

《信用衍生品发行对民营企业融资成本的影响》附录

附录 1 稳健性检验和内生性问题处理

本文采用四种方法展开稳健性检验，并对潜在的内生性问题进行处理。

第一，在本文初步分析中，正文图 1 所示两类债券信用利差走势在 2020 年前后出现了反穿的异象，提示 CRMW 对民营企业融资成本的影响可能在附近时点发生变化。考虑到本文基准回归时间段划分可能存在一定模糊性，我们进一步细化识别了每一年 CRMW 对融资成本影响的边际效应，考察 CRMW 对民营企业债券融资成本影响的逐年趋势，以确认 CRMW 的作用恰好在 2020 年前后产生了结构性突变。

具体而言，我们在主回归模型中引入 CRMW 与年份虚拟变量的交乘：

$$CS_{i,j,t} = \beta_0 + \sum_{2018}^{2023} \beta_t (CRMW_{i,j,t} \times Year_t) + \beta_1 \times Control_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中， β_t 识别了每一年 CRMW 对民营企业债券融资成本的边际影响。若反转确实在 2020 年发生，则应该在 β_{2020} 处开始观测到显著的正向系数变化。

附表 1 报告了三类融资成本指标（*spread*、*spread2*、*coupon_rate*）作为被解释变量的（1）式检验结果。从表中可以看出，自 2020 年起，CRMW 对融资成本的边际效应显著为正（注意到尽管 2019 年部分估计结果亦为正，但置信区间跨越零，统计意义上不显著）。因此，从符号方向与显著性水平均可观察到自 2020 年起的结构性突变。这一证据为本文以 2020 年作为 CRMW 作用变化的时间点划分提供了实证支撑。

附表 1 CRMW 对民营企业融资成本的年度边际效应

年份	(1)	(2)	(3)
	年度边际效应		
	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon_rate</i>
2018	-0.1848* (-1.8968)	-0.4071*** (-4.8746)	-0.1984* (-2.0683)
2019	0.3000 (1.5568)	0.2652 (1.4069)	0.3170 (1.6201)
2020	0.8048*** (7.1316)	0.4325*** (5.7512)	1.0055*** (7.5499)
2021	0.7177*** (7.4422)	0.9004*** (6.7641)	1.0233*** (8.6829)
2022	1.0278*** (13.9726)	1.0772*** (11.4250)	1.0589*** (7.1323)
2023	1.2065*** (3.2411)	1.4040*** (4.3783)	1.4529*** (3.7680)
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	1171	1171	1171

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著；括号内数字为 t 值，下表同。

第二，使用工具变量法减轻实验设计的内生性问题。考虑到债券发行成本可能反过来影响 CRMW 的创设概率，本文设计工具变量回归以缓解潜在的反向因果问题。根据发行债券的承销商是否属于交易商协会规定的 CRMW 创设机构构建工具变量，如果标的债券的承销商通过了交易商协会的备案成为当年 CRMW 的合格创设机构，工具变量取值为 1，否则为 0。中国银行间市场交易商协会对 CRMW 创设机构的准入作了限制，截至 2024 年 9 月 30 日，共有 56 家金融机构被列入信用风险缓释凭证创设机构名单。一方面，若债券承销商具备创设 CRMW 的资格，则该机构在承销债券时更容易向发债企业提供这种融资支持工具，保证了工具变量的相关性。另一方面，债券承销商是否具备创设 CRMW 的资

格由交易商协会的专业委员会单独决定，与单一债券的发行定价相对外生。

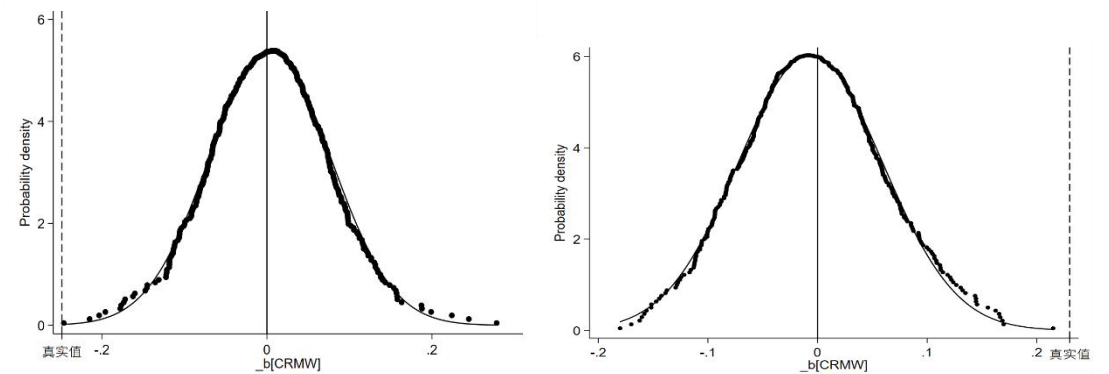
附表 2 展示了工具变量回归的结果。不可识别假设与弱工具变量假设均被拒绝，工具变量的合理性得到证明。解释变量的回归系数显著性下降但方向与基准回归一致，进一步验证了本文结论的可靠性。

