绿色债券、碳减排效应与经济高质量发展

张　科[1]，熊子怡[1]，黄细嘉[2]
（1. 南昌大学 经济管理学院，江西 南昌 330031；2. 南昌大学 旅游学院，江西 南昌 330031）

摘　要：绿色债券是绿色金融体系的重要组成部分，具有“绿色”和“金融”双重属性，其发行能否降低二氧化碳排放？目前较少有学者研究。文章从宏观视角对绿色债券的碳减排效应及其内在机制进行了研究，并基于绿色全要素生产率验证了绿色债券对经济高质量发展的影响。研究发现：（1）绿色债券能够显著降低城市碳排放强度，并且该效应在金融市场化程度较高和环境规制力度较弱的地区更明显，该结论在经过内生性问题处理和一系列稳健性测试后仍然成立。（2）机制分析表明，一方面，绿色债券通过缓解企业融资约束提升了环保投资水平；另一方面，发行绿色债券有助于提高发行主体的社会关注度，从而促进其更好地履行环境社会责任。（3）进一步检验发现，绿色债券有助于提高城市绿色全要素生产率，进而促进经济高质量发展。文章的研究不仅证实了绿色债券在经济发展与环境保护中的重要作用，也为进一步发展绿色金融与加速生态文明建设提供了理论依据和政策启示。

关键词：绿色债券；碳排放强度；经济高质量发展
中图分类号：X22；F832.5　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1001-9952（2023）06-0064-15
DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230316.401

一、引　言

党的二十大报告强调，要贯彻新发展理念，着力推进经济高质量发展。而经济发展也需遵循客观的生态环境可承载基础。因此，实现节能减排与经济增长的“共赢”是推动经济高质量发展的关键。绿色金融是支持环境改善、促进资源节约与高效利用的经济活动，为引导技术变革、加速产业结构转型和推动经济高质量发展提供了新动力（文书洋等，2021）。2015 年 9 月，中共中央、国务院出台《生态文明体制改革总体方案》，首次明确提出要“建立绿色金融体系”，并强调绿色金融是引导各界积极参与环境治理、促进经济高质量发展的重要政策指导（斯丽娟和曹昊煜，2022）。一方面，绿色金融政策可以促进企业环境治理从末端治理向其他治理方式转变，也可以激发社会资本参与环境治理来应对环境风险，将环保的主要力量由公共部门向私有部门转变（史代敏和施晓燕，2022）；另一方面，绿色金融的成本分摊功能可以缓解企业环境风险的不确定性对其债务融资的影响。

绿色债券兼具“绿色”和“金融”的双重属性，是中国绿色金融体系的重要组成部分。2015 年 12 月，中国人民银行和国家发展改革委相继出台《绿色债券发行指引》和《绿色债券支持项目目

收稿日期：2022-09-06
基金项目：江西省社科基金项目（21YJ01）
作者简介：张　科（1994－），男，四川成都人，南昌大学经济管理学院博士研究生；
熊子怡（1999－）（通讯作者），女，江西南昌人，南昌大学经济管理学院硕士研究生；
黄细嘉（1962－），男，江西九江人，南昌大学旅游学院教授，博士生导师。

录》（以下分别简称《指引》和《目录》），标志着我国绿色债券制度的正式建立。此后，在政府部门及金融机构主导的一系列政策和制度安排下，我国绿色债券市场规模迅速扩大，在 2019 年以 558 亿美元的贴标绿色债券发行总量位列全球第一。[①]截至 2021 年底，中国绿色债券存量规模达到 1.16 万亿元（朱兰和郭熙保，2022）。

从理论上讲，现有关于绿色债券的环境绩效一直存在两种对立的假设，即“真绿”和“漂绿”假说。一方面，持“真绿”观点的学者认为，通过降低绿色债券的信用利差能为环境友好企业提供融资激励，同时通过提高棕色债券的信用利差能给高污染企业的绿色转型带来促进作用（陈国进等，2021）。而企业发行绿色债券会产生溢出效应，这会显著带动同行业其他企业采取更多有利于环境保护的行动，增加环境绩效（吴育辉等，2022）。另一方面，持“漂绿”观点的学者认为，企业通过发行绿色债券可以获得更便宜的融资（Marquis 等，2016；Berrone 等，2017），并且发行绿色债券后有助于提升企业社会价值。与此同时，绿色债券是否能发挥绿色减排效用可能较大程度依赖相关法律法规的配套支持。因此，在这种情况下，发行主体可能利用现阶段监管漏洞，通过发行绿色债券进行套利。

Flammer（2021）使用超过 25 个国家的绿色债券数据研究发现，只有经过第三方认证的绿色债券才能表现出较好的环境绩效。不同于发债类型多元化、监管形式多样化的国外绿色债券市场，我国绿色金融体系建设具有顶层设计特点。监管部门针对绿色债券的发行准入和结构设计提出了一系列鼓励和监管措施，不仅明确了绿色债券审核和发行的标准，而且规范了绿色债券募集资金用途。同时，在资金使用过程中相关部门也对其进行动态监管（巴曙松等，2019）。此外，由于我国资本市场披露机制可能还不完善，企业通过发行绿色债券可以向市场传递积极的“绿色”信号。一方面，这种信号吸引了社会投资者和其他利益相关者的关注度，增加了发行主体的环境绩效压力，进而让企业更有动力从事绿色投资；另一方面，“绿色”信号会让同行业和同地区的其他企业采取更多有利于环境保护的战略决策，从而产生“跟随效应”。从理论上讲，这些特点决定了国内外绿色债券市场的差异，即在我国绿色债券“真绿”的作用大于“漂绿”。但是，绿色债券是否能够降低污染排放，从而助力经济高质量发展？这需要进一步实证检验。

因此，本文以 2011—2020 年 279 个地级市面板数据为研究样本，实证分析了绿色债券对城市碳排放强度的影响及其作用机制，并借助绿色全要素生产率检验了绿色债券对经济高质量发展的影响。研究发现：首先，绿色债券能显著降低城市碳排放强度，并且该效应在金融市场化程度较高和环境规制力度较弱的地区更明显，该结论在经过内生性问题处理和一系列稳健性测试后仍然成立。其次，一方面，绿色债券通过缓解企业融资约束提升了其环保投资水平；另一方面，发行绿色债券有助于提高发行主体的社会关注度，从而促进其更好地履行环境社会责任。最后，本文研究发现绿色债券有助于提高城市绿色全要素生产率，进而促进经济高质量发展。

