

中国公司债超额收益的影响因素研究

——基于多因子模型的实证分析

李 勇 张铭志 张 钰*

摘 要 近年来,在金融监管日趋严格及刚性兑付打破的背景下,债券市场的有效性迅速提高,基于多因子模型在市场波动中挖掘有效因子的方法更具优势。因此,研究债券超额收益的定价因子,对提升债券投资收益、控制风险有重要意义。本文研究了中国公司债超额收益的因子贡献问题。实证结果显示流动性风险因子等对公司债超额收益率有正的贡献,信用风险因子的正贡献较弱,下行风险因子在部分分组中有负贡献。研究表明中国债券市场刚性兑付的预期仍在,且存在机构投资者行为一致的现象。

关键词 因子模型,流动性风险,下行风险

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.03.07

一、引 言

实证金融研究中,多因子模型在资产定价领域的应用十分广泛。基于该模型,投资者可以通过构建因子来寻找资产超额收益率的来源,更好地识别投资组合的风险,并预测组合收益。由于债券市场的风险因子和收益结构稳定,研究者可以通过多因子模型挖掘长期有效的定价因子,从而发现债券市场收益波动的原因。

由于国内政策和市场机构更加重视金融风险的管理,债券市场的有效性不断增强,多因子模型通过市场波动挖掘有效因子的优势逐步显现,主要体现在以下两个方面:

一是政府隐形担保和债市刚性兑付退出历史舞台,债券市场定价更加健康有效。刚性兑付预期过度隐藏了信用风险因子对债券的定价作用,导致持有高信用风险债券的未来亏损无法被有效定价,债券价格无法反映真实的公司信息。根据 Wind 数据,从 2014 年到 2018 年 5 月 10 日,我国债券市场共

* 李勇,中国人民大学经济学院;张铭志,中国人民大学财政金融学院;张钰,天弘基金固定收益部。通信作者及地址:张铭志,北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学明德主楼 307a,100086;电话:18513086229;E-mail:ruczmz@163.com。感谢匿名审稿人的有益建议。文责自负。

有175只债券违约,涉及70个发行主体,违约多集中于私募债、定向工具和一般中期票据这三大种类上。债市刚性兑付的神话破灭,主要靠银行放贷和债券发行融资的高信用风险公司再融资异常困难,在此背景下,债券投资者对信用风险和公司流动性状况的重视程度不断提高。因此,打破刚性兑付将进一步优化债券市场的定价结构,更有效地反映投资者预期,多因子定价模型在债券估值方面的有效性将显著提高。

二是中国会计准则的国际化标准化的发展方向要求债券投资者有更高的债券定价能力。我国财政部于2017年3月修订了《企业会计准则第22号——金融工具确认与计量》,该修订扩大了以公允价值计量的金融资产范围,扩大了需要计提减值准备的金融资产范围。摊余成本法向市值法的转变要求债券投资机构有更高的资产定价能力。因此会计准则的规范将进一步推动债券的市场化定价进程,激励投资者去研究影响债券预期收益率的因素。

国外利用多因子模型分析公司债预期收益率的研究比较多,而国内这方面的文献相对较少。刘桂梅和杨晨(2010)运用Fama-French三因子模型研究了在2006—2009年金融危机中,中国上交所债券的预期收益率影响因素。本文的研究对象则针对我国上海证券交易所(以下简称上交所)和深圳证券交易所(以下简称深交所)上市的公司债券,基于多因子模型来实证研究中国公司债超额收益的影响因素。

由于债券存在信用风险、流动性风险,且具有收益损失不对称的特点,公司债预期收益率的影响因素可被分解为信用风险、流动性风险及下行风险(Elton *et al.*, 2001; Bai *et al.*, 2019)。本文主要借鉴Bai *et al.* (2019)对信用风险、流动性风险和下行风险的度量方法,另外加入衡量公司财务状况的比率因子和体现中国债市参与者投资偏好的虚拟变量(是否为民营企业、是否为上市企业),通过多因子定价模型方法来寻找影响中国公司债预期收益率的因素。实证分析表明,中国的公司债定价受到流动性风险因子、市场收益、票息因子的正向贡献,而下行风险因子可能会产生部分负的贡献,这一结果与Bai *et al.* (2019)以美国市场为对象的分析不同,我们从市场交易机制和环境对比入手,发现中国公司债市场可能存在机构投资者的行为一致性。进一步,实证发现,流动性风险回归系数基本为正,解释能力优于信用风险,即信用债信用利差更多体现的是市场流动性溢价,而非信用风险溢价,说明中国公司债市场仍然可能存在刚性兑付的预期。

本文结构安排如下,第二部分是相关国内外文献的梳理,第三部分是数据及因子结构介绍,第四部分是实证分析,第五部分进行总结。

二、文献综述

国外解释公司债预期收益率的研究比较成熟,研究文献按照债券收益率

的构成因素可分为四大类，分别是债券流动性风险、债券信用风险、债券下行风险和发行主体财务层面的偿债及盈利能力。以 Fama 和 French 为首的许多学者选择运用发行主体公司的特征或者债券信用风险来解释公司债的预期收益率。Fama and French (1993) 用股票市场和债券市场的因子，分析国债及公司债的预期收益率，发现期限对公司债预期收益率影响显著，而账面市值比和公司规模对应的因子收益率 HML 和 SMB 对公司债预期收益率影响不显著。Gebhardt *et al.* (2005) 计算了 Fama and French (1993) 中信用风险因子 DEF 和期限因子 TERM 对应的贝塔系数，并在横截面回归中加入个券特点因子，如评级、Z-scores 和久期等，发现个券特点因子和贝塔系统性因子都对债券预期收益率有影响。Chordia *et al.* (2014) 发现公司规模、盈利能力、债券收益率动量因子、债券收益率波动性及该主体上市公司股票收益率滞后项都可以很好解释公司债预期收益率，然而该公司的应收账款及资产增长率对预期收益率的解释能力偏弱。

