

我国绿色债券发行利差及影响因素的实证研究

陈志远 郭凯 闫实

(东北财经大学,大连 116025)

内容提要:绿色债券是绿色金融的创新性工具,具有吸引绿色资本、扩大绿色投资规模的作用,对推动我国经济转型、低碳经济发展具有重要意义。本文通过Mann-Whitney非参数秩和检验研究绿色债券和普通债券发行利差问题,并在此基础上构建多元回归模型对影响绿色债券发行利差的因素进行回归分析,将绿色债券发行利差作为被解释变量,将是否具有绿色认证、发行主体性质、发行主体所在城市生态排名以及发行规模作为解释变量,将信用评级、发行期限以及债券种类作为控制变量,分析这些因素是如何影响绿色债券的发行利差,结果发现:通过绿色认证能够降低发行利差但效果不显著,发行主体为国有企业、发行主体所在城市生态排名靠前以及发行规模较大都会显著降低绿色债券的发行利差。根据分析结果,本文有针对性地提出完善绿色项目认证标准、支持发行主体为非国有企业的绿色债券、加强对第三方认证机构的监督管理等政策建议。

关键词:绿色债券 发行利差 绿色金融 绿色项目认证

中图分类号:F810.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2022)04-0092-13

绿色金融在推动我国经济转型、结构升级和低碳经济发展过程中扮演着重要角色,而绿色债券是绿色金融发展至关重要的一步。绿色债券作为绿色金融中的创新性工具,能够吸引绿色资本,扩大绿色投资范围和规模,同时能有效解决当前绿色企业融资贵和融资难的问题,拥有巨大的发展前景。

由于绿色债券是一种新兴的金融产品,当前对绿色债券的研究尚处于起步阶段,大多数研究主要是定性分析,且已有的定量分析也缺乏系统性。本

文通过非参数检验的方式探讨绿色债券与普通债券之间发行利率的差异关系,来验证绿色债券的发行成本是可以更低的。因此,本文认为,让投资者和企业更加了解绿色债券,并鼓励发行绿色债券,同时考虑影响发行利率的多项因素,发行主体在了解影响因素的作用后,通过调整影响因素来调整发行成本,这对于促进金融市场发行绿色债券,降低发行融资成本具有实际意义,并且可以引导越来越多的资金进入绿色产业,促进产业结构转型,推动绿

[收稿日期]2022-02-13

[作者简介]陈志远,金融学院博士研究生,研究方向为金融市场;郭凯,金融学院教授,辽宁(大连)自贸区研究院副院长,研究方向为金融理论与政策;闫实,金融学院硕士研究生,研究方向为金融市场。

[基金项目]教育部人文社科规划基金项目(18YJA790027)、辽宁省财政科研基金重点项目(21B007)、东北财经大学科研平台支持专项课题(PT202118)。

色企业以发行绿色债券的方式募集资金,缓解甚至一定程度上解决我国绿色企业融资难的问题。同时,对于投资者而言,绿色债券依然是一项风险投资产品,有收益就会有风险,通过本文的研究,投资者可以在投资绿色债券时考虑相关的影响因素,探究债券的质量和风险程度,从而进行投资判断。

一、文献综述

Devas(1994)最早提出了绿色金融的概念,金融企业去做环境保护相关的项目是可以通过金融市场的自身活动去引导的,通过企业促进生态保护。^[1]何秀星(1998)提出了绿色金融的政策,并认为这种政策的真正内涵是为了促进环境保护和经济发展共同协调发展的一种战略。^[2]Sonia Labatt 和 Rodeny White(2002)提出环境金融可以作为融资行为,在环境风险转移的过程中促进环境保护并提高环境质量。^[3]

Fiona Stewart 和 Christopher Kaminker(2012)指出,经济合作发展组织(OECD)国家因为很低的利率水平以及经济增速较慢,使得投资者已经开始寻找能够有稳定收益并且脱离传统资产的新的投资产品,而绿色债券正好很好的满足了这一类人的需求。^[4]越来越多的政策对绿色项目的扶持,使得绿色项目投资回报能够得到保证的同时收益还处于较高水平,Clapp(2014)认为这些政策极大的促进了绿色债券的发展。^[5]曹明弟和王文(2015)从市场的角度进行分析,认为绿色债券在中国拥有很好的市场发展前景。因此在国内外,绿色债券都发挥着重要的作用。^[6]

Friede(2017)年提出,如果企业按照 ESG 准则去执行的话便能够获得更好的业绩表现,能够对企业发行的债券产生更多的积极影响。^[7]Britta(2018)认为,如果增加第三方机构认证会提高发行主体的成本,并且属于一种外部成本。^[8]同时,Friede(2015)和 Olivier(2018)两人将环境偏好问题加入到对投资者的考虑当中,认为如果是有认证的绿色债券,会受到环境偏好的影响,平均收益有负的溢价。^[9]王瑶和曹畅(2016)认为,在绿色债券爆发式的增长过程

中,绿色认证在其中起到了关键性的作用,绿色认证可以提高债券的公信力,能够取得投资者的信任,提高在投资市场上的吸引力,因此绿色认证的发展应该得到重视。^[10]万志宏(2016)通过定性研究阐明了绿色债券评级的重要性和可行性。^[11]李心琪(2017)提出了绿色属性的概念,认为投资项目的绿色程度也需要在绿色评级中考虑,同时提出信息披露问题和信息不对称也会对信用评级产生影响。^[12]总的来说,绿色债券发行受到多种因素的影响。