综上所述，本研究可能的贡献主要在于以下三点：第一，拓展了绿色债券宏观经济后果的相关文献。现有关于绿色债券经济后果的研究大多立足于绿色债券的融资成本和债券溢价（Zerbib，2019；祁怀锦和刘斯琴，2021；Flammer，2021；吴育辉等，2022）、股票市场反应和企业价值（Tang 和 Zhang，2020）以及绿色创新（王营和冯佳浩，2022）等微观视角，或者从绿色金融的经济后果角度间接验证了绿色债券的环境经济后果（陈国进等，2021；文书洋等，2021；史代敏和施晓燕，2022），但是较少有文献直接从宏观角度评估绿色债券的环境经济效应。本文立足于宏观总量视角，较好地识别了绿色债券与城市碳排放之间的因果关系，不仅拓展了绿色债券的宏观经济后

① 数据来源：《中国绿色债券市场 2019 研究报告》。

果研究，也丰富了绿色债券与环境治理协同发展的相关文献。第二，从绿色债券视角出发，为绿色金融如何推动经济高质量发展提供了新的经验证据。部分文献以跨国数据为样本对绿色金融的环境经济效应进行实证分析，但是跨国研究容易受到制度环境和文化差异等内生因素的影响，这些原因导致了主流文献结论不一致，造成了绿色金融“真绿”和“漂绿”两种观点（Marquis 等，2016；Berrone 等，2017；史代敏和施晓燕，2022）。本研究基于中国的债券市场特性，通过对地级市绿色债券发行金额进行加总，实证评估了绿色债券对经济高质量发展的促进作用，进一步为实现经济高质量发展提供了经验依据。第三，从异质性视角评估了绿色债券碳减排效应的作用边界。有文献指出环境规制对经济活动造成了额外的成本（Petroni 等，2019），因此部分学者也探讨了金融发展和产业政策与环境规制的协同效应。本文研究发现，金融发展水平较高地区的绿色债券与环境规制之间有明显的替代效应，该结论为绿色金融政策的空间选择提供了理论支撑和政策依据。

二、中国绿色债券市场发展概况

（一）中国绿色债券政策

2015 年底，中国在绿色债券监管方面的发展标志着国内绿色债券市场的起步。其中，比较重要的绿色债券政策包括：2015 年 12 月 22 日，中国人民银行与国家发展和改革委员会发布《绿色债券支持项目目录》，对发行绿色金融债券进行定义和指导。2016 年 8 月 31 日，人民银行、财政部等颁布《关于构建绿色金融体系的指导意见》，确立了共同推动绿色金融发展的合作关系。2019 年 2 月 14 日，国家发展改革委等七部委联合发布《绿色产业指导目录（2019 年版）》，规定了绿色项目的认定标准。2021 年 4 月 2 日，中国人民银行等部门印发《绿色债券支持项目目录（2021 年版）》，对绿色债券支持和适用范围进行专门界定。由此可知，我国绿色债券市场政策是由政府部门制定的，这些政策对绿色债券市场的形成和发展起到了主导作用。

（二）中国绿色债券发行规模

自 2016 年以来，我国绿色债券呈现出从平稳增长到快速发展的变化。图 1*a* 显示，我国绿色债券市场在 2021 年实现了最大年度增量，全年境内绿色债券发行规模约为 6 114.54 亿元，2020 年发行规模约为 2 256.87 亿元，2021 年发行规模比 2020 年上升 170.93%。①

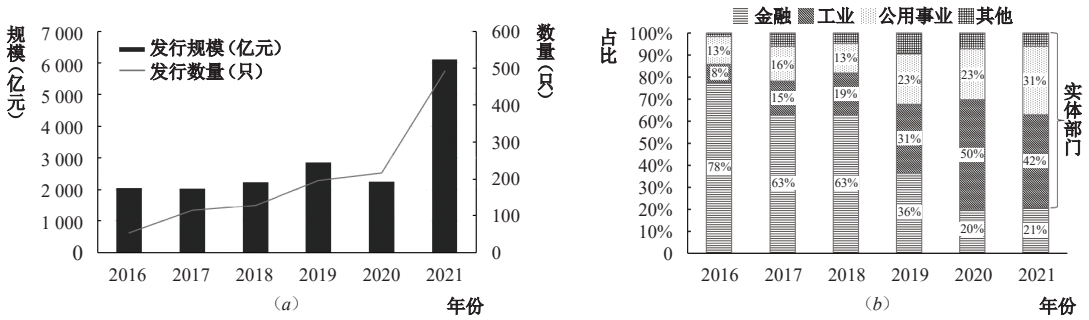

图 1　绿色债券发行规模、数量和发行主体行业

从发行主体行业分布来看，我们按照金融、工业和公用事业等大类进行划分。首先，通过图 1*b* 可以发现，在 2016—2018 年间绿色债券发行还是以金融部门为主导，主要原因可能是，我

① 图 1*a*、图 1*b*、图 2 以及图 3 数据来源于国泰安数据库。

国金融资源配置主要还是以银行等金融机构为主。其次，自从2019年以后，随着绿色债券制度的不断完善，实体部门发行规模远大于金融行业，这说明从总量规模来看，我国绿色债券市场逐渐形成了以实体部门为主、金融部门为辅的格局。

根据 *Wind* 三级行业分类的绿色债券发行行业分布结果，我国绿色债券发行主体呈现多元化的行业分布特点，主要涉及电力、建筑与工程、交通基础设施等多个行业。其中，电力行业的累计发行规模最大，建筑与工程行业企业累计发行数量位居首位，如图2所示。

