

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

宁金辉¹ 王敏²

(1.河北农业大学经济管理学院, 河北 保定 071000; 2.中国财政科学研究院, 北京 100142)

摘要: 本文从绿色金融视角, 基于公司金融期限匹配基本原理, 利用“2016年绿色债券市场启动”这一准自然实验, 通过多时点双重差分模型, 实证检验绿色债券对企业投融资期限错配的影响。研究发现, 绿色债券显著抑制了企业投融资期限错配。影响机理检验表明, 绿色债券通过缓解融资约束来抑制企业投融资期限错配。异质性检验发现, 相对于国有企业、大型企业、信用评级较高企业、非高污染企业, 非国有企业、小型企业、信用评级较低企业、高污染企业发行的绿色债券对投融资期限错配的抑制作用更为显著。经济后果方面, 绿色债券可以通过抑制投融资期限错配发挥降低企业风险的间接作用。本文不仅拓宽了绿色债券经济后果和投融资影响因素的相关文献, 也为检验绿色债券市场启动的实施效果提供了新视角, 为进一步引导债券市场服务生态文明建设提供了政策依据。

关键词: 绿色债券; 期限错配; 融资约束; 产权性质; 企业规模; 信用评级

Abstract: From the perspective of green finance and based on the basic principles of corporate financial maturity matching, this paper uses the quasi-natural experiment launched in the green bond market in 2016 to empirically test the impact of green bonds on the maturity mismatch of corporate investment and financing through a multi-point difference in difference model. The study shows that green bonds significantly inhibit the maturity mismatch of corporate investment and financing. The test of the impact mechanism shows that green bonds can restrain the maturity mismatch of enterprises by alleviating financing constraints. The heterogeneity test finds: when compared with state-owned enterprises, large-scale enterprises, enterprises with higher credit ratings, or non-high-polluting enterprises, green bonds issued by non-state-owned enterprises, small-scale enterprises, enterprises with lower credit ratings, and high-polluting enterprises have a more significant inhibitory effect on the maturity mismatch. Economic consequences include that green bonds can play an indirect role in reducing corporate risks by suppressing the maturity mismatch. This article not only broadens the related literature on the economic consequences of green bonds and investment and financing influencing factors, but also provides a new perspective for testing the implementation effects of the green bond market launch, and provides policy enlightenment for further guiding the bond market to serve the construction of ecological civilization.

Key words: green bonds, maturity mismatch, financing constraints, nature of property rights, enterprise size, credit rating

作者简介: 宁金辉, 管理学博士, 河北农业大学经济管理学院讲师, 研究方向: 环境会计与财务管理。王敏(通讯作者), 管理学博士, 中国财政科学研究院博士后, 研究方向: 资本市场与公司财务。

中图分类号: F832 文献标识码: A

一、引言

我国应对气候与环境变化各项工作持续推进, 绿色金融却发展相对迟缓, 致使不少金融资源向高污染、

高能耗产业倾斜, 从而加剧环境污染和产能过剩(Dong et al., 2019)^[3]。为此, 党中央、国务院在《生态文明体制改革总体方案》中首次提出“构建绿色金融体系”, 党的十九大报告再次强调发展绿色金融。绿色债券作为

绿色金融体系的重要组成部分,兼具“绿色”和“债券”的双重属性,所募集资金主要用来满足绿色循环低碳项目,以实现减缓气候变化、减少环境污染的环境效益,助力经济结构调整优化和绿色发展方式转变(詹小颖,2016)^[32]。在该背景下,债券市场聚焦绿色发展国策,不断创新绿债品种,覆盖公司债、企业债、金融债、中期票据、资产支持计划、短期融资券、定向工具等多种类型,以解决绿色事业所需资金问题(巴曙松等,2019)^[18]。中国绿债市场虽起步晚,但发展迅速,自2016年启动以来,一跃成为全球领跑者。兴蓉环境、东方园林等多家上市公司通过发行绿色债券为节能、污染防治、资源节约与循环利用、清洁交通、清洁能源、生态保护和适应气候变化等项目筹集所需资金。其中,2016年,北控水务“洛阳水系综合整治示范段工程项目”发行规模高达7亿元,获得了市场追捧。基于此,如何客观评价绿色债券经济后果成为绿色金融改革创新发展和政策修订的重要问题。

投融资期限结构安排是企业投融资决策的重要组成部分。期限匹配理论作为公司金融的基本原理,是指用短期资金支持流动资产,用长期资金为长期资产融资,即投资回收期与融资期限相匹配(Morris, 1976; 白云霞等, 2016)^{[12][19]}。然而,企业在财务实践中却普遍存在投融资期限错配现象,即借助滚动的短期融资支持长期投资活动。“短融长投”作为企业被动接受的决策结果,是一种替代性融资方式(钟凯等, 2016; 盛明泉等, 2020)^{[34][25]},它虽暂时满足融资需求,具资本成本优势(Morris, 1976; 白云霞等, 2016)^{[12][19]},但容易引致资金链断裂,加剧流动性风险(He and Xiong, 2012; 钟凯等, 2018)^{[17][35]},提高经营风险(刘晓光和刘元春, 2019)^[21],引发非投资效率(盛明泉等, 2020)^[25],减少研发投入(马红等, 2018)^[22],降低全要素生产率(钟凯等, 2016)^[34],这无疑对企业经营实践产生消极影响。特别地,相比一般项目,绿色项目投资具有需求更大、回收期更长、公益性更为明显、短期获利能力欠佳等特征(朱俊明等, 2020)^[23],加之发展中国家资本市场仍存在不够健全、环境治理收益与成本不对称等问题(Gillingham et al., 2009; Greenstone and Jack, 2015)^{[6][7]},绿色项目更容易出现投融资期限错配问题(王康仕等, 2019)^[28]。

而缓解“短融长投”的关键在于增加与绿色项目相匹配的长期债务融资(张新民和叶志伟, 2021)^[33]。在我国整体金融抑制的大环境下,绿色债券成为缓解企业融资困境的重要手段。那么,发行绿色债券是否有助于降低企业的投融资期限错配程度,从而改善企业投融资决策呢?

以往关于绿色债券的研究主要围绕其制度设计、实施现状和发展必要性等基础理论方面展开。目前已有的绿色债券实证文献主要集中于对企业价值的影响,并未取得一致性结论: Roslen et al.(2017)^[15]通过对6个国家实证分析发现绿债发行后第一天将为公司股价带来显著的正向影响; 朱俊明等(2020)^[23]发现我国上市公司发行绿债对其股票收益率并无显著影响; Flammer(2020)^[4]发现只有经过第三方机构认证的债券才对公司股价具有积极影响。而企业投融资期限错配影响因素研究主要从代理成本(Myers, 1977)^[13]、利率风险(Jun and Jen, 2005)^[10]、货币政策(钟凯等, 2016)^[34]、家族控制权(钟凯等, 2018)^[35]、产融结合(马红等, 2018)^[22]、官员访问(邱穆青和白云霞, 2019)^[24]等角度展开。可以看出,鲜有文献探讨绿色债券对发行主体投融资期限错配的影响。为此,本文主要回答以下四个问题: 第一,发行绿债是否抑制了企业投融资期限错配; 第二,发行绿债影响企业投融资期限错配的潜在机制; 第三,绿色债券对企业投融资期限错配的影响是否因公司环境的不同而有所差异; 第四,绿色债券对企业“短融长投”的抑制效应带来的经济后果。中国特殊的绿色债券背景为探讨上述问题提供了绝佳的研究场景。

