

# 绿色溢价是否存在？——基于企业现金政策与风险管理的视角\*

牛华伟 刘怀洵 崔文龙

（中国矿业大学经济管理学院，徐州 221116）

**摘要：**绿色债券是否存在负的绿色溢价一直以来备受学术界与业界的关注。本文首先基于 2016 年 1 月—2023 年 5 月在中国境内发行的绿色债券数据，实证分析通过手工匹配方法获得的匹配样本，发现全样本以及全国碳市场建立之前的样本没有显著的负绿色溢价，而全国碳市场建立之后的样本中存在显著的负绿色溢价。为了进一步解释该实证结果及分析国内绿色债券绿色溢价的形成原因，本文以绿色资产和棕色资产回收率的变化反映全国碳市场建立及绿色低碳政策持续推出对投资者绿色金融资产风险偏好的影响程度。从企业现金政策和风险管理的视角出发，在合约理论框架下建立一个带有内生信贷约束条件的模型，将企业对按期偿还债务有限承诺与资产回收率这两个内外因素统一在一个理论框架中，量化研究资产回收率对企业最优现金持有水平和债券信用利差的影响机制。本文基于理论模型的结论对是否存在负的绿色溢价给出了合理解释，且模型结论与我国债券市场绿色溢价的经验证据是一致相符的。本文研究有助于深入理解和认识我国债券市场绿色溢价形成的微观机理，对进一步正确定价绿色债券及构建绿色金融体系具有一定的理论价值和现实意义。

**关键词：**绿色溢价；信用利差；双碳政策；资产回收率；内生信贷约束

---

\* **作者简介：**牛华伟，理学博士，中国矿业大学经济管理学院教授，博士生导师，研究方向为公司金融、金融工程，绿色金融与碳金融；刘怀洵，中国矿业大学经济管理学院金融学研究生，研究方向为公司金融与绿色金融；崔文龙，中国矿业大学经济管理学院金融学研究生，研究方向为金融工程与绿色金融。通讯作者：牛华伟，联系电话：13813929351，电子邮箱：[niuhuawei@cumt.edu.cn](mailto:niuhuawei@cumt.edu.cn)；通讯地址：江苏省徐州市大学路 1 号中国矿业大学南湖校区经济管理学院。

**基金项目：**中央高校基本科研业务费专项资金资助项目（2022ZDPYSK02）

**所属领域：**金融经济

# 一、引言

绿色债券作为一种兼顾“绿色”与“金融”特点的新型金融产品，其融资功能对于鼓励企业进行绿色投资、推动产业绿色低碳发展、实现“碳达峰、碳中和”目标发挥着重要作用，是构建中国绿色金融体系的重要内容。自 2015 年年底发改委发布《绿色债券发行指引》以来，绿色债券市场在我国开始蓬勃发展，并在近年来取得了突飞猛进的发展。根据 Wind 统计，2022 年前 3 个季度，我国绿色债券发行规模近 5000 亿元，已成为全球绿色债券市场快速发展的重要引擎，同时截至 2023 年 6 月，国内已发行绿色债券共 980 只。绿色债券发行的初衷是降低企业的融资成本，鼓励企业投资绿色项目。对于债券发行企业和投资者而言，无论是绿色债券还是普通债券，债券发行定价是否准确是保证债券顺利发行的关键所在。特别是绿色债券，由于其对发行企业投资绿色项目的支持，绿色债券与普通债券相比是否具有更低的收益率利差即负的绿色溢价<sup>①</sup>，对于激励企业进行绿色投资显得尤为重要。

然而，纵观国内外已有文献可以发现，学者们关于绿色溢价是否存在的结论并不一致。针对国内绿色债券市场，大部分研究发现确实存在负的绿色溢价（祁怀锦和刘斯琴，2021；吕怀立等，2022），同时也有部分学者的实证研究表明我国市场的负绿色溢价并不显著存在（蒋非凡和范龙振，2020；Xu，2022）。而基于国外绿色债券市场的数据，学者们同样分别得到绿色溢价显著存在或者不存在的实证结论（Flammer，2021；Tang and Zhang，2022；Wu，2022）。对于出现不一致结论的原因，一个可能的原因是我国绿色债券的发展时间较短，随着绿色金融和“双碳”目标推进政策的持续推出及全国碳市场建立等标志性事件的发生，企业和投资者在绿色投资方面面临的政策风险逐步降低，绿色债券市场相关数据也可能随之发生较大变化，从而导致因样本不同得到相反的绿色溢价实证结果。为此，本文的一个主要工作是研究我国绿色债券负的绿色溢价是否存在，以及在怎样的情形下存在。进一步，如果负的绿色溢价存在，绿色溢价的变化受到哪些关键因素的影响，具体的微观影响机理又是怎样的。为此，本文首先进行实证分析，在得到经验证据的基础上深入回答上述问题。

本文基于国内市场数据的经验证据表明，我国绿色债券负的绿色溢价并非始终存在。具体的，本文收集 2016 年 1 月—2023 年 5 月在中国境内发行的绿色债券数据，使用手工匹配方法为每一只绿色债券匹配一只普通债券，获得 311 对匹配样本。分别选取 2021 年 7 月和 2022 年 1 月作为推进“双碳”目标实现的系列政策持续颁布的分界点，通过实证检验发现分界点前样本的绿色债券与普通债券发行票面利率均值没有显著差异，说明在分界点前国内市场不存在负的绿色溢价。但对于分界点后的样本，实证发现绿色债券与普通债券的发行票面利率均值存在显著差异，这说明绿色债券绿色溢价分界点后发生明显变化，且存在显著负的绿色溢价。这个稳健的经验证据表明我国绿色债券市场在发展初期不存在负绿色溢价，但随着绿色低碳发展政策的坚定执行，负绿色溢价也逐步出现并且显著。对于绿色溢价在不同样本下所具有的不同实证结论，仅考虑投资者对绿色债券具有主观的绿色金融资产风险偏好是无法对此现象给予有效合理的解释（Zerbib，2019）。

---

<sup>①</sup> 负的绿色溢价（本文亦简称为绿色溢价）是指绿色债券由于其“绿色”属性而发行票面利率低于普通债券发行票面率的现象，具体等于绿色债券的收益率利差减去与之相当的普通债券的收益率利差（Agliardi and Agliardi，2019）。由于债券发行票面利率包括无风险收益率和风险收益率两部分，即债券发行利率=国债利率+信用利差，因而绿色溢价即为绿色债券的信用利差减去与之相匹配的普通债券的信用利差。

进一步，由资产定价理论可知，债券作为一种金融资产，其均衡价格受制于其风险的大小，因而决定债券价格或债券发行利率最关键也是最主要的一个因素就是企业的违约概率或信用风险。对于投资者而言，在投资绿色债券或是普通债券时，其关注的是不同债券的风险溢价与其各自对应的信用风险能否匹配，即使投资者具有绿色金融资产风险偏好，依然需要绿色债券的风险溢价能够与其违约概率相对应。因此，无论是普通债券还是绿色债券，本质上其发行价格仍主要由企业偿还债务的违约风险和违约后的企业资产清算价值决定，债券发行企业的信用风险和资产回收率是决定绿色债券是否存在负绿色溢价的关键。对于杠杆企业特别是绿色投资企业而言，企业能否产生足够的现金流以偿还到期债务，将决定企业是否发生债务偿还违约并影响其未来长期发展，因而企业的信用风险状况受制于其投资决策与现金持有水平（Acharya et al., 2012）。此外，除了宏观经济条件、债券市场流动性、发行环境等外生因素外<sup>①</sup>，相关研究表明企业与债权人之间的代理问题这一内生因素也会影响企业的现金政策，进而显著影响企业的信用风险和债券信用利差（牛华伟，2016）。因此债权人与企业家之间信息非对称导致的道德风险问题，例如企业的“飘绿”行为或者有限承诺按期偿还债务等，对企业现金政策和信用风险也同样产生不可忽视的作用（Nikolov and Whited, 2014; Niu and Hua, 2019; 牛华伟，2023）。由此可知，在面对同样的外部环境时，企业资产回收价值及信息非对称程度两种因素对债券信用利差的确定发挥着关键作用。

与此同时，虽然绿色项目可能短期的投资收益比低于棕色项，使得绿色资产回收率相对较低，但在“双碳”目标下随着我国经济向绿色低碳转型的加速推进，绿色资产或棕色资产的资产回收率和收益率必将发生显著变化。事实上，随着推动绿色低碳发展和“双碳”目标的政策组合拳（例如全国碳市场的建立）的推出和落实，以及促进绿色投资的政策具有稳定性、连续性、可预见性，企业进行绿色投资所面临的政策风险逐渐降低，因而企业及投资者对绿色项目投资的信心增强，并提高对绿色债券违约风险降低的预期，绿色资产的回收率也将受到正面影响逐步提升。反之，棕色项目面临的政策风险和環境风险则增大，一旦行业政策变动，或者出现重大环境污染或气候风险时，棕色资产将加速折旧成为“搁浅资产”，相应的资产市场价值有可能呈现断崖式地下降，棕色资产回收率将显著降低。这样，通过绿色低碳转型政策的持续推出，向市场释放出坚定发展绿色产业和低碳转型的明确信号，而绿色资产回收率的提高和棕色资产回收率的降低正是对这种信号的一种正确反映。

为了更深入地分析负绿色溢价在怎样的情形下存在或者不存在，基于上述关于资产回收率以及债券信用利差关键影响因素的分析，本文尝试建立理论模型，量化讨论资产回收率及企业有限承诺按期偿还债务的道德风险问题（Miao and Wang, 2018; Zhong, 2021）这两个内外生因素对企业信用风险和债券信用利差的具体影响，从而深入分析绿色溢价形成的微观机理。为此，我们从企业现金政策和流动性管理策略决定企业现金流及信用风险的视角出发，借鉴国内外学者们已发展的理论模型和思想（Acharya et al., 2012; Miao and Wang, 2018; 牛华伟，2023 等），在合约理论框架下建立一个带有内生信贷约束条件的两阶段（two periods）模型，量化研究企业在面临外部融资约束且受到随机流动性冲击情形下的最优现金

---

<sup>①</sup> 基于结构化模型，Ericsson and Renault (2007), Chen et al. (2009), Chen (2010), Xiong and He (2012) 等学者考虑宏观经济条件、债券市场流动性、股权溢价等外生因素研究信用利差的成因，近年来，国内学者从债券契约条款、环保法庭设立，“一带一路”倡议等外生因素实证研究其对我国债券信用利差的影响，例如，高昊宇等（2021），林晚发等（2022），徐思等（2022），杨国超和蒋安璇（2022）等。

政策，以及资产回收率对企业信用风险和债券信用利差的影响。

由于绿色项目的投资期限长，在本文建立的模型中假定企业投资一个长期项目，整个投资过程为两阶段，包含初始、中间和结束三个时刻。企业在初始时刻获得的债务需要在中间时刻偿还，且在中间时刻企业面临随机流动性冲击和再融资风险造成的现金流短缺<sup>①</sup>。为此，除了在初始时刻持有现金预防现金流短缺外，企业家还可以通过抵押资产和所投资项目产生的未来现金流来获得额外现金。考虑到企业有限承诺偿还债务，其在中间时刻的再融资规模和通过资产抵押获得的现金流，受制于激励相容的内生信贷约束条件和企业资产回收率。这样，企业家在初始时刻制定现金政策时，需要进行两个方面的权衡：一个是在投资过程的第一阶段，企业减少投资规模承担失去短期收益的机会成本，与企业提高投资规模导致具有更高的违约概率从而失去获得长期持续收益之间的权衡；另一个则是在投资过程的第二阶段，企业家选择还款违约所获得的收益与所需承担的成本之间的权衡。

本文建立的理论模型表明，对于投资长期项目的企业，资产回收率对其最优现金政策和信用风险的影响是在上述两个权衡关系下的均衡结果。进一步，资产回收率对企业信用风险具有直接影响和间接影响：一方面，抵押资产获得的现金流能够直接影响企业违约边界，即直接影响企业的违约概率；另一方面，企业的现金持有水平会因抵押获得的现金而做出相应调整，资产回收率间接影响违约边界。本文模型发现，由于资产回收率的变化对违约概率和违约成本的非对称影响，资产回收率对企业违约边界的间接影响大于直接影响。特别的，与直觉不同，我们发现当资产回收率处于较低水平时，企业的信用风险反而随着资产回收率的提高而恶化，企业债券的信用利差也相应提高；而资产回收率处于较高水平时，信用风险随着资产回收率和现金持有水平的提高而改善。这样，本文的结论进一步揭示了资产回收率对企业现金政策和信用风险的作用机制。

将上述一般理论结果应用于绿色债券和普通债券的信用利差研究中，以及注意到绿色资产和棕色资产的回收率将随着绿色低碳发展目标的持续推进发生趋势性变化，我们便可从理论上更深入地分析绿色溢价形成的微观机理。正如前面分析的，在绿色低碳发展政策明确与全国碳市场建立等标志性事件发生之前，由于投资者对绿色低碳发展能否坚定执行仍存疑虑，同时考虑绿色项目的高成本和相对的低收益，绿色资产的回收率显著低于棕色资产的回收率且普遍处于较低水平。因而，基于本文理论模型的结果，绿色债券的信用利差不低于与之匹配的（同一企业发行的）普通债券的信用利差，即此阶段负的绿色溢价不存在。而在此阶段之后，投资者和企业面临的绿色投资的政策不确定性降低，棕色投资的政策风险反之提升，导致绿色资产回收率将逐步提升到较高水平，且棕色资产降低到较低的水平。此时，根据理论模型可知即使棕色资产回收率在较低水平区间增加，企业的信用风险也将提升，从而导致绿色债券的信用利差低于匹配的普通债券信用利差，即绿色债券具有显著的负绿色溢价。这些理论结果与国内债券市场的经验证据相吻合。由此，本文基于企业现金持有和风险管理视角，选取资产回收率的变化反映投资者对绿色金融资产风险偏好程度的变化，从理论上分析了绿色溢价的形成机理，这对进一步理解绿色债券定价机制及构建绿色金融体系具有理论价值和现实意义。

