

股票流动性与公司债信用利差关系研究

赵静^{1,2}, 方兆本¹

(1.中国科学技术大学管理学院统计与金融系,安徽合肥 230026;2.合肥工业大学经济学院,安徽合肥 230601)

摘要: 根据我国股票市场和公司债市场流动性溢出效应的特点,构建了包含债券和股票市场内部和外部流动性冲击的公司债结构化定价模型,以分析债券和股票市场内部和外部流动性冲击对公司债信用利差的影响.基于模型对2008-01-01~2016-12-31期间沪、深两市的债券交易数据和相应公司股票交易数据进行了实证分析,结果发现在债券和股票市场内部和外部流动性冲击下,债券和股票的流动性对于公司债信用利差的影响均符合模型的预期,并且对于较低信用级别和短期期限的债券信用利差影响更为显著,从而证实了所提出的理论模型的合理性.

关键词: 信用利差;股票流动性;债券定价;流动性冲击;内生违约

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **doi:** 10.3969/j.issn.0253-2778.2018.08.010

引用格式: 赵静,方兆本. 股票流动性与公司债信用利差关系研究[J]. 中国科学技术大学学报,2018,48(8): 667-682.

ZHAO Jing, FANG Zhaoben. On the relationship between stock liquidity and corporate bond credit spreads[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2018,48(8):667-682.

On the relationship between stock liquidity and corporate bond credit spreads

ZHAO Jing^{1,2}, FANG Zhaoben¹

(1. Dept. of Statistics and Finance, School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China;
2. School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, China)

Abstract: Based on the spillover effects between stock and bond markets in China, an endogenous default credit model which includes both outside and inside liquidity shocks to stock and bond markets was presented. The effects of outside and inside liquidity shocks on corporate bonds spreads were analyzed. An empirical analysis of corporate bonds traded in Shanghai and Shenzhen stock exchanges during 2008-01-01~2016-12-31 was presented, and the effects of liquidity shocks on corporate bonds spreads predicted by the model were confirmed. For debts with shorter maturities and higher risks, the effects are even more significant.

Key words: credit spread; stock liquidity; corporate bond pricing; liquidity shocks; endogenous default

0 引言

2007~2009年金融危机时期,国外大量固定收

益类资产收益率短期内急剧上升.经研究发现,在此期间公司债券收益率中的流动性溢价部分显著增加,甚至超过了信用风险溢价部分^[1].金融危机之后

收稿日期:2017-10-18;修回日期:2018-02-05

基金项目:国家自然科学基金(71273082),国家自然科学基金青年基金(71201152)资助.

作者简介:赵静(通讯作者),女,1984年生,博士生/讲师.研究方向:信用风险. E-mail:sskonggu@163.com

流动性在债券价格中所起的作用成为国际上的热点问题,相关研究引起了广泛的关注,如 He 和 Xiong^[2]通过将公司债券市场流动性冲击和债券展期损失包含进 Leland 和 Toft^[3]的内生违约模型,对债券结构化定价模型体系做出了重要的改进,揭示了公司债券市场流动性对于债券违约溢价的影响机制.Huang 等^[4]通过假定股票和公司债券市场面临共同的流动性冲击,将流动性冲击引起的股票交易成本变化内生进 He 和 Xiong^[2]的模型中,说明了股票市场流动性对债券违约溢价也可以产生影响.然而 Huang 等^[4]对股票和公司债券市场面临共同的流动性冲击的假定只适用于国外成熟市场而并不适用于我国,因为在国外成熟市场中股票市场和公司债券市场流动性具有很强的联动效应,而我国由于信用债长期存在“刚性兑付”或者说“隐性担保”预期,且市场交易受投资者情绪影响严重,导致股票市场和公司债券市场流动性之间有时联动,有时呈现“跷跷板”的特点^[5].在我国的实际情况下,股票市场流动性对公司债券价格具有什么样的影响,如何改进国外前沿的理论研究成果使之能够符合我国的国情,可用于解决我国的实际问题,是值得研究的.

本文基于 Brunermeier 和 Pederson^[6]关于流动性的相关理论和我国股票和债券市场流动性溢出效应的实证研究,分析了我国股票市场和债券市场流动性存在“联动”和“flight-to-quality”两种效应的原因,并据此将股票市场和债券市场面临的流动性冲击分为外部冲击和内部冲击,在 He 和 Xiong^[2]以及 Huang 等^[4]的理论模型基础上建立了包含股票市场和债券市场外部和内部流动性冲击的公司债结构化定价模型,并分析了流动性冲击对于债券信用利差的多种影响途径.本文还通过实证分析检验了公司债及其发行公司股票的流动性对于公司债信用利差的影响.在债券和股票市场内部和外部流动性冲击下,债券和股票的市场流动性对于公司债信用利差的影响均符合本文模型的预期,并且对于较低信用级别和短期期限的债券信用利差影响更为显著.本文有助于丰富我国公司债信用利差定价的理论研究以及公司债信用利差影响因素的经验研究.

1 文献综述

公司债券定价理论主要包含结构化定价模型体系^[3,7-9]和简约模型体系^[10-11].不少研究针对信用风

险理论因素对信用利差的解释力进行了实证检验,发现这些因素的解释力有限^[12-13].在此基础上,Huang 等^[14]提出“信用利差之谜”,此后大量研究关注债券流动性在债券信用利差中所扮演的角色.Longstaff 等^[15]通过对信用利差中违约部分和非违约部分的直接度量,发现信用利差主要部分是来源于违约风险,而非违约部分具有时变性并且与债券自身流动性以及债券市场流动性都具有很强的相关性;Chen 等^[16]使用了报买报卖价差、零收益占比、LOT 模型多种流动性度量,证实了债券流动性对信用利差的水平和动态变化均有额外的解释能力;Bao 等^[1]利用价格反转作为债券流动性的度量指标,发现债券流动性显著高于债券报买报卖价差的解释能力,且债券市场流动性对于信用利差变化的解释力甚至超过了信用风险因素;He 和 Xiong^[2]基于文献^[3]的框架构建了一个考虑流动性冲击的公司债券内生违约定价模型,揭示了债券市场的流动性冲击不仅将导致债券信用利差中的流动性溢价部分增大,同时也通过债券展期途径导致违约边界和违约溢价升高,流动性溢价和违约溢价之间具有相关性,并不相互独立.

另外的一些研究表明,债券信用利差也被股票市场流动性所影响.Chordia 等^[17]发现流动性冲击在两个市场之间具有显著相关性.Odders-White 和 Ready^[18]发现股票流动性是信用评级变动的领先指标.Acharya 等^[19]发现公司债市场流动性风险的水平增加会由于做市商的资本约束而溢出到其他市场.Das 和 Hanouna^[20]发现 CDS 利差包含标的公司股票的流动性溢价,显示信用利差与个股的流动性是负相关的.Huang 等^[4]在 He 和 Xiong^[2]的基础上构建了假定股票和债券两个市场面临共同的外部流动性冲击的内生违约模型,当流动性冲击发生时,不仅存在 He 和 Xiong^[2]所提出的债券流动性溢价和展期风险造成的违约溢价升高的影响,同时还还将造成股票价值下降,并通过债券展期导致公司债券违约边界和违约溢价进一步升高.

国内针对信用风险理论因素、宏观因素、产权性质、信用评级和流动性因素等对信用利差定价的影响进行了丰富的实证研究.何平和金梦^[21]发现信用评级对债券发行成本具有解释力,且债券评级比主体评级解释力更强.赵静和方兆本^[22]、王安兴等^[23]研究了信用风险因素对公司债信用利差的解释力,均发现杠杆率与信用利差的关系与理论相反.方红

星等^[24]分析了产权性质和信息质量对公司债定价影响,发现国有产权能发挥隐性担保作用,并使投资者忽视对上市公司信息质量的关注.史永东和田渊博^[25]将公司债利差分为信用价差和非信用价差,发现债券契约条款能够有效降低两者,且对信用价差影响更大.在流动性的影响方面,目前的研究主要关注于债券自身的流动性和市场的流动性.任兆璋和李鹏^[26]在简约化模型的框架下构建了流动性风险影响下的可违约债券定价模型,并在模型基础上进一步建立了信用利差期限结构模型,发现债券利差期限结构对流动性风险非常敏感.何志刚和邵莹^[27]实证研究了次贷危机时期中国公司债流动性风险对信用利差的影响,发现此影响具有显著性,但同国外成熟市场相比影响程度较小.王苏生等^[28]研究了价格收益平方、债券发行量、债券交易量、债券交易额及债券年龄对公司债信用利差的影响,得出中国公司债市场流动性偏低,债券流动性风险是公司债券价差的重要影响因素的结论.纪志宏和曹媛媛^[29]认为我国信用债定价由于刚性兑付预期和信用套利交易模式,导致信用利差体现的主要是市场流动性溢价而非违约溢价.高强和邹恒甫^[30]比较研究了企业债和公司债定价规律,认为企业债对流动性风险更敏感,公司债对信用风险更敏感.

总结国内的研究发现,较多研究集中于债券自身流动性对信用利差的影响,而缺少关注股票流动性对信用利差定价影响的理论和实证研究.本文根据我国股票和债券市场流动性相互关系的特点,对国外公司债券的结构化定价模型相关研究进行改进,并利用中国交易所公司债数据对所构建的模型进行了实证检验.