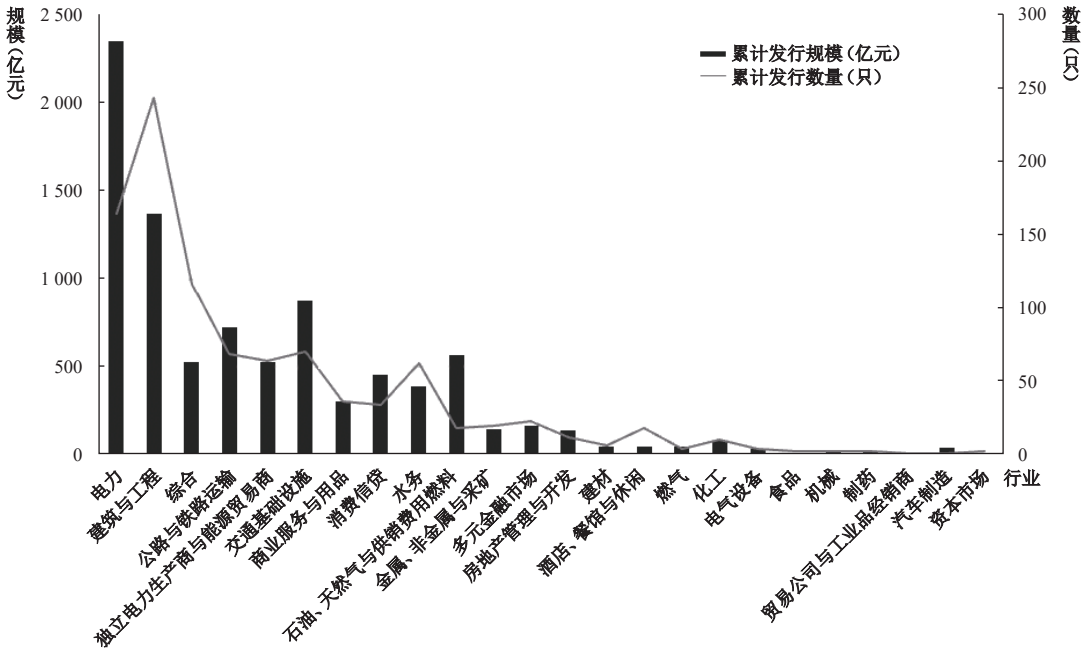

图2　绿色债券发行 *Wind* 三级行业分类

从发行主体区域分布来看，我国31个省（直辖市）均有发行绿色债券。[①]以累计发行规模计算，北京成为发行绿色债券最多的城市。然后是广东、上海、福建和江苏地区，主要为经济发展相对领先的地区。从整体来看，我国西部地区绿色债券发行规模比东部地区小，这也从侧面反映了我国绿色债券市场目前是处于非均衡状态。

三、理论分析与研究假设

（一）绿色债券与碳排放

首先，绿色债券能够对碳排放产生直接影响。不同于现阶段命令型环境规制和激励型环境规制，绿色债券既具备市场型环境规制的特征，也具备金融部门的资源配置功能。其核心在于促进金融资源在环境部门和经济部门之间达到最优配置（巴曙松等，2019）：第一，绿色债券为绿色产业提供了定向资金支持。从支持范围来看，《目录》对绿色债券的支持领域和范围进行了科学统一界定，为我国绿色低碳转型发展重点项目提供了金融资助。在该支持框架下，一方面，金融机构可以将环境因素纳入企业授信和项目管理体系，加大对符合规定条件的绿色产业、绿色项目提供资金支持；另一方面，减少对高污染、高排放企业的资金供应，进而促进其进行绿色转型。第二，绿色债券有助于降低企业的绿色融资成本。由于绿色转型过程中的不确定性和获利

① 限于篇幅，分析图表省略，读者若是感兴趣可向作者索取。

周期长的特点，企业投资绿色项目往往面临较强的融资约束。从资金成本角度来看，与普通债券相比，绿色债券具有更低的信用利差优势（祁怀锦和刘斯琴，2021），其发行主体也更容易获得投资者的认可，从而可以获得更便宜的资金（吴育辉等，2022）。中国人民银行在公开市场操作中已经将绿色债券纳入合格担保品范围，这有助于提升绿色债券的发行价格，降低企业的融资成本，进而有效提高企业参与环境治理的积极性。第三，发行绿色债券有利于提高发行主体的信息透明度。由于缺乏对企业环保行为的评估和投资流向的监管，绿色企业在传统债券市场中并不具备突出优势。《绿色债券评估认证机构市场化评议操作细则（试行）》等配套文件鼓励第三方专业机构评估募集资金用途，进一步促进绿色债券评估认证质量的提升，这能够在一定程度上预防绿色债券发行主体的“漂绿”行为，确保其将募集资金用于绿色项目建设。基于以上分析，本文提出以下假设。

假设 H1：绿色债券有助于降低城市碳排放。

其次，绿色债券可能通过促进环保投资以及提升发行主体公众关注度来降低碳排放。

第一，环保投资机制。波特假说（*Porter Hypothesis*）指出企业进行环境投资的重要动力是通过绿色技术创新来抵消环境规制所带来的成本压力，从而实现环境绩效与业绩增长“双赢”（Porter 和 van der Linde，1995）。事实上，制约企业环境投资的主要压力往往来自融资约束和现金流短缺。Xu 和 Kim（2022）利用两个准自然实验研究发现，当企业外部融资约束加剧时，企业会选择放弃环境投资以保证股东利益，从而增加污染排放。谢东明和王平（2021）研究发现，国家税务机关对重污染企业实施减税激励，可以通过提高企业的盈利能力缓解现金流压力，从而促进企业进行环保投资。绿色债券对企业融资约束的影响可以从融资方式和融资成本两个角度展开讨论。从融资方式角度来看，企业能够通过自主发行绿色债券拓宽融资渠道，缓解融资约束（Zerbib，2019）。商业银行等金融机构发行绿色债券也能够获得更多的绿色融资，再通过绿色信贷的形式为企业贷款，从而促进环保投资。从融资成本角度来看，绿色债券能够通过绿色溢价获得更多便宜的融资（王营和冯佳浩，2022）。主要原因在于，一方面，银行发行绿色债券后，会对向银行主动披露环境绩效的企业提供更低利率的绿色贷款；另一方面，由于我国政府的大力支持，相关部门对绿色债券进行大幅补贴，因此中国的绿色债券融资成本远低于国际同类型债券，这些因素都有助于绿色债券降低企业融资成本。因此，绿色债券有助于缓解企业的融资约束，增加其环保投资以降低碳排放。

第二，社会关注机制。利益相关者理论和公司治理理论都强调了社会关注对企业的监督机制和治理功能。孔东民等（2013）研究发现，公众媒体关注对企业有显著的监督功能，会促进企业增加生产效率、业绩以及社会责任。王旭和褚旭（2022）研究表明，当企业受到各方关注度较高时，为了保证声誉机制和行业地位，企业会通过提高绿色技术创新水平以增强利益相关者对绩优企业的环保要求。张玉明等（2021）研究发现，社会关注对重污染企业有绿色指引作用，能够显著提高重污染企业的绿色创新水平，从而获得更长期的环境绩效。企业发行绿色债券不仅可以获得更便宜的融资（Flammer，2021），而且媒体曝光率的提高也会增加公众对企业的关注度（Tang 和 Zhang，2020），这有利于降低利益相关者之间的信息不对称，进而对企业行为形成更完善的监督机制（Zhang 等，2021）。因此，我们认为发行绿色债券会增加社会公众对发行主体的关注度，从而引导企业强化环境社会责任以降低碳排放。基于以上分析，本文提出以下假设。