本文的创新之处主要体现在以下三个方面:(1)绿色债券作为近些年的热门研究方向,大量学者对其进行了研究,但我国绿色债券的绝大多数研究文献是关于公司债、企业债等债券种类的定性研究,而对定量研究以及绿色债券发行利差方面的研究还很少,本文在这方面有所补充。(2)本文将发行主体所在城市生态环境排名作为多元回归模型中的一个解释变量,拓宽了对于绿色债券发行利差影响因素分析的视野。(3)本文通过搜集大量数据,进行了筛选和处理,运用非参数秩和检验,构建多元回归模型进行分析,研究了绿色债券发行利差的影响因素及其规律,还对解释变量的交互项进行分析,得到了解释变量之间的调节作用关系。

本文余下的结构安排如下:第二部分主要对绿色债券进行相关概念界定,介绍绿色债券的理论基础以及我国绿色债券现状;第三部分采用 Mann-Whitney 非参数秩和检验的发展来研究绿色债券和普通债券发行利差问题,并进行控制变量条件下的比较分析;第四部分通过多元回归模型分析绿色债券利差的主要影响因素;第五部分提出了相应的对策建议。

二、绿色债券的理论基础及我国绿色债券现状

(一)理论基础

绿色债券是由某个发行主体,如政府、金融机构、企业或者公司发行,将募集到的资金全部或绝大部分投入或支持绿色产业项目的一种新型债务融资工具,绿色债券是绿色金融中非常重要的一种

创新性金融工具,具有严格统一的认定系统和认定原则。

绿色债券的发行基于社会责任理论、信息不对称理论和信号传递理论。其中,社会责任理论要求企业放弃把追求利益最大化作为唯一目标,而充分考虑自己应承担的社会责任,即考虑企业的可持续发展。信息不对称理论分析信息的不对等使得交易产生不平衡或者不公平的状况。信号传递理论建立在信息不对称理论的基础上,由于存在信息不对称现象,有的人掌握的信息多,而有的人掌握的信息少,掌握信息多的人就可以选择向掌握信息的少的一方主动传递信息,来促进双方交易的达成。发行主体能够主动披露与自身相关的信息,主动进行第三方认证,披露资金的使用情况,提高信息透明度,增加投资者的信任,告诉投资者和市场,企业自身主动自愿接受市场的监督,提高企业形象,也会有利于降低融资成本。

(二)我国绿色债券现状及特点^①

我国绿色债券首发是2016年开始的,也从此开启了绿色债券蓬勃发展的市场,绿色债券的品种逐渐多样化,发行规模逐渐扩大,且增幅也在不断提高。通过对2016年-2020年绿色债券发行情况的统计,绿色债券发行数量最多的是绿色资产支持证券,之后由高到低依次是绿色企业债、绿色公司债、绿色金融债、绿色债务融资工具,而发行规模由大到小依次是绿色金融债、绿色企业债、绿色公司债、绿色债务融资工具和绿色资产支持证券。

在发行期限上,我国绿色债券发行期限普遍偏好中长期,发行期限在2-10年的债券约占93.75%,原因主要是绿色债券募集的资金都用于绿色项目或者绿色产业,而这一类投资项目的回收期都较长,所以绿色债券的发行期限也较长。

同时,我国绿色债券信用评级较高,AAA级债券占比达到了57.81%,AA+级的债券占比也达到20.31%。这是由于我国绿色债券发展还处于初级阶段,主要的发行主体为自身经营状况较好或者资质

和信誉都比较高的金融机构和企业,并且为获取稳定的回报,通过绿色债券募集的资金所投资的项目在选择时也都比较谨慎。另一方面,政府也鼓励发行绿色债券,通过出台各种扶持政策和提供各种补贴来促进绿色债券的发行。

我国绿色债券发行主体普遍以国有企业为主,其中中央国有企业占比17%,地方国有企业占比70%。这归因于国有企业勇于承担生态和环境保护的责任。虽然绝大多数的绿色债券都是由国有企业发行的,但是民营企业的主动参与,也使得发行主体多样化。

三、绿色债券发行利差统计分析

(一)研究假设

绿色债券可以有效降低融资成本,并且由上述理论可知,绿色债券信息披露方面更加严格,披露信息更加全面,对于资金的后续追踪情况有更全面的监管,且具备较强的社会责任属性。因此绿色债券发行利率会普遍低于普通债券。从总体上分析,提出第一个假设:

H1:绿色债券发行利率显著低于普通债券的发行利率。

对于债券发行利率的影响因素,信用评级和发行期限通常是影响最为显著的两大因素,在信用评级和发行期限相差不大的时候,不会有显著性的差异。但是由于绿色债券的特殊性,通常认为其“绿色”属性会降低发行利率。为了探究这种特殊属性究竟是否显著降低绿色债券发行利率,本文分别从控制信用评级相同、期限不同,和控制发行期限相同但信用评级不同两个方面提出假设,来验证其特殊性:

H2:控制信用评级相同,期限数据不同的情况下,绿色债券发行利率显著低于普通债券;