2 模型构建

首先需要明确的是本文中流动性和流动性冲击的概念. Brunermeier 和 Pederson^[6]将流动性分为融资流动性和市场流动性.融资流动性指专业投资者和投机者从资金所有者手中获取资金的难易程度;市场流动性指通过出售资产来融资的难易程度,通常从市场宽度、市场深度和市场弹性等维度来进行度量.本文的理论模型中包含股票和公司债的市场交易成本,所关注的流动性主要是指市场流动性.流动性冲击的一个较为广泛使用的概念是 Allen 和 Gale^[31]提出的时间偏好的不确定性,即某一事件改变了人们的偏好从而导致人们对流动性产生了未预

期的需求.这一事件可以是未预期的花费、投资机会或者是成本增加.流动性冲击将造成流动性的需求与实际水平之间产生差距. Brunermeier 和 Pederson^[6]指出了融资流动性和市场流动性之间的正反馈作用机制,提出了“流动性螺旋”现象.在“流动性螺旋”的作用下,对流动性的一个小的冲击,则可能造成市场流动性失衡并迅速枯竭.这个理论可以用于解释流动性危机的形成机制. Brunermeier 和 Pederson^[6]还进一步从理论上分析了在流动性冲击下,不同证券市场流动性的相互依存关系.他们认为当不同证券面临一个同样的冲击时,市场流动性之间存在正相关的联动效应;而基本面波动率较大的证券对于冲击更为敏感,市场流动性下降更为迅速,因此不同证券市场之间会产生所谓的“flight-to-quality”现象.

我国股票市场和债券市场流动性溢出效应的实证研究表明,两者之间确实存在“联动”和“flight-to-quality”两种效应.陈学彬和曾裕峰^[5]发现美国市场“flight-to-quality”主要发生在股票市场 and 国债市场之间,股票市场同信用债市场主要是联动效应,而我国信用债往往被视为安全资产,使得股票市场和信用债市场之间也常表现为“flight-to-quality”效应.这主要是因为我国信用债长期以来具有“刚性兑付”或者说“隐性担保”预期,即投资者认为如果发债主体为国有企业,即使发生重大亏损,政府部门也会考虑地方经济发展、社会成本和政治周期,从而进行救助;而如果发债主体为民营企业,当出现偿付困难时,政府或主承销商也会出于声誉方面的考虑施以援手^[29].另一些研究针对我国股票市场和债券市场流动性联动和“flight-to-quality”两种效应产生的不同原因进行了分析,如王茵田等^[32]认为宏观变量对两个市场流动性的影响可以分为直接影响和间接影响.直接影响指新信息通过影响股票和债券的价格,或者通过对货币供应量的调整而影响整个市场的流动性,它对两个市场流动性作用的方向往往是相同的.而间接作用是投资者鉴于预期的改变而进行投资组合的调整时,从另一个市场传导过来的影响,即“flight-to-quality”现象,它可以和直接作用的方向相反.史永东等^[33]认为当基础条件变化在股票市场和债券市场中起主导作用时,二者流动性表现为联动效应;反之,当投资者行为变化在市场中起主要作用时,则表现为“跷跷板”效应.

股票的交易成本会影响股票价格从而内生影响

股东的违约决定,因此股票的市场流动性将会影响公司债券违约溢价(参见 Huang 等^[4]).由于我国股票市场流动性和公司债券市场流动性存在“联动”和“flight-to-quality”两种效应,为建立包含股票市场流动性冲击的公司债券违约溢价的理论模型,本文将股票和债券两个市场所面临的流动性冲击分为两种类型,称为外部和内部冲击.外部冲击是由于外界的宏观经济变量或市场环境变化的直接影响而造成的,此时两个市场面临同样的冲击,根据 Brunermeier 和 Pederson^[6]的理论,股票市场和债券市场的流动性将同向变化;而内部冲击是投资者对投资组合进行调整所引起的,典型情况是股市内部受到冲击并导致流动性急剧下降,恐慌的投资者选择抛售手中的股票头寸,转而持有低风险债券头寸.而我国信用债由于具有“刚性兑付”或者说“隐性担保”预期,被认为是低风险而又有较高收益的资产,因此投资者会加强对与股市联通的交易所市场信用债的持有,结果将对两个市场的流动性造成相反的影响.

本文在 He 和 Xiong^[2]和 Huang 等^[4]的研究框架基础上,建立包含股票市场和债券市场外部和内部流动性冲击的公司债结构化定价模型.外部流动性冲击对两个市场流动性影响一致,发生的频率为 ξ_1 ,内部流动性冲击的方向相反,发生的频率分别为 ξ_2 和 ξ_3 .本文延续传统的结构化信用风险模型的假设,假设无杠杆的公司资产价值 $\{V_t; 0 \leq t < \infty\}$ 在风险中性概率下遵从几何布朗运动,即

$$\frac{dV_t}{V_t} = (r - \delta)dt + \sigma dZ_t \quad (1)$$

式中,无风险利率 r 是常数, δ 表示公司的现金支出率, σ 是公司资产波动率为常数, Z_t 表示标准布朗运动; V_t 是公司资产,可被看作公司的未来运营所有现金流的现值.根据标准假设,假定债权人从公司破产清算中获得比例为 α 的公司价值.

假设公司保持一个静态的债券结构.在每个时刻,公司的所有债券本金总和均为 P ,年付息总和均为 C .每只债券总期限均为 m ,且债券到期日是整个公司存续期上的均匀分布函数,也就是说,在每个时间区间 $(t, t + dt)$,会有 $(1/m)dt$ 比例的债券到期,并且被展期.本文把公司债券度量为 m 单位,则每单位债券本金为 $p = P/m$,年付息为 $c = C/m$,只有到期期限 $\tau \in [0, m]$ 不同. $d(V_t, t)$ 表示随公司资产和到期期限变化的一单位债券的价

值.在此基础上本文推导了违约边界外生时的债券价值以及内生违约边界满足的表达式,并说明在改进的模型下流动性冲击对公司债违约边界和信用利差的影响途径.

2.1 债券价值

首先在假定违约边界已知的情况下,推导债券价值公式.债券价值满足以下偏微分方程:

$$rd(V_t, \tau) = c - (\xi_1 + \xi_3)k_d d(V_t, \tau) - \frac{\partial d(V_t, \tau)}{\partial \tau} + (r - \delta)V_t \frac{\partial d(V_t, \tau)}{\partial V} + \frac{1}{2}\sigma^2 V_t^2 \frac{\partial^2 d(V_t, \tau)}{\partial V^2} \quad (2)$$

左边项 $rd(V_t, \tau)$ 表示风险中性下持有债券的预期收益率.右边包含四项,第一项为债券付息,第二项表示流动性冲击导致债券价格下降造成的损失.流动性冲击以概率 $(\xi_1 + \xi_3)dt$ 发生.流动性冲击发生时,债券持有人将通过出售债券发生 $k_d d(V_t, \tau)$ 的交易成本.第三项表示到期期限的变化产生的债券价值变化,第四五项表示公司资产价值的波动引起的债券价值变化.将第二项移到左边,公式左边将变为交易成本加上债券的贴现率(即预期收益率) $r + (\xi_1 + \xi_3)k_d$,即无风险利率 r 和流动性溢价 $(\xi_1 + \xi_3)k_d$ 之和.

我们通过两个边界条件来求解微分方程(2).以 $d(V_t, \tau; V_B)$ 表示违约边界已知时,到期期限为 $\tau < m$ 时一单位债券价值.一方面,在到达违约边界 V_B 时,债券持有人从公司破产清算中获得比例为 α 的公司价值.因此,每单位债券价值满足:

$$d(V_B, \tau; V_B) = \frac{\alpha V_B}{m}, \tau \in [0, m] \quad (3)$$

另一方面,当 $\tau = 0$ 时,如果公司未破产则债券到期且其持有人获得本金价值 p ,即

$$d(V_t, 0; V_B) = p, V_t > V_B \quad (4)$$

方程(2)和边界条件(3)和(4)共同决定了债券价值 $d(V_t, \tau; V_B)$ 具有以下解析解:

$$d(V_t, \tau; V_B) = \frac{c}{r + (\xi_1 + \xi_3)k_d} + e^{-(r+\xi k)\tau} \left[p - \frac{c}{r + (\xi_1 + \xi_3)k_d} \right] (1 - F(\tau)) + \left[\frac{\alpha V_B}{m} - \frac{c}{r + (\xi_1 + \xi_3)k_d} \right] G(\tau) \quad (5)$$

式中,

$$F(\tau) = N(h_1(\tau)) + \left(\frac{V_t}{V_B} \right)^{-2a} N(h_2(\tau));$$

$$G(\tau) = \left(\frac{V_t}{V_B}\right)^{-a+\hat{z}} N(q_1(\tau)) + \left(\frac{V_t}{V_B}\right)^{-a-\hat{z}} N(q_2(\tau));$$

$$h_1(\tau) = \frac{(-v_t - a\sigma^2\tau)}{\sigma\sqrt{\tau}}; h_2(\tau) = \frac{(-v_t + a\sigma^2\tau)}{\sigma\sqrt{\tau}};$$

$$q_1(\tau) = \frac{(-v_t - \hat{z}\sigma^2\tau)}{\sigma\sqrt{\tau}};$$

$$q_2(\tau) = \frac{(-v_t + \hat{z}\sigma^2\tau)}{\sigma\sqrt{\tau}};$$

$$v_t \equiv \ln\left(\frac{V_t}{V_B}\right); a \equiv \frac{r - \delta - \sigma^2/2}{\sigma^2};$$

$$\hat{z} \equiv \frac{[a^2\sigma^4 + 2(r + (\xi_1 + \xi_3)k_d)\sigma^2]^{1/2}}{\sigma^2};$$

$N(x)$ 表示累积标准正态分布. 债券价值 $d(V_t, \tau; V_B)$ 推导过程与文献[2-3]类似, 只是本文的假定使得债券回报贴现率为 $r + (\xi_1 + \xi_3)k_d$.