本文的贡献可能有以下三个方面: 第一,从企业投融资期限错配角度,对绿色债券的微观经济效应进行检验。现有的绿色债券研究主要聚焦在理论层面,以定性分析为主,定量研究相对较少。本文通过实证分析绿色债券对发行主体投融资期限错配的影响,为绿色债券市场启动的实施效果提供了进一步的经验证据,从而丰富了绿色债券经济后果与投融资期限错配影响因素的研究。第二,不仅证实了绿色债券对企业投融资决策的积极效应,还揭示了绿色债券通过缓解融资约束机制对企业投融资期限错配产生抑制作用,从而深化了对绿色债券传导到资产负债表内在机制的理解,为绿色金融制度在企业绿色经营情景中的作用提供了参考。第三,检验

产权性质、企业规模、信用评级以及重污染行业属性对绿色债券与投融资期限错配两者关系的调节作用,这一方面辨析了两者关系在不同经济场景下的异质性表现,另一方面为绿色债券政策框架的设计和调整提供决策支持,以增强生态文明建设的动力、活力和持久力。

二、理论分析与研究假设

(一)绿色债券与企业投融资期限错配

近年来,我国环保形势严峻,加大环境整治、增加绿色投资势在必行。据估算,中国需要每年进行2万亿元的绿色投资,政府受财政预算所限,仅能承担10%~15%。而企业作为绿色投资主要承担主体,却普遍存在融资约束、投资不足等问题(He and Liu, 2018)^[9]。究其原因,除了外部性、信息不对称、高风险、回收期长等企业内部动因外,资金供给缺乏、期限错配等外部金融供给问题才是关键所在(Soundarrajan and Vivek, 2016)^[16]。为此,国务院的《生态文明体制改革总体方案》提出要构建绿色金融体系;党的十九大报告再次强调发展绿色金融,这表明我国开始探索通过金融手段支持绿色事业开展。绿色债券可以为具有可持续环境效益的绿色产业项目提供中长期资金,保障环境友好型项目顺利完成,产生正外部社会效应,起到改善环境绩效的作用(詹小颖, 2016)^[32]。

为了完善绿色债券顶层设计,配合绿色事业发展,2016年,发改委出台《绿色债券发行指引》;2017年,证监会实施《关于支持绿色债券发展的指导意见》;2018年,央行发布《绿色金融债券存续期信息披露规范》。绿色债券从微观看募集资金主要流入环境友好型企业,这有利于解决融资难,优化绿色形象,提高企业价值;从中宏观看,可以促进绿色产业增长,推进地区绿色经济可持续发展。国外关于企业投融资期限匹配研究主要以企业可自由进入资本市场进行融资为前提,但我国金融市场并不满足该前提(马红等, 2018)^[22],企业融资期限通常小于投资期限,通过“借新还旧”的方式满足长期资产需求,投融资错配现象更为严重。当长期投资无法及时产生融资偿付所需的现金流时,一旦出现融资困难,极易导致资金链断裂,致使企业陷入财务困境(Morris, 1976; 白云霞等, 2016)^{[12][19]}。特别地,节

能减排技术改造、能源清洁高效利用、节能环保产业、污染防治等绿色项目的回报周期长、信息不对称与高风险等特性,使其外部融资相对匮乏(王康仕等, 2019)^[28]。因此,企业通过发行绿色债券,获取相对稳定的长期资金保障,缓解融资困境,合理规划投融资决策,资产期限与债务期限尽量匹配,从而起到抑制企业投融资期限错配程度的作用。基于此,本文提出以下假设:

H1: 绿色债券能够显著抑制企业投融资期限错配程度。

(二)绿色债券对企业投融资期限错配的影响机制

我国融资渠道单一,银行信贷占绝对主导,信贷配给现象严重,融资约束普遍存在(白云霞等, 2016)^[19]。在我国金融抑制的环境下,融资约束对企业投融资期限错配产生重要影响(马红等, 2018)^[22]。然而,企业通过发行绿色债券有可能缓解融资约束,进而抑制投融资期限错配。原因在于:首先,相对于传统债券,绿色债券期限相对较长,平均3~5年,与绿色项目中长期、有稳定现金流的融资模式相匹配(陈诗一和李志青, 2019)^[20]。相对于银行借款这种间接融资方式而言,发行绿色债券意味着在资金需求者与供给者之间建立一条直接融资渠道,企业可直接获取这笔长期资金,且不需支付过高中介费用。这就使其无需不断续借短期信贷资金来支持企业长期投资活动,进而抑制了“短融长投”现象。其次,2016年,发改委出台的《绿色债券发行指引》明确指出:“支持绿色债券发行主体利用债券资金优化债务结构。在偿债保障措施完善的情况下,允许企业使用不超过50%的债券募集资金用于偿还银行贷款和补充营运资金。主体信用评级AA+且运营情况较好的发行主体,可使用募集资金置换由在建绿色项目产生的高成本债务”。可以看出,绿色债券不仅可用于绿色项目建设与运营,也可用于银行贷款等长短期债务的偿还(陈诗一和李志青, 2019)^[20]。灵活的长短期资金期限配置结构无疑满足了企业对不同期限资金的需求,增强了企业优化资金期限结构的能力,改善债务期限结构,缓解期限错配带来的投资约束问题。最后,绿色债券受政府意志驱动较强,发债主体更容易获取贴息、补贴等优惠政策(巴曙松等, 2019)^[18],如江苏、福建等地区对发行企业给予贴息或补贴等支持。财政支持可能缓解潜在的融资约束,

同样可以抑制投融资期限错配。基于此,本文提出以下假设:

H2: 绿色债券通过缓解公司融资约束这一路径,抑制了企业投融资期限错配。

(三)企业自身特征的调节效应

1.产权性质

我国资本市场普遍存在“信贷歧视”,体现在国有企业因“父爱主义”“隐性担保”和预算软约束更容易得到银行等金融机构的长期资金支持,而非国有企业获取信贷难度较大,融资约束更高。此外,商业银行在对非国有企业放贷时,会放大资金的短期化倾向,导致非国有企业投融资期限错配程度更为严重。因此,相对于国有企业而言,非国有企业更有动力通过发行绿色债券,增加获取长期资金的可能性,从而抑制“短融长投”。基于此,本文提出以下假设:

H3a: 相对于国有企业,非国有企业发行的绿色债券对投融资期限错配的抑制作用更为显著。

2.企业规模

大型企业凭借资产优势和规模效应,与银行等金融机构之间的信贷业务更为频繁密切,贷款利率更低;而小型企业融资约束更为严重。因此,小型企业通过发行绿色债券,将更有利于获取长期资金,进一步抑制投融资期限错配,带来的效应更为明显。基于此,本文提出以下假设:

H3b: 相对于大型企业,小型企业发行的绿色债券对投融资期限错配的抑制作用更为显著。

3.企业信用评级

企业信用评级是衡量整体偿债能力和偿债意愿的重要指标。企业信用评级越低,发生违约的可能性越高,融资成本越高,融资能力越差,受到的融资约束程度越大,环保项目缺乏足够的资金支持,无以为继。而信用评级较低的企业一旦在绿色债券市场上发债融资,立刻起到缓解融资约束的作用,随之而来的是抑制企业的投融资期限错配。基于此,本文提出以下假设:

H3c: 相对于信用评级较高企业,信用评级较低企业发行的绿色债券对投融资期限错配的抑制作用更为显著。

4.重污染行业属性

绿色金融减少污染性行业的金融资源配置,倒逼高污染企业实现绿色转型升级,进而改善环境治理,减少环境污染(郁智和曹雅丽, 2021)^[31]。高污染行业作为环境污染的重要制造者,成为绿色金融限制的重要对象。因此,高污染行业企业普遍存在外部融资约束问题(唐国平和赵佩琪, 2021)^[26]。在该背景下,相对于非高污染企业,高污染企业更倾向于通过发行绿色债券,为自身传统项目绿色改造和绿色技术开发筹集充裕的资本要素。基于此,本文提出以下假设:

H3d: 相对于非高污染企业,高污染企业发行的绿色债券对投融资期限错配的抑制作用更为显著。

(四)绿色债券对企业投融资期限错配影响的经济后果

绿色债券缓解“短融长投”后,企业可以将更多的长期资金投入绿色创新类项目,偿还长短期银行借款优化债务结构,有利于积累绿色声誉,提高绿色创新能力,促进市场竞争力提升,从而降低公司风险。因此,绿色债券发行在改善企业投融资期限错配的同时,也有利于缓解投融资期限错配对公司风险的负面效应。基于此,本文提出以下假设:

H4: 绿色债券有助于缓解企业投融资错配对企业风险产生的负面影响。

三、研究设计

(一)基本模型构建

2016年为中国发行绿债的元年,在政策的引导下,如果企业首次发行绿债,可视为独立于企业决策的外生冲击事件,为本文研究提供了准自然实验环境。上市公司发行绿债的时点不同,与政策试点分批次、逐步推进类似,借鉴Purnanandam and Weagley(2016)^[14]、Li et al.(2017)^[11]的研究,本文通过构建多时点双重差分模型来考察绿色债券对企业投融资期限错配的影响。参考王雄元和谭建华(2019)^[29]、Beck et al.(2010)^[2]的研究思路,考虑到个体异质性和时变性的影响,本文采用控制时间和个体的双重固定效应模型,为了避免多重共线性问题,仅加入 $Green \times Post$ 作为核心变量。此外,本文对所有回归模型中标准误进行了公司维度的cluster处理,以降低潜在的异方差和序列相关的影响。具体模型如下:

$$Sfli_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_i \times Post_{i,t-1} + \alpha_2 Control_{i,t-1} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)中被解释变量 $Sfli$ 为投融资期限错配程度。借鉴钟凯等(2018)^[35]、马红等(2018)^[22]、Frank and Goyal(2004)^[5]研究思路,投融资期限错配程度($Sfli$)等于购建固定资产等投资活动现金支出—(长期借款本期增加额+本期权益增加额+本期经营活动现金净流量+本期出售固定资产等现金流入)/上一年总资产总额。其中,长期借款本期增加额=本期长期借款+本期一年内到期非流动负债—上期长期借款。该指标表示长期资金来源支持长期投资的资金缺口,该值越大,意味着长期资金支持长期投资的缺口越大,企业“短融长投”越严重,投融资期限错配程度越高。在期限匹配原则的指导下,如果 $Sfli>0$,意味着短期融资不仅要满足短期投资,还要支持长期投资活动;如果 $Sfli<0$,则表明长期资本同时弥补长期投资和短期投资的需要。

模型核心解释变量为绿色债券($Green$)与时间变量($Post$)的交互项($Green \times Post$)。其中, $Green$ 表示虚拟变量,若企业在样本期内发行了绿色债券,其在所有年度的观测值均赋值为1,进入实验组;否则取值为0,进入控制组。 $Post$ 表示时间虚拟变量,对于实验组而言,若企业发行绿色债券当年及其以后年度,则赋值为1,否则为0;对于控制组未发行绿色债券的企业而言,全部取值为0。双重差分模型(1)包含两次差分,第一次差分为绿债发行前后实验组发行企业和控制组未发行企业投融资错

配的变动;第二次差分为实验组发行企业和控制组未发行企业样本投融资错配变动的差异。因此,绿色债券与时间变量的交互项($Green \times Post$)表示绿色债券对企业投融资错配程度的“净影响”。若交乘项的回归系数小于0,且在设定的水平下显著,则表明绿色债券能够显著抑制企业投融资期限错配程度。

借鉴现有研究,模型的控制变量主要包括公司规模($Size$)、财务杠杆(Lev)、公司业绩(ROA)、成长性($Growth$)、资产流动性($Liquid$)、债券($Bond$)、产权性质($Gssx$)、股权集中度($Top1$)、股权制衡度($Balance$),还添加了年份($Year$)和公司($Firm$)固定效应。

各变量定义详见表1。

(二)中介效应模型构建

为了检验假设2,即绿色债券可能通过缓解融资约束这条渠道来对企业投融资期限错配产生影响,本文参照Baron and Kenny(1986)^[11]、温忠麟和叶宝娟(2014)^[30]、马红等(2018)^[22]的做法,采用融资约束作为中介变量,构建中介效应模型对绿色债券影响企业投融资期限错配的路径进行实证检验:

$$WC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Green_{it} \times Post_{it-1} + \beta_2 Control_{it-1} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon \quad (2)$$

$$Sfli_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Green_{it} \times Post_{it-1} + \gamma_2 WC_{it} + \gamma_3 Control_{it-1} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon \quad (3)$$

模型(2)为中介变量融资约束(WC)对解释变量绿色债券($Green$)进行回归;模型(3)被解释变量投融资期限错配程度对解释变量绿色债券($Green$)和中介变量(WC)同时进行回归。本文主要参考Hall et al.(2016)^[8]、王会娟等(2020)^[27]的做法,采用 WC 值来度量融资约束(WC)。其中, $WC = (-1) \times \text{短期净资产} / \text{总资产} = (-1) \times (\text{现金持有量} + \text{存货} + \text{应收账款} - \text{应付账款}) / \text{总资产}$ 。 WC 值越大,表明企业融资约束越大。其他变量定义与模型(1)保持一致。

(三)调节效应模型构建

为了检验假设3a~3d,本文采用分组回归的方法,检验产权性质、企业规模、信用评级和高污染行业属性对绿色债券与企业投融资期限错配之间关系的调节效应。假设3a~3d的模型均与上述模型(1)保持一致,假设3a是以产权性质进行分组回归检验;假设3b是以企业规模进行分组回归检验;假设3c是以企业信用评级进行分组回归检验;假设3d是以是否属于高污染行业进行分组回归

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
投融资期限错配	$Sfli$	购建固定资产等投资活动现金支出—(长期借款本期增加额+本期权益增加额+本期经营活动现金净流量+本期出售固定资产等现金流入)/上一年总资产总额
绿色债券	$Green$	虚拟变量,若企业在样本期内发行了绿色债券,其在所有年度的观测值均赋值为1,进入实验组,否则取值为0,进入控制组
时间变量	$Post$	虚拟变量,对于实验组而言,若企业发行绿色债券当年及其以后年度,则赋值为1,否则为0;对于控制组未发行绿色债券的企业而言,全部取值为0
公司规模	$Size$	总资产的自然对数
财务杠杆	Lev	资产负债率
公司业绩	ROA	总资产报酬率
成长性	$Growth$	净资产收益率增长率
资产流动性	$Liquid$	货币资金/流动负债
债券	$Bond$	是否发行债券,若发行债券为1,否则为0
产权性质	$Gssx$	若国有企业,则 $Gssx$ 为1;否则为0
股权集中度	$Top1$	第一大股东持股比例
股权制衡度	$Balance$	公司前3位大股东持股比例的平方和

