

气候政策不确定性与企业债券发行

——基于债券信用利差的经验证据

汪 顺, 周泽将

(安徽大学 商学院, 安徽 合肥 230601)

摘要:随着气候问题愈发严峻,气候政策的重要性也与日俱增,已有文献大多聚焦于物理层面气候风险的经济影响,较少探究气候政策不确定性亦即政策层面风险的潜在效应。债券发行作为企业转型升级的重要资金来源,是否会受到外部气候政策不确定性的影响?为此,文章首先构建了公司层面的气候政策不确定性指标,实证检验了其对企业债券信用利差的影响。结果显示,企业面临的气候政策不确定性每上升一个标准差,其债券信用利差约上升5.20%,经过工具变量回归等一系列稳健性检验后,上述正向效应仍保持显著。机制检验表明,气候政策不确定性同时增加了企业的财务风险与非财务风险,进而影响到债券发行的风险溢价,而异质性分析则表明,上述效应在受冲击幅度较大、风险免疫力较差以及政策纾困力度较小的企业样本中更为显著。经济后果检验则表明,气候政策不确定性不仅会导致债券发行成本的上升,也不利于企业的绿色高质量转型。

关键词:气候政策不确定性;债券信用利差;气候风险;风险溢价;非财务风险

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2023)06-0059-15

一、引言

近年来,全球范围内极端气候事件发生的频率和强度不断增大,对人类生产生活、社会平稳运行产生了显著的负面影响,应对气候变化已是刻不容缓。由于气候问题存在显著的外部性特征,仅凭各经济主体的自觉行动难以实现有效应对,需要政府出台相关政策以引导市场资源配置,推进气候治理。作为负责任的大国,中国已制定和实施了一系列气候政策,并取得了积极成效。但需要特别重视的是,由于频繁且缺乏协同的气候政策同样会引发合成谬误,且经济主体无法确切预知政府是否、何时以及如何改变现行政策,因而同样会造成气候政策不确定性(Mayer, 2002)。根据Lee和Cho(2022)的测算,近年来中国的宏观气候政策不确定性呈现出快速上升的态势,其潜在影响同样不容忽视,亟待学界开展相关探索性研究工作。

以往文献已经关注到气候物理风险的重要影响。Liang等(2017)发现气候风险直接降低了农业生产率,Hsiang(2017)则进一步指出全球变暖等气候问题导致了死亡率和犯罪率的上升;Zhang等(2018)以个体企业为研究对象,发现以高温为代表的气候风险会对企业生产率产生显著的负面影响。另外,金融市场作为一个对风险极其敏感的部门,同样会对气候风险给出相

收稿日期:2023-04-03

基金项目:国家社会科学基金青年项目“企业融资约束的碳锁定效应及其解锁策略研究”(22CJY032)。

作者简介:汪 顺(1993—),男,安徽枞阳人,安徽大学商学院讲师、管理学博士;

周泽将(1983—),男,安徽枞阳人,安徽大学商学院教授、管理学博士(通讯作者)。

应的定价(Bauer和Rudebusch, 2021)。Painter(2020)发现,受海平面上升风险影响更大地区所发行的市政债券利率显著更高。然而,对于以气候政策不确定性为代表的政策层面风险及其经济影响,现有文献的关注则明显不足。根据清华大学绿色金融发展研究中心开发的气候转型风险测算模型,中国煤电企业的债务违约概率将从2020年的3%左右上升到2030年的22%左右,这将直接影响到企业的融资成本^①,从侧面说明了以气候政策不确定为代表的转型风险同样具有深刻的经济影响。

鉴于此,本文选择企业债券发行作为研究气候政策不确定性微观经济后果的切入点。之所以选择企业债券融资,有以下两方面的原因:一方面,中国债券市场规模稳居世界第二位,截至2022年12月末,债券市场托管余额已达144.8万亿元,其中当年新发行债券中公司信用类债券占比高达22.29%,债券融资已然成为企业外部融资的主要方式之一(杨李华等, 2022);另一方面,稳健推进气候治理必然要求调动企业主体的积极性,而过高的债券信用利差恰恰从融资成本角度掣肘了企业发展。因此,聚焦气候政策不确定性对企业债券发行的影响,不仅有利于探究政策风险影响融资成本的内在逻辑,还能够揭示气候政策变动对企业的经济后果,进而为宏观政策制定提供一定参考。

在Lee和Cho(2022)以及Gavriilidis(2021)提出的宏观气候政策不确定性指数的启发下,本文首先构建了微观企业层面的气候政策不确定性指数,并将其与上市公司债券发行数据相匹配,就气候政策不确定性对企业债券信用利差的影响及其作用机制和经济后果进行了实证考察。研究发现,气候政策不确定性显著增加了企业债券信用利差,且这一结论在经过熵平衡法匹配、工具变量回归等一系列稳健性检验后依然成立。机制识别结果显示,气候政策不确定性同时增加了企业的财务风险和非财务风险,提高了市场对风险溢价的要求,进而增加了企业的债券融资成本。异质性分析结果表明,气候政策不确定性的影响在所受外部风险冲击幅度较大、风险免疫能力较弱、政策纾困力度较小的企业样本中更为显著。经济后果分析显示,面对气候政策不确定性导致的债券融资成本上升困境,企业绿色创新能力下降,全要素生产率水平下滑,不利于企业的绿色高质量发展。

本文的边际贡献主要体现在如下三方面:首先,将气候政策不确定性这一定价因子的影响范围从股票市场拓宽至债券市场。尽管已有文献已经部分关注到了气候政策不确定性的定价效应,却往往局限于股票市场、能源市场等角度(Bouri等, 2022),尚未有研究从债券市场的角度探讨气候政策不确定性的定价效应。与股票市场、能源市场等相比,债券市场的规模更大,发展速度也更快,在中国经济运行中发挥着重要作用。探索气候政策不确定性因子对于债券市场定价的影响,可对现有的气候风险定价类文献提供有益的补充。其次,本文将气候政策要素纳入企业债券融资行为的研究领域。已有文献已从企业特质和外部环境等角度考察了企业债券融资行为的影响因素,如公司治理水平(周宏等, 2018)、政府隐性担保(韩鹏飞和胡奕明, 2015)等,还有部分文献则沿用Baker等(2016)的思路,研究普遍意义上的经济政策不确定性对于债券市场的影响(陈选娟等, 2022),鲜有文献从气候变化的视角进行研究。此外,Painter(2020)虽然指出了气候变化对于市政债券定价的影响,却仍然局限于物理维度的海平面上升风险,而本文则从气候政策不确定性这一独特维度,进一步拓展了现存的债券融资行为研究。最后,本文揭示了气候政策不确定性影响债券信用利差的内在逻辑,即气候政策不确定性同时增加了企业的财务风险和非财务风险,提高了市场对风险溢价的要求,进而增加了债券融资成本。这说明不确定的气候政策同样会造成企业的融资困境,这一结果也为政府部门制订

