

信用风险缓释凭证“缓释”了 民营企业债券融资成本吗？

——基于银行间债券市场的实证检验

周先平¹, 向古月¹, 刘仁芳²

(1. 中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073;

2. 重庆工商大学 学术期刊社, 重庆 400067)

摘要:作为一种信用衍生产品,信用风险缓释凭证应当具有降低债务融资成本的功能。在不完全债务合约情形下,信用风险缓释凭证可以通过加强债权人的谈判地位、约束债务人的机会主义行为等降低债务融资成本。将中国重启发行信用风险缓释凭证作为准自然实验,利用2018年1月—2019年11月的银行间债券市场数据,采用固定效应模型、双重差分法、平行趋势检验、动态效应分析和安慰剂检验等方法分析信用风险缓释凭证对民营企业债券融资成本的影响,结果表明:信用风险缓释凭证的创设发行,能够显著降低民营企业标的债券的信用利差和发行利率,且股东议价能力越强、清算成本越大,其融资成本下降效应越明显。进一步的研究发现,在短期融资券市场存在由所有制差异引发的结构分化现象,信用风险缓释凭证的重启发行一定程度上减小了民营企业同国有控股企业之间的债券融资成本“剪刀差”,实现了对优质民营企业的定向支持。因此,应进一步发掘信用风险缓释凭证的结构化定向调节潜力,并加强对创设发行机构的监管约束,在有效降低债务融资成本的同时避免风险聚集。

关键词:信用风险缓释凭证;债券融资成本;民营企业;信用利差;发行利率;股东议价能力;清算成本

中图分类号:F275;F832.5 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2021)01-0069-15

一、引言

党的十九大以来,中国经济进入高质量发展的快车道,新旧动能加速转换,科技创新能力不断增强,

* 收稿日期:2020-11-19;修回日期:2020-12-09

基金项目:国家社会科学基金重点项目(20AJY025);早期版本入选第十六届(2019)中国金融学年会会议论文

作者简介:周先平(1975),男,湖北孝感人;教授,博士,博士生导师,产业升级与区域金融湖北省协同创新中心副主任,主要从事公司金融、货币政策和国际金融研究。刘仁芳(1987),女,四川富顺人;博士,主要从事公司金融研究。

通信作者:向古月(1990),男(土家族),湖北长阳人;博士研究生,主要从事国际金融和公司金融研究;Email:cyxiangguyue@163.com。

供给侧结构性改革取得显著成效,金融市场总体平稳。然而,与此同时,世界经济格局风云变幻,国际贸易摩擦与争端不断,外部环境已发生明显变化。受此影响,2018年中国债券市场信用违约事件频发,民营企业债券违约金额超过1072亿,占市场累计违约金额的九成以上,市场对民营企业的投资信心也大幅受挫,出现了一定程度的“羊群效应”和非理性行为,民营企业“融资难”“融资贵”等问题再度凸显。2018年10月,为了加强对金融市场非理性行为的引导,国务院常务会议决定设立包括信用风险缓释凭证(Credit Risk Mitigation Warrant, CRMW)在内的民营企业债券融资支持工具。理论上,信用风险缓释凭证属于信用衍生产品,其让投资者可以通过主动购买信用保护的方式来实现风险的转移和分散。中国银行间市场交易商协会早在2010年就创设了该项产品,与其一同推出的衍生产品还包括信用风险缓释合约(Credit Risk Mitigation Agreement, CRMA)、信用违约互换(Credit Default Swap, CDS)和信用联结票据(Credit-linked Notes, CLN)等。

一般认为,信用衍生产品可以缓解市场上的“柠檬问题”,以低成本实现风险转移,改善市场流动性,降低债务融资成本^[1-2]。但美国次贷危机的爆发显露了其弊端:信用衍生产品的创设发行人往往是以大型银行为代表的系统重要性金融机构,其过度发行信用衍生产品可能使个体风险中心化,进而加剧系统性金融风险^[3-4]。在欧美市场,这两类观点均得到了理论支撑和经验证实。从中国的实际情况来看,资本市场具有独特的制度环境和政策背景,信用风险缓释凭证能否有效地发挥信用衍生产品的基础功能?又具备哪些特色功能?特色功能如何才能更好地发挥效用?对于这些问题,以往可能难以进行实证检验:一方面,中国债券市场整体环境偏向“刚性兑付”,风险再配置需求不强,信用风险缓释凭证一经推出就陷入停滞,数据生成也随之暂停;另一方面,中国信用衍生产品市场起步较晚,时间跨度短,难以获得足够的统计数据。然而,2018年民营企业债券大面积违约打破了国内债券市场的“刚兑”格局^①,国务院常务会议决定设立民营企业债券融资支持工具,沉寂了多年的信用风险缓释凭证顺势重启^②,并重点针对民营企业创设发行。信用风险缓释凭证的规模化发行为实证检验中国版信用衍生产品的功能提供了丰富的研究数据和难得的准自然实验环境。为此,在支持民营经济改革发展和解决民营企业融资难、融资贵的背景下,研究信用风险缓释凭证能否有效降低民营企业债券融资成本具有重要的理论价值和现实意义。

纵观现有文献,从经验分析或数理推演的视角研究中国版信用衍生产品对债券融资成本影响的文献极少,大多数国内文献更关注信用衍生工具的产品设计、定价机制和配套制度等问题^[5-8]。虽然许友传和裘佳杰(2011)实证检验了信用风险缓释工具对银行贷款定价的影响,但该研究只涉及信贷市场,而未讨论债券市场^[9]。而在目前国家大力支持民营企业直接融资的背景下,研究债券市场对民营企业融资的支持作用显得尤为重要。因此,本文将Fan和Sundaresan(2000)以及Kim(2016)提出的不完全合约债务违约模型扩展至信用风险缓释凭证^[10-11],并利用2018年1月—2019年11月中国银行间债券市场数据,以(超)短期融资券为研究样本,分析信用风险缓释凭证对民营企业债券融资成本的影响。

本文可能的边际贡献包括:首先,不同于已有中文文献,从数理推演和经验分析两个层面研究信用风险缓释凭证是否具有降低民营企业债券融资成本的功能,丰富了信用衍生产品领域的理论和实证研究;其次,立足于民营企业融资难、融资贵问题,分析信用风险缓释凭证在中国市场的特色功能,即实证

① 2018年中国债券市场共计发生信用违约事件125起,违约金额1209.61亿元,新增首次违约的40家企业中有34家是民营企业;全年下调债券发行主体评级236次,其中,民营企业下调191次,占总下调次数的80.9%。

② 参见中国人民银行公告《设立民营企业债券融资支持工具,毫不动摇支持民营经济发展》(http://www.gov.cn/xinwen/2018-10/22/content_5333617.htm)。自2018年10月到2019年8月底,银行间债券市场累计创设信用风险缓释凭证115只,实际发行规模达139.82亿元,标的主体超过八成成为民营企业。

