

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20230326.204

绿色债券获得投资者偏好了吗?

——基于信用利差的视角

周冬华, 周 花

(江西财经大学 会计学院, 江西 南昌 330013)

摘 要: 本文以2016—2020年我国债券市场发行的绿色债券及公司债为研究样本,对绿色债券与信用利差之间的关系进行了探讨。研究发现,相比于普通债券,绿色债券的信用利差更低,且绿色债券主要通过更低的信息风险来降低发行人的融资成本。进一步检验债券特征发现,当债券发行次数较多、债券期限较长、债券具有不可回售特征、承销商声誉较低、发行人规模较小时,绿色债券的“绿色”属性更容易获得投资者偏好,绿色债券发行的信用利差更低。同时,绿色债券的发行有利于债券持有人开展更多的绿色创新与绿色运用活动。研究结论为提高绿色债券资金配置效率、推进绿色可持续发展提供了经验证据。

关键词: 绿色债券; 信用利差; 信息风险; 资金配置

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2023)11-0019-16

一、引 言

近年来,随着人们对气候危机的广泛关注和环保意识的增强,绿色可持续发展已经成为全球热点议题。目前,全球包括中国在内的近200个国家已先后签署《联合国气候变化框架公约》(《巴黎协定》),承诺综合考虑环境、社会与治理(简称ESG),统筹兼顾气候变化与社会经济的发展,以实现人类的可持续发展。习近平总书记在2021年11月曾指出,“当前,气候变化不利影响日益显现,全球行动紧迫性持续上升。如何应对气候变化、推动世界经济复苏,是我们面临的时代课题”。

实际上,我国政府及相关监管机构已经在绿色金融政策方面进行了不少探索与实践。2012年,银监会颁布《绿色信贷指引》(银监发〔2012〕4号),引发了市场投资者对“两高”行业明显的负向反应,以及对绿色企业的正向反应(蔡海静等,2019),具体表现为重污染企业更高的债务成本(苏冬蔚和连莉莉,2018)与新增银行借款的减少(蔡海静等,2019),以及环境表现较好企业长期贷款的显著增加(沈洪涛和马正彪,2014)。2016年8月,中国人民银行等七部委进

收稿日期: 2022-10-20

基金项目: 国家自然科学基金项目(71972091); 江西财经大学科研课题(20220908121806680)

作者简介: 周冬华(1982—),男,江西财经大学会计学院教授,博士生导师(通讯作者,loxi1982@126.com);

周 花(1999—),女,江西财经大学会计学院硕博连续读研究生。

一步发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发〔2016〕228号),将支持绿色债券作为其中的一项重要内容。自此,绿色债券在中国债市上迅速增长,发行数量与规模从2016年的35只、2380亿元快速增长到2021年的485只、6075.42亿元。

绿色债券在应对气候变化和资源配置等方面发挥了重要作用(厉以宁等,2017;范英和衣博文,2021;王馨和王营,2021)。一方面,通过相关立法、金融监管等方式充分发挥绿色债券市场的激励作用,有助于从需求侧吸引多元投资主体,从而促使金融资源流向前景良好的绿色投资项目(刘贯春等,2017),进一步激发企业绿色创新的动力,促进绿色技术成果转化(Flammer,2021;邬彩霞,2021)。另一方面,作为绿色项目资金的供给方,市场投资者对绿色债券的偏好正逐渐形成,绿色债券发行人通常获得了更低的融资成本与更高的股票收益(Zerbib,2019;Tang和Zhang,2020),这在很大程度上增强了市场活力,有助于推动经济结构的绿色转型。

但也有学者指出,由于我国绿色债券市场尚不成熟,信息不对称的存在以及相关制度建设尚不健全,为经济主体的“漂绿”行为提供了可乘之机,市场投资者对绿色债券的认可度还有待提高(黄溶冰和赵谦,2018)。绿色债券的市场反应受到地区差异、不同制度背景(祁怀锦和刘斯琴,2021)等多种因素的影响。因此,绿色债券经济后果的研究不能一概而论,关键在于发掘不同情境下的市场反应及其作用机制。基于此,本文以绿色债券为例,从债券、中介机构、债券发行人等多个角度探究不同情境下我国债券市场中投资者的偏好及其传导机制,并进一步检验绿色金融利好政策环境下,绿色债券是否有效发挥了资源配置功能,真正促进资金流向绿色可持续发展。

本文可能的贡献在于:第一,绿色债券在我国方兴未艾,但相关的研究仍然有限,仅有少数学者探讨了我国绿色债券发行是否会带来较低的信用利差,本文基于信息不对称理论、信号理论以及社会认同理论对绿色债券与信用利差之间的关系进行了深入分析,并进一步分析债券特征、发行人、承销商等截面差异,拓宽了绿色债券影响信用利差的理论解释。第二,不同于文献从发债主体的角度研究绿色债券与信用利差之间的关系,本文从投资者风险感知的视角,系统性检验了绿色债券作用于信用利差的直接影响机制,进一步补充了债券市场上投资者偏好的影响因素,并为绿色债券的顺利发行提供经验证据。第三,本文针对性地检验了发行绿色债券募集的资金在绿色相关方面的使用情况,研究结论对于进一步完善我国绿色金融市场,优化资源配置,进而推进绿色可持续发展具有重要的现实意义。

二、文献综述与研究假设

(一)文献回顾

1.绿色债券市场反应的相关研究

绿色债券是指为减缓和适应气候变化,开展具有环境效益的项目而发行的债券。现有研究主要探讨了绿色债券发行评级(Zerbib,2019)、绿色认证(祁怀锦和刘斯琴,2021;Flammer,2021;Baker等,2022),发债主体的类型(Fatica等,2021)等因素对其在债券市场上发行定价的影响,以及绿色债券发行在股票市场的反应(Tang和Zhang,2020;Flammer,2021)。祁怀锦和刘斯琴(2021)研究发现,一方面,绿色债券的发行主体通过披露绿色信息,降低了其与投资者之间的信息不对称。另一方面,绿色债券引发了媒体更多的关注,不仅放大了债券的“绿色”信号,同时还具有一定的监督效应,因而降低了投资者所要求的风险溢价,表现为绿色债券更低的融资成本。随着绿色金融的迅速发展,债券的绿色属性开始获得投资者的偏好,绿色债券不仅在债券市场上产生了显著的溢价效应,还通过“绿色”标签向股票市场传递了发债主体进行绿色

可持续发展项目的积极信号,为发债主体带来了股票市场上的绿色溢价,显著提高了股票价格和股票流动性(Tang和Zhang,2020),并增加了其累计超额收益(Flammer,2021)。但也有学者认为市场尚不完善、绿色认证标准尚未统一,债券的绿色属性还不能普遍获得投资者的青睐,绿色债券的绿色溢价仅限于特定的发债主体(Fatica等,2021)。