2.2 内生违约边界

延续文献[2, 4]的研究思路, 股票价值 $E(V_t)$ 满足以下偏微分方程:

$$rE(V_t) = (r - \delta)V_t E_V + \frac{1}{2}\sigma^2 V_t^2 E_{VV} + \delta V_t - (1 - \pi)C + [d(V_t, m) - p] -$$

定理 2.1 内生违约边界 V_B 具有解析解, 其形式如下:

$$V_B = \frac{(1 - \pi)C + (1 - \exp(-(r + (\xi_1 + \xi_3)k_d)m))(p - \frac{c}{r + (\xi_1 + \xi_3)k_d})}{\frac{\delta}{\eta - 1} + \frac{\alpha}{m}[B(-\hat{z}) + B(\hat{z})]} + \frac{\left\{ (p - \frac{c}{r + (\xi_1 + \xi_3)k_d})[b(-a) + b(a)] + \frac{c}{r + (\xi_1 + \xi_3)k_d}[B(-\hat{z}) + B(\hat{z})] \right\}}{\frac{\delta}{\eta - 1} + \frac{\alpha}{m}[B(-\hat{z}) + B(\hat{z})]} \quad (7)$$

式中,

$$a \equiv \frac{r - \delta - \sigma^2/2}{\sigma^2}, \eta = -a + z > 1, \gamma = a + z > 0,$$

$$z \equiv \frac{[a^2\sigma^4 + 2(r + (\xi_1 + \xi_2)k_e)\sigma^2]^{1/2}}{\sigma^2}, \hat{z} \equiv \frac{[a^2\sigma^4 + 2(r + (\xi_1 + \xi_3)k_d)\sigma^2]^{1/2}}{\sigma^2},$$

$$b(x) = \frac{1}{z+x} \exp(-(r + (\xi_1 + \xi_3)k_d)m) [N(x\sigma\sqrt{m}) - \exp(rm)N(-z\sigma\sqrt{m})],$$

$$B(x) = \frac{1}{z+x} \left[N(x\sigma\sqrt{m}) - \exp\left(\frac{1}{2}[z^2 - x^2]\sigma^2 m\right) N(-z\sigma\sqrt{m}) \right].$$

定理 2.1 内生违约边界的推导过程与文献[2, 4]类似, 根据本文的假定, 债券回报贴现率将变为 $r + (\xi_1 + \xi_3)k_d$, 股票回报贴现率变为 $r +$

$$(\xi_1 + \xi_2)k_e E(V_t) \quad (6)$$

式中, $d(V_t, m)$ 是债券价值, π 是公司税率, ξ_1 是股票市场和债券市场共同面临的外部流动性冲击频率, ξ_2 是债券市场对股票市场产生的内部流动性冲击频率, k_e 是单位公司股票的交易成本. 式(6)中等号左边表示持有股票的期望收益; 右边的前两项为公司资产 V_t 波动产生的股票价值变动, 第三项 δV_t 是单位时间公司产生的现金流, 第四项 $(1 - \pi)C$ 是单位时间的税后付息, 第五项为股票持有人通过发行新债券来支付到期债券本金所产生的展期收益或损失, 最后一项是股票市场流动性冲击产生的期望交易成本, 其中 $(\xi_1 + \xi_2)k_e$ 是期望单位交易成本. 由式(6)易知, 股票流动性越高, 单位交易成本 k_e 越小, 流动性冲击频率 ξ_1, ξ_2 越高, 产生交易成本的概率越大, 市场流动性越低.

由股票持有者的有限责任易得边界条件 $E(V_B) = 0$. 另外根据 Leland^[34] 的分析, 股东选择将公司破产时将满足平滑粘贴条件 $E'(V_B) = 0$, 由此可推导出股票持有者的内生破产边界 V_B . 结论由以下定理总结:

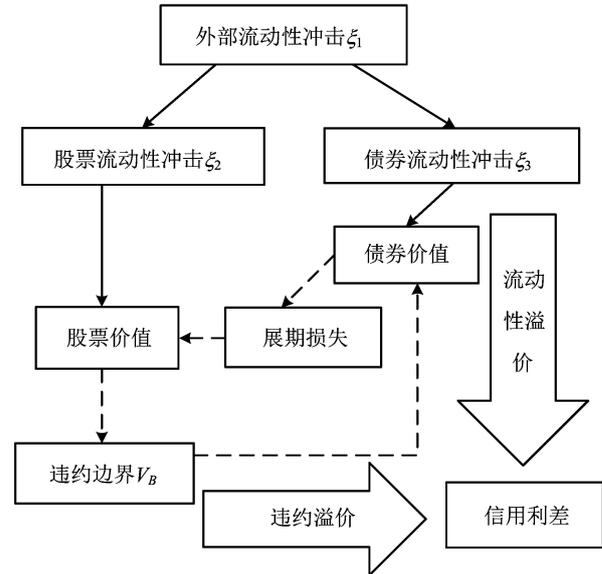
$(\xi_1 + \xi_2)k_e$. 定理 2.1 表明股票流动性 $(\xi_1 + \xi_2)k_e$ 反映在 z 中, z 进一步影响 $b(x), B(x), \eta$ 和 γ , 从而影响内生违约边界.

2.3 流动性冲击对信用利差的影响途径和研究假设

首先,公司债券市场流动性冲击对信用利差的影响具有直接和间接两个途径^[2].直接影响途径是债券流动性溢价作为信用利差的一部分,其增加将直接导致信用利差的增加;间接影响途径是近年来倍受学术界关注的债券展期风险.当流动性冲击发生时,增加的流动性溢价将会压低公司新发行的债券价格,假如此时公司存在债券到期需要发行新债券进行展期的情况,债券价格下降的损失将会由公司股东承担,从而降低公司股东继续维持公司的意愿.换句话说,流动性冲击通过债券展期的途径进一步导致公司违约边界 V_B 提高,公司债券违约溢价增加,从而导致信用利差增加.

其次,股票市场流动性冲击也将通过两个途径增加债券的信用利差^[4].一方面股票市场流动性降低将会提高股票交易成本,降低股票价值,导致公司股东承受损失,从而导致违约边界 V_B 的提高,债券违约溢价升高;另一方面,如果此时存在公司债券到期且必须展期的情况,所发行的新债券由于价格下降将会导致股东承受展期损失,从而进一步影响股东的违约决定,提高违约边界和公司债券违约溢价,直至达到新的均衡.

综合来看,当股票和债券两个市场同时面临流动性冲击时,将对公司债券信用利差产生多种影响途径.根据我们的模型,当两个市场同时面临来自外部的流动性冲击,即 $\xi_1 > 0$,两个市场流动性均降低,将会产生一个复合效应,使得信用利差大幅增加,这可以帮助我们解释金融危机时期信用利差骤增的情况;而当流动性冲击来源于两个市场内部,则由于此时两个市场流动性出现相反的变化,对信用利差的影响效应则是相互抵消的.当 $\xi_3 > 0$ 时,债券市场流动性降低会导致信用利差升高,而股票市场流动性上升会使得债券信用利差降低.当 $\xi_2 > 0$ 时,股票市场流动性降低将导致债券信用利差升高,而债券市场流动性上升将使得债券信用利差降低.即在内部流动性冲击的情况下,股票和债券市场流动性对信用利差的影响方向是相反的.总的来说,市场流动性对于信用利差的影响具有较为复杂的影响机制,债券的违约溢价与流动性溢价之间也并非独立,而是存在相关性.流动性冲击对于信用利差存在多重影响途径,如图 1 所示.



ξ_1 是股票和债券市场外部流动性的冲击频率, ξ_2 是债券市场对股票市场的内部流动性冲击频率, ξ_3 是股票市场对债券市场的内部流动性冲击频率, V_B 是股票持有人的内生违约边界.虚线部分是展期环.

图 1 流动性冲击对信用利差的多重影响渠道

Fig.1 Channels for liquidity shocks effects on credit spreads

根据上述分析,我们可以提出以下假设:

(I) 当股票市场和债券市场共同面临外部流动性冲击时,公司债和股票市场流动性降低将复合加剧信用利差的升高;而当股票市场和债券市场内部发生相互之间的流动性冲击时,公司债和股票市场流动性将对信用利差造成相反的影响,形成相互抵消的效应.

另外,当流动性冲击发生时,对于信用级别较低,基本面较差的公司来说,由于本身离违约边界较近,因此违约边界进一步提高将会使其陷入更加危险的境地,因此流动性冲击会使得基本面较差的公司的信用利差对于违约风险更加敏感.因此我们可以进一步得到如下假设:

(II) 相比信用级别较高的债券而言,信用级别较低的债券信用利差对于市场流动性冲击更为敏感.

凭着简单的直觉人们通常认为短期债券的信用风险与长期债券相比较小.然而公司发行短期债券将会增加债券的展期频率,使得公司对于市场流动性冲击更为敏感.当公司债券展期时面临债券或股票市场流动性冲击将会造成展期风险,因为如果此时公司发行的新债券的市场价值 $d(V_i, m)$ 低于到期债券本金 P/m , 将给公司股东造成展期损失

$d(V_t, m) - P/m$. 更高的展期频率将会给公司股东在单位时间内带来更高的展期损失, 使得公司股东维持公司生存的成本更高, 从而导致公司股东选择更高的违约边界, 也即导致公司债券的违约溢价增大. 我们可以得出以下假设:

(Ⅲ) 相比长期债券而言, 短期债券信用利差对于市场流动性冲击更为敏感.

3 实证研究

3.1 样本选择 and 数据处理

本文基于 2008-01-01~2016-12-31 期间的交易所公司债及其发行主体的月度数据进行实证分析, 部分指标需要用日度数据进行计算. 本文的数据来源于万得数据库, 包括公司债基本信息、发行主体财务数据、发行主体信用评级、发行主体所属行业、基准国债收益率数据、股票指数数据、公司债交易行情数据和 A 股股票交易行情数据. 公司债交易行情数据包括公司债每日收盘价、成交量和到期收益率, 股

票交易行情数据包括每日股票收盘价和成交量.