---

<sup>①</sup> Harford et al. (2014) 的实证研究表明，企业在项目投资过程中的再融资风险是企业现金持有水平的一个关键决定因素。

## 二、相关文献综述

本文的研究与绿色债券和绿色溢价，企业现金政策与信用风险及信用利差的众多文献有关。目前国内外关于绿色债券的研究主要涉及到绿色债券与普通债券的定价差异，绿色债券价格的影响因素，以及绿色债券市场与其他市场之间的关系。考虑到价格是调节绿色债券发行所产生的影响的关键因素，因此众多学者对绿色债券与普通债券的定价差异进行了研究。基于国外金融市场数据，Hyun et al. (2019) 实证分析了绿色标签对绿色债券价格的影响，发现未标记的绿色债券可能具有更高的收益率，即绿色债券不存在显著的负的绿色溢价。同时，Tang and Zhang (2020) 的研究表明尽管股票价格对绿色债券发行有积极响应，但是他们发现绿色债券没有持续显著溢价。Zhang et al. (2021) 的研究发现，发行绿色债券可以通过减少信息不对称、提高证券流动性和降低债券发行人感知风险三个渠道降低企业融资成本。针对国内债券市场，Hu et al. (2022) 发现绿色债券相对于普通债券在一级市场和二级市场具有较低的发行利差和到期收益率。通过考察绿色债券与普通债券的定价差异，祁怀锦和刘斯琴 (2021) 实证发现我国绿色债券的信用利差显著低于普通债券 21 个百分点。与之相反，Wu (2022) 的研究则表明无论是在中国市场还是全球市场，绿色债券的溢价均不显著为负，即绿色债券的定价并不一定明显低于传统债券。

对于绿色债券与普通债券之间存在差异的原因，以及绿色债券价格的影响因素，国内外学者也进行了相关研究。从“漂绿”行为对绿色债券定价产生影响的视角出发，Xu (2022) 发现我国绿色债市场确实存在洗绿现象，导致绿色债券信用利差高于普通债券。Agliardi and Agliardi (2021) 研究了气候风险如何影响债券定价，并据此讨论了绿色债券对投资者投资组合配置的影响。在环境偏好对绿色债券可能产生影响方面，Zerbib (2019) 的研究结论表明投资者的环保偏好对债券价格的影响较小。通过分析绿色溢价的决定因素，Koziol et al. (2022) 及 Dorfeitner et al. (2021) 分别发现环保意识和绿色度对债券定价产生重要影响。在针对国内债券市场的研究方面，吕怀立等 (2022) 的实证研究发现绿色债券的碳效益可以显著降低其收益率利差；考虑到企业发行绿色债券具有行业溢出效应，吴育辉等 (2022) 的研究表明企业发行绿色债券会显著降低同行业其他企业的债券融资成本。

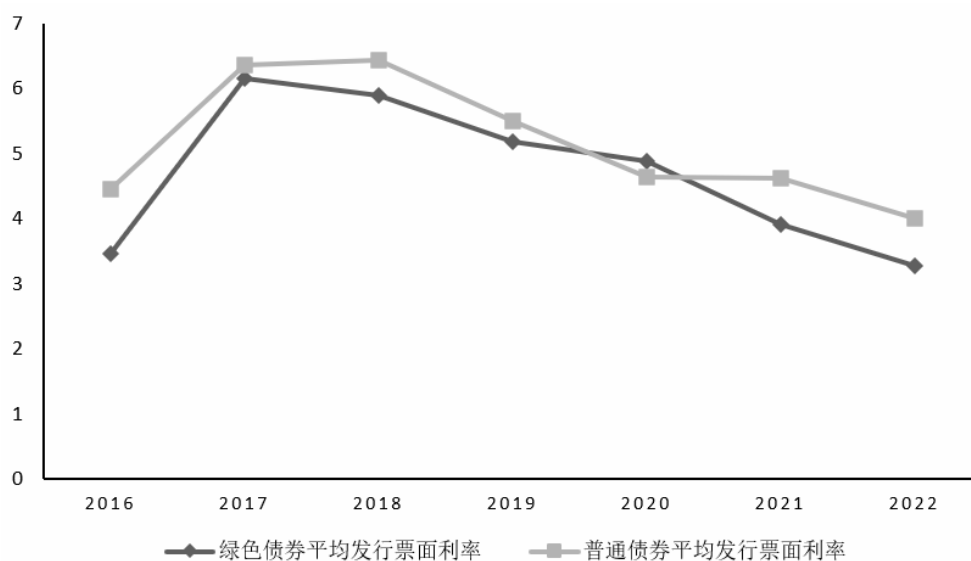
除了研究绿色债券自身之外，部分研究工作也讨论了绿色债券与其他市场特别是碳市场之间的相互作用关系。在与碳市场的联系方面，Jin (2020) 发现碳期货收益与绿色债券指数收益之间的连通性最高，绿色债券指数是对碳期货的最佳对冲；通过发展和运用 TVP-VAR 模型，Li et al. (2022) 探讨了油价、绿色债券指数、碳价格和碳效率指数之间的动态关系；针对碳市场与绿色债券市场的关系，Ren (2022) 发现碳期货在中长期内对绿色债券具有积极的影响，而在短期内表现不稳定；Li et al. (2023) 的研究结果表明经济政策的不确定性和绿色债券对碳价格具有显著的时变效应和短期效应。此外，Reboredo (2020) 利用 VAR 模型研究了绿色债券和金融市场之间的价格联系，发现绿色债券市场与股票、能源和高收益公司债券市场的联系较弱；考虑绿色债券与传统金融市场之间的作用关系，Jiang (2022) 的研究结论发现绿色债券具有套期保值的作用。

通过对已有相关文献的梳理，可以发现已有关于绿色债券及绿色溢价的研究均是从不同视角展开实证分析，得到的结论表明负的绿色溢价不一定存在。出现这种关于绿色溢价不一致的结论的原因，可能是已有研究采用的数据样本不尽相同，而且也可能是已有研究均缺

乏从债券的风险收益方面开展严谨的理论分析,难以对绿色溢价形成的微观机制进行深入讨论。针对这个不足,本文考虑到不同政策环境下绿色资产和棕色资产回收率将发生趋势性变化,建立一个理论模型量化讨论企业资产回收率对企业信用风险和债券信用利差的影响。在此基础上,我们应用理论模型的结论深入讨论了绿色债券和普通债券信用利差的差别,从企业现金政策与风险管理的视角分析了绿色溢价的形成机理,对于我国绿色债券在不同政策阶段没有或者有负的绿色溢价的经验证据给出了合理解释,并据此发展了绿色债券定价模型,这是本文的一个主要贡献。

关于现金持有与信用风险之间的关系,国内外学者已做出众多结论并不一致的研究工作。Chava and Jarrow (2004)的研究表明,外部融资环境严峻直接导致企业通过持有大量现金来增强避免违约发生的能力,故出现了高违约风险与高现金持有共存的反直觉现象。这与 Ohlson et al. (1980) 和 Shumway (2001) 的结论完全相反,他们的研究表明现金持有与信用风险是负相关的。针对这些相悖的实证发现, Acharya et al. (2012) 将影响信用风险的因素分为直接因素和间接因素,提出现金持有的内生性理论,从理论上给予了合理解释。此外,周宏等 (2015) 及其他学者基于国内相关数据进行了实证研究,同样发现国内企业的现金政策与其信用风险之间呈现不同的关系。牛华伟 (2023) 建立一个含有包含资产回收率和企业道德风险的理论模型,讨论了这两个因素对企业流动性风险管理和债务能力的影响,进而对债券信用利差的影响。然而,已有研究未将企业的资产回收率、道德风险及现金持有水平同时考虑<sup>①</sup>,使得对现金持有与信用风险之间关系的研究难以深入。本文将企业资产回收率嵌入到所建立的带有内生信贷约束条件的模型中,将企业家对偿还债务有限承诺的道德风险和资产回收率纳入到同一个理论框架中研究企业现金持有与信用风险的关系,并且从理论上明确指出资产回收率是实证分析的一个关键指标变量,这是本文的另一个主要贡献。

### 三、我国绿色债券发行利率的基本事实



<sup>①</sup> 考虑管理者能够选择企业未来现金流资产回收率的道德风险, Diamond et al. (2020) 建立了一个融资周期理论,在两种经济状态及不同行业的预期流动性下研究了现金流的资产回收率与企业债务能力的相互作用机理。

图 1 债券平均发行票面利率趋势图

本文首先通过考察我国绿色债券发行票面利率的基本事实，来直观了解国内绿色债券市场是否存在负的绿色溢价。根据 Wind 债券分类，为了避免资产支持证券等特殊债券及浮动利率的影响，此处选取企业债、公司债和中期票据且利率类型为固定利率的债券，观察 2016-2022 年绿色债券与普通债券在平均发行票面利率上的差异，具体如图 1 所示。

由图 1 可知，在 2016-2019 年以及 2021-2022 年国内绿色债券平均发行票面利率低于普通债券，但 2020 年绿色债券平均发行票面利率略高于普通债券。同时，如表 1 所示，将全部债券划分成企业债、公司债和中期票据，企业债的平均发行票面利率与全部债券的变化趋势一致，即 2020 年绿色企业债并没有绿色溢价，而绿色公司债和绿色中期票据的平均发行票面利率一直低于普通债券。由此可以看出，绿色债券与普通债券的发行票面利率存在差异，大部分年份发行的绿色债券的票面利率低于普通债券，即存在负的绿色溢价，但也有个别年份的绿色债券不存在绿色溢价。关于绿色溢价的发展情形及影响因素是本文接下来的研究重点，下文我们将使用理论模型及严格的手工匹配方法，检验绿色溢价是否存在及其变化情况。

表 1 各类债券平均发行票面利率 (%)

年份	企业债		公司债		中期票据	
	绿色债券	普通债券	绿色债券	普通债券	绿色债券	普通债券
2018	6.432	7.134	4.380	5.312	4.130	5.340
2019	5.689	6.597	4.514	4.884	4.133	4.486
2020	5.341	5.294	4.673	4.900	3.765	4.196
2021	4.780	5.140	4.088	4.977	3.583	4.155
2022	4.219	4.727	3.379	4.187	2.986	3.658

## 四、一般均衡模型

基于前文关于国内绿色债券市场是否存在负绿色溢价的相关经验证据和理论分析后，我们将建立一个企业最优现金持有与投资政策的理论模型，分析资产回收率变化对企业现金政策和企业信用风险的微观作用机理，进而研究绿色金融和“双碳”目标推进政策的持续推出及全国碳市场建立前后对国内绿色债券绿色溢价的影响机制。在该模型中我们除了考虑企业存在违约成本及受到外部融资约束外，还考虑债权人面临着由企业家对按期偿还债务具有有限承诺的道德风险，以及由此引起的内生信贷约束。我们的主要目的是深入讨论在均衡状态下企业的最优现金政策，以及资产回收率对绿色投资企业和棕色投资企业的信用风险产生怎样的影响，并分析其中的微观作用机理。本节建立的模型包括项目投资后产生短期现金收入的一般情形，为了简化分析，在不影响主要结论的前提下我们假设企业没有短期现金收入。

### (一) 模型设定

考虑在一个可投资的经济中存在如下参与者：企业家与债权人（包括外部投资人和银行）。企业家既拥有部分初始资本，又可以从债权人那获得短期债务进行长期项目的投资。假设企业家与债权人均是风险中性的，无论双方之间是否信息非对称，企业家对于按期偿还债务是有限承诺的，债权人面临企业家可能不按期偿还债务的道德风险。由于模型中讨论的

相关数量是企业债券利率与无风险利率之差，不失一般性，本文假设无风险利率为零，同时为了简化表达，在不影响本文主要结论的前提下，我们假设银行贷款利率为常数<sup>①</sup>。

为了研究企业最优投资及现金持有问题，我们考虑用两阶段模型刻画这一单个无杠杆企业的债务融资与投资过程。在  $t=0$  初始时刻通过发现债务获得短期贷款后，企业在  $t=1$  中间时刻需要获取额外资金（例如，通过债务展期或再贷款融资），用于偿还其在初始时刻发放的债券额度以避免违约发生，进而保证项目继续运营并在  $t=2$  获得项目产生的现金流（见图 2 所示）。事实上，企业在中间时刻可能受到不利因素的冲击，包括成本超支等流动性冲击，以及再融资风险（Harford et al., 2014）和二级市场流动性冲击造成的展期风险（He and Xiong, 2012）等。为了继续运营已投资的项目，企业应获取足够的资金偿还债务，否则企业或者被清算，或者缩小项目规模造成前期投资浪费。对于这种随机的流动性需求，出于预防性动机，企业在流动性冲击发生之前会通过持有现金等方式提前准备流动性资产<sup>②</sup>。

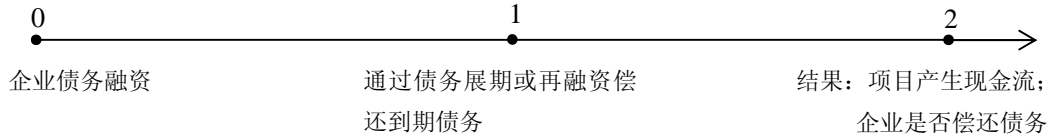


图 2 企业融资时序

企业家在  $t=0$  拥有自有资产  $A$ ，这些资产可以是现金或是流动性证券，用来承担投资的成本。同时企业家通过发行债券获得规模为  $B$  的债务，这个债务在  $t=1$  到期必须归还。在此时刻，企业家可以投资一个长期项目，此项目在  $t=0$  初始时刻的投资规模  $I (\leq B + A)$  是一个可选择的连续变量，并且在  $t=2$  结束时刻产生确定的现金流  $f(I)$ ，其中凹函数  $f(I)$  是标准的生产函数，满足  $f'(\cdot) > 1$  及  $f''(\cdot) < 0$ 。由于市场摩擦导致在投资过程中企业面临严重的外部融资约束，因此企业的可支配现金部分来自其内部的现金流。这些现金可以在投资过程的第一阶段（从  $t=0$  到  $t=1$  时刻）作为现金持有储备在企业内部，也可以部分或全部的投资在项目中。我们记  $t=0$  的现金持有水平为  $c$ ，这样  $c = B + A - I > 0$ ，并且  $c$  也是一个连续变量。