^①详见新浪财经报道:<https://finance.sina.com.cn/wm/2020-10-15/doc-iiznetkc5610931.shtml>。

积极稳妥的气候政策,并适度保持政策稳定性提供了理论依据。

二、理论假设

根据信号传递理论,债券信用利差体现了投资者对于风险信号的感知与预期,而企业作为债券的发行主体,当其经营风险较高时,违约风险同样随之增加,投资者也会因此要求更高的信用利差作为风险补偿。那么,气候政策不确定性作为一种外部冲击是否会内化为企业自身风险信号,并改变其债券融资成本?本文将从财务风险和非财务风险两个角度分别加以阐释。

一方面,气候政策不确定性增加了企业的财务风险。其一,按照实物期权理论,过高的气候政策不确定性会使得企业推迟投资项目(刘贯春等,2019),作出偏保守的财务决策,如持有更多的现金以应对气候风险,但过多的现金持有也会降低现金的边际价值。其二,在政策环境的不断变动下,外部融资渠道受到一定的影响,此时即便企业已作出了偏保守的投资决策,仍然可能面临较大的外部资金尤其是长期外部资金的缺口,而这种囿于外部不确定性所导致的企业投融资期限错配同样将放大企业的财务风险(李增福等,2022)。其三,气候政策不确定性所带来的部分风险无法完全分散,引致了贴现率的上升进而压低了资产价格,资产风险也随之增加,而过于保守的投资决策同样会使得企业投资偏离其最优水平,出现投资不足,不利于企业的投资业绩与市场价值的提升(Klein和Marquardt,2006),增加了财务风险。其四,气候政策不确定性同样有着经济政策不确定性的共性问题,即政策波动拉大了企业高管等内部人与外部利益相关者的信息鸿沟,引发了严重的代理问题,进而增加了企业的债务违约风险(张洪辉等,2020),而上述财务风险信号均会导致潜在的债权人要求更高的风险溢价作为补偿,并最终造成债券发行定价水平的提高。

另一方面,气候政策不确定性也有可能增加企业的非财务风险。由于企业低碳转型同样需要较大的成本投入,无法由企业主体自发完成(Xu和Kim,2022),而较高的气候政策不确定性意味着其影响是忽松忽紧的,在宽松的气候政策下,企业低碳转型收益低而成本高,低碳转型投资的期权价值将显著降低。参照实物期权理论,管理者同样会趋于谨慎投资以等待更明朗的政策信息,履行环境社会责任的积极性有所减弱。另外,政策监管在企业ESG转型中发挥着重要作用,气候政策不确定性较高时意味着履行(或不履行)当前政策规定可能无法获得预期的补助(或惩罚),企业的适应合法性和战略合法性动机有所减弱(解学梅和朱琪玮,2021),进一步强化了发债主体的ESG风险。与之同时,根据周宏等(2016)对于企业ESG与社会责任行为为代表的非财务风险信号的研究,在不对称的信息环境下,过高的非财务风险将直接推高企业的资本成本,提升债券风险溢价。综上,本文提出如下假设:

假设1:气候政策不确定性会增加企业债券信用利差,不确定性越高,信用利差增加幅度越大。

根据信号传递理论,即使外部气候政策不确定性相同,由于宏观气候政策不确定性所带来的风险并非直接作用于个体企业,因此,不同企业所受风险冲击幅度并不相同,这会直接影响风险信号的大小。具体而言,本文主要考察了产权性质和市场风险的异质性影响。首先,与非国有企业相比,国有企业通常规模较大,拥有更多的固定资产和抵押品,且由于其天然的政治属性,分担了政府的部分公共职能,能够得到政府的隐性担保(林毅夫和李志赞,2004),受外部风险冲击幅度更小,违约风险更低。此外,处于垄断行业的企业具有市场支配地位,较强的议价能力使其可通过价格将风险转嫁至产业链其他环节。同时,投资者往往基于融资者市场地位敲定资金成本,垄断企业凭借垄断资源享有超额收益,预期能够有更稳定的现金流支持利息或其他还款支出,因而更容易融得外部资金以应对风险(王彦超等,2020),风险信号更小,债券

信用利差也相应较少受到政策风险的影响。据此,本文提出假设2a:

假设2a: 限定其他条件,企业受风险冲击的幅度越大,气候政策不确定性对债券信用利差的影响越显著。

即使气候政策不确定性相同,外部风险传导也一致,企业间迥异的风险免疫能力也会影响企业在气候政策不确定性下的债券融资成本,因为免疫能力代表了企业治理风险、化解风险的能力,可有效对冲风险信号。具体而言,本文主要考察了内部免疫能力(内部控制质量)与外部免疫能力(外部关系网络)的影响。从内部免疫能力来看,高质量的内控体系是企业风险管理的核心,不仅有助于企业应对特征风险,还有助于其应对诸如气候政策不确定性这样的系统风险(方红星和陈作华, 2015)。从外部免疫能力来看,由于关系型交易在中国经济活动中的重要地位,关系网络更宽的企业可以获取直接的信息优势,有助于管理者更准确地预期未来政策的变动方向,在一定程度上降低气候政策的不确定性。另外,当气候政策发生变动时,企业凭借关系网络优势也可以更好地获取资源,分担风险(张敏等, 2015)。综上,内外部风险免疫力让企业在气候政策不确定性面前最大程度地保持了经营的稳健性,缓解了风险信号,进而使其债券融资成本受影响较小。据此,本文提出假设2b:

假设2b: 限定其他条件,企业的风险免疫力越弱,气候政策不确定性对债券信用利差的影响越显著。

企业应对气候政策不确定性不仅需要依赖自身的风险免疫力,还需要外部政策的纾困效应,从而在宏观层面协调治理潜在风险。鉴于企业低碳转型亟需大量的金融资源投入(Xu和Kim, 2022),因此通过绿色金融政策体系引导资金的合理配置更为必要,本文主要考察了绿色金融环境和绿色债券溢出的纾困效应。绿色金融政策可起到优化金融资源配置的作用,即使面临相同的气候政策不确定性,当地区绿色金融发展较好时,由于企业的绿色低碳转型与金融资源的配置方向高度吻合,转型企业可以用较低的融资成本获得金融支持,有效降低企业的转型风险。另外,通过发行绿色债券,企业可以更好地传递其环境承诺(Flammer, 2021),且当企业所处行业发行绿色债券较多时,还可以产生信息溢出效应,有效提振投资者的行业信心(吴育辉等, 2022),缓解气候政策不确定性的影响,降低行业融资成本。据此,本文提出:

假设2c: 限定其他条件,外部政策纾困力度越弱,气候政策不确定性对债券信用利差的影响越显著。

综上所述,本文绘制了如图1所示的逻辑框架图。

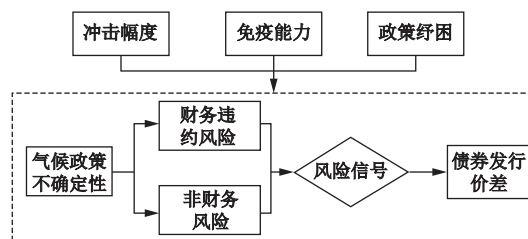


图1 理论框架图

三、研究设计

(一) 数据说明

本文构建的企业气候政策不确定性指数综合使用了宏观CPU指数和企业气候变化评级分

数数据。其中,宏观CPU指数系参考Lee和Cho(2022)的研究,通过爬取社交媒体的气候政策不确定性相关主题的推文数据测算得到,而气候变化评级分数数据则源自秩鼎ESG数据库,鉴于该数据库提供了自2014年起A股上市公司ESG评级以及相应的细分指标,因此,本文的研究样本同样开始于2014年,另外由于债券相关变量我们进行了推后一期处理(即 $t+1$ 处理)。对于气候政策不确定性以及公司层面的各控制变量,均为2014—2020年;但对于被解释变量债券信用利差以及其他债券层面控制变量,均为2015—2021年。详细的债券数据来自于Wind数据库,而作为债券发行主体的上市公司数据则来自于国泰安数据库。此外,本文对初始数据进行了如下处理:(1)选择上市公司于公开市场发行的公司债、企业债、(超)短期融资券以及中期票据等债券;(2)剔除样本期内经营状况异常的ST类上市公司;(3)剔除金融保险类样本;(4)剔除变量观测值缺失的样本;(5)对所有连续变量做上下1%的缩尾处理;最终得到6 197个公司年度样本。

(二) 关键变量定义

1.气候政策不确定性。随着全球气候变化问题愈发严峻,气候政策在经济系统中扮演着愈发重要的作用。Gavriilidis(2021)通过检索美国8家主要报纸含有气候政策、碳排放、不确定性、监管等相关词汇的报道计算得到美国月度的宏观气候政策不确定性指数(CPU)。Xu等(2022)、Lee和Cho(2022)则对中国宏观气候政策不确定性指数的测算方式进行了针对性修正,其中Xu等(2022)延续了已有的新闻文本测度思路,但Lee和Cho(2022)则认为由于传统媒体报喜不报忧的报道特性,以及传统中心化媒体的媒体偏差(Media bias)问题(Qin等,2018),上述测算方式同样存有一定的误差,相较之下,社交媒体等新兴媒体平台中心化程度较低,所受干扰较小。因此,该文章通过爬取社交媒体上含气候政策不确定性主题的推文数据来修正上述媒体偏差,用以测算中国宏观层面的月度气候政策不确定性指数。在综合比较后,本文沿用了Lee和Cho(2022)的测算结果作为宏观CPU指数的代理指数,鉴于该数据为月度时间序列数据,因此,参考已有研究的常用方法(刘贯春等,2019),以月度气候政策不确定性指数为基础,使用其年度均值进一步计算了年度层面的中国气候政策不确定性指数作为宏观气候政策不确定性的衡量指标。

另外,考虑到不同企业间受气候政策不确定性冲击的影响差异显著,且宏观政策与微观企业间存在着维度差异,直接使用宏观的气候政策不确定性指数(CPU指数)有两个问题:其一,如果所有企业在相同时点都共享一个CPU指数,这意味着所有企业面临着同样的不确定性,这显然与现实有一定的出入;其二,由于宏观CPU指数随着时间变动,模型中无法控制同频率的时间效应,因此也无法剔除其他同期宏观政策因素的干扰(聂辉华等,2020)。因此,在刻画气候政策不确定性的冲击时,同样有必要对企业自身的气候变化评级信息(即个体受冲击影响幅度)维度进行充分考察。

简而言之,假设一个是气候转型情况良好、转型风险较低的低碳型企业,而另一个则是气候转型情况不佳、转型风险较高的两高型企业,在面临相同的宏观冲击时,自身气候转型程度更高的企业其所面临的冲击程度也是明显更低的(Ilhan等,2021)。这也意味着,气候政策不确定性的冲击效应大小,不仅仅取决于宏观冲击的大小,也受到企业自身转型情况的直接影响。基于这一逻辑,参考Qian(2008)一系列文献的做法,本文兼顾考虑了宏观CPU指数(时间冲击维度)以及企业自身的气候变化评级信息(个体受冲击影响幅度)两个维度,并将气候政策不确定性指数设置成宏观CPU指数与企业气候变化评级分数score的乘积,即 CPU_score ,从而设计出一个更加符合政策传导实际情况的综合指标。具体而言,本文对CPU指数进行了归一化处理,对气候变化得分首先进行了符号化处理,使得气候变化得分越高,气候变化表现越差。随后进行了均值为0、标准差为1的标准化处理,以消除量纲差异。另外,气候变化评级得分由三个二级指标,即节能政策、环境排放和气候风险合成而来,根据TCFD所提供的《气候相关财务披

露建议结论报告》的界定与区分 (<https://www.tcfhub.org/cn/>), 这一得分较好地反映了企业的气候转型风险, 具体数据来自秩鼎数据库。

2. 债券信用利差。债券信用利差即债券的风险溢价水平为本文的核心被解释变量。参考Gong等(2018)的研究, 本文以债券的到期收益率与相同剩余期限国债收益率之差衡量, 即发行时的信用利差。需要指出的是, 由于部分债券期限与国债期限并不完全匹配, 对未能匹配的债券, 本文使用了插值法计算了相同剩余期限的国债利率。

(三) 计量模型设计

为探究气候政策不确定性对企业债券信用利差的影响, 本文构建如下计量经济模型:

$$\begin{aligned}
 Spread_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 CPU_score_{i,t} + \beta_2 Bondsize_{i,t+1} + \beta_3 Bondterm_{i,t+1} + \beta_4 Bondrate_{i,t+1} \\
 & + \beta_5 Bondtype_{i,t+1} + \beta_6 Ratetype_{i,t+1} + \beta_7 Bdtp_{i,t+1} + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Lev_{i,t} + \beta_{10} Roa_{i,t} \\
 & + \beta_{11} Tobinq_{i,t} + \beta_{12} Listage_{i,t} + \beta_{13} Share1_{i,t} + \beta_{14} Inderatio_{i,t} \\
 & + Bdtp + Year + Ind + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