假设 H2：绿色债券可以通过促进环保投资以及提升发行主体的社会关注度来降低碳排放。

（二）绿色债券与经济高质量发展

环境治理是党和政府的发展战略，也是我国经济高质量发展的关键。张军扩等（2019）指

出，经济高质量发展是以满足人民日益增长的美好生活需要为目标的绿色可持续发展，即绿色发展是经济高质量发展的重要内涵。与此同时，大部分学者对于经济绿色增长的理解主要从全要素生产率角度展开讨论。Easterly 和 Levine（2001）基于内生增长理论指出，提升全要素生产率是经济可持续发展的重要驱动因素。余泳泽等（2019）、戴魁早和骆苕函（2022）则利用非期望产出模型测算了中国各地区间绿色全要素生产率增长速度，并以此作为经济高质量增长的代理变量，深入分析了各区域间经济高质量发展的驱动因素以及发展差异。因此，提升绿色全要素生产率是推动经济高质量发展的关键。

Romer（1990）在内生增长理论框架下，基于产品种类增加型模型分析了绿色金融促进绿色全要素生产率的具体机制。史代敏和施晓燕（2022）在 *Romer* 模型的基础上，进一步构建了包含研发部门、中间品部门以及最终品部门的多产品种类叠加理论模型，从理论和实证证明了绿色金融能够缓解融资约束对科研产出的挤出效应，从而提高绿色全要素生产率。因此，在地区金融资本总量一定的情况下，一方面，绿色债券有助于将更多的社会资金引导至绿色产业部门，缓解其融资约束，从而提升绿色发展效率；另一方面，绿色债券融资增加会降低其他污染项目的资金配置，从而抑制重污染行业发展，使得非绿色产业转型，减少非期望产出，进而提升绿色全要素生产率。基于以上分析，本文提出以下假设。

假设 H3：绿色债券有助于提升绿色全要素生产率，从而推动经济高质量发展。

四、研究设计

（一）模型构建

本文构建如下回归模型，并且对绿色债券的碳减排效应进行实证检验：

$$Ci_{i,t} = \alpha + \beta Greenbonds_{i,t} + \eta X_{i,t} + \gamma_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中，下标 i 和 t 分别表示地级市和年份。被解释变量 $Ci_{i,t}$ 为地级市 i 第 t 年碳排放强度的自然对数值；核心解释变量 $Greenbonds_{i,t}$ 为第 i 个地级市第 t 年绿色债券发行金额的自然对数值；$X_{i,t}$ 代表一系列影响碳排放且随地区和年份变动的控制变量集合；γ_t 和 μ_i 分别表示年份固定效应和城市固定效应；$\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。本文着重关注核心解释变量 $Greenbonds_{i,t}$ 的系数，若绿色债券可以显著降低当地二氧化碳排放强度，则 β 显著为负。

（二）主要变量定义

1. 碳排放强度（*Ci*）

理论上，碳排放强度为碳排放总量与地区实际生产总值的比值。本文参考吴建新和郭智勇（2016）以及韩峰和谢锐（2017）的研究来测算地区碳排放，为了消除地区经济规模的内生影响，将二氧化碳排放量对地区实际生产总值的比值进行标准化处理得到碳排放强度，并且取自然对数后得到 *Ci*。同时，为提高研究结论的可靠性，本文还选取了人均碳排放量的自然对数值进行稳健性检验。具体测算城市碳排放总量的过程如下：

$$Co2_t = Co2_e + Co2_g + Co2_i \tag{2}$$

其中，$Co2_t$ 表示二氧化碳排放总量，$Co2_e$、$Co2_g$ 和 $Co2_i$ 分别为工业用电、工业用天然气以及液化石油气消耗量，以上三种能源所产生的碳排放量为能源消耗量与 *Co2* 排放系数的乘积。参考 2003—2020 年《中国电力统计年鉴》煤电发电量占总发电量中的平均比例以及吴建新和郭智勇（2016）的研究成果，煤电燃料链温室气体排放系数折合为 1.302 千克/千瓦时。天然气和液化石油气的二氧化碳排放系数参考《省级温室气体清单编制指南（试行）》，分别为 2.1622 千克/立方米和 3.1013 千克/千克。

2. 绿色债券(*Greenbonds*)

本文从国泰安数据库(*CSMAR*)获取了 2011—2020 年所有境内绿色债券的发行主体、发行规模、发行日期等数据，参照《绿色债券支持项目目录(2021 年版)》进行校准后，利用“天眼查”网站将债券发行主体的注册地址与各地级市匹配，汇总地级市当年绿色债券发行金额，并加 1 取自然对数。

3. 控制变量

为了更加准确地分析绿色债券对城市碳排放的影响，本文参考已有文献(范子英和赵仁杰，2019)的研究方法，设定如下控制变量：经济发展水平，即人均 *GDP* 的自然对数值(*Gdp*)；产业结构，即第二、三产业增加值占 *GDP* 的比重(*Second* 和 *Third*)；城市规模，即人口密度的自然对数值(*Density*)；城市互联网水平，即每万人互联网接入用户数的自然对数值(*Internet*)；投资规模，即人均固定资产投资总额的自然对数值(*Fix*)；研发水平，即人均 *R&D* 经费内部支出的自然对数值(*Rd*)；政府支出，即人均地方财政一般预算内支出的自然对数值(*Expend*)。

(三)数据来源与数据处理

本文以 2011—2020 年中国 279 个地级市为研究样本，数据来源主要包括：(1)碳排放数据主要来源于《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《中国电力统计年鉴》；(2)绿色债券相关数据主要来源于国泰安数据库(*CSMAR*)；(3)地区控制变量数据均来源于《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》；(4)企业基本特征、财务数据来源于 *Wind* 数据库和 *CSMAR* 数据库。此外，考虑到直辖市具有特殊性，本文剔除了北京、天津、上海和重庆 4 个直辖市样本，以保证研究结论的普适性。表 1 为主要变量的描述性统计。

表 1　主要变量的描述性统计

变量名	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
Greenbonds	2 790	0.306	1.250	0.000	6.621
Ci	2 790	10.25	0.760	8.432	12.34
GTFP	2 790	1.010	0.029	0.986	1.061
Gdp	2 790	10.70	0.664	9.331	12.47
Second	2 790	0.463	0.106	0.183	0.722
Third	2 790	0.416	0.096	0.213	0.686
Density	2 790	5.737	0.885	2.944	7.200
Internet	2 790	7.526	0.693	5.875	9.212
Fix	2 790	10.49	0.758	8.393	12.12
Rd	2 790	5.849	1.681	0.600	9.355
Expend	2 790	8.997	0.504	7.870	10.46