检验其是否能降低民营企业同国有控股企业之间的债券融资成本“剪刀差”;再次,考察信用风险缓释凭证的结构化定向调节功能,即检验其是否能实现对优质民营企业的结构化支持;最后,结合实证研究结果和信用衍生产品既分散又聚集风险的特性,提出应充分发挥信用风险缓释凭证的结构化定向调节潜力,对债券市场的局部风险进行结构化调节,定向支持暂时遇到困难的优质企业,并加强对创设发行机构的监管约束,明确风险资本计提规则,避免风险聚集。

二、理论分析与研究假说

传统和现代金融理论均认为,信用衍生产品有助于降低标的债务的信用利差和标的实体的融资成本,但其理论机制却截然不同。传统学说基于风险对冲和价格信号认为,信用衍生产品的创设发行为投资者提供了一种全新的风险对冲方式和关于标的企业的额外信息,有助于降低债务融资成本^[12]。一方面,信用衍生产品能让债权人以较低的成本分散标的实体的风险敞口,实现信用风险的优化配置,而无需索要高风险溢价^[13];另一方面,信用衍生产品的价格信号所提供的额外信息降低了信息不对称程度,使企业融资成本得以下降^[14-15]。

传统学说由于缺少必要的数理推演,其逻辑上不严密,基本属于定性分析范畴。Fan 和 Sundaresan (2000)、Bolton 和 Oehmke (2011) 以及 Kim (2016) 基于不完全合约理论提出了一种引入信用违约互换的债务违约模型,认为信用衍生产品引发的空债权人问题^①改变了财务困境事件中交易双方的利益关系 (Hu et al, 2008)^{[10-11][16-17]}。在不完全债务合约情形下,债务人对于如约还本付息具有有限的承诺能力,因为其现金流是“可观察的,但不可验证的”,信息不对称让债务人具有从事机会主义行为的动机:尽管现金流量足以支付合同付款,企业也可能会选择策略性“违约”,以此来要挟投资者降低合同支付。未受到外部合约保护的投资者为了避免实际违约后的清算损失,往往只能接受债务人提出的条件。这种企业策略性违约的可能性降低了债务人事前承诺守信的可信性,迫使市场形成更高的融资成本。信用衍生产品则可以加强债权人的谈判地位,债权人会变得不再宽容,而债务人在重新谈判中也难以攫取经济利益,从而约束债务人凭借有限承诺的机会主义行为,由此引起的融资成本也得以降低。

本文将上述模型扩展至信用风险缓释凭证,并推导其降低标的债券融资成本的经济效果。首先需要明确以下假定:

(1) 典型债券违约事件包括债务人破产、支付债券本金或利息失败,但(庭外)债务重新谈判并不构成信用违约事件(赔款在重新谈判成功后不会支付)。

(2) 经理人按照股东利益最大化目标行事,投资政策固定。

(3) 资产在无套利自由市场中不断交易。

(4) 市场主体可以自由借贷,无风险利率为 r 。

(5) 企业价值 V_t 服从对数正态随机扩散过程,与资本结构无关: $dV_t = (\mu - \beta)V_t dt + \sigma V_t dB_t$ 。其中, μ 和 σ 表示公司经营性现金流服从恒定增长率 μ 大于 0、恒定波动率为 σ 的几何布朗运动, B_t 服从标准布朗过程, βV_t 表示公司在 t 时刻的现金支付 (β 为现金支付率, $\beta \leq \mu$)。

(6) 债务支付为永久息票支付,其水平保持不变 (c),直到公司宣布破产。

(7) 股东可以在这一支付水平上选择是否违约,当公司价值低于内生违约边界 V_D 时才会违约。若股东选择违约,可以按比例 α 进行资产清算 ($\alpha \in [0, 1]$),债权人在清算中享有绝对优先权,其可清算资产为 $(1 - \alpha)V_D$ 。

^① 空债权人问题,即受信用违约互换保护的债权人由于可以获得违约赔偿而不再关心债务人存续经营的有效性,更倾向于将债务人推向无效的破产清算。

1. 不考虑债务重新谈判,无信用风险缓释凭证保护的债券违约边界

若债务重新谈判的可能性为零,债权人不受信用风险缓释凭证保护。根据 Dixit 和 Pindyck (1994) 的或有要求权理论和 Kim (2016) 的推导^{[18][11]},可得债务违约下界为:

$$V_D = \frac{-\lambda c(1-\tau)}{1-\lambda} \frac{1}{r} \quad (1)$$

其中 λ 为常数,且 $\lambda < 0$:

$$\lambda = \left(\frac{1}{2} - \frac{r-\beta}{\sigma^2} \right) - \sqrt{\left(\frac{1}{2} - \frac{r-\beta}{\sigma^2} \right)^2 + \frac{2r}{\sigma^2}} < 0 \quad (2)$$

因此,不考虑债务重新谈判,债务自然违约概率为:

$$P_D = \left(\frac{V}{V_D} \right)^\lambda \quad (3)$$

2. 考虑债务重新谈判,无信用风险缓释凭证保护的债券违约边界

假设债务临近违约时存在债务重组谈判的可能性,若谈判成功(达成一致)可以避免成本高昂的资本清算,而谈判破裂将导致事实上的违约,债权人只能通过清算挽回损失。参考 Davydenko 和 Strebulaev (2007) 的研究^[19],设债务重新谈判失败的概率 $q \in [0, 1]$ 。一旦债务重新谈判开始,股东和债权人就企业价值 V_R 的再分配进行讨价还价,最终结果将服从纳什议价博弈均衡,进而推导出债券违约下界为:

$$V_R = \left[\frac{1}{1-(1-q)\eta\alpha} \right] \left(\frac{-\lambda}{1-\lambda} \right) \frac{c}{r} = \left[\frac{1}{1-(1-q)\eta\alpha} \right] V_D > V_D \quad (4)$$

其中, $\eta \in (0, 1)$, 表示股东议价能力; $1-\eta$ 表示债权人议价能力;清算比例为 α 。显然,当 $q \neq 1$ 时,有 $\left[\frac{1}{1-(1-q)\eta\alpha} \right] > 1$, 故 $V_R > V_D$ 。进一步得到债券违约的概率为:

$$P_R = \left(\frac{V}{V_R} \right)^\lambda > \left(\frac{V}{V_D} \right)^\lambda = P_D \quad (5)$$

由式(4)和(5)可知,债券最优违约边界及概率随着股东的议价能力 η 和清算比例 α 的增加而增加,随着重新谈判失败的概率 q 上升而下降。这表明,股东议价能力越强,或清算成本越高,或谈判达成一致的概率越大,越有利于股东在谈判时抽取利益,对股东的策略性违约具有激励作用,进而事前额外的违约概率为: $\Delta P = P_R - P_D$ 。这一额外的违约概率将被债券价格吸收,表现为信用利差上升。进一步,本文将推导信用风险缓释凭证能够提高债权人的议价能力,从而降低这一成本。