## （二）流动性冲击与违约边界

为了保证企业投资的项目继续运营，企业在  $t=0$  获得的债务  $B$  在  $t=1$  必须偿还。为此，企业家在  $t=1$  通过债务展期或者向其他债权人再融资的方式得到现金流  $x_1$ ，并在  $t=2$  偿还这个再融资的债务<sup>③</sup>。由于存在可能的债务展期风险或再融资风险，在  $t=0$  时刻，现金流  $x_1$  是随机且未知的，我们令  $x_1 = \bar{x}_1 - \rho$ ，其中  $\bar{x}_1$  是一个已知的常值，表示企业再融资（展期）规模的平均值，考虑展期风险或再融资风险的存在假定  $\bar{x}_1 \leq B$ ， $\rho$  为一个随机的流动性冲击且  $\rho \in [0, \infty)$ <sup>④</sup>。这样，若随机冲击  $\rho$  越小，企业在  $t=1$  时刻获得的现金流则越多，无法

<sup>①</sup> 已有研究也表明对于建立现金储备的企业，其投资计划对利率变化的敏感性很低（Sharpe and Suarez, 2021）

<sup>②</sup> 对于这种随机的流动性需求，企业通常有两种方式进行处理。一种方式是流动性冲击发生之前企业提前获取流动性资产来源，一种方式是采取观望政策。已有研究表明（Holmstrom and Tirole, 2000; Acharya et al., 2012; 牛华伟, 2023）当流动性冲击是外生给定的时候，采取观望的政策难以有效解决流动性问题。

<sup>③</sup> Zhong (2021) 及其他文献的结论发现，企业可以通过分散债权人来进行有效的债务再融资。

<sup>④</sup> 除了展期风险或再融资风险带来的负面冲击以外， $\rho$  还可以看作是“成本超支”等流动性冲击。



偿还债务  $B$  的违约概率也就越低。作为一个随机变量， $\rho$  的概率分布由概率密度函数  $g(\rho)$  及相应的累积分布函数  $G(\rho)$  刻画，并且风险率 (hazard rate)  $\lambda(\rho)$  定义为

$$\lambda(\rho) = g(\rho) / G(\rho). \quad (1)$$

值得注意的是，对于  $\rho$  可服从的大部分概率分布，风险率  $\lambda(\rho)$  是弱单调递减的 (Bagnoli and Bergstrom, 2005)<sup>①</sup>。出于本文研究目的，我们假定流动性冲击  $\rho$  是模型中唯一的风险来源，这样在  $t=0$  和  $t=2$  产生的现金流是确定的。由下文分析可知，若假定在  $t=0$  和  $t=2$  的现金流有随机成分，也不会影响现金政策与债务合约对企业家的激励作用和本文结论。

这样，在  $t=1$  企业需要获得额外的资金以支付流动性冲击和再融资 (展期) 风险造成的损失。如果没有获得额外资金，则项目在  $t=1$  被放弃且不能在未来产生任何的现金流。然而，在投资过程中企业面临严重的外部融资约束，为此我们假设企业可以将其未来现金流及资产的一部分作为抵押得到新的债务融资。由于企业通过抵押其资产及未来的现金而得到的贷款资金也是有限的，为了在中间时刻  $t=1$  能够应对不确定的流动性冲击以偿还到期债务，企业可能会在  $t=0$  持有部分现金，而不会将其资金全部用于项目投资。这样，由于  $t=1$  时刻流动性冲击的不确定性，企业在投资初期  $t=0$  面临着如下权衡，即投资资金于长期项目中获得预期收益，还是持有现金以避免承担在  $t=1$  不能偿还债务所导致的违约成本。

需要注意的是，在  $t=1$  再融资的资金是用来支付流动性冲击和在  $t=0$  发行债券获得的债务额度，如果项目继续进行，即使企业仍有多余的现金，企业已投资项目的规模仍然为  $I$ ，且在  $t=2$  项目产生的现金流为  $f(I)$ 。因此我们还需假设在  $t=1$  获得债务再融资后，项目规模将不会扩大。此外，在  $t=1$  的随机流动性冲击  $\rho$  不能超过某一特定的冲击水平  $\hat{\rho}$ ，即  $\rho \leq \hat{\rho}$ ，否则企业无法再次获得足够多的资金弥补这个流动性缺口，此时企业发生还款违约，必须放弃已投资的项目。进一步，容易发现存在一个阈值  $\rho^*$ ，使得企业在  $t=1$  继续投资项目是最优的当且仅当流动性冲击  $\rho$  不超过  $\rho^*$ ，即

$$\rho \leq \rho^*. \quad (2)$$

在  $t=1$  通过债务再融资和对企业未来现金流进行抵押的方式偿还初始债务  $B$  后，企业在  $t=2$  持有的现金流将包括在  $t=1$  保留下来的现金  $\bar{x}_1 + c - B$  和项目产生的现金流  $f(I)$ ，以及需要偿还的到期债务  $\bar{x}_1 + \rho$ 。这样，企业在  $t=2$  的现金流为

$$f(I) + (\bar{x}_1 + c - B) - (\bar{x}_1 + \rho) = f(I) - \rho - (I - A), \quad (3)$$

其中  $f(I)$  为项目产生的收入， $\rho + (I - A)$  为企业实际应付债务。为了保证债权人对企业借贷，我们假设在  $t=2$  项目投资具有正的净现值回报。也就是说，在流动性冲击  $\rho > \rho^*$  时企业便放弃项目的情形下，投资规模为  $I$  的项目的期望净收益是严格为正的，即

$$\max_{\rho^*} \{E[f(I)1_{\{\rho \leq \rho^*\}} - \rho - I]\} = \max_{\rho^*} \{f(I)G(\rho^*) - I - \int_0^{\rho^*} \rho g(\rho) d\rho\} > 0, \quad (4)$$

<sup>①</sup> 事实上， $\lambda(\rho)$  是通过通过对  $\rho$  决定的条件违约概率取极限得到的。易知  $G(\tilde{\rho} + \Delta\rho) = P(\rho \leq \tilde{\rho} + \Delta\rho)$  表示随机冲击小于  $\tilde{\rho} + \Delta\rho$  时企业没有违约的概率，则随机冲击边界从  $\tilde{\rho} + \Delta\rho$  减少到  $\tilde{\rho}$  时条件违约概率的表达式记为  $(G(\tilde{\rho} + \Delta\rho) - G(\tilde{\rho})) / G(\tilde{\rho} + \Delta\rho)$ ，且这个概率应等于  $\lambda(\tilde{\rho})\Delta\rho$ 。令  $\Delta\rho \rightarrow 0$ ，对条件违约概率取极限便可得到风险率的表达式，即  $\lambda(\tilde{\rho}) = \lim_{\Delta\rho \rightarrow 0} \frac{G(\tilde{\rho} + \Delta\rho) - G(\tilde{\rho})}{G(\tilde{\rho} + \Delta\rho)} / \Delta\rho = \frac{dG(\tilde{\rho}) / d\rho}{G(\tilde{\rho})} = \frac{g(\tilde{\rho})}{G(\tilde{\rho})}$ 。

其中  $G(\rho^*) = \int_0^{\rho^*} g(\rho) d\rho$ 。这样，在式 (4) 和  $\rho \leq \rho^*$  的条件下投资规模  $I$  越大越好。

然而，由于企业家对于还款是有限承诺的，企业家可能发生不按期偿还债务的道德风险。如果企业还款违约（例如项目投资失败），此时企业的资产将被清算，债权人只能得到  $\alpha$  比例的企业资产，这里  $1-\alpha$  可视为企业违约的清算成本，同时我们近似地将  $\alpha \in (0,1)$  等同于企业现金流的资产回收率<sup>①</sup>。这样，企业的投资或者现金政策选择还要面临另外一个权衡，即企业家权衡在  $t=2$  结束时刻选择按期偿还债务得到的收益多还是选择还款违约得到的收益更多。企业债务融资的完整时序与流动性冲击发生时刻如图 3 所示。

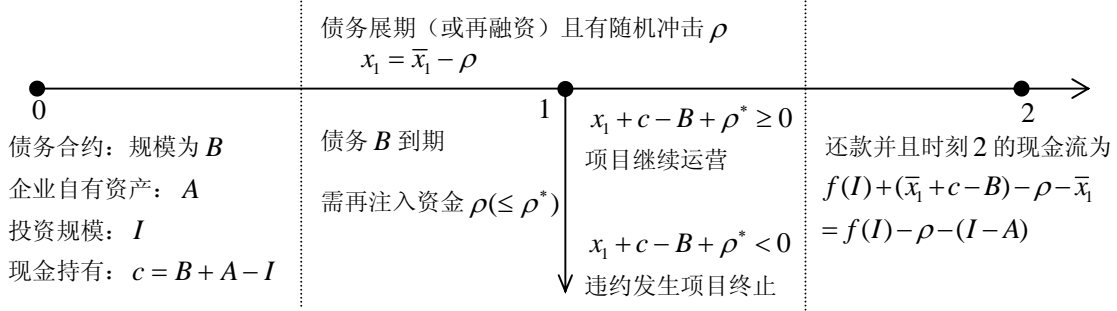


图 3 流动性冲击下的企业长期投资与短期融资完整时序

### (三) 最优流动性冲击水平

#### 1. 内生信贷约束

最优现金持有与投资决策将平衡现金持有引起的成本和收益。对于企业而言，只要其投资项目的收益大于其支付的债务成本，企业家便会尽可能的通过向债权人融资扩大其资产规模，进而有可能提高企业不偿还债务的违约风险。为了限制企业家的这种违约行为，我们引入下面的内生信贷约束条件

$$I - A + \int_0^{\rho^*} \rho g(\rho) d\rho \leq \tilde{V}_0(\alpha I), \quad (5)$$

其中  $\tilde{V}_0(I) = f(I)G(\rho^*)$  表示企业在  $t=1$  没有违约条件下的项目期望收益，资产回收率  $\alpha$  反映了金融摩擦的程度。该信贷约束条件的微观基础是债权人通过债务合约激励企业家内生的选择不发生还款违约。进一步，可以发现在债务合约中需要考虑的两个重要因素，即资产回收率与企业家可能违约的道德风险问题被统一在信贷约束条件 (5) 中，这是本文模型的一个关键创新。

下面我们给出信贷约束条件 (5) 的具体推导过程。考虑一个连续时间极限逼近的情形，企业完成再融资继续运营投资的项目，记此时刻企业的资产价值为  $I_0 = I$ ，在其后  $dt$  时刻企业资产价值为  $I_{dt}$ ，且偿还的期望本息为  $[(I - A) + \int_0^{\rho^*} \rho g(\rho) d\rho] e^{\tilde{r}dt}$ ，其中  $\tilde{r}$  为贷款利率  $r$  的等价连续复利。然而，由于企业家对偿还债务具有有限承诺，企业家在获得新的债务融资后，可能选择还款违约不向债权人支付本息。如果在之后的  $dt$  时刻违约发生，则企业资

<sup>①</sup> 确切的说，企业未来现金流的资产回收率不同于企业资产的回收率，但两者在一个合理的市场中是接近或者成比例的，因而本文假设企业资产的回收率等同于企业资产及未来现金流的资产回收率。

产将被清算并且债权人获得部分的企业资产价值  $\alpha I_{dt}$ 。我们假设代替清算企业资产，债权人可以重新组织企业，并使用清算企业资产得到的资金在下一期继续运营企业的项目<sup>①</sup>。债权人与企业通过纳什谈判重新协商债务偿还额度。与 Jermann and Quadrini (2012) 一样，我们假设企业家具有全部的讨价还价能力，这样债权人只能获得利用清算资金重新组织项目运营所得到的项目期望价值  $V^C = \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt})$ ，而企业家得到剩余的价值<sup>②</sup>。

具体的，企业家与债权人在完成再融资时需要解决如下的纳什谈判问题

$$\max_{V^C} (\tilde{V}_{dt}(I_{dt}) - V^C)^\eta \cdot (V^C - \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt}))^{1-\eta}$$

并受限于条件

$$\tilde{V}_{dt}(I_{dt}) \geq V^C, \quad V^C \geq \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt}),$$

其中， $\eta \in [0,1]$  表示企业家的谈判能力大小。通过简单的运算可以推导出债权人的价值为

$$V^C = \eta \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt}) + (1-\eta) \tilde{V}_{dt}(I_{dt}).$$

由于企业家在借贷关系中具有全部的谈判能力，即  $\eta = 1$ ，这样我们得到  $V^C = \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt})$ ，并且还款违约的企业家得到的预期收益为  $\tilde{V}_{dt}(I_{dt}) - \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt})$ 。

债务合约的强制执行及激励企业家还款的特征，要求在获得所有需要资金后，企业家由不发生违约获得的收益应不小于企业家违约获得的收益，即下面的不等式

$$-(I - A) + \int_0^{\rho^*} \rho g(\rho) d\rho e^{\tilde{r}dt} + \tilde{V}_{dt}(I_{dt}) \geq \tilde{V}_{dt}(I_{dt}) - \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt})$$

成立。这个具有激励性质的约束条件能够保证企业家不会选择还款违约。将上述不等式简化整理，得到

$$[(I - A) + \int_0^{\rho^*} \rho g(\rho) d\rho] e^{\tilde{r}dt} \leq \tilde{V}_{dt}(\alpha I_{dt}),$$