五、实证分析

(一)基准回归结果

表 2 报告了绿色债券对城市碳排放强度影响的基准回归结果。列(1)仅控制了年份固定效应和城市固定效应，核心解释变量 *Greenbonds* 的系数为−0.0202，并且在 1% 的显著性水平下显著，说明绿色债券显著降低了城市碳排放强度，初步验证了本文假设 H1。为进一步控制城市个体特征对实证结果的影响以及缓解遗漏变量导致的内生性问题，我们在列(2)中加入了一系列城市特征变量，*Greenbonds* 的系数估计值均在 1% 的显著性水平下显著为负，说明在控制城市个体特征后绿色债券对城市碳排放强度依然有显著的抑制作用。此外，根据列(2)结果可知，平均而言，绿色债券发行金额每上升 1%，碳排放强度降低约0.0157%。从总量来看，2020 年中国碳排

放总量约为98.94亿吨，*GDP*总量约为101.36万亿元，我们可以推算出，绿色债券发行金额每上升1%，那么碳排放总量降低约155万。①

表2　基准回归结果

	Ci	
	（1）	（2）
Greenbonds	−0.0202***	−0.0157***
	（0.0052）	（0.0050）
控制变量		控制
城市、年份固定效应	控制	控制
R^2	0.0589	0.1651
N	2790	2790

注：*、**和***分别表示回归系数在10%、5%和1%的水平上显著，括号内为稳健标准误，下表同。

（二）稳健性检验

1. 工具变量法

在模型（1）中，虽然我们尽量通过逐步回归法来缓解遗漏变量导致的内生性问题，但实证估计依然可能存在其余不可观测的因素。除此之外，较高的碳排放压力也会促使地方政府鼓励企业和金融机构发行绿色债券，因此两者可能存在较强的逆向因果关系，我们需要构建合适的工具变量以缓解遗漏变量和反向因果等内生性问题。

参考孙鲲鹏和石丽娜（2022）的工具变量构建思想，考虑当年市长或市委书记是否有经管专业或金融背景（下文简称"经管专业背景"），即市长或市委书记以往的学习经历是否为经管专业及工作经历是否涉及金融部门和岗位，并且以此为工具变量。第一，工具变量的相关性。首先，绿色债券发行和审批需要地方政府与发行主体共同参与，其中包括利率补贴和绿色通道等，因此地方政府是否支持绿色债券决定了绿色债券能否发行及其发行规模；其次，绿色债券作为一种金融创新产品，旨在通过绿色金融手段最终实现经济与环境协调发展的目的，因此绿色债券发行涉及多学科的知识，需要熟悉宏观经济和金融业务运营知识的综合性人才。经管专业背景的领导人由于具备经济或金融相关的知识，他们更愿意利用绿色金融创新手段来降低经济发展的环境负外部性。基于此，市长或市委书记的经管专业背景可能会影响地方政府是否鼓励地方企业发行绿色债券。第二，工具变量的外生性。没有直接证据表明领导人经管专业背景特征会通过其他渠道直接或间接影响城市碳排放强度。

工具变量两阶段（2*SLS*）回归结果见表3列（1）、列（2）。结果表明，*IV*1的系数估计值为正，并且在1%的显著性水平下显著，表明地方政府领导人有经管专业背景会显著影响城市绿色债券发行规模。列（2）结果显示，在使用工具变量缓解内生性问题后，*Greenbonds*的系数依然在5%的显著性水平下显著为负，并且第一阶段*F*值大于经验值10，即不存在弱工具变量的问题。

采用地级市到北京的距离与年份交乘项的自然对数作为工具变量。第一，工具变量的相关性。地理经济学第一定律指出，经济活动空间联系存在距离衰减规律，即相隔较远的区域间经济活动联系较弱，而相邻区域之间的经济活动联系较强。我国绿色债券发行标准主要由人民银行和发改委两部门制定，虽然两部门在标准制定的过程中会详细调研全国各地区的实际情况，以拟定符合整个绿色债券市场运行规律的发行标准，但是从获取信息难易程度来看，离北京越近的样本越容易被其参考。另外，发行绿色债券需要通过发改委或证监会申请，相对于距离审核单位较远的发行主体，距离审核单位较近的发行主体更容易获取全面的审核信息，从而有更高几率成功发行绿色债券。第二，关于工具变量的外生性。没有直接证据表明城市到北京的距离会直接或间接影响城市碳排放强度。

由于空间距离不随时间变化，为保证两阶段最小二乘估计的准确性，我们参考Nunn和Qian（2014）的研究，将各地级市到北京的距离与年份交乘项的自然对数（*IV*2）作为绿色债券的工具变量。表3列（3）结果显示，*IV*2的系数估计值在5%的显著性水平下显著为负，这意味着距离

① 155=（98.94/101.36）×0.0157%×101.36

北京越远越会抑制绿色债券发行。表 3 列(4)结果显示，在使用工具变量缓解内生性问题后，*Greenbonds* 的系数依然在 1% 的显著性水平下显著为负，并且第一阶段 *F* 值为 10.811，大于经验值 10，即不存在弱工具变量的问题。以上结果均表明，在控制内生性问题后，本文结果依然稳健。

表 3　工具变量法

	基于领导人个人特征		基于地理距离	
	Greenbonds	*Ci*	*Greenbonds*	*Ci*
	(1)	(2)	(3)	(4)
*IV*1	2.6004***			
	(0.1638)			
*IV*2			−1.0289**	
			(0.4416)	
Greenbonds		−0.0337**		−2.3430***
		(0.0156)		(0.7220)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1230	0.8781	0.0364	0.7741
N	2 790	2 790	2 790	2 790

2. 排除其他同时期政策的影响

由于同时期出台的节能减排综合示范城市试点、低碳城市试点和碳排放交易试点政策都对碳排放具有约束作用，这可能会使本文绿色债券的碳减排效果涵盖其他政策效果。为排除这一部分的干扰，我们分别将节能减排综合示范城市试点政策与实施时间的交乘项、低碳城市试点政策与实施时间的交乘项、碳排放交易试点政策与实施时间的交乘项作为控制变量，估计结果如表 4 所示。可以看出，*Greenbonds* 的系数为负，并且依然在 1% 的显著性水平下显著，这表明在控制一系列同时期政策的影响后，本文结论依然稳健。

表 4　稳健性检验：排除其他同时期政策的影响

	Ci		
	(1)	(2)	(3)
Greenbonds	−0.0156***	−0.0154***	−0.0155***
	(0.0050)	(0.0050)	(0.0050)
节能减排综合示范城市试点	−0.1432***		
	(0.0451)		
低碳城市试点		−0.0241	
		(0.0326)	
碳排放交易试点			−0.0303
			(0.0326)
控制变量	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.168	0.165	0.165
N	2 790	2 790	2 790