3. 考虑债务重新谈判,存在信用风险缓释凭证保护的债券违约边界

参考 Bolton 和 Oehmke (2011) 以及 Kim (2016) 的研究,假设信用风险缓释凭证卖方的赔偿高于债券违约后的市场价值^{[11][16]}。因为赔款不是由债务重新谈判触发的,受保护的债权人增加了外部选择,从而加强了其谈判地位。引入信用风险缓释凭证之后,改写纳什议价博弈的最优分配系数,可推导出债券的违约下界为:

$$V_R^{CRMW} = \left[\frac{1}{1-(1-q)\eta(\alpha-\pi)} \right] \left(\frac{-\lambda}{1-\lambda} \right) \frac{c}{r} = \left[\frac{1-(1-q)\eta\alpha}{1-(1-q)\eta(\alpha-\pi)} \right] V_R < V_R \quad (6)$$

显然,当 $q \neq 1$ 时,有 $\left[\frac{1-(1-q)\eta\alpha}{1-(1-q)\eta(\alpha-\pi)} \right] < 1$, 可以得到 $V_R^{CRMW} < V_R$ 。进一步可推导债权人受信用风险缓释凭证保护时债券违约的概率:

$$P_R^{CRMW} = \left(\frac{V}{V_R^{CRMW}} \right)^\lambda < \left(\frac{V}{V_R} \right)^\lambda = P_R \quad (7)$$

由式(7)可知,若其他参数给定,债权人受信用风险缓释凭证保护时的债券违约概率 P_R^{CRMW} 小于无信用风险缓释凭证保护时的概率 P_R ,并且违约概率之差为:

$$\Delta P_R^{CRMW} = \left| \left(\frac{V}{V_R^{CRMW}} \right)^\lambda - \left(\frac{V}{V_R} \right)^\lambda \right| = P_D [1 - (1-q)\eta\alpha]^\lambda \left\{ 1 - \left[1 + \frac{(1-q)\eta\pi}{1 - (1-q)\eta\alpha} \right]^\lambda \right\} \quad (8)$$

上式表明,信用风险缓释凭证可以使标的债券违约概率下降,若控制 P_D 不变,下降幅度与赔款率 π 、股东议价能力 η 、清算比例 α 以及谈判成功概率 $(1-q)$ 有关^①。根据式(8),给定其他变量,股东议价能力越强则债券违约概率的下降幅度越大,清算成本越大则债券违约概率的下降幅度越大。故本文提出以下研究假说:

- H1:信用风险缓释凭证的创设发行有助于降低标的债券违约概率,进而降低债券融资成本。
H2:给定其他变量,股东议价能力越强,信用风险缓释凭证标的债券的融资成本下降幅度越大。
H3:给定其他变量,清算成本越大,信用风险缓释凭证标的债券的融资成本下降幅度越大。

三、研究方法 with 数据处理

1. 模型设定与变量选择

为了检验信用风险缓释凭证对债券融资成本的影响,本文构造如下面板数据固定效应模型:

$$CS_{it}(CDC_{it}) = \beta_0 + \rho CRMW_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j Control_{j,it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

如果信用风险缓释凭证的创设发行能够降低标的债券融资成本,那么 ρ 的估计量应显著为负。

根据债务违约模型的推导结果式(8),债券违约概率与风险中性违约概率、股东溢价能力、清算成本以及谈判失败概率有关。风险中性违约概率 P_D 可表示为公司基本面因素的函数,包括现金流收支情况、无风险利率和所得税税率等。为了控制谈判失败概率 q 的影响,本文假定对于公司 i 而言, q 为不变常数,即 $q_i = (\bar{q}_1, \bar{q}_2, \dots, \bar{q}_t)$,进而通过引入固定效应或双重差分法消除其影响;同理,假定每家公司各自面临的所得税率保持不变,加入固定效应也可以消除其影响;为了控制无风险利率,可以从发行利率中将其预先扣除,以信用利差作为被解释变量。而现金流收支情况、股东议价能力和清算成本则需要引入代理变量进行控制。具体变量如下:

被解释变量:“债券融资成本”(CS_{it} 或 CDC_{it})。本文以“信用利差”(CS_{it})和“发行利率”(CDC_{it})作为债券融资成本的代理变量。参考王雄元等(2015)的研究^[20],用债券发行利率减去发行日无风险利率之差衡量信用利差,同时使用两种无风险利率得到“信用利差1”和“信用利差2”。“信用利差1”为主要被解释变量,其无风险利率为对应期限的国债到期收益率;“信用利差2”用于稳健性检验,其无风险利率为上海银行间同业拆放利率。

解释变量:(1)“信用风险缓释凭证”($CRMW_{it}$),用是否创设了信用风险缓释凭证表示,创设了信用风险缓释凭证取值为1,未创设则取值为0。(2)“名义本金”(CNP_{it}):用信用风险缓释凭证名义本金占标的债券实际发行规模的比例来度量,主要用于稳健性检验。(3)“企业现金流”($Cash_{it}$),用由总资产标准化的经营性现金净流入反映现金流收支状况。(4)“股东议价能力”(nb_{it}),参考 Kim(2016)的方

① 赔款率 π 是指违约时赔偿金额占企业价值的比例($\pi \geq 0$)。根据式(8),赔款率 π 越大,债券违约概率的下降幅度 ΔP_R^{CRMW} 越大。特别地, $\pi=0$ 表示标的债务未创设信用风险缓释凭证,债权人不受信用风险缓释凭证保护; $\pi>0$ 表示标的债务创设了信用风险缓释凭证,债权人受信用风险缓释凭证保护。

法^[11],用 CEO 持股比例来度量股东议价能力。CEO 的持股比例越高,在重新谈判中可能更加积极地代表股东利益,从而产生更有效的集体谈判力。(5)“清算成本”(lc_{it});参考 Almeida 和 Campello(2007)的方法^[21],用无形资产占总资产的比例作为清算成本的代理变量。由于无形资产清算成本高,故无形资产比重越高,企业清算成本越高。

为了控制其他可能的遗漏因素,参考王雄元等(2015)的研究^[20],设置了以下控制变量(*Control*):一是“企业规模”($size_{it}$),用总资产的自然对数来度量;二是“企业盈利能力”(roa_{it}),用总资产收益率来度量;三是“企业成长性”(gro_{it}),用营业收入增长率来度量;四是“企业杠杆率”(lev_{it}),用资产负债率来度量;五是“债券发行规模”($scale_{it}$),用债券实际发行规模的自然对数来度量;六是“债券发行期限”($maturity_{it}$),用债券发行期限的自然对数来度量;七是“主体信用评级”($credit_{it}$),取值 1~9,AAA、AA+、AA、AA-、A+、A、A-、BBB+、BBB 分别取值 9、8、7、6、5、4、3、2、1。另外,由于样本中的(超)短期融资券评级均为 A-这 1 级,不再引入债券评级变量。

此外,本文的实证分析还控制了行业固定效应和季度固定效应。

2. 样本选择与数据描述

2018 年 10 月至 2019 年 11 月,中国银行间市场公告创设信用风险缓释凭证 135 只。其中,2018 年第四季度发行 50 只,2019 年第一季度发行 26 只、第二季度发行 24 只、第三季度发行 23 只、10—11 月发行 12 支。从发行类型来看,超短期融资券 99 支,短期融资券 20 支,中期票据 14 支,另有 2 只标的债券是交易商协会主管的 ABN。

