

# 影响信用风险缓释工具价格的模型外生因素研究

## ---基于信用利差的实证分析

睢岚 涂志勇 施虢文

(北京大学汇丰商学院, 广东 深圳 518055)

**摘要:** 本文研究了影响信用风险缓释工具价格的模型外生因素, 并基于信用利差进行了实证检验。实证结果表明: 标的主体财务杠杆率的变动、公司股权的波动率、标的债券的久期, 以及标的主体的总资产规模均对债券的信用利差有显著影响, 进而直接影响信用风险缓释工具价格。一个重要发现是, 与经典的信用风险结构化模型的解释相左, 中国市场上的债券久期与其信用利差水平存在显著的负相关关系。我们认为, 合理解释是, 此现象与中国债券市场的发行审批机制有关, 在中国市场, 信用评级高、还债能力强的公司更有可能通过长期债券的发行审批。

**关键词:** 信用风险缓释工具, 信用利差, 久期

**Abstract:** We conduct an empirical study on exogenous factors that affect the price of credit risk mitigation (CRM) products traded in China. Our results suggest that the change in financial leverage, the reference firm's equity volatility, bond duration and the firm size have significant impact on the credit spread of the bond, which is crucial to determine the CRM's price. Meanwhile, we find that the bond duration is negatively related to its credit spread level in China's marketplace, contrary to what the classical structural approach predicts. We believe that this finding is consistent to the fact that the China's regulatory authority prefers allowing issuing long-term corporate bonds based upon high credit quality of the firm.

**Keywords:** credit risk mitigation, credit spread, duration

**作者简介:** 睢岚, 北京大学汇丰商学院金融学副教授, 研究方向: 风险管理与保险。涂志勇, 北京大学汇丰商学院金融学副教授, 研究方向: 金融经济学。施虢文, 北京大学汇丰商学院硕士生。

中图分类号: F810.5 文献标识码: A

## 导论

根据 2010 年 10 月 29 日中国银行间市场交易商协会发布的《银行间市场信用风险缓释工具试点业务指引》(下称《指引》), 中国金融市场正式引入信用风险缓释工具(Credit Risk

Mitigation, CRM)交易。简单来说,CRM 是中国版的信用违约互换(Credit Default Swap, CDS)。目前,在中国市场上交易的 CRM 产品是单一企业债券的信用违约互换。

信用违约互换是一种信用衍生合约,即合约卖方在发生合约定义的信用违约事件时,向合约买方支付补偿;作为交换,在违约事件未发生时,买方须定期向卖方支付保费。信用违约互换的价格通常被定义为年度保费支付额与合约名义金额的比率。作为对冲债券头寸所引致的信用风险的主要工具,信用违约互换的价格波动在很大程度上反映了市场对标的债务主体违约风险的预期波动。信用违约互换的价格越高,市场一致认定的标的债务主体的违约风险就越大,反之亦然。

在我国,CRM 产品有两种合约形式:信用风险缓释合约(Credit Risk Mitigation Agreement, CRMA)和信用风险缓释凭证(Credit Risk Mitigation Warrant, CRMW)。前者为非标准化的合约,买卖双方根据各自需要,协商确定合约细节;后者是标准化的合约,可以在市场中流通、交易,它一般由第三方机构创设,为投资者提供相对多的流动性,并在一定程度上降低交易对手风险。

为抑制投机交易和降低市场风险,我国监管部门为 CRM 市场设计了一个独特的多层次市场结构:市场参与者被划分为核心交易商、交易商和非交易商三种。核心交易商能与所有市场参与者进行交易;交易商只能与核心交易商或其他的交易商进行交易;而非交易商则只能与核心交易商进行以套期保值为目的的交易。目前,CRM 市场的主要做市商是中债信用增进投资股份有限公司(简称“CBIC”),他们在公司网站上定期对其创设的 CRMW 进行公开报价。此外,也有一些商业银行创设 CRMW 并向客户报价。尽管部分市场交易信息并未公开,如产品的成交额和交易日内的价格变化,但我们可以观察到:在经历了市场建立初期的短暂交易高峰后,CRM 市场总体呈现出流动性欠佳和成交额持续低迷的特征。