令  $dt \rightarrow 0$  并对上式取极限，我们便得到内生信贷约束条件 (5)。

由式 (3) 式可知不等式 (5) 的左手项表示企业在  $t = 2$  偿还债务的期望值，右手项为债权人在违约情形下通过继续运营项目得到的期望价值。因此通过上面的推导可知，信贷约束条件 (5) 表明如果要激励企业按期偿还债务，则企业在项目完成时应支付的债务期望值（即相当于企业没有违约时承担的成本），应不高于债权人在企业违约时所获得的最高收益期望值（即相当于企业违约时承担的成本），否则在此情形下企业家发生道德风险选择还款违约是不明智的。

## 2. 内生最优流动性冲击水平

由于内生信贷约束条件 (5) 包含在  $t = 1$  时刻的最优流动性冲击水平  $\rho^*$ ，我们首先通过下面的分析推导出  $\rho^*$  的解析表达式。由信贷约束条件 (5) 可知

<sup>①</sup> 我国及其他国家（例如美国）的破产法已经认识到在企业重组业务时必须保留持续经营的价值，以最大程度的提高债权人和股东的回收能力。破产法寻求通过促进企业的重组（而不是清算）来尽可能的保留企业持续经营的价值。Bris et al. (2006) 的经验证据表明，依据美国破产法重组成本低于清算成本，且前者被更广泛的采用。

<sup>②</sup> 本文模型与 Jermann and Quadrini (2012) 模型的关键区别在于，后者假设债权人清算企业的资产并获得清算价值，而我们的模型中债权人获得的是利用企业清算资产重新组织运营得到的项目价值。

$$I - A + \int_0^{\rho^*} \rho g(\rho) d\rho \leq f(\alpha I)G(\rho^*),$$

将上述不等式整理重新写为

$$I \leq A + f(\alpha I)G(\rho^*) - \int_0^{\rho^*} \rho g(\rho) d\rho. \quad (6)$$

可以发现，只有当  $\rho^*$  最大化不等式 (6) 的右手项时，项目收益及投资规模才能达到最大值，此时的  $\rho^*$  便是最优流动性冲击水平。令不等式 (6) 的右手项关于  $\rho^*$  的一阶导数为 0，即

$$f(\alpha I)g(\rho^*) - \rho^* g(\rho^*) = 0,$$

求解上式得到

$$\rho^* = f(\alpha I), \quad (7)$$

再将式 (7) 带入到不等式 (6) 的右手项关于  $\rho^*$  的二阶导数中，得到

$$f(\alpha I)g'(\rho^*) - g(\rho^*) - \rho^* g'(\rho^*) = -g(\rho^*) < 0.$$

这样，我们推导得到流动性冲击  $\rho^* = f(\alpha I)$  便是内生最优流动性冲击水平。

最优流动性冲击水平  $\rho^* = f(\alpha I)$  表明，若在初始时刻  $t=0$  选择项目的投资规模为  $I$ ，则企业在  $t=1$  能够承受的最大不确定的资金缺口为  $f(\alpha I)$ ，否则企业在投资过程的中间时刻便无法偿还债务，从而终止投资项目的运营。事实上，对于在  $t=1$  时刻面对的随机冲击，企业只能用在  $t=2$  时刻项目产生的未来现金流或资产作为抵押获得新的融资以避免违约发生，考虑到企业面临的信贷约束和还款有限承诺的道德风险， $\rho^* = f(\alpha I)$  是项目最大的可保证收入，即企业家可以在  $t=1$  时刻能够通过抵押项目未来现金流从债权人那里获得的最大额外资金。这样，只要当随机流动性冲击大于最优流动性冲击水平即  $\rho > \rho^*$  时，企业为避免还款违约，应在  $t=0$  时刻持有部分现金，以支付超过  $f(\alpha I)$  且不确定的那部分资金缺口。由此我们也可以知道，企业的现金持有水平受到内生最优流动性冲击水平的影响。下面我们在此基础上分析企业的最优现金政策。

## 五、企业现金政策与信用风险

### (一) 内生违约边界下的最优现金政策

如前所述，企业在  $t=0$  决定持有多少现金时面临如下权衡：是将更多的资金投资到长期项目中获取更高的收益，还是保留更多的资金避免承担违约造成的成本。进一步，企业持有现金的另一个动机来自于  $t=1$  时刻企业可能面临的再融资风险及随机流动性冲击，从而使最优流动性冲击水平（即企业通过抵押获得的最大现金流） $\rho^* = f(\alpha I)$  对最优现金政策有直接影响，而最优流动性冲击  $\rho^*$  的确定是由另外一个权衡决定的，即企业在  $t=2$  按期偿还债务得到的收益多还是还款违约得到的收益更多。

我们已知企业在  $t=1$  可获得的现金流为  $\bar{x}_1 + c - B + \rho^* - \rho$ ，其中  $\rho^*$  为企业通过抵押获得的最大现金流， $c = B + A - I$  为企业的现金储备， $\bar{x}_1 - \rho$  为企业在  $t=1$  中间时刻债务再融资获得的净现金流。这样，企业还款的违约边界，或者说允许企业有能力偿还债务从而避免违约的最大负面流动性冲击水平为

$$\rho_B = f(\alpha I) + \bar{x}_1 + c - B. \quad (8)$$

容易发现，违约边界随着在  $t=0$  和  $t=1$  得到的现金流（现金储备、可抵押现金流及再融资）

的增加而增加，随着初始时刻的债务水平的增加而降低。此外，我们假设当  $\alpha \ll 1$  ( $\alpha \rightarrow 1^-$ ) 时， $\alpha f'(\alpha I) < 1$  ( $> 1$ )，即违约边界  $\rho_B$  随着投资规模  $I$  的增加而减少（增加）。这个假设是合理的，事实上， $\alpha \ll 1$  即  $\alpha$  远小于 1 间接反映出企业资产收益率较低，则投资规模  $I$  的增加使得通过抵押获得的现金的提高幅度低于企业现金减少的幅度；而当  $\alpha \rightarrow 1^-$  即  $\alpha$  接近于 1 时，一定程度上表明企业资产具有高收益，那么增加投资进而通过抵押获得的现金的提高幅度高于现金减少的幅度。对于任意的随机流动性冲击，当其大于违约边界  $\rho_B$  时，企业发生违约且企业股东不会得到任何资产。而流动性冲击水平小于违约边界时，企业不会在  $t=1$  违约，并且由式（3）可知企业股东在  $t=2$  得到的回报为投资项目产生的现金流与在  $t=1$  持有的现金之和减去企业应支付的债务。因此，企业的权益价值  $E$  可由下式给出

$$E = \int_0^{\rho_B} [f(I) - \rho - (I - A)]g(\rho)d\rho. \quad (9)$$

企业家通过选择最优的投资水平或最优现金政策来最大化企业股东的权益价值。由式（9）可知，求解企业权益价值的最大化问题需要研究下面的一阶条件

$$\frac{\partial E}{\partial I} = [f'(I) - 1]G(\rho_B) + [f(I) - \rho_B - (I - A)]g(\rho_B) \frac{d\rho_B}{dI} = 0. \quad (10)$$

将  $\rho_B$  表达式（8）和风险率  $\lambda(\rho)$  的表达式（1）带入到方程（10）中，且注意到  $B - c = I - A$  及  $d\rho_B / dI = \alpha f'(\alpha I) - 1$ ，整理后可将一阶条件重新写为

$$f'(I) = 1 + [f(I) - f(\alpha I) - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B) (1 - \alpha f'(\alpha I)). \quad (11)$$

易知在投资和融资不受限制的最佳（first-best）情形下，最大化企业收益的投资规模满足一阶条件  $f'(I) = 1$ 。而在企业面临外部融资限制和高昂的违约成本时，最优投资规模要低于最佳情形的水平，这个结论在大多数情形下是可以由式（11）得到的。事实上，当  $\alpha$  远小于 1 或者接近 1 时， $f(I) - f(\alpha I) - \bar{x}_1$  与  $1 - \alpha f'(\alpha I)$  同时为正或同时为负，因此式（11）的右手项大于 1。为了理解最优投资和最优现金政策的经济学含义，我们把一阶条件（10）重新写为

$$(f'(I) - 1) \times G(\rho_B) dI = [f(I) - f(\alpha I) - \bar{x}_1] g(\rho_B) (-d\rho_B). \quad (12)$$

方程（12）的左手项为投资额度增加  $dI$  时获得净收益  $(f'(I) - 1)dI$ ，乘以企业生存的概率  $G(\rho_B)$ 。右手项为违约造成的企业股东边际期望损失，即在违约边界处的企业权益价值  $f(I) - f(\alpha I) - \bar{x}_1$ ，乘以由于违约边界下降导致的违约概率的边际增加，即  $g(\rho_B)(-d\rho_B)$ 。由此可以看出，最优的投资规模应在企业投资的边际期望收益与其违约造成的边际期望损失相等的均衡状态下达到。

对于企业在  $t=0$  的债务  $B$ ，考虑到企业违约造成的损失，其市场价值为

$$\begin{aligned} D &= B - \int_{\rho_B}^{\infty} [B + \rho - (\bar{x}_1 + c + \rho^*)]g(\rho)d\rho \\ &= B - \int_{\rho_B}^{\infty} (\rho - \rho_B)g(\rho)d\rho, \end{aligned} \quad (13)$$

这个市场价值等于债务面值  $B$  减去在违约状态  $[\rho_B, \infty)$  下债权人预期承担的损失。由于我们设定无风险利率为零，则债务的信用利差  $s$  等于总债务收益率，即

$$s = \frac{B}{D} - 1. \quad (14)$$

这样，绿色债券或普通债券信用利差就受到企业的现金持有水平和资产回收率的共同影响。

## （二）资产回收率对最优现金持有水平的内生影响

企业在投资过程的中间时刻遇到随机流动性冲击  $\rho$ ，这可能造成企业由于现金流短缺而引发的还款违约，进而影响企业债务的信用风险。除此以外，上面的分析及式 (13) — (14) 表明，资产回收率通过影响企业在  $t=1$  获得的现金流而内生影响其在  $t=0$  的现金持有水平，进而间接影响企业初始债务的信用利差及信用风险。更具体的，考虑到企业家不承诺在  $t=2$  按期偿还债务的道德风险以及由此导致的信贷约束，企业未来现金流的资产回收率与信贷约束将会内生地影响其通过抵押获得的最大现金流。类似于 Acharya et al. (2012) 考虑在  $t=1$  中间时刻的现金流对信用利差产生直接影响和间接影响，在我们建立的模型中，资产及未来现金流的资产回收率既能直接影响企业信用状况（ $\alpha$  出现在违约边界  $\rho_B$  的表达式中），也能通过影响现金政策间接影响企业的信用风险。为了研究资产回收率  $\alpha$  对企业信用风险的影响，我们首先展示对于不同的  $\alpha$ ，其对企业最优现金政策的影响是不尽相同的。

我们用上角标 “\*” 表示各个变量的均衡（最优）价格，这样  $I^*$  和  $c^* = B + A - I^*$  分别表示均衡的投资水平和现金持有水平，并且  $s^* = s(c^*, \alpha)$  表示  $I = I^*$  时债务  $B$  的均衡信用利差。下面的性质 1 总结了资产回收率对最优现金持有水平的影响（详细证明见附录 A）。

**性质 1:** 记  $\tilde{\alpha}_1 = \sup\{\alpha : f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1 \geq 0\}$ ， $\tilde{\alpha}_2 = \sup\{\alpha : 1 - \alpha f'(\alpha I^*) \geq 0\}$ ，且令  $\alpha_1 = \tilde{\alpha}_1 \wedge \tilde{\alpha}_2$ ， $\alpha_2 = \tilde{\alpha}_1 \vee \tilde{\alpha}_2$ <sup>①</sup>。如果风险率  $\lambda(\cdot)$  是弱单调递减函数，则有

- (1) 当  $\alpha < \alpha_1$  时， $\partial c^* / \partial \alpha < 0$ ，即均衡的现金持有水平  $c^*$  是资产回收率  $\alpha$  的减函数；
- (2) 存在某个常数  $\bar{\alpha} > \alpha_2$ ，使得当  $\alpha_2 < \alpha < \bar{\alpha}$  时， $\partial c^* / \partial \alpha > 0$ ，即对于较高的资产回收率  $\alpha$ ，均衡的现金持有水平  $c^*$  是资产回收率  $\alpha$  的增函数。

性质 1 表明，企业的最优现金持有水平或最优投资规模不仅受到企业资产回收率的影响，而且当资产回收率处于不同的取值范围时，其对最优现金持有水平的影响截然相反。具体的，当  $\alpha$  较低且小于  $\alpha_1$  时，最优现金持有水平随着资产回收率的增加而减少，即两者是负向相关关系；而当  $\alpha$  较高且  $\alpha \in (\alpha_2, \bar{\alpha})$  时，最优现金持有水平与资产回收率是正向相关的。事实上，对于任意的资产回收率  $\alpha \in (0, \alpha_1)$ ，考虑到  $\alpha_1$  的定义，此时企业投资项目的预期现金流  $f(I^*)$  大于其在  $t=2$  需要偿还的最大债务  $f(\alpha I^*) + \bar{x}_1$ ，即这种情形下企业在  $t=2$  能够偿还所有债务。这样，对于给定的  $\alpha \in (0, \alpha_1)$ ，由于没有潜在的违约风险， $\alpha$  越高企业通过抵押获得现金流越多，企业家应对随机流动性冲击的现金可以更多依赖于抵押获取，企业家在  $t=0$  投资初期的最优现金储备也就相应降低，同时投资规模提高从而增加其自身收益，因此最优现金储备  $c^*$  也就随着  $\alpha$  的增加而减少。而  $\alpha$  越小，表明企业较差的信用风险状况和较低的项目预期收益率，企业通过抵押获得的现金流便越少且导致短期负债比例的提升，因此企业为了避免短期债务还款违约的发生，将提高其现金持有水平。