本文所选择的样本范围为上交所及深交所交易的公司债, 样本仅限于固息债, 不包括可转债和含权债, 并且只考虑基于信用的债券, 而不包括有资产抵押或担保的债券, 因为抵押债券的信用利差体现的并不是发行者的信用而是抵押资产的信用价值. 由于本文所分析的问题需要使用公司的股票价格数据, 因此样本范围限定在发行主体为上市公司的公司债, 不包括非上市公司所发行的债券. 此外, 为减少异常值误差, 剔除了到期期限在 1 年以下的债券和 2% 水平下的极端值. 最终计算得到的时间序列不足 25 个月的样本也被剔除, 最终共计得到 8810 个不同的样本, 包括发行主体来自 83 家上市公司的 229 只公司债券.

3.2 变量定义

本文所使用的一些变量含义及其度量方法如表 1 所示.

表 1 变量描述

Tab.1 Variable descriptions

| 变量符号 | 变量含义 | 度量方法 |
|---------------|----------|---|
| CS_{it} | 信用利差 | 公司债到期收益率与中债登国债到期收益率关键年限值线性插值得到的相应期限的到期收益率之差 |
| $Illis_{it}$ | 股票流动性冲击 | Amihud 非流动性指标与非流动性预期(自回归预测值)之差 |
| $Billis_{it}$ | 债券流动性冲击 | 债券价格计算的 Amihud 非流动性指标与非流动性预期(自回归预测值)之差 |
| Iss_i | 债券发行量 | 以亿元为单位 |
| $Bage_{it}$ | 债券年龄 | 交易日与债券发行日之差, 以年为单位 |
| r_t^{10} | 无风险收益率 | 中债登国债到期收益率曲线 10 年期收益率 |
| $slop_t$ | 无风险收益率斜率 | 中债登国债到期收益率曲线 10 年期收益率与 2 年期收益率之差 |
| lev_{it} | 杠杆率 | 发行主体资产负债率月度线性插值 |
| $MRet_t$ | 市场指数收益率 | 前 36 个月(不包括当月)的中证综合指数的每月回报率平均值 |
| $MVol_t$ | 市场指数波动率 | 前 36 个月(不包括当月)的中证综合指数的每月回报率标准差 |
| Ret_{it} | 超额收益率 | 前 36 个月(不包括当月)的月度收盘价相对中证综合指数月度收盘价的超额回报率取平均值 |
| Vol_{it} | 超额波动率 | 前 36 个月(不包括当月)的月度收盘价相对中证综合指数月度收盘价的超额回报率标准差 |
| Ind_i | 公司行业 | 发行主体所属证监会行业 |
| $Econ_t$ | 经济景气指数 | 经济景气指数月度数据 |
| Smb_t | 市值因子 | 中证全指成分股按照文献[40]定义计算 |
| Hml_t | 账面市值比因子 | 中证全指成分股按照文献[40]定义计算 |
| $Momentum_t$ | 动量因子 | 中证全指成分股按照文献[39]定义计算 |

3.2.1 信用利差

信用利差 CS_{it} 定义为每只公司债月度的到期收益率与基准国债收益率相应期限的到期收益率之差。公司债到期收益率和中债登国债到期收益率关键年限值(0~30 年整数期限对应的收益率)均取自万得数据库,当公司债剩余期限非整数年限时,相应的基准国债收益率采用国债关键年限数据线性插值

得到。

表 2 统计了主体评级级别(AAA, AA+, AA 和 AA-)和不同行业(采用证监会行业分类标准)按照不同到期期限(根据数据情况划分为 1~2 年剩余期限, 2~4 年剩余期限以及 4~6 年剩余期限)和不同年份划分之后的所计算的平均利差。

表 2 信用利差平均值统计
Tab.2 Average of credit spreads

| | AAA | AA+ | AA | AA- | 采矿 | 制造 | 能源 | 建筑 | 批发零售 | 交通运输 | 房地产 | 综合 | 总计 |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1~2 年 | 1.624 8 | 2.357 5 | 3.313 7 | 5.423 6 | 1.523 4 | 3.419 7 | 3.169 7 | 4.638 2 | 3.749 9 | 2.222 0 | 2.587 4 | 4.095 5 | 3.647 4 |
| 2~4 年 | 1.685 9 | 2.448 4 | 3.152 0 | 5.015 6 | 1.696 8 | 2.566 1 | 1.907 9 | 2.964 1 | 2.514 1 | 1.979 6 | 2.656 4 | 2.319 0 | 2.865 8 |
| 4~6 年 | 1.681 4 | 2.429 7 | 3.130 2 | 4.260 5 | 1.560 3 | 2.380 5 | 1.708 6 | 1.904 5 | 3.502 9 | 2.184 0 | 2.610 6 | 2.213 7 | 2.588 4 |
| 2008 | 1.629 3 | 3.424 1 | 3.646 4 | 5.355 1 | 1.346 1 | 3.758 5 | 1.486 0 | — | 4.205 2 | 2.158 2 | 2.130 5 | — | 2.493 2 |
| 2009 | 1.645 5 | 2.487 8 | 3.209 1 | 4.381 1 | 1.701 9 | 3.052 4 | 1.589 1 | 2.112 7 | 2.669 8 | 1.402 0 | 2.291 1 | 3.039 6 | 2.380 1 |
| 2010 | 1.593 3 | 2.178 8 | 2.641 6 | 4.125 7 | 1.831 2 | 2.439 5 | 1.427 2 | 1.927 1 | 3.340 2 | 1.661 1 | 2.364 2 | 1.840 0 | 2.268 4 |
| 2011 | 1.616 1 | 2.473 6 | 3.124 5 | 4.006 1 | 1.700 1 | 2.465 7 | 1.584 4 | 1.798 5 | 3.493 1 | 1.988 3 | 2.648 6 | 2.460 3 | 2.467 8 |
| 2012 | 1.776 2 | 2.621 4 | 3.314 0 | 5.263 3 | 1.667 4 | 2.748 8 | 2.096 9 | 2.055 9 | 3.595 0 | 2.639 3 | 3.020 1 | 2.491 7 | 2.950 6 |
| 2013 | 1.413 9 | 2.096 7 | 2.779 8 | 5.024 9 | 1.262 1 | 2.724 3 | 2.103 8 | 2.837 7 | 2.774 3 | 1.969 1 | 2.655 5 | 2.423 4 | 2.844 6 |
| 2014 | 1.793 3 | 2.694 0 | 3.603 1 | 5.480 4 | 1.774 5 | 3.256 0 | 2.519 2 | 3.615 5 | 2.942 2 | 2.202 9 | 3.093 7 | 4.373 2 | 3.294 0 |
| 2015 | 1.698 1 | 2.381 4 | 3.215 3 | 5.193 5 | 1.913 3 | 2.782 0 | 2.429 6 | 3.413 5 | 2.648 3 | 1.782 0 | 1.206 4 | 5.172 1 | 2.880 1 |

[注]对 2008-01-01~2015-12-31 期间按照不同评级级别和行业对不同年份和到期期限的公司债每日收盘价相对当月国债收益率的信用利差平均值进行统计,统计的数据剔除了有附加特征的、浮息的、非上市公司发行的债券以及错误数据。

表 2 显示,信用利差随着主体信用级别的下降而上升。样本数据的所有行业中,采矿业和交通运输业信用利差相对较低,而制造业、批发零售业以及综合行业信用利差较高。同时可以发现,信用利差的期限结构具有“驼峰形状”的特点。

3.2.2 市场流动性冲击

本文采用市场流动性与预期流动性之差来刻画流动性冲击。流动性指标具有多种类型,可分为宽度、深度、即时性和弹性四个维度。本文主要采用 Amihud^[35]提出的非流动性指标来度量流动性。一方面,Amihud 非流动性指标结合了宽度和深度两个重要维度,更为合理,并受到广泛的应用;另一方面,由于债券市场交易频率低,使用 Amihud 非流动性指标可以避免使用高频数据。同时我们还将债券年龄 $Bage_{it}$ 和发行量 Iss_{it} 包含进分析中,并使用 Roll^[36]提出的流动性度量来进行稳健性检验。

对于第 i 支股票, Amihud 非流动性指标是每日绝对收益 r_{ik} 除以交易规模 Q_{ik} , 即

$$Illiq_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{k=1}^{N_{it}} \frac{|r_{ik}|}{Q_{ik}} \quad (8)$$

式中, N_{it} 是第 i 支股票第 t 个月的日度收益率的个数。计算此指标至少需要两个交易。较大的 Amihud 表明交易金额对价格变化影响程度更大,一个较小的交易金额就可以引起价格大幅波动,因此流动性越差。月度的 Amihud 非流动性指标为每日流动性测量的均值。流动性预期本文采用 AR 模型来对 Amihud 流动性指标进行预测和估计^[37]。本文定义的流动性冲击为

$$Ills_{it} = Illiq_{it} - E(Illiq_{it}) \quad (9)$$

式中, $E(Illiq_{it})$ 为 AR 模型估计的流动性预期。本文选取公司债发债主体发行的 A 股股票每日收盘价计算日度收益率,计算每月内日度收益率绝对值相对每日交易量的加权平均作为月度 Amihud 非流动性度量,用 $Illiq_{it}$ 表示,相应的流动性冲击用 $Ills_{it}$ 表示。同时采用相应的公司债每日收盘价计算债券的月度 Amihud 非流动性度量,用 $Billiq_{it}$ 表示,相