H3:控制发行期限相同,信用评级数据不同的情况下,绿色债券发行利率显著低于普通债券。

提出假设后,下面将使用Mann-Whitney非参数秩和检验,选取与绿色债券相匹配的普通债券来对提出的三个假设进行检验。

^①数据来源于中国金融学会绿色金融专业委员会绿色债券数据库和wind数据库。

(二)变量的选取及数据来源

本文的数据来源主要于中国金融学会绿色金融专业委员会绿色债券数据库以及 wind 数据库,普通债券的相关数据来源于锐思数据库以及 wind 数据库。选取的代表性时间区间为 2018 年 1 月 1 日至 2019 年 12 月 31 日,在该时间段内绿色债券数据占据总体数据的绝大部分,并且此时绿色债券处于井喷式发展阶段。此后选取占据总体绝大部分的绿色金融债、绿色企业债、绿色公司债以及绿色中期票据,与同月份发行或临近月份发行的相同发行期限以及相同品种的普通债券,进行数据分析。

(三)绿色债券和普通债券发行利差的 Mann-Whitney 秩和检验

1.总体绿色债券和普通债券发行利差统计分析

由表 1 描述性统计可知,本次参与 Mann-Whitney 非参数秩和检验的数据中有 275 只绿色债券以及 6522 只相匹配的普通债券,并且可以看出绿色债券的平均发行利率为 5.0215%,小于普通债券的 5.2564%,除此之外,虽然绿色债券发行利率的最小值要略高于普通债券,但其最大值与中位数、标准差都小于普通债券的数据。其中,在表 2 秩的检验结果中,绿色债券的平均秩为 3115.55,小于普通债券的 3410.95。根据表 3 检验统计结果可知,U 值为 818826.5,统计量 Z 的值为-2.446,渐近显著性双尾的 P 值=0.014< α =0.05,说明在 α =0.05 的显著性水平上,绿色债券的发行利率和普通债券的发行利率表现出显著性的差异,具有统计学上的意义,同时绿色债券发行利率要低于普通债券发行利率。

表 1 描述统计

分组	平均值	个案数	标准偏差	中位数	最小值	最大值
1	5.0215	275	1.19326	4.8000	3.10	7.90
2	5.2564	6522	1.36879	4.9000	2.90	9.50
总计	5.2469	6797	1.36283	4.9000	2.90	9.50

注:分组 1 为绿色债券,分组 2 为普通债券。

表 2 秩

	分组	个案数	秩平均值	秩的总和
发行利率	1	275	3115.55	856776.50
	2	6522	3410.95	22246226.50
	总计	6797		

注:分组 1 为绿色债券,分组 2 为普通债券。

表 3 检验统计 a

	发行利率
曼-惠特尼 U	818826.500
威尔科克森 W	856776.500
Z	-2.446
渐近显著性(双尾)	0.014

2.特定条件下绿色债券利率统计检验

(1)控制期限相同时,不同信用评级绿色债券发行利率检验

在3年期条件下,AAA级、AA+级和AA级分类独立样本检验结果对应的显著性概率P的值分别0.015、0.000和0.002均小于 $\alpha=0.05$,因而在3年期条件下,AAA级、AA+级以及AA级绿色债券和普通债券发行利率具有统计学意义上的显著性差异。在

5年期条件下,只有AA+级绿色债券和普通债券发行利率存在显著性差异,AAA级和AA级不存在显著差异,而在7年期条件下,AAA级绿色债券和普通债券的发行利差存在显著性差异,另外2种信用评级则不存在显著性差(见表4)。

(2)控制信用评级相同时,期限不同的绿色债券发行利率检验

在AAA水平下,选取数量相匹配的绿色债券

表4 绿色债券发行利率检验1

	发行利率数据描述					Mann-Whitney 检验		
	信用水平	平均值	最大值	最小值	标准差	P 值	U 值	平均秩
3 年期绿色 债券	AAA	4.288	7.000	3.350	0.760	0.015	41743.000	704.770
	AA+	4.754	7.300	3.590	1.014	0.000	6837.000	203.780
	AA	4.987	7.300	3.690	1.288	0.002	698.000	64.670
5 年期 绿色债券	AAA	4.746	7.900	3.400	0.812	0.509	30289.000	551.720
	AA+	4.722	6.500	3.740	0.825	0.022	2263.000	181.000
	AA	6.766	7.500	6.000	0.551	0.527	997.500	141.170
7 年期 绿色债券	AAA	5.378	7.500	4.540	0.688	0.001	1136.500	69.820
	AA+	6.298	7.490	5.700	0.641	0.268	1227.000	74.580
	AA	7.126	7.800	6.500	0.638	0.255	223.500	35.930
3 年期 普通债券	AAA	4.604	8.100	3.170	0.983	0.015	41743.000	860.140
	AA+	5.763	9.000	3.540	1.302	0.000	6837.000	365.900
	AA	6.243	8.700	3.690	1.198	0.002	698.000	131.130
5 年期 普通债券	AAA	4.549	7.900	3.200	0.858	0.509	30289.000	581.490
	AA+	5.387	9.500	3.700	1.122	0.022	2263.000	286.420
	AA	6.429	8.500	4.000	4.127	0.527	997.500	130.940
7 年期 普通债券	AAA	6.367	8.500	3.880	1.232	0.001	1136.500	124.860
	AA+	6.485	8.500	3.870	1.045	0.268	1227.000	87.980
	AA	7.391	8.700	4.150	0.749	0.255	223.500	47.900

