

《科创债发行的行业溢出效应：来自债券发行定价的证据》附录

附录 1 制度背景

附表 1 科创债发行特征描述性统计

	类别	数量	占比
是否卡脖子 行业债券	是	103	39%
	否	163	61%
募集资金是否 直接高度用于科创项目	是	88	33%
	否	178	67%
发行时主体评级	AAA	253	95%
	非 AAA	13	5%
发行期限	3 年以上	90	34%
	3 年及以下	176	66%

附录 2 变量定义

附表 2 变量名称、含义与测度方法

类型	变量名称	含义	测度方法
被解释 变量	$CS(\%)$	债券发行利差	一级市场债券发行时票面利率与 同时期相同期限国债收益率之差
解释 变量	$Ratio \times Post$	行业层面科创债 发行冲击强度	年份-月份时点行业内科创公司债发行数量占 行业内全部公司债券发行数量比例与行业层面首次发 行科创债时点虚拟变量的乘积
控制 变量	$Size$	企业规模	总资产的自然对数
	$Lev(\%)$	资产负债率	负债总额与总资产之比
	$Roa(\%)$	资产收益率	净利润与总资产之比
	$Cash$	现金比率	(货币资金、交易性金融资产以及应收票据之和)/流 动负债
	$Tang(\%)$	有形资产比率	[股东权益(不含少数股东权益)-(无形资产+开发支 出+商誉+长期待摊费用+递延所得税资产)]/总资产
	$Total$	发行金额	债券发行总额(亿元)
	$Maturity$	发行期限	债券计息日起到偿还本息日止的时间, 单位年
	$Guarantee$	担保条款	债券有担保取 1, 否则为 0
	$Firmrating$	发行时主体评级	发行时主体信用评级得分

附录 3 稳健性检验

(一) 遗漏变量的考虑

尽管模型(1)控制了多个固定效应,但是也可能遗漏掉其他的共同影响因素从而导致潜在的内生性问题。比如,行业层面因素与省份层面因素既可以影响一只债券是否以科创债形式发行,同时也可以影响一只债券的发行利差(祝小全等,2022)。因此,本文在模型(1)

的基础上分别额外控制“行业-年度”、“省份-年度”交互固定效应以缓解不同行业、省份随年份变化而变化的因素所引起的遗漏变量偏误问题，相应的结果见附表3第（1）、（2）列。从结果可见， $Ratio \times Post$ 系数均至少在 5%水平上显著为负。本文也在模型（1）的基础上同时额外控制“行业-年份”、“省份-年份”交互固定效应，相应结果见附表3第（3）列， $Ratio \times Post$ 系数在 5%水平上仍显著为负。此外，债券发行中介机构也会影响债券发行特征。因此，本文进一步控制承销商固定效应、会计师事务所固定效应以及评级机构固定效应，相应结果见附表3第（4）列， $Ratio \times Post$ 系数也在 5%水平上显著为负。上述结果表明，即使在考虑潜在遗漏变量的前提下，本文基准结果仍旧具有较强的稳健性。

附表3 考虑交互固定效应的分析

Variables	CS(%)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Ratio \times Post$	-0.4034** (-2.1604)	-0.4858*** (-3.0138)	-0.4211** (-2.2768)	-0.4994** (-2.3750)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	No	No	No
行业-年份时间固定效应	Yes	No	Yes	Yes
省份-年份时间固定效应	No	Yes	Yes	Yes
承销商固定效应	No	No	No	Yes
评级机构固定效应	No	No	No	Yes
会计师事务所固定效应	No	No	No	Yes
样本量	3865	3866	3860	3528
$Adj. R^2$	0.7584	0.7856	0.7927	0.7832

注：样本量减少是交互固定效应所导致的。

（二）样本配对分析

从描述性统计结果可知，样本中相当一部分债券处于未有科创债发行经历的行业。所以，一方面，科创债分布可能存在不均衡；另一方面，有科创债发行的行业企业与无科创债发行的行业企业在基本面特征方面也可能存在一定的差异，上述问题出现可能导致相关结论存在偏误。因此，为了减小两组样本之间的差异对估计结果可能造成的影响，本文采用相关匹配方法进行分析。首先，按照 $Ratio \times Post$ 是否大于 0，定义处理组（大于 0）与对照组（等于 0）；其次，采用卡尺匹配（0.0001）、近邻 1:1 匹配方法、近邻 1:4 匹配方法寻找有科创债发行的行业企业对照样本，并对实验组与对照组样本进行回归，相应的结果见附表4第（1）~（3）列，结果显示， $Ratio \times Post$ 变量系数均至少在 5%水平上显著为负。其次，为了减小配对样本减少所带来的偏差问题，本文使用熵平衡匹配的方法进行稳健性检验，熵平衡匹配的回归结果见附表4第（4）列， $Ratio \times Post$ 变量系数在 5%水平上显著为负。上述配对分析结果与本文的基本结果一致，说明本文结论是稳健的。