应的流动性冲击用 $Bills_{it}$ 表示。

3.2.3 控制变量

根据公司债券定价结构化模型体系中包含的主要参数以及参考结构化模型方面已有的大量国内外实证研究^[12-13,38],易知,公司资本结构(财务杠杆率)、资产波动率以及无风险利率的期限结构是除了流动性因素以外的结构化定价模型体系的决定因素。由这些决定因素及其衍生影响因素,可以得到决定信用利差的相关控制变量。总结起来主要有以下因素:

① 无风险利率的水平和斜率。Longstaff 和 Schwartz^[9]的模型说明了无风险利率的升高将导致信用利差的降低。决定利率期限结构最重要的两个因素是其水平和斜率。当无风险利率曲线的斜率增加时,则未来的短期无风险利率期望利率增加,也将导致信用利差的降低。同多数结构化模型的实证研究一样^[12-13],本文采用国债的 10 年期收益率 r_t^{10} 代表无风险利率水平,10 年期国债收益率与 2 年期国债收益率之差来表示期限结构的斜率 $slop_t = r_t^{10} - r_t^2$ 。根据中国市场的情况,采用中债登每月公布的国债收益率关键年限值数据通过线性插值计算无风险利率的水平和斜率。

② 财务杠杆率。公司的财务杠杆率越高,则违约概率越高,因此信用利差将随着财务杠杆率的增加而增加。股票收益率作为财务杠杆率的影响因素,因此在其他因素不变的情况下,信用利差应该是公司股票收益率的减函数。对每只债券 i ,本文采用公司的资产负债率来表示财务杠杆率 lev_{it} 。资产负债率来源于季度的上市公司财务报表,本文采用季度数据的线性插值来近似生成月度资产负债率。此外,本文将股票收益率也加入分析中,计算方法为发行主体的 A 股在交易数据前 36 个月(不包括当月)的月度收盘价相对中证综合指数月度收盘价的超额收益取平均值,用 Ret_{it} 表示。

③ 波动率。期权价值随着波动率的增加而增加,公司债券作为标的为公司资产的期权空头,信用利差将随着波动率的增加而增加。波动率的估计通常采用的方法包括隐含波动率和历史波动率两种,由于目前中国不存在股票期权数据,故本文采用历史数据来估计波动率。本文通过计算每个交易数据前

36 个月(不包括当月)的中证综合指数的月度收益的标准差 $MVol_t$ 以及交易数据前 36 个月(不包括当月)的每只股票相对中证综合指数的月度超额收益的标准差 Vol_{it} 来分别作为股票市场波动率和个股波动率的指示变量加入分析。

④ 宏观及市场因素。信用利差的各理论影响因素还受到宏观因素的影响。由于 GDP 没有月度数据,我们选择月度经济景气指数 $Econ_t$ 来表示宏观经济基本状态。我们计算公司债交易前 36 个月(不包括当月)的中证综合指数的每月收益平均值 $MRet_t$ 和标准差 $MVol_t$ 作为宏观市场因素的指示变量。并将反映股市风险的 FAMA 因子 Smb_t 和 Hml_t 以及动量因子 $Momentum_t$ ^[39] 加入模型之中进行分析。

3.3 面板数据检验及模型选择

本文对 2008-01-01~2016-12-31 期间所有变量序列的面板数据进行分析,在建立面板数据模型之前,首先对面板数据进行检验。为防止伪回归的现象,首先需要检验各变量序列的平稳性,对于面板数据而言,检验平稳性需要考虑单位根相同和不同的情况,本文采用相同单位根检验的 LLC 检验和不同单位根检验的 Fisher-ADF 检验。对一般时间序列变量本文采用 ADF 检验。平稳性检验的结果如表 3 所示。

表 3 展示了对各变量序列及其一阶差分进行平稳性检验的结果,检验结果表明在 5% 的置信水平下,信用利差、股票流动性冲击、债券流动性冲击、财务杠杆率、市场前 180 日平均收益、A 股前 180 日平均超额收益、市值因子、市值账面比因子和动量因子均为平稳序列,10 年期基准国债利率、2 年期与 10 年期基准国债利率斜率、市场前 180 日收益标准差、A 股前 180 日超额收益标准差和景气指数均为一阶单整序列。

Kao 检验和 Johansen 检验的结果均显示变量间不存在协整关系的原假设概率为 0.0000,因此可以认为各序列之间存在协整关系,可以建立面板回归模型。F 检验表明固定效应(或随机效应)模型比混合模型更符合实际。Hausman 检验结果显示拒绝随机效应,因此我们采用固定效应模型建模。

表 3 平稳性检验结果
Tab.3 Stationary Test Results

| 面板时间序列平衡性检验 | | | | | | |
|------------------------------|------------|------------|-------------------|--------------|--------------|--------------|
| | LLC | | | Fisher-ADF | | |
| | I T | I NT | NI NT | I T | I NT | NI NT |
| CS _{it} | 0.392 8 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.554 0 |
| | -0.272 0 | -8.140 9 | -9.949 7 | 1 423.406 8 | 1 826.291 3 | 736.119 7 |
| Illis _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -58.271 3 | -64.657 3 | -62.676 2 | 4 366.083 5 | 4 644.567 8 | 3 898.817 4 |
| Billis _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -44.911 9 | -94.334 6 | -141.809 6 | 2 520.256 2 | 3 670.768 0 | 19 817.399 9 |
| lev _{it} | 0.000 0 | 1.000 0 | 1.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.895 5 |
| | -10.562 0 | 10.509 0 | 51.228 1 | 1 416.741 2 | 1 174.925 2 | 659.189 3 |
| Ret _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -90.814 7 | -105.8100 | -121.145 0 | 8 194.058 5 | 8 839.273 7 | 18 645.522 0 |
| Vol _{it} | 1.000 0 | 0.000 0 | 0.952 2 | 0.338 0 | 0.819 8 | 0.005 6 |
| | 5.877 3 | -182.182 7 | 1.666 1 | 709.008 1 | 665.679 7 | 811.327 0 |
| 面板时间序列一阶差分平衡性检验 | | | | | | |
| | LLC | | | Fisher-ADF | | |
| | I T | I NT | NI NT | I T | I NT | NI NT |
| ΔCS _{it} | 0.080 6 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -78.729 5 | -83.813 8 | -117.026 6 | 7 597.737 6 | 8433.8353 | 18 066.113 9 |
| ΔIllis _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -120.921 0 | -89.563 1 | -101.723 8 | 21 278.186 3 | 6 147.772 3 | 5 926.137 6 |
| ΔBillis _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -34.045 0 | -17.256 3 | -26.885 7 | 2 762.744 9 | 3 015.117 0 | 4 663.112 1 |
| Δlev _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -16.890 2 | -44.904 1 | -13.158 1 | 2 097.796 8 | 2 611.738 5 | 4 426.521 9 |
| ΔRet _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -52.216 1 | -75.423 6 | -136.639 1 | 11 450.599 3 | 10 261.386 4 | 26 397.402 5 |
| ΔVol _{it} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -86.603 0 | -86.807 4 | -158.393 7 | 7 024.854 5 | 6 898.832 8 | 12 044.050 7 |
| 一般时间序列 ADF 检验 | | | 一般时间序列一阶差分 ADF 检验 | | | |
| | I T | I NT | NI NT | I T | I NT | NI NT |
| r _t ¹⁰ | 0.718 8 | 0.391 6 | 0.283 1 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -1.754 9 | -1.773 3 | -0.999 3 | -7.364 8 | -7.397 6 | -7.402 5 |
| slop _t | 0.271 5 | 0.350 9 | 0.270 1 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -2.622 6 | -1.857 7 | -1.032 2 | -7.774 0 | -7.783 6 | -7.825 1 |
| MRet _t | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -9.606 2 | -9.627 7 | -9.527 1 | -12.299 7 | -12.348 3 | -12.395 4 |
| MVol _t | 0.987 1 | 0.849 3 | 0.510 4 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -0.377 9 | -0.666 5 | -0.467 7 | -8.977 3 | -8.998 3 | -9.039 0 |
| Econ _t | 0.455 2 | 0.169 3 | 0.068 8 | 0.000 2 | 0.003 1 | 0.017 0 |
| | -0.600 4 | -2.314 6 | -3.317 9 | -3.855 0 | -3.876 4 | -3.860 0 |
| Smb _t | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -10.276 3 | -10.514 9 | -10.499 8 | -12.200 5 | -12.154 1 | -12.117 0 |
| Hml _t | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -11.171 1 | -11.430 8 | -11.547 5 | -12.172 5 | -12.124 5 | -12.081 7 |
| Momentum _t | 0.050 8 | 0.003 7 | 0.022 5 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |
| | -1.936 6 | -3.809 4 | -3.754 9 | -8.406 5 | -8.394 4 | -8.394 0 |

[注]每个变量第一行数据表示存在单位根的概率,第二行为检验统计量的值.I T 表示既有截距项也有趋势项,I NT 表示只有截距项没有趋势项,NI NT 表示没有截距项也没有趋势项.