按照已有政策不确定性和债券信用利差方面文献的通常做法(宋建波和冯晓晴, 2022), 本文核心被解释变量为债券信用利差(*Spread*), 而模型的核心解释变量*CPU_score*为企业当期气候政策不确定性。此外, 参考张春强等(2019)的研究, 本文从债券层面和公司层面分别选取了相应的控制变量。具体来看, 从债券层面方面选取的控制变量为推后一期(*t+1*期)的债券发行规模(*Bondsize*)、债券期限(*Bondterm*)、信用评级(*Bondrate*)、利率类型(*Ratetype*)、债券类型(*Bdtp*), 从公司层面选取的控制变量有当期的企业规模(*Size*)、资本结构(*Lev*)、总资产净利率(*Roa*)、成长性(*Tobinq*)、企业年龄(*Listage*)、大股东持股(*Share1*)、独董比率(*Inderatio*)。此外, 本文还考虑了债券类别固定效应(*Bdtp*)、年份固定效应(*Year*)和行业固定效应(*Ind*)。

(四) 描述性统计

全样本的描述性统计结果汇报在表1, 被解释变量债券信用利差(*Spread*)的均值为1.594, 中位数为1.260, 表明当前我国公司债券较国债存在较高的违约风险, 表现为一定的风险溢价。核心解释变量气候政策不确定性(*CPU_score*)的均值为-0.516, 标准差则为0.952, 远高于均值的绝对值, 表明样本内不同企业面临的气候政策不确定性存在较大差异。其余控制变量结果与现有文献基本一致, 故不再赘述。

表 1 描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------------|------|--------|--------|-------|--------|--------|
| <i>Spread</i> | 6197 | 1.594 | 1.260 | 1.273 | 0.036 | 5.336 |
| <i>CPU_score</i> | 6197 | -0.516 | -0.069 | 0.952 | -5.065 | 0.756 |
| <i>Bondsize</i> | 6197 | 20.653 | 20.723 | 0.835 | 18.421 | 22.333 |
| <i>Bondterm</i> | 6197 | 1.889 | 0.740 | 1.805 | 0.082 | 7.000 |
| <i>Bondrate</i> | 6197 | 4.297 | 5.000 | 0.844 | 2.000 | 5.000 |
| <i>Ratetype</i> | 6197 | 0.818 | 1.000 | 0.386 | 0.000 | 1.000 |
| <i>Size</i> | 6197 | 24.843 | 24.811 | 1.383 | 21.894 | 28.055 |
| <i>Lev</i> | 6197 | 0.641 | 0.668 | 0.142 | 0.237 | 0.872 |
| <i>Roa</i> | 6197 | 0.031 | 0.025 | 0.025 | -0.036 | 0.119 |
| <i>Tobinq</i> | 6197 | 1.272 | 1.092 | 0.507 | 0.792 | 3.794 |
| <i>Listage</i> | 6197 | 2.582 | 2.773 | 0.625 | 0.693 | 3.332 |
| <i>Share1</i> | 6197 | 0.374 | 0.351 | 0.153 | 0.109 | 0.750 |
| <i>Inderatio</i> | 6197 | 0.384 | 0.364 | 0.067 | 0.333 | 0.667 |

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表2汇报了基准回归结果,其中列(1)为不加入其他控制变量时气候政策不确定性(*CPU_score*)与债券发行信用利差(*Spread*)的回归结果,可见二者间呈显著正相关关系(系数为0.447,在1%水平上显著),表明气候政策不确定性越高,企业债券发行的信用利差越高。列(2)和列(3)则分别继续引入了债券层面控制变量和公司层面控制变量,列(4)进一步控制了债券类别固定效应、年份固定效应和行业固定效应,回归结果显示气候政策不确定性(*CPU_score*)的符号方向和显著性水平均无明显改变,仍在1%水平上显著为正,支持了本文的假设1,即气候政策不确定性将增加企业的债券信用利差。另外,从经济显著性来看,企业面临的气候政策不确定性每上升一个标准差,其债券信用利差约上升5.20%($0.087 \times 0.952 \div 1.594$)。这一结果表明气候政策不确定性的影响不仅在统计上显著,同样具有重要的经济显著性。

表2 气候政策不确定性与债券信用利差

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> |
| <i>CPU_score</i> | 0.447***(12.355) | 0.137***(6.403) | 0.180***(6.405) | 0.087***(3.005) |
| <i>Bondsize</i> | | -0.043(-1.304) | -0.243***(-5.787) | -0.168***(-5.152) |
| <i>Bondterm</i> | | 0.172***(11.619) | 0.158***(10.046) | -0.173***(-6.162) |
| <i>Bondrate</i> | | -0.729***(-17.388) | -0.948***(-17.644) | -0.758***(-14.869) |
| <i>Ratetype</i> | | -0.417***(-3.538) | -0.424***(-4.391) | -0.398***(-4.576) |
| <i>Size</i> | | | 0.261***(4.745) | 0.141***(2.768) |
| <i>Lev</i> | | | 0.813***(2.852) | 0.899***(3.393) |
| <i>Roa</i> | | | 1.639(1.486) | -0.038(-0.040) |
| <i>Tobinq</i> | | | -0.143**(-2.453) | -0.107**(-2.358) |
| <i>Listage</i> | | | 0.051(1.071) | -0.020(-0.472) |
| <i>Share1</i> | | | -0.283(-1.202) | -0.379*(-1.684) |
| <i>Inderatio</i> | | | -0.737*(-1.830) | -0.659*(-1.941) |
| 常数项 | 1.824***(26.840) | 5.700***(9.350) | 4.202***(4.607) | 6.766***(7.998) |
| 债券类别/年份/行业固定 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 样本量 | 6197 | 6197 | 6197 | 6197 |
| Adj_R ² | 0.112 | 0.486 | 0.542 | 0.666 |
| F值 | 152.64*** | 335.35*** | 146.70*** | 158.19*** |

注:括号内为t值; *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

(二) 稳健性检验

1.内生性问题。考虑到气候政策往往并不是针对单个公司,而是针对某些特定行业,如以火电行业为代表的“两高一剩”类行业。因此,在面临全球气候变暖的外部冲击时,气候变化得分越差的行业受气候政策调控的可能性同样越高,政策不确定性越大。借鉴Ren等(2022)的做法和Bartik工具变量的设计思路(Goldsmith等,2020),本文以行业气候变化平均得分(*indscore*)为影响份额,以全球地表平均温度(*GMSF*)为外部冲击,将二者乘积(*GMSF_indscore*)作为工具变量。回归结果汇报在表3,第一阶段回归结果显示,工具变量(*GMSF_indscore*)与企业所面临的气候政策不确定性(*CPU_score*或*CPU_rate*)高度正相关,说明其对企业所面临的气候政策不确定性有一定的解释力;而在二阶段的回归中,气候政策不确定性与债券信用利差仍然存在显