2.信用利差影响因素的相关研究

国内外关于信用利差的宏微观影响因素的研究已较为丰富。研究发现,宏观经济形势(Andersen等,2007;周宏等,2011;戴国强和孙新宝,2011;Caporale等,2018)、政策不确定性(郭晔等,2016;Kaviani等,2020;熊亚辉等,2021;黄振和郭晔,2021;陈国进等,2021)、市场流动性(纪志宏和曹媛媛,2017)等都会对信用利差产生影响。周宏等(2011)发现宏观经济下行时,如金融危机的爆发、人民币贬值、通货膨胀等,投资者会要求更高的风险溢价。Kaviani等(2020)则指出,政策不确定性与信用利差正相关,且这一关系在从事政治活动或依赖外部融资的公司中更加显著。在微观层面,学者们发现债券评级、发债主体的财务状况、公司治理水平、信息披露等债券及债券发行人的特征都会在不同程度上影响投资者的偏好(周宏等,2015,2018;史永东等,2021;祁怀锦和刘斯琴,2021)。Kliger和Sarig(2000)指出,债券评级包含定价相关的信息,债券评级调低(高)会导致债券信用利差上升(下降)。同时,良好的公司治理有助于提高信息披露水平与质量,降低发行人与投资者之间的信息不对称水平,从而降低债券的信用利差(敖小波等,2017;周宏等,2018;Saad等,2020;史永东等,2021)。武恒光和王守海(2016)也发现,通过披露环境信息,环境绩效水平较高(低)的上市公司,其债券信用利差显著降低(提高)。

3.文献评述

综上所述,随着绿色金融的兴起,已有较多文献对绿色债券与信用利差之间的关系进行探讨,然而多数研究是以跨国样本数据为基础,混杂了不同制度背景与宏观经济的影响,仅有少数学者对我国独特制度背景下绿色债券与信用利差之间的关系进行考察,一方面,由于样本期间、模型设定等差异,得出的结论并不一致。另一方面,相关研究尚停留在绿色债券是否会带来较低的信用利差这一问题上,对其中直接的作用机制、具体的作用情境研究有限。因此,本文拟基于我国绿色债券的发展现状,从投资者风险感知的视角检验不同情境下我国绿色债券与信用利差之间的关系及其成因,丰富绿色债券市场反应与信用利差影响因素的相关研究,并为更好提高我国绿色金融市场资金配置效率、促进绿色可持续发展提供思路。

(二)理论分析与研究假设

古典经济学假定市场完全竞争,买卖双方所拥有的信息完全对等,但在实际的经济运行过程中,交易双方对信息的掌握会不可避免存在差异,信息不对称的现象普遍存在(Akerlof,1970)。在债券市场中,处于信息劣势的投资者往往无法了解债券发行人的真实情况,信息不对称程度越高,其预期的信息风险越高,从而要求发行人更高的风险回报。因此,信息不对称是造成债券融资成本居高不下的的重要原因(周宏等,2012;杨国超和盘宇章,2019)。

作为我国绿色金融市场的一项重要制度安排,绿色债券通过具有更多信息含量的披露、第三方中介机构的增信,缓解了债券市场上利益相关者之间的信息不对称问题,降低了信息风险。相对于普通债券,绿色债券的发行人、募集资金投向的绿色产业项目等都有明确规定,发行绿色债券不仅需要满足上述规定,还要在债券募集说明书,以及债券存续期内的定期报告中进行更加详细的披露,如募集资金拟投向领域及实际使用情况、绿色项目的开展情况及其所带来的环境改善情况等。因此,通过这些增量信息的披露,绿色债券向市场传递了相对可靠的“绿色”信号(Flammer,2021),有助于降低绿色债券的信息风险。

除了制度要求所披露的增量信息外,发行人主动传递的高质量信号也有助于减少信息不

对称(Spence, 1973; Brown和Hillegeist, 2007)。随着绿色金融的蓬勃发展,我国绿色债券的第三方认证也取得了很大进展,不少绿色债券发行人主动参与第三方认证,向市场传递“绿色”信号。作为绿色金融监管体系的重要组成部分,第三方机构在债券发行前及存续期,对债券是否符合绿色债券的相关要求及其绿色程度进行评估与审查,并出具独立、专业的认证报告。一方面,债券发行前的绿色认证有助于提高绿色债券发行的公信力,降低投资者,尤其是缺乏绿色技术识别能力的投资者对债券发行人逆向选择的担忧。另一方面,债券存续期的绿色认证有助于向市场传递发债主体持续规范的“绿色”信号,降低投资者对债券发行人道德风险的担忧。因此,第三方中介机构绿色认证所传递的信号增强了债券发行人的可信度,从而有助于降低信息不对称(Healy和Palepu, 2001),进而降低绿色债券的融资成本。

此外,社会认同是投资者进行投资决策的重要影响因素(Bauer和Smeets, 2015)。在全球倡导绿色低碳的时代背景下,绿色可持续必然是所有经济体今后的发展方向,绿色项目也更容易获得政府、社会公众的支持与认可,绿色投资项目具有更好的发展前景。据Wind数据库统计,截至2021年底绿色债券尚无违约案例。而无论是由于政府支持,还是债券发行人本身的发展潜力,相对于普通公司债,投资者所预期的绿色债券发行人到期不能还本付息的违约风险相对都会更低。因此,无论是由于自身对环境问题的关注而带来的偏好还是对投资机会的把握,不少投资者开始更加偏好进行绿色投资,愿意为绿色溢价买单(Zerbib, 2019)。

综上所述,绿色债券的“绿色”属性能够缓解发债主体与投资者之间的信息不对称,获得日益壮大的绿色投资群体的偏好。基于此,本文提出如下研究假设:

研究假设:与其他公司债相比,绿色债券发行的信用利差更低。

三、研究设计

(一)研究样本与数据来源

本文从Wind数据库获取了2016—2020年我国境内发行的绿色债券及公司债作为初始样本,并对初始样本进行了如下筛选程序:(1)剔除债券评级缺失的样本;(2)剔除相关财务数据缺失的样本。最终得到6729只债券样本,其中292只为绿色债券。债券基本信息及发债主体的财务数据均来源于Wind数据库。考虑到异常值的影响,本文对所有连续变量进行了上下1%分位缩尾处理。

(二)模型设计与变量定义

本文拟采用OLS模型检验绿色债券与信用利差之间的关系。参考Flammer(2021)、祁怀锦和刘斯琴(2021)以及其他相关文献,模型中控制了债券特征、发债主体财务特征和公司治理特征等变量,并控制年度效应(Year)、地区效应(City)以及行业效应(Industry),具体模型如下所示:

$$Credspread_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Green_{i,t} + \Sigma Controls + \Sigma Year + \Sigma City + \Sigma Industry + \varepsilon \quad (1)$$

1.被解释变量

参考以往文献(方红星等,2013;周宏等,2018)的做法,本文以债券票面利率与同期发行、相同期限的国债到期收益率之差来度量信用利差(Credspread)。

2.解释变量

根据债券是否属于Wind数据库中绿色债券板块,设置绿色债券(Green)虚拟变量,若为绿色债券则取值为1,普通债券则取值为0。

3.控制变量

参考已有文献,论文控制了系列控制变量(Controls),具体包括:债券规模(Bondscale),采

用债券发行金额(亿元)的自然对数来度量;可赎回性(*Crdeem*),若债券可赎回则取值为1,否则为0;可回售性(*Crtsell*),若债券可回售则取值为1,否则为0;担保(*Secured*),若债券有担保则取值为1,否则为0;债项评级(*Rate*),若债项评级为“AAA”则取值为3,债项评级为“AA+”则取值为2,否则为1;债券期限(*Term*),采用债券发行期限(年)来度量;税收优惠(*Tax*),若债券利息所得享有税收减免政策,则取值为1,否则为0;上市公司(*Islist*),若发债主体为上市公司则取值为1,否则为0;公司规模(*Size*),采用发债主体总资产的自然对数来度量;杠杆率(*Lev*),采用发债主体的负债总额除以总资产来度量;盈利能力(*Roa*),采用发债主体的总资产报酬率来度量;增长率(*Growth*),采用发债主体的营业收入增长率来度量;大股东持股比例(*Top1*),采用发债主体第一大股东持股比例来度量;现金持有(*Cash*),采用发债主体经营活动产生的现金流净额除以总资产来度量;所有权性质(*Soe*),若发债主体为国有企业则取值为1,否则为0。表1为各变量的具体定义。