附表 2 工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	2017-2019			2020-2023		
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon_rate</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon_rate</i>
<i>CRMW</i>	0.0900 (1.1291)	-0.1975** (-2.5427)	-0.3468*** (-3.8669)	-0.2538*** (-2.7709)	0.2853* (1.9208)	0.2128 (1.3156)	0.4189** (2.4207)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Centered R ²	0.5856	0.5197	0.4704	0.6115	0.5982	0.3292	0.6135
LM Test	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wald F	28559.2182	105985.2525	105985.2525	105985.2525	3276.7749	3276.7749	3276.7749
样本量	1171	551	551	551	620	620	620

注：LM Test 一栏为 Kleibergen-Paap rk LM 检验的 p 值，Wald F 一栏为 Kleibergen-Paap rk Wald 检验的 F 统计量。

第三，采用安慰剂检验的方法对基准回归进行处理。本文从基准样本的 1171 条民营企业债券中随机抽取 136 条作为虚拟实验组，假定它们发行了信用衍生品，*CRMW* 设定为 1，其余为 0。在此基础上重新进行基准回归并计算 *CRMW* 的回归系数 β_1 ，并将以上操作重复 500 次。附图 1 展示了 500 次回归得到的 β_1 的对应分布。容易看出，两个时间区间内的 β_1 的分布与均值为 0 的正态分布形状类似，仅有少部分模拟结果落在真实回归的 β_1 值外侧。该结果表明当选择 *CRMW* 的策略为随机产生时，信用衍生品发行不会对民营企业的债券融资成本产生显著影响。



附图 1 安慰剂检验

注：图左为 2017-2019 年安慰剂检验的结果，图右为 2020-2023 年安慰剂检验的结果。虚线反映了真实基准回归 β_1 估计值在模拟 β_1 分布中的大概位置。

第四，为缓解控制组和实验组潜在的非随机性问题，采用倾向得分匹配方法将控制组和实验组进行重新匹配，回归结果如附表 3 所示。除部分回归系数的显著性下降外，倾向得分匹配回归结果与基准回归基本一致。

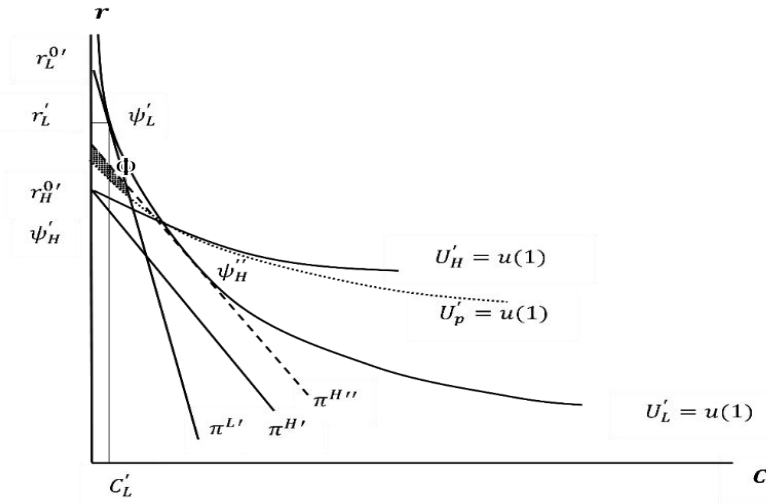
附表 3 信用衍生品发行对民营企业债券融资成本的影响：PSM

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	2017-2019			2020-2023		
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon rate</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon rate</i>
<i>CRMW</i>	0.2917*** (3.2637)	-0.0413 (-0.4100)	-0.0237 (-0.1805)	-0.2994** (-2.2332)	0.6714*** (4.3460)	0.7329*** (4.2964)	0.9872*** (5.2876)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1088	551	551	551	537	537	537

