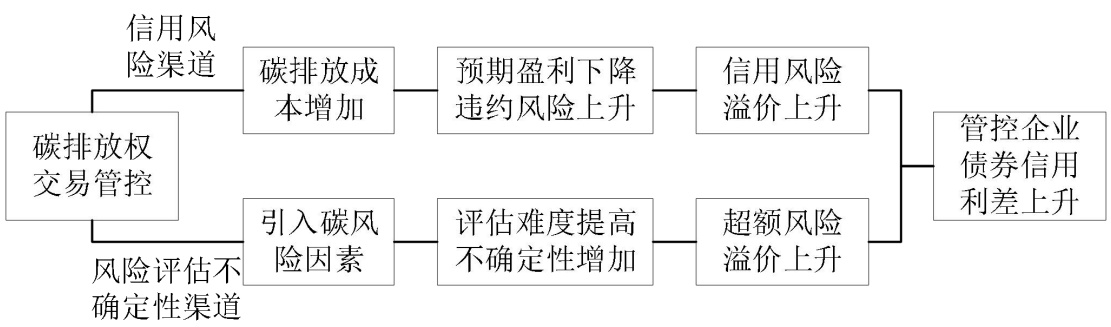


《碳交易管控的债券定价效应》附录

附录 1 总体架构说明

本文对碳排放权交易管控如何影响债券信用利差展开理论分析。“资源有价、排放补偿”的碳要素市场机制实现碳排放外部成本的内部化，强化了碳排放、低碳转型能力与企业价值创造的联系，对企业未来价值创造能力和风险产生重要影响。因此，投资者可能将碳排放权交易纳入对发债人信用风险的前瞻性评估，并对易受到碳排放约束潜在不利影响的受管控发债人要求更高的风险溢价，使得碳要素对信用利差具有一定解释力度。理论上，本文的机制分析架构分为“信用风险渠道”和“风险评估不确定性渠道”两个方面：



附图 1 本文研究架构

一方面，在碳排放权交易管控影响下，投资者可能将碳风险视为信用风险的重要组成部分。投资者意识到，受到管控的碳密集型企业为完成履约义务，可能需要为超额碳排放承担购买碳排放配额的经济成本，这可能加剧现金流波动性、削弱盈利能力，提高违约风险。若到期限无法履约，不但面临监管机关的处罚，还将声誉受损。碳风险可能是企业不可忽视的风险源，而有效管理环境气候风险、培育绿色转型能力不但是遵循环境规制、避免违规排放的重要保障，也成为发债人信用风险管理的重要环节。因此，投资者可能对受管控发债人要求相比于非管控发债人更高的风险溢价，即“信用风险渠道”。

另一方面，碳排放权交易使得投资者评估债券偿付能力及其期望收益时面临更大不确定性，因此可能导致投资者对碳风险要求一定的超额风险溢价。投资者对碳风险的认知和评估能力相对于传统财务风险评估更为欠缺，根据碳要素信息评估企业信用质量时面临更高的不确定性。这可能导致投资者倾向于高估企业碳交易风险、保守估计企业债券偿付能力，进而要求更高的风险溢价进行补偿，即“风险评估不确定性渠道”。

附录 2 变量定义和描述性统计

本研究涉及的主要变量的定义和描述性统计如附表 1 所示。

附表 1 变量定义与描述性统计

变量符号	变量含义	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Spread</i>	债券信用利差	20385	1.6796	1.0660	1.4399	0.0942	4.5038
<i>Treat</i>	管控企业=1	20385	0.0527	0.2234	0.0000	0.0000	1.0000
<i>DID</i>	债券发行前发债人受到碳管控=1	20385	0.0345	0.1825	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Amount</i>	发行规模（亿元）的自然对数	20385	2.2438	0.6969	2.3026	0.6419	4.0943
<i>Maturity</i>	到期期限（年）	20385	5.1229	2.0993	5.0000	1.0000	20.0000
<i>Rating_AAA</i>	债券评级 AAA=1	20385	0.4274	0.4947	0.0000	0.0000	1.0000