附表 4 基于配对样本的分析

Variables	CS(%)			
	卡尺匹配	近邻 1:1 匹配	近邻 1:4 匹配	熵匹配
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ratio</i> × <i>Post</i>	-0.6758*** (-2.8843)	-0.6708** (-2.0610)	-0.5176** (-2.2718)	-0.5716** (-2.3775)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2354	1317	2805	3871
<i>Adj.R</i> ²	0.7404	0.6794	0.7191	0.7477

（三）变量衡量偏误分析

（1）行业代码的重新定义。为了减小企业定义所属行业所带来的偏差问题，本文从多个角度定义企业所属行业。首先，根据债券发行年份发行人第一大营业收入来源划分债券发行当年发行人所处行业，计算各行业分类方式下月度频率科创债发行数量比例（*Ratio_A*），实证结果见附表 5 第（1）列。其次，本文从 Wind 数据库“发债主体资料-公司简介”中所提及的行业定位信息对债券发行人所属行业进行手动划分，相应的结果见附表 5 第（2）列。从结果可见，*Ratio_A* × *Post* 系数均在 1%水平上显著为负。

附表 5 手动划分行业分类下科创债发行同行业溢出效应

Variables	CS(%)	
	根据营业收入判断行业	根据基本资料判断行业
	(1)	(2)
<i>Ratio_A</i> × <i>Post</i>	-0.6305*** (-2.9462)	-0.7468*** (-3.5395)
控制变量	Yes	Yes
样本量	3871	3871
<i>Adj.R</i> ²	0.7485	0.7490

此外，本文还对近五年有关同行业直接和间接溢出效应研究文献进行整理，发现同行业溢出效应文献多采用证监会、国民经济以及 Wind 行业分类方式进行行业定义，部分文献也采用同花顺行业分类方式进行行业定义。为此，本文使用证监会行业分类方式（两位阿拉伯数字）、国民经济行业分类方式以及同花顺行业分类方式进一步检验基准结论的稳健性，相应的结果见附表 6。

附表 6 其他行业分类方式下科创债发行同行业溢出效应

Variables	CS(%)					
	证监会 两位数字	国民经济 一位代码	国民经济 两位数字	同花顺 一级行业	同花顺 二级行业	同花顺 三级行业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Ratio_B</i> × <i>Post</i>	-0.4050** (-2.4619)	-0.4011*** (-3.4489)	-0.2857** (-2.1347)	-0.4499*** (-2.6557)	-0.4804*** (-2.6659)	-0.4254*** (-3.1524)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3871	3871	3871	3871	3871	3871
<i>Adj.R</i> ²	0.7471	0.7473	0.7468	0.7473	0.7474	0.7471

（2）科创债比例计算频率的改变。在基准回归中，本文采用月度频率计算科创债的行业发行比例。为减小时间频率对结论的影响，本文在季度层面、半年度以及年度层面分别计算科创债的行业发行比例（*Ratio_C*），将上述变量代入到模型（1）中进行回归，相应的回归结果见附表 7，从结果可见，关键变量系数均在 1%水平上显著为负，与基准结论一致。

附表 7 不同频率度量方式下科创债发行同行业溢出效应

Variables	CS(%)		
	季度	半年度	年度
	(1)	(2)	(3)
<i>Ratio_C</i> × <i>Post</i>	-0.8645*** (-4.1939)	-0.9253*** (-3.8479)	-0.7169*** (-2.7260)
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本量	3871	3871	3871
<i>Adj.R</i> ²	0.7491	0.7489	0.7478

（四）工具变量回归

尽管本文从遗漏变量偏误、样本选择偏差以及关键解释变量度量方式等角度对基准结论进行了相关稳健性检验，但内生性问题仍需进一步探讨。一方面，债券发行利差更低的行业更可能发行科创债；另一方面，可能存在某些未考虑到的变量既影响债券是否以科创债形式发行，又影响债券发行利差。因此，本文通过构造工具变量的方式对上述问题进行缓解。

（1）工具变量 1。一方面，2021 年 6 月起，美国财政部陆续将我国部分高科技企业列入 NS-CMIC List（非 SDN 中国军事综合体企业）清单，意图限制国外投资者对清单公司的投资。由于受清单影响的高科技行业更有可能通过发行科创债来应对融资端的冲击，因此本文选择是否进入美国制裁行业清单（*List*）来度量行业受清单冲击大小，同时以 2021 年为时点，划分清单冲击前后时点（清单冲击后 *Post_US*=1，反之 *Post_US*=0）。综上，本文构建 *List*×*Post_US* 作为 *Ratio*×*Post* 的工具变量。工具变量回归结果见附表 8 第（1）、（2）列。第