表 5 绿色债券发行利率检验 2

	平均值	最大值	最小值	标准差	P 值	U 值	平均秩
AAA							
3 年期绿色债券	4.288	7.000	3.350	0.764	0.015	41743.00	704.770
5 年期绿色债券	4.754	7.300	3.590	1.014	0.509	30289.00	551.720
7 年期绿色债券	5.378	7.500	4.540	0.688	0.001	1136.50	69.820
3 年期普通债券	4.604	8.100	3.170	0.983	0.015	41743.00	860.140
5 年期普通债券	4.549	7.900	3.200	0.858	0.509	30289.00	581.490
7 年期普通债券	6.367	8.500	3.880	1.232	0.001	1136.50	124.860
AA+							
3 年期绿色债券	4.754	7.300	3.590	1.014	0.000	6837.00	203.780
5 年期绿色债券	4.722	6.500	3.740	0.825	0.022	2263.00	181.000
7 年期绿色债券	6.298	7.490	5.700	0.641	0.268	1227.00	74.580
3 年期普通债券	5.763	9.000	3.540	1.302	0.000	6837.00	365.900
5 年期普通债券	5.387	9.500	3.700	1.122	0.022	2263.00	286.420
7 年期普通债券	6.485	8.500	3.870	1.045	0.268	1227.00	87.980
AA							
3 年期绿色债券	4.987	7.300	3.690	1.288	0.002	698.00	64.670
5 年期绿色债券	6.766	7.500	6.000	0.551	0.527	997.50	147.170
7 年期绿色债券	7.126	7.800	6.500	0.638	0.255	223.50	35.930
3 年期普通债券	6.243	8.700	3.690	1.198	0.002	698.00	131.130
5 年期普通债券	6.429	8.500	4.000	1.127	0.527	997.50	130.944
7 年期普通债券	7.391	8.700	4.150	0.749	0.255	223.50	47.900

和普通债券,在其他条件相同的情况下,绿色债券平均发行利率都要小于可比的普通债券。通过表 5 检验统计可知,信用评级在 AAA 水平下,3 年期限和 7 年期限的分类独立样本检验结果对应的显著性概率 P 值均 <0.05 ,即发行利率在 5%的显著性水平上具有显著性差异。但是,AAA 信用评级 5 年期的检验结果对应的 $P=0.509>\alpha=0.05$,即 5 年期绿色债券和普通债券的发行利率不存在显著性差异。

运用相同的验证方法可以得出,信用评级为 AA+时,3 年和 5 年期绿色债券和普通债券发行利

率存在显著性差异,而 7 年期的绿色债券和普通债券发行利率不存在统计学意义上的显著性差异。在 AA 信用评级下,5 年期和 7 年期绿色债券和普通债券发行利率不存在显著性差异。

通过对绿色债券和与其相匹配的普通债券的发行利率的比较,以及进行的 Mann-Whitey 非参数检验可知,从总体上,绿色债券发行利率普遍低于普通债券发行利率,并且在 5%的显著性水平上表现出了这种差异的显著性。因此假设 1 成立。进而通过进一步分类比较得出结论:第一,信用评级为 AAA 水平,绿色债券平均发行利率低于普通债券平

均发行利率,但只有在期限为3年和5年的债券中这种差异存在统计学意义上的显著性。第二,信用评级为AA+水平,得到绿色债券平均发行利率低于普通债券平均发行利率,但只有在期限为3年和5年时,这种发行利差的差异表现出统计学意义上的显著性。第三,信用评级为AA水平,得到绿色债券平均发行利率低于普通债券平均发行利率,但只有期限为3年期的债券在发行利差的差异上表现出统计学意义上的显著性。所以假设2成立。同理,通过控制期限相同,信用评级不同的绿色债券与普通债券发行利率的比较中可以得出相同的结果。所以假设3成立。

四、绿色债券发行利差影响因素的实证分析

(一)研究假设

本文针对影响绿色债券的因素进行回归分析,验证哪些因素可以有效降低绿色债券的发行利率,最大化减小发行绿色债券的融资成本。

根据信息不对称理论,提高债券相关的信息披露程度,通过信息传递的效果,从理论上会提高投资者对该债券的认可和信任程度,从而降低发行成本,降低发行利率。绿色债券的绿色认证正是发挥了降低信息不对称和增强信息传递效果的作用,因而绿色认证作为解释变量可以有效降低绿色债券的发行利率。因此提出假设H1:

H1:通过绿色认证可以降低绿色债券的发行利差。

由于绿色债券的特殊性,融资主要用于绿色项目,在获得收益的同时还要保护生态,甚至促进生态环境改善,因而生态环境也是影响绿色债券发行利率的变量,特别是发行主体所处城市的生态环境情况。城市的生态环境情况体现出当地政府对于生态的重视程度,一般情况下,生态较好的城市的政府在生态环境方面会有政策扶持和资金补助,如果企业投资生态环境方面的项目也会受到政府政策支持。同时,城市的生态环境也能表现出当地居民对于生态保护的态度,对于环保意识较强的投资