注：仅展示核匹配法匹配实验组和控制组样本的检验结果，其他匹配方式的检验结果可向作者索取。

附录 2 “包装信号”均衡的求解过程

方便论证，附图 2 是正文图 3 的复制。相对正文图 3，新增加两条曲线，其中一条曲线是混同均衡情形，根据正文式 (7) 的定义，投资人在混同均衡情形获得期望效用 U_p' ；另外一条曲线是 $\pi^{H''}$ ，这一曲线是将 $\pi^{H'}$ 平移到与 U_L' 相切。



附图 2 信用衍生品的“包装信号”阶段混同均衡

首先，求解分离均衡。在“包装信号”均衡中，可以证明低质量债券选择合约 $\psi_L' = (r_L' > 0, c_L' > 0)$ ，高质量债券选择 $\psi_H' = (r_H' = r_H^{0'}, c_H' = 0)$ 是唯一的分离均衡。给定信念体系 $b(\psi_H) = B_H$ ， $b(\psi_L) = B_L$ ， $b(\psi) = B_L$ ， $\psi \neq \psi_t$ ， $t = H, L$ ，意味着任何偏离均衡路径的合约选择都被投资者认为是低质量企业的债券。对于高质量债券，易得 $\psi_H' = (r_H' = r_H^{0'}, c_H' = 0)$ 是其利润最大化的最优选择。对于低质量债券，信号噪音足够大 ($\beta \leq \frac{\pi^{L'}(\psi_L')}{P_L(R - r_H^{0'})}$) 保证了其没有模仿高质量债券的激励，此时，低质量债券在分离均衡中的唯一满足“直观标准”的最优解为提供无差异曲线 $U_L'(1)$ 与低质量企业等利润线 $\pi^{L'}$ 相切处的合约 $\psi_L' = (r_L' > 0, c_L' > 0)$ 。

其次，论证不存在满足“直观标准”的混同均衡。混同均衡定义与“保险增信”均衡类似，满足：(1) 投资者具有信念体系 $b(\cdot)$ ，其中 $b(\psi_p') = \lambda$ ， $b(\psi) = B_L$ ， $\psi \neq \psi_p'$ 。表示投资者观测到发债企业给出合约 ψ_p' 后信念无更新，维持认为债券有 λ 概率为高质量债券，观测到其他合约则认为标的债券为低质量债券；(2) 给定 ψ_p' 以及前述信念体系，投资者的

策略 $s(\psi_p) \rightarrow \{\text{接受}, \text{不接受}\}$ 为既定策略集内效用最大化的选择；（3）给定投资者的策略 $s(\psi_p)$ ，高质量与低质量发债企业都获得利润最大化。

混同均衡要求高质量与低质量两种类型的企业都无偏离混同合约的激励。由于合约 ψ_L' 是企业被认定为低质量情形下唯一最优解，若低质量企业选择偏离行为，必然选择合约 ψ_L' ，因此混同均衡的合约只能出现在 π^L 、 U_p' 及坐标纵轴所围区域。同时，混同均衡的合约必须在 π^H 以下区域，否则高质量企业有激励偏离混同合约选择 ψ_H'' 。根据以上推导，混同均衡存在性取决于 π^H 以下， π^L 以下， U_p' 以上以及坐标轴围成的区域 Φ 是否存在（图中灰色区域描绘的是存在情形）。

与正文图 2 的论证类似，本文采用“直观标准”排除所有混同均衡。 $\forall \psi \in \Phi$ ，令在合约 ψ 相交的两条等利润线为 π_ψ^L 与 π_ψ^H ，因为 π_ψ^L 比 π_ψ^H 更陡峭，那么在交点 ψ 右下领域必然存在一条非均衡路径 ψ' ，使得高质量企业有偏离激励，而低质量企业无偏离激励，所获利润增加，不满足“直观标准”的要求。同理，区域 Φ 中的所有混同均衡都可删除。

综合以上分析，经过“直观标准”精炼后，“包装信号”仅存在唯一的分离均衡，其中低质量债券选择合约 $\psi_L' = (r_L' > 0, C_L' > 0)$ ，高质量债券选择 $\psi_H' = (r_H' = r_H^0, C_H' = 0)$ 。