从发行情况来看,信用风险缓释凭证标的资产以超短期融资券和短期融资券为主,期限在 1 年以内,故本文选取 2018 年 1 月—2019 年 11 月发行的(超)短期融资券为研究样本。其中,信用风险缓释凭证的发行数据从中国银行间市场交易商协会网站获得,发行企业的财务数据从中国货币网和上海清算所网站下载,CEO 持股比例和股权性质等公司治理数据从天眼查、企查查提供的相关企业年度报告获得。所有数据均通过手工整理得到,并按照 Wind 行业分类标准对发行企业进行分类;为克服异常值的影响,对所有连续型变量在 1% 的水平上进行缩尾处理(*Winsorize*)。最终共得到 1125 家企业发行的 5584 支(超)短期融资券的样本,创设信用风险缓释凭证的债券(下文简称标的债券)数量为 119 支。

本文整理的数据集中包含 5584 支(超)短期融资券,其中国有控股企业发行 4881 支,民营企业发行 703 支,标的债券 119 支(13 支由国有控股企业发行)。表 1 列示了主要变量的描述性统计结果。在样本期内,债券“信用利差 1”(无风险利率为国债收益率)的均值为 1.667%,最小值为 0.001%,中位数为 1.388%,最大值为 6.514%,标准差为 1.172,这些结果与王雄元等(2015)的研究具有高度一致性^[20]。债券“信用利差 2”(无风险利率为银行间同业拆放利率)的最小值为-1.147%,查阅中国货币网披露的信息,短期融资券的发行利率的确存在低于同期银行间同业拆放利率的情形;“信用风险缓释凭证”的均值约为 0.02,表明标的债券占债券总量的 2% 左右(但民营企业的标的债券占民营企业债券总量的 15% 左右)。

为了从描述性层面考察变量潜在的内生性,本文分组测算了“信用利差 1”随时间变化的趋势(见图 1)。图 1 中,2018 年 4 季度信用风险缓释凭证重启之前,标的债券(实验组)与非标的债券(对照组 1,包含国有控股企业)的信用利差具有非平行的变化趋势,表明民营企业和国有控股企业在短期债券市场的信用利差呈现分化趋势,也说明国有控股企业债券不应作为本文研究的对照组样本。将民营企业非标的债券作为新对照组(即对照组 2),实验组和对照组 2 的信用利差在 2018 年 4 季度前具有较高的平行性,但在 2018 年 4 季度后,实验组的信用利差相对于对照组 2 有明显下降,表明信用风险缓释凭证重启发行明显地降低了民营企业标的债券的融资成本。

表1 主要变量描述性统计(样本量为5584)

变 量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
信用利差1	1.667	1.172	0.001	1.388	6.514
信用利差2	0.864	1.117	-1.147	0.515	5.998
发行利率	4.334	1.350	1.700	4.060	9.000
信用风险缓释凭证	0.021	0.136	0.000	0.000	1.000
名义本金	0.005	0.039	0.000	0.000	0.311
企业现金流	0.024	0.055	-0.176	0.028	0.167
股东议价能力	1.405	7.897	0.000	0.000	60.750
清算成本	0.048	0.023	0.000	0.048	0.378
债券发行规模	2.083	0.712	0.640	2.079	3.912
债券发行期限	5.352	0.551	3.401	5.598	5.903
企业规模	5.254	1.705	1.637	5.254	8.538
企业盈利能力	0.019	0.019	-0.002	0.013	0.102
企业成长性	0.199	0.272	-0.410	0.141	1.444
企业杠杆率	65.613	12.169	32.950	66.410	88.350
主体信用评级	8.389	0.727	6.000	9.000	9.000

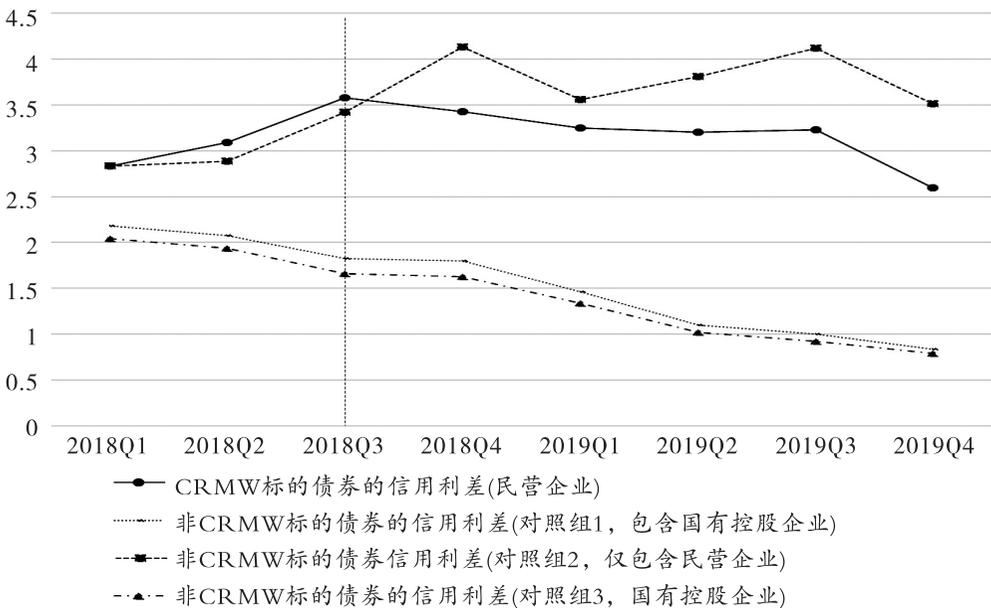


图1 信用风险缓释凭证重启发行与债券信用利差

由图1还可发现,在信用风险缓释凭证重启之前,中国的短期债券市场存在因所有制差异引发的结构分化现象,民营企业与国有控股企业的债券融资成本呈现“剪刀差”:国有控股企业债券信用利差逐步走低,而民营企业债券信用利差则快速攀升^①。其原因可能是民营企业债券频繁违约引发了市场替代效

^① 本文的数据集中,非标的债券达5465支,国有控股企业发行4868支,占89.08%。因此,图1中非标的债券信用利差与国有控股企业的非标的债券信用利差具有相似的趋势特征。

应和投资者“羊群效应”,资金“逃离”违约概率更高的民营企业债券,“涌入”受政府隐性担保的国有控股企业债券,市场供需关系的转换推高了民营企业债券的信用利差,压低了国有控股企业债券的信用利差。但在信用风险缓释凭证重启之后,民营企业与国有控股企业债券融资成本的“剪刀差”趋于减小,表明信用风险缓释凭证在一定程度上抑制了短期债券市场因所有制差异导致的结构分化现象。