相反的，对于给定的  $\alpha \in (\alpha_2, \bar{\alpha})$ ，由  $\alpha_2$  的定义可知具有资产回收率  $\alpha$  的企业所投资项目的预期现金流  $f(I^*)$  无法抵偿其应偿还的最大债务，特别是在企业存量资产不能产生稳定现金流的情形下。考虑到生产函数  $f$  的凹性，当资产回收率提高时，为了减少通过抵押资产获得的预期现金流，以及保证违约边界没有降低，从而避免在  $t=1$  和  $t=2$  发生违约，企

<sup>①</sup> 对于任意给定的  $x$  和  $y$ ，我们记  $x \wedge y$  为两者中最小的，记  $x \vee y$  为两者中最大的。

业家在均衡状态下将减少其最优投资规模，企业现金持有水平便随之相应增加。同时，当资产回收率  $\alpha$  超过某一特定的高水平  $\bar{\alpha}$  时，表明企业存量资产足够优质并能稳定地产生现金流，企业只需通过抵押获取其可偿还范围内的资金，不会发生违约。在这种情况下，资产回收率的增加使得企业从存量资产中获得的预期现金规模可能增加，企业的现金持有水平则相应降低。因此与直觉不同，资产回收率处于较高水平区间时反而会导致企业的最优现金政策更加保守，即在此情形下最优现金持有水平将随着资产回收率的提高而增加。

企业在  $t=1$  遇到的随机流动性冲击所造成的潜在违约风险，可以看作是一个以违约边界  $\rho_B$  为执行价格，流动性冲击  $\rho$  作为标的资产的看跌期权。事实上，当流动性冲击  $\rho$  高于  $\rho_B$ ，则期权不执行（还款违约项目终止）且其收益为 0；当  $\rho$  低于  $\rho_B$ ，则期权可以执行（项目继续执行）且企业可以继续保留部分现金  $\rho_B - \rho$ 。在保证企业能够在未来  $t=2$  时刻偿还债务的前提下，企业在  $t=1$  通过资产抵押和再融资获得的现金是确定的，且只有持有的现金可以被企业家控制。如果现金持有过少，则看跌期权不被执行（企业违约）的可能性增加；如果现金持有过多，尽管看跌期权可以执行（偿还债务），但企业投资规模减少，从而增加现金的持有成本，降低了企业总收益。因此，最优现金持有水平实际上是企业购买这个看跌期权所支付的均衡价格。

### （三）资产回收率对债券信用利差的影响

我们进一步讨论资产回收率对企业债券信用利差和信用风险的具体影响及作用机理。由式（13）—（14）给出的  $t=0$  时刻企业初始债务  $B$  的市场价值及信用利差  $s$  的表达式易知，信用利差受到违约边界  $\rho_B$  的影响。注意到  $\rho_B = f(\alpha I) + \bar{x}_1 + c - B$ ，这表明资产回收率  $\alpha$  直接决定违约边界  $\rho_B$  的大小，进而对信用利差产生直接影响。此外，性质 1 的结论表明可资产回收率  $\alpha$  影响企业现金持有水平  $c$ ，而  $c$  同样决定  $\rho_B$  及信用利差的大小。这样  $\alpha$  通过影响现金持有水平而对信用利差产生间接影响。因此，可以发现资产回收率  $\alpha$  对信用利差的影响包含直接影响与间接影响两种渠道。这意味着信用利差  $s$  随资产回收率  $\alpha$  的变化而发生如下变化

$$\frac{ds}{d\alpha} = \frac{\partial s}{\partial \alpha} + \frac{\partial s}{\partial c} \frac{\partial c}{\partial \alpha}. \quad (15)$$

式（15）右手项的第一项和第二项分别为资产回收率对信用利差的直接影响和间接影响。通过计算，由式（13）—（14）可以得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial s}{\partial \alpha} &= -\frac{B}{D^2} \frac{\partial D}{\partial \alpha} \\ &= -\frac{B}{D^2} \left\{ \int_{\rho_B}^{\infty} f'(\alpha I) I g(\rho) d\rho + (\rho_B - \rho_B) g(\rho_B) \frac{d\rho_B}{d\alpha} \right\} \\ &= -\frac{B}{D^2} f'(\alpha I) I (1 - G(\rho_B)) < 0, \end{aligned} \quad (16)$$

以及

$$\frac{\partial s}{\partial c} = -\frac{B}{D^2} \frac{\partial D}{\partial c} = -\frac{B}{D^2} (1 - G(\rho_B)) < 0. \quad (17)$$

将式（16）—（17）代入到式（15）中，有

$$\frac{ds}{d\alpha} = \frac{\partial s}{\partial \alpha} + \frac{\partial s}{\partial c} \frac{\partial c}{\partial \alpha} = -\frac{B}{D^2} (1 - G(\rho_B)) \left[ f'(\alpha I) I + \frac{\partial c}{\partial \alpha} \right]. \quad (18)$$

这样，我们便可基于式（18）及性质 1 的结论得到如下的性质 2（详细证明见附录 B）。

**性质 2:** 假设对于给定的  $\bar{x}_1$  及函数  $f(\cdot)$  和  $\lambda(\cdot)$ ,  $[f(I^*) - \bar{x}_1] \cdot \lambda(\rho_B) > -f''(I^*) I^*$  成立，同时对于任意的  $\alpha \in (0,1)$ ，假定  $1 + \alpha f'(\alpha I^*) > f'(I^*)$  成立。这样，若  $\lambda(\cdot)$  是弱单调递减函数，且常数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的定义在性质 1 中给出，则有

(1) 存在某个常数  $\bar{\alpha} > \alpha_2$ ，使得当  $\alpha_2 < \alpha < \bar{\alpha}$  时， $ds/d\alpha < 0$ ，即当企业资产具有较高的回收率时，企业的信用风险是资产回收率  $\alpha$  的减函数。

(2) 存在某个常数  $0 < \underline{\alpha} < \alpha_1 < \alpha_2$ ，使得当  $0 < \alpha < \underline{\alpha}$  时， $ds/d\alpha > 0$  成立，即当资产回收率在较低水平范围内变化时，企业的信用风险是资产回收率  $\alpha$  的增函数。

性质 2 的结论（1）表明，企业资产回收率处于较高水平区间时，随着资产回收率的提高，企业债券的信用利差随之降低，即企业的信用风险降低。这与直观理解是一致的。事实上，如果用资产回收率作为反映企业信用风险状况的代理变量，资产回收率处于较高水平，反映该企业的信用状况良好，企业用于担保的资产的可抵押价值较高。同时，当企业资产回收率提高时，由性质 1 的第二个结论可知现金持有水平提升，则债权人在企业违约时获得的清算资产提高，使得其承担的由企业违约造成的损失减少，企业债券的信用风险溢价随之降低。而当资产回收率过高时，资产回收率的增加不会降低企业违约概率，但企业从其存量资产中获得的预期现金规模可能增加，这样，企业的现金持有水平随之增加，债权人承担的违约损失也相对减少，企业债券的信用风险溢价便有降低的可能。因此在资产回收率处于较高水平区间时，随着资产回收率的提高企业债券信用利差及信用风险相应降低。

性质 2 的结论（2）则表明当企业资产的资产回收率处于较低水平时，资产回收率的提高不仅不能降低企业债券的信用利差，反而会恶化企业的信用状况、提高债券信用利差。这个结论与直觉不同，通常认为提高企业资产的抵押价值，有助于改进企业信用状况，降低信用风险溢价，进而减少企业债券的信用利差。事实上，考虑方程（11）给出的一阶最优条件，该条件平衡了低投资的边际成本与低违约概率的边际收益。由于函数  $f$  是凹函数且资产回收率  $\alpha$  在此函数中出现，以及风险率  $\lambda(\cdot)$  是递减的，当企业通过抵押多获得 1 单位的现金时，为了使方程（11）再次成立，企业应新增不少于 1 单位的投资。这样，在企业将 1 单位现金持有水平降低的同时，资产回收率的增加使企业违约概率不成比例的更显著的提高。由此对于资产回收率处于较低水平的情形，在新的均衡状态下即使债权人面临的违约概率略高些，却只能得到不成比例的更低的清算资产价值，这是因为资产回收率提高相对地更加降低了企业现金持有水平，并且长期投资的项目在  $t = 1$  违约时没有价值。因此，在资产回收率处于较低水平时，由于资产回收率对违约概率和违约成本的这种非对称影响，企业的信用风险反而随着资产回收率的提高而恶化，该企业所发行债券的信用利差也相应增加。

## 六、模型应用：绿色溢价分析

绿色低碳转型政策的持续推出与全国碳市场建立等标志性事件的发生，使得绿色投资面临的政策风险降低，棕色投资面临的风险和不确定性提高，从而坚定市场和投资者对政府推



进经济社会绿色低碳转型决心的认可，并提升投资者的绿色金融资产风险偏好。因此，企业和外部投资者将逐渐地增加绿色投资规模，棕色投资占总投资的比重和规模则显著减少。这样，随着绿色资产和绿色投资的增加以及发展趋势的明朗，绿色资产回收将逐步地提高到较高水平，而棕色资产回收率则相应地降低到较低水平。为此，本文用绿色资产和棕色资产的回收率分别作为投资者对绿色投资和棕色投资所面临的风险程度的代理变量，资产回收率反映了市场及投资者对绿色投资发展趋势确认和绿色资产价值提升的认可程度。记绿色资产的回收率为 $\alpha_g$ 、棕色资产的回收率为 $\alpha_b$ ，并且 $\alpha_b, \alpha_g \in (0,1)$ 。在绿色低碳政策持续推出和全国碳市场建立之前，为了方便分析我们记此阶段的情形为基准情形，由于绿色项目的投资周期长、投资收益相对更低，面临更多的政策不确定性，因而绿色投资的成本和风险更大。这样，我们假定在基准情形下有 $\alpha_g < \alpha_b$ ，并且这与相应的历史数据是相符的。

在基准情形下，对于同一家企业，该企业发行绿色债券投资绿色项目面临的期望收益率和资产回收率，都小于其发行普通债券投资传统项目面临的期望收益率和资产回收率，且无论是发行绿色债券还是普通债券，该企业所面临的诸如债券规模期限、有限承诺按期偿还债务、投资过程中的流动性冲击等其他因素均相同。由于 $\alpha_g < \alpha_b$ 且棕色资产回收率 $\alpha_b$ 处于较高水平，为了讨论基准情形是否存在负的绿色溢价，我们将针对绿色资产回收率 $\alpha_g$ 的取值在以下两种情形下分别讨论：第一，当 $\alpha_g$ 处于较低水平时，又由于绿色项目收益率低于棕色项目，因而绿色债券面临较低的收益和较高的违约概率及违约成本，显然此时绿色债券信用利差不低于（甚至高于）普通债券的信用利差。第二，当绿色资产回收率与棕色资产回收率都处于较高水平时，即 $\alpha_2 < \alpha_g < \alpha_b < \bar{\alpha}$ ，其中 $\bar{\alpha}$ 和 $\alpha_2$ 为性质2中设定的常数，由理论模型得到的性质2的结论（1）可知， $ds/d\alpha < 0$ ，即当债券的信用利差是资产回收率 $\alpha$ 的减函数。这样，由 $\alpha_g < \alpha_b$ 可知绿色债券的信用利差不小于普通债券的信用利差，即在绿色低碳政策持续推出和全国碳市场建立之前，国内债券市场绿色债券的负绿色溢价不存在。

而在绿色低碳政策持续推出和全国碳市场建立之后的阶段，由前面的分析可知，绿色资产回收率 $\alpha_g$ 将逐步提升，棕色资产回收率 $\alpha_b$ 也将随着经济绿色低碳转型的逐步深入降低，并可能降低到较低的水平。我们同样需要对以下两种情形分别讨论：第一，当绿色资产回收率 $\alpha_g$ 与棕色资产回收率 $\alpha_b$ 都处于较高水平且 $\alpha_g > \alpha_b$ 时，由理论模型得到的性质2的结论

（1）可知，信用利差是资产回收率的减函数，此时 $\alpha_g$ 提高而 $\alpha_b$ 降低，因而绿色债券信用利差低于普通债券，即负的绿色溢价存在。第二，当棕色资产回收率 $\alpha_b$ 降低到可能达到的最低水平、绿色资产回收率 $\alpha_g$ 提高到较高水平时，此时绿色债券信用利差显然低于普通债

券信用利差。进一步，若绿棕色资产回收率  $\alpha_b$  增加并处于较低水平区间时，由理论模型得到的性质 2 的结论 (2) 可知，此时企业信用风险是资产回收率  $\alpha$  的增函数，即存在某个常数  $0 < \underline{\alpha}$ ，使得当  $0 < \alpha < \underline{\alpha}$ ， $ds/d\alpha > 0$  成立。这样，此时普通债券信用利差随着  $\alpha_b$  的提高而增加，绿色债券的信用利差更加小于普通债券的信用利差，因而负的绿色溢价存在。

通过上面的理论分析，可知在基准情形下国内绿色债券不存在显著的负绿色溢价，而随着绿色低碳政策持续推出和全国碳市场建立等标志性事件发生，在此之后绿色债券将逐步具有负的绿色溢价，这些结论与绿色债券的经验证据是完全一致的，因而本文发展的理论模型对此给出了合理解释。事实上，在我国绿色债券市场发展初期，即使有相应的绿色金融政策支持 and 绿色偏好投资者参与投资，但由于绿色投资面临的政策不确定性明显高于棕色投资的政策不确定性，市场和投资者普遍对绿色低碳转型持观望态度，且又由于绿色技术研发投入和绿色投资的长周期与低预期收益率，导致绿色项目的成本收益比明显高于传统棕色项目，因此企业发行绿色债券的融资成本不会显著低于普通债券。相反的，伴随着推动绿色低碳发展和“双碳”目标的政策组合拳的推出落实，对市场和投资者释放足够坚定明确的信号，绿色投资面临的风险和政策不确定性减少，资产回收率的变化对企业的现金持有和风险管理决策产生影响，使得绿色项目的成本收益比将逐步降低并占优于棕色项目，从而绿色债券信用利差小于普通债券信用利差，即负绿色溢价存在。