表1 主要变量的定义

变量名称	变量符号	变量定义
信用利差	<i>Creditspread</i>	债券票面利率与同期发行、相同期限的国债到期收益率之差
绿色债券	<i>Green</i>	是否为绿色债券,绿色债券则取值为1,否则为0
债券规模	<i>Bondscale</i>	债券发行金额的自然对数
可赎回性	<i>Crdeem</i>	是否可赎回,可赎回则取值为1,否则为0
可回售性	<i>Crtsell</i>	是否可回售,可回售则取值为1,否则为0
担保	<i>Secured</i>	是否有担保,有担保则取值为1,否则为0
债项评级	<i>Rate</i>	债项评级为“AAA”,取值为3;债项评级为“AA+”,取值为2;否则为1
债券期限	<i>Term</i>	债券发行期限
税收优惠	<i>Tax</i>	债券利息所得享有税收减免政策,则取值为1,否则为0
上市公司	<i>Islist</i>	发债主体是否为上市公司,上市公司则取值为1,否则为0
公司规模	<i>Size</i>	发债主体总资产的自然对数
杠杆率	<i>Lev</i>	发债主体总负债/总资产
盈利能力	<i>Roa</i>	发债主体总资产报酬率
增长率	<i>Growth</i>	发债主体营业收入增长率
大股东持股比例	<i>Top1</i>	发债主体第一大股东持股比例
现金持有	<i>Cash</i>	发债主体经营活动产生的现金流净额/总资产
所有权性质	<i>Soe</i>	发债主体是否为国有企业,国有企业则取值为1,否则为0
年份	<i>Year</i>	债券发行所属年份
地区	<i>City</i>	发债主体所在城市
行业	<i>Industry</i>	发债主体所属行业

四、实证结果分析

(一)变量描述性统计

表2列示了变量的描述性统计结果。表2中Panel A显示,样本期间我国绿色债券占比从2016年的4.86%上升到2020年的6.04%,绿色债券发行数量整体也呈现出快速增长的趋势,表明本文的研究具有一定的现实意义。表2中Panel B为各变量的描述性统计,其中,信用利差(*Creditspread*)的均值和中位数分别为2.353和1.364,最大值和最小值分别为6.914和-3.389,表明不同债券信用利差的差异较大,数值的差异性有利于论文的回归分析。绿色债券(*Green*)的均值为0.073,表明样本债券中有7.3%的债券为绿色债券。上市公司(*Islist*)的均值为0.134,表明样本债券中仅有13.4%的发行主体是上市公司,上市公司借助债券为绿色项目融资的动力有待提升。其他控制变量的描述性统计与以往文献基本保持一致。表2中Panel C列示了按是否

表2 描述性统计

Panel A: 样本年度分布				
年份	绿色债券	非绿色债券	合计	绿色债券占比
2016	7	137	144	4.86%
2017	57	426	483	11.80%
2018	48	493	541	8.87%
2019	168	1883	2051	8.19%
2020	212	3298	3510	6.04%
合计	492	6237	6729	7.31%

Panel B: 各变量描述性统计						
变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Creditspread</i>	6729	2.353	1.364	-3.389	1.996	6.914
<i>Green</i>	6729	0.073	0.260	0.000	0.000	1.000
<i>Bondscale</i>	6729	2.271	0.641	0.095	2.398	5.303
<i>Crdeem</i>	6729	0.101	0.302	0.000	0.000	1.000
<i>Crtsell</i>	6729	0.619	0.486	0.000	1.000	1.000
<i>Secured</i>	6729	0.207	0.405	0.000	0.000	1.000
<i>Rate</i>	6729	1.944	0.908	1.000	2.000	3.000
<i>Term</i>	6729	4.693	1.742	2.000	5.000	20.000
<i>Tax</i>	6729	0.016	0.125	0.000	0.000	1.000
<i>Istlist</i>	6729	0.134	0.341	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	6729	24.865	1.388	19.178	24.632	30.470
<i>Lev</i>	6729	0.627	0.133	0.090	0.635	0.975
<i>Roa</i>	6729	1.468	2.005	-28.387	0.992	24.579
<i>Growth</i>	6729	0.004	0.068	-0.010	0.001	4.587
<i>Top1</i>	6729	0.830	0.255	0.041	1.000	1.000
<i>Cash</i>	6729	0.000	0.062	-0.524	0.007	0.491
<i>Soe</i>	6729	0.890	0.313	0.000	1.000	1.000

Panel C: 各变量均值差异比较分析					
变量	<i>Green=0</i>		<i>Green=1</i>		均值差异
	观测值	均值	观测值	均值	
<i>Creditspread</i>	6237	2.383	492	1.977	0.406***
<i>Bondscale</i>	6237	2.266	492	2.334	-0.068**
<i>Crdeem</i>	6237	0.104	492	0.063	0.041***
<i>Crtsell</i>	6237	0.638	492	0.386	0.252***
<i>Secured</i>	6237	0.203	492	0.246	-0.042**
<i>Rate</i>	6237	1.920	492	2.258	-0.338***
<i>Term</i>	6237	4.603	492	5.829	-1.226***
<i>Tax</i>	6237	0.011	492	0.075	-0.064***
<i>Istlist</i>	6237	0.133	492	0.154	-0.022
<i>Size</i>	6237	24.856	492	24.970	-0.114*
<i>Lev</i>	6237	0.627	492	0.619	0.008
<i>Roa</i>	6237	1.476	492	1.360	0.116
<i>Growth</i>	6237	0.004	492	0.002	0.002
<i>Top1</i>	6237	0.833	492	0.789	0.044***
<i>Cash</i>	6237	-0.000	492	0.006	-0.006**
<i>Soe</i>	6237	0.886	492	0.941	-0.055***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上统计显著。

为绿色债券分组后均值差异的比较结果。结果显示,与普通债券样本(*Green=0*)相比,绿色债券样本(*Green=1*)的信用利差(*Creditspread*),其均值在1%的水平上显著更低,这初步表明绿色债券与信用利差负相关。绿色债券样本的债券规模(*Bondscale*)、债券期限(*Term*)的均值则

在1%的水平上显著高于普通债券样本,且绿色债券在1%的水平上更少包含可回售(*Crtsell*)条款。同时,绿色债券的评级(*Rate*)、担保(*Secured*)、税收优惠(*Tax*)的均值相较普通债券在1%或5%的水平上更高,表明尽管绿色债券在发行金额和期限上存在更大的信息风险,一方面,发债主体通过更高的评级以及获得第三方担保来降低了其与投资者之间的信息不对称程度,另一方面,绿色债券的相关政策也为投资者提供了所得税优惠,均有助于提高绿色债券成功发行的概率。其他控制变量的均值也存在一定的差异,有利于论文的后续回归分析。