2007 年金融危机前，学者们对公司债预期收益率的研究集中在信用风险上 (Elton *et al.*, 2001)。金融危机发生后，更多学者注意到除信用风险和股票市场风险因子外，流动性风险也是影响公司债预期收益率的重要因素。Chen *et al.* (2007) 借鉴和汇总前人方法，构建了债券流动性的衡量指标，发现在控制变量后，流动性差的债券收益率利差相对更大。Bao *et al.* (2011) 用净价变化的协方差构建了经典的流动性衡量指标，他们发现流动性因子对公司债预期收益率的影响很大，基本可以解释主体评级 AAA 与主体评级 A 债券之间的利差。Lin *et al.* (2011) 分别用 Amihud (2002) 和 Pastor and Stambaugh (2003) 两个方法来衡量债券流动性，发现在控制了违约、期限系数等变量后，公司债预期收益率与流动性指标的系数成正相关。Dick-Nielsen *et al.* (2012) 发现次贷危机发生后，评级高的债券收益率利差随流动性恶化走阔缓慢，但是投机级别债券的利差随流动性恶化走阔更快。

另外，同时用流动性和信用风险因子解释横截面收益率的文献并不多。Elton *et al.* (2001) 发现公司债即期横截面收益率可以被信用风险、税收因素、流动性和股票市场风险溢价解释。Bai *et al.* (2019) 提到公司债横截面预期收益率可以被信用风险、流动性风险及下行风险三个变量来解释。关于下行风险，Hong and Sraer (2013) 认为，债券的票面收益小于因违约造成的本息损失，且债券市场投资者对于基本面看法并不对称，投资者更在意下行风险。下行风险可以用 CVaR (Bali and Cakici, 2004; Bai *et al.* 2019) 来衡量，也可以用下行贝塔系数 (Ang *et al.*, 2006)、半离差 (Estrada *et al.*, 2001) 来衡量。

国内对因子模型的研究多集中在股票预期收益率、无风险利率品种债券定价及信用债的价差上面。国内研究公司债预期收益率影响因素的文献并不多，刘桂梅和杨晨 (2010) 利用 2006—2009 年中国沪深 300 和企业债收益率

数据构建了 Fama-French 多因子模型,发现期限因子 (TERM) 和信用风险因子 (DEF) 可以解释债券的预期收益率变化。信用债价差的研究方面,纪志宏和曹媛媛 (2017) 认为我国债券市场的信用利差在一定程度反映了宏观流动性溢价,即当经济处于下行周期时,在降息、降准等宽松货币政策工具实施背景下,货币市场利率下行,流动性充沛,投资者纷纷加杠杆以博收益。虽然企业债券有信用违约风险,存在信用风险溢价,但投资者加杠杆的行为不断放大对信用债需求,信用债收益率下行幅度会超过利率债。

本文主要借鉴了 Bai *et al.* (2019) 的思路和方法构建了信用风险、流动性风险和下行风险因子来解释中国公司债预期收益率,除此之外增加公司层面的财务因子——资产负债率、资产周转率及净资产收益率,并增加体现中国债市机构投资者偏好的虚拟变量——公司债发行主体是否是民企及是否是上市公司。

三、数据和因子结构

(一) 研究样本

本文以中国上交所、深交所的公司债为研究对象,选用了国泰安数据库中公司债交易的日行情数据,时间范围是 2007 年 11 月至 2018 年 2 月,并用该交易数据与 Wind 数据库结合,得到相关债券的基本信息:票面利率、剩余期限、评级、资产周转率、资产负债率、净资产收益率。市场收益率是根据上交所公布的中证公司债指数计算而来,并对其进行滞后一个月的处理。按照 Bai *et al.* (2016) 方法剔除了以下交易数据:(1) 所有非公开发行的公司债数据;(2) 含权债券数据(包括回售权、赎回权、调整票面利率权等);(3) 剩余期限不足 30 天的交易数据;(4) 月内平均交易频率少于 15 次的债券交易数据。

处理后的数据共 24 万条交易数据,共 543 只债券。平均每月交易 1 995 次,平均每只债券每月交易 20 次。如表 1 所示,每只债券每月平均交易次数的分布情况,25%—75%分位值之间每只债券每月的平均交易次数为 19—22 次。

表 1 每只债券每月平均交易次数的分布情况 (单位:次)

1%分位数	5%分位数	25%分位数	75%分位数	95%分位数	99%分位数
15	16	19	22	23	25

2014 年 6 月后公司债的交易频数显著增加。如图 1 所示,2014 年 5 月公司债月度总交易次数在 978 次,共交易 61 只债券,2014 年 6 月月度交易频数增加至 2 800 次以上,涉及 165 只债券。另外 2016 年 11 月也是公司债交易进