3. 其他稳健性检验。本文还在上述检验的基础上开展了如下稳健性检验：(1)倾向得分匹配(*PSM*)。采取卡尺范围为 0.05 的 1:2 最近邻匹配方法和核匹配方法，进行分年度逐年倾向得

分匹配，然后利用匹配后的样本对基准回归进行重新检验，如表 5 所示。(2)缩小样本区间。考虑到 2014 年 5 月 12 日中广核发行的“碳债券”是中国第一只绿色债券，因此我们进一步剔除 2014 年以前的样本，选取 2014—2020 年作为样本区间重新进行回归。(3)外生冲击检验。参考王营和冯佳浩(2022)的研究，我们构造了绿色债券发行的虚拟变量(*Greenbonds_post*)，定义若某地级市有绿色债券发行，则当年及之后年份均取值为 1，否则取值为 0，以此作为解释变量重新进行回归。(4)更换核心变量度量方式。为了进一步验证本文结论的稳健性，我们将基础回归中被解释变量碳排放强度替换为人均碳排放量(*Co2_per*)、人均二氧化硫排放量(*So2_per*)和二氧化硫排放强度(*Si*)，对其进行标准化对数处理，并且加入模型(1)后重新回归。上述检验结果均与基准结果基本一致，验证了本文结论的稳健性。

表 5　其他稳健性检验

	Ci				*Co2_per*	*So2_per*	*Si*
	最近邻匹配	核匹配	缩小样本期间	外生冲击检验	替换核心变量度量方式		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Greenbonds	−0.0106***	−0.0124***	−0.0134***		−0.0135***	−0.0323***	−0.0212***
	(0.0034)	(0.0035)	(0.0044)		(0.0050)	(0.0080)	(0.0080)
Greenbonds_post				−0.1121***			
				(0.0240)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.5470	0.2388	0.1325	0.1690	0.1357	0.7622	0.8250
N	269	1579	1953	2790	2790	2790	2790

六、机制识别、异质性检验与进一步分析

(一)机制识别

1. 环保投资机制

参考张琦等(2019)的研究，将上市公司财务报表中“在建工程”和“管理费用”明细科目中与环境保护直接相关的支出(如脱硫、脱硝、污水处理等)汇总后得到企业当年环保投资增加额数据，并将该值除以年末总资产以衡量企业环保投资。对于没有环保投资的年份我们将其设为 0，因此在 2011—2020 年间剔除金融类企业和 *ST* 企业样本后得到 29284 个观测值。核心解释变量由两部分组成：第一，直接机制，企业直接发行绿色债券融资，*Grennbonds* 为上市公司绿色债券发行金额；第二，间接机制，通过上文绿色债券发行背景可知，除了实体企业外，商业银行也通过发行绿色债券的形式获得融资，然后以绿色信贷的形式间接为企业提供绿色贷款(下文简称“绿色贷款”)，从而服务于环境友好型项目。我们通过 *CSMAR* 数据库获取上市公司详细银行贷款数据，然后与发行绿色债券的商业银行进行匹配。如果 *i* 银行 *c* 城市分行在 *t* 年发行绿色债券，并且 *z* 上市公司在 *t* 年某笔贷款来自于 *i* 银行 *c* 城市分行，那么我们就认为这一笔贷款可能是受绿色债券融资影响的绿色贷款。汇总上市公司当年所获取的由绿色债券融资形成的绿色贷款总额，然后除以当年总资产，得到绿色贷款(*Greenbonds_loan*)。

表 6 汇报了绿色债券提升企业环保投资的回归结果。列(1)结果显示，在控制了年份、企业固定效应和企业特征变量后，核心解释变量 *Greenbonds* 和 *Greenbonds_loan* 对企业环保投资具有显著的正向促进作用。我们选择 Hadlock 和 Pierce(2010)构建的 *SA* 指数测度企业融资约束程度，并按照企业年度数据的中位数将样本分成融资约束较强和融资约束较弱样本组，进行分组

检验。列(2)和列(3)结果显示，在融资约束较强企业中，*Greenbonds* 和 *Greenbonds_loan* 回归系数显著为正，而在融资约束较弱企业中，*Greenbonds* 和 *Greenbonds_loan* 系数不显著。并且基于 500 次 *Fisher* 方法抽样检验后两组系数差异均在 10% 的显著性水平下显著。这表明，与融资约束较弱的企业相比，绿色债券对融资约束较强企业环保投资的促进作用更大，这进一步表明了绿色债券通过直接或间接缓解融资约束的形式促进了企业环保投资，进而降低碳排放。

表 6　机制识别：环保投资

	Green_invest		
	全样本	融资约束较强	融资约束较低
	(1)	(2)	(3)
Greenbonds	0.0185***	0.0320***	−0.0124
	(0.0060)	(0.0072)	(0.0110)
Greenbonds_loan	0.3586**	0.6153**	0.1113
	(0.1695)	(0.2425)	(0.2370)
控制变量	控制	控制	控制
企业、年份固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.0052	0.0029	0.0109
N	29284	14642	14642

根据上文内容，绿色债券通过缓解融资约束来促进环保投资，然而这一结论可能受到如下替代性假设的干扰。

首先，企业发行绿色债券以及获得绿色贷款可能是由于企业规模或者行业性质等个体特征所导致。一方面，企业规模越大，企业的知名度可能就越高，即使不发行绿色债券也会选择进行环保投资从而维持其社会声誉；另一方面，对于高污染行业的企业而言，发行绿色债券可能不是促进其环保投资的原因，反而是为了环保投资才发行绿色债券。基于此，本部分我们将对企业个体特征是否会导致企业发行绿色债券或获得绿色贷款进行实证检验。我们将上市公司绿色债券发行金额(*Greenbonds*)和绿色贷款(*Greenbonds_loan*)作为被解释变量，[①]企业个体特征作为解释变量。结果表明，在控制年份固定效应和企业固定效应后，企业个体特征大部分均不显著，这表明企业是否属于高污染行业等个体特征并不会显著影响企业发行绿色债券或获得绿色贷款。

其次，绿色债券和绿色贷款是对信贷资源的占用。假定在企业外部融资能力不变的情况下，企业通过绿色债券和绿色贷款融资，然后投入到绿色项目中，这会导致其他投资减少。因此，绿色债券所带来的减排效果可能是由于对其他投资的“挤出效应”所导致。我们将对绿色债券是否会挤出其他信贷资源和非环保投资进行检验。第一，我们参考刘贯春等(2022)的研究，将银行贷款与负债比值(*Loan*)作为被解释变量，加入回归模型，结果如表 7 列(1)所示。第二，我们参考张琦等