四、实证分析结果

1. 基准回归

表2报告了固定效应模型的估计结果。由于此次信用风险缓释凭证重启主要针对民营企业创设发行,而且短期债券市场存在因所有制差异引致的结构性问题,故国有控股企业债券不应作为估计信用风险缓释凭证支持民营企业债券融资效果的对照组样本。因此,本文估计信用风险缓释凭证对债券融资成本的影响时,不考虑国有控股企业。结果显示,回归模型的 Adj-R² 均超过了 40%,F 检验高度显著,核心控制变量的估计结果也与王雄元等(2015)的研究基本一致^[20],说明计量模型设置较为合理。并且,“信用风险缓释凭证”的回归系数显著为负,表明标的债券的信用利差和发行利率均显著低于非标的债券,验证了假说 H1。

表2 固定效应模型回归结果

变 量	信用利差 1	发行利率	信用利差 2	信用利差 1	发行利率
信用风险缓释凭证	-0.454 *** (-4.61)	-0.461 *** (-4.69)	-0.468 *** (-4.72)		
名义本金				-1.121 *** (-3.38)	-1.127 *** (-3.40)
清算成本	1.524 *** (2.76)	1.440 *** (2.61)	1.392 ** (2.50)	1.475 *** (2.65)	1.390 ** (2.50)
股东议价能力	-0.001 (-0.61)	-0.001 (-0.37)	-0.001 (-0.45)	-0.001 (-0.67)	-0.001 (-0.44)
债券发行规模	-0.171 ** (-2.17)	-0.157 ** (-2.00)	-0.181 ** (-2.28)	-0.160 ** (-2.02)	-0.146 * (-1.84)
债券发行期限	0.367 *** (3.70)	0.581 *** (5.87)	0.376 *** (3.75)	0.366 *** (3.66)	0.580 *** (5.81)
企业规模	0.179 *** (5.52)	0.182 *** (5.63)	0.180 *** (5.52)	0.179 *** (5.51)	0.183 *** (5.61)
企业盈利能力	-5.404 *** (-2.84)	-5.563 *** (-2.93)	-5.414 *** (-2.82)	-5.507 *** (-2.88)	-5.668 *** (-2.96)
企业现金流	-0.681 (-1.10)	-0.756 (-1.23)	-0.787 (-1.26)	-0.706 (-1.14)	-0.780 (-1.26)
企业成长性	0.214 * (1.86)	0.196 * (1.71)	0.177 (1.53)	0.209 * (1.81)	0.191 * (1.65)
企业杠杆率	-0.000 (-0.02)	-0.000 (-0.01)	-0.001 (-0.15)	0.000 (0.02)	0.000 (0.03)

续表2

变 量	信用利差 1	发行利率	信用利差 2	信用利差 1	发行利率
主体信用评级	-0.766*** (-11.14)	-0.796*** (-11.58)	-0.774*** (-11.16)	-0.775*** (-11.19)	-0.804*** (-11.62)
常数项	6.218*** (7.46)	8.558*** (10.28)	4.901*** (5.83)	6.280*** (7.48)	8.622*** (10.28)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	703	703	703	703	703
Adj-R ²	0.439	0.417	0.568	0.430	0.408
F	16.91***	15.48**	28.41***	16.36***	14.92***

注:括号内为基于行业聚类稳健标准误的 t 统计量,***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平下显著,下表同。

进一步,为验证假说 2 和假说 3,本文分别根据清算成本和股东议价能力进行分组检验(见表 3)。相对于“低清算成本组”和“低股东议价能力组”,“高清算成本组”和“高股东议价能力组”的“信用风险缓释凭证”的回归系数绝对值更大,即清算成本越高、股东议价能力越强,则信用风险缓释凭证降低债券融资成本的效应越强。因此,假说 2 和假说 3 均得到了验证。

表 3 分组回归结果

变 量	低清算成本组	高清算成本组	低股东议价能力组	高股东议价能力组
信用风险缓释凭证	-0.277**(-2.14)	-0.428***(-3.06)	-0.458***(-3.53)	-0.578***(-4.18)
清算成本	4.890*** (6.16)	6.750(0.95)	1.220**(2.00)	7.400*** (5.64)
股东议价能力	-0.001(-0.38)	0.004*(1.69)	-7.460***(-3.84)	0.000(0.10)
债券发行规模	-0.348***(-3.07)	0.040(0.39)	-0.163*(-1.79)	-0.234*(-1.89)
债券发行期限	0.421*** (2.82)	0.216*(1.73)	0.313*** (2.76)	0.317*(1.85)
企业规模	0.315*** (5.00)	0.169*** (3.32)	0.198*** (5.35)	0.095 (1.38)
企业盈利能力	-2.378(-0.91)	-8.916***(-2.86)	-1.720(-0.64)	-6.198**(-2.33)
企业现金流	-3.093**(-2.55)	0.094(0.13)	-0.308(-0.42)	-4.089***(-3.44)
企业成长性	-0.378*(-1.71)	0.358**(2.48)	0.394*** (2.69)	-0.288(-1.39)
企业杠杆率	-0.001(-0.10)	-0.010*(-1.80)	-0.006(-1.24)	0.020*** (2.77)
主体信用评级	-0.866***(-7.30)	-0.724***(-8.36)	-0.635***(-7.94)	-0.987***(-7.83)
常数项	5.626*** (4.06)	6.823*** (6.32)	6.632*** (6.73)	8.117*** (5.85)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	341	362	365	338
Adj-R ²	0.517	0.535	0.578	0.482
F	11.50***	12.24***	15.80***	9.89***

2. 双重差分检验

上述固定效应面板模型可能存在内生性问题(选择性偏误)。例如,哪些民营企业创设信用风险缓

释凭证并不是一个随机选择过程,其影响因素既有官方力量,又有市场力量,也有企业主观意愿,因而创设信用风险缓释凭证的民营企业的债券融资成本可能本来就与其他企业不同,导致估计结果出现偏差。由于2017年1月—2018年9月未针对短期债券创设信用风险缓释凭证产品,2018年10月—2019年11月创设了106支标的主体为民营企业的信用风险缓释凭证产品,故可以将信用风险缓释凭证在2018年4季度的重启发行视为准自然实验,采用双重差分法来缓解内生性问题。构建如下模型:

$$CS_{it}(CDC_{it}) = \beta_0 + \gamma_1 treat_{it} + \gamma_2 post_{it} + \rho(treat_{it} \times post_{it}) + \sum_{j=1}^n \beta_j Control_{j,it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,“ $treat_{it}$ ”为分组虚拟变量,用来区分实验组和对照组,实验组样本取值为1,对照组样本取值为0。民营企业样本中,共有65家企业发行了信用风险缓释凭证产品,被划入实验组,剩余138家企业被划入对照组。“ $post_{it}$ ”为时点虚拟变量,2018年4季度后取值为1,2018年4季度以前取值为0。“ $treat_{it} \times post_{it}$ ”的回归系数 ρ 为处理效应,即信用风险缓释凭证重启发行对民营企业债券融资成本的净影响。估计结果见表4,交互项系数均显著为负,表明信用风险缓释凭证确实降低了债券融资成本。