(二)实证回归结果

表3列示了绿色债券对信用利差的回归结果。其中,第(1)列显示,控制了年份、地区和行业固定效应后,绿色债券(*Green*)的回归系数在1%的水平上显著为负。控制债券特征、发债主体财务特征和公司治理特征等变量后,第(2)列显示,绿色债券(*Green*)的估计系数为-0.131,在5%的水平上显著,说明绿色债券的信用利差比普通债券平均低13.1%。进一步控制*City*×*Year*、*Industry*×*Year*的双向固定效应后,绿色债券(*Green*)的估计系数在10%的水平上显著为负,表明控制了地区间、行业间每年的差异后,绿色债券(*Green*)与信用利差(*Creditspread*)仍显著负相关。与Zerbib (2019)的研究采用2013—2017年的跨国样本分析,未发现我国绿色债券与普通债券之间信用利差的显著差异不同,论文的回归结果表明,我国绿色债券的“绿色”属性有助于降低发债主体与投资者之间的信息不对称,获得日益壮大的绿色投资群体的偏好,从而体现为更低的信用利差。

控制变量中债券特征方面,债券规模(*Bondscales*)与信用利差在1%的水平上显著负相关,可能的原因在于债券的发行规模越大,对其感兴趣的投资者越多,其流动性越好,债券的信用利差越低(周宏等,2012);债项评级(*Rate*)与信用利差在1%的水平上显著负相关,表

表3 绿色债券与信用利差回归结果表

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Creditspread</i>	<i>Creditspread</i>	<i>Creditspread</i>
<i>Green</i>	-0.339*** (-4.48)	-0.131** (-2.09)	-0.130* (-1.95)
<i>Bondscales</i>		-0.107*** (-3.75)	-0.101*** (-3.30)
<i>Crdeem</i>		0.229*** (4.08)	0.259*** (4.19)
<i>Crtsell</i>		-0.053 (-1.41)	-0.099** (-2.48)
<i>Secured</i>		0.140*** (2.64)	0.165*** (2.91)
<i>Rate</i>		-0.437*** (-14.63)	-0.444*** (-14.61)
<i>Term</i>		-0.028** (-2.55)	-0.021* (-1.80)
<i>Tax</i>		0.030 (0.39)	0.061 (0.74)
<i>Islst</i>		-0.123 (-1.57)	-0.136* (-1.66)
<i>Size</i>		-0.201*** (-9.12)	-0.202*** (-8.79)
<i>Lev</i>		0.985*** (5.47)	0.872*** (4.59)
<i>Roa</i>		-0.065*** (-5.19)	-0.066*** (-4.59)
<i>Growth</i>		0.204 (1.23)	0.026 (0.20)
<i>Top1</i>		-0.095 (-0.86)	-0.077 (-0.67)
<i>Cash</i>		-0.551** (-2.06)	-0.614** (-2.08)
<i>Soe</i>		-1.166*** (-11.64)	-1.234*** (-11.58)
<i>_cons</i>	3.599*** (24.97)	8.491*** (16.24)	9.302*** (17.24)
<i>N</i>	6729	6729	6461
<i>Year</i>	控制	控制	-
<i>City</i>	控制	控制	-
<i>Industry</i>	控制	控制	-
<i>City</i> × <i>Year</i>	-	-	控制
<i>Industry</i> × <i>Year</i>	-	-	控制
<i>R²_a</i>	0.476	0.648	0.664

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上统计显著;括号中为t值;本表的回归按照个体进行了Cluster处理,下同。

明债项评级越高,债券信用风险越低,债券的信用利差越低(林晚发等,2019);而债券期限(*Term*)与信用利差显著负相关,可能的解释是高评级的主体(因而信用利差更低)倾向于发行期限更长的债券(王安兴等,2012)。在发债主体特征方面,公司规模(*Size*)、盈利能力(*Roa*)、所有权性质(*Soe*)均与信用利差在1%的水平上显著负相关,杠杆率(*Lev*)则与信用利差在1%的水平上显著正相关,表明发债主体财务状况越好或属于国有企业,越容易获得投资者偏好,从而降低其融资成本(祁怀锦和刘斯琴,2021)。

(三)稳健性检验

1.绿色债券与信用利差:基于PSM检验

由表2可知,样本中绿色债券比例不高,相较于普通债券,绿色债券发行金额更大、期限更长、债项评级更高,绿色债券与普通债券除“绿色”属性之外,在其他方面还存在显著差异。为缓解样本自选择问题,本文采取PSM匹配法进行检验。本文将处理组(绿色债券)与对照组(普通债券)进行PSM匹配。具体地,对倾向得分相差1%以内的观测值分别进行1:n($n=4, 3, 2, 1$)匹配,匹配后的回归结果如表4所示。结果显示,在满足平衡性检验,降低了处理组和对照组之间的显著差异后,绿色债券与信用利差的回归结果不随匹配方法的改变而改变,其系数仍在5%的水平上显著为负,表明论文的回归结果较为稳健。

2.绿色债券与信用利差:基于工具变量法检验

绿色债券的成功发行意味着发债主体可能有好的绿色投资项目,其可能具备更好的财务状况与发展前景,而财务状况与发展前景正是投资者在债券定价时考量的重要因素,即论文回归中存在既影响企业是否发行绿色债券,又影响债券信用利差的遗漏变量,导致较为严重的内生性问题。因此,论文采用工具变量法缓解不可观测的遗漏变量问题。具体地,我们选择当地政府对绿色债券的支持力度(*GBpolicy*)作为工具变量。目前,我国绿色债券的发行主要由政府主导,当地政府通过颁布相关的法规文件,对发行绿色债券的企业实行补贴、税费减免等优惠政策,来激发企业发行绿色债券的动力。因此,当地政府对绿色债券的支持力度会对企业的绿色融资行为产生显著影响,但不会直接影响债券的信用利差(吴育辉等,2022)。其中,当地政府对绿色债券的支持力度(*GBpolicy*)参考吴育辉等(2022)的研究,采用当地政府发布的关于绿色债券的法规条文数来衡量,若债券发行前,当地相关政策法规条目数大于行业中位数,则认为当地政府对绿色债券的支持力度大,*GBpolicy*取值为1,否则为0。表5汇报了工具变量检验的结果,其中不可识别检验的LM统计量在5%的水平上显著,拒绝不可识别的原假设;Wald F统计量的值为10.027,高于经验值10,拒绝弱工具变量的原假设,表明工具变量的选取较为合理。表5第(1)列显示,第一阶段的回归系数在10%的水平上显著为正,表明当地政府对绿色债券的支持力度越大,企业越会选择发行绿色债券来融资,说明当前我国绿色债券的发行确实在很大程度上受到当地政府政策力度的影响。表5第(2)列显示,第二阶段回归系数在10%的水平上显著为负,即缓解内生性问题后,发行绿色债券能够带来更低的信用利差,降低发债主体的融资成本。结果与前文保持一致,表明论文结论较为稳健。

(四)机制分析

已有研究表明,当债券的评级为高等级或得到权威机构的认证时,投资者对该债券的潜在风险预期会显著降低,从而降低该债券的信用利差(何平和金梦,2010;Flammer,2021)。因此,在前文实证检验发现债券的绿色属性能够降低信用利差后,本文进一步基于投资者风险感知的视角,检验绿色债券是否通过更高的评级、权威机构的绿色认证影响信用利差。参考江艇(2022)的研究,本文重新以债项评级(*Rate*)、权威认证(*Greencerti3*)作为因变量进行回归,以