者,也会对绿色债券的投资项目更加青睐。因此提出假设H2:

H2:所在地区生态环境越好的企业,其绿色债券发行利差越低。

发行主体的性质是影响债券发行利率的共性因素,发行主体的实力和信用程度直接反应了债券的偿付能力,也间接表明债券所获融资投资项目的可靠程度,这些都会影响投资者的投资信心。一般认为,发行主体为国有企业性质代表着较高的信用程度,因为国有企业有政府作为最后保证人,有较强的抗风险能力,因而发行利率会较低。因此提出假设H3:

H3:国有企业的产权性质可以降低绿色债券的发行利差。

发行规模同样是影响债券发行利率的重要因素之一。通常情况下,发行规模较大的债券,其募集资金所流向的产业和项目需要的资金流更多,项目本身较大,可靠程度更高。同时,项目实力强也会得到企业更多的重视,而受到重视的融资项目信用程度相比其他普通项目会更高。因此提出假设H4:

H4:发行规模较大的绿色债券发行利差较低。

无论是发行主体性质还是发行规模,作为共性因素在单一影响债券发行利差的同时,是否会在绿色认证和城市生态环境等绿色解释变量对绿色债券发行利差的影响方面产生调节作用呢?首先,绿色认证这一绿色解释变量对发行利差影响的关键在于第三方认证机构,只有第三方认证能够取得投资者的信任才能够有效影响发行利差,而发行主体的企业性质和发行规模虽然会对绿色债券利差会产生影响,但并不会影响第三方绿色认证的效果,也就是不会影响第三方认证的独立性。因此提出假设H5和H6:

H5:在绿色认证对绿色债券发行利差的影响方面,发行主体性质不具有调节作用;

H6:在绿色认证对绿色债券发行利差的影响方面,发行规模不具有调节作用。

其次,发行主体所在城市生态环境的好坏反映了当地企业绿色项目的发展程度,以及当地政府对

绿色项目支持力度和当地投资者对绿色项目的认可程度。发行主体为国有企业会增加投资者的信任程度,有利于绿色债券降低发行利率,但发行主体是否为国有企业与发行主体所在城市的生态环境并无直接关系,国有企业性质的发行主体也并不会帮助当地改善生态环境质量。最后,无论是对于绿色债券还是普通债券,发行规模是影响债券发行利率的主要因素之一,当发行规模足够大时,投资者会更加优先考虑较大发行规模带来的影响效果,而发行主体所在城市生态环境因素则成为了次要考虑的因素,当发行规模越大,投资者会越推后考虑生态环境的次序。发行规模作为数量型的影响因素会直接影响债券收益和成本,而发行主体所在城市生态环境是从宏观角度来考察的,是一种间接影响因素,因而发行规模越大,发行主体所在城市生态环境对于绿色债券发行利差的影响越小。因此提出假设 H7 和 H8:

H7:在发行主体所在城市生态环境对绿色债券发行利差的影响方面,发行主体性质不具有调节作用;

H8:在发行主体所在城市生态环境对绿色债券发行利差的影响方面,发行规模具有负向调节作用。

(二)变量选取及数据来源

绿色债券的发行利差,在这里是指绿色债券发行利率和普通债券发行利率之差。本文主要选取占据绿色债券绝大部分的 3 年、5 年和 7 年期的债券数据进行分析。绿色债券发行利差见公式(1):

$$\text{Spread} = R_g - R_n \tag{1}$$

公式中, R_g 代表绿色债券的发行利率, R_n 代表与绿色债券发行期限相匹配的普通债券发行利率。同时本文将绿色债券的发行期限、信用评级和债券种类作为控制变量。

表 6 指标变量符号、含义与计算依据

变量类型	名称	符号	依据
被解释变量	发行利差	spread	绿色债券发行利率 - 相同期限普通债券发行利率
解释变量	绿色认证	green	有绿色认证:1,无绿色认证:0(虚拟变量)
	发行主体性质	state	发行主体是国有企业:1,发行主体是非国有企业:0(虚拟变量)
	发行主体所在城市生态环境排名	environment rank	发行主体所在城市全国生态环境排名 1-20 名:5,0-40 名:4,40-60 名:3,60-80 名:2,80-100 名(含 100 名以后):1
	发行规模	size	债券发行规模,单位:亿元
控制变量	发行期限	period	债券发行期限,单位:年
	信用评级	grade	债券信用评级 AAA:3,AA+:2,AA:1,无评级:0
	债券种类	style	公司债:1,企业债:2,中期票据:3,金融债:4

总体上绿色债券的发行利率要小于相匹配的普通债券,此次实验数据保持与统计检验数据相符,选取绿色债券总体作为研究对象,在剔除了无信息债券以及信息不完整债券后,共有 266 只绿色债作为实证分析的样本量。其中,绿色债券的相关数据来自中国金融学会绿色金融专业委员会绿色

债券数据库、绿色债券募集说明书和 wind 数据库,与绿色债券相匹配的普通债券发行利率来自 Resset 数据库和 Wind 数据库,绿色债券发行主体所在城市排名来自中投大数据中的环境评估报告。