目前,国内鲜有关于 CRM 价格影响因素的研究。一方面,这些因素会间接作用于信用衍生品投资的价值,对投资者而言尤为重要;另一方面,从长期看,全面了解影响 CRM 价格的模型外生因素<sup>1</sup>对更加深入了解我国 CRM 市场,从而提升其流动性,保证其持续、稳定发展,也具有至关重要的意义。

## 文献综述

基于美国和欧洲市场的数据,Blanco、Brennan 和 Marsh(2005)<sup>[2]</sup>发现,CDS 的价格与信用利差紧密相关。对于样本内的债券,二者之间的平衡关系牢不可破,并证实这样的结果与定价理论一致。Hull、Predescu 和 White(2004)<sup>[5]</sup>亦在美国市场发现了类似的结论。

Collin-Dufresne 和 Goldstein(2001)<sup>[3]</sup>使用了一组包含宏观和公司个体信息的变量解释美国市场信用利差的变化。这些解释变量包括国债收益率、标普 500 隐含波动率和公司财务杠杆比率等。研究发现，模型对信用利差变化的解释力低于 25%；他们同时还发现，回归模型的残差项高度自相关，预示其模型缺少一个影响信用利差变化的市场系统性因子。由于此因子很有可能是短期内市场的供需冲击所引致，故很难被量化。Bhar 和 Handzic(2011)<sup>[1]</sup>研究了影响信用利差总体水平的决定因素。他们发现美国市场的信用利差指数主要由三个宏观因子来解释：股票市场隐含波动率、长期债券收益率和标普 500 收益率。Elton et al.(2001)<sup>[4]</sup>研究发现，作为信用风险的代理变量，第三方评级机构给出的信用评级能够在很大程度上解释债券收益率，但它只能解释信用利差约 20% 的部分。他们认为，在解释信用利差时，差别税率与信用风险至少同等重要。与 Collin-Dufresne 和 Goldstein (2001)<sup>[3]</sup>的发现类似，他们提出大部分的信用利差变化应当由一个表征市场系统性风险的因子来解释。

目前国内有关信用利差影响因素的研究较少。任兆璋和李鹏(2006)<sup>[7]</sup>对中国市场上企业个体性因素影响债券信用利差的方式进行了实证研究，他们使用企业的财务杠杆率、总资产规模和债券的剩余期限作为独立变量来解释不同债券间的信用利差差异。但其研究的样本过小，仅包含 18 只债券。王丽芳和刘兴革(2007)<sup>[8]</sup>对在交易所上市的公司债券信用利差进行了相似的研究，但他们的样本同样有限。张燃(2008)<sup>[9]</sup>从宏观的角度研究了信用利差的决定因素。他建立了一个 VAR 模型来检验宏观经济因子对整个市场信用利差水平的影响。他的研究确认了三个显著影响市场信用利差水平的因子：短期国债到期收益率、无风险期限结构斜率，以及股票市场收益率。李岚和杨长志(2010)<sup>[6]</sup>基于月度面板数据研究了中期票据信用利差的变化与 10 年期国债收益率、中期票据月成交频率和一些宏观经济指标的关系，得出回归系数大多显著为负和模型解释力不足 30% 的结论。

本文将基于面板数据，运用固定效应模型对影响 CRM 价格的模型外生因素进行实证检验。由于难以获得市场中真实的 CRM 价格数据，我们采用交易中标的债券的信用利差作为 CRM 价格的代理变量。<sup>2</sup>在此之前，国内几乎没有以此作为出发点的研究。

## 数据和实证模型

### 一、数据说明

在本节中，我们试图揭示决定 CRM 价格的标的债券个体性因素，这些因素外生于 CRM 定价模型。由于难以获取真实的 CRM 市场数据，在实证研究中我们用标的债券的信用利差作为 CRM 价格的代理变量。

债券样本来自中国银行间市场交易的中期票据和企业债。为了确保能够获得足够的财务信息以及股价波动率数据，我们要求债券的发行人上市公司。针对多元线性最小二乘回归(OLS)，我们使用 2012 年 2 月 10 日当天的数据。样本剔除了 60 日内即将到期的债券，最终满足条件的债券共有 160 只。

针对固定效应模型，我们使用季度数据，观测期为 2009 年 1 季度至 2011 年 4 季度。由于在不同的时点上满足要求的债券个数不同，故面板数据是非平衡的，总观测数为 1072。对于信用利差，我们用季末当天的债券价格与国债收益率数据来计算。鉴于季度末本季度的财务报表尚未公布，公司基本面的信息基于上一季度的财务报告。相关数据均来自万得资讯(Wind)金融数据库。