表4 绿色债券与信用利差:基于PSM检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Creditspread</i>	<i>Creditspread</i>	<i>Creditspread</i>	<i>Creditspread</i>
<i>Green</i>	-0.167** (-2.56)	-0.156** (-2.21)	-0.152** (-1.97)	-0.174** (-2.12)
<i>Bondscales</i>	-0.115** (-1.99)	-0.125** (-2.11)	-0.117* (-1.90)	-0.107 (-1.61)
<i>Crdeem</i>	0.386*** (4.78)	0.370*** (4.14)	0.374*** (3.93)	0.441*** (3.75)
<i>Crtsell</i>	-0.079 (-1.23)	-0.089 (-1.32)	-0.110 (-1.49)	-0.104 (-1.18)
<i>Secured</i>	0.152 (1.61)	0.143 (1.42)	0.167 (1.42)	0.358*** (2.89)
<i>Rate</i>	-0.574*** (-10.51)	-0.560*** (-9.71)	-0.543*** (-8.75)	-0.580*** (-8.81)
<i>Term</i>	0.007 (0.59)	0.004 (0.36)	0.008 (0.61)	0.008 (0.56)
<i>Tax</i>	-0.091 (-1.02)	-0.089 (-0.92)	-0.077 (-0.75)	-0.087 (-0.83)
<i>Islist</i>	0.153 (1.55)	0.152 (1.53)	0.074 (0.77)	0.096 (0.82)
<i>Size</i>	-0.147*** (-4.81)	-0.158*** (-4.93)	-0.168*** (-5.12)	-0.155*** (-4.42)
<i>Lev</i>	0.340 (1.11)	0.340 (1.06)	0.393 (1.11)	0.587 (1.50)
<i>Roa</i>	-0.077*** (-3.12)	-0.064** (-2.55)	-0.064** (-2.29)	-0.030 (-1.12)
<i>Growth</i>	-1.351 (-0.37)	0.785 (0.20)	-0.347 (-0.08)	-0.714 (-0.20)
<i>Top1</i>	0.156 (1.05)	0.153 (1.01)	0.119 (0.75)	0.161 (0.83)
<i>Cash</i>	-0.341 (-0.70)	-0.767 (-1.44)	-0.605 (-1.05)	-0.069 (-0.10)
<i>Soe</i>	-0.832*** (-5.57)	-0.770*** (-5.07)	-0.701*** (-4.33)	-0.532*** (-3.09)
<i>_cons</i>	9.050*** (11.01)	9.384*** (10.79)	8.400*** (7.92)	8.122*** (6.93)
<i>N</i>	1573	1341	1087	831
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>city</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>R²_a</i>	0.725	0.722	0.734	0.740

检验信息风险是否在绿色债券与信用利差之间的关系中发挥了中介效应。其中,债项评级(*Rate*)的度量与前文一致,权威认证(*Greencerti3*)的度量参考祁怀锦和刘斯琴(2021)的研究,若发债主体获得样本中前三名绿色认证机构的认证,则权威认证(*Greencerti3*)取值为1,否则为0。回归结果如表6所示,第(1)和第(2)列显示,绿色债券(*Green*)与债项评级(*Rate*)、权威认证(*Greencerti3*)均在1%的水平上显著为正,说明债项评级和权威认证均在绿色债券与信用利差之间发挥了中介效应,绿色债券通过获得更高的评级、第三方权威机构的绿色认证,向市场传递了“绿色”的可靠信号,缓解了信息不对称程度,降低了信息风险,从而降低了融资成本。

表5 绿色债券与信用利差:基于工具变量法

变量	(1)第一阶段	(2)第二阶段
	<i>Green</i>	<i>Creditspread</i>
<i>GBpolicy</i>	0.036* (1.95)	
<i>Green</i>		-3.878* (-1.73)
<i>Bondscalet</i>	0.010 (1.32)	-0.068 (-1.50)
<i>Crdeem</i>	-0.023 (-1.18)	0.139 (1.32)
<i>Crtsell</i>	-0.091*** (-6.16)	-0.395* (-1.85)
<i>Secured</i>	-0.008 (-0.51)	0.113 (1.56)
<i>Rate</i>	0.033*** (5.08)	-0.312*** (-3.74)
<i>Term</i>	0.032*** (5.33)	0.091 (1.25)
<i>Tax</i>	0.252*** (2.81)	0.976 (1.39)
<i>Islist</i>	-0.009 (-0.35)	-0.149 (-1.31)
<i>Size</i>	-0.023*** (-3.08)	-0.289*** (-4.44)
<i>Lev</i>	0.005 (0.09)	1.007*** (3.88)
<i>Roa</i>	-0.003 (-1.06)	-0.075*** (-4.61)
<i>Growth</i>	-0.007 (-0.51)	0.182 (0.96)
<i>Top1</i>	-0.009 (-0.28)	-0.121 (-0.82)
<i>Cash</i>	0.029 (0.48)	-0.463 (-1.36)
<i>Soe</i>	-0.011 (-0.73)	-1.206*** (-10.75)
<i>_cons</i>	0.300 (1.61)	9.703*** (8.70)
<i>N</i>	6 729	6 729
<i>Year</i>	控制	控制
<i>City</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制
<i>R²_a/R²_u</i>	0.275	0.277
<i>LM statistic</i>		3.980
<i>P value</i>		0.046
<i>Wald F statistic</i>		10.027

表6 绿色债券、信用风险与信用利差

变量	(1)	(2)
	<i>Rate</i>	<i>Greencerti3</i>
<i>Green</i>	0.260*** (5.54)	0.198*** (7.63)
<i>Bondscalet</i>	0.008 (0.43)	-0.009*** (-3.08)
<i>Crdeem</i>	0.246*** (6.05)	-0.010* (-1.88)
<i>Crtsell</i>	-0.172*** (-5.75)	0.007* (1.67)
<i>Secured</i>	0.557*** (15.35)	-0.009 (-1.63)
<i>Rate</i>		0.004 (1.35)
<i>Term</i>	0.032*** (3.45)	-0.007*** (-4.13)
<i>Tax</i>	0.050 (0.43)	-0.012 (-0.43)
<i>Islist</i>	0.298*** (4.64)	-0.009 (-1.01)
<i>Size</i>	0.249*** (13.28)	-0.003 (-1.03)
<i>Lev</i>	-0.661*** (-5.10)	0.025 (1.33)
<i>Roa</i>	0.054*** (6.00)	0.000 (0.33)
<i>Growth</i>	-0.098* (-1.71)	-0.004 (-0.71)
<i>Top1</i>	-0.001 (-0.01)	-0.017 (-1.38)
<i>Cash</i>	0.800*** (3.76)	0.026 (1.06)
<i>Soe</i>	0.046 (0.65)	0.011** (2.06)
<i>_cons</i>	-5.552*** (-12.95)	0.106* (1.83)
<i>N</i>	6 729	6 729
<i>Year</i>	控制	控制
<i>City</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制
<i>R²_a</i>	0.535	0.187

(五)进一步分析

1.绿色债券与信用利差:基于债券特征

理论上而言,同一债券发行主体在短期内多次举债会增加其流动性风险,且债券期限越

长,投资者面临的利率风险越高。但债券的可回售条款允许投资者以事先规定的价格提前回售给发行人,有助于降低其所面临的信息风险,从而影响投资者对债券风险的判断,进而影响信用利差。基于此,论文考虑债券在发行次数、发行期限,以及是否可回售等方面的差异,对全样本进行了如下分组处理:(1)以同一发债主体年度发行次数的行业中位数为划分标准,将全样本划分为发行次数多、发行次数少两个子样本,并分别进行回归,回归结果如表7第(1)和第(2)列所示。(2)以同一行业债券期限的中位数为划分标准,将全样本划分为债券期限长、债券期限