(三)描述性统计

如表 7 所示,一共有 266 只绿色债券参与统

计,发行利差最大值是 2.645,最小值是-2.157,标准差是 1.208,说明发行利差的分布相对集中,并没有表现出较大的波动性。绿色认证的平均值为 0.58,因为最大值为 1,最小值为 0,超过一半的绿色债券都获得第三方认证。发行主体性质一项的平均值是 0.84,同样因为最大值为 1,最小值为 0,84%的发行主体都属于国有企业性质。在发行主体所在城市生态环境排名中,平均值为 3.36,根据这一项变量在前文中的定义可知,绿色债券发行主体所在城市的生态环境排名大都处于相对靠前的位置,说明这些城市的生态环境比较好,标准差是 1.484,属于相对稳定的水平。发行规模方面,平均值为 17.07,最大

值是 300,最小值是 0.1,标准差达到了 32 以上,说明不同绿色债券之间的发行规模存在较大差异,分布非常分散,具有较大的波动性。发行期限的平均值是 4.44,在所选取的期限数据中处于中下水平,虽然在样本数据中属于相对短期的,但对于债券总体而言,绿色债券的回收期长的问题依然存在。信用评级的均值在 2.29,根据变量定义可知,大多数绿色债券的信用评级都在 AA 级以上,说明该类债券的信用评级大多处于较高水平,从理论上讲绿色债券也是信用程度比较高的一种债权类工具。在债券品种方面,平均值为 2.26,中位数是 2,标准差是 1.137,说明绿色债券品种分布均匀。

表 7 描述性统计

	spread	green	state	environment rank	size	period	grade	style
平均值	-0.237	0.58	0.84	3.36	17.07	4.44	2.19	2.26
个案数	266	266	266	264	266	266	266	266
标准偏差	1.208	0.495	0.365	1.484	32.862	1.494	1.023	1.137
中位数	-0.442	1.00	1.00	4.00	10.00	5.00	3.00	2.00
最小值	-2.157	0.00	0.00	1.00	0.10	3.00	0.00	1.00
最大值	2.645	1.00	1.00	5.00	300	7.00	3.00	4.00

(四) 变量相关性检测

根据皮尔逊相关性检测,绿色债券发行利差和绿色认证、发行主体性质、发行主体城市生态排名、发行规模、发行期限、信用评级以及债券品种之间都存在着明显的相关关系,但是由于皮尔逊相关系数的绝对值都没有超过 0.5,因此各变量之间不存在多重共线性的问题,关于多重共线性的问题,本文会在之后用 SPSS 软件进行的多元回归分析中会继续通过 VIF 值来进一步检验。

根据现存有关文献的研究,参考已经提出的理论,本文构建多元回归模型来对绿色债券发行利差的影响因素进行实证分析,模型见公式(2):

$$\text{Spread} = \lambda + \alpha_1 \text{green} + \alpha_2 \text{state} + \alpha_3 \text{environment} + \alpha_4 \text{size} + \beta_1 \text{period} + \beta_2 \text{grade} + \beta_3 \text{type} + \beta_4 \text{type} + \varepsilon \quad (2)$$

在公式中,spread 表示绿色债券发行利差,为被解释变量。解释变量中,green 表示债券的绿色认证, state 表示发行主体的企业性质是否为国有企业, environment 表示发行主体所在城市在全国中的生态环境排名, size 表示债券发行规模。控制变量中, period 表示债券的发行期限, grade 表示信用评级, type 表示债券的品种。系数中,λ 表示常数项,α_i 表示解释变量的回归系数,β_i 表示控制变量的回归系数,ε 为随机误差。

(五) 实证检验

表 8 中,模型 R² 为 0.5126707 超过 50%,F 值为 38.473164,显著性是 0.000,说明模型的拟合度较好,模型结果可用于进行实证分析。

绿色认证项通过回归得到回归系数为-0.131,

显著性 $P=0.307 > \alpha=0.05$, 说明在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平下, 绿色认证在降低绿色债券发行利差方面并没有表现出统计学意义上的显著性, 这里假设 1 没有得到验证。虽然假设 1 不成立, 但依然可以看出绿色认证对于发行利差的影响方向与我们的分析结果相一致, 有绿色认证的债券确实能够降低发行利率, 但是降低的效果没有那么显著。发行主体所在城市生态环境排名的回归系数是 -0.104 , 显著性 $P=0.006 < \alpha=0.05$, 说明在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平上, 发行主体城市生态环境排名靠前可以显著降低绿色

债券发行利差, 假设 2 得到验证。发行主体性质与发行利差的回归系数为 -0.621 , 显著性水平 $P=0.000 < \alpha=0.05$, 说明在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平上国有企业性质的发行主体能够显著降低绿色债券发行利差, 假设 3 得到验证。同理假设 4 也得到验证。在控制变量中, 关于发行期限、信用评级以及债券品种的回归系数都符合推论, 对于发行利差具有显著影响。同时, VIF 作为容差的倒数数值都是 1-2 之间, 表明本次模型的变量间不存在多重共线性。

表 8 模型摘要

模型	R	R ²	调整后 R ²	标准误	D-W 值
1	0.716	0.5126707	0.4993453	0.849426204	1.4005631

表 9 ANOVAa

ANOVAa						
模型		平方和	自由度	均方	F 值	P 值
1	回归	194.31542	7	27.759345	38.473164	0.000
	残差	184.71037	256	0.7215249		
	总计	379.02578	263			