检验。

(四)经济后果模型构建

为了探究绿色债券是否有助于缓解企业投融资错配对企业风险的产生的负面影响,本文借鉴马红等(2018)^[22]、钟凯等(2018)^[35]的做法,构建模型如下:

$$Risk_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Sfli_{i,t-1} \times Green_i \times Post_{i,t-1} + \eta_2 Control_{i,t-1} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon \quad (4)$$

模型(4)被解释变量表示企业风险(*Risk*),参考钟凯等(2018)^[35]的做法,公司风险(*Risk*)采用息税前利润3年波动标准差来衡量,该指标越大,表示公司风险越高。其他变量定义与模型(1)保持一致。

四、实证结果与分析

(一)样本选择和数据来源

本文采用2014—2019年所有A股主板、中小板和创业板上市公司作为初始样本,将重复发行绿债的数据剔除,以消除发行次数的影响,最终采用首次发行绿债的公司观测值作为初始研究样本。按照以下原则删除样本:(1)剔除银行、证券、保险等金融类上市公司;(2)剔除ST*、ST公司;(3)剔除数据缺失值和异常值样本,最后获得10946个公司-年度观测值。本文绿色债券数据来源于沪深交易所官网,通过手工搜集整理获得。公司财务和治理特征数据来源于CSMAR和Wind数据库。为控制

表2 绿色债券的年份分布

年份	2016	2017	2018	2019	合计
绿色债券数量	11	9	23	44	87
比例(%)	12.64%	10.34%	26.44%	50.57%	100

表3 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Sfli</i>	10946	-0.0742	0.3421	-0.0018	-2.1927	0.3854
<i>Green</i>	10946	0.0190	0.1365	0	0	1
<i>Size</i>	10946	22.4658	1.3600	22.2932	19.7733	26.398
<i>Lev</i>	10946	0.4833	0.2054	0.4864	0.0628	0.9381
<i>ROA</i>	10946	0.0346	0.0561	0.0314	-0.2017	0.2020
<i>Growth</i>	10946	-0.6820	5.0125	-0.0315	-36.7640	9.8980
<i>Liquid</i>	10946	1.9653	1.8992	1.4258	0.2475	12.8858
<i>Bond</i>	10946	0.1548	0.3617	0	0	1
<i>Gssx</i>	10946	0.4102	0.4919	0	0	1
<i>Top1</i>	10946	34.7871	15.0553	32.7698	8.9912	75.2535
<i>Balance</i>	10946	0.1608	0.1186	0.1292	0.0133	0.5715

极端值的影响,本文对所有连续变量在上下1%进行缩尾(winsorize)处理。

(二)描述性统计

2016年,我国绿色债券政策出台,绿债市场正式启动。表2列示了上市公司发行绿色债券的年份分布数据,包括所有公司层面的样本。2016—2019年,发行绿色债券的上市公司数量呈现波动上升趋势。这说明越来越多上市公司通过发行绿色债券的方式为绿色项目筹集所需资金,但发行主体数量整体较少。

表3列示了主要变量的描述性统计结果,包括所有“公司-年度”层面的观测值。样本中,投融资期限错配(*Sfli*)均值为-0.0742,标准差为0.3421,最小值为-2.1927,最大值为0.3854,说明样本公司的投融资期限错配差异较大,为本研究创造了较好的条件。绿色债券(*Green*)均值为0.0190,表明在样本期间内平均有1.9%的上市公司发行过绿色债券。控制变量方面,公司规模(*Size*)的均值为22.4658,财务杠杆(*Lev*)为0.4833,公司业绩(*ROA*)的均值为0.0346,成长性(*Growth*)的均

表4 基本回归结果

变量	普通债券 Vs 未发行债券		绿色债券 Vs 普通债券	
	(1) <i>Sfli</i>	(2) <i>Sfli</i>	(3) <i>Sfli</i>	(4) <i>Sfli</i>
<i>Bond</i>	-0.0147* (-1.81)	-0.0045 (-0.48)		
<i>Green</i> × <i>Post</i>			-0.0679** (-2.57)	-0.0731*** (-2.62)
<i>Size</i>	0.0243*** (7.58)	0.5108*** (20.72)	0.2440*** (14.11)	0.3390*** (17.57)
<i>Lev</i>	-0.1328*** (-5.42)	-0.6145*** (-7.55)	-0.2836*** (-3.47)	-0.4129*** (-4.81)
<i>ROA</i>	-0.5987*** (-8.81)	-0.3856** (-2.49)	-0.4914*** (-2.85)	-0.7571*** (-4.23)
<i>Growth</i>	0.0008 (1.05)	-0.0012 (-1.04)	0.0000 (0.01)	0.0004 (0.42)
<i>Liquid</i>	0.0015 (0.39)	0.0415*** (3.96)	0.0564*** (5.13)	0.0501*** (4.53)
<i>Gssx</i>	-0.0292*** (-4.20)	-0.0013 (-0.04)	-0.0093 (-0.20)	-0.0292 (-0.56)
<i>Top1</i>	-0.0017** (-2.22)	-0.0006 (-0.22)	-0.0024 (-0.91)	-0.0020 (-0.78)
<i>Balance</i>	0.1251 (1.25)	-0.1762 (-0.49)	0.4447 (1.39)	0.1967 (0.69)
截距项	-0.4220*** (-5.92)	-11.4352*** (-20.12)	-5.6323*** (-14.02)	-7.7379*** (-17.89)
公司效应	否	是	否	是
年度效应	否	是	否	是
样本量	4454	4454	4667	4667
调整 <i>R</i> ²	0.0684	0.3442	0.1921	0.2563

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。下表同。

值为-0.6820，资产流动性(*Liquid*)的均值为1.9653，债券(*Bond*)的均值为0.1548，产权性质(*Gssx*)的均值为0.4102，股权集中度(*Top1*)的均值为34.7871，股权制衡度(*Balance*)的均值为0.1608。所有变量的分布均在合理范围内。

(三)基本回归结果

为了更加全面地检验绿色债券与企业投融资期限错配之间的关系，本文首先尝试检验普通债券发行对企业投融资期限错配的影响效果。表4列(1)、列(2)显示的回归结果表明，在未控制公司和年份固定效应的情况下，公司发行普通债券比未发行债券更能显著抑制投融资期限错配；但对公司和行业固定效应进行控制后，与未发行债券公司相比较，发行普通债券的公司并不能显著影响企业投融资期限错配程度。本文进一步采用DID模型比较绿色债券和普通债券对企业投融资期限错配影响效果差异。表4列(3)、列(4)显示的回归结果表明，无论是否控制公司和年份固定效应，与发行普通债券公司相比较，发行绿色债券的公司更能显著抑制企业投融资期限错配程度。