<i>Rating_AA+</i>	债券评级 AA+=1	20385	0.2826	0.4503	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Guarantee</i>	有担保条款=1	20385	0.1993	0.3995	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Listed</i>	上市公司=1	20385	0.1549	0.3618	0.0000	0.0000	1.0000
<i>SOE</i>	国企=1	20385	0.8479	0.3591	1.0000	0.0000	1.0000
<i>Assets</i>	总资产的自然对数	20385	6.1172	1.4500	5.9424	3.3618	9.9415
<i>Leverage</i>	资产负债率	20385	58.0123	15.8073	60.4211	14.7712	86.2920
<i>ICR</i>	利息保障倍数	20385	14.4488	48.9195	3.8045	0.2045	428.2520
<i>ROA</i>	资产回报率	20385	3.7828	3.0086	3.0012	0.0303	16.1733
<i>OCF volatility</i>	经营活动净现金流量波动性	20385	1.8808	3.5940	0.7512	0.0006	21.5036
<i>Audit</i>	四大审计	20385	0.0804	0.2719	0.0000	0.0000	1.0000
<i>GDP</i>	城市生产总值的自然对数	20385	8.8069	1.1082	8.8466	6.2007	10.5494
<i>GDPC</i>	城市人均生产总值	20385	40.4467	12.2032	42.4700	16.2000	65.1900
<i>Deficit</i>	财政赤字比例	20385	1.6142	0.7465	1.3426	0.9211	5.1105
<i>Fixed assets investments</i>	固定资产投资规模	20385	17.4263	0.8589	17.6300	14.9180	18.9814
<i>Industrial waste water</i>	城市工业废水排放量的自然对数	20385	9.0898	0.9100	9.0496	6.3869	11.0105
<i>Industrial SO₂</i>	城市工业二氧化硫排放量的自然对数	20385	9.9191	1.4569	10.0096	6.7202	13.0707
<i>Industrial fume</i>	城市工业烟尘排放量的自然对数	20385	9.7485	1.2282	9.8562	5.7203	12.2216

附录 3 碳排放权交易管控、环保投资支出与企业债券融资成本的稳健性检验

由于披露环保投资支出的样本较少，为提高碳交易管控对环保投资支出较少的企业产生更强定价效应这一回归结果的可信度，在稿件正文保持模型设定统一的基础上，进一步补充对环保投资支出的稳健性检验。第一，在小样本情况下，过多的自变量可能导致模型过拟合，为提高模型自由度，仅控制债券特征、发债人特征和年度固定效应，重新进行基于环保投资支出高低的子样本检验，仍能观测到碳排放权交易管控显著提高环保投资支出较低的发债人信用利差的效应，如附表 2 的第（1）和（2）列所示。第二，我们采用交乘项的方法检验，将表示环保投资支出较高的虚拟变量(*EnvInvest_High*)分别与 *DID* 和 *Treat* 进行交乘。附表 2 的第（3）列显示，*DID*EnvInvest_High* 的系数显著为负，说明较高的环保投资支出能够缓解碳排放权交易管控提高债券信用利差的效应。以上结果表明，环保投资支出缓解碳风险定价的结论比较稳健可靠。

附表 2 碳排放权交易管控、环保投资支出与企业债券融资成本

	(1) 环保投资支出分组 高 <i>Spread</i>	(2) 环保投资支出 低 <i>Spread</i>	(3) 环保投资支出 交乘 <i>Spread</i>
<i>DID</i>	-0.4912 (-1.1211)	1.0727*** (3.3185)	1.9180*** (3.4594)
<i>Treat</i>	0.1226 (0.2620)	-0.6229** (-2.4931)	-1.8291 (-1.5750)

<i>EnvInvest_High</i>			0.0673
			(0.4886)
<i>DID</i> × <i>EnvInvest_High</i>			-1.6432***
			(-2.8360)
<i>Treat</i> × <i>EnvInvest_High</i>			-0.5564
			(-0.7777)
<i>DID</i> 系数差异		-1.5639***	
[p 值]		[0.00]	
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市、行业、年份固定效应	No	No	Yes
样本量	103	103	187
<i>Adj. R</i> ²	0.6896	0.6896	0.8829