表 10 回归分析结果

代称	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准错误	Beta			容差	VIF
(常量)	1.264	0.331		3.818	0.000		
green	-0.131	0.128	-0.054	-1.024	0.307	0.685	1.460
state	-0.621	0.161	-0.186	-3.867	0.000	0.824	1.213
environment rank	-0.104	0.038	-0.128	-2.757	0.006	0.880	1.136
size	-0.006	0.002	-0.165	-3.471	0.001	0.839	1.192
period	0.245	0.044	0.306	5.599	0.000	0.636	1.571
grade	-0.456	0.055	-0.388	-8.315	0.000	0.876	1.141
style	-0.242	0.053	-0.230	-4.558	0.000	0.750	1.334

a. 因变量: spread

在选取了四种解释变量作为自变量分析对于绿色债券发行利差的影响效果之后,对自变量之间的调节作用进行分析。根据表 11、表 12、表 13、表 14 交互项的回归结果可以看到,在乘积项为绿色认证和发行主体性质的解释变量中,交互项系数为 0.089,显著性 $P=0.803>\alpha=0.05$,所以在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平下假设 5 成立,绿色认证与发行主体性质的乘积项系数并不显著,说明在绿色认证对绿色债券发行利差影响方面,发行主体是否为国有企业性质并不存在调节作用。在乘积项为绿色认证和发行规模的解释变量中,交互项系数为-0.001,显著性 $P=0.766>\alpha=0.05$,所以在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平下假

设 6 成立,在绿色认证对发行利差影响方面,发行规模不存在调节作用。在乘积项为城市生态环境和发行主体性质的解释变量中,交互项系数为-0.03,显著性 $P=0.77>\alpha=0.05$,所以在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平下假设 7 成立,在发行主体所在城市生态排名对发行利差影响方面,发行主体性质不存在调节作用。在乘积项为城市生态环境和发行规模的解释变量中,交互项系数为-0.04,而显著性 $P=0.026<\alpha=0.05$,所以在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平下假设 8 成立,在发行主体所在城市生态排名对发行利差的影响方面,发行规模存在负向的调节作用。

表 11 交互项回归分析结果 1

模型	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准错误	Beta			容差	VIF
(常量)	1.328	0.421		3.158	0.002		
green	-0.212	0.348	-0.087	-0.608	0.544	0.093	10.775
state	-0.689	0.318	-0.206	-2.168	0.031	0.211	4.738
environment rank	-0.104	0.038	-0.129	-2.760	0.006	0.878	1.139
size	-0.006	0.002	-0.166	-3.471	0.001	0.837	1.194
period	0.245	0.044	0.306	5.582	0.000	0.636	1.572
grade	-0.455	0.055	-0.388	-8.299	0.000	0.876	1.141
style	-0.241	0.053	-0.229	-4.516	0.000	0.745	1.342
green*state	0.089	0.357	0.037	0.249	0.803	0.087	11.525

表 12 交互项回归分析结果 2

模型	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准错误	Beta			容差	VIF
(常量)	1.251	0.334		3.739	0.000		
green	-0.114	0.141	-0.047	-0.810	0.419	0.570	1.754
state	-0.624	0.161	-0.187	-3.871	0.000	0.822	1.217
environment rank	-0.104	0.038	-0.128	-2.751	0.006	0.880	1.136
size	-0.005	0.003	-0.146	-1.825	0.069	0.298	3.358
period	0.247	0.044	0.308	5.593	0.000	0.631	1.585
grade	-0.457	0.055	-0.389	-8.294	0.000	0.870	1.150
style	-0.240	0.053	-0.229	-4.516	0.000	0.746	1.341
green*size	-0.001	0.003	-0.025	-0.299	0.766	0.277	3.614

表 13 交互项回归分析结果 3

模型	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准错误	Beta			容差	VIF
(常量)	1.175	0.450		2.612	0.010		
green	-0.131	0.128	-0.054	-1.025	0.306	0.685	1.460
state	-0.519	0.384	-0.155	-1.352	0.178	0.145	6.905
environment rank	-0.079	0.094	-0.097	-0.837	0.403	0.142	7.031
size	-0.006	0.002	-0.166	-3.471	0.001	0.838	1.193
period	0.245	0.044	0.306	5.582	0.000	0.636	1.572
grade	-0.456	0.055	-0.388	-8.300	0.000	0.876	1.141
style	-0.240	0.053	-0.228	-4.487	0.000	0.740	1.351
environment*state	-0.030	0.101	-0.045	-0.293	0.770	0.080	12.454

表 14 交互项回归分析结果 4

模型	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准错误	Beta			容差	VIF
(常量)	1.105	0.336		3.288	0.001		
green	-0.139	0.127	-0.057	-1.092	0.276	0.684	1.461
state	-0.605	0.160	-0.181	-3.791	0.000	0.823	1.216
environment rank	-0.039	0.047	-0.048	-0.829	0.408	0.551	1.815
size	0.008	0.006	0.217	1.225	0.222	0.059	16.807
period	0.244	0.043	0.305	5.613	0.000	0.636	1.572
grade	-0.484	0.056	-0.412	-8.669	0.000	0.831	1.203
style	-0.238	0.053	-0.226	-4.527	0.000	0.749	1.335
environment*size	-0.004	0.002	-0.406	-2.237	0.026	0.057	17.605

