-0.2295** (-2.3211)	-0.2238** (-2.3747)	-0.1122 (-1.3907)
TAT		0.0564 (1.1040)	0.0451 (0.8417)	0.0401 (0.5118)
BPS		0.0023 (0.4687)	0.0007 (0.1319)	-0.0151 (-1.5846)
Size		0.0037* (1.9674)	0.0039** (2.0178)	0.0047 (1.4612)
CR			0.0051 (0.2280)	0.0236 (0.9774)
NPGR			-0.0014 (-0.2666)	-0.0005 (-0.1270)
IMBR			0.0191 (1.3259)	0.0451 (1.3421)
MBPM				0.1974** (2.2087)
ITR				-0.0010 (-0.9267)
RTR				0.0006 (1.0542)
Constant	0.0713** (2.1123)	0.0123 (0.2191)	0.0095 (0.1669)	-0.0130 (-0.1448)
R-squared	0.1251	0.6012	0.6026	0.7348
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes

5. 上市企业发行绿色债券的收益提升影响机制研究

为推断发行绿色债券对于企业价值提升的传导机制，沿用温忠麟(2014 年)提出的新中介效应检验流程，依次分别检验融资约束、企业绿色技术创新是否存在其中存在明显的中介效应[19]，具体设立如下模型：

其一，验证核心解释变量发行绿色债券对企业经济效益的影响：

$$ROE_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Green_i \cdot After_{it} + \gamma_1 X_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其二，验证核心解释变量发行绿色债券对于中介变量的影响：

$$Mediation_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Green_i \cdot After_{it} + \gamma_2 X_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其三，将核心解释变量发行绿色债券与中介变量一起作为解释变量放入回归方程中：

$$ROE_{it} = \alpha_3 + \beta_3 Green_i \cdot After_{it} + \theta Mediation_{it} + \gamma_3 X_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

具体检验步骤如下：第一步，检验方程(2)的系数 β_1 ，如果它是显著的，按中介效应检验步骤继续处理，否则按遮掩效应立论。但无论是否显著，都必须进行后续检验。第二步，依次检验方程(3)的系数 β_2 和方程(4)的系数 θ ，如果 β_2 和 θ 都是显著的，则判定中介变量的间接效应显著，下面直接转到第四步；如果至少有一个不显著，则需要进行下一步。第三步，用 Bootstrap 法直接检验 $H0: \beta_2\theta = 0$ 。如果显著，则中介变量的间接效应显著，继续进行第四步；否则间接效应不显著，停止分析。第四步，检验方程(4)的系数 β_3 ，如果不显著，则表示中介变量的直接效应不显著，说明只有中介效应。如果显著，则说明直接效应显著，继续进行下一步。第五步，比较 $\beta_2\theta$ 和 β_1 的符号，如果符号相同，说明属于部分中介效应，报告中中介效应占总效应的比 $\beta_2\theta/\beta_1$ 。如果符号相反，则说明属于遮掩效应，报告间接效应与直接效应比值的绝对值 $|\beta_2\theta/\beta_1|$ 。

首先检验融资约束的中介效应，选取 SA 指数衡量融资约束，借鉴 Hadloc 和 Pierce 等(2010 年)的研究方法构建等式：

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$$

对于融资约束中介效应检验结果如表 6 所示，其中第(1)列结果显示，Green*After 的系数 β_1 在 1% 的显著性水平显著为正，说明可以进行中介效应检验。第(2)列结果中，Green*After 的系数 β_2 显著为正且通过 1% 水平的显著性检验；同时，第(3)列中中介变量 SA 的系数 θ 不显著。因此应当使用 Bootstrap 法进一步检验，Bootstrap 法检验结果如表 7 所示，可以直观地看出间接效应显著。接着回到表 7，观察第(3)列得出 Green*After 的系数 β_3 显著，说明直接效应显著。最后，比较得出 $\beta_2\theta$ 和 β_1 同号，因此综上可得融资约束在本文研究路径中属于部分中介效应，中介效应 0.6607% 占总效应 3.0145% 的比例为 21.9181%。

以上结果表明本文假说 2 成立，即发行绿色债券能够缓解融资约束以提升企业经济效益。

Table 6. Results of the test for mediating effects of financing constraints
表 6. 融资约束中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	ROE	SA	ROE
Green*After	0.0301*** (2.6353)	0.9006*** (5.8200)	0.0321** (2.4725)
SA			-0.0031 (-0.8122)
EPS	0.1929*** (5.3202)	-1.0377*** (-3.6790)	0.1886*** (5.3806)
MBPM	0.0938* (1.6545)	0.8817*** (2.7043)	0.0976* (1.6684)
CR	0.0259** (2.0405)	0.0556 (0.2677)	0.0270** (2.0539)
LEV	-0.1108* (-1.8728)	2.4220*** (3.3494)	-0.1018* (-1.8879)
ITR	-0.0002 (-0.4696)	-0.0066 (-0.7679)	-0.0002 (-0.4826)
RTR	0.0001 (0.6239)	-0.0024*** (-3.2037)	0.0001 (0.5862)
TAT	0.0764*** (2.9103)	2.8783*** (6.1158)	0.0852*** (2.6201)
BPS	-0.0140*** (-4.0339)	0.2721*** (3.7931)	-0.0129*** (-3.9810)
NPGR	0.0000 (0.0015)	0.0104 (0.3740)	0.0001 (0.0180)
IMBR	0.0304 (1.6372)	-0.2492 (-1.3493)	0.0300 (1.6316)
Constant	0.0166 (0.9173)	0.8606** (2.2532)	0.0169 (0.9261)