## 七、实证结果与分析

### (一) 实证模型设计与数据描述

#### 1. 数据来源与样本选取

由于国内绿色债券从 2016 年开始发行，我们收集整理 2016 年 1 月—2023 年 5 月在中国境内发行的绿色债券，根据 Wind 债券种类分类，选取企业债、公司债和中期票据，同时为了避免浮动利率和累进利率的影响，仅保留固定利率类型的绿色债券。为了检验绿色债券是否存在负的绿色溢价，即绿色债券发行票面利率是否显著低于普通债券，本文使用手工匹配方法，为每一只绿色债券匹配一只普通债券。具体匹配方法和步骤如下：首先是匹配相同发行主体、相同债券期限、相同债券种类和相同债券利率类型的普通债券；然后是在上述基础上匹配相同债项评级，对于绿色债券债项评级缺失的情况用发行时的企业主体评级代替；最后是进一步选取绿色债券与普通债券发行时间相差不超过两年的债券样本，当存在两只及以上符合匹配条件的普通债券时，选择发行时间相差最短的普通债券，最终共获得 311 对匹配样本，并剔除财务数据缺失的债券，最终保留 291 只绿色债券，债券特征信息和发行主体财务数据均来源于 Wind。

#### 2. 变量定义

(1) 被解释变量为绿色溢价 (Green-Premium)。本文将绿色债券与普通债券发行票面利率之差作为被解释变量，参照现有文献 (祁怀锦等, 2021)，发行票面利率=无风险利率+信用利差，因此绿色债券与普通债券发行票面利率之差即为两者信用利差之差。从公式可以看出，绿色溢价可以良好地反映两种债券在资产回收率处于不同水平时信用利差的差异。

(2) 解释变量为绿色资产回收率 (Green-Asset-Recovery-Rate)。绿色资产回收率是由

平均水平决定的，受企业个体性质的影响较低，因此我们选择绿色债券发行年度的上一年度绿色资产回收率的平均水平作为解释变量。随着绿色低碳政策的推出，清洁能源发电量与总发电量的比值在不断变化，尽管该比值并不是绿色资产回收率的真实数据，但是其变化趋势与绿色资产回收率的变化趋势是一致的，进而可以反映绿色资产回收率的变化情况，因此本文将绿色资产回收率定义为清洁能源发电量与总发电量的比值。

(3) 控制变量。参照现有文献（吴育辉等，2022；祁怀锦等，2021，吕怀立等，2022），控制变量分为债券层面和企业层面，债券层面控制变量包括发行规模、债券期限、债项评级、是否担保、是否含权债和是否城投债，企业层面控制变量包括企业规模、杠杆率、净资产收益率、营业利润率、营业收入增长率、固定资产占比和是否上市企业，变量定义详见表 2。

表 2 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义及说明
被解释变量	绿色溢价	Green-Premium(GP)	绿色债券发行票面利率-普通债券发行票面利率
解释变量	绿色资产回收率	Green-Asset-Recovery-Rate (GARR)	清洁能源发电量/总发电量
债券层面	发行规模	Isize	债券发行总额（百万元）的自然对数
	债券期限	Maturity	债券发行期限（年）
	债项评级	Rating	AA 取值为 1，AA+取值为 2，AAA 取值为 3
	是否担保	Guarantee	债券存在担保取值为 1，否则为 0
	是否含权债	Embed	债券是含权债取值为 1，否则为 0
	是否城投债	CT	债券是城投债取值为 1，否则为 0
	企业层面	企业规模	Size
杠杆率		Lev	总负债/总资产
净资产收益率		Roe	净利润/平均股东权益
营业利润率		Profit	营业利润/营业收入
营业收入增长率		Growth	(营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
固定资产占比		Property	固定资产/总资产
是否上市企业		Listed	上市企业取值为 1，否则为 0

### 3. 实证模型设计

为了验证上述模型应用中绿色资产回收率对绿色溢价的影响，构造由绿色溢价作为被解释变量，绿色资产回收率作为解释变量的基准回归模型，并加入债券层面和企业层面的控制变量，反映债券特征的控制变量包括发行规模、债券期限、债项评级、是否担保、是否含权债和是否城投债，反映企业财务特征的控制变量包括企业规模、杠杆率、净资产收益率、营业利润率、营业收入增长率、固定资产占比、是否上市企业，模型如下：

$$GP = \beta_0 + \beta_1 GARR + \beta_2 Isize + \beta_3 Maturity + \beta_4 Rating + \beta_5 Guarantee + \beta_6 Embed + \beta_7 CT + \beta_8 Size + \beta_9 Lev + \beta_{10} Roe + \beta_{11} Profit + \beta_{12} Growth + \beta_{13} Property + \beta_{14} Listed + \varepsilon \quad (19)$$

### 4. 描述性统计

表 3 是各变量的描述性统计结果。绿色溢价均值为-0.001，说明绿色债券的发行票面利率平均低于普通债券 0.001。绿色债券平均期限为 3.701 年，平均评级为 2.646，说明绿色债券期限较短且评级较高。根据是否担保、是否含权债、是否城投债变量以及是否上市企业的

均值可知，绿色债券中有 23%是可担保交收债券，16.2%是含权债，27.5%是城投债，17.9%绿色债券的发行主体是上市企业。杠杆率的均值是 0.616，说明发行主体负债能力较强。净资产收益率和营业利润率均值是 0.049 和 0.161，说明发行主体盈利能力较低。营业收入增长率均值为 0.187，说明发行主体成长性较低。固定资产占比均值为 0.3，说明发行主体固定资产较少。

表 3 描述性统计结果

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
GP	291	-0.001	0.005	-0.026	0.025
GARR	291	0.315	0.010	0.282	0.335
Isize	291	4.412	0.803	2.303	6.215
Maturity	291	3.701	1.454	2	10
Rating	291	2.646	0.691	1	3
Guarantee	291	0.230	0.422	0	1
Embed	291	0.162	0.369	0	1
CT	291	0.275	0.447	0	1
Size	291	25.71	1.384	22.900	28.290
Lev	291	0.616	0.123	0.243	0.859
Roe	291	0.049	0.061	-0.137	0.247
Profit	291	0.161	0.208	-0.587	0.856
Growth	291	0.187	0.331	-0.336	1.901
Property	291	0.300	0.239	0	0.736
Listed	291	0.179	0.384	0	1

## (二) 实证结果

### 1. 基准回归结果

表 4 是基准回归结果，第 (1) — (4) 列分别是未加入控制变量、加入债券层面控制变量、加入企业层面控制变量和加入全部控制变量的回归结果，绿色溢价与绿色资产回收率之间关系均显著为负，说明绿色资产回收率提高，可以降低企业信用风险，绿色债券发行票面利率低于普通债券，负的绿色溢价存在。从加入控制变量的结果来看，在债券特征层面，发行规模与绿色溢价成负相关关系，说明绿色债券发行规模越大，信用风险越低，绿色溢价更显著。在企业特征层面，绿色溢价与是否上市企业存在负相关关系，说明上市企业发行的绿色债券按期偿还有保障，从而绿色债券的信用风险溢价补偿较低，绿色溢价更显著。

表 4 基准回归结果

变量	被解释变量：GP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
GARR	-0.0892 <sup>***</sup> (-2.76)	-0.133 <sup>***</sup> (-3.82)	-0.0842 <sup>***</sup> (-2.61)	-0.129 <sup>***</sup> (-3.69)
Isize		-0.00152 <sup>***</sup> (-3.53)		-0.00134 <sup>***</sup> (-2.75)
Maturity		-0.000338 (-1.33)		-0.000376 (-1.42)
Rating		0.0000149		0.000162

		(0.02)		(0.22)
Guarantee		0.000360		-0.00000932
		(0.45)		(-0.01)
Embed		0.000626		0.000402
		(0.70)		(0.44)
CT		-0.00103		-0.00166*
		(-1.15)		(-1.75)
Size			-0.000331	-0.000140
			(-1.33)	(-0.40)
Lev			0.00536**	0.00281
			(2.02)	(1.00)
Roe			0.00477	0.00173
			(0.97)	(0.34)
Profit			0.000307	0.00104
			(0.30)	(0.98)
Growth			-0.000117	0.000465
			(-0.14)	(0.55)
Property			-0.00100	-0.00117
			(-0.69)	(-0.73)
Listed			-0.00218**	-0.00254***
			(-2.49)	(-2.88)
Constant	0.0270***	0.0490***	0.0311***	0.0491***
	(2.65)	(4.16)	(2.69)	(3.75)
N	291	291	291	291
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0223	0.0612	0.0474	0.0798

## 2. 异质性分析

### (1) 区域政策

表 5 异质性分析：基于区域政策

变量	被解释变量：GP	
	绿色金融改革创新试验区	非绿色金融改革创新试验区
GARR	-0.3848*** (-5.09)	-0.0628 (-1.64)
Controls	YES	YES
Constant	0.1138*** (4.24)	0.0453*** (3.02)
N	73	218
Adjusted R <sup>2</sup>	0.4001	0.0961

自 2017 年 6 月起，国务院开始在全国各地创建绿色金融改革创新试验区以助推绿色金融发展，由此可见试验区及其所在省份的企业绿色溢价更容易受绿色资产回收率影响，因此将企业按照所在省份或直辖市是否有试验区分成两组进行回归。由表 5 回归结果可知，试验区及其所在省份的企业发行绿色债券的绿色溢价与绿色资产回收率在 1% 显著性水平下

呈负相关关系，而非试验区的回归系数不显著，这说明试验区的绿色金融政策有利于降低企业信用风险，绿色溢价更显著。

(2) 企业性质

表 6 异质性分析：基于企业性质

变量	被解释变量：GP	
	中央国有企业	非中央国有企业
GARR	-0.1953 <sup>***</sup> (-2.88)	-0.1140 <sup>**</sup> (-2.57)
Controls	YES	YES
Constant	0.0709 <sup>***</sup> (2.93)	0.0366 <sup>**</sup> (2.10)
N	110	181
Adjusted R <sup>2</sup>	0.3046	0.0330

考虑到中央国有企业与非中央国有企业在信用风险方面具有差异，将全部样本分成两个子样本进行分组检验，由表 6 分组检验结果可知，两个子样本中绿色溢价均与绿色资产回收率成负相关关系，说明绿色资产回收率的提高均可以降低中央国有企业和非中央国有企业的信用风险，在发行绿色债券时均具有负的绿色溢价。从回归系数的数值和显著性水平来看，中央国有企业均优于非中央国有企业，这说明伴随着绿色资产回收率逐渐提高，中央国有企业相对于非中央国有企业可以降低更多信用风险，在发行绿色债券时绿色溢价更明显。

3. 稳健性检验

(1) 替换解释变量。在上述基准回归中，选择解释变量绿色资产回收率为清洁能源发电量/总发电量，为验证该指标选取的合理性，使用清洁能源发电装机容量/总发电装机容量作为绿色资产回收率，由表 7 第 (1) 列的回归结果可知，在替换绿色资产回收率的代理变量后，得到的回归结果与之前的实证结果一致，即基准回归的结论是稳健的。

(2) 调整研究样本。国家在全国碳市场建立之后将发电行业纳入碳排放权交易市场，因此发电行业的企业在发行绿色债券时票面利率受到较大影响，容易产生负的绿色溢价。为了验证绿色资产回收率提高可以降低所有行业的企业信用风险，利用剔除发电行业的样本进行回归分析，由表 7 第 (2) 列结果可知，在调整研究样本后，绿色资产回收率的系数在 1% 水平下显著为负，说明本文的结果具有稳健性。

(3) 控制企业审计质量的影响。较高的企业审计质量有助于降低企业信用风险，进而产生负的绿色溢价，为了控制上述因素对回归结果的潜在影响，引入虚拟变量 Big4，经过国际四大会计事务所审计的企业发行的绿色债券取值为 1，否则为 0。由表 7 第 (3) 列回归结果可知，基本结论与表 4 一致。

(4) 控制债券绿色认证的影响。经过绿色认证的债券更容易获得较低的发行票面利率，为了控制绿色认证对回归结果的潜在影响，引入虚拟变量 Certification，经过绿色认证的绿色债券取值为 1，否则为 0。由表 7 第 (4) 列回归结果可知，在排除绿色认证因素的影响之后，结果仍与基准回归结果一致。

表 7 稳健性检验结果

变量	被解释变量：GP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
GARR	-0.0541 <sup>***</sup> (-3.30)	-0.1136 <sup>***</sup> (-2.80)	-0.1292 <sup>***</sup> (-3.70)	-0.1272 <sup>***</sup> (-3.64)
Controls	YES	YES	YES	YES
Constant	0.0318 <sup>***</sup> (3.13)	0.0336 <sup>**</sup> (2.08)	0.0493 <sup>***</sup> (3.77)	0.0483 <sup>***</sup> (3.68)
N	291	204	291	291
Adjusted R <sup>2</sup>	0.071	0.0509	0.0816	0.0806

### (三) 进一步的分析

根据上述基准回归结果可知,总体上国内绿色债券的绿色溢价与绿色资产回收率呈负相关关系,说明随着绿色资产回收率逐渐提高,绿色溢价逐渐从正值转变为负值,即从不存在绿色溢价到产生绿色溢价。结合实际数据,无论是清洁能源发电量占比还是清洁能源发电装机容量所间接反映的绿色资产回收率,图 4 展示的数据表明在 2016-2022 年我国绿色资产回收率逐渐上升,因此结合基准回归结果和图 4 反映的绿色资产回收率变化趋势,可以直观的发现存在绿色资产回收率提高到较高水平的某一时刻,在这一时刻之前绿色债券发行利率高于普通债券,即不存在负的绿色溢价,在这一时刻之后存在负的绿色溢价,这与模型应用中的结论是一致的。