## 二、变量说明

### 1. 被解释变量：

信用利差是回归模型中的被解释变量，由标的债券的到期收益率减去相应期限下的无风险收益率得到的。无风险收益率为银行间市场国债到期收益率。

### 2. 解释变量：

根据结构化模型，一些标的债券的个体性因素可用来解释信用违约风险，因此它们将被作为影响 CRM 价格的重要因素。在回归模型中，我们采用以下因子作为解释变量：

(1)财务杠杆率的变化：财务杠杆率为企业负债与资产的比值。财务杠杆水平是企业偿债能力的风向标，它的显著提升意味着企业近期更多地使用债务融资手段，可视为企业违约风险上升的信号。在其他条件不变的情况下，预期此变量对信用利差具有正向的影响。

(2)股价波动率：由标的公司股票在过去 120 个交易日内的日收益率标准差计算得到。在结构化模型的框架下，所有者权益被看作是一种看涨期权，且期权的标的是公司的资产。在其他条件不变的情况下，股价波动率越大，看涨期权的价值就越高，相应公司债权的价值也就越低，所以我们预期股价波动率与信用利差呈正相关的关系。

(3)债券的久期：久期描述了债券持有者现金流收入的平均期限。久期越长，意味着债券持有者获得投资回报的周期越长，也就是说他承担的风险相对更高。基于经典的结构化模型框架，其他条件不变的情况下，久期应与信用利差正相关。

(4)总资产规模：即标的实体在财务季报中所披露的公司总资产价值。在中国，一般来说，资产规模愈大的企业更易获得投资者的信任，市场对其违约风险的预期也相应更低。在其他条件不变的情况下，我们预期总资产规模与信用利差负相关。

表 1 概括了模型所采用变量的含义。

表 1: 变量定义表

变量	定义	预期
CS	信用利差，即债券的到期收益率减去无风险收益率	被解释变量
d_lev	标的实体资产负债率的季度变化	+
eq_vol	标的实体股票在过去 120 个交易日内的日收益率标准差	+
dur	标的债券的修正久期	+
a_size	标的实体的总资产价值	-

### 三、模型设定

首先，用表 1 中的变量构造一个多元线性最小二乘回归模型(OLS)，解释不同债券间的信用利差差异，如(1)所示：

$$CS_i = a + b_1 d\_lev_i + b_2 eq\_vol_i + b_3 dur_i + b_4 a\_size_i + e_i \quad (1)$$

其中， $i$  代表第  $i$  只债券。

然后，再构造一个时间固定效应模型，检验各因子在过去的 3 年时间内对信用利差影响的稳定性，如(2)所示：

$$CS_{it} = a + b_1 d\_lev_{it} + b_2 eq\_vol_{it} + b_3 dur_{it} + b_4 a\_size_{it} + m_t + e_{it} \quad (2)$$

其中， $i$  代表第  $i$  只债券， $t$  代表研究时段的相应时点。

## 实证结果与分析

### 一、多元线性回归

对于多元 OLS 回归，我们使用 2012 年 2 月 10 日当天的数据，基本情况如表 2 所示：

表 2: 多元线性回归(OLS)的横截面数据描述

变量	观测数	标准差	最小值	中位数	均值	最大值
CS	160	1.08%	0.48%	2.21%	2.38%	8.81%
d_lev	160	1.95%	-6.13%	0.53%	0.52%	6.87%
eq_vol	160	8.76%	14.73%	31.94%	32.33%	60.21%
dur	160	1.49	0.27	2.94	3.01	8.02
a_size	160	3575.29	9.81	314.37	1554.73	18730.11

表 2 显示，样本债券平均信用利差为 2.38%，最大信用利差达到 8.81%，说明市场预期下，各债券间的信用风险存在差异；信用利差的中位数与均值较为接近，说明信用风险较高的债券在样本中占比不大，信用利差呈现正态分布特征。表 2 还显示，各债券发行主体的财务杠杆较上季度整体有所上升，其财务杠杆变动的均值为 0.52%，中位数为 0.53%。发行主体的年化股价波动率均值为 32.33%，最大的则达到 60.21%。