著的正相关关系,进一步保证了已有回归结果的稳健性。

2.其他稳健性检验。(1)替换主要变量。参考杨志强等(2021)、王雄元和高开娟(2017)的做法,采用债券发行利率(*Fisirt*)、债券发行利率与同期一年期存款利率的差值(*Spread_ck*)作为债券信用利差(*Spread*)的替代性指标,随后使用企业气候评级数据替换原有的得分数据,生成了新的气候政策不确定性指数*CPU_rate*作为自变量的替代性指标。(2)控制同一公司年度内发行多个债券样本的影响。由于同一年度内同一家公司可能会发行多个债券,且不同债券间的利差存在明显差异,本文分别计算了公司当年所发行的多个债券的利差均值、中位数、最大值以及最小值,并剔除多余债券样本,使得每一家公司当年仅保留一个债券样本。(3)控制高维固定效应。参考杨国超和盘宇章(2019)、陈登科(2020)的做法,本文引入了地区经济增长速度*Inc_GDP*和产业结构*Str_GDP*(即第二产业占GDP的比重)、省份固定效应、行业×年份固定效应、公司固定效应。(4)样本选择问题与熵平衡匹配。参考Hainmueller(2012)与周泽将等(2022)的研究设计,本文设置了企业气候政策不确定性虚拟变量*High_risk*,分行业分年度将企业按照不确定性指标四等份,若气候政策不确定性高于前四分之一分位数,则*High_risk*赋值为1,反之为0。前述结果均进一步证明了气候政策不确定性增加债券信用利差的效应的稳健性。限于篇幅,正文未展示详细回归结果,留存备索。

五、进一步分析

(一)机制识别

企业的债券融资成本与自身风险息息相关,当债权人预期企业可能无法按期偿还债务时,通常会要求较高的溢价作为补偿。气候政策不确定性作为一种政策风险使企业较难制定出长远的发展计划,扰乱了其日常生产经营决策,进而内化成了企业自身的风险。基于上述分析框架,本文认为,气候政策不确定性对债券信用利差的影响机制可从财务风险与非财务风险两条路径思考,其中财务风险反映了气候政策不确定性对于企业经营业绩的直接影响,而非财务风险反映了企业ESG风险。为检验上述两条路径,本文在重新检验式(1)的基础上,依次加入下列回归模型:

$$Fin_risk_{i,t}(Nonfin_risk_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 CPU_score_{i,t} + Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Spread_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 Fin_risk_{i,t}(Nonfin_risk_{i,t}) + \gamma_2 CPU_score_{i,t} + Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,式(2)检验的是企业气候政策不确定性与机制变量(财务风险或非财务风险)间的关系。首先,本文借鉴陈胜蓝和马慧(2018)的做法,基于或有权益模型,使用符号化处理的违约距离表示财务违约风险(*Fin_risk*)。此外,参考Asante-Appiah和Lambert(2022)的研究,本文采用ESG负面报道作为非财务风险的代理变量,该指标不仅与企业ESG风险高度相关,更具有显著的定价效应,直接影响企业的资本市场表现。式(3)检验了中介变量和解释变量对债券信用利差(*Spread*)的影响,*Controls*为控制变量组,与基准回归保持一致。本文在基准回归系数 β_1 显著的基础上,检验中介效应的显著性,若式(2)、式(3)中回归系数 α_1 、 γ_1 均显著,则继续检验 γ_2 的显著性,若显著则为部分中介效应,否则为完全中介效应。

回归结果汇报在表3,列(1)即为前文基准回归的结果,列(2)中*CPU_score*的系数在10%水平上显著为正,表明气候政策不确定性会增加企业的财务风险。同时,列(3)中*CPU_score*的系数 γ_2 、*Fin_risk*的系数 γ_1 均在1%水平上显著为正,表明财务风险在气候政策不确定性与债券信用利差之间起到了中介效应。同样,列(4)、列(5)的结果表明非财务风险也在气候政策不确定性和债券信用利差之间存在中介效应,即气候政策不确定性可以通过提高企业非财务风险增

加债券信用利差。

表3 作用机制分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------|------------------|-----------------|------------------|-------------------|------------------|
| | <i>Spread</i> | <i>Fin_risk</i> | <i>Spread</i> | <i>Nofin_risk</i> | <i>Spread</i> |
| <i>CPU_score</i> | 0.087*** (3.005) | 0.444* (1.941) | 0.077*** (2.686) | 0.030*** (2.659) | 0.080*** (2.757) |
| <i>Fin_risk</i> | | | 0.022*** (2.622) | | |
| <i>Nofin_risk</i> | | | | | 0.222*** (3.120) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 6.766*** (7.998) | 6.482 (1.327) | 6.621*** (8.205) | 0.613** (2.270) | 6.630*** (7.830) |
| 债券类别/年份/行业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 6197 | 6197 | 6197 | 6197 | 6197 |
| Adj_R ² | 0.666 | 0.392 | 0.669 | 0.125 | 0.668 |
| F值 | 158.19*** | 15.39*** | 155.21*** | 21.06*** | 147.17*** |

(二) 异质性分析

如前文理论分析所述,气候政策不确定性虽然会提高债券信用利差,但在不同的情境下,其作用效果亦有显著差异。在此,仍有三个关键问题有待回答。首先,哪些企业受气候政策风险的冲击幅度更大?其次,有哪些风险免疫机制可以帮助企业缓解气候政策不确定性的冲击?最后,外部政策调控能否引导资源配置,纾解企业困境?本文将依次从风险冲击幅度、风险免疫机制、政策纾困机制三个视角回答上述问题,以充分考察气候政策不确定性对企业债券信用利差影响的异质性。

1. 风险冲击异质性。由于宏观气候政策不确定性所带来的风险并非直接作用于个体企业,而是经由各个环节的放缩与传导,因此,本文首先考察了产权属性以及市场风险在风险传导过程中的影响。本文根据企业实际控制人的经济性质将样本企业划分为国有与非国有企业。此外,处于竞争类行业的企业面临众多竞争者,议价能力较弱,市场份额较小,有相对较高的市场风险。因此,当企业为竞争类企业时,本文将其实划入市场风险较高组;反之,当企业为垄断企业时,将其划入市场风险较低组。回归结果如表4所示,不难看出,在受外部风险冲击幅度更大(产权属性为非国有以及市场风险较高)的子样本中,气候政策不确定性对债券信用利差的增加作用更为显著,基于Bootstrap的系数差异检验的实证p值均低于1%,这支持了假设2a。