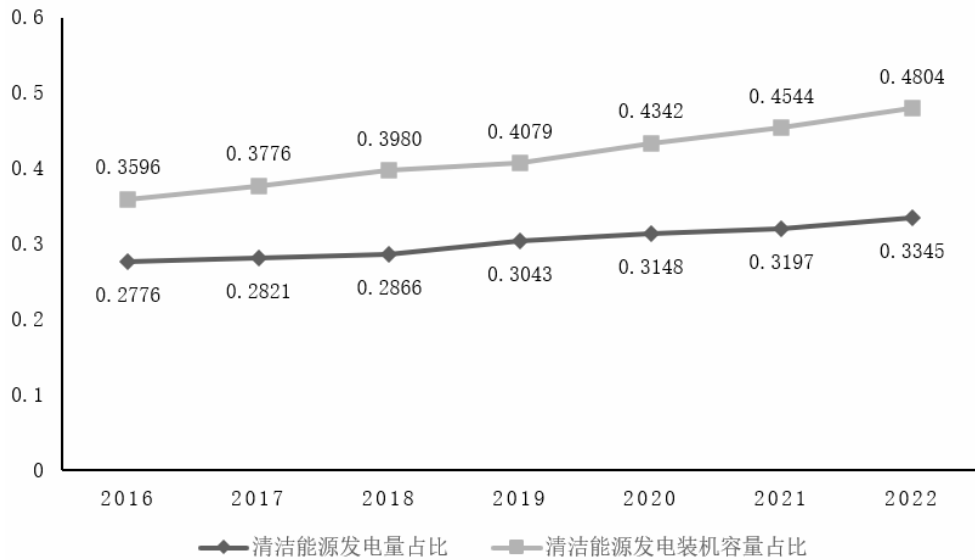


图 4 绿色资产回收率趋势图

进一步,2021 年 7 月全国碳市场建立这一标志性事件体现了我国政府进行绿色低碳转型的决心,坚定企业和投资者进行绿色投资的信心,进而最终促使绿色资产回收率得到较大提高。结合上述理论分析,此处选取 2021 年 7 月全国碳市场建立作为时间节点,检验 2021 年 7 月前后绿色溢价变化情况。由表 8 可知,对于全样本和 2021 年 7 月前的样本,绿色债券与匹配的普通债券发行票面利率均值没有差异显著,说明国内绿色债券市场不存在负的绿色溢价,且绿色债券信用利差略高于普通债券。而对于 2021 年 7 月后的样本,绿色债券发

行票面利率均值低于普通债券且在 5%水平上显著，即在全国碳市场建立后，国内发行的绿色债券存在显著的负绿色溢价，这说明国内绿色债券市场的绿色溢价在 2021 年 7 月全国碳市场建立这一标志性事件发生前后产生了明显变化。

**表 8 绿色债券与普通债券发行票面利率均值差异比较**

	全部样本	2021 年 7 月前样本	2021 年 7 月后样本
绿色债券	3.641	4.396	3.357
普通债券	3.750	4.369	3.517
差异	-0.109	0.027	-0.160**
T 值	-1.343	0.144	-2.160

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%置信水平上显著。

考虑到全国碳市场建立等标志性事件和绿色低碳发展重大政策推出产生效果的滞后性，我们将全部样本以 2022 年 1 月为时间点重新划分为两个部分样本，并进行相同的实证分析，实证结果在表 2 展示。由表 9 可知，对于全样本和 2022 年 1 月前的样本，绿色债券与普通债券发行票面利率均值没有差异显著，同样表明在此阶段国内绿色债券不存在负的绿色溢价。对于 2022 年 1 月后的样本，绿色债券与普通债券发行票面利率均值在 1%水平上存在显著的负差异，即存在负的绿色溢价。结合表 8 及表 9 的结果表明，在全国碳市场建立前发行的我国绿色债券不存在负绿色溢价，在此之后发行的绿色债券则存在趋势性的显著的负绿色溢价，并且这个结论是稳健的。

**表 9 检验政策滞后性**

	2022 年 1 月前样本	2022 年 1 月后样本
绿色债券	3.983	3.239
普通债券	3.999	3.456
差异	-0.016	-0.217***
T 值	-0.136	-2.660

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%置信水平上显著。

## 八、结论及政策含义

本文基于国内市场数据的经验证据表明我国绿色债券并非始终存在负的绿色溢价。为了深入分析绿色溢价在怎样的情形下存在，本文从企业现金政策和风险管理的视角，选取资产回收率的变化反映投资者对绿色金融资产风险偏好程度的变化，基于风险收益均衡的资产定价原理及合约理论建立一个带有内生信贷约束条件的两阶段模型，量化讨论资产回收率及企业对按期偿还债务是有限承诺这两个内外生因素对各类债券信用利差的具体影响。将基于理论模型的一般结论应用到绿色债券和普通债券的信用利差研究中，我们便从理论上更深入地分析绿色溢价形成的微观机理。本文发现在绿色低碳政策持续推出和全国碳市场建立等标志性事件发生之前，绿色债券的信用利差不低于与之匹配的普通债券信用利差，即此阶段负的绿色溢价不显著存在。而在绿色低碳政策持续推出和全国碳市场建立发生之后的阶段，绿色投资的政策风险降低，棕色投资的风险提升，导致绿色资产回收率将逐步提升到较高水平，且棕色资产降低到较低的水平，棕色投资企业的信用风险也将提升，从而导致绿色债券具有



显著负的绿色溢价。这些理论模型得到的结果与国内债券市场的经验证据是一致的。

本文的研究具有以下政策含义。首先，本文建立的理论模型不仅给出了绿色债券是否存在负绿色溢价的合理解释，也能够被应用于绿色债券定价模型的研究中，从而提高绿色债券发行价格的准确性，在控制风险的基础上有效降低绿色投资企业的融资成本，提高市场配置资源的效率，对推进“双碳”目标顺利实现具有重要的实际价值。其次，本文关于资产回收率的变化对企业现金政策及信用风险影响机制的研究结论，为企业在低碳转型背景下采取动态适宜的风险管理策略和投融资决策提供了理论基础与实践依据，也为企业采取适当的现金政策提供了一定的科学依据和可参考的理论基准。因此从宏观视角出发，本文在微观层面的研究结论对于在“双碳”目标下指导如何防范系统性金融风险、保障金融安全具有一定的实际价值和理论意义。最后，本文研究表明持续推出落实绿色低碳转型政策、完善碳市场交易机制，对于提升市场和投资者对绿色项目投资的信心、降低绿色投资企业面临的产业政策风险，从而降低绿色债券信用利差和企业融资成本，促进产业绿色低碳转型、推进“双碳”目标实现具有关键作用。

#### 参考文献：

- [1] 高昊宇, 温慧愉. 生态法治对债券融资成本的影响——基于我国环保法庭设立的准自然实验[J]. 金融研究, 2021, (12): 133—151.
- [2] 林晚发, 刘岩, 赵仲匡. 债券评级包装与“担保正溢价”之谜[J]. 经济研究, 2022, (2): 192—208.
- [3] 牛华伟. 债务能力、流动性与风险管理——基于内生信贷约束的视角[J]. 系统管理学报, 2023, 32(4): 839—852.
- [4] 牛华伟. 代理成本与“信用价差之谜”[J]. 管理科学学报, 2016, 19(8): 54—66.
- [5] 吕怀立, 徐思, 黄珍等. 碳效益与绿色溢价——来自绿色债券市场的经验证据[J]. 会计研究, 2022, (8): 106—120.
- [6] 蒋非凡, 范龙振. 绿色溢价还是绿色折价? ——基于中国绿色债券信用利差的研究[J]. 管理现代化, 2020, 40(4): 11—15.
- [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] 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—193.
- [9] 徐思, 潘昕彤, 林晚发. “一带一路”倡议与公司债信用利差[J]. 金融研究, 2022, (2): 135—152.
- [10] 杨国超, 蒋安琪. 债券投资者的“保护盾”还是债务违约的“多米诺”——对债券交叉违约制度的分析[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 140—158.
- [11] 周宏, 林晚发, 李国平. 现金持有的内生性与企业债券信用利差[J]. 统计研究, 2015, 32(8): 90—98.
- [12] Agliardi, E., and R. Agliardi. Pricing Climate-related Risks in the Bond Market [J]. Journal of Financial Stability, 2021: 54.
- [13] Acharya, V., S. Davydenko, and I. Strebulaev. Cash Holdings and Credit Risk [J]. Review of Financial Studies, 2012, 25(12): 3572—3609.
- [14] Bagnoli, M., and T. Bergstrom. Log-concave Probability and Its Applications [J]. Economic Theory, 2005, 25: 445—69.
- [15] Bris, A., I. Welch, and N. Zhu. The Costs of Bankruptcy: Chapter 7 Liquidation versus Chapter 11 Reorganization [J]. Journal of Finance, 2006, 61(3): 1253—1303.
- [16] Chava, S., and R. Jarrow. Bankruptcy Prediction with Industry Effects [J]. Review of Finance, 2004, 9:

537–569.

- [17] Chen H. Macroeconomic conditions and the puzzles of credit spreads and capital structures [J]. 2010, 65: 2171–2212.
- [18] He Z., and W. Xiong. Rollover risk and credit risk [J]. *Journal of Finance*, 2012, 67: 391–429.
- [19] Chen L., P. Collin-Dufresne, and R. R. Goldstein. On the relation between the credit spread puzzle and the equity premium puzzle [J]. *Review of Finance Studies*, 2009, 22(9): 3367–3409.
- [20] Diamond, D., Y. Hu, and R. Rajan. Pledgeability, Industry Liquidity, and Financing Cycles [J]. *Journal of Finance*, 2020, 75(1): 419–461.
- [21] Dorfleitne, G., S. Utz, and R. Zhang. The Pricing of Green Bonds: External Reviews and the Shades of Green [J]. *Review of Managerial Science*, 2021, 16(3): 797–834.
- [22] Ericsson J., and Q. Renault. Liquidity and credit risk [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61: 263–286.
- [23] Flammer, C. Corporate Green Bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 499–516.
- [24] Holmstrom, B., and J. Tirole. Liquidity and Risk Management [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2000, 32 (3): 295–319.
- [25] Hu, X, A. Zhong, and Y. Cao. Greenium in the Chinese Corporate Bond Market [J]. *Emerging Markets Review*, 2022, 53.
- [26] Hyun, S., D. Park, and S. Tian. Pricing of Green Labeling: A Comparison of Labeled and Unlabeled Green Bonds. *Finance Research Letter*, 2021, 41.
- [27] Jermann, U., and V. Quadrini. Macroeconomic Effects of Financial Shocks [J]. *American Economic Review*, 2012, 102: 238–271.
- [28] Jiang, Y., J. Wang, Z. Ao, and Y. Wang. The Relationship between Green Bonds and Conventional Financial Markets: Evidence from Quantile-on-quantile and Quantile Coherence Approaches [J]. *Economic Modelling*. 2022, 116.
- [29] Jin, J., L. Han, L. Wu, and H. Zeng. The Gedging Effect of Green Bonds on Carbon Market Risk [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2020, 71.
- [30] Li, H., Q. Li, X. Huang, and L. Guo. Do Green Bonds and Economic Policy Uncertainty Matter for Carbon Price? New Insights from A TVP-VAR Framework [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 86.
- [31] Li, H., D. Zhou, J. Hu, and L. Guo. Dynamic Linkages Among Oil Price, Green Bond, Carbon Market and Low-carbon Footprint Company Stock Price: Evidence from the TVP-VAR Model [J]. *Energy Reports*, 2022, 8: 11249–11258.
- [32] Miao, J., and P. Wang. Asset Bubbles and Credit Constraints [J]. *American Economic Review*, 2018, 108(9): 2590–2628.
- [33] Nikolov, B., and T. Whited. Agency Conflicts and Cash: Estimates from A Dynamic Model [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69: 1883–1921.
- [34] Niu, H., and W. Hua. An Endogenous Structural Credit Risk Model Incorporating with Moral Hazard and Rollover Risk [J]. *Economic Modelling*, 2019, 78(5): 47–59.
- [35] Ohlson, J. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy [J]. *Journal of Accounting Research*, 1980, 18: 1091–31.
- [36] Reboredo, J. C., and A. Ugolini. Price Connectedness between Green Bond and Financial Markets [J]. *Economic Modelling*. 2020, 88: 25–38.
- [37] Ren, X., Y. Li, C. Yan, F. Wen, and Z. Lu. The Interrelationship between the Carbon Market and the Green Bonds Market: Evidence from Wavelet Quantile-on-quantile Method [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 179.
- [38] Sharpe, S. A., and G. A. Suarez. Why Isn't Business Investment More Sensitive to Interest Rates? [J].

- Management Science, 2021, 67(2): 720–741.
- [39] Shumway, T. Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model [J]. *Journal of Business*, 2001, 74: 101–124.
- [40] Tang, D. Y., and Y. Zhang. Do Shareholders Benefit from Green Bonds? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 61.
- [41] Wu, Y. Are Green Bonds Priced Lower than Their Conventional Peers? [J]. *Emerging Markets Review*, 2022, 52.
- [42] Xu, G, N, Lu, and Y. Tong. Greenwashing and Credit Spread: Evidence from the Chinese Green Bond Market. *Finance Research Letter*, 2022, 48.
- [43] Zerbib, O. D. The Effect of Pro-environmental Preferences on Bond Prices: Evidence from Green Bonds [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2019, 98:39–60.
- [44] Zhang, R., Y. Li, and Y. Liu. Green Bond Issuance and Corporate Cost of Capital [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2021, 69.
- [45] Zhong, H. A Dynamic Model of Optimal Creditor Dispersion [J]. *Journal of Finance*, 2021, 76(1): 267–316.