根据模型(1)比较是否发行绿色债券对企业投融资期

表5 是否发行绿色债券的回归结果

变量	(1) <i>Sfli</i>	(2) <i>Sfli</i>
<i>Green×Post</i>	-0.0940*** (-3.06)	-0.0875*** (-2.86)
<i>Size</i>	0.3147*** (24.16)	0.4265*** (24.12)
<i>Lev</i>	-0.4616*** (-6.83)	-0.6045*** (-8.78)
<i>ROA</i>	-0.1166 (-0.76)	-0.4661*** (-3.08)
<i>Growth</i>	-0.0025*** (-2.59)	-0.0017* (-1.84)
<i>Liquid</i>	0.0239*** (4.01)	0.0147** (2.58)
<i>Bond</i>	-0.0079 (-0.96)	-0.0036 (-0.44)
<i>Gssx</i>	0.0133 (0.28)	-0.0366 (-0.75)
<i>Top1</i>	-0.0042 (-1.55)	-0.0021 (-0.77)
<i>Balance</i>	0.5350 (1.61)	-0.0967 (-0.29)
截距项	-6.9118*** (-22.88)	-9.2423*** (-22.09)
公司效应	否	是
年度效应	否	是
样本量	10946	10946
调整 R^2	0.1873	0.2505

限错配影响效果差异。表5报告了绿色债券与企业投融资期限错配的基本回归结果。列(1)为未控制个体和时间固定效应的回归结果，列(2)为控制个体和时间固定效应的回归结果。在列(1)和(2)中，*Green×Post*的回归系数分别为-0.0940和-0.0875，均在1%水平下显著为负，表明与未发行绿债企业相比较，发行绿债企业的投融资期限错配程度更低。这意味着发行绿债能够显著抑制企业的投融资期限错配程度，与H1一致。

(四)影响机制检验结果

中介效应检验的回归结果如表6所示，列(1)和列(2)报告了绿色债券通过降低融资约束对投融资期限结构产生作用的检验结果。模型(2)的回归结果见列(1)，*Green×Post*的系数在1%水平下显著为负，说明绿色债券缓解了发行公司融资约束。模型(3)的回归结果见列(2)，绿色债券(*Green*)与投融资期限错配(*Sfli*)在1%水平下显著负相关，且融资约束(*WC*)的回归系数显著为负。Sobel检验显示 z 值为-1.9228，这一结果验证了绿色债券通过缓解公司融资约束这一路径改善了公司投融资期限错配，与H2一致。

表6 中介效应检验结果

变量	(1) <i>WC</i>	(2) <i>Sfli</i>
<i>Green×Post</i>	-0.0261** (-1.98)	-0.0757** (-2.54)
<i>WC</i>		0.5778*** (8.26)
<i>Size</i>	0.0164*** (3.26)	0.4170*** (24.07)
<i>Lev</i>	-0.0175 (-0.97)	-0.5952*** (-8.90)
<i>ROA</i>	-0.0057 (-0.94)	-0.3944*** (-2.64)
<i>Growth</i>	-0.0008*** (-3.47)	-0.0015* (-1.71)
<i>Liquid</i>	-0.0066*** (-4.66)	0.0182*** (3.15)
<i>Bond</i>	0.0001 (0.02)	-0.0037 (-0.46)
<i>Gssx</i>	0.0038 (0.29)	-0.0402 (-0.83)
<i>Top1</i>	0.0004 (0.58)	-0.0024 (-0.90)
<i>Balance</i>	-0.1409* (-1.75)	-0.0051 (-0.02)
截距项	-0.6584*** (-5.78)	-8.8532*** (-21.60)
公司效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	10946	10946
调整 R^2	0.0881	0.2699

(五)调节效应检验结果

1.按产权性质分组检验

本文根据产权性质,将样本分为国有企业组和非国有企业组,分别对其进行回归,来检验产权性质对绿色债券与企业投融资期限错配之间关系的影响差异。回归结果如表7中列(1)和列(2)所示,在非国有企业样本组中, $Green \times Post$ 的回归系数在1%水平下显著为负,而在国有企业样本组中,该系数在统计上并不显著。结果表明,绿色债券在非国有企业中发挥了更大的绿色溢价,而在国有企业中作用效果不显著,与H3a一致。

2.按企业规模分组检验

本文根据企业规模的均值对样本进行分组,来检验企业规模对绿色债券与企业投融资期限错配之间关系的影响差异。回归结果如表7中列(3)和列(4)所示,在小型企业样本组中, $Green \times Post$ 的回归系数在1%水平下显著为负,而在大型企业样本组中,该系数在统计上不显著。结果表明,绿色债券在小型企业中能够更显著地抑制投融资期限错配,而在大型企业中并不能起到显著影响,与H3b一致。

3.按企业信用评级分组检验

本文根据企业信用评级等级对样本进行分组,来检验企业信用评级对绿色债券与企业投融资期限错配之间关系的影响差异。当公司的信用评级为“AAA、AAA-、AA+、AA、AA-、A+、A、A-、A-1+、A-1-”时,公司的信用评级较高,否则公司的信用评级较低。回归结果如表7中列(5)和列(6)所示,在信用评级较低样本组中, $Green \times Post$ 的回归系数在5%水平下显著为负,而在信用评级较高样本组中,该系数在统计上不显著。结果表明,绿色债券在信用评级较低的企业中能够更显著地抑制投融资期限错配,而在信用评级较高的企业中并不能起到显著影响,与H3c一致。

4.按高污染企业特征分组检验

本文根据是否属于高污染行业对样本进行分组,来检验高污染行业特征对绿色债券与企业投融资期限错配之间关系的影响差异。回归结果如表7中列(7)和列(8)所示,在高污染的样本组中, $Green \times Post$ 的回归系数在5%水平下显著为负,而在非高污染的样本组中,该系数在统计上不显著。结果表明,绿色债券在高污染企业中能

表7 调节效应检验结果

变量	产权性质		企业规模		企业信用评级		企业污染程度	
	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 大型企业	(4) 小型企业	(5) 信用评级高企业	(6) 信用评级低企业	(7) 非高污染企业	(8) 高污染企业
$Green \times Post$	-0.0164 (-0.63)	-0.1622*** (-2.86)	-0.0597 (-1.62)	-0.4230*** (-2.79)	-0.0673 (-1.48)	-0.1838** (-2.31)	-0.1260 (-1.39)	-0.0788** (-2.49)
Size	0.3401*** (11.79)	0.4921*** (21.35)	0.3542*** (28.24)	0.6050*** (18.43)	0.4634*** (21.28)	0.2259*** (4.28)	0.4237*** (35.82)	0.3174*** (12.56)
Lev	-0.5334*** (-5.99)	-0.6493*** (-6.85)	-0.5251*** (-9.98)	-0.7603*** (-7.62)	-0.5804*** (-6.38)	-0.4892 (-1.46)	-0.5732*** (-9.99)	-0.5090*** (-4.36)
ROA	0.1937 (0.78)	-0.7679*** (-4.15)	-0.5141*** (-4.65)	-0.4123* (-1.92)	0.0719 (0.98)	-0.0298 (-0.78)	-0.4981*** (-3.73)	-0.0743 (-0.33)
Growth	-0.0024** (-2.39)	-0.0010 (-0.59)	-0.0005 (-0.76)	-0.0024 (-1.48)	-0.6118*** (-3.09)	0.4697 (0.35)	-0.0027** (-2.39)	-0.0013 (-0.96)
Liquid	0.0245** (2.33)	0.0121* (1.81)	0.0156** (2.44)	0.0185*** (2.77)	0.0003 (0.27)	-0.0207** (-2.14)	0.0109** (2.23)	0.0304*** (3.89)
Bond	-0.0098 (-1.15)	-0.0002 (-0.02)	-0.0053 (-0.66)	-0.0119 (-0.43)	0.0004 (0.16)	0.0123 (1.08)	-0.0047 (-0.31)	0.0075 (0.58)
Gssx			-0.0385 (-1.04)	-0.0518 (-0.70)	0.0232 (0.07)	-1.4252 (-1.13)	-0.0441 (-1.00)	0.0501 (0.56)
Top1	-0.0055 (-1.56)	-0.0030 (-0.80)	-0.0037** (-2.11)	-0.0010 (-0.20)	0.0146* (1.80)	0.0224 (0.59)	-0.0031 (-1.26)	-0.0012 (-0.26)
Balance	0.2731 (0.68)	-0.0070 (-0.01)	0.4245** (2.04)	-0.4594 (-0.68)	0.0063 (0.60)	-0.0992** (-2.04)	-0.0535 (-0.17)	0.3298 (0.61)
截距项	-7.4356*** (-10.96)	-10.6480*** (-20.43)	-7.8644*** (-23.51)	-12.5010*** (-17.28)	-10.3332*** (-19.92)	-4.9079*** (-3.47)	-9.1259*** (-30.23)	-7.0647*** (-12.33)
公司效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	4490	6456	4873	6073	2461	8485	7442	3504
调整 R^2	0.2086	0.2835	0.2224	0.2275	0.2623	0.0401	0.2558	0.1939