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内为 *t* 值。下表同。

附录 4 利差分解:违约概率和超额风险溢价（试点地区子样本）

基于碳排放权交易试点地区的发债样本中进行利差分解，并检验碳交易管控分别如何影响违约概率和超额风险溢价两部分。附表 3 显示，与所有发债样本中结果类似，碳排放权交易管控同时显著提升了发行债券的违约概率和超额风险溢价，印证了前述信用风险上升和风险评估不确定性上升两种影响渠道的共同存在。

附表 3 利差分解:违约概率和超额风险溢价（试点地区子样本）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Merton 方法		KMV 方法	
	<i>Default Pro.</i>	<i>Risk Prem.</i>	<i>Default Pro.</i>	<i>Risk Prem.</i>
<i>DID</i>	0.0162**	0.1876*	0.0159***	0.1909*
	(2.5600)	(1.9253)	(2.8820)	(1.9453)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
发债人、年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1,480	1,480	1,480	1,480
<i>Adj. R</i> ²	0.9873	0.7741	0.9893	0.7761

附录 5 碳排放权交易管控的绿色导向功能

碳交易管控除直接影响管控企业融资外，还可能通过促进碳要素的经济价值发现，引导投资者的碳风险评估，进而对高碳行业整体要求更高的风险溢价。碳交易管控也可能引导市场的绿色偏好，降低改善企业生产设施，节约能耗、减少污染物排放等绿色用途融资成本。而且，投资者在对碳管控情况进行定价的基础上，还可能动态考察企业对碳交易管控的适应行为和可持续发展能力的改善。若发债人在受到碳交易管控后能够主动寻求转型、改善可持续发展表现，则预期能够缓解投资者对其碳风险上升的担忧，进而缓解债券信用利差的上升。

首先，考察发债人所处行业的碳排放强度对碳要素定价效应的影响。按照中国碳核算数据库中国经济分行业碳排放核算清单，以各行业碳排放强度中位数划分高碳和低碳行业。高碳行业主要包括电力生产、采矿冶金、制造和建筑等工业部门，以及农业、畜牧业、森林砍伐和林地转化，参考靳玮等（2022），我们将农林牧渔业（证监会行业代码 A）、采矿业（B）、制造业（C13 - C36）、电力热力燃气及水生产和供应业（D）、建筑业（E）、批发零售业（F）、

交通运输仓储和邮政业（G）划分为高碳行业。其余行业为低碳行业。对处于高碳行业的发债人，*Carbon* 取值为 1，对处于低碳行业的发债人，*Carbon* 取值为 0。

然后，识别在碳排放权交易管控下，绿色用途融资与其他用途融资是否面临信用利差的显著差异。具体而言，在 Wind 数据库提供的绿色债券标签基础上进一步识别债券募集资金用途中的“环保”、“低碳”等字样，将符合这些特征的债券视为属于绿色用途融资。对具有绿色用途的债券，*GreenBond* 取值为 1，否则取值为 0。为比较碳交易管控对发债人行业碳排放强度和是否绿色用途融资带来的异质性影响，定义表示债券发行前发债人所在地区是否启动碳排放交易试点的虚拟变量 *DIDCity*，当债券发行前发债人所在地区已经启动碳排放交易试点，该值为 1，否则为 0。

在发债人会基于企业受碳管控情况进行定价的基础上，进一步考察债券市场是否关注企业受管控后的应对能力，分别以彭博 ESG 评分和 E 评分作为企业可持续发展表现的代理变量，检验企业在受到管控次年相比于被纳入管控前一年的 ESG（E）评分差异能否影响债券信用利差。具体而言，将受管控发债人所发行的债券进一步分为受到管控后取得 ESG（E）评分改善较多和较少两组（相对年度中位数而言），以由非管控发债人所发行的债券为对照组。对于非管控发债人所发行的债券，*DID_Improvement* 和 *DID_NoImprovement* 均取值为 0；对于受管控发债人在取得 ESG（E）评分改善较多的情况下所发行的债券，*DID_Improvement*=1，*DID_NoImprovement*=0；对于受管控发债人在未取得较多 ESG（E）评分改善的情况下所发行的债券，*DID_Improvement*=0，*DID_NoImprovement*=1。