一步活跃的里程碑，2016年10月前公司债的交易次数为5 000次左右，2016年11月后交易次数跃升至7 000次以上。

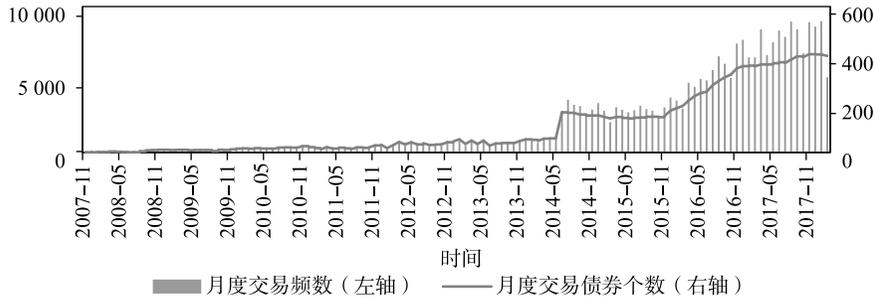


图1 公司债月度交易情况

（二）公司债及市场的月度收益率

1. 公司债月度收益率

Bai *et al.* (2016) 用以下三种方法将日度收益数据转化为月度数据，这三种方法的区别在于起止点的选取：（1）第一种方法： $t-1$ 月末至 t 月末；（2）第二种方法： t 月初至 t 月末；（3）第三种方法： $t-1$ 月初到 t 月初，月初月末都取五个交易日数据。月度公司债收益率根据 Gebhardt *et al.* (2005) 的方法计算如下：

$$r_t = \frac{[P_{t+k} - P_t] + C_t}{P_t}, \quad (1)$$

其中 r_t 是该债券 t 月的持有收益，若 $k=1$ ，则是月度收益，若 $k=12$ 则是年化收益。 P_t 是 t 月的收盘净价， C_t 是当月票面利息（由于已经剔除含权债券和浮动利息债券，所以同一只债券自发行后其票面利息不变）。式（1）前一部分是资本利得收益，后半部分是票面利息收益，本文选取月度收益来进行计算，即 $k=1$ 。

本文选择债券的持有收益率作为因变量，衡量债券收益，由式（1）发现，持有收益率分为票息收益率和资本利得两部分，更贴近投资者交易时的实际收益率，贴近市场现实，与 Gebhardt *et al.* (2005) 保持一致。部分文献中使用到期收益率作为衡量标准，到期收益率表示投资购买债券获得的未来现金流量的现值等于债券当前市价的贴现率，从多因子定价角度来看，持有收益率相比到期收益率的金融直觉更强。

如表2所示，三种债券收益率均扣除了月度的无风险收益得到公司债超额收益，无风险收益用银行间市场7天质押回购利率代表。收益率均经过缩尾¹处

¹ 缩尾处理：0.5%和99.5%分位数以下或者以上的数据分别用0.5%和99.5%分位值代替。

理,表中收益的单位都是%。第一种和第三种统计量的性质较为接近,第二种方法得到的数据标准差较大(STD)为2.12、峰度(K)较低为5.60。本文选择第一种方法,月末取一个交易日计算。

表2 三种月度收益描述性统计分析

	样本量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差	5%	25%	75%	95%	偏度	峰度
							分位数	分位数	分位数	分位数		
方法一	11 283	-0.02	-0.26	-7.15	8.11	1.84	-2.21	-0.43	-0.03	4.05	1.08	6.20
方法二	11 826	0.15	-0.25	-7.41	9.53	2.12	-2.23	-0.41	0.05	4.83	1.34	5.60
方法三	11 286	0.01	-0.26	-7.07	8.32	1.84	-2.16	-0.37	-0.08	4.10	1.16	6.29

2. 市场月度收益率

公司债市场收益率是根据中证公司债指数计算而来,取月度收益率,具体计算方法与利用债券日度数据计算月度超额收益相似,具体公式如下:

$$R_{m,t} = \left(\frac{Index_t}{Index_{t-1}} - 1 \right) \times 100\%, \quad (2)$$

其中, $R_{m,t}$ 是 t 月的月度市场收益率, $Index_t$ 是 t 月的公司债市场指数, $Index_{t-1}$ 是 $t-1$ 月的公司债市场指数。得到的月度收益率扣除月度无风险收益(银行间市场7天质押回购利率)后,即为公司债市场超额收益率。由于我们要研究的是债券预期收益率的影响因素,因此对于解释变量均取滞后项,此处的市场收益因子取滞后一个月的数据。如表3所示,三种公司债市场收益率的平均值分别为0.22%、0.19%、0.24%,本文选用第一种方法计算公司债市场收益率,月末取一个交易日计算。

表3 公司债市场收益率描述性统计分析 (单位:%)

	样本量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差	5%	25%	75%	95%	偏度	峰度
							分位数	分位数	分位数	分位数		
方法一	121	0.22	0.25	-1.50	3.80	0.70	-0.76	-0.15	0.54	0.97	1.36	6.94
方法二	122	0.19	0.23	-1.57	3.60	0.68	-0.77	-0.17	0.50	0.98	1.50	7.67
方法三	121	0.24	0.27	-1.41	3.56	0.68	-0.68	-0.10	0.55	1.08	1.51	6.89

(三) 解释变量

1. 流动性风险的构建

对流动性因子的构建主要有以下三种方法,首先是Bai *et al.* (2019)及Bao *et al.* (2011)的方法,即利用当日和前一日的净价变化协方差构建ILLIQ指标,具体如下:

$$ILLIQ = -\text{Cov}(\Delta P_{i,t,d}, \Delta P_{i,t,d+1}), \quad (3)$$

其中 $P_{i,t,d}$ 是对应 t 月 d 天 i 债券收盘净价的对数。 $\Delta P_{i,t,d}$ 是第 i 只债券在 t 月第

d 天的对数净价较 t 月 $d-1$ 天对数净价的变化, $\Delta P_{i,td}$ 和 $\Delta P_{i,td+1}$ 二者的协方差表示净价变化的相关性。ILLIQ 越大说明收盘净价向相反方向变化越大, 该债券流动性风险越大。

除此之外, 还有其他两种较为常见的流动性因子构建办法, 一是 Amihud (2002) 利用收益率和成交量数据构建了下面的指标, 即单位债券的成交量在 T 交易日内的收益率之和:

$$ILR_{i,t} = \frac{1}{D_T} \sum_{i=1}^r \frac{|R_{i,t}|}{VOL_{i,t}}. \quad (4)$$