表4 异质性分析:风险冲击幅度的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|------------------|-----------------|------------------|------------------|
| | 产权属性 | | 市场风险 | |
| | 国有 | 非国有 | 高 | 低 |
| | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> |
| <i>CPU_score</i> | 0.048** (2.245) | 0.134** (2.309) | 0.108*** (2.771) | -0.009 (-0.272) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 6.222*** (7.536) | 3.420** (2.192) | 4.816*** (4.366) | 9.793*** (7.897) |
| 债券类别/年份/行业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 4420 | 1777 | 4600 | 1597 |
| Adj_R ² | 0.670 | 0.679 | 0.638 | 0.742 |
| F值 | 134.03*** | 49.99*** | 138.49*** | 44.19*** |
| 系数差异检验p值 | 0.004*** | | 0.000*** | |

2. 风险免疫异质性。不同企业其经营韧性不同, 而风险免疫力是决定企业韧性的重要因素。本文从内部免疫与外部免疫两个角度考察企业的风险免疫能力。从内部免疫来看, 内部控制体系是企业风险管理的核心工具, 内控质量也直接反映了企业的内部风险免疫能力。参考陈红等(2018)的研究, 本文采用迪博内部控制指数衡量企业的内部风险免疫能力。而关于外部风险免疫能力, 由于社会网络可以帮助企业获取资源, 分摊风险(张敏等, 2015), 因此, 构建外部社会网络同样可以作为企业风险免疫的重要手段。网络中心度越高, 外部风险免疫能力越强, 参考周泽将等(2022)的研究, 本文按照高管网络中心度进行样本分组。具体的分组回归结果如表5所示, 气候政策不确定性对风险免疫能力较弱组(内部控制质量较低或外部社会网络中心度较低)的影响更显著, 基于Bootstrap的系数差异检验的实证p值均低于1%, 验证了假设2b。

表5 异质性分析: 风险免疫机制的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 内部免疫 | | 外部免疫 | |
| | 弱 | 强 | 弱 | 强 |
| | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> |
| <i>CPU_score</i> | 0.138*** (3.753) | 0.060 (1.606) | 0.164*** (3.261) | 0.065** (2.009) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 4.023*** (3.430) | 7.637*** (8.408) | 3.553*** (2.673) | 8.316*** (9.449) |
| 债券类别/年份/行业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 3 048 | 3 149 | 3 057 | 3 140 |
| Adj_R ² | 0.668 | 0.671 | 0.683 | 0.667 |
| F值 | 80.84*** | 81.27*** | 92.40*** | 84.79*** |
| 系数差异检验p值 | 0.006*** | | 0.002*** | |

3. 政策纾困机制异质性。政策调控体系起到了引导资源配置、纾解企业困境的关键作用, 政策纾困力度相异, 企业拥有的应对气候政策不确定性的外部资源也有所不同。本文从绿色金融环境和绿色债券溢出两个视角来考察政策纾困机制的作用。从绿色金融环境来看, 企业所处省份绿色金融发展越好, 企业越容易通过绿色转型策略获得政策支持。具体而言, 参考文书洋等(2022)的研究, 采取各省高能耗产业利息支出占比、环境污染治理投资占GDP比重以及财政环境保护支出占比等指标构建各省份绿色金融发展指数, 并参考胡宁和靳庆鲁(2018)以及黎文靖等(2020)的分组方式, 当企业位于绿色金融指数最高的五个省份之一时, 本文将其划入绿色金融环境较好组, 否则划入绿色金融环境较差组。另外, 中国人民银行从2015年起就开始颁布《绿色债券支持项目目录(2015年版)》用于指导我国的绿色债券发行, 并随后进行了多版目录修订, 这充分表明了绿色债券发行不仅有鲜明的行业特征, 更有充分的政策支持(吴育辉等, 2022)。因此, 参考该文做法, 当企业所属行业为绿色债券发行率最高的五个行业之一时, 则将其划入绿色债券政策支持力度较大组, 否则划入较低组。分组回归结果汇报在表6, 气候政策不确定性对政策调控度较低组(绿色金融环境较差或绿色债券溢出效应较低)债券融资成本影响更显著, 基于Bootstrap的系数差异检验的实证p值均低于5%, 验证了假设2c。

(三) 经济后果检验

如前文所述, 气候政策不确定性同时增加了企业的财务和非财务风险, 增大了企业的债券信用利差。那么, 这种债券融资困境是否会对企业的绿色高质量发展产生困扰? 为回答这一问题, 本文构建如下模型:

表6 异质性分析:政策纾困机制的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|-------------------|----------------|------------------|------------------|
| | 绿色金融环境 | | 绿色债券溢出 | |
| | 好 | 差 | 高 | 低 |
| | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> | <i>Spread</i> |
| <i>CPU_score</i> | 0.045*(1.941) | 0.155**(2.524) | 0.027(0.671) | 0.093*** (2.924) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 6.916*** (10.029) | 0.247(0.147) | 8.472*** (8.456) | 6.473*** (6.298) |
| 债券类别/年份/行业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 3136 | 3061 | 1174 | 5023 |
| Adj_R ² | 0.688 | 0.691 | 0.775 | 0.666 |
| F值 | 114.08*** | 59.67*** | 40.94*** | 139.95*** |
| 系数差异检验p值 | 0.000*** | | 0.020** | |

$$Ginno/TFP = \beta_0 + \beta_1 CPU_score + Cvs + \varepsilon \quad (4)$$

$$Ginno/TFP = \beta_0 + \beta_1 CPU_score + \beta_2 CPU_spread + \beta_3 S_spread + Cvs + \varepsilon \quad (5)$$

其中,式(4)检验的是气候政策不确定性分别对绿色创新能力和高质量发展的影响。本文采用企业当年绿色发明专利申请数(经对数化处理)衡量其绿色创新能力,另外,参考鲁晓东和连玉君(2012),本文采用OP法测度的全要素生产率衡量企业的高质量发展水平。具体的检验结果如表7所示,列(1)和列(3)中*CPU_score*的系数均显著为负,表明过高的气候政策不确定性会对企业的绿色创新和全要素生产率产生负面影响。列(2)和列(4)中气候政策不确定性与债券信用利差的交互项*CPU_spread*的系数亦显著为负,说明在企业面临较高气候政策不确定的情况下,债券融资成本的提高对于企业绿色高质量发展的负面影响会更加严峻。总体上表明,气候政策不确定性所诱发的债券融资困境是阻碍企业绿色高质量发展的重要因素之一。当然,需要明确的是,气候政策不确定性的影响是多元的,还可能存在其他潜在路径和因素,考虑到本文主要研究的是债券融资,其他路径便不再赘述。