基于横截面数据的多元 OLS 回归结果如下：

表 3: 多元 OLS 回归结果

	截距	d_lev	eq_vol	dur	a_size
参数	0.0247***	0.0635*	0.027***	-0.0031***	-4.49E-07**
标准误差	(0.0036)	(0.0371)	(0.0096)	(4.87E-04)	(2.36E-07)
观测数		160	调整后的 R 平方		0.2899
F 统计量		17.22***	F 统计量的 p 值		1.04E-11

注: \*\*\*代表解释变量在 1%的水平下显著, \*\*代表 5%的水平, \*代表 10%的水平。

表 3 显示, 多元回归模型在 1%的水平下显著。模型能够解释大约 30%的不同债券间的信用利差差异。这个结果与 Collin-Dufresne 和 Goldstein(2001)<sup>[3]</sup>针对美国市场的研究结论相吻合, 他们认为模型解释力较低的原因是, 回归模型遗漏了一个能够表征市场短期供需冲击的系统性因素, 而这个系统性因素很难被量化并计入模型内。我们认为, 这与在中国市场的发现是一致的。

从表 3 中, 我们还可以看到多元回归模型的所有解释变量均在 10%的水平下显著, 且股价波动率和债券久期的显著性水平达到 1%。除久期外, 其他解释变量对信用利差的影响方向均与预期一致。

样本中所有债券的评级均在 AA-至 AAA 之间, 共分为 4 档; 给不同的评级赋予不同的分数, 从 1 至 4 分不等。我们发现: 债券久期与债券的信用评级有非常显著的正相关性(见表 4)。

表 4: 债券久期与信用评级之间的正相关性

信用评级	AAA	AA+	AA	AA-
评级打分	4	3	2	1
债券个数	69	37	45	9
债券久期的均值	3.52	2.45	2.83	2.36
信用评级及债券久期的相关系数	0.2392			

信用评级较高的债券无疑会显示较低的信用利差, 加之表 4 所呈现的债券久期与信用评级的正相关特征, 从而解释了久期与信用利差的负相关。我们认为: 在中国市场, 信用资质较高、社会声誉较好的企业更有可能通过监管机构对其长期债券发行的审核。在我们的样本内, 共有 10 只债券的久期大于 5 年, 且它们的评级全部为 AAA。因此, 在此意义上, 债券的久期也可以被看做是信用评级的代理变量。

## 二、固定效应模型

为进一步确认各因子对信用利差的影响在时间序列上是稳定的, 我们选取 2009 年 1 季度至 2011 年 4 季度的面板数据, 估计了一个固定效应模型。固定效应模型所用面板数据的基本情况如表 5 所示:

表 5: 固定效应模型的面板数据描述

变量	观测数	标准差	最小值	中位数	均值	最大值
CS	1072	0.76%	0.01%	1.41%	1.48%	6.47%
d_lev	1072	4.85%	-31.02%	0.38%	0.59%	94.10%
eq_vol	1072	11.31%	0.00%	33.30%	34.91%	70.78%
dur	1072	1.80	0.18	3.48	3.56	9.78
a_size	1072	4228.94	9.81	510.66	2204.76	18730.11

表 5 显示, 在 09 年 1 季度至 11 年 4 季度的 3 年间, 样本债券的平均信用利差为 1.48%。各发行主体的财务杠杆率整体是上升的, 平均季度变动为 0.59%。发行主体的平均年化股价波动率为 34.91%, 最大则达到 70.78%。

在估计模型参数之前, 首先检验多重共线性和内生性。经检验, 所有解释变量的方差膨胀因子(VIF)均小于 10, 故不存在多重共线性。另一方面, 鉴于股价波动率有可能内生, 我们对其进行了 Hausman 检验, 结果显示该变量的内生性不显著。此外, 我们还运用 Hausman 检验, 揭示固定效应模型优于随机效应模型。

考虑到模型的残差项表现出异方差和序列自相关的性质, 表明其中可能包含了某些宏观经济或市场环境变化的信息, 故我们采用时间固定效应模型, 并用 White 协方差来估计参数的标准误差。同时, 我们采用混合 OLS 回归进行稳健性检验, 并将时间固定效应模型的实证结果与混合 OLS 回归的结果进行了比较, 列于表 6。