二是 Pastor and Stambaugh (2003) 构建的流动性指标, 其基本思路是, 如果市场是不完全流动的, 那么上一期交易的冲击将在下一期得到部分反转, 用回归方程的系数 $\gamma_{i,t}$ 来度量, 系数越大说明流动性越差。

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + o_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \text{sign}(r_{i,d,t}^e) \times \vartheta_{i,d,t} + \epsilon_{i,d+1,t}. \quad (5)$$

综上所述, 对于流动性的衡量多基于连续交易日价格的波动方向及大小, 本文应用了 Bao *et al.* (2011) 计算净价变化协方差的方法, 选择滞后 1 个月月度净价变化的协方差, 作为该债券第 t 个月度流动性的代理变量。

2. 信用风险的构建

正文中的信用风险选择 Bai *et al.* (2019) 的方法, 根据主评机构 (除中债资信评级外), 将债项评级从 AAA 开始与数字对应, 如 AAA 为 1, AA+ 为 2, 以此类推, BBB 为 7。

3. 下行风险的构建

正文中的下行风险选择 Bai *et al.* (2019) 及 Bali and Cakici (2004) 计算的条件在险价值 CVaR。本文选择的 CVaR 显著水平为 10%, 滚动时间为 12 个月, 即债券 i 在第 t 月的 CVaR 是前 12 个月高于 10% 水平 VaR 的月度收益率最小值, 每只债券第一个月的收益率用债券当月的到期收益率除以 12 代替。为了更好地描述风险大小, 将该值乘以 -1。CVaR 计算过程如下:

$r_{i,t-1,t-12}$ 表示债券 i 前 12 个月的月度收益率, 在计算出前 12 个月的 VaR_t 后, 选择符合 VaR_t 显著水平的最小收益率 $\min(r_{i,t-1,t-12} \geq VaR_t)$ 作为下行风险衡量指标, 如下所示:

$$P(r_{i,t-1,t-12} \leq VaR_t) = 10\%, \quad (6)$$

$$CVaR_t = E[r_{i,t-1,t-12} | r_{i,t-1,t-12} \geq VaR_t] = \min(r_{i,t-1,t-12} \geq VaR_t). \quad (7)$$

4. 公司财务状况的比率因子

借鉴 Chordia *et al.* (2014) 对债券横截面收益影响因素的研究方法, 本文选取衡量公司偿债能力、营运能力及盈利能力的公司资产负债率、资产周转率及净资产收益率作为公司层面财务因子。将其分别加入 Fama 和 French 的多因子模型中, 数据对应方法为, t 年 7 月到 $t+1$ 年 6 月的财务数据用 t 年公布的 $t-1$ 年的年报数据。

5. 债券参与者偏好虚拟变量

中国债市机构投资者偏好表现如下,中国国有企业具有产业和资源优势,信用风险较低,机构对国企业的投资偏好高于对民企的偏好,对民企的要求都较高,可能会要求更高的超额收益。同样的,投资者会更青睐上市公司债。

基于此,本文在分析中加入了2个虚拟变量,分别为是否是民企债券(民企债券取值为1),发行主体是否是上市公司(上市公司取值为1)。

6. 解释变量的描述性统计分析

表4介绍了模型中所有变量的名称、简称和构建方法。如表5所示,样本内债券剩余期限跨度较大,由于剔除了30天以内的债券,所以债券剩余期限最小值是31天,1年以内的债券占比较小,均值在4年左右。债券票面利率均值为4.88%,标准差为1.26。

债券发行主体的资产负债率、资产周转率和净资产收益率在匹配各个债券的月度收益后,删除了取值为0的样本点。资产负债率的均值为62.63%,多数发行主体的偿债能力一般;第一个虚拟变量是公司是否为民营企业,均值是0.10,第二个虚拟变量是发行主体是否为上市公司,均值是0.39。

从评级来看,AAA和AA+的债券占比较大,超过50%的债券是AAA。用CVaR描述的下行风险均值为1.85%。协方差计算的流动性风险由于量级较小,因此对原数值扩大了 10^4 倍,处理后的流动性因子均值为0.0334。

表6列出了各变量之间的相关系数。票面利率与信用风险(债项评级)之间的正相关性极高,达到86%。除了票面利率外,CVaR与剩余期限成正相关,说明剩余期限越长的债券,下行风险可能越大;同时CVaR与资产负债率也成正相关,说明资产负债率越高的主体发行的债券,下行风险可能越大。

表4 变量定义

变量	简称	构建方法
流动性风险因子	LRF	当日和前一日的净价变化协方差构建ILLIQ指标
信用风险因子	CRF	将债项评级从AAA开始与数字对应,AAA为1,BBB为7
下行风险因子	DRF	债券前12个月10%置信水平下的月度收益率条件在险价值CVaR
市场收益率	Rm	根据中证公司债指数计算
票息因子	COUPON	债券当期的票息利率
公司债剩余期限	dura	债券剩余期限(单位:天)
资产负债率因子	AL	债券发行主体:负债/资产
资产周转率因子	AT	债券发行主体:销售收入总额/资产平均总额
净资产收益率因子	ROE	债券发行主体:净利润/所有者权益
虚拟变量1	dummy1	是否民营企业
虚拟变量2	dummy2	是否上市公司