表7 绿色债券与信用利差:基于债券特征

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	发行次数多	发行次数少	债券期限长	债券期限短	可回售	不可回售
<i>Green</i>	-0.221*** (-4.14)	0.017 (0.19)	-0.240*** (-4.86)	0.091 (0.84)	0.097 (1.37)	-0.180*** (-3.12)
<i>Bondsacle</i>	-0.052** (-2.29)	-0.192*** (-5.35)	-0.092*** (-4.28)	-0.079* (-1.96)	-0.045* (-1.80)	-0.171*** (-6.04)
<i>Crdeem</i>	0.225*** (5.14)	0.155** (2.01)	0.094* (1.89)	0.419*** (6.40)	-0.148** (-2.36)	0.498*** (10.48)
<i>Crtsell</i>	-0.100*** (-3.25)	-0.035 (-0.71)	-0.182*** (-5.58)	0.331*** (5.24)	—	—
<i>Secured</i>	0.227*** (5.72)	0.057 (1.09)	0.245*** (6.90)	-0.170*** (-2.61)	0.244*** (6.05)	-0.121** (-2.44)
<i>Rate</i>	-0.437*** (-22.45)	-0.431*** (-14.51)	-0.461*** (-25.50)	-0.369*** (-10.26)	-0.450*** (-21.67)	-0.453*** (-17.61)
<i>Term</i>	-0.024*** (-3.13)	-0.032* (-1.81)	0.001 (0.17)	-0.121* (-1.82)	-0.085*** (-7.66)	0.023** (2.51)
<i>Tax</i>	0.063 (0.67)	-0.075 (-0.40)	0.065 (0.62)	-0.009 (-0.06)	-0.056 (-0.41)	0.064 (0.62)
<i>Islist</i>	-0.031 (-0.55)	-0.214*** (-2.74)	-0.123** (-2.30)	-0.111 (-1.30)	-0.230*** (-3.42)	-0.057 (-0.97)
<i>Size</i>	-0.232*** (-14.47)	-0.211*** (-8.30)	-0.221*** (-15.13)	-0.220*** (-8.28)	-0.281*** (-15.93)	-0.174*** (-9.59)
<i>Lev</i>	1.328*** (9.25)	0.675*** (4.02)	0.863*** (7.21)	1.158*** (5.15)	1.110*** (8.09)	0.653*** (4.07)
<i>Roa</i>	-0.058*** (-7.09)	-0.066*** (-6.30)	-0.057*** (-7.47)	-0.078*** (-7.33)	-0.069*** (-8.50)	-0.061*** (-6.83)
<i>Growth</i>	0.447 (1.55)	-0.007 (-0.04)	0.111 (0.76)	-3.272 (-1.02)	-0.007 (-0.02)	0.086 (0.52)
<i>Top1</i>	-0.033 (-0.41)	-0.118 (-1.06)	-0.080 (-1.06)	-0.185 (-1.45)	-0.099 (-1.12)	-0.058 (-0.63)
<i>Cash</i>	-0.259 (-1.01)	-0.734** (-2.44)	-0.514** (-2.45)	-0.311 (-0.71)	-0.679*** (-2.89)	-0.042 (-0.13)
<i>Soe</i>	-1.310*** (-24.76)	-1.165*** (-15.42)	-1.108*** (-22.07)	-1.091*** (-12.56)	-1.477*** (-26.05)	-0.888*** (-13.88)
<i>_cons</i>	8.869*** (15.52)	8.109*** (7.84)	8.913*** (10.48)	11.052*** (13.02)	11.429*** (12.18)	8.348*** (14.34)
<i>N</i>	4345	2384	4893	1836	4168	2561
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>City</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R²_a</i>	0.691	0.631	0.660	0.707	0.648	0.718
系数差异		-0.238**		-0.331***		0.277***

短两个子样本,并分别进行回归,回归结果如表7第(3)列和第(4)列所示。(3)按债券是否包含可回售条款,将全样本划分为可回售、不可回售两个子样本,并分别进行回归,回归结果如表7第(5)列和第(6)列所示。表7的回归结果显示,无论是在经济意义还是统计意义上,仅在债券发行次数多、债券期限长,以及债券不可回售,也即投资者面临的债券信息风险更高时,绿色债券才具有信用利差上的显著优势。上述回归结果进一步支持了论文的前述结论,即绿色债券的“绿色”属性确实有助于缓解信息不对称,获得投资者的认同并降低其预期的违约风险,从而降低信用利差。

2.绿色债券与信用利差:基于承销商声誉

作为债券市场中重要的金融中介,承销商比普通投资者具有更多的专业知识和信息优势,出于声誉与承销失败的考虑,高声誉的承销商往往倾向于选择财务状况良好、信息风险较低的发行人,并且会更加积极地监督发行人的信息披露情况(魏明海等,2017)。因此,高声誉的承销商可能有助于提高信息透明度,并向市场传递出债券更低信息风险的信号。基于此,本文从Wind数据库获取了承销商评级作为承销商声誉的代理变量,其中,承销商评级分为“AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C”,根据承销商评级是否为“AA”,将全样本划分为承销商声誉高、承销商声誉低两个子样本,并分别进行回归,回归结果如表8第(1)列和第(2)列所示。回归结果显示,仅在承销商声誉低的组别,绿色债券与信用利差显著负相关,而在承销商声誉高的组别,两者无显著关系。表明在信息不对称水平方面,绿色债券本身能够传递与高声誉的承销商一致的信号作用,对冲承销商声誉低所传递的信息风险,降低投资者对债券发行人到期不能还本付息的担忧,从而降低债券发行人的融资成本。

3.绿色债券与信用利差:基于发行人规模

罗荣华和刘劲劲(2016)研究指出,发行人规模会对债券定价产生显著影响。一般而言,公司规模越大,其公司治理越完善、信息披露水平越高(汪炜和蒋高峰,2004)。因此,相较于小规模发行人,大规模发行人的信息风险可能更小,其债券定价可能更低。故本文按债券发行人公司规模(Size)的中位数为划分标准,将全样本划分为发行人规模大、发行人规模小两个子样本,并分别进行回归,回归结果如表8第(3)列和第(4)列所示。回归结果显示,当发行人规模大时,相较于普通公司债,绿色债券发行的信用利差并没有显著差异;而当发行人规模小时,绿色债券发行的信用利差显著降低。结果与论文的研究假设一致,不仅表明绿色债券有助于向投资者传递相对可靠的信号,从而降低小规模发行人的信息风险,也反映出投资者在面对较高信息风险时,更倾向于把握绿色项目的投资机会,从而导致绿色债券更低的信用利差。

4.绿色债券、信用利差与绿色活动

为进一步检验绿色金融利好政策环境下,绿色债券募集的资金是否真正投入到了绿色可持续发展之中,论文从绿色活动的角度,通过绿色创新(*Greumia*、*Greinvia*)与绿色运用(*Envproduct*)检验绿色债券发行对发债主体带来的经济后果^①。具体地,相较于专利授权,绿色专利申请更能体现企业在创新层面的努力(Zhu等,2019),同时,为剔除企业的规模效应,论文分别以企业当年独立申请的绿色实用新型数量除以营业收入、绿色发明数量除以营业收入来度量企业的绿色创新(*Greumia*、*Greinvia*)。而若企业开发或运用了对环境有益的创新产品、设备或技术,则绿色运用(*Envproduct*)取值为1,否则为0。以绿色创新(*Greumia*、*Greinvia*)、绿色运用(*Envproduct*)为因变量分别进行OLS、Logit回归分析的结果如表9所示。表9显示,绿色债券(*Green*)与绿色创新(*Greumia*、*Greinvia*)、绿色运用(*Envproduct*)均呈正相关关系,但绿色发