附录 3 对信用衍生品 2020 年前后作用转变背后机制的检验

附表 4 展示了宏观和债券两个层面的投资人风险偏好变化对信用衍生品发行影响民营企业融资作用的检验结果。结果显示， $CRMW$ 与三项宏观层面指标之交乘项在 1%水平下显著为负，表明当市场对宏观经济预期悲观时，发行 $CRMW$ 对标的债券信用利差的提升作用更明显，“包装信号”效应更强。类似地，当债券市场风险偏好较低、债务人频繁违约时，发行 $CRMW$ 对标的债券信用利差的提升作用更明显，“包装信号”效应更强。

附表 4 信用衍生品发行、民营企业融资与投资人风险偏好变化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	宏观经济 景气指数 (先行指 数)	中国中小企 业信心指数 (预期指 数)	中国企业 景气指数	上证信用100/ 上证国债指数	上一期违 约债券数	上一期违约民 营企业债券数
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
$CRMW$	7.8584*** (3.7286)	5.9399*** (3.2927)	1.7877*** (5.7382)	9.1988*** (6.1539)	-0.4052** (-2.4488)	-0.2788** (-2.4218)
$macro1_CRMW$	-0.0741*** (-3.5856)					
$macro2_CRMW$		-0.1027*** (-3.2122)				
$macro3_CRMW$			-0.0121*** (-5.3246)			
$bond1_CRMW$				-8.5808*** (-5.9540)		
$bond2_CRMW$					0.0060*** (6.2381)	
$bond3_CRMW$						0.0075*** (6.8660)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Adj. R^2$	0.6398	0.6518	0.6373	0.5984	0.6008	0.5980
样本量	1102	1135	502	1135	1135	1135

综上所述，由于衍生品的“包装信号”作用和投资人风险厌恶情绪增强时追逐安全资产的“安全转移”现象存在，信用衍生品在国内市场更多成为一种顺周期增信工具。当宏观预期向好、投资人的风险偏好上升时，信用衍生品的“包装信号”效应较弱，有效降低了民营企业债券的融资成本；相反，在市场预期经济下行、投资人的风险偏好下降的环境下，信用衍生品的“包装信号”效应显著增强，反被市场解读为弱资质信号，降低融资成本的效力减弱。

附录 4 信用衍生品“包装信号”效应的进一步分析

附表 5 Panel A 展示了将国有企业样本加入基准模型的实证结果。与正文表 1 类似，列（1）为 2017-2023 年全样本回归，列（2）—列（4）和列（5）—列（7）分别为 2020 年前与 2020 年后 CRMW 发行对国有企业融资成本的影响。回归结果显示，在三个样本研究期间中，绝大部分 CRMW 的回归系数在 1%水平上显著为正，表明样本研究期间国有企业发行 CRMW 将增加自身债券融资成本，信用衍生品对国有企业债券融资成本的影响始终表现为“包装信号”效应。

附表 5 Panel B 展示了将债券偿还期限超过一年的中长期债券样本加入基准模型的实证结果。回归系数与基准回归仅考虑（超）短期融资券的结果基本一致，表明信用衍生品由“保险增信”效应到“包装信号”效应的作用转换在中长期信用债样本中同样存在。

附表 5 信用衍生品“包装信号”效应的进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A: 加入国有企业样本的回归结果							
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon_rate</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon_rate</i>
CRMW	0.7562*** (7.7254)	0.2477*** (5.0549)	0.1747** (2.4718)	0.4039*** (6.4997)	1.1197*** (5.2894)	1.0454*** (6.3278)	1.4681*** (6.7795)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.4480	0.5601	0.1603	0.6546	0.3899	0.0855	0.3789
样本量	22189	6391	6391	6391	15798	15798	15798
Panel B: 加入中长期债券的回归结果							
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon_rate</i>	<i>spread</i>	<i>spread2</i>	<i>coupon_rate</i>
CRMW	0.2422*** (3.5121)	-0.2162*** (-6.4821)	-0.2162*** (-6.4821)	-0.2162*** (-6.4821)	0.5130*** (3.6454)	0.5130*** (3.6454)	0.5130*** (3.6454)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.5538	0.4961	0.4715	0.6239	0.6014	0.5999	0.6049
样本量	1388	768	768	768	620	620	620