表 5 因子变量的描述性分析

	样本量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差	5% 分位数	25% 分位数	75% 分位数	95% 分位数
债项评级	11 283	1.56	1.00	1.00	7.00	0.80	1.00	1.00	2.00	3.00
剩余期限	11 283	1 295.65	148.00	31.00	5 399.00	919.45	172.00	645.00	1 634.00	3 262.00
CVaR	11 283	1.85	1.09	-7.91	7.15	1.99	0.00	0.37	2.74	6.66
票息	11 283	4.88	4.89	2.84	8.50	1.26	3.13	3.87	5.50	7.30
资产负债率	8 165	62.63	65.88	5.32	95.20	14.28	37.07	53.37	72.21	82.79
资产周转率	6 589	0.53	0.42	0.00	4.56	0.45	0.06	0.18	0.72	1.38
ROE	7 300	7.53	6.58	-89.94	49.30	9.60	0.43	3.28	11.54	20.11
流动性风险	6 997	0.0334	0.0001	-2.0591	16.8065	0.3081	-0.0089	0	0.0059	0.134
虚拟变量 1	11 283	0.10	0.00	0.00	1.00	0.30	0.00	0.00	0.00	1.00
虚拟变量 2	11 283	0.39	0.00	0.00	1.00	0.49	0.00	0.00	1.00	1.00

表 6 因子相关性分析

	债项评级	剩余期限	CVaR	流动性风险	票面	资产负债率
债项评级	1.00	-0.39	0.01	0.02	0.86	-0.03
剩余期限	-0.39	1.00	0.13	0.04	-0.40	-0.01
CVaR	0.01	0.13	1.00	0.07	-0.09	0.21
流动性风险	0.02	0.04	0.07	1.00	0.01	-0.04
票面	0.86	-0.40	-0.09	0.01	1.00	0.02
资产负债率	-0.03	-0.01	0.21	-0.04	0.02	1.00

(四) 因子构建

为了进一步研究资产定价模型的稳健性，本文使用不同方法构建上述因子，Fama and French (2015) 同时对公司资产规模和其他因子分类，构建 2×3 、 2×2 、 $2 \times 2 \times 2$ 组合的因子，而 Bai *et al.* (2019) 则是同时对信用评级和流动性风险、下行风险进行分类，构建 5×5 组合的因子。由于中国公司债票面利率与其他几个因子相关性较强（如表 6 所示），所以本文借鉴 Bai *et al.* (2019) 中提到的信用因子、流动性因子和下行风险因子等，在因子构建组合时，借鉴 Fama and French (2015) 的方法，用票息和其他因子构建 2×3 、 2×2 两种组合，这里分组选用的分位数每月计算一次，具体公式如表 7 所示：

表7 三种风险因子和三种债项因子的构建

分类	分割点	因子和因子构成
2×3		
票面和信用风险		$COUPON_{CRF} = (HH + HN + HL)/3 - (LH + LN + LL)/3$
票面和流动性风险		$COUPON_{LRF} = (HH + HN + HL)/3 - (LH + LN + LL)/3$
票面和下行风险		$COUPON_{DRF} = (HH + HN + HL)/3 - (LH + LN + LL)/3$
票面和资产负债率	票面：中位数	$COUPON_{AL} = (HH + HN + HL)/3 - (LH + LN + LL)/3$
票面和资产周转率		$COUPON_{AT} = (HH + HN + HL)/3 - (LH + LN + LL)/3$
票面和净资产收益率		$COUPON_{ROE} = (HH + HN + HL)/3 - (LH + LN + LL)/3$
		$COUPON = (COUPON_{DRF} + COUPON_{CRF} + COUPON_{LRF})/3$
		$CRF = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
		$LRF = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
		$DRF = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
		$AL = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
		$AT = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
		$ROE = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
2×2		
票面和信用风险	票面：中位数	$COUPON = (COUPON_{DRF} + COUPON_{CRF} + COUPON_{LRF})/3$
票面和流动性风险	CRF：中位数	$CRF = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
票面和下行风险	LRF：中位数	$LRF = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
票面和资产负债率	DRF：中位数	$DRF = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
票面和资产周转率	AL：中位数	$AL = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
票面和净资产收益率	AT：中位数	$AT = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$
	ROE：中位数	$ROE = (HH + LH)/2 - (HL + LL)/2$

(五) 中国公司债多因子定价模型

1. 风险因子定价模型

参考 Fama and French (2015)、Bai *et al.* (2019) 横截面回归方程, 本文建立如下模型:

$$R(t) - R_f(t) = a + b[R_m(t) - R_f(t)] + cCRF + dDRF + eLRF + e(t), \quad (8)$$

其中 $R_m(t) - R_f(t)$ 是市场超额收益, CRF 是上文构建的信用风险因子, DRF 是下行风险因子, LRF 是流动性风险因子。若 b 、 c 、 d 、 e 显著为正说明因子对超额收益有显著贡献。若截距项显著, 则说明模型解释能力弱。

2. 加入发行主体财务因子的模型

在方程 (8) 的基础上加入公司债发行主体财务因子、票面因子、剩余期限, 建立如下模型:

$$R(t) - R_f(t) = a + b[R_m(t) - R_f(t)] + cCRF + dDRF + eLRF + fCOUPON + gdura + hAL + iAT + jROE + e(t), \quad (9)$$

其中 $COUPON$ 是上文构建的票面因子, $dura$ 是公司债剩余期限, AL 、 AT 和 ROE 分别是资产负债率因子、资产周转率因子和净资产收益率因子。

3. 加入虚拟变量因子的模型

在方程 (8) 的基础上加入票面因子、剩余期限和两个虚拟变量, 分别是公司债发行主体是民营企业 and 上市公司, 如果是民企或者上市公司则虚拟变量取值为 1。建立如下模型:

$$R(t) - R_f(t) = a + b[R_m(t) - R_f(t)] + cCRF + dDRF + eLRF + fCOUPON + gdura + k_1dummy_1 + k_2dummy_2 + e(t). \quad (10)$$

方程 (11) 较方程 (10) 增加了三个发行主体财务因子, 建立如下模型:

$$R(t) - R_f(t) = a + b[R_m(t) - R_f(t)] + cCRF + dDRF + eLRF + fCOUPON + gdura + hAL + iAT + jROE + k_1dummy_1 + k_2dummy_2 + e(t). \quad (11)$$