^①绿色创新(*Greumia*、*Greinvia*)与绿色运用(*Envproduct*)的数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。

表8 绿色债券与信用利差:基于承销商声誉和发行人规模

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	承销商声誉高	承销商声誉低	发行人规模大	发行人规模小
<i>Green</i>	-0.032 (-0.39)	-0.180*** (-3.29)	0.025 (0.41)	-0.119* (-1.79)
<i>Bondscales</i>	-0.123*** (-3.82)	-0.070*** (-2.96)	-0.089*** (-3.77)	-0.098*** (-3.30)
<i>Crdeem</i>	0.227*** (4.07)	0.203*** (3.94)	0.273*** (6.82)	0.103 (1.24)
<i>Crtsell</i>	-0.199*** (-4.75)	-0.013 (-0.39)	-0.241*** (-7.52)	0.166*** (3.96)
<i>Secured</i>	0.178*** (3.13)	0.120*** (3.17)	0.018 (0.31)	0.062 (1.48)
<i>Rate</i>	-0.483*** (-18.09)	-0.423*** (-20.77)	-0.452*** (-22.78)	-0.411*** (-15.71)
<i>Term</i>	-0.016 (-1.63)	-0.029*** (-2.87)	-0.002 (-0.28)	-0.094*** (-6.01)
<i>Tax</i>	0.039 (0.33)	0.027 (0.23)	-0.011 (-0.12)	-0.010 (-0.05)
<i>Islist</i>	-0.074 (-1.05)	-0.174*** (-2.98)	-0.046 (-0.84)	-0.337*** (-4.16)
<i>Size</i>	-0.155*** (-7.46)	-0.213*** (-12.93)	-0.142*** (-8.03)	-0.270*** (-8.78)
<i>Lev</i>	1.147*** (6.44)	0.789*** (5.94)	1.109*** (7.12)	0.837*** (5.83)
<i>Roa</i>	-0.058*** (-5.82)	-0.069*** (-8.97)	-0.064*** (-7.45)	-0.063*** (-7.40)
<i>Growth</i>	0.073 (0.45)	0.676** (2.41)	0.419 (0.52)	0.276* (1.78)
<i>Top1</i>	0.084 (0.78)	-0.148* (-1.82)	0.114 (1.29)	-0.195** (-2.11)
<i>Cash</i>	-0.124 (-0.36)	-0.603*** (-2.59)	0.469 (1.54)	-0.823*** (-3.41)
<i>Soe</i>	-1.113*** (-17.14)	-1.248*** (-22.13)	-1.366*** (-27.43)	-1.133*** (-14.61)
<i>_cons</i>	7.029*** (7.77)	8.846*** (14.58)	8.370*** (10.01)	10.773*** (12.42)
<i>N</i>	2148	4581	3365	3364
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>City</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>R²_a</i>	0.639	0.659	0.660	0.629
系数差异		0.148*		0.144*

明申请(*Greinvia*)未通过10%的显著性水平。可能的解释是,相较于发债主体的资产规模,绿色债券所募集的资金本身太小(样本中上市公司发行人的平均资产规模为1259.159亿元,而绿色债券的平均发行额为12.094亿元),对于资金需求大、不确定风险高的绿色发明的提升作用有限,发行人改善环境表现所需要的资金不一定全部来源于绿色债券(Flammer, 2021)。总体而言,绿色债券发行带来了发行人更高的环境绩效,促进了绿色可持续发展。

表9 绿色债券、信用利差与绿色活动

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Greumia</i>	<i>Greinvia</i>	<i>Envyproduct</i>
<i>Green</i>	0.001* (1.67)	0.001 (1.27)	16.649*** (13.73)
<i>Bondscale</i>	-0.000 (-0.59)	-0.000 (-1.22)	-0.092 (-0.32)
<i>Crdeem</i>	0.000 (0.57)	0.000 (0.07)	0.400 (0.67)
<i>Crtsell</i>	0.000* (1.74)	-0.000 (-0.10)	0.481 (0.78)
<i>Secured</i>	0.000 (0.71)	-0.000 (-0.12)	0.103 (0.09)
<i>Rate</i>	0.000 (0.15)	-0.000 (-1.44)	-0.339 (-0.93)
<i>Term</i>	-0.000 (-1.52)	-0.000 (-1.25)	0.043 (0.38)
<i>Tax</i>	-0.001** (-2.59)	0.000 (0.05)	-2.156 (-1.50)
<i>Size</i>	-0.000 (-1.22)	-0.000 (-1.39)	0.151 (0.55)
<i>Lev</i>	-0.001 (-1.25)	-0.004** (-2.10)	-3.061 (-0.72)
<i>Roa</i>	0.000 (0.24)	-0.000 (-0.86)	-0.006 (-0.07)
<i>Growth</i>	-0.000 (-0.73)	-0.001 (-1.06)	106.288 (1.08)
<i>Top1</i>	-0.001 (-0.90)	-0.001 (-1.15)	4.400** (2.19)
<i>Cash</i>	0.001 (0.51)	-0.001 (-0.65)	2.673 (0.68)
<i>Soe</i>	-0.000 (-1.39)	-0.000 (-1.01)	-0.578 (-0.80)
<i>_cons</i>	0.005* (1.78)	0.009*** (2.77)	-9.235 (-1.32)
<i>N</i>	828	828	523
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>City</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>R² a / R² p</i>	0.410	0.522	0.447

五、研究结论与政策启示

本文以2016—2020年我国债券市场发行的绿色债券及公司债为研究对象,探讨了绿色债券与信用利差之间的关系。研究发现,相较于普通债券,发行绿色债券更能获得投资者偏好,体现为更低的信用利差,该结论在经过系列稳健性检验后仍然保持不变。同时,这种偏好主要源于更高的评级、权威机构的绿色认证所带来的更低水平的信息风险。进一步检验发现,尤其是债券发行次数多、债券期限长,以及债券不可回售、承销商声誉低、发行人规模小等投资者面临的债券信息风险更高的情况下,绿色债券在降低融资成本上具有显著优势。此外,本文还发现绿色债券发行人进行了更多的绿色创新与绿色运用。

本文的研究结论具有一定的理论价值与现实意义。为了更好地应对气候变化,我国当前正大力发展绿色金融以推进可持续发展,绿色债券作为其中的重要组成部分,有助于提高资金配置效率,加快绿色可持续发展步伐。基于本文的研究结论,相关政策制定者应当:(1)持续推进绿色债券市场的发展,进一步规范绿色债券认定标准、债券评级标准、绿色认证标准等,提高“绿色”认证的专业度与可信度,并鼓励债券发行人进行第三方评估,增强绿色债券的公信力。(2)持续强化绿色债券的信息披露要求,提高债券的资金流向、项目进展、资金使用等相关信息的透明度,从而缓解利益相关者的信息不对称问题,增强绿色债券的成本优势,提高绿色项目的投资动力,进而提升绿色债券市场的整体活力。(3)制定统一的绿色项目考核标准,定期跟踪绿色项目所带来的环境效益,增强对绿色资金使用效率的监管,促使资金更多地流向绿色可持续发展。