表 7　机制识别：排除替代性假设

	Loan	*Investment*
	(1)	(2)
Greenbonds	1.0455	1.3113
	(1.9208)	(1.1643)
Greenbonds_loan	0.0206	0.0046
	(0.0504)	(0.0393)
控制变量	控制	控制
企业、年份固定效应	控制	控制
R^2	0.3995	0.0780
N	29284	29284

① 由于 *Greenbonds_loan* 绝对值太小，因此我们在这一检验中将其乘以 100。限于篇幅，本文没有列出这部分的结果，读者若是感兴趣可向作者索取。

（2019）研究，剔除“在建工程”和“管理费用”科目中环保投资项目，然后对“在建工程”和“管理费用”科目加总，并且除以总资产，得到非环保投资项目（*Investment*），回归结果如表 7 列（2）所示。从结果可以看出，核心解释变量 *Greenbonds* 和 *Greenbonds_loan* 的系数为正，但是并不显著，这表明绿色债券融资并未对银行贷款和企业非环保投资形成“挤出效应”。

2. 社会关注机制

我们采用百度搜索指数（*Baidu_index*）所反映的搜索量来衡量社会对企业的关注程度，以验证该机制。具体而言，我们利用爬虫软件在百度指数的网页中输入上市公司简称或者股票代码，得到某一上市公司在某一期间的信息被搜索次数。与此同时，为减轻数量级的干扰，我们将各上市公司的百度月搜索总量取均值后除以 1 000，得到最终的上市公司百度指数 *Baidu_index*，回归结果如表 8 列（1）所示。从结果可以看出，核心解释变量 *Greenbonds* 的系数为正，并且在 5% 的显著水平下显著，这表明上市公司发行绿色债券能够显著提升其社会关注度。与此同时，将被解释变量替换为和讯网企业环境社会责任（*Csr*），并根据样本期间企业年度上市公司百度搜索指数的中位数，将样本划分为社会关注度较高组和社会关注度较低组，分组检验结果如表 8 列（2）、列（3）所示。从结果可以看出，与社会关注度较高的企业相比，社会关注度较低的企业发行绿色债券后，企业的环境社会责任表现明显上升，并且基于 500 次 *Fisher* 方法抽样检验后，两组系数差异在 10% 的显著水平下显著。这表明发行绿色债券可以显著提升企业社会关注度，从而产生“监督效应”，使企业有更好的环境社会责任表现，进而促进碳减排。

表 8　机制识别：社会关注

	Baidu_index	*Csr*	
	全样本	关注度较高	关注度较低
	（1）	（2）	（3）
Greenbonds	0.6695**	−1.3544	1.1954***
	（0.3178）	（1.0513）	（0.3399）
控制变量	控制	控制	控制
企业、年份固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.3247	0.0821	0.2044
N	24 125	14 270	14 903

（二）异质性检验①

1. 基于金融市场化的分组检验

我们预期在金融市场化较发达的地区，绿色债券的碳减排效应更明显。我们借鉴王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告（2021）》，利用 2011—2020 年各省“金融市场化指数”来衡量各地区的金融市场化程度，并根据该指标的中位数将样本划分为金融市场化较高组和较低组，进行分组检验。根据回归结果，在金融市场化较高组中，*Greenbonds*回归系数在 1% 的显著性水平下显著，而在金融市场化程度较低组中，*Greenbonds* 系数不显著，这表明绿色债券的碳减排效果在金融市场化较高的地区更为显著。

2. 基于环境规制力度的分组检验

我们利用 *Python* 软件从北大法宝数据库获取 2011—2020 年各地级市实际环保行政处罚次数，并根据各地级市人均环保行政处罚次数的中位数将样本划分为环境处罚力度较强组和环境

① 限于篇幅，分析表格省略，读者若是感兴趣可向作者索取。

处罚力度较弱组进行分组检验。根据回归结果，在环境处罚力度较弱组中，*Greenbonds* 的回归系数在 1% 的显著性水平下显著，而在环境处罚力度较强组中，该回归系数不显著，这表明绿色债券能够弥补地区环境规制力度不足的缺陷，与政府环境规制之间有替代关系。

（三）进一步检验：绿色债券与经济高质量发展

基于上文分析，为验证假设 H3，我们构建了如下回归模型：

$$GTFP_{i,t} = \alpha + \beta Greenbonds_{i,t} + \eta X_{i,t} + \gamma_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中，$GTFP_{i,t}$ 表示城市经济高质量发展水平。我们基于已有文献的研究（余泳泽等，2019；戴魁早和骆碧函，2022），选取基于非径向、非角度的 *SBM* 方向距离函数构建的绿色全要素生产率（*GTFP*）来测度城市经济高质量发展水平。[①]根据回归结果，*GTFP* 的系数在 1% 的显著性水平下显著为正。从作用大小来看，绿色债券发行金额每提高一个标准差，绿色全要素生产率平均提升约 0.43%。这表明绿色债券能够通过提升绿色全要素生产率进而推动经济高质量发展，假设 H3 得证。

七、研究结论与政策启示

本文以 2011—2020 年中国 279 个地级市为研究对象，实证检验了绿色债券对城市碳排放的影响及其内在作用机制，并分析了绿色债券对城市绿色全要素生产率的影响，从而验证绿色债券对经济高质量发展的促进作用。实证结果表明：总体而言，绿色债券显著降低了城市碳排放强度，并且该减排作用在金融市场化程度较高和环境规制力度较弱的地区更加明显。进一步分析表明，绿色债券能够提升城市绿色全要素生产率水平。根据以上研究结论可以得出如下政策启示：第一，持续推进绿色债券市场发展，利用绿色金融工具改善环境质量。同时，加强绿色债券的信息披露制度，将强制性环境披露要求纳入绿色产品和绿色投资评估流程，进一步规范绿色债券市场，发挥绿色债券参与环境治理的有效性。第二，进一步强化绿色债券对经济高质量发展的推动作用，促进经济发展与环境保护协同共进。一方面，企业应积极转变融资方式，增加绿色债券融资的占比，充分利用绿色债券实现企业可持续发展的竞争优势；另一方面，应加大对绿色低碳领域的税收优惠和投资规模，推动市场主体积极参与绿色发展，从而提升社会公众的环境关注度。第三，根据地区金融市场化程度以及环境规制力度，因地制宜地制定绿色债券支持的政策，充分发挥绿色债券对于环境规制的补充和协同作用。一方面，应深化金融体系改革，既需要缓解绿色技术创新的融资约束，也需要推动绿色金融发展，提高直接融资在绿色投融资中的比例；另一方面，完善环境规制设计，加强排污监管、严格环境标准等环境处罚力度。

主要参考文献：

[1]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，（1）：91—106.