表7 经济后果检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|-------------------|
| | <i>Ginno</i> | <i>Ginno</i> | <i>TFP</i> | <i>TFP</i> |
| <i>CPU_score</i> | -0.148**(-2.405) | -0.203***(-3.128) | -0.083**(-2.187) | -0.107**(-2.574) |
| <i>CPU_spread</i> | | -0.074**(-1.992) | | -0.039**(-2.038) |
| <i>Spread</i> | | -0.114***(-2.686) | | -0.075***(-3.188) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -13.005***(-8.720) | -12.264***(-8.688) | -0.197(-0.201) | 0.268(0.284) |
| 债券类别/年份/行业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 6197 | 6197 | 5328 | 5328 |
| Adj_R ² | 0.551 | 0.556 | 0.749 | 0.752 |
| F值 | 14.95*** | 15.22*** | 63.02*** | 65.02*** |

六、结论与启示

基于气候政策不确定性与企业债券发行的匹配数据,本文考察了气候政策不确定性的微观经济后果,主要结论如下:(1)气候政策不确定性会显著增加企业债券发行的信用利差,不

确定性越强,企业的债券信用利差越高;(2)气候政策不确定性通过加剧企业财务风险和非财务风险的机制增大了企业的债券发行风险溢价;(3)上述效应在所受外部风险冲击幅度较大、风险免疫能力较弱、政策纾困力度较小的企业样本中更为显著;(4)在气候政策不确定性较强的情况下,较高的债券融资成本不利于企业的绿色高质量发展。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:首先,政府不仅要出台气候政策推动气候治理,更要重视已出台(或拟出台)气候政策间的协调一致性,降低气候政策的不确定性。2023年6月26日,国际可持续准则理事会(ISSB)正式发布了《国际财务报告可持续披露准则第1号:可持续发展相关财务信息披露一般要求IFRS S1》和《国际财务报告可持续披露准则第2号:气候相关披露IFRS S2》。这不仅意味着以气候变化为代表的可持续发展问题已上升到国际性高度,也在一定程度上标明了未来政策的风向。在此背景下,我国亦可能对企业的信息披露政策作出跟进调整,以协同推进气候治理。然而,需要予以重视的是,从本文的核心结论来看,不确定的气候政策显著提高了企业债券发行的信用利差,在造成融资困境的同时也不利于企业的高质量发展。有鉴于此,政府在制订气候政策时应严格按照“积极稳妥、先立后破”的政策设计原则,尽可能降低气候政策风险对企业的负面影响,通过营造更加稳定的气候政策预期以助推企业绿色低碳转型。其次,解决气候问题不仅要关注气候政策,还应当推进绿色金融、气候金融以及转型金融等配套政策,形成政策纾困合力。从本文的异质性分析结果来看,当企业所属省份绿色金融环境较好时,企业债券融资成本受气候政策不确定性的影响亦相对较小。鉴于此,通过绿色金融等支持性政策的调节与引导,能够更好地促进企业发展转型。最后,作为具体的政策工具,应优先支持绿色债券(转型债券)的发展,在通过充分的信息披露与信息监督以确保“绿色”而非“漂绿”的发行前提下,提高绿色债券的发行额度。根据本文的异质性分析结果,行业绿色债券发行的溢出效应缓解了气候政策不确定性所带来的企业债券融资困境。不难看出,绿色债券有“一箭双雕”之效,其不仅本身可作为企业转型融资的有效手段之一,其正面信号效应同样会提振投资者的行业信心。因此,做好绿色债券(转型债券)发行过程中的信息披露与监督工作,提高发行额度,可为企业转型提供最直接的金融支持。

需要特别说明的是,由于无论是社交媒体文本还是新闻报道文本,涉及气候政策等专门性政策的文本内容仍然较少,特别是能够具体到某省或者某市层面的文本更显稀缺,因此本文并未获取到地区层面的气候政策不确定性指标。在未来的研究中,或可通过更加多元化的数据来源以及更为细致的气候政策调研,获取更加细致的经验证据。

主要参考文献:

- [1] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, (12).
- [2] 陈红, 纳超洪, 雨田木子, 等. 内部控制与研发补贴绩效研究[J]. 管理世界, 2018, (12).
- [3] 陈胜蓝, 马慧. 贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据[J]. 管理世界, 2018, (11).
- [4] 陈选娟, 杨刚, 贾志敏. 经济政策不确定性、展期风险与债券利差[J]. 国际金融研究, 2022, (9).
- [5] 方红星, 陈作华. 高质量内部控制能有效应对特质风险和系统风险吗?[J]. 会计研究, 2015, (4).
- [6] 韩鹏飞, 胡奕明. 政府隐性担保一定能降低债券的融资成本吗?——关于国有企业和地方融资平台债券的实证研究[J]. 金融研究, 2015, (3).
- [7] 胡宁, 靳庆鲁. 社会性负担与公司财务困境动态——基于ST制度的考察[J]. 会计研究, 2018, (11).
- [8] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J]. 管理世界, 2021, (1).
- [9] 黎文靖, 汪顺, 陈黄悦. 平衡的发展目标与不平衡的发展——增长目标偏离与企业创新[J]. 管理世界,

- 2020, (12).
- [10] 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 等. 经济政策不确定性与企业短债长用[J]. 管理世界, 2022, (1).
- [11] 林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. 经济研究, 2004, (2).
- [12] 刘贯春, 段玉柱, 刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究, 2019, (8).
- [13] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2).
- [14] 聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济, 2020, (6).
- [15] 宋建波, 冯晓晴. 关键审计事项信息含量与公司债券发行定价——基于文本相似度视角[J]. 会计研究, 2022, (3).
- [16] 王雄元, 高开娟. 如虎添翼抑或燕巢危幕: 承销商、大客户与公司债发行定价[J]. 管理世界, 2017, (9).
- [17] 王彦超, 郭小敏, 余应敏. 反垄断与债务市场竞争中性[J]. 会计研究, 2020, (7).
- [18] 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022, (8).
- [19] 吴育辉, 田亚男, 陈媪妍, 等. 绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J]. 管理世界, 2022, (6).
- [20] 杨国超, 盘宇章. 信任被定价了吗?——来自债券市场的证据[J]. 金融研究, 2019, (1).
- [21] 杨李华, 朱红兵, 许长新. 债券隐含违约率与股价下行风险——来自中国资本市场的证据[J]. 管理评论, 2022, (10).
- [22] 杨志强, 袁梦, 张雨婷. 企业研发创新与债券信用利差——基于信号传递理论的分析[J]. 上海财经大学学报, 2021, (1).
- [23] 张春强, 鲍群, 盛明泉. 公司债券违约的信用风险传染效应研究——来自同行业公司发债定价的经验证据[J]. 经济管理, 2019, (1).
- [24] 张洪辉, 平帆, 章琳一. 经济政策不确定性与内部人寻租: 来自内部人交易超额收益的证据[J]. 会计研究, 2020, (6).
- [25] 张敏, 童丽静, 许浩然. 社会网络与企业风险承担——基于我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2015, (11).
- [26] 周宏, 建蕾, 李国平. 企业社会责任与债券信用利差关系及其影响机制——基于沪深上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2016, (5).
- [27] 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).
- [28] 周泽将, 汪顺, 张悦. 知识产权保护与企业创新信息困境[J]. 中国工业经济, 2022, (6).
- [29] Asante-Appiah B, Lambert T A. The role of the external auditor in managing environmental, social, and governance (ESG) reputation risk[J]. *Review of Accounting Studies*, 2022, 27(8): 1–53.
- [30] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593–1636.
- [31] Bauer M D, Rudebusch G D. The rising cost of climate change: Evidence from the bond market[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2021, 103(7): 1–45.
- [32] Bouri E, Iqbal N, Klein T. Climate policy uncertainty and the price dynamics of green and brown energy stocks[J]. *Finance Research Letters*, 2022, 47: 102740.
- [33] Flammer C. Corporate green bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 499–516.
- [34] Gavrilidis K. Measuring climate policy uncertainty[R]. SSRN Working Paper, 2021.
- [35] Goldsmith-Pinkham P, Sorkin I, Swift H. Bartik instruments: What, when, why, and how[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(8): 2586–2624.
- [36] Gong G M, Xu S, Gong X. On the value of corporate social responsibility disclosure: An empirical investigation of corporate bond issues in China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 150(1): 227–258.
- [37] Hainmueller J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. *Political Analysis*, 2012, 20(1): 25–46.
- [38] Hsiang S, Kopp R, Jina A, et al. Estimating economic damage from climate change in the United States[J].