表4 双重差分检验结果

变 量	信用利差 1	信用利差 1	发行利率	发行利率
$treat_{it}$	0.134(1.31)	-0.178*(-1.92)	0.145(1.41)	-0.164*(-1.77)
$post_{it}$	0.532**(2.20)	0.365*(1.79)	-0.266(-1.08)	-0.413***(-2.03)
$treat_{it} \times post_{it}$	-0.801***(-5.48)	-0.413***(-3.28)	-0.841***(-5.67)	-0.424***(-3.37)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
行业固定效应	未控制	控制	未控制	控制
季度固定效应	未控制	控制	未控制	控制
样本量	703	703	703	703
Adj-R ²	0.15	0.42	0.09	0.40
F	15.03***	17.17***	8.63***	15.69***

3. 平行趋势检验和动态效应分析

为进一步考察信用风险缓释凭证发行的动态效果,并检验双重差分检验是否满足平行趋势假设,设定如下多期双重差分模型:

$$CS_{it}(CDC_{it}) = \beta_0 + \gamma_1 treat_{it} + \sum_j \delta_j Q_{jt} + \sum_j \rho_j(treat_{it} \times Q_{jt}) + \sum_{j=1}^n \beta_j Control_{j,it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, $j=1,2,4,5,6,7,8$ 。为节约自由度,本文将2018年1月—2019年11月划分为8个季度,每个季度分别设置1个虚拟变量($Q1, Q2, \dots, Q8$),由于信用风险缓释凭证在2018年4季度重启发行,以2018年3季度为基准组。如果交互项“ $treat_{it} \times Q1_{it}$ ”和“ $treat_{it} \times Q2_{it}$ ”的回归系数不显著,则表明在信用风险缓释凭证重启发行之前实验组和对照组的结果变量具有相同的变化趋势,满足平行趋势假设。“ $treat_{it} \times Q4_{it}$ ”“ $treat_{it} \times Q5_{it}$ ”“ $treat_{it} \times Q6_{it}$ ”“ $treat_{it} \times Q7_{it}$ ”和“ $treat_{it} \times Q8_{it}$ ”的回归系数为信用风险缓释凭证在不同时期对债券融资成本的动态效应。估计结果表明(见表5):交互项“ $treat_{it} \times Q1_{it}$ ”和“ $treat_{it} \times Q2_{it}$ ”的回归系数不显著,表明在信用风险缓释凭证重启发行之前,实验组和对照组的信用利差和发行利率具有相同的变化趋势,满足平行趋势假定。交互项“ $treat_{it} \times Q4_{it}$ ”“ $treat_{it} \times Q6_{it}$ ”和“ $treat_{it} \times Q7_{it}$ ”的回归系数在不同模型中均显著为负;“ $treat_{it} \times Q5_{it}$ ”和“ $treat_{it} \times Q8_{it}$ ”的系数在引入控制变量和固定效应之后变得不再显著,但仍为负,可能是由于加入控制变量损耗了较多自由度,同时2019年第1季度包含了春节,2019年4季度只

有 2 个月的数据,发行的信用风险缓释凭证较少。总之,动态效应的估计结果也支持了本文的核心研究结论。

表 5 平行趋势检验和动态效应分析

变 量	信用利差 1	信用利差 1	发行利率	发行利率
$treat_{it}$	0.161 (0.83)	-0.092 (-0.55)	0.112 (0.57)	-0.107 (-0.65)
$treat_{it} \times Q1_{it}$	-0.163 (-0.64)	-0.135 (-0.63)	-0.090 (-0.35)	-0.135 (-0.64)
$treat_{it} \times Q2_{it}$	0.044 (0.16)	-0.186 (-0.81)	0.137 (0.50)	-0.116 (-0.52)
$treat_{it} \times Q4_{it}$	-0.869 *** (-3.31)	-0.641 *** (-2.87)	-0.861 *** (-3.23)	-0.620 *** (-2.84)
$treat_{it} \times Q5_{it}$	-0.471 * (-1.66)	-0.221 (-0.91)	-0.424 (-1.47)	-0.075 (-0.31)
$treat_{it} \times Q6_{it}$	-0.771 ** (-2.31)	-0.558 ** (-1.97)	-0.752 ** (-2.22)	-0.462 * (-1.66)
$treat_{it} \times Q7_{it}$	-1.048 *** (-3.19)	-0.597 ** (-2.13)	-1.015 *** (-3.05)	-0.524 * (-1.91)
$treat_{it} \times Q8_{it}$	-1.077 ** (-2.05)	-0.498 (-1.11)	-1.080 ** (-2.02)	-0.366 (-0.83)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
行业固定效应	未控制	控制	未控制	控制
季度固定效应	未控制	控制	未控制	控制
样本量	703	703	703	703
Adj-R ²	0.14	0.39	0.08	0.40
F	10.87 ***	16.07 ***	5.54 ***	13.49 ***

4. 稳健性检验

(1) 安慰剂检验

参考李春涛等(2018)的方法^[22],本文设计一项随机实验来检验信用风险缓释凭证对债券融资成本的影响是否存在安慰剂效应(Placebo effect)。安慰剂效应是指由于数据质量或样本缺陷等问题,即使随机选择若干样本为实验组,也可能存在同样的处理效应。本文共有 203 家样本企业,其中 65 家企业创设了信用风险缓释凭证,因此从 203 家企业中随机抽取 65 家企业作为实验组(其余作为对照组),再采用模型(10)进行安慰剂检验,估计结果见表 6。与表 5 比较,随机设置实验组后,交互项“ $treat_{it} \times post_{it}$ ”的回归系数不再显著,表明信用风险缓释凭证对债券融资成本的影响不存在安慰剂效应,本文的核心结论具有较高的稳健性。

表 6 安慰剂检验

变 量	信用利差 1	信用利差 1	发行利率	发行利率
$treat_{it}$	-0.167 (-1.59)	-0.269 *** (-3.04)	-0.180 * (-1.69)	-0.279 *** (-3.16)
$post_{it}$	0.020 (0.08)	0.051 (0.26)	-0.813 *** (-3.34)	-0.739 *** (-3.70)
$treat_{it} \times post_{it}$	-0.049 (-0.31)	-0.028 (-0.21)	-0.017 (-0.11)	-0.000 (-0.00)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
行业固定效应	未控制	控制	未控制	控制
季度固定效应	未控制	控制	未控制	控制
样本量	703	703	703	703
Adj-R ²	0.11	0.41	0.04	0.39
F	10.61 ***	16.17 ***	4.22 ***	14.74 ***

(2) 替换被解释变量和解释变量

“信用利差 1”采用国债到期收益率作为无风险利率的代理变量,然而市场上常见的无风险利率还包括央行存贷款基准利率和上海银行间同业拆放利率。王雄元等(2015)采用央行存贷款基准利率作为无风险利率的代理变量^[20],沈红波和廖冠民(2014)采用上海银行间同业拆放利率作为无风险利率的代理变量^[23]。由于央行存贷款基准利率在 2015 年 11 月后一直未做出调整,很难真实反映市场的无风险报酬,因此本文使用上海银行间同业拆放利率为无风险利率的代理变量测算“信用利差 2”,用其替代“信用利差 1”进行稳健性检验(见表 2)，“信用风险缓释凭证”的回归系数依然显著为负。