3.4 实证研究设计

我们首先将样本区间分为 2009-01~2014-12 和 2015-01~2016-12 两个子区间来分别检验外部和内部流动性冲击对于信用利差的影响。为避免小样本偏差,我们剔除了 2008 年的数据。2009-01~2014-12 区间代表本文所定义的外部流动性冲击的情况,2008 年全球金融危机发生后,我国金融市场受到国外的流动性冲击,股票市场和债券市场流动性均剧烈下降,符合本文对外部冲击的定义。2015-01~2016-12 区间包含了 2015 年股灾期间样本,代表本文所定义的内部流动性冲击的情况。吴良等^[41]认为 2015 年股灾是在市场存在卖空限制的情况下,去杠杆冲击引发的流动性危机。由于 2015 年 6 月的“去杠杆”,使得投资者不得不通过市场出售资产来偿还债务,造成了市场流动性需求产生了未预期的增加,即对市场流动性造成了冲击(参见 Allen 和 Gale^[31]的定义)。随后引发了“流动性螺旋”,致使市场流动性迅速枯竭。卖空限制则通过引发资产价格泡沫,加剧了此过程市场调整的程度。而与此同时,交易所公司债市场流动性并未减少而是大幅增加,根据图 2 所示的上证公司债交易量及 Amihud 非流动性指标的走势,2015 年 6 月股灾发生后,公司债交易量呈明显上升趋势,Amihud 非流动性显著降低,说明了公司债市场流动性大幅增加,与股市的市场流动性大幅下降呈相反趋势。这实际上是由于股灾发生后,股市中出逃的资金寻求安全资产所导致的。具有高收益和“刚性兑付”预期且与股市相连接的交易所公司债市场成为出逃资金的理想选择,从而造成了股票市场和公司债市场之间产生了“flight-to-quality”效应,两个市场流动性出现相反的变化趋势,符合本文前述的内部流动性冲击的情况。

3.5 外部和内部流动性冲击下股票流动性对信用利差的影响

为检验假设(I),我们首先建立四个样本水平序列的固定效应模型,模型 1 是不包含流动性指标的基准模型,模型 2 在基准模型基础上加入债券流动性冲击指标,模型 3 在基准模型基础上加入股票流动性冲击指标,模型 4 在基准模型基础上加入债券流动性冲击指标和股票流动性冲击指标。包含全部变量的模型形式如下:

$$CS_{it} = \alpha_i + \beta_1 Illis_{it} + \beta_2 Billis_{it} + \beta_3 Bage_{it} + \beta_4 r_t^{10} + \beta_5 slop_t + \beta_6 lev_{it} + \beta_7 Ret_{it} + \beta_8 Vol_{it} +$$

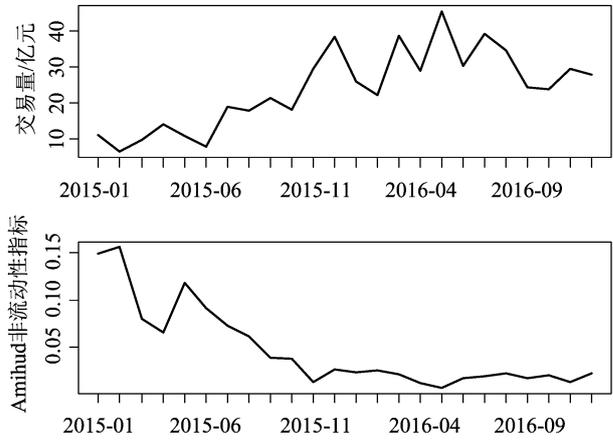


图 2 公司债市场交易量和非流动性走势 (2015-01~2016-12)

Fig.2 Corporate bond market trading volume and Amihud's illiquidity (2015-01~2016-12)

$$\beta_9 MRet_t + \beta_{10} MVol_t + \beta_{11} Econ_t + \beta_{12} Smb_t + \beta_{13} Hml_t + \beta_{14} Momentum_t + \epsilon \quad (10)$$

我们对两个时间区间分别建模,存在金融市场外部流动性冲击的 2009-01~2014-12 期间样本建立的模型结果和存在股票和债券市场内部流动性冲击的 2015-01~2016-12 期间的结果如表 4 所示。

从 2009-01~2014-12 期间的回归结果不难发现以下几点:①除了杠杆率、股票市场收益及市场波动率之外,信用风险理论主要的解释变量多数系数并不显著,例如反映宏观经济基本面的景气指数 $Econ_t$ 和公司基本面的超额收益率 Ret_{it} 及波动率 Vol_{it} ,而无风险利率 r_t^{10} 及其斜率 $slop_t$ 系数甚至与信用风险理论相反。这主要是因为我国信用债存在“刚性兑付”预期,使得信用利差中违约溢价部分较少,信用基本面对债券价格解释力不足。②反映和影响股票和债券市场流动性的因素具有显著性,如流动性冲击、股市的市场收益率、波动率、FAMA 风险因子以及 $Momentum_t$ 动量因子。这些因素反映了股票市场的 uncertainty、投资者情绪以及流动性。回归结果反映了在金融危机发生之后,股票和债券市场经历了外部的流动性冲击,两个市场的流动性呈同方向变化。此时债券信用利差与股票流动性之间存在负相关关系。③此次外部流动性冲击对于信用利差的影响是复合的。一方面股票市场和债券市场同时受到流动性冲击,债券流动性溢价升高;另一方面,根据我们的模型, $\xi_1 > 0$,债券和股票的流动性降低都将导致公司价值的减少,致使违约边界升高,并可通过债券展期途径对股东造成损失,进一步提高违约边界和信用利差。

表 4 全部样本的回归结果
Tab.4 Regressions on full sample

| | 2009-01~2014-12 | | | | 2015-01~2016-12 | | | |
|------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 |
| Intercept | -0.5508 | 2.9385 | 0.0869 | 2.7050 | -11.6922 | -9.2391 | -10.2875 | -8.9029 |
| | -0.6731 | 2.7750 *** | 0.1054 | 2.5556 ** | -3.0480 *** | -2.3868 ** | -2.6666 *** | -2.2963 ** |
| Bage _{it} | 0.0497 | -0.0616 | 0.0361 | -0.0487 | -0.3451 | -0.2639 | -0.3830 | -0.2970 |
| | 1.7422 * | -1.7267 * | 1.2660 | -1.3632 | -5.1392 *** | -3.7830 *** | -5.6167 *** | -4.0486 *** |
| Illis _{it} | | | 11.0443 | 8.8200 | | | -12.6823 | -6.6420 |
| | | | 5.2753 *** | 4.0738 *** | | | -3.0596 *** | -1.4560 |
| Billis _{it} | | 0.0471 | | 0.0371 | | 3.1375 | | 2.6266 |
| | | 5.1679 *** | | 3.9341 *** | | 4.1445 *** | | 3.1486 *** |
| r _t ¹⁰ | 0.1178 | 0.1941 | 0.1644 | 0.2151 | -0.6029 | -0.6020 | -0.7732 | -0.6913 |
| | 2.7111 *** | 4.2395 *** | 3.7189 *** | 4.6773 *** | -5.9963 *** | -6.0042 *** | -6.7353 *** | -5.8824 *** |
| slop _t | 0.7934 | 0.7987 | 0.8207 | 0.8193 | 0.2258 | 0.0241 | 0.1734 | 0.0295 |
| | 19.3298 *** | 19.5116 *** | 19.8999 *** | 19.9008 *** | 2.7311 *** | 0.2516 | 2.0569 ** | 0.3079 |
| lev _{it} | 0.0089 | 0.0085 | 0.0087 | 0.0084 | 0.0291 | 0.0291 | 0.0291 | 0.0291 |
| | 3.6171 *** | 3.4512 *** | 3.5535 *** | 3.4351 *** | 6.4592 *** | 6.4781 *** | 6.4737 *** | 6.4820 *** |
| MRet _t | -0.0004 | -0.0005 | -0.0004 | -0.0005 | 0.0001 | 0.0002 | 0.0002 | 0.0002 |
| | -6.5834 *** | -7.8214 *** | -6.7054 *** | -7.5802 *** | 1.8295 * | 2.3750 ** | 2.7707 *** | 2.7159 *** |
| MVol _t | 2.7646 | 6.2094 | 2.9715 | 5.6413 | -13.2683 | 0.6531 | -20.6593 | -5.4843 |
| | 1.6093 | 3.3788 *** | 1.7348 * | 3.0666 *** | -2.6452 *** | 0.1084 | -3.7151 *** | -0.7459 |
| Ret _{it} | -0.0065 | -0.0238 | 0.0474 | 0.0229 | 0.0898 | 0.0953 | 0.0827 | 0.0907 |
| | -0.0587 | -0.2157 | 0.4276 | 0.2067 | 0.9119 | 0.9699 | 0.8404 | 0.9225 |
| Vol _{it} | -1.2987 | -0.8061 | -1.2740 | -0.8912 | 2.0139 | 2.2869 | 2.1079 | 2.2917 |
| | -2.0343 ** | -1.2526 | -2.0019 ** | -1.3867 | 2.0910 ** | 2.3755 ** | 2.1906 ** | 2.3809 ** |
| Econ _t | 0.0244 | -0.0097 | 0.0167 | -0.0086 | 0.1575 | 0.1131 | 0.1529 | 0.1179 |
| | 2.7224 *** | -0.8751 | 1.8405 * | -0.7788 | 4.0290 *** | 2.7968 *** | 3.9141 *** | 2.9070 *** |
| Smb _t | 0.7369 | 0.2758 | 0.2538 | -0.0118 | 0.1490 | 0.3867 | 0.8141 | 0.6963 |
| | 3.1911 *** | 1.1170 | 1.0247 | -0.0461 | 0.4773 | 1.2218 | 2.1424 ** | 1.8264 * |
| Hml _t | -0.7700 | -0.4624 | -0.5452 | -0.3483 | -0.4369 | -0.7913 | -0.4831 | -0.7578 |
| | -3.1935 *** | -1.8671 * | -2.2336 ** | -1.4003 | -2.0693 ** | -3.4821 *** | -2.2858 ** | -3.3184 *** |
| Momentum _t | -0.6048 | -0.5466 | -0.6299 | -0.5791 | -0.1182 | -0.0394 | -0.1535 | -0.0707 |
| | -12.2039 *** | -10.7869 *** | -12.6928 *** | -11.3093 *** | -1.1645 | -0.3824 | -1.5051 | -0.6723 |
| adjusted R ² | 0.6383 | 0.6405 | 0.6406 | 0.6419 | 0.7229 | 0.7244 | 0.7237 | 0.7245 |
| N | 4703 | 4703 | 4703 | 4703 | 3222 | 3222 | 3222 | 3222 |