四、基于因子模型的公司债实证结果

(一) 因子模型的实证结果

本节的横截面回归以票面因子和三个风险因子的中位数进行分组, 每个回归都有 4 组。并用 2×2 的方法计算除虚拟变量外的风险及其他因子, 模型

如公式(11)所示。

1. 按照票面和信用风险的实证结果分析

表8是按照票面和信用风险分4组的回归结果, a 是各模型截距项。从结果来看, 模型截距项在低信用-低票息、高信用-高票息组全部显著不为零, 而在高票息-低信用和低票息-高信用组内并不显著, 说明模型对债券超额收益的解释能力一般。

表8 按照票面和信用风险分4组的回归结果

系数	低票息- 低信用风险	高票息- 低信用风险	低票息- 高信用风险	高票息- 高信用风险
模型(8) 风险因子				
截距项(a)	-0.06** (-2.31)	-0.03 (-0.77)	-0.06 (-1.51)	0.1** (2.18)
Adj. R^2	0.02	0.05	0.02	0.02
N	4 830	1 686	1 931	1 876
模型(9) 加入剩余期限、票面及财务因子后				
截距项(a)	-0.06** (-2.33)	-0.07 (-1.6)	-0.07* (-1.83)	0.14** (2.13)
Adj. R^2	0.02	0.08	0.03	0.04
N	4 825	1 681	1 926	1 871
模型(11) 加入两个虚拟变量后				
截距项(a)	0.06* (1.79)	-0.05 (-1.0)	0.07 (0.9)	0.19** (2.14)
$R_m - R_f(b)$	0.16*** (5.88)	0.24*** (4.26)	0.15*** (3.56)	0.23*** (4.35)
CRF(c)	-0.07** (-2.38)	-0.61*** (-7.48)	0.16*** (3.55)	0.28*** (4.99)
DRF(d)	0.08*** (2.9)	-0.08 (-1.16)	-0.11** (-2.4)	0.17*** (3.07)
LRF(e)	0.05* (1.77)	0.05 (1.02)	0.07* (1.73)	0.07 (1.44)
COUPON(f)	-0.01 (-0.52)	0.31*** (5.32)	0.11*** (2.63)	0.29*** (5.84)
dura(g)	0.0 (0.23)	0.14*** (3.82)	0.0 (0.0)	0.12 (1.3)
AL(h)	0.11*** (4.33)	-0.09 (-1.4)	-0.06 (-1.54)	0.11** (2.21)

(续表)

系数	低票息-	高票息-	低票息-	高票息-
	低信用风险	低信用风险	高信用风险	高信用风险
$AT(i)$	0.04 (1.52)	-0.03 (-0.37)	-0.06 (-1.46)	0.07 (1.21)
$ROE(j)$	-0.03 (-1.29)	-0.02 (-0.25)	0.14*** (3.16)	-0.13** (-2.43)
$dummy1(k_1)$	0.15 (0.64)	0.27 (0.66)	0.13 (1.06)	0.17* (1.7)
$dummy2(k_2)$	-0.28*** (-5.02)	-0.11 (-1.07)	-0.23** (-2.5)	-0.17 (-1.64)
Adj.R ²	0.03	0.08	0.03	0.04
N	4 823	1 679	1 924	1 869

注：括号内为回归系数 t 值；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

从模型 (11) 实证结果来看, 4 组 LRF 的回归系数 (e) 全部为正、贝塔系数 (b) 全部正显著。此外, $COUPON$ 的回归系数 (f) 基本显著为正。即流动性风险因子、市场风险因子、票息因子对超额收益有正贡献。流动性风险因子反映了债券净价相反方向变化的相关程度 (协方差), 系数为正说明投资者对净价估值波动较大的债券要求更高的收益补偿; 债券市场风险因子反映了债券市场的系统性风险, 系统性风险越高带动债券的收益率提升; 票息因子反映来源于承诺的固定收益部分, 高票息将会提高债券的持有收益率。

进一步分析 LRF 的回归结果, 可以看到流动性风险对超额收益有正贡献, 特别是对低票息的债券。这与纪志宏和曹媛媛 (2017) 的结论大致相似, 他们的研究结果显示, 由于我国市场投资机构还存在着刚性兑付的预期, 从而导致信用债信用利差更多体现的是债券的流动性溢价, 而非信用风险溢价。这一观点可以从两方面得到支持, 第一, 表 8 中低信用风险组的流动性风险系数, 明显低于高信用风险组的系数, 说明高信用风险组的流动性风险溢价更高; 第二, 表 8 控制信用风险后, 流动性风险因子的正向整体表现优于表 9 中控制流动性风险后的信用风险因子表现, 说明信用风险并不能完全解释流动性风险, 即在信用风险之外, 流动性风险还可以为超额收益提供由刚性兑付预期带来的风险溢价。

与发达债券市场相比, 我国债券市场是近几年方才打破刚性兑付的保护, 投资者对债券信用风险的认知逐步提高。本文的实证结果显示, 在实证所覆盖的时间内中国公司债市场仍然存在刚性兑付的预期, 对流动性风险因子仍要求较高的收益率补偿。

随着防范金融风险的深化及债券定价的市场化,公司债主体的信用风险将对评价债券资产产生越来越重要的作用,那么信用风险因子对超额收益的影响也将会逐步体现。

DRF 、 CRF 系数正负相间,其中下行风险因子 DRF 在低信用风险低票息,高信用风险高票息组内显著为正,说明投资者对这两种债券更关心短期大幅回撤的风险。低信用低票息对应的优质主体债券,投资者往往会考虑因市场变化而带来的回撤,而高信用高票息多对应弱资质主体债券,投资者会更关注因主体资质弱化而带来的回撤。信用风险因子 CRF 在高信用风险一组显著为正,说明在信用风险较高的组内,信用风险的高低依然对持有收益率有正贡献。 CRF 在低信用风险、 DRF 在票息与信用水平错配的两组,对超额收益的贡献并不显著,甚至有负贡献。一方面与票息因子的加入有关,虽然对票息进行分组,但票息因子系数依然显著为正,说明组内票息对收益率仍有额外的正向贡献,即 CRF 、 DRF 对收益率的贡献受到投资者对固定收益的偏好而被压缩,正的票息收益率会补偿负的资本利得收益率;另一方面与前文提到的刚性兑付相关。