表 8 经济后果的回归结果

变量	(1) <i>Risk</i>	(2) <i>Risk</i>
<i>Green</i> × <i>Post</i>	-455.3169*** (-2.86)	
<i>Sfli</i> × <i>Green</i> × <i>Post</i>		-1249.291** (-2.14)
<i>Size</i>	2.1767 (0.05)	80.2823*** (31.87)
<i>Lev</i>	202.3588* (1.81)	55.0256*** (3.17)
<i>ROA</i>	-554.3575* (-1.87)	-157.2571*** (-2.85)
<i>Growth</i>	-3.5072** (-2.43)	-4.7935*** (-11.83)
<i>Liquid</i>	10.9683** (2.48)	1.8415* (1.68)
<i>Bond</i>	33.7346 (1.58)	-16.9686** (-2.38)
<i>Gssx</i>	98.0251* (1.75)	-17.4101*** (-3.26)
<i>Top1</i>	5.3251 (1.17)	-2.4649*** (-4.24)
<i>Balance</i>	-924.3346 (-1.52)	344.9314*** (4.60)
截距项	-168.5361 (-0.18)	-1.61e+03*** (-30.27)
公司效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	6682	6682
调整 R^2	0.0441	0.4265

够更显著地抑制投融资期限错配，而在非高污染企业中并不能起到显著影响，与H3d一致。

(六)经济后果检验结果

首先，检验绿色债券(*Green*)对公司风险(*Risk*)的影响，即考察交互项*Green*×*Post*的回归系数。然后，检验投融资期限错配(*Sfli*)和绿色债券(*Green*)对公司风险(*Risk*)的影响，即交互项*Sfli*×*Green*×*Post*的回归系数。回归结果如表8所示，列(1)显示*Green*×*Post*的回归系数显著为负；第(2)列显示*Sfli*×*Green*×*Post*显著为负。以上结果表明，随着绿色债券的发行，上市公司投融资期限错配的缓解可以进一步降低企业风险，与H4一致。

(七)稳健性检验

1.更换测度模型

参考张新民和叶志伟(2021)^[33]的研究，采用有息负债期限结构(*Intdebt_str*)和借款期限结构(*Loan_str*)来衡量公司投融资期限错配情况，进行稳健性检验。具体模型如下：

$$Intdebt_str_{i,t}/Loan_str_{i,t}=\lambda_0+\lambda_1Green_i\times Post_{i,t-1}+\lambda Control_{i,t-1}+\sum Year+\sum Firm+\varepsilon \quad (5)$$

表 9 更换被解释变量的回归结果

变量	(1) <i>Intdebt_str</i>	(2) <i>Loan_str</i>
<i>Green</i> × <i>Post</i>	-0.0340*** (-2.60)	-0.0545*** (-2.64)
<i>Size</i>	0.0265*** (9.30)	0.0160*** (8.54)
<i>Lev</i>	0.0171 (0.79)	0.1459*** (10.79)
<i>ROA</i>	0.1493** (2.34)	0.2354*** (6.35)
<i>Growth</i>	-0.0003 (-0.72)	-0.0024* (-1.82)
<i>Liquid</i>	0.0028 (1.25)	0.0135*** (7.37)
<i>Bond</i>	0.0061 (1.51)	-0.0429*** (-8.40)
<i>Gssx</i>	0.0074 (1.08)	0.0101** (2.54)
<i>Top1</i>	0.0009 (1.40)	-0.0004 (-0.93)
<i>Balance</i>	-0.1441* (-1.77)	0.1046** (1.98)
截距项	-0.5635*** (-8.87)	-0.4023*** (-10.07)
公司效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	5846	10721
调整 R^2	0.5438	0.4781

其中，被解释变量代表有息负债期限结构(*Intdebt_str*)=(长期借款+应付债券+长期应付款)/(短期借款+长期借款+应付债券+长期应付款+一年内到期的非流动负债)。借款期限结构(*Loan_str*)=长期借款/(短期借款+长期借款)。模型(5)的交乘项*Green*×*Post*的回归系数是本文考察的主要对象，用来观测发行绿债是否抑制了投资-短期信贷的敏感性，以检验绿色债券政策的微观实施效果。模型(5)的控制变量沿用原始配置，具体包括公司规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、公司业绩(*ROA*)、成长性(*Growth*)、资产流动性(*Liquid*)、债券(*Bond*)、产权性质(*Gssx*)、股权集中度(*Top1*)、股权制衡度(*Balance*)以及年度固定效应(*Year*)和公司固定效应(*Firm*)。回归结果如表9所示，列(1)、列(2)是模型(5)的回归结果，*Green*×*Post*的回归系数分别为-0.0340和-0.0545，均在1%水平下显著为负，表明发行绿债能够有效降低企业长期投资对短期信贷资金的依赖，从而抑制了企业的“短融长投”，本文主要研究结论仍然成立。

2.倾向得分匹配

为了考察实验组投融资期限错配的变化是由公司首次发行绿色债券产生的“净影响”，消除公司发行绿色

表 10 倾向得分匹配的回归结果

变量	(1)1:1 匹配	(2)1:2 匹配
<i>Green</i> × <i>Post</i>	-0.1218* (-1.75)	-4.1162** (-2.15)
<i>Size</i>	0.5344*** (4.51)	6.6362*** (11.34)
<i>Lev</i>	-1.1080 (-1.62)	7.1130*** (6.02)
<i>ROA</i>	-0.5815 (-0.38)	-35.9918*** (-2.88)
<i>Growth</i>	0.0023 (0.67)	-0.3897** (-2.49)
<i>Liquid</i>	0.6099*** (3.34)	5.6560*** (3.85)
<i>Bond</i>	0.0015 (0.02)	0.1070 (0.11)
<i>Gssx</i>	-1.0148* (-1.85)	-12.6662* (-1.77)
<i>Top1</i>	-0.0153 (-0.61)	0.2501 (1.40)
<i>Balance</i>	4.9367*** (3.18)	-21.8166 (-1.18)
截距项	-12.6392*** (-4.30)	-163.6558*** (-11.64)
公司效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	231	371
调整 R^2	0.2073	0.4148