五、对策建议

(一)完善并统一绿色项目认证标准,加强对认证机构的监督管理

绿色认证是绿色债券发行的第一步,为了支持绿色债券发展,要尽可能提高信息透明度,加强监管部门之间的沟通合作,统一明确绿色债券的认定标准和各条规定的含义。绿色债券的管理部门还应

考虑不同行业的特殊性,在保持行业特殊性的基础上来统一绿色项目的认证标准。借鉴国际上关于绿色项目认证的经验,完善发改委制定的绿色项目目录,贯彻绿色发展理念,使绿色债券国内外标准一致。加强规范和完善第三方绿色认证机构的认证机制,完善并统一第三方认证机构的认证流程和内容,进而提高其公信力。完善和统一绿色债券信息披露的格式和标准,对绿色债券募集资金初

始使用情况和后续资金流向做到信息透明和有效监督。

(二)加强地区生态环保建设,宣传绿色投资理念,推动绿色证券市场发展

发行主体所在城市的生态环境是影响绿色债券发行利差的重要因素之一,应加强生态环境排名较低的城市在生态环境方面的政策扶持力度和资金补助强度,出台定向绿色财政补贴、绿色税收优惠和绿色发行通道等财政税收政策。我国绿色债券领域市场规模还不够大,仍处于发展初期,绿色资金需求和绿色投资不足之间的矛盾不断加大,因而还应大力宣传绿色投资理念,培养投资者的绿色投资意识。对绿色债券发行主体和绿色债券投资者提供优惠政策,鼓励、引导投资者加大绿色投资,推动一般投资者向绿色投资者转化,推动我国绿色证券市场的高质量发展。

(三)对发行主体为非国有企业的绿色债券提供政策支持

目前我国市场绿色债券的发行主体大多为国有企业,国有企业性质会有效降低绿色债券的发行成本,低发行成本又鼓励国有企业进一步发行绿色债券,这样就形成了良性循环。但是这种良性循环背后也存在隐患,即国有企业占据了绿色债券发行的绝大部分市场,其他的发行主体可能会逐渐退出绿色债券领域。因此,应进一步规范国有企业发行绿色债券的发行条件,并对不具备发行优势的非国有企业发行主体加大政策扶持和帮助,为其创造融资便利和优惠条件,推动这部分企业在绿色债券市场上的发展,缩小其与国有企业之间的差距,消除因发行主体性质不同而产生的不均衡。

(四)创新绿色债券发行方式,依据发行主体所在城市生态环境建设标准,合理确定绿色债券发行规模

实证分析表明,在发行主体所在城市生态排名对发行利差的影响方面,绿色债券发行规模存在负向的调节作用,也就是说,对于生态环境排名较低的城市,不实际地大规模发行绿色债券不仅不利

于城市生态环境改善,反而可能会因财政负担加重和非绿色投资的挤出效应而导致绿色债券的融资成本上升,因此应将城市生态环境和地方财政水平纳入到绿色债券发行规模的考虑因素中,依据城市生态环境建设标准和财政预算合理确定绿色债券发行规模,对于超规模的绿色债券发行,则可以通过发行序列债券或分期债券等创新方式,按紧需程度在不同时段合理分摊债券发行规模,推动地方绿色债券市场健康有序发展。

参考文献:

- [1] Devas, Hugh. "Green Finance." [J]. *European Energy & Environmental Law Review*, 1994, 3(8): 220-222.
- [2] 何秀星. 实施“绿色金融”政策促进可持续发展战略[J]. *青海金融*, 1998(10): 3-6.
- [3] Labatt, S. & White, R. *Environment Finance: A Guide to Environmental Risk Assessment and Financial Products* [D]. Canada: John Wiley & Sons, Inc, 2002.
- [4] Christopher Kaminker, Fiona Stewart. Tropical matrix duality and green's relation [J]. *Journal of the London Mathematical Society*, 2012, 86(2), 520-538.
- [5] Clapp. Green finance taking root among national leaders [J]. *Daily Commercial News*, 2014, 89(198).
- [6] 曹明弟, 王文. 绿色债券发展前景[J]. *中国金融*, 2015(10): 14-16.
- [7] Friede, G. T. Busch, and A. Bassen. ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies [J]. *Journal of Sustainable Finance & Investment*. 2017(4): 42-49.
- [8] Britta Hachenberg, Dirk Schiereck. Are green bonds priced differently from conventional bonds? [J]. *Journal of Banking and Finance*. 2018, doi.org/10.1057/s41260-018-0088-5.
- [9] Olivier David Zerbib. The effect of pro-environmental preferences on bond prices: Evidence from green bonds [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2018, 10(12): 1-68.
- [10] 王遥, 曹畅. 推动绿色债券发展[J]. *绿色金融*, 2015(20): 43-45.
- [11] 万志宏, 曾刚. 国际绿色债券市场: 现状、经验与启示[J]. *金融论坛*, 2016, 21(2): 39-45.
- [12] 李心琪, 李日强. 绿色债券的条款设计问题探究[J]. *财务与会计*, 2017(09): 22-24.

【责任编辑 寇明风】