本文主要解释变量“信用风险缓释凭证”为非连续虚拟变量,采用可以衡量信用风险缓释凭证保护力度(赔偿强度)的“名义本金”变量替代“信用风险缓释凭证”进行稳健性检验(见表 2),其估计系数也显著为负,表明信用风险缓释凭证名义本金占标的债券实际发行规模的比例越大,标的债券融资成本下降幅度越大。这进一步支持了假说 1,表明本文的核心结论是稳健的。

(3) 改变政策冲击时点

若本文的研究结论足够稳健,则人为改变政策冲击时点不会得到自相矛盾的结果。为此,本文假设政策冲击时点为 2018 年 3 季度,即信用风险缓释凭证从 2018 年第 3 季度开始大规模发行。以 2018 年 3 季度为基准组进行多期双重差分检验,估计结果发现,“ $treat_{it} \times Q1_{it}$ ”和“ $treat_{it} \times Q3_{it}$ ”的系数均不显著,“ $treat_{it} \times Q4_{it}$ ”“ $treat_{it} \times Q5_{it}$ ”“ $treat_{it} \times Q6_{it}$ ”“ $treat_{it} \times Q7_{it}$ ”和“ $treat_{it} \times Q8_{it}$ ”的回归系数符号和显著性同表 5 一致,表明本文的核心结论是稳健的。

五、进一步的研究

本文的实证结果表明,信用风险缓释凭证在中国债券市场具有转移和分散风险、降低融资成本的基础功能,这与欧美市场信用违约互换所发挥的作用类似。同时,在中国“以公有制为主体、多种所有制经济共同发展”的制度背景和供给侧结构性改革的政策背景下,信用风险缓释凭证也可能具有特色功能。

1. 短融券市场分化趋势检验

如图 1 所示,信用风险缓释凭证重启之前,中国的短期融资券市场存在因所有制差异引发的结构分化现象,民营企业与国有控股企业债券的信用利差呈现出“剪刀差”,逐渐分化。为了检验信用风险缓释凭证重启发行是否在一定程度上抑制了“剪刀差”,本文采用一种特殊的双重差分设定来考察短融券市场的分化趋势是否得到抑制:将数据集划分为民营企业债券组和国有控股企业债券组,进行 7 轮双重差分回归,估计民营企业债券与国有控股企业债券融资成本之差相对于前一季度是否发生显著变化,以此判断分化趋势是否得到缓解(见表 7)。分析发现,信用风险缓释凭证重启之前的两个季度(2018 年 2 季度和 3 季度),民营企业与国有控股企业债券融资成本的差异均相对于前一季度显著上升,呈现分化趋势;而在信用风险缓释凭证重启之后,除 2019 年 2 季度的债券融资成本差异相对于前一季度显著上升以外,其他季度在统计上至少不存在差别(估计系数不显著或显著为负)。这表明信用风险缓释凭证的发行在一定程度上抑制了民营企业同国有控股企业债券融资成本“剪刀差”的扩大,缓解了短期融资券市场的结构分化现象。

2. 定向支持精准度检验

在式(10)的双重差分设定下,本文对信用风险缓释凭证定向支持民营企业债券融资的精准度进行评估。首先,根据 2017 年(政策实施之前)现金流紧张状况、市场规模大小和企业成长性对样本分组,然后构造因变量为“发行利率”的双重差分检验。估计结果显示(见表 8),交互项“ $treat_{it} \times post_{it}$ ”的系数在现

现金流较为紧张、市场规模较大、成长性较高的分组中更为显著,绝对值更大,表明信用风险缓释凭证定向支持了暂时遇到困难、有市场、有潜力的优质民营企业。

表7 短融市场分化趋势检验

变量	2018Q2	2018Q3	2018Q4	2019Q1	2019Q2	2019Q3	2019Q4
债券融资成本差异	0.244 *	0.830 ***	0.237	-0.014	0.386 **	0.242	-0.653 **
相对于前一季度变化	(1.85)	(5.82)	(1.64)	(-0.10)	(2.12)	(1.21)	(-2.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5584	5584	5584	5584	5584	5584	5584
Adj-R ²	0.48	0.48	0.48	0.48	0.48	0.48	0.48

表8 定向支持精准度检验

变量	现金流较紧张	现金流较宽松	市场规模较小	市场规模较大	成长性较低	成长性较高
$treat_{it}$	-0.265 ** (-2.08)	-0.275 ** (-2.00)	-0.155 (-0.94)	-0.373 *** (-3.05)	-0.241 * (-1.89)	-0.229 (-1.64)
$post_{it}$	-0.623 *** (-3.25)	-0.751 *** (-3.74)	-0.685 *** (-3.61)	-0.490 *** (-3.17)	-1.028 *** (-4.29)	-0.426 ** (-2.27)
$treat_{it} \times post_{it}$	-0.323 * (-1.95)	-0.214 (-1.11)	-0.241 (-1.14)	-0.346 ** (-2.25)	-0.207 (-1.15)	-0.405 ** (-2.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	352	351	354	349	350	353
Adj-R ²	0.52	0.46	0.44	0.50	0.47	0.46
F	12.06 ***	9.79 ***	9.55 ***	12.39 ***	10.23 ***	9.87 ***

六、结语

2018年,民营企业债券频繁违约打破了国内信用债市场的“刚兑”格局,国务院常务会议决定设立民营企业债券融资支持工具,信用风险缓释凭证顺势重启,重点针对民营企业创设发行。本文利用2018年1月—2019年11月银行间债券市场数据,以(超)短融券为研究对象,实证检验信用风险缓释凭证重启发行对民营企业债券融资成本的影响。研究发现:信用风险缓释凭证的创设发行显著降低了标的债券信用利差及发行利率,且股东议价能力越强、清算成本越大,融资成本下降效应越明显;将信用风险缓释凭证重启发行视为准自然实验,采用双重差分估计、平行趋势检验、动态效应分析和安慰剂检验等方法进行分析,以上结论仍然成立。进一步研究发现,中国的短期融资券市场存在因所有制差异引发的结构分化现象,此次信用风险缓释凭证重启发行在一定程度上缓解了民营企业同国有控股企业之间债券融资成本的“剪刀差”,并实现了对优质民营企业的结构化定向支持。结合实证研究结论和信用衍生产品既分散风险又聚集风险的特性,本文就如何更好发挥信用风险缓释凭证的基础功能和特色功能提出以下政策启示:

首先,本文研究结论表明,与发达国家债券市场中的信用违约互换相似,信用风险缓释凭证在中国

债券市场上也具有转移和分散风险、降低融资成本的基础功能。为此,有关部门应大力支持、鼓励和引导国内信用衍生产品市场的改革和发展,释放信用风险缓释工具在分散、对冲和化解局部风险方面的优势和活力,优化债券市场风险配置效率,支持各级债券市场的健康有序发展。