主要参考文献

- [1]蔡海静,汪祥耀,谭超.绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J].会计研究,2019,(3):88-95.
- [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]黄溶冰,赵谦.演化视角下的企业漂绿问题研究:基于中国漂绿榜的案例分析[J].会计研究,2018,(4):11-19.
- [4]黄振,郭晔.央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本[J].经济研究,2021,56(1):105-121.
- [5]纪志宏,曹媛媛.信用风险溢价还是市场流动性溢价:基于中国信用债定价的实证研究[J].金融研究,2017,(2):1-10.
- [6]厉以宁,朱善利,罗来军,等.低碳发展作为宏观经济目标的理论探讨——基于中国情形[J].管理世界,2017,33(6):1-8.
- [7]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.
- [8]苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J].金融研究,2018,(12):123-137.
- [9]王馨,王莹.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173-188.
- [10]武恒光,王守海.债券市场参与者关注公司环境信息吗?——来自中国重污染上市公司的经验证据[J].会计研究,2016,(9):68-74.
- [11]吴育辉,田亚男,陈韞妍,等.绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J].管理世界,2022,38(6):176-190.
- [12]周宏,林晚发,李国平,等.信息不对称与企业债券信用风险估价——基于2008-2011年中国企业债券数据[J].会计研究,2012,(12):36-42.
- [13]周宏,周畅,林晚发,等.公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券2008-2016年的经验证据[J].会计研究,2018,(5):59-66.
- [14]Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X, et al. Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73(2): 251-277.
- [15]Baker M, Bergstresser D, Serafeim G, et al. The pricing and ownership of US green bonds[J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2022, 14: 415-437.
- [16]Bauer R, Smeets P. Social identification and investment decisions[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2015, 117: 121-134.
- [17]Brown S, Hillegeist S A. How disclosure quality affects the level of information asymmetry[J]. *Review of Accounting Studies*, 2007, 12(2-3): 443-477.
- [18]Caporale G M, Spagnolo F, Spagnolo N. Macro news and bond yield spreads in the euro area[J]. *The European Journal of Finance*, 2018, 24(2): 114-134.
- [19]Fatica S, Panzica R, Rancan M. The pricing of green bonds: Are financial institutions special?[J]. *Journal of Financial Stability*, 2021, 54: 100873.
- [20]Flammer C. Corporate green bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 499-516.
- [21]Healy P M, Palepu K G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical

- disclosure literature[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 31(1-3): 405-440.
- [22]Kaviani M S, Kryzanowski L, Maleki H, et al. Policy uncertainty and corporate credit spreads[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 138(3): 838-865.
- [23]Kliger D, Sarig O. The information value of bond ratings[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(6): 2879-2902.
- [24]Tang D Y, Zhang Y P. Do shareholders benefit from green bonds?[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 61: 101427.
- [25]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.

Do Green Bonds Attract Investor Preference? From the Perspective of Credit Spreads

Zhou Donghua, Zhou Hua

(*School of Accountancy, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China*)

Summary: In recent years, with the widespread concern about the climate crisis, green sustainable development has become a global hot topic. Since the seven ministries and commissions including the People's Bank of China issued the "Guidance on Building a Green Financial System" in 2016, in which green bonds are taken as one of the important instruments, green bonds have grown rapidly in China's bond market. So, under the favorable policy environment of green finance, do green bonds attract investor preference? What is the transmission mechanism and the context in which it works? Do green bonds effectively play the role of fund allocation and really promote the flow of funds to green sustainable development?

Based on the above issues, using the green bonds and corporate bonds issued in China's bond market from 2016 to 2020, this paper explores the relationship between green bonds and credit spreads. It is found that compared to ordinary bonds, green bonds issued are more likely to attract investor preference, which is reflected in lower credit spreads, and this finding remains unchanged after robustness tests such as the PSM test and the instrumental variable method. At the same time, this preference mainly stems from the lower-level information risk associated with higher ratings and green certification by authoritative agencies. Further tests find that green bonds have significant advantages in reducing financing costs, especially when there are more bond issues, longer bond maturities, and higher bond information risk faced by investors such as non-returnable bonds, low reputation of underwriters, and small issuer size. In addition, this paper also finds that green bond issuers have made more green innovations and green applications.

The possible contributions of this paper are that: First, green bonds are emerging in China, but related research is still limited, and only a few scholars have explored whether green bond issuance in China brings lower credit spreads. This paper provides an in-depth analysis of the relationship between green bonds and credit spreads based on the information asymmetry theory, signaling theory, and social identity theory, and further analyzes the cross-sectional differences of bond characteristics, issuers, and underwriters to broaden the theoretical explanation of the impact of green bonds on credit spreads. Second, the existing literature studies the relationship between green bonds and credit spreads from the

(下转第61页)

capability. However, due to the strong uncertainty, long cycle, and large capital demand of innovation activities, the innovation investment efficiency of Chinese enterprises is generally low, and a large number of enterprises have innovation difficulties. How to overcome the financing constraints of innovation investment and improve the efficiency of innovation investment has increasingly become an important problem faced by domestic enterprises. As a financial resource for integrating and optimizing customers, suppliers, and other stakeholders, supply chain finance can provide financing for enterprises in the supply chain, reduce supply chain risks, and form a benign industrial ecology of mutual benefit for core enterprises, upstream and downstream enterprises, and the funding side. Therefore, this paper attempts to answer whether and why supply chain finance will enhance the innovation input of core enterprises. Based on the network theory, the empirical test of 528 non-financial A-share listed companies from 2016 to 2020 shows that supply chain finance can promote enterprise innovation investment. In addition, compared with traditional supply chain finance, supply chain finance supported by digital finance has a stronger positive impact on enterprise innovation investment. Furthermore, this paper also analyzes the mechanism of supply chain finance to promote innovation investment, and finds that supply chain finance activities increase innovation investment by improving the quality of supply chain relationships. It is helpful to study the antecedents of enterprise innovation and reveal the mechanism and theoretical boundary of “supply chain finance – enterprise innovation”.

The contributions of this paper are as follows: (1) Based on the relationship attribute of supply chain rather than the financing effect of finance, it mines the impact on the innovation of core enterprises in the supply chain, and reveals the internal mechanism of innovation driven by supply chain finance, which enriches and deepens the related research on supply chain finance and enterprise innovation. (2) Using the network theory, it discusses the role of supply chain relationship quality in the relationship of “supply chain finance innovation”, and analyzes the key role of financial factors in inducing supply chain relationship quality in enterprise innovation. (3) It also studies the regulatory impact of supply chain finance with digital characteristics on the innovation input of core enterprises, which provides a theoretical reference for accelerating the technology and mode innovation of supply chain finance under the digital background.

Key words: supply chain finance; innovation input; supply chain relationship quality; digital finance

(责任编辑:王雅丽)

(上接第34页)

perspective of bond issuers, while this paper systematically examines the direct mechanism of green bonds on credit spreads from the perspective of investors' risk perceptions, which further complements the influencing factors of investor preference in the bond market, and provides empirical evidence for the smooth issuance of green bonds. Third, this paper purposefully examines the use of funds raised from the issuance of green bonds in green-related aspects, and the findings are of great practical significance for further improving China's green financial market, optimizing fund allocation, and thus promoting green sustainable development.

Key words: green bonds; credit spreads; information risk; fund allocation

(责任编辑:王 孜)