附表 4 分别从高碳行业发债人和绿色用途融资的角度进一步分析碳排放权交易的绿色导向定价效应。第（1）列显示，*DIDCity*×*Carbon* 的系数为 0.0968 且在 1%水平上显著，说明对处于高碳行业的发债人而言，如所在地区启动了碳排放权交易试点，会面临显著更高的债券信用利差。尽管高碳行业只有部分企业被纳入碳交易管控并承担碳排放权交易履约义务，但在启动碳排放权交易试点后，当地高碳行业整体也面临着显著的融资惩罚效应。第（2）列同时估计高碳行业发债人和受碳排放管控发债人与所在地区启动碳交易试点的交互项，发现两者系数均显著为正，可见在控制碳排放权管控的直接影响后高碳行业的定价效应仍存在；直接受到碳排放管控的信用利差提升更大，这也符合碳排放相关的政策转型风险暴露的定价逻辑。第（3）列结果显示，尽管绿色用途融资可能由于投资项目风险较高而相对一般用途融资更高的信用利差，但 *DIDCity*×*GreenBond* 的系数显著为正，即在碳试点启动后当地企业的绿色用途融资成本相对降低，表明碳交易管控除在一定程度上对碳密集型企业形成融资惩罚之外，还对绿色资金产生利好，强化了债券市场的绿色导向定价。在第（4）和（5）列中，分别基于 ESG 评分和 E 评分考察管控企业是否取得转型改善，均发现 *DID_Improvement* 的系数在 1%的显著性水平下显著为正，但 *DID_Improvement* 的系数并不显著，表明相对于非管控企业而言，受到管控后未能进行有效应对和管理碳风险、提升可持续发展能力的企业会面临明显的融资成本提高，但经过一段时间适应调整取得可持续发展表现改善的企业则能够缓解管控带来的影响。

以上结果表明，碳排放权交易的实施不但通过直接提升管控企业资金成本形成碳要素定价效应，而且一定程度上缓解暂未纳入管控的高碳行业负外部性问题，促进高碳企业和低碳企业之间融资成本的分化，形成绿色低碳友好的融资环境。

附表 4 碳排放权交易管控的绿色导向定价效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>DIDCity</i>	-0.0355	-0.0483	0.0277		
	(-0.6531)	(-0.8743)	(0.6620)		

<i>DIDCity</i> × <i>Carbon</i>	0.0968** (2.0364)	0.0941* (1.9291)			
<i>DIDCity</i> × <i>Treat</i>		0.1547** (2.1354)			
<i>GreenBond</i>			0.0655** (2.0999)		
<i>DIDCity</i> × <i>GreenBond</i>			-0.1023* (-1.7208)		
<i>DID_Improvement</i>			0.0493 (0.4930)	0.0551 (0.5010)	
<i>DID_NoImprovement</i>			0.3383*** (3.1599)	0.3159*** (3.2039)	
<i>Treat</i>		-0.0757 (0.0683)	-0.1771** (-2.2211)	-0.1607** (-2.1913)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、行业、年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	20,385	20,054	20,385	2,887	2,887
<i>Adj. R</i> ²	0.5747	0.5723	0.5746	0.6178	0.6174

附录 6 内生性处理

碳排放权交易管控提高信用利差的研究发现可能受到内生性问题的影响。一方面是管控企业与非管控企业之间可能除受该政策影响程度不同之外，还存在其他差异。由于管控企业是碳排放量较高的企业，这些企业可能在经营活动和财务表现上与其他企业存在一定的固有差异，这些固有差异同样影响信用利差，进而导致高估碳排放权交易的政策效应。为进一步缓解遗漏变量问题带来的影响，我们根据一系列债券特征、发债人特征和发债人所在城市特征进行倾向得分匹配后重新估计基准回归结果，即在除了是否被纳入碳排放权交易管控之外其他特征几乎没有重要差异的情况下，比较该政策是否导致“刚好被纳入碳排放权交易管控的发债人”相比于“刚好未被纳入碳排放权交易管控的发债人”显著提高了信用利差。