Table 7. Bootstrap test results
表 7. Bootstrap 检验结果

中介变量	直接效应			间接效应		
	系数	Bootstrap 标准误	置信区间	系数	Bootstrap 标准误	置信区间
SA	0.02042363	0.0221131	(-0.0216006, 0.065302)	0.00660724	0.0031131	(0.0019207, 0.0141249)
GTI	0.0271218	0.0211495	(-0.0163568, 0.0674573)	-0.000091	0.0020962	(-0.0009253, 0.005489)

接着检验企业绿色技术创新中介效应，本文采用绿色专利数量作为企业绿色技术创新的衡量标准。考虑到企业绿色专利生效需要一定的时间，故选取 $t-1$ 期的绿色专利总量与企业第 t 期的收益率匹配进行回归分析，绿色专利数量使用 GTI 作为变量名。

对于绿色创新中介效应检验结果如表 8 所示，其中第(1)列结果显示，Green*After 的系数 β_1 于 1% 的显著性水平上显著为正，说明中介效应检验可以进行。第(2)列结果中，Green*After 的系数 β_2 不显著；同时，第(3)列中中介变量 GTI 的系数 θ 不显著。因此应当使用 Bootstrap 法进一步检验，Bootstrap 法检验结果如表 7 所示，可以看出结果不显著，无法拒绝 $H_0: \beta_2\theta = 0$ ，这表明，绿色创新在绿色债券发行和企业经济效益改善之间尚无明显的中介效应，假设(3)不成立。从实际角度看，其可能的原因如下：一方面由于政策鼓励绿色环保领域发展，对绿色债券的发行和使用条件有所放宽，可能导致绿色债券筹措的资金并不全部投资于绿色项目，也即出现“漂绿”现象。“漂绿”是指通过绿色金融筹集的资金用于投资并不具备环境效益的非绿色项目，其深层原因可能是企业为了获得政策红利将非绿色项目打造成绿色项目，获取资金支持后将资金应用于其他项目或领域。另一方面，企业本身的技术创新投入到产出具有一定的时滞效应，当前绿色创新与企业经济效益也存在一定的脱节效应。然而，这并不意味着绿色债券的发行对绿色技术创新没有贡献，也不意味着绿色技术创新不能转化为企业的经济效益。正如郭建卿和李孟刚(2016 年)指出的，中国环保产业领域在技术研究上存在较大的不足，当前的需求理论和方法技术等基本来自发达国家，而导致国内原创的新兴技术短缺，因此，绿色债券对于技术创新正向促进作用以及技术创新对经济效益的促进作用在短期内并不明显[20]。

Table 8. Results of testing the mediating effect of green technology innovation
表 8. 绿色技术创新中介效应检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	ROE	GTI	ROE
Green*After	0.0301*** (2.6353)	-2.6562 (-0.6368)	0.0301*** (2.6302)
GTI			0.0000 (0.5909)
控制变量	是	是	是
Constant	0.0166 (0.9173)	2.4960 (0.9238)	0.0166 (0.9133)

6. 结论与建议

本文以 2015~2020 年 1524 家上市公司数据为样本，使用双重差分模型、PSM-DID 模型和 Bootstrap 法探究了绿色债券融资能否提高企业经济效益，及其内在传导作用机制。结论如下：

1) 发行绿色债券能显著提升上市企业经济效益。运用 Stata 进行多时点 DID 双向固定回归分析, 不论是否加入控制变量, 绿色债券与发行时点交互项结果均显著为正, 证明绿色债券能够提升企业经济效益。原因可能在于绿色债券融资通过财务杠杆效应与节税效应, 降低融资约束。加上绿色债券到期还本付息的约束作用, 能够提升公司投资效率和治理有效性。其次, 发行绿色债券可以提升企业绿色形象, 增强市场信心, 获取投资者信任。

2) 绿色债券的发行能通过缓解融资约束进而提升企业经济效益。Bootstrap 中介效应模型表明, 融资约束间接效应显著, 并且可得融资约束在研究路径中属于部分中介效应, 中介效应占总效应的比例为 21.9181%。