下行风险因子对超额收益的负贡献与本文借鉴的 Bai *et al.* (2019) 报告以美国市场为对象的分析结果相左,我们从市场交易机制和环境对比入手,发现中国公司债市场可能存在机构投资者的行为一致性。

首先是中美公司债市场的交易环境和特点不同。美国的公司债市场交易活跃度更高、各评级债券成交较为平均,而我国公司债交易活跃度弱于美国、高等级低风险债券的成交集中度更高。

从公司债市场交易汇总数据看,我国的公司债市场交易活跃程度弱于美国公司债市场。据国泰安数据(如图2),2012年我国公司债成交额增加至2101亿元,2015年、2016年公司债市场活跃度快速提高。据SIFMA数据(如图3),美国公司债成交额约是中国公司债市场的20倍,2017年每日成交额达300亿美元。

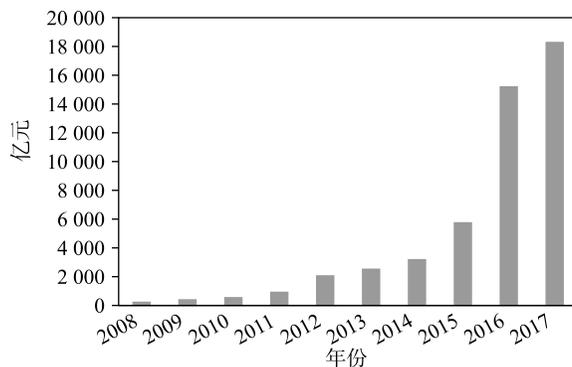


图2 中国公司债总成交额

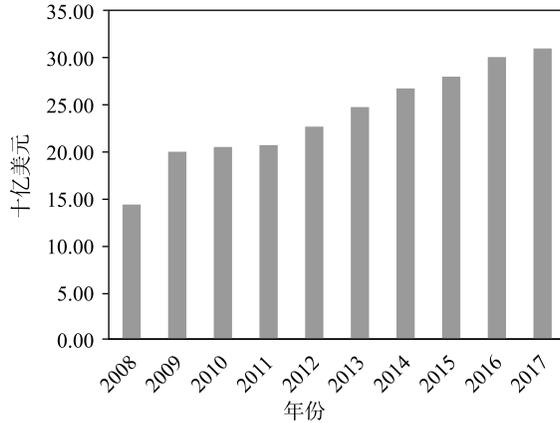


图 3 美国公司债每日平均成交额

从债券品种成交占比来看，美国公司债市场各评级债券成交较为平均，投资机构没有明显的一致性配置倾向。如图 4 所示，美国成交占比最大的是 A 和 BBB 债券，AAA 债券占比不到 10%。反观中国交易所公司债（如下图 5），AAA 债券的成交额占比超过 50%。一是源于我国的评级机制，AAA 等级债券占比大致达到 50%，二是投资机构出于内部风控制度、产品合同规定等要求，对于 AAA 债券的偏好显著高于其他评级债券。

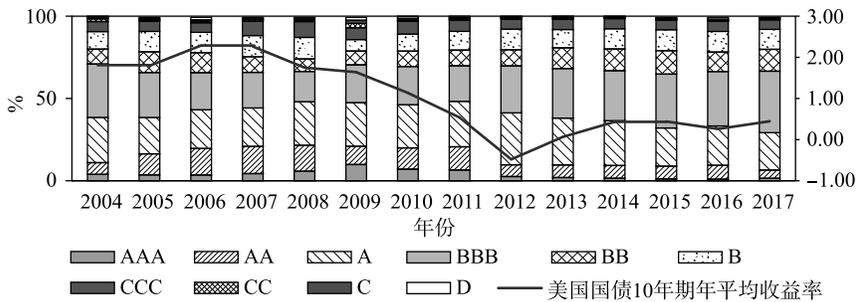


图 4 美国公司债分评级的日均成交金额比重

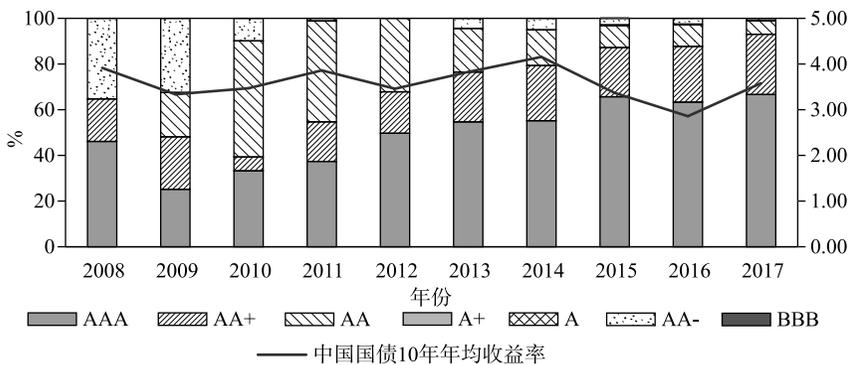


图 5 中国公司债分评级的成交金额统计

其次,中美公司债市场的基础设施也不同,我国公司债(除可选择双市场的企业债外)仅在交易所流通,托管清算未实现全品种统一,整体公司债流通程度弱于美国市场。

从交易平台来看,美国债券市场交易平台丰富,债券交易电子化和透明化程度较高(许余洁,2016)。而我国债券交易大体被分割为银行间市场和交易所市场,两个市场流通的债券品类不同,其中公司债(除可选择双市场的企业债外)仅在交易所流通。截至2020年年底,深交所、上交所存续债券数量(包括跨市场)只占债券市场总数量的43%;同时银行间、交易所两个市场的参与机构也不完全一致。根据上交所2021年的路演数据,截至2020年年底,非法人产品是参与上交所交易中账户数目和持仓总额占比最高的投资者,分别达到80%、63.1%;而银行对上交所交易的参与程度相对较少,其在上交所参与的账户数目和持仓总额的占比都较低,且低于其在银行间市场参与中所占的比重。