附表 5 第（1）列报告了倾向得分匹配后重新运用基准回归模型估计碳排放权交易管控对发债人信用利差的影响。运用最邻近匹配方法，匹配半径为 0.01，采用 1:2 的匹配比例，得到更具有可比性的处理组和对照组债券。倾向得分匹配后的回归结果仍稳健支持碳风险的定价效应，且其经济显著性与倾向得分匹配前结果比较相近，表明在考虑管控企业 and 非管控企业的固有差异后主要结论保持不变。第（2）-（5）列报告了进一步加强固定效应，以控制不可观测因素对估计潜在影响的回归结果。考虑到城市发展趋势或行业政策变化趋势可能同时影响碳排放权交易实施效果与当地企业债券融资成本，因此进一步控制随时间变化的城市固定效应和行业固定效应。此外，由于考虑到尽量保留一次发债样本的信息量，基准回归控制城市、年度、行业固定效应而未加入发债人个体固定效应，我们在稳健性检验中则进一步控制发债人个体固定效应，排除不可观测的发债人差异带来的影响。加强以上固定效应后重新进行估计，发现 *DID* 的估计系数依然显著为正，结论保持稳健。

附表 5 考虑企业特征遗漏变量问题

	(1) <i>Spread</i>	(2) <i>Spread</i>	(3) <i>Spread</i>	(4) <i>Spread</i>	(5) <i>Spread</i>
<i>DID</i>	0.1089* (1.8339)	0.1363** (2.4942)	0.1273** (2.2859)	0.1085** (1.9657)	0.2429*** (3.7312)

控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、行业、年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市随年份变化趋势	No	Yes	No	Yes	No
行业随年份变化趋势	No	No	Yes	Yes	No
发债人固定效应	No	No	No	No	Yes
样本量	2,033	20,385	20,385	20,385	19,429
Adj. R ²	0.5646	0.5992	0.5842	0.6077	0.7419

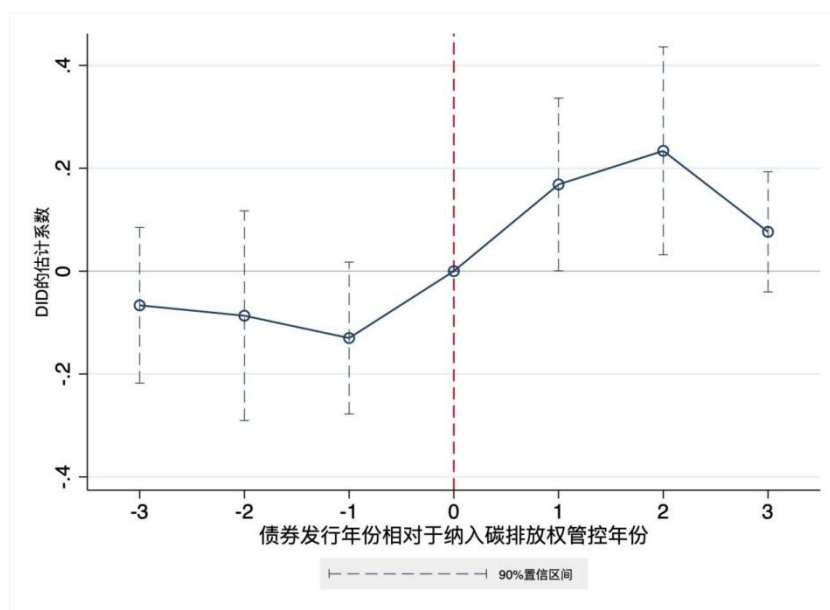
另一方面，碳排放权交易试点地区的选择性也可能带来内生性问题。碳交易试点地区的选取可能与经济发展水平、区域代表性、政策创新需求等多方面因素有关，即使已经加入城市经济发展和污染排放状况的一系列控制变量，试点地区和非试点地区之间难以观测的差异仍可能对回归估计产生影响。为排除试点地区和非试点地区之间固有差异的干扰，我们限定在位于碳排放权交易试点地区内的发债人子样本中检验，比较试点地区管控企业 and 非管控企业之间信用利差的差异。其次，不同试点地区在政策推进节奏上有所差异，部分试点逐步扩大管控名单覆盖范围，考虑到非首批管控发债人可能在碳排放权交易试点政策推行后已经显著改变经营基本面，影响定价效应的估计，因此排除这部分样本后重新进行估计。我们还进一步限定在试点地区第一批管控企业与试点地区非管控企业之间的对比，排除更多干扰因素。