- [Science](#), 2017, 356(6345): 1362–1369.
- [39] Ilhan E, Sautner Z, Vilkov G. Carbon tail risk[J]. [The Review of Financial Studies](#), 2021, 34(3): 1540–1571.
- [40] Klein A, Marquardt C A. Fundamentals of accounting losses[J]. [The Accounting Review](#), 2006, 81(1): 179–206.
- [41] Lee K, Cho J. Measuring Chinese climate uncertainty[R]. SSRN Working Paper, 2022.
- [42] Liang X Z, Wu Y, Chambers R G, et al. Determining climate effects on US total agricultural productivity[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2017, 114(12): E2285–E2292.
- [43] Mayer J. The fallacy of composition: A review of the literature[J]. [The World Economy](#), 2002, 25(6): 875–894.
- [44] Painter M. An inconvenient cost: The effects of climate change on municipal bonds[J]. [Journal of Financial Economics](#), 2020, 135(2): 468–482.
- [45] Qian N. Missing women and the price of tea in China: The effect of sex-specific earnings on sex imbalance[J]. [The Quarterly Journal of Economics](#), 2008, 123(3): 1251–1285.
- [46] Qin B, Strömberg D, Wu Y H. Media bias in China[J]. [American Economic Review](#), 2018, 108(9): 2442–2476.
- [47] Ren X H, Zhang X, Yan C, et al. Climate policy uncertainty and firm-level total factor productivity: Evidence from China[J]. [Energy Economics](#), 2022, 113: 106209.
- [48] Xu Q P, Kim T. Financial constraints and corporate environmental policies[J]. [The Review of Financial Studies](#), 2022, 35(2): 576–635.
- [49] Xu X, Huang S P, Lucey B M, et al. The impacts of climate policy uncertainty on return, volatility, correlation and tail dependence of China's and US stock markets[R]. SSRN Working Paper, 2022.
- [50] Zhang P, Deschenes O, Meng K, et al. Temperature effects on productivity and factor reallocation: Evidence from a half million Chinese manufacturing plants[J]. [Journal of Environmental Economics and Management](#), 2018, 88: 1–17.

Climate Policy Uncertainty and Corporate Bond Issuance: Empirical Evidence Based on Bond Credit Spreads

Wang Shun, Zhou Zejiang

(School of Business, Anhui University, Anhui Hefei 230601, China)

Summary: As climate issues become increasingly severe, the importance of climate policies has been growing. However, frequent and uncoordinated climate policies can also lead to synthetic fallacies. Existing literature has focused mainly on the economic impact of physical climate risks, while exploring the potential effect of climate policy uncertainty, i.e., policy-level risks, remains relatively limited. Is corporate bond issuance, a crucial source of funding for corporate transformation and upgrading, affected by external climate policy uncertainty? To address this issue, this paper constructs a micro-level climate policy uncertainty index that takes into account both the dimensions of time shocks and the extent of individual impact, and matches it with data on listed company bond issuance. It empirically investigates the impact of climate policy uncertainty on corporate bond credit spreads, as well as the underlying mechanisms and

(下转第87页)

postponed to 2035–2045, but the pension substitution rate will decrease with the increase of the contribution index. It can be seen that fund sustainability and the pension substitution rate are positively correlated with the payment period. The longer the payment period, the better, and the best payment is until retirement age; fund sustainability is positively correlated with the contribution index, but the pension substitution rate is negatively correlated with the contribution index. In order to keep the pension substitution rate in the moderate range of 60%–70%, the optimal choice of the contribution index is 2 if the payment period reaches retirement age. The pension substitution rate is 62.48% and fund sustainability is also strong; considering the reality that the income level and payment ability of new format practitioners are low, the suboptimal choice of the contribution index is 1.

Key words: new format practitioners; contribution index; payment period; fund sustainability; pension substitution rate

(责任编辑: 王西民)

(上接第72页)

economic consequences. The results indicate that for each standard deviation increase in climate policy uncertainty faced by a company, its bond credit spreads rise by approximately 5.20%. After conducting a series of robustness tests, including instrumental variable regressions, the aforementioned positive effect remains significant. Mechanism tests demonstrate that climate policy uncertainty increases both financial and non-financial risks for companies, thereby affecting the risk premium of bond issuance. Heterogeneity analysis further reveals that the aforementioned effect is more pronounced in samples of companies with larger impact magnitudes, weaker risk immunization, and smaller policy relief efforts. Economic consequence tests indicate that climate policy uncertainty not only leads to increased issuance costs for bonds, but also hinders companies' green and high-quality transformation. Based on the research findings, this paper offers the following policy recommendations: First, the government should not only introduce climate policies to promote climate governance, but also pay attention to the coordination and consistency of already implemented (or planned) climate policies to reduce climate policy uncertainty. Second, addressing climate issues should not only focus on climate policies, but also advance supporting policies such as green finance, climate finance, and transformation finance to create a synergy of policy relief. Third, as a specific policy tool, priority should be given to supporting the development of green bonds (transformation bonds). With sufficient information disclosure and supervision to ensure the "greenness" rather than mere token gestures, the issuance volume of green bonds should be increased.

Key words: climate policy uncertainty; bond credit spreads; climate risks; risk premium; non-financial risks

(责任编辑: 王西民)