[注]单元中上下两个数值分别为系数估计值和相应的 t 统计量。***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 显著性水平下显著。N 为总样本量。

2015-01~2016-12 期间的回归结果与 2009-01~2014-12 期间的回归结果相比,有以下几点变化:①信用风险因素对公司债信用利差的解释力有所增强.其中杠杆率的系数变得更为显著,个股的波动率也显示出显著的正向影响.这反映了 2014 年信用债发生实质违约之后,债券价格相比之前包含了更多的违约信息.然而这些信用风险因素的显著程度仍显不足,“刚性兑付”或者说“隐性担保”的预期仍然存在.②债券和股票市场流动性对公司债信用利差仍然具有重要影响,并且在此阶段两者的影响方向相反.股票的流动性冲击指标对公司债信用利差显示出负向影响,而与此同时,股票市场收益、波动率和宏观经济基本面对公司债信用利差的影响也与经典信用风险理论所预测的相反.如前文分析,这些现象乃是由于此次流动性冲击是股票和债券市场的内部冲击,两个市场的流动性之间产生了“跷跷板”效应.③在此阶段,股票和债券市场之间的内部流动性冲击对公司债信用利差的作用是两个方向的:一方面股票市场受到流动性冲击,众多资金涌入交易所信用债市场,致使公司债市场流动性充裕,呈现爆发式增长,因此信用利差的流动性溢价将降低;另一方面,根据我们的模型, $\xi_2 > 0$, 股票市场的暴跌将造成企业的违约边界升高,信用债的违约溢价升高.在两个方向的影响作用下,由于当前我国信用债流动性溢价占有主导地位,因此最终出现信用利差收窄的情况.

3.6 流动性冲击对不同信用级别债券信用利差的影响

为对假设 2 进行检验,考虑股票流动性对不同信用风险水平的公司债信用利差的影响程度,本文根据公司债的主体信用评级本文将样本划分为两个类别:投资级(AAA)和投机级(低于 AAA).对 2009-01~2014-12 和 2015-01~2016-12 两个样本区间同样建立固定效应模型,结果展示在表 5 中.以下省略了部分样本的控制变量系数,这是由于控制变量系数和全部样本建模结果基本一致,而本文主要着重关注流动性指标的结果.

根据表 5 的结果,将样本按照信用评级进行划分之后,股票流动性与债券流动性对信用利差的影响同全部样本的模型的符号基本保持一致,即在 2009-01~2014-12 期间,股票流动性和债券流动性对信用利差影响方向一致,在 2015-01~2016-12 期间,股票流动性和债券流动性对信用利差的影响方

向相反.然而,不难发现,股票流动性和债券流动性均对于较低级别债券的影响系数更为显著.即验证了本文的假设 2.根据本文的理论模型,流动性冲击将导致公司价值下降,违约边界上升,违约风险增大,对于信用质量较差的债券来说,这种影响更大,因为此时违约概率对违约边界变化的敏感性更强.

表 5 基于信用评级划分的非流动性对信用利差的效应

| | 2009-01~2014-12 | | 2015-01~2016-12 | |
|-------------------------|-----------------|----------|-----------------|----------|
| | AAA | 低于 AAA | AAA | 低于 AAA |
| Intercept | -0.218 9 | 8.488 8 | -9.798 2 | -9.169 8 |
| | -0.190 6 | 4.823 5 | -2.301 2 * * | -1.312 8 |
| Illis _{it} | 10.433 8 | 15.845 7 | -8.717 2 | -4.465 5 |
| | 4.553 0 | 4.436 5 | -1.738 7 | -0.546 4 |
| | * * * | * * * | * | * * * |
| Billis _{it} | 0.014 6 | 0.916 8 | 1.478 7 | 4.682 0 |
| | 1.538 1 | 3.204 5 | 1.624 1 | 3.063 3 |
| | | * * * | * * * | |
| adjusted R ² | 0.319 2 | 0.573 7 | 0.634 2 | 0.730 2 |
| N | 2 620 | 2 083 | 1 972 | 1 250 |

[注]单元中上下两个数值分别为系数估计值和相应的 t 统计量.***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 显著性水平下显著. N 为总样本量.

3.7 流动性冲击对不同到期期限公司债信用利差的影响

为对假设 3 进行检验,本节将进一步考虑股票和债券流动性对不同到期期限的公司债信用利差的影响,我们将样本划分为到期期限分别为小于 4 年和大于 4 年两个子集.对划分后的样本同样建立固定效应模型,结果展示在表 6 中.控制变量的系数被省略.

表 6 的结果表明,股票和债券流动性对信用利差的影响主要集中于短期期限,说明流动性冲击对信用利差的效应对于短期债券来说更为显著.结果证实了本文假设 3,即流动性冲击对于信用利差的影响在长期期限上较小,短期期限上较大.根据本文的模型,这是因为短期债券将面临更高的展期频率,流动性冲击将在单位时间给股东造成更多的由于债券展期带来的损失,从而导致股东提高违约边界,造成债券的信用利差升高.

表 6 基于剩余期限划分的非流动性对信用利差的效应

Tab.6 Effects of illiquidity on different-maturity bond credit spreads

| | 2009-01~2014-12 | | 2009-01~2014-12 | |
|-------------------------|-----------------|-----------|-----------------|----------|
| | MR<4 | MR>4 | MR<4 | MR>4 |
| Intercept | 3.238 7 | -19.004 3 | -9.346 0 | -4.638 8 |
| | 3.056 9 | -2.625 1 | -2.274 2 | -0.588 5 |
| | *** | *** | ** | |
| Illis _{it} | 12.995 4 | 26.872 8 | -6.349 9 | 0.967 5 |
| | 6.053 2 | 2.965 1 | -1.297 6 | 0.112 8 |
| | *** | *** | | |
| Billis _{it} | 0.024 7 | -0.600 2 | 2.159 4 | 3.901 4 |
| | 2.634 0 | -1.363 3 | 2.480 9 | 2.126 3 |
| | *** | | ** | ** |
| adjusted R ² | 0.646 2 | 0.521 4 | 0.741 9 | 0.787 6 |
| N | 4 261 | 441 | 2 502 | 720 |

[注]单元中上下两个数值分别为系数估计值和相应的 t 统计量。***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 显著性水平下显著。N 为总样本量。

3.8 稳健性检验

本文进行了如下稳健性检验。

第一, 使用 Roll 流动性度量 Roll_{it} 来替换 Amihud 非流动性指标 Illiq_{it} 进行前文的实证分析。Roll 流动性度量由 Roll^[36] 提出, 其思想是在特定的假设条件下, 相邻的价格变化可用来估计有效买卖价差, 而价格变化可以认为是连续负相关的, 价格变化的协方差可以用来表示债券交易成本, 即度量流

动性大小。准确地说, Roll 度量可以按照以下公式计算:

$$\text{Roll}_{it} = 2\sqrt{-\text{Cov}(R_{it}, R_{i,t-1})} \quad (11)$$

式中, R_{it} 是第 i 支股票第 t 日的收益率, 利用每个交易日收盘价来计算价格变化, 并使用 21 个交易日作为一个滚动窗来计算每日的 Roll 度量, 在每一个事件窗内至少要有四个交易。删除了协方差为负的观测值后, 首先计算每个交易日的 Roll 度量, 再对每月中所有交易日取均值从而得到月度流动性测量值。

表 7 展示了 2009-01~2014-12 和 2015-01~2016-12 期间以 Roll 度量为流动性指标的固定效应模型结果, 固定效应系数被省略, 参与模型的股票流动性变量和债券流动性变量系数在表中列出, 而控制变量的系数被省略。从表 7 的结果可以发现, 股票流动性和债券流动性对信用利差的影响方向与之前的结果相似, 外部冲击下两个市场 Roll 流动性均与信用利差方向相反, 内部冲击下债券流动性与信用利差符号相反, 股票流动性与信用利差符号相同, 这与理论是相符合的。但是 Roll 流动性尤其是债券流动性显著性不如 Amihud 非流动性变量高, 这可能是由于 Roll 度量只考虑了价格变化, 而未考虑交易量的影响, 用于度量交易量较不稳定的债券市场流动性, 损失信息较多, 因此其效果不如 Amihud 非流动性指标。

表 7 基于 Roll 度量的流动性对信用利差的效应

Tab.7 Effects of Roll's measurement of liquidity on bond credit spreads

| | 2009-01~2014-12 | | | | 2015-01~2016-12 | | | |
|-------------------------|-----------------|---------|---------|---------|-----------------|---------|---------|---------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 |
| Intercept | 15.5466 | 14.7299 | 14.6347 | 15.1602 | 27.6541 | 21.3696 | 24.5563 | 16.6480 |
| | 14.0373 | 12.0747 | 12.1565 | 11.5282 | 4.3669 | 2.9923 | 3.0487 | 1.8000 |
| | *** | *** | *** | *** | *** | *** | *** | |
| Roll _{it} | | | -0.1572 | -0.1383 | | | 0.0644 | 0.0986 |
| | | | -1.9794 | -1.7069 | | | 0.5562 | 1.8096 |
| | | | ** | * | | | | ** |
| BRoll _{it} | | 0.0000 | | 0.0000 | | -0.0000 | | -0.0986 |
| | | -1.1453 | | -0.4318 | | -1.6664 | | -0.7495 |
| | | | | | | * | | |
| adjusted R ² | 0.5972 | 0.5737 | 0.5917 | 0.5571 | 0.8331 | 0.8200 | 0.8153 | 0.8082 |
| N | 4703 | 4703 | 4703 | 4703 | 3222 | 3222 | 3222 | 3222 |

[注]单元中上下两个数值分别为系数估计值和相应的 t 统计量。***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 显著性水平下显著。N 为总样本量。

第二,为检验股票流动性对不同信用等级和期限的公司债信用利差的影响程度的稳健性,本文用债券评级来替换主体评级以及采用不同的到期期限划分标准,来建立固定效应模型进行回归分析.具体结果不再赘述.研究发现,结果基本同前述研究类似,没有实质性差异.因此可以认为,本文的结论是比较稳健的.