附表 6 报告了以上子样本回归结果。第（1）列比较试点地区管控企业 and 非管控企业之间信用利差的差异，第（2）列剔除非首批管控发债人，第（3）列同时剔除非试点地区和非首批管控发债人。在以上可比性更强的子样本中，碳交易管控提高信用利差的实证发现均保持稳健，表明政策试点选择性不太可能对主要结论产生影响。

附表 6 子样本检验

	(1) 剔除非试点地区	(2) 剔除非首批管控发债人	(3) 剔除非试点地区或非首批管控发债人
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>DID</i>	0.1379** (2.5672)	0.1855*** (2.6192)	0.1683** (2.4794)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市、行业、年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	8,323	20,054	8,002
Adj. R ²	0.5650	0.5720	0.5626

尽管碳排放监管部门在制定管控企业名单时不太可能考虑企业融资成本的因素，但为了进一步排除反向因果问题，例如监管部门人为保护经济效益更高的企业免于纳入管控，导致纳入管控的都是市场也要求较高风险溢价的落后企业，本研究进行碳排放权交易政策动态效应检验。如附图 2 所示，在碳排放权交易管控启动前，债券融资成本在处理组和控制组中不存在显著差异，满足平行趋势假设，保证了渐进双重差分模型估计有效性。而且，碳排放权交易管控在未来一到两年内风险定价效应较明显，但随着时间推移，企业能够对碳排放权交易管控进行适应和调整，使得管控对债券信用利差的影响得到一定程度的缓解。



附图 2 平行趋势检验

附录 7 排除替代性解释

（一）融资需求因素

为排除融资需求因素的影响，我们在发债人－年度层面，分别检验碳排放权交易管控对企业年度债券发行规模（*Amount_total*）和债券发行次数（*Count*）的影响，以及对年度平均债券信用利差（*Spread_mean*）的影响。

如附表 7 的第（1）和（2）列所示，均没有发现企业发债规模和次数在碳排放权交易管控后的显著变化，表明信用利差的上升不太可能由债券融资规模或次数的增加所解释。第（3）列结果显示，发债人年度债券信用利差也在受到碳排放权交易管控后显著上升，表明其也难以通过调整发行次数来实现债券融资成本的整体下降。而且，如果企业择时发行债券，则应该更难观测到碳风险在信用市场中的显著定价，回归结果倾向于低估政策效应，因此本文研究结果更能表明碳排放权交易显著提升企业债券融资成本。总体而言，碳风险的债券市场定价效应难以被融资需求变化所解释。

附表 7 碳排放权交易管控对企业债券发行规模和发行次数的影响

	(1) <i>Amount_total</i>	(2) <i>Count</i>	(3) <i>Spread_mean</i>
<i>DID</i>	-0.2262 (-1.2374)	-2.5176 (-0.6090)	0.7666*** (3.3266)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市、行业、年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	2,012	2,012	2,012
<i>Adj. R</i> ²	0.7348	0.7670	0.5158

（二）投资者结构变化因素

为排除投资者结构因素的影响，首先检验碳交易管控的定价效应是否在银行间和交易所交易的债券中均存在。如果金融机构政策遵循发挥主导作用，那么预期在金融机构参与更多的银行间市场，将有较大比例的债券投资为完成绿色金融发展目标者避免投资碳密集型企业债券，那么碳要素的定价效应应当由银行间市场样本所主导。同时，我们分别估计在可供所有公众投资者认购交易的债券和限合格投资者认购交易的债券中的碳要素定价效应，考察该