其次,在中国“以公有制为主体、多种所有制经济共同发展”的制度背景和供给侧结构性改革的政策背景下,信用风险缓释凭证的重启发行一定程度上缓解了债券市场的结构分化现象,并发挥了结构化定向调节潜能,体现了其在国内市场的特色功能。为此,有关部门应进一步发掘和发挥信用风险缓释凭证对债券市场的结构化定向调节潜力,对局部流动性风险进行结构化调节,定向支持暂时遇到困难的企业或行业。

最后,值得注意的是,信用类衍生产品既是分散、对冲风险的缓释工具,也是市场投机者的“做空工具”。因此,信用风险缓释工具的创设发行应当具有针对性,坚持“局部市场、局部行业、局部发行、局部调节”的原则,避免全面铺开,同时还要加强对创设发行机构的监管约束。另外,信用风险缓释工具的创设方往往是大中型银行等金融机构,配售信用风险缓释凭证实际上是将投资者的风险向重要金融机构转移。因此,在支持信用衍生产品市场发展的同时,也应明确银行对于信用衍生产品的风险资本计提规则,设置发行限额,避免信用风险向系统重要性金融机构聚集。

本文的创新点之一是在中央支持民营经济改革发展并重启信用风险缓释凭证的背景下,对信用风险缓释凭证是否能降低民营企业债券融资成本进行了实证检验。但本文的局限性也源于此,特别是在新冠疫情发生之后,整个市场的环境和背景发生了根本性变化,产生了一些新现象和新问题。例如,一些企业发行的疫情防控债也配售了信用风险缓释凭证,其是否实现了对企业疫情防控债发行的支持作用?能否抑制疫情冲击导致的债券市场波动?等等。这些问题都值得进一步研究。

参考文献:

- [1] DUFFEE G R, ZHOU C. Credit derivatives in banking: Useful tools for managing risk? [J]. Journal of Monetary Economics, 2001, 48(1): 25-54.
- [2] SHIM I, ZHU H. The impact of CDS trading on the bond market: Evidence from Asia [J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 40: 460-475.
- [3] ALLEN F, CARLETTI E. Credit risk transfer and contagion [J]. Journal of Monetary Economics, 2006, 53(1): 89-111.
- [4] NIJSKENS R, WAGNER W. Credit risk transfer activities and systemic risk: How banks became less risky individually but posed greater risks to the financial system at the same time [J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(6): 1391-1398.
- [5] 郑振龙, 孙清泉. 欧美 CDS 市场改革与中国信用风险缓释工具的市场制度设计 [J]. 金融论坛, 2012(1): 38-45.
- [6] 张强, 吴敏. 信用风险缓释工具定价研究 [J]. 证券市场导报, 2012(3): 71-77.
- [7] 睢岚, 施焜文. 适用于中国的信用风险缓释工具定价模型 [J]. 数量经济技术经济研究, 2013(1): 103-116.
- [8] 任达, 赵倩倩. 中国信用风险缓释工具设计与定价实证研究 [J]. 系统工程学报, 2013(4): 480-487.
- [9] 许友传, 裘佳杰. 信用风险缓释工具对商业银行贷款定价之影响 [J]. 财经论丛, 2011(4): 55-61.
- [10] FAN H, SUNDARESAN S M. Debt valuation, renegotiation, and optimal dividend policy [J]. The Review of Financial Studies, 2000, 13(4): 1057-1099.
- [11] KIM G H. Credit derivatives as a commitment device: Evidence from the cost of corporate debt [J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 73: 67-83.
- [12] ASHCRAFT A B, SANTOS J A. Has the CDS market lowered the cost of corporate debt? [J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 6(4): 514-523.
- [13] HIRTLE B. Credit derivatives and bank credit supply [J]. Journal of Financial Intermediation, 2009, 18(2): 125-150.
- [14] LONGSTAFF A F, MITHAL S, NEIS E. Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market [J]. The Journal of Finance, 2005, 60(5): 2213-2253.
- [15] BLANCO R, BRENNAN S, MARSH I W. An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and

credit default swaps [J]. *The Journal of Finance*,2005,60(5):2255-2281.

- [16] BOLTON P, OEHMKE M. Credit default swaps and the empty creditor problem [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011,24(8):2617-2655.
- [17] HU H T, BLACK B. Debt, equity and hybrid decoupling: Governance and systemic risk implications [J]. *European Financial Management*,2008,14(4):663-709.
- [18] DIXIT A K, DIXIT R K, PINDYCK R S. *Investment under uncertainty*[M]. Princeton University Press,1994.
- [19] DAVYDENKO S A, STREBULAEV I A. Strategic actions and credit spreads: An empirical investigation [J]. *The Journal of Finance*,2007,62(6):2633-2671.
- [20] 王雄元,张春强,何捷. 宏观经济波动性与短期融资券风险溢价[J]. *金融研究*,2015(1):68-83.
- [21] ALMEIDA H, CAMPELLO M. Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment [J]. *The Review of Financial Studies*,2007,20(5):1429-1460.
- [22] 李春涛,薛原,惠丽丽. 社保基金持股与企业盈余质量:A 股上市公司的证据[J]. *金融研究*,2018(7):124-142.
- [23] 沈红波,廖冠民. 信用评级机构可以提供增量信息吗——基于短期融资券的实证检验[J]. *财贸经济*,2014(8):62-70.

Does Credit Risk Mitigation Warrant “Mitigate” Private Enterprises’ Bond Financing Costs?: An Empirical Study Based on Inter-Bank Bond Market

ZHOU Xian-ping¹, XIANG Gu-yue¹, LIU Ren-fang²

(1. *School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, Hubei, China;*

2. *Academic Periodical Office, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China*)

Abstract: As a credit derivative, credit risk mitigation warrant should have the function to reduce the debt financing cost. Under the background of incomplete debt contract, credit risk mitigation warrant can reduce the debt financing cost by enhancing the negotiation status of the creditors, restricting the opportunism behaviors of the debtors and so on. By using the inter-bank bond market data from January, 2018 to November, 2019, this paper takes China’s reinitiating the issuing of credit risk mitigation warrant as quasi-natural experiment, uses fixed effect model, difference in difference method, parallel test, dynamic effect analysis, placebo test and so on to analyze the impact of credit risk mitigation warrant (CRMW) on bond financing cost of private enterprise empirically. The study shows that CRMW can significantly reduce the issuing interest rate and the credit spread of underlying bonds, the higher the bargaining power of the stockholders is, the larger liquidation cost is, the more significant the declining of financing cost is. Further research shows that there exists structural differentiation caused by ownership difference in short-term bond market. The reissuance of CRMWs alleviates the “scissors gap” of bond financing costs between private enterprises and state-owned enterprises, and it supports high-quality private enterprises directionally. Therefore, we should further explore the potential of structured directional adjustment of CRMW and strengthen the supervision and restriction on the issuance agencies to effectively reduce debt financing cost and to avoid risk aggregation.

Key words: credit risk mitigation warrant; bond financing cost; private enterprise; credit interest rate gap; issue rate; stockholder bargaining power; liquidation cost

CLC number: F275; F832.5

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2021)01-0069-15

(编辑:段文娟)