4 结论

本文基于国内股票市场和债券市场流动性溢出效应的特点,在文献[2,4]的研究基础上进行改进,构建了包含股票市场和公司债市场外部和内部流动性冲击的公司债定价模型.外部冲击是由于外界的宏观经济变量或市场环境变化的直接影响而造成的,其结果导致两个市场的流动性降低,而内部冲击则是投资者在两个市场之间的组合调整所引起的,对两个市场流动性影响的方向相反.基于这样的假设我们给出了债券价值和内生违约边界的公式,并分析了流动性冲击对于债券信用利差的多种影响途径.根据本文的模型,股票市场流动性冲击将会降低股票价值,导致违约边界的提高,债券违约溢价以及信用利差的增加.而这种影响将通过债券展期途径对股东造成展期损失,使得信用利差进一步增加.当股票市场和债券市场流动性变化一致时,两者对信用利差的影响效应会复合增强,变化不一致时,则两者影响效应相互抵消.

本文基于 2008-01-01~2016-12-31 期间的交易所公司债及其发行主体的月度数据进行了实证分析,结果证实了本文模型的合理性.在债券和股票市场内部和外部流动性冲击下,债券和股票的市场流动性对于公司债信用利差的影响均符合本文模型的预期,并且对于较低信用级别和短期期限的债券的信用利差影响更为显著.本文的结果提示国内的债券组合管理者在关心债券市场流动性的同时,也需要同时考虑股票市场流动性.并且对于债券信用风险和流动性风险的管理也应考虑其相互关系的复杂性.然而,本文的研究仅局限于股票和债券市场流动性对信用利差的影响,而未考虑债券信用利差的变化对二级市场流动性产生的反作用,未来可在此方向进一步研究,将流动性的内生性包含进理论体系中.

参考文献(References)

[1] BAO J, PAN J, WANG J. The illiquidity of corporate

- bonds[J]. *Journal of Finance*, 2012, 66(3): 911-946.
- [2] HE Z G, XIONG W. Rollover risk and credit risk[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(2): 391-430.
- [3] LELAND H E, TOFT K B. Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(3): 987-1019.
- [4] HUANG H H, HUANG H Y, OXMAN J J. Stock liquidity and corporate bond yield spreads: Theory and evidence[J]. *Journal of Financial Research*, 2015, 38(1): 59-91.
- [5] 陈学彬, 曾裕峰. 中美股票市场和债券市场联动效应的比较研究——基于尾部风险溢出的视角[J]. *经济管理*, 2016, 38(7): 1-13.
CHEN Xuebin, ZENG Yufeng. A comparative study of co-movement between stock and bond markets in China and the US: Based on the perspective of tail risk spillover effect[J]. *Economic Management Journal*, 2016, 38(7): 1-13.
- [6] BRUNNERMEIER M K, PEDERSEN L H. Market liquidity and funding liquidity[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(6): 2201-2238.
- [7] MERTON R C. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates[J]. *Journal of Finance*, 1974, 29(2): 449-470.
- [8] BLACK F, COX J C. Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions[J]. *Journal of Finance*, 1976, 31(2): 351-367.
- [9] LONGSTAFF F A, SCHWARTZ E. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt[J]. *Journal of Finance*, 1995, 50(3): 789-819.
- [10] JARROW R A, TURNBULL S M. Pricing options on derivative securities subject to credit risk[J]. *Journal of Finance*, 1995, 50(1): 53-85.
- [11] DUFFIE D, SINGLETON K J. Modeling term structure of defaultable bonds [J]. *The Review of Financial Studies*, 1999, 12(4): 687-720.
- [12] COLLIN-DUFRESNE P, GOLDSTEIN R S, MARTIN J S. The determinants of credit spread changes [J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(6): 2177-2207.
- [13] CAMPBELL J Y, TAKSLER G B. Equity volatility and corporate bond yields [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(6): 2321-2349.
- [14] HUANG J Z, HUANG M. How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? [J]. *Review of Asset Pricing Studies*, 2012, 2(2): 153-202.
- [15] LONGSTAFF F A, MITHAL S, NEIS E. Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market [J]. *Journal of*

- Finance, 2004, 60(5): 2213-2253.
- [16] CHEN L, LESMOND D A, WEI J. Corporate yield spreads and bond liquidity [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(1): 119-149.
- [17] CHORDIA T, SARKAR A, SUBRAHMANYAM A. An empirical analysis of stock and bond market liquidity [J]. *Review of Financial Studies*, 2003, 18 (18): 85-129.
- [18] ODDERS-WHITE E R, READY M J. Credit ratings and stock liquidity [J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 19(1): 119-157.
- [19] ACHARYA V V, SCHAEFER S, ZHANG Y. Liquidity risk and correlation risk: A clinical study of the General Motors and Ford downgrade of May 2005 [J]. *Quarterly Journal of Finance*, 2015, 5: 1550006.
- [20] DAS S R, HANOUNA P. Hedging credit: Equity liquidity matters [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2009, 18(1): 112-123.
- [21] 何平, 金梦. 信用评级在中国债券市场的影响力 [J]. *金融研究*, 2010(4): 15-28.
- [22] 赵静, 方兆本. 中国公司债信用利差决定因素——基于结构化理论的实证研究 [J]. *经济管理*, 2011, 33 (11): 138-148.
ZHAO Jing, FANG Zhaoben. The determinants of credit spread in Chinese corporate debt market: An empirical research based on structural models [J]. *Economic Management Journal*, 2011, 33 (11): 138-148.
- [23] 王安兴, 解文增, 余文龙. 中国公司债利差的构成及影响因素实证分析 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(5): 32-41.
WANG Anxing, XIE Wenzeng, YU Wenlong. Empirical research on China's corporate bond yield spread [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(5): 32-41.
- [24] 方红星, 施继坤, 张广宝. 产权性质、信息质量与公司债定价——来自中国资本市场的经验证据 [J]. *金融研究*, 2013(4): 170-182.
- [25] 史永东, 田渊博. 契约条款影响债券价格吗? ——基于中国公司债市场的经验研究 [J]. *金融研究*, 2016 (8): 143-158.
SHI Yongdong, TIAN Yuanbo. Do bond covenants affect bond price? An empirical study based on corporate bond market of China [J]. *Journal of Financial Research*, 2016(8): 143-158.
- [26] 任兆璋, 李鹏. 流动性风险对可违约债券信用利差期限结构的影响 [J]. *系统管理学报*, 2006, 15 (3): 251-255.
REN Zhaozhang, LI Peng. Impact of liquidity risk on the term structure of credit spreads [J]. *Journal of Systems & Management*, 2006, 15(3): 251-255.
- [27] 何志刚, 邵莹. 流动性风险对我国公司债券信用利差的影响——基于次贷危机背景的研究 [J]. *会计与经济研究*, 2012(1): 78-85.
HE Zhigang, SHAO Ying. Influence of liquidity risk on Chinese corporate bonds yield spreads: A study based on the background of the subprime crisis [J]. *Accounting and Economics Research*, 2012(1): 78-85.
- [28] 王苏生, 黄杰敏, 黄杰勇, 等. 基于流动性风险的公司债券价差决定因素实证分析 [J]. *管理工程学报*, 2015, 29(3): 239-248.
WANG Susheng, HUANG Jiemin, HUANG Jieyong, et al. Empirical analysis of liquidity risk premium of corporate bond spread [J]. *Journal of Industrial Engineering and Engineering Management*, 2015, 29 (3): 239-248.
- [29] 纪志宏, 曹媛媛. 信用风险溢价还是市场流动性溢价: 基于中国信用债定价的实证研究 [J]. *金融研究*, 2017 (2): 1-10.
- [30] 高强, 邹恒甫. 企业债与公司债二级市场定价比较研究 [J]. *金融研究*, 2015(1): 84-100.
- [31] ALLEN F, GALE D. *Understanding Financial Crises* [M]. Oxford: Oxford University Press, 2007: 343-345.
- [32] 王茵田, 文志璞. 股票市场和债券市场的流动性溢出效应研究 [J]. *金融研究*, 2010(3): 155-166.
- [33] 史永东, 丁伟, 袁绍锋. 市场互联、风险溢出与金融稳定——基于股票市场与债券市场溢出效应分析的视角 [J]. *金融研究*, 2013(3): 170-180.
- [34] LELAND H E. Corporate debt value, bond covenants, and optimal capital structure [J]. *Journal of Finance*, 1994, 49(4): 1213-1252.
- [35] AMIHUD Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31-56.
- [36] ROLL R. A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market [J]. *Journal of Finance*, 1984, 39(4): 1127-1139.
- [37] PASTOR L, STAMBAUGH R F. Liquidity risk and expected stock returns [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111: 642-685.
- [38] CREMERS K J M, MAENHOUT P. Explaining the level of credit spreads: Option-implied jump risk premia in a firm value model [J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21(5): 2209-2242.
- [39] CARHART M M. On Persistence in mutual fund performance [J]. *Journal of Finance*, 1997, 52(1): 57-82.
- [40] FAMA E F, FRENCH K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1): 3-56.
- [41] 吴良, 燕鑫, 杨宇程. 流动性危机与中国股灾之谜 [J]. *统计研究*, 2017, 34(12): 87-98.