## **Is There A Greenium in Bond Market of China? A Perspective from Cash Policy and Risk Management of the Firm**

NIU Hua-wei, LIU Huai-xun, CUI Wen-long

(School of Economics and Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116)

**Abstract:** Whether there is a negative greenium in bond market of China has been paid attention by both the academia and the industry recently. This paper firstly uses the data of domestic green bonds issued from 2016 to 2023 to obtain matching samples through manual matching method, and make empirical analysis to show that there is no significant negative greenium in the full sample and the sample before the establishment of the national carbon market, but there is a significant negative greenium in the sample after the establishment of the national carbon market. In order to further explain the empirical results and analyze how the greenium of domestic green bond is affected, we choose the recovery rates of green assets and brown assets to reflect the impact of the establishment of the carbon market and the green low-carbon policies on investors' green asset preferences. The paper proposes a theoretical model with endogenous credit constraints under the framework of contract theory, which combines the agency problem caused by the limited commitment on bond repayment of the entrepreneur and the recovery rate of firm assets. The endogenous and exogenous factors are unified in a theoretical framework to quantitatively study the impacts mechanism of recovery rates and agency problems on the optimal cash holdings and credit spreads of the bonds. Based on the conclusion of the theoretical model, this paper gives a reasonable explanation for the existence of negative greenium, and the theoretical results of our model is consistent with the empirical evidence of green premium. The study of this paper is helpful to further understand the micro-mechanism of greenium formation in the bond market of China, and has theoretical value and practical significance for further understanding the green bond pricing and the green financial system building.

**Key Words:** greenium; credit risk; recovery rate; endogenous credit constraints; “dual carbon” policy

**JEL Classification:** G32, G11, C70

附录 A: 性质 1 的证明

证明: 由于均衡状态下最优投资规模  $I^*$  满足一阶条件 (11), 我们首先定义函数  $m(I^*, \alpha)$  为如下形式

$$m(I^*, \alpha) = [f'(I^*) - 1] - (1 - \alpha f'(\alpha I^*)) [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B). \quad (\text{A1})$$

注意到  $c^* = B + A - I^*$ , 因此由隐函数定理得到

$$\frac{\partial c^*}{\partial \alpha} = -\frac{\partial I^*}{\partial \alpha} = -\left(-\frac{\partial m / \partial \alpha}{\partial m / \partial I^*}\right) = \frac{\partial m / \partial \alpha}{\partial m / \partial I^*}. \quad (\text{A2})$$

首先考虑  $\partial m / \partial \alpha$ , 将  $m(I^*, \alpha)$  的表达式 (A1) 带入, 我们有

$$\begin{aligned} \frac{\partial m}{\partial \alpha} &= \frac{\partial}{\partial \alpha} \left\{ [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B) \alpha f'(\alpha I^*) - [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B) \right\} \\ &= [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda'(\rho_B) (f'(\alpha I^*))^2 \alpha I^* + f'(\alpha I^*) I^* \lambda(\rho_B) \\ &\quad + [f(I^*) - f(\alpha I^*) - f'(\alpha I^*) \alpha I^* - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B) f'(\alpha I^*) \\ &\quad + [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B) f''(\alpha I^*) \alpha I^* - [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda'(\rho_B) I^* f'(\alpha I^*) \\ &= [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \left\{ \lambda'(\rho_B) (f'(\alpha I^*))^2 \alpha I^* + \lambda(\rho_B) f'(\alpha I^*) \right. \\ &\quad \left. + \lambda(\rho_B) f''(\alpha I^*) \alpha I^* - \lambda'(\rho_B) f'(\alpha I^*) I^* \right\} + \lambda(\rho_B) f'(\alpha I^*) \{ I^* - \alpha I^* f'(\alpha I^*) \}, \end{aligned}$$

整理上式得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial m}{\partial \alpha} &= \left\{ [\alpha f'(\alpha I^*) - 1] \lambda'(\rho_B) f'(\alpha I^*) I^* + \lambda(\rho_B) [f'(\alpha I^*) + f''(\alpha I^*) \alpha I^*] \right\} \\ &\quad \cdot [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] + \lambda(\rho_B) f'(\alpha I^*) I^* [1 - \alpha f'(\alpha I^*)]. \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

对于式 (A3) 右手项中的第一项和第二项系数的正负符号, 我们在下面分情况逐一讨论。

记函数  $F(\alpha) := \alpha f'(\alpha I^*)$ , 注意到  $f(\cdot)$  是凹函数, 即  $f''(\cdot) < 0$  且  $f'(\cdot) > 1$ ,  $f'(\alpha I)$  随着  $\alpha$  的增加减少且减少的速度逐渐放慢 (否则的话  $f'(\cdot) > 1$  不可能一致成立), 因此  $\alpha f'(\alpha)$  是关于  $\alpha$  的增函数。这样,  $F(\alpha)$  关于  $\alpha$  的一阶导数为正, 即

$$F'(\alpha) = f'(\alpha I^*) + f''(\alpha I^*) \alpha I^* > 0. \quad (\text{A4})$$

对于函数  $f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1$ , 我们知道其是  $\alpha$  的减函数, 由  $\alpha_1$  的定义可知, 当  $\alpha < \alpha_1$  时,  $f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1 > 0$  且  $1 - \alpha f'(\alpha I^*) > 0$ 。同时, 对于风险率  $\lambda(\cdot)$ , 由假设和前面的分析可知  $\lambda' < 0$ 。这样, 当  $\alpha < \alpha_1$  时, 式 (A3) 右手项的各项系数均为正号, 即  $\partial m / \partial \alpha > 0$ , 对于任意的  $\alpha < \alpha_1$  成立。

由  $\alpha_2$  的定义可知, 如果  $\alpha_2 = \tilde{\alpha}_1$ , 有  $f(I^*) - f(\alpha_2 I^*) - \bar{x}_1 = 0$  且  $1 - \alpha_2 f'(\alpha_2 I^*) < 0$ 。此时, 式 (A3) 重新写为

$$\frac{\partial m}{\partial \alpha} = \lambda(\rho_B) f'(\alpha I^*) I^* [1 - \alpha f'(\alpha I^*)] < 0.$$

如果  $\alpha_2 = \tilde{\alpha}_2$ , 有  $f(I^*) - f(\alpha_2 I^*) - \bar{x}_1 < 0$  且  $1 - \alpha_2 f'(\alpha_2 I^*) = 0$ , 则式 (A3) 重新写为

$$\frac{\partial m}{\partial \alpha} = \lambda(\rho_B) [f'(\alpha I^*) + f''(\alpha I^*) \alpha I^*] [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] < 0.$$

这样, 当  $\alpha = \alpha_2$  时, 我们知道  $\partial m / \partial \alpha < 0$ 。由于式 (A3) 表明  $\partial m / \partial \alpha$  是关于  $\alpha$  的连续函数, 因此由连续函数的保号性可知, 存在一个常数  $\bar{\alpha} > \alpha_2$ , 使得对于任意的  $\alpha \in (\alpha_2, \bar{\alpha})$ , 一阶导数  $\partial m / \partial \alpha < 0$

总是成立。

类似的，下面考虑函数  $m(I^*, \alpha)$  关于  $I^*$  的一阶导数  $\partial m(I^*, \alpha) / \partial I^*$  的正负号。通过计算得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial m}{\partial I^*} &= f''(I^*) + [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda'(\rho_B) [\alpha f'(\alpha I^*) - 1]^2 \\ &\quad + [f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B) \alpha^2 f''(\alpha I^*) \\ &\quad + [f'(I^*) - \alpha f'(\alpha I^*)] \lambda(\rho_B) [\alpha f'(\alpha I^*) - 1]. \end{aligned} \quad (A5)$$

记函数  $g(\alpha) = f'(I^*) - \alpha f'(\alpha I^*)$ ，则由式 (A4) 可知，对于任意的  $\alpha < 1$ ，函数  $g(\alpha)$  的一阶导数为负，即

$$g'(\alpha) = -f'(\alpha I^*) - \alpha I^* f''(\alpha I^*) < 0.$$

这样，当  $\alpha < \alpha_1$  时，易知  $\partial m(I^*, \alpha) / \partial I^* < 0$ 。事实上，在此情形下  $1 - \alpha f'(\alpha I) > 0$  且  $f(I) - f(\alpha I) - \bar{x}_1 > 0$ ，又由于  $\lambda' \leq 0$  及  $f'' < 0$ ，因此式 (A5) 右手项的四项均为负数。

当  $\alpha > \alpha_2$  时，同样的，由  $\alpha_2$  的定义可知  $f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1 < 0$  且  $1 - \alpha f'(\alpha I^*) < 0$ ，并且由一阶最优条件式 (11) 得到  $f'(I^*) > 1$ 。注意到  $I^*$  为最优投资规模，且  $\partial m(I^*, \alpha) / \partial I^*$  是关于  $I^*$  的连续函数，则由最优投资规模的定义可知，此时  $\partial m(I^*, \alpha) / \partial I^* < 0$ 。否则的话，如果  $\partial m(I^*, \alpha) / \partial I^* > 0$ ，则存在某一任意靠近且大于  $I^*$  的投资规模  $\tilde{I}$ ，使得企业的权益价值  $E$  在  $\tilde{I}$  处的导数大于 0，即

$$\left. \frac{\partial E}{\partial I} \right|_{I=\tilde{I}} = G(\rho_B) \left\{ [f'(I) - 1] + [f(I) - f(\alpha I) - \bar{x}_1] \lambda(\rho_B) [\alpha f'(\alpha I^*) - 1] \right\} \Big|_{I=\tilde{I}} > 0,$$

这样  $E$  在  $\tilde{I}$  处的值大于其在  $I^*$  处的值，而这与  $I^*$  为最优投资规模相矛盾。由此，当  $\alpha > \alpha_2$  时， $\partial m(I^*, \alpha) / \partial I^* < 0$  亦成立。

结合上述证明的结论，再由式 (A2) 可知下式成立

$$\frac{\partial c^*}{\partial \alpha} = -\frac{\partial I^*}{\partial \alpha} = \frac{\partial m}{\partial \alpha} / \frac{\partial m}{\partial I^*} = \begin{cases} < 0, & \alpha < \alpha_1, \\ > 0, & \alpha \in (\alpha_2, \bar{\alpha}), \end{cases}$$

因此性质 1 的结论得证。Q.E.D.

## 附录 B：性质 2 的证明

**证明：**由式 (18) 可知， $ds/d\alpha$  的符号由  $f'(\alpha I)I + \partial c/\partial \alpha$  的符号决定。性质 1 的结论表明，当资产回收率  $\alpha \in (\alpha_2, \bar{\alpha})$  时，我们有  $\partial c/\partial \alpha > 0$ ，其中  $\alpha_2$  和  $\bar{\alpha}$  在性质 1 中给出。又由于  $f'(\alpha I) > 0$  始终成立，因此在  $\alpha \in (\alpha_2, \bar{\alpha})$  的情形下，可得  $ds/d\alpha < 0$ 。

下面考虑资产回收率  $\alpha < \alpha_1$  的情形，性质 1 表明此时  $\partial c/\partial \alpha < 0$ ，这样需要进一步讨论  $f'(\alpha I)I + \partial c/\partial \alpha$  的符号。由式 (A2)、式 (A3) 和式 (A5) 可知，

$$\begin{aligned} & f'(\alpha I^*)I^* + \frac{\partial c^*}{\partial \alpha} \\ &= \left[ f'(\alpha I^*)I^* \cdot \frac{\partial m}{\partial I^*} + \frac{\partial m}{\partial \alpha} \right] \cdot \frac{1}{\partial m / \partial I^*} \\ &= \frac{f''(I^*)f'(\alpha I^*)I^* + D_1(\alpha) + D_2(\alpha) + D_3(\alpha)}{f''(I^*) + K(I^*, \alpha) [\lambda' L^2(I^*, \alpha) + \lambda \alpha^2 f''(\alpha I^*)] + [f'(I^*) - \alpha f'(\alpha I^*)] \lambda L(I^*, \alpha)} \end{aligned} \quad (A6)$$

其中, 函数  $K(I^*, \alpha) = f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1$ ,  $L(I^*, \alpha) = \alpha f'(\alpha I^*) - 1$ , 并且

$$D_1(\alpha) = K(I^*, \alpha) \left\{ f'(\alpha I^*) I^* \lambda' [1 - \alpha f'(\alpha I^*)] (-\alpha f'(\alpha I^*)) \right\},$$

$$D_2(\alpha) = K(I^*, \alpha) \lambda \left\{ f'(\alpha I^*) + f''(\alpha I^*) \alpha I^* + \alpha^2 f''(\alpha I^*) f'(\alpha I^*) I^* \right\},$$

$$D_3(\alpha) = [1 - \alpha f'(\alpha I^*)] \lambda(\rho_B) f'(\alpha I^*) I^* \cdot \left\{ 1 - [f'(I^*) - \alpha f'(\alpha I^*)] \right\}.$$

对于  $\alpha = 0$ , 假设  $[f(I^*) - \bar{x}_1] \lambda > -f''(I^*) I^*$ , 直接计算可以得到下面的不等式成立

$$f''(I^*) f'(0) I^* + D_2(0) > 0.$$

同时易知此时式 (A6) 的分母为负。又由于假设对于任意的  $\alpha > 0$ ,  $1 + \alpha f'(\alpha I^*) > f'(I^*)$ , 因此当  $\alpha \in (0, \alpha_1)$  时,  $D_3(0) > 0$ 。进一步, 对于  $\alpha < \alpha_1$ ,  $f(I^*) - f(\alpha I^*) - \bar{x}_1 > 0$  并且  $1 - \alpha f'(\alpha I^*) > 0$ , 因此  $D_1(\alpha)$  始终为正。这样, 注意到  $f''(I^*) f'(\alpha I^*) I^* + D_2(\alpha)$  以及  $f'(\alpha I^*) I^* + \partial c^* / \partial \alpha$  是  $\alpha$  的连续函数, 由连续函数的保号性可知, 存在一个常数  $\underline{\alpha} > 0$ , 使得对于任意的  $\alpha < \underline{\alpha} < \alpha_1$ ,  $f'(\alpha I^*) I^* + \partial c^* / \partial \alpha < 0$  依然成立。再由式 (18) 可知, 在  $\alpha \in (0, \underline{\alpha})$  的情形下,  $ds/d\alpha > 0$  成立, 性质 2 的结论得证。 *Q.E.D.*