效应是否在不同投资者基础的债券中均存在。同时，我们通过考察在发行当年末、次年末和发行第三年末持有该债券的基金家数¹，分析碳交易管控是否影响债券投资者结构。如果管控企业债券信用利差上升源于碳管控政策引发投资者抛售，那么应该能观测到相比于非管控企业债券的投资者群体变更，即表现为持有基金家数的显著变化。

附表 8 结果显示，碳排放权交易管控提高债券信用利差的效应在银行间交易债券和交易所交易债券两组子样本中均显著存在，且交易所交易债券中的效应并没有低于银行间交易债券，可见金融机构政策遵循行为无法有效解释碳风险的债券市场定价效应。无论是在公众投资者认购交易的债券还是限合格投资者认购交易的债券中，碳交易管控均显著提高了信用利差，说明碳风险的定价效应具有普遍性。而且，从债券发行后机构投资者持有情况来看，受到碳交易管控的发债人发行的债券与其他债券相比，在发行当年末、次年末和第三年末的持有基金家数均无显著差异，碳交易管控并未明显引发债券投资者结构变化。以上结果显示，广泛的投资者都会关心企业碳排放权交易管控带来的风险并为此要求溢价，碳排放权交易管控带来的债券定价效应具有普遍性，该定价效应难以被投资者结构限制所解释。

附表 8 碳排放权交易管控、投资者结构与债券信用利差

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	债券交易场所		认购交易类型			持有基金家数	
	银行间交易债券	交易所交易债券	公众投资者认购交易	限合格投资者认购交易	发行当年末	发行次年末	发行第三年末
	Spread	Spread	Spread	Spread	FundHold	FundHold	FundHold
DID	0.0807*	0.2657***	0.1648***	0.6569*	-0.4216	-0.3392	-0.3290
	(1.7837)	(3.8371)	(3.0783)	(1.7888)	(-1.5789)	(-1.2128)	(-0.8583)
DID 系数差异	-0.1850***		0.4921***				
[p 值]	[0.00]		[0.00]				
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、行业、年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	12,995	7,346	18,838	1,516	3,493	3,921	4,152
Adj. R ²	0.5431	0.6454	0.5659	0.7228	0.1596	0.1541	0.1492

附录 8 稳健性检验

第一，排除同期重要事件影响。为考虑全国碳市场建设对地区碳市场建设或新冠疫情冲击的潜在影响，我们分别剔除 2017 年 12 月《全国碳排放权交易市场建设方案（发电行业）》政策公布后、2020 年后发行的债券样本。如附表 9 第（1）和（2）列所示，结果依然稳健。

第二，为排除发债较少的发债人带来的偶然性，剔除样本期内发债次数低于 3 次的样本。如第（3）列所示，结果依然稳健，表明发债次数不太可能影响主要结论。

第三，考虑到碳排放权试点管控前期存在一定的政策沟通，可能导致政策效应提前显露，因此第（4）列将 DID 项定义为发债当年是否已经受到碳排放权交易管控，第（5）年剔除被纳入碳排放权交易管控当年的样本，重新估计基准回归结果，主要结论保持不变。

第四，由于利率类型为“累进利率”的债券的利率在一定条件下会随时间变动，其发行利率未必准确反映企业实际承担的融资成本，因此在剔除累进利率类型债券后的子样本中重新估计，结果如第（6）列所示，结果仍然显著。