（1）列是工具变量 1 第一阶段回归结果，*List*×*Post_US* 的估计系数为 6.8835，且在 1%水平上显著，说明受清单冲击的行业企业更有可能通过发行科创债以应对负面清单冲击。第（2）列结果显示 *Ratio* 系数也在 5%水平上显著为负，表明在考虑了内生性问题后，本文的基准结论是相对稳健的。

（2）工具变量 2。国有企业是我国经济发展的中坚力量，同时也是债券市场的主要发债主体。在数据层面，本文发现科创债发行试点政策推出后，事件前国企数量多的行业事后有着较高的科创债发债比例。因此，行业中国企比例与科创债发行比例高度相关。另外，由于国企数量是历史形成的，对行业内其他企业当期的发债决策没有直接影响，尤其是当模型中控制企业自身产权性质时，国企数量作为工具变量具有较好的排他性。综上，行业内国企比例基本符合工具变量选取的相关性和外生性要求。考虑到交易所债券市场科创债发行试点政策于 2021 年 3 月开始，因此，本文以 2020 年末行业内国有企业比例（*Soe_Ratio*）×科创债发行试点政策（*Post_KC*）外生冲击构造行业-年份-月份时点科创债发行占比的 IV，相应的实证结果见附表 8 第（3）、（4）列。第（3）显示，*Soe_Ratio*×*Post_KC* 的估计系数为 0.0317，且在 1%水平上显著，说明科创债发行试点政策前国有企业占比高的行业在科创债发行试点政策后行业内科创债发行占比更高。第（4）列结果显示，*Ratio* 系数在 1%水平上显著为负，表明在缓解潜在的内生性问题后，本文的基准结论是相对稳健的。

附表 8 基于考虑内生性问题的稳健性分析

Variables	工具变量 1		工具变量 2	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ratio		-1.0736** (-2.2762)		-9.0710*** (-2.8386)
List×Post_US	6.8835*** (8.5203)			
Soe_Ratio×Post_KC			0.0317*** (5.3885)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3871	3871	3871	3871
F	72.60		29.04	

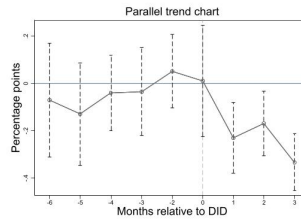
（五）多时点 DID 模型

为进一步识别科创债发行与行业内其他非科创债发行利差之间的因果关系，本文参考吴育辉等（2022）的研究，采用多时点 DID 模型检验科创债发行的同行业溢出效应。具体地，本文将发行过科创债的行业作为处理组（ $Treat_h=1$ ），没有发行过科创债的行业作为控制组（ $Treat_h=0$ ），并以行业内首次发行科创债时点构建行业层面科创债发行冲击，在该时点后 $Post_h=1$ ，否则 $Post_h=0$ 。以上述变量的交乘项替换模型（1）中的 $Ratio \times Post$ 进行回归，相应的结果见附表 9，结果显示， $Treat_h \times Post_h$ 系数也在 1% 水平上显著为负，即行业内首次科创债发行能够降低行业内后续发行的其他非科创债发行利差，这与基准回归结论一致。

附表 9 考虑行业内首次发行科创债 DID 分析

Variables	CS(%)
	(1)
$Treat_h \times Post_h$	-0.1742*** (-5.3156)
控制变量	Yes
样本量	3871
Adj.R ²	0.7482

进一步地，本文也按照祝小全等（2022）的研究设计，保留行业首只科创债发行之前的 6 个月（Pre 窗口）、发行当月及之后 3 个月内（Post 窗口）的观测，动态估计科创债发行对行业内其他非科创债发行利差的边际影响，回归结果中关键变量（ $Treat_h \times Post_h$ ）的动态系数见附图 1。我们发现， $Treat_h \times Post_h$ 系数在行业首只科创债发行前不显著，并不存在明显的趋势，说明处理组与控制组的债券发行利差满足平行趋势假设。然而，随着行业首只科创债的发行，该行业后续发行的非科创债发行利差显著下降，这在一定程度上说明科创债发行与同行业其他非科创债发行利差之间存在因果性。



附图 1 事前趋势检验

参考文献

- [1] 龙小宁、张帆和易巍，2026，《创新知识溢出的测度与检验——基于机器学习生成专利文本相似度的证据》，《数量经济技术经济研究》，第 2 期，第 54~79 页。
- [2] 吴育辉、田亚男、陈韞妍和徐倩，2022，《绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究》，《管理世界》第 6 期，第 176~193 页。
- [3] 张征宇、林丽花、曹思力和周亚虹，2024，《双重差分设计下固定效应估计量何时可信？——若干有用的建议》，《管理世界》第 1 期，第 196~222 页。
- [4] 祝小全、陈卓、施展和何治国，2022，《违约风险传染的避险效应与溢出效应：隐性担保预期的视角》，《经济研究》第 12 期，第 174~190 页。