[2]陈国进，丁赛杰，赵向琴，等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究，2021，（12）：75—95.

[3]戴魁早，骆碧函. 环境规制、政府科技支持与工业绿色全要素生产率[J]. 统计研究，2022，（4）：49—63.

[4]范子英，赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗？——来自环保法庭设立的证据[J]. 经济研究，2019，（3）：21—37.

[5]韩峰，谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗？——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究，2017，（3）：40—58.

① 限于篇幅，绿色全要素生产率的测算说明与结果省略，读者若是感兴趣可向作者索取。

[6]孔东民，刘莎莎，应千伟. 公司行为中的媒体角色：激浊扬清还是推波助澜?[J]. 管理世界，2013，(7)：145—162.

[7]刘贯春，张军，叶永卫. 银行贷款及其所有制结构的投资治理效应[J]. 财贸经济，2022，(6)：64—79.

[8]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.

[9]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，(1)：31—48.

[10]斯丽娟，曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济，2022，(4)：137—155.

[11]孙鲲鹏，石丽娜. 企业互联网使用与大数据治税的效应[J]. 经济研究，2022，(5)：176—191.

[12]王旭，褚旭. 制造业企业绿色技术创新的同群效应研究——基于多层次情境的参照作用[J]. 南开管理评论，2022，(2)：68—81.

[13]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.

[14]文书洋，张琳，刘锡良. 我们为什么需要绿色金融?——从全球经验事实到基于经济增长框架的理论解释[J]. 金融研究，2021，(12)：20—37.

[15]吴建新，郭智勇. 基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J]. 统计研究，2016，(1)：54—60.

[16]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，(6)：176—190.

[17]谢东明，王平. 减税激励、独立董事规模与重污染企业环保投资[J]. 会计研究，2021，(8)：137—152.

[18]余泳泽，杨晓章，张少辉. 中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J]. 数量经济技术经济研究，2019，(6)：3—21.

[19]张军扩，侯永志，刘培林，等. 高质量发展的目标要求和战略路径[J]. 管理世界，2019，(7)：1—7.

[20]张琦，郑瑶，孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究，2019，(6)：183—198.

[21]张玉明，邢超，张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. 管理学报，2021，(4)：557—568.

[22]朱兰，郭熙保. 党的十八大以来中国绿色金融体系的构建[J]. 改革，2022，(6)：106—115.

[23]Berrone P, Fosfuri A, Gelabert L. Does greenwashing pay off? Understanding the relationship between environmental actions and environmental legitimacy[J]. Journal of Business Ethics，2017，144(2)：363—379.

[24]Easterly W, Levine R. What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models[J]. The World Bank Economic Review，2001，15(2)：177—219.

[25]Flammer C. Corporate green bonds[J]. Journal of Financial Economics，2021，142(2)：499—516.

[26]Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies，2010，23(5)：1909—1940.

[27]Marquis C, Toffel M W, Zhou Y H. Scrutiny, norms, and selective disclosure: A global study of greenwashing[J]. Organization Science，2016，27(2)：483—504.

[28]Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review，2014，104(6)：1630—1666.

[29]Petroni G, Bigliardi B, Galati F. Rethinking the Porter hypothesis: The underappreciated importance of value appropriation and pollution intensity[J]. Review of Policy Research，2019，36(1)：121—140.

[30]Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives，1995，9(4)：97—118.

[31]Romer P M. Endogenous technological change[J]. Journal of political Economy，1990，98(5)：S71—S102.

[32]Tang D Y, Zhang Y P. Do shareholders benefit from green bonds?[J]. Journal of Corporate Finance，2020，61：101427.

[33]Xu Q P, Kim T. Financial constraints and corporate environmental policies[J]. The Review of Financial Studies，2022，35(2)：576—635.

[34]Zerbib O D. The effect of pro-environmental preferences on bond prices: Evidence from green bonds[J]. Journal of Banking & Finance，2019，98：39—60.

[35]Zhang R, Li Y R, Liu Y Z. Green bond issuance and corporate cost of capital[J]. Pacific-Basin Finance Journal，2021，69：101626.

Green Bonds, Carbon Emission Reduction Effect and High-quality Economic Development

Zhang Ke[1], Xiong Ziyi[1], Huang Xijia[2]

(1. *School of Economics and Management*, *Nanchang University*, *Nanchang* 330031, *China*;
2. *School of Tourism*, *Nanchang University*, *Nanchang* 330031, *China*)

Summary: Green finance has emerged as a new driving force to promote environmental improvement and resource conservation, guiding technological advancements, accelerating industrial restructuring, and promoting high-quality economic development. In particular, green bonds possess the dual attributes of being both "green" and "financial", making them a critical component of China's green financial system. Although there have been opposing assumptions regarding the true environmental impact of green bonds, empirical testing is needed to determine their effectiveness in reducing pollution emissions and promoting high-quality economic development.

This paper examines the regional carbon emission reduction effect of green bonds and their internal mechanisms, while empirically testing their impact on high-quality economic development based on green total factor productivity (GTFP). The findings indicate that: (1) Green bonds can significantly reduce urban carbon emission intensity, especially in regions with a high degree of financial marketization and weak environmental regulation. (2) Green bonds can improve environmental protection investment by easing financing constraints for enterprises and raising social attention to fulfill environmental and social responsibilities. (3) Green bonds can significantly enhance urban GTFP, thereby promoting high-quality economic development.

This study's possible contributions are as follows: (1) From a macro-aggregate perspective, it identifies the causal relationship between green bonds and urban carbon emission intensity, assessing the macroeconomic implications of green bonds and further enriching the literature on the interaction between green bonds and environmental governance. (2) By summarizing the amount of green bonds issued by prefecture-level cities, it evaluates how green bonds can promote high-quality economic development based on the unique characteristics of China's top-down bond market. (3) From the perspective of heterogeneity, it assesses the boundary of the carbon emission reduction effect of green bonds, providing theoretical support and policy guidance for the spatial selection of green financial policies.

In conclusion, this paper confirms the vital role of green bonds in achieving a balance between economic development and environmental governance, while also providing a theoretical foundation and policy recommendations for advancing green finance to promote high-quality economic development.

Key words: green bonds；carbon emission intensity；high-quality economic development

（责任编辑　顾　坚）