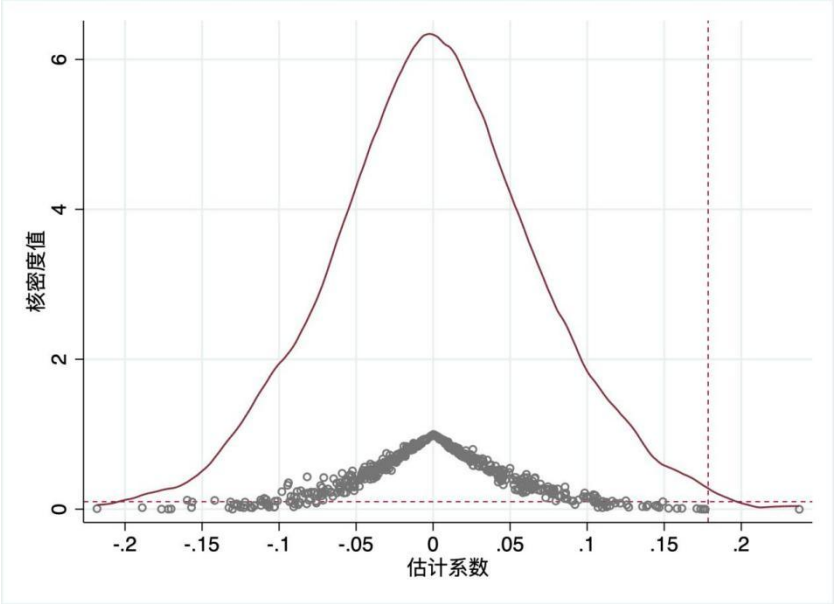
第五，我们改变部分变量定义重新进行估计。将以国债利率作为无风险利率基准计算的信用利差作为被解释变量，结果如第（7）列所示。将债券信用评级转换成一组多值有序离散变量，即将“AAA”、“AA+”、“AA”、“AA-”及以下四类评级分别赋值为 1、2、3、4，结果如第（8）列所示。改变信用利差计算方法和对信用评级因素的控制方法后，碳排放权交易管控提高债券信用利差的效应仍保持稳健。

¹ 债券在各期末受基金持有情况根据 Wind 债券数据整理，由于存在数据缺失，我们仅在识别出至少一家基金持有的样本中检验碳交易管控是否影响持有基金家数。

附表 9 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全国碳市场 建设政策推 出前	剔除 2020 年后样本	剔除样本期 内发债次数 低于 3 次	考察当年是 否纳入管控 的影响	剔除纳入管 控的当年样 本	剔除累进利 率债券	国债利率基 准的信用利 差	多值有序离 散债券信用 评级
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>DID</i>	0.1631*** (2.8424)	0.1631*** (2.8424)	0.1942*** (3.2454)	0.1841*** (3.0918)	0.1906*** (3.1447)	0.1715*** (3.1775)	0.1516*** (2.7261)	0.1796*** (3.1987)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、行业、年份 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	15,469	15,469	18,324	20,385	20,322	14,959	20,385	20,385
<i>Adj. R</i> ²	0.5813	0.5813	0.5787	0.5747	0.5739	0.5943	0.6173	0.5667

第六，为避免观测到的碳排放权交易管控带来的债券正溢价是由偶然因素导致的，因此随机打乱发债人是否为碳交易管控企业以及被纳入管控的年份，根据随机产生的关键解释变量重新进行回归，观察是否能得到与根据真实发生的碳排放权交易管控类似的回归结果。对 500 次随机产生的主要解释变量 *DID* 的回归估计系数画出核密度图（如附图 3 所示），发现真实的基准回归估计系数（0.1785）属于随机生成估计系数正态分布分布中的极端值（如右侧红色竖线位置所示），且真实的 *DID* 回归系数显著性水平对应的 *p* 值（<0.001）也为随机生成 *p* 值均匀分布中的极端值，说明并不能由绝大多数随机打乱生成的虚拟碳排放权交易管控观测到显著的债券定价效应。因此，观测到的碳排放权交易管控的债券定价效应不太可能由随机因素所导致，支持了主要实证发现的可靠性。



附图 3 安慰剂检验

注：该图展示 500 次随机生成主要解释变量（发债人是否受到碳排放权交易管控）对应的回归估计系数核密度图。灰色散点的横坐标表示一次特定随机生成回归的估计系数，纵坐标表示回归估计系数对应的显著性 *p* 值。竖线的横坐标为真实样本基准回归估计的系数。横线的纵坐标为 0.1。

参考文献

- [1] 靳玮、王弟海和张林, 2022,《碳中和背景下的中国经济低碳转型:特征事实与机制分析》,《经济研究》第 12 期,第 87~10 页。