表 11 处理效应的回归结果

变量	(1) <i>Green</i> × <i>Post</i>	(2) <i>Sfii</i>	(3) <i>Green</i> × <i>Post</i>	(4) <i>Sfii</i>
<i>Green</i> × <i>Post</i>		-2.9836*** (-6.71)		-3.0381*** (-6.93)
<i>Lev</i>	1.1236*** (3.29)	-0.1361*** (-4.91)	1.1236*** (3.29)	-0.1184*** (-4.10)
<i>ROA</i>	0.9054 (0.78)	-0.5497*** (-6.54)	0.9054 (0.78)	-0.5243*** (-6.25)
<i>Income</i>	0.0000*** (3.71)		0.0000*** (3.71)	
<i>Size</i>		0.0624*** (17.07)		0.0581*** (14.92)
<i>Growth</i>		-0.0012 (-1.46)		-0.0015* (-1.81)
<i>Liquid</i>		0.0034 (1.37)		0.0059** (2.29)
<i>Bond</i>		-0.0273** (-2.46)		-0.0151 (-1.36)
<i>Gssx</i>		0.0068 (0.83)		0.0102 (1.23)
<i>Top1</i>		-0.0008 (-0.94)		-0.0008 (-0.91)
<i>Balance</i>		0.0171 (0.15)		0.0264 (0.23)
截距项	-3.4013*** (-15.46)	-1.3595*** (-17.09)	-3.4013*** (-15.46)	-1.1799*** (-13.61)
<i>Lambda</i>		0.4252***		0.4292***
公司效应	否	否	是	是
年度效应	否	否	是	是
样本量	10946	10946	10946	10946
Wald χ^2		546.98***		936.36***

债券可能存在自选择偏差带来的内生性，基于可测变量纠正选择性偏误，本文首先应用倾向得分匹配方法(PSM)来构建控制组样本，选择财务杠杆(*Lev*)、公司业绩(*ROA*)、营业收入(*Income*)这三个关键影响因素作为协变量，在全样本的基础上按年份、行业分别采用1:1和1:2抽样有放回最近距离配对来为发行绿债的公司构建控制组，进行DID回归。回归结果如表10所示，列(1)中*Green*×*Post*的回归系数在10%水平下显著为负，列(2)中*Green*×*Post*的回归系数在5%水平下显著为负，本文的结论依然成立。

3.处理效应模型

公司是否发行绿色债券还可能存在不可测变量造成的选择性偏误，本文采用处理效应模型两步法(two-step)对处理变量*Green*×*Post*进行结构建模来修正，以进一步对假

表 12 平行趋势检验的回归结果

变量	<i>Sfii</i>
<i>Before3</i> × <i>Green</i>	-0.0491 (-0.49)
<i>Before2</i> × <i>Green</i>	-0.2335 (-1.37)
<i>Before1</i> × <i>Green</i>	-0.3142 (-1.58)
<i>Current</i> × <i>Green</i>	-0.5321** (-2.09)
<i>After1</i> × <i>Green</i>	-0.4961* (-1.91)
<i>After2</i> × <i>Green</i>	-0.5715 (-1.18)
<i>Size</i>	1.5226*** (4.70)
<i>Lev</i>	-1.4280 (-1.43)
<i>ROA</i>	0.0570 (0.05)
<i>Growth</i>	-0.0218* (-1.66)
<i>Liquid</i>	0.0653 (0.88)
<i>Bond</i>	-0.0085 (-0.21)
<i>Gssx</i>	-0.8088 (-1.06)
<i>Top1</i>	0.0384 (0.83)
<i>Balance</i>	-3.6739 (-0.75)
截距项	-33.3212*** (-4.35)
公司效应	是
年度效应	是
样本量	10946
调整 R^2	0.1115

表 13 安慰剂检验的回归结果

变量	统一 2015 年发绿色债券		统一 2016 年发绿色债券	
	(1) <i>Sfli</i>	(2) <i>Sfli</i>	(3) <i>Sfli</i>	(4) <i>Sfli</i>
<i>Green</i> × <i>Post</i>	0.0006 (0.02)	-0.0221 (-0.73)	-0.0026 (-0.08)	-0.0247 (-0.72)
<i>Size</i>	0.0633*** (19.11)	0.0640*** (19.16)	0.0634*** (19.13)	0.0641*** (19.17)
<i>Lev</i>	-0.1796*** (-7.33)	-0.1577*** (-6.15)	-0.1796*** (-7.33)	-0.1578*** (-6.15)
<i>ROA</i>	-0.5452*** (-7.29)	-0.5332*** (-7.11)	-0.5452*** (-7.29)	-0.5333*** (-7.11)
<i>Growth</i>	-0.0013* (-1.78)	-0.0012 (-1.64)	-0.0013* (-1.77)	-0.0012 (-1.64)
<i>Liquid</i>	0.0029 (1.30)	0.0050** (2.20)	0.0029 (1.30)	0.0050** (2.20)
<i>Bond</i>	-0.0294*** (-2.92)	-0.0295*** (-2.92)	-0.0293*** (-2.91)	-0.0296*** (-2.93)
<i>Gssx</i>	0.0046 (0.60)	0.0034 (0.45)	0.0046 (0.60)	0.0034 (0.44)
<i>Top1</i>	-0.0009 (-1.05)	-0.0009 (-1.09)	-0.0009 (-1.05)	-0.0009 (-1.09)
<i>Balance</i>	0.0078 (0.07)	0.0139 (0.13)	0.0078 (0.07)	0.0131 (0.12)
截距项	-1.3654*** (-18.99)	-1.3344*** (-17.51)	-1.3662*** (-19.00)	-1.3345*** (-17.52)
公司效应	否	是	否	是
年度效应	否	是	否	是
样本量	10946	10946	10946	10946
调整 R^2	0.1088	0.1058	0.1089	0.1060

设H1进行稳健性检验。回归结果如表11所示，无论是否控制公司和年度，列(1)、列(2)*Green*×*Post*的回归系数均在1%水平下显著为负，绿色债券对公司投融资期限错配具有显著负向影响。同时两步法中 λ 的回归系数在1%水平下显著，Wald χ^2 也在1%水平下显著异于0，这就意味着处理效应模型效果较好。可以看出，在排除不可测变量自选择偏误后，本文结论依然成立。

4. 平行趋势假定

为了证明样本满足平行趋势假设，设*Before3*、*Before2*、*Before1*为公司首次发行绿债前*n*年的虚拟变量，*Current*为首次发行绿债当年，*After1*和*After2*分别为公司发放绿色债券后*n*年。如果样本满足平行趋势假设，公司投融资错配的改善来自发行绿债的影响，本文预期*Before3*×*Green*、*Before2*×*Green*和*Before1*×*Green*系数不显著，但*Current*×*Green*、*After1*×*Green*和*After2*×*Green*系数显著为负。回归结果表12基本印证了本文的判断，*Before3*×*Green*、*Before2*×*Green*和*Before1*×*Green*的回归系数均不显著，同时*Current*×*Green*、*After1*×*Green*和*After2*×*Green*的回归系数显著为负，表明上市公司的投融

资期限错配在发行绿债后得到了抑制，但随着时间的推移显著性在下降，仅在发行当年和下一年能够显著改善公司投融资期限错配情况。

5. 安慰剂检验

本文通过构建虚假立法时间进行安慰剂检验。具体地，本文分别将2015年和2016年设定为上市公司发行绿债的虚假发行时间，构建虚假时期虚拟变量。根据模型(1)进行回归，表13中列(1)、列(2)显示了2015年为虚拟发行绿债时间的回归结果，无论是否控制时间和个体固定效应，*Green*×*Post*的回归系数均不显著。列(3)和列(4)列示了2016年为虚拟发行绿债时间的回归结果，无论是否控制时间和个体固定效应，*Green*×*Post*的回归系数均不显著。这与主回归结果均不一致，说明除了真正发行绿债的年份之外，若改为在其他年份发债，均不可能显著抑制公司投融资期限错配。这一结果证明公司投融资期限错配程度的下降确实是绿色债券的发行引起的，本文结论依然成立。