3) 企业绿色技术创对绿色债券提升企业经济效益的中介效应不显著。考虑到企业绿色专利生效需要一定的时间, 故选取滞后一期的绿色专利总量与企业当期的收益率匹配, Bootstrap 法得出无法拒绝 $H_0: \beta_2\theta = 0$ 。这表明, 绿色创新在绿色债券发行和企业经济效益改善之间尚无明显的中介效应。可能的原因是, 一方面企业发行绿色债券尚还存在“漂绿”现象, 绿债融得的资金尚未真正完全投入绿色领域。另一方面, 企业技术创新存在时滞效应, 当前绿色创新也需要一定的时间转化为经济效益。

根据以上结论, 绿色债券融资能够促进企业经济发展, 提升企业收益率和自身价值, 但我国绿色债券市场尚不完善, 企业参与度和活跃度还相对较低, 且还可能存在“漂绿”等现象, 导致绿色债券对企业创新绩效影响尚不显著。因此, 本文提出以下建议:

1) 加强绿色债券引导机制, 鼓励具备条件的企业发行绿色债券。基于上述分析, 企业发行绿色债券具有正向经济收益, 并且能有效缓解企业融资约束困境, 结合绿色债券市场中企业的参与度并不高的现状, 本文认为应当采取进一步措施激励企业参与绿色债券市场交易活动。一方面, 强化政策扶持和激励机制, 引导社会资本投向绿色低碳领域。另一方面, 应该完善绿色债券审核程序, 提升企业发行绿色债券便利性, 提高交易效率, 降低交易成本。

2) 加快建立绿色信息共享机制, 加强信息披露要求。为抑制企业“漂绿”行为, 让绿色债券真正“绿”起来, 需要进一步加强绿色项目的判断与识别。一方面, 需要完善部门间的联动协作机制, 确保金融领域和环保领域信息传递顺畅、制度公开透明, 实现绿色金融精准扶持。另一方面, 应鼓励企业开展第三方资信评级认证, 完善绿色债券评估认证制度, 规范绿债发行流程。

参考文献

- [1] Curley, M. (2014) Finance Policy for Renewable Energy and a Sustainable Environment. CRC Press/Taylor and Francis, Boca Raton. <https://doi.org/10.1201/b16693>
- [2] Baulkaran, V. (2018) Stock Market Reaction to Green Bond Issuance. *Journal of Asset Management*, **20**, 331-340. <https://doi.org/10.1057/s41260-018-00105-1>
- [3] 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.
- [4] 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.
- [5] 朱向东, 黄永源, 朱晟君, 黄海峰. 绿色金融影响下中国污染性产业技术创新及其空间差异[J]. 地理科学, 2021, 41(5): 777-787.
- [6] 刘海英, 王殿武, 尚晶. 绿色信贷是否有助于促进经济可持续增长——基于绿色低碳技术进步视角[J]. 吉林大学社会科学学报, 2020, 60(3): 96-105+237.
- [7] 李健, 马亚. 科技与金融的深度融合与平台模式发展[J]. 中央财经大学学报, 2014(5): 23-32.
- [8] 王韧. 绿色金融、技术创新与绿色政策: 基于耦合模型与灰色关联模型的实证分析[J]. 金融理论探索, 2019(6): 60-70.
- [9] 孙畅, 王湛, 刘嘉琦. 绿色技术创新与绿色金融体系发展的耦合性研究[J]. 金融理论与实践, 2021(10): 22-33.

-
- [10] Amores-Salvadó, J., Castro, M.D. and Navas-López, J.E. (2014) Green Corporate Image: Moderating the Connection Between Environmental Product Innovation and Firm Performance. *Journal of Cleaner Production*, **83**, 356-365. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.07.059>
- [11] 马玎, 刘介明, 刘思施. 企业生态创新与经济绩效的因果、路径和调节[J]. 企业经济, 2018, 37(6): 11-18.
- [12] 赵树宽, 张铂晨, 蔡佳铭. 绿色创新对企业绩效的影响: 基于中国上市公司面板数据[J]. 科技管理研究, 2022, 42(6): 211-220.
- [13] 杨静, 施建军. 企业生态创新与经济绩效曲线关系研究[J]. 科技进步与对策, 2015, 32(13): 95-99.
- [14] 王倩, 李听达. 绿色债券对公司价值的影响研究[J]. 经济纵横, 2021(9): 100-108.
- [15] 宁金辉, 王敏. 绿色债券能缓解企业“短融长投”吗?——来自债券市场的经验证据[J]. 证券市场导报, 2021(9): 48-59.
- [16] Beck, T., Levine, R. and Levkov (2010) Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *The Journal of Finance*, **65**, 1637-1667. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01589.x>
- [17] 于鑫, 龚仰树. 我国企业债券融资决策的影响因素研究[J]. 投资研, 2011(8): 64-71.
- [18] 董艳梅, 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济, 2016(10): 92-108.
- [19] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [20] 郭建卿, 李孟刚. 我国节能环保产业发展难点及突破策略[J]. 经济纵横, 2016(6): 52-56.