表 6: 固定效应模型与混合 OLS 模型结果的比较

	固定效应模型		混合 OLS 模型	
	参数	标准误差	参数	标准误差
截距	0.0111***	0.0011	0.0162***	9.14E-04
d_lev	0.0124***	0.0032	0.0111**	0.0047
eq_vol	0.0150***	0.0035	0.0038*	0.0022
dur	-3.64E-04**	1.79E-04	-6.05E-04***	1.27E-04
a_size	-1.46E-07***	3.52E-08	-3.11E-07***	5.77E-08
时间期数	12		-	
总观测数	1072		1072	
F 统计量	21.87		16.66	
F 统计量的 p 值	0.0000		0.0000	
R 平方	0.2370		0.0588	
调整后的 R 平方	0.2262		0.0552	
Log likelihood	3851.51		3738.98	
Akaike Info Criterion	-7.1558		-6.9664	

\*\*\*代表解释变量在 1% 的水平下显著, \*\*代表 5% 的水平, \*代表 10% 的水平。

表 6 显示, 各因子的参数估计在不同模型间较为稳定。其中, 固定效应模型整体显著,

且所有解释变量都在 5%的水平下个体显著。鉴于固定效应模型的调整后 R 平方大于混合 OLS 模型，前者的解释力更强；此外，Log-likelihood 和 AIC 指标也都支持固定效应模型优于混合 OLS 模型。以上结论均证明，模型中所考虑的 4 个债券个体性因素对信用利差的影响在时间序列上是稳定的。

## 结论

本文实证研究了影响 CRM 价格的模型外生因素。我们使用 CRM 交易中标的债券的信用利差作为 CRM 价格的代理变量，构建了一个多元线性 OLS 回归模型和一个基于面板数据的时间固定效应模型。回归结果显示，4 个债券个体性因素对信用利差均有显著影响，它们分别是：标的实体的财务杠杆率变化、标的实体的股价波动率、债券的久期和标的实体的总资产规模。其中，前两个因素与信用利差正相关，而后两个因素与信用利差负相关。固定效应模型的总体解释力在 20%-25%之间，这与 Collin-Dufresne 和 Goldstein(2001)<sup>[3]</sup>针对美国市场的研究一致。

我们还发现，中国市场上的债券久期对信用利差的影响方向与基于经典结构化模型的预期相反。对此，我们提出一个可能的解释：在中国市场，信用质量较高的公司更有可能通过监管部门对其长期债券的发行审核，而资质较差的公司则几乎不可能获批发行长期债券。实证数据也证实，债券的久期与它们的信用评级显著正相关，体现了中国债券市场的独特性。[基金项目：本文得到北京大学汇丰金融研究院课题项目《信用风险缓释工具(CRM)在中国的发展与创新研究》的资助]

### 注释：

- 1、本文研究不涉及包含于 CRM 定价模型之内的因素，即模型内生因素。
- 2、经典定价模型显示：标的债券的信用利差和 CRM 价格紧密相联，用其作为 CRM 价格的代理变量是合理的。如：Hull 等(2004)<sup>[5]</sup>。

### 参考文献：

- [1]Bhar, R. and N. Handzic. A Multifactor Model of Credit Spreads[J]. Asia-Pacific Financial Markets, 2011, 18: 105-127.
- [2]Blanco, R., S. Brennan and I. W. Marsh. An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps[J]. The Journal of Finance, 2005, 60: 2255-2281.
- [3]Collin-Dufresne, P., R. S. Goldstein and J. S. Martin. The Determinants of Credit Spread Changes[J]. The Journal of Finance, 2001, 56: 2177-2207.
- [4]Elton, E. J., M. J. Gruber, D. Agrawal, C. Mann. Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds[J]. The Journal of Finance, 2001, 56: 247-277.
- [5]Hull, J., M. Predescu, and A. White. The Relationship between Credit Default Swap Spreads, Bond Yields, and

Credit Rating Announcements[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2004, 28: 2789-2811.

[6]李岚, 杨长志. 基于面板数据的中期票据信用利差研究[J]. *证券市场导报*, 2010, 8:73-77.

[7]任兆璋, 李鹏. 中国企业债券价差个体性影响因素的实证分析[J]. *华南理工大学学报*, 2006, 1: 52-56.

[8]王丽芳, 刘兴革. 我国企业债券信用价差分析[J]. *学术交流*, 2007, 6: 84-88.

[9]张燃. 信用价差变化的决定因素: 一个宏观视角[J]. *当代财经*, 2008, 9: 62-67.