五、结论与启示

发展绿色债券市场成为资本市场改革的重要战略。当前，绿色金融正逐步推进，有必要深入研究绿色债券市场启动的微观实施效果。为此，本文讨论绿色债券如何影响企业投融资期限错配，主要结论如下：绿色债券显著抑制了企业投融资期限错配，且这种抑制作用在非国有企业、小型企业、信用评级较低企业、高污染企业中更为显著；机制检验研究表明缓解融资约束在绿色债券与企业投融资期限错配之间发挥中介作用；此外，绿色债券可以通过抑制投融资期限错配发挥降低企业风险的间接作用。本文利用发行绿色债券这一独特样本，从投融资错配角度研究企业绿色债券发行的经济后果，拓展了绿色金融的理论边界，也为绿色债券政策实施后果提供了新的经验证据。

基于以上研究结果，建议政府部门通过积极培育绿色债券市场，为环境友好型项目引入长期资金，促进生态事业发展。可能的措施包括：第一，创建绿色债券支持模式。拓宽多元绿色资本渠道，注重债券政策与其他环境经济规制工具的协同配合，如绿色信贷、环境污染责任保险、绿色基金等金融创新手段，缓解项目资金

压力及“短融长投”。灵活设置项目期限和还款方式以缓解环保类项目收益周期长的问题,对不同产权性质、企业规模、信用评级、行业属性实行差异化支持政策。第二,鼓励优质主体发行绿色债券,投资者购买绿色债券。通过第三方认证、绿色政策支持等方式,提高绿色

项目的环保公信力,形成双向良性绿色资本循环系统,培育绿色融资和绿色投资文化。第三,管理层在制定债券发行计划时,应关注绿色债券对企业融资活动和投资决策产生的影响,积极参与绿色金融体系构建,为生态事业发展和生态文明建设做出贡献。■

参考文献:

- [1] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [2] 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.
- [3] Dong Q, Wen S, Liu X. Credit allocation, pollution, and sustainable growth: theory and evidence from China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019: 1-19.
- [4] Flammer C. Green bonds: effectiveness and implications for public policy[J]. *Environmental and Energy Policy and the Economy*, 2020, (1): 95-128.
- [5] Frank M Z, Goyal V K. The effect of market conditions on capital structure adjustment[J]. *Finance Research Letters*, 2004, 1(1): 47-55.
- [6] Gillingham K, Newell R G, Palmer K. Energy efficiency economics and policy[J]. *Annual Review of Resource Economics*, 2009, 1(1): 597-620.
- [7] Greenstone M, Jack B K. Envirodevonomics: a research agenda for a young field[J]. *Journal of Economic Literature*, 2015, 53(1): 5-42.
- [8] Hall B H, Moncada-Paternò-Castello P, Montresor S, et al. Financing constraints, R&D investments and innovative performances: new empirical evidence at the firm level for Europe[J]. *Economics of Innovation & New Technology*, 2016, 25(3): 1-14.
- [9] He L Y, Liu L. Stand by or follow? responsibility diffusion effects and green credit[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2018, 54(8): 1740-1761.
- [10] Jun S G, Jen F C. The determinants and implications of matching maturities[J]. *Review of Pacific Basin Financial Markets & Policies*, 2005, 8(2): 309-337.
- [11] Li Y, Lin Y, Zhang L. Trade secrets law and corporate disclosure: causal evidence on the proprietary cost hypothesis[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2017, 56(1): 265-308.
- [12] Morris J R. On corporate debt maturity strategies[J]. *Journal of Finance*, 1976, 31(1): 29-37.
- [13] Myers S T. Determinants of corporate borrowing[J]. *Journal of Financial Economics*, 1977, (5): 147-175.
- [14] Purnanandam A, Weagley D. Can markets discipline government agencies? evidence from the weather derivatives market[J]. *Journal of Finance*, 2016, 71(1): 303-334.
- [15] Roslen S N M, Yee L S, Ibrahim S A B. Green bond and shareholders' wealth: a multi-country event study[J]. *International Journal of Globalization & Small Business*, 2017, 9(1): 61-69.
- [16] Soundararajan P, Vivek N. Green finance for sustainable green economic growth in India[J]. *Agric. Econ-Czech*, 2016, 62(1): 35-44.
- [17] He Z, Xiong W. Rollover risk and credit risk[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(2): 391-429.
- [18] 巴曙松, 丛钰佳, 朱伟豪. 绿色债券理论与中国市场发展分析[J]. *杭州师范大学学报(社会科学版)*, 2019, 41(1): 91-106.
- [19] 白云霞, 邱穆青, 李伟. 投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J]. *中国工业经济*, 2016, (7): 23-39.
- [20] 陈诗一, 李志青. 绿色金融概论[M]. 上海: 复旦大学出版社, 2019: 269-293.
- [21] 刘晓光, 刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现[J]. *经济研究*, 2019, 54(7): 127-141.
- [22] 马红, 侯贵生, 王元月. 产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究[J]. *南开管理评论*, 2018, 21(3): 46-53.
- [23] 朱俊明, 王佳丽, 余中洪, 杨姝影, 文秋霞. 绿色金融政策有效性分析: 中国绿色债券发行的市场反应[J]. *公共管理评论*, 2020, 2(2): 21-43.
- [24] 邱穆青, 白云霞. 官员访问与企业投融资期限错配[J]. *财经研究*, 2019, 45(10): 138-152.
- [25] 盛明泉, 任侨, 鲍群. “短贷长投”与全要素生产率关系研究[J]. *亚太经济*, 2020, (1): 116-126+152.
- [26] 唐国平, 赵佩琪. 公司治理与企业环保投资: 文献综述[J]. *会计之友*, 2021, (13): 77-83.
- [27] 王会娟, 余梦霞, 张路, 岳衡. 校友关系与企业创新——基于PE管理人和高管的关系视角[J]. *会计研究*, 2020, (3): 78-94.
- [28] 王康仕, 孙旭然, 王凤荣. 绿色金融发展、债务期限结构与绿色企业投资[J]. *金融论坛*, 2019, 24(7): 9-19.
- [29] 王雄元, 谭建华. 国家物流服务标准化促进了企业投资吗[J]. *会计研究*, 2019, (12): 46-51.
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [31] 郁智, 曹雅丽. 绿色信贷政策会影响重污染企业盈余质量吗? [J]. *证券市场导报*, 2021, (5): 26-36.
- [32] 詹小颖. 绿色债券发展的国际经验及我国的对策[J]. *经济纵横*, 2016, (8): 119-124.
- [33] 张新民, 叶志伟. 得“信”者多助? ——社会信任能缓解企业短贷长投吗? [J]. *外国经济与管理*, 2021, 43(1): 44-57+72.
- [34] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. *管理世界*, 2016, (3): 87-98+114+188.
- [35] 钟凯, 刘金钊, 王化成. 家族控制权会加剧企业资金期限结构错配吗?——来自中国非国有上市公司的经验证据[J]. *会计与经济研究*, 2018, 32(2): 3-20.

(责任编辑: 孙烨)