从托管机制来看,美国设定全美托管清算公司(DTCC)统一完成一体化的结算。而我国债券市场的托管结算依然处于分割的状态,未能实现全品种的统一。银行间市场的交易需要投资者开立中央结算公司和上海清算所的托管账户,其中中央结算公司负责国债、金融债券的托管,上清所负责短融、中票等产品的托管。交易所的交易需要投资者开立中国证券登记结算公司的托管账户。托管清算不统一导致债券的流动性出现差异。

总结来说,我国公司债市场与美国市场相比,存在交易活跃度低、AAA等级债券成交占比集中、托管不统一等特点。基于此区别,我国的债券市场机构一致性避险和配置的行为更明显。本文的 DRF 回归系数也反映了这一特点,这与Bai *et al.* (2019)研究的美国公司债市场得到的结果相左。

剩余期限的系数(g)部分接近0,对超额收益贡献较少。 ROE 前系数(j)正负相间,可能与票息因子的加入有关。

两个虚拟变量方面,民企变量前系数 k_1 基本为正,说明民营企业的债券在市场上要求更高的超额回报,用来匹配其更高的风险暴露以及未来公司经营的不确定性,而上市公司债变量前系数 k_2 全部为负,显示投资者对非上市公司要求的收益率更高。

2. 按照票面和流动性风险的实证结果分析

表9按照票面和流动性风险分4组的回归结果, a 是各模型截距项。截距项全部显著为正,说明在控制流动性和票息的情况下,因子的解释力度并不尽如人意。

表9 按照票面和流动性风险分4组的回归结果

系数	低票息- 低信用风险	高票息- 低信用风险	低票息- 高信用风险	高票息- 高信用风险
模型(8) 风险因子				
截距项(a)	0.12*** (3.15)	0.16** (2.38)	0.16*** (3.66)	0.15*** (2.84)
Adj. R^2	0.02	0.01	0.02	0.03
N	2 001	980	1 553	1 501
模型(9) 加入剩余期限、票面及财务因子后				
截距项(a)	0.11*** (2.83)	0.17*** (2.62)	0.18*** (4.07)	0.31*** (4.96)
Adj. R^2	0.03	0.05	0.03	0.06
N	1 996	975	1 548	1 496
模型(11) 加入两个虚拟变量后				
截距项(a)	0.09** (2.02)	0.22*** (3.01)	0.23*** (4.76)	0.31*** (4.62)
$R_m - R_f(b)$	0.18*** (4.23)	0.09 (1.36)	0.09** (1.99)	0.2*** (3.54)
CRF(c)	-0.01 (-0.35)	0.05 (0.81)	-0.01 (-0.3)	0.12** (2.18)
DRF(d)	0.03 (0.61)	0.11* (1.88)	0.06 (1.41)	0.04 (0.66)
LRF(e)	-0.16*** (-3.81)	-0.09 (-1.48)	0.22*** (4.97)	0.28*** (5.2)
COUPON(f)	-0.11*** (-2.76)	0.32*** (5.31)	-0.02 (-0.57)	0.29*** (5.4)
dura(g)	0.04 (1.23)	0.04 (0.56)	0.16*** (3.47)	0.29*** (4.37)
AL(h)	0.12*** (3.17)	0.07 (1.22)	0.09** (2.18)	0.07 (1.3)
AT(i)	0.1*** (2.79)	-0.03 (-0.65)	0.02 (0.5)	0.06 (1.25)
ROE(j)	-0.09** (-2.17)	0.08 (1.51)	0.05 (1.09)	-0.03 (-0.6)
dummy1(k_1)	0.58** (2.41)	0.26 (1.31)	0.05 (0.2)	0.22 (1.43)
dummy2(k_2)	0.01 (0.15)	-0.62*** (-2.88)	-0.31*** (-2.65)	-0.23 (-1.22)
Adj. R^2	0.03	0.06	0.03	0.06
N	1 994	973	1 546	1 494

按流动性风险分组的实证回归结果与表8相似,4组贝塔系数基本显著为正,说明市场风险可以很好地解释超额收益。*DRF*系数全部为正,但并不十分显著,说明流动性指标是下行风险来临时重要的考量因素,控制流动性指标后,下行风险的贡献相对减弱,组间差异同样不明显。

财务因子方面,*ROE*系数正负相间,体现投资者对主体盈利能力关注不多。民企虚拟变量系数基本为正,这与信用、票息分组的结果和经济解释保持一致。上市公司虚拟变量系数基本为负,体现投资者对非上市公司要求更高的收益率补偿。剩余期在流动性风险较高的公司债中对收益的正向贡献较为显著,说明在流动性风险较高的主体中,投资者对期限溢价会要求更高的补偿。

3. 按照票面和下行风险的实证结果分析

表10按照票面和下行风险分4组的回归结果, a 是各模型截距项。因子在高票息低CVaR的组内解释性较好,其余组内解释能力一般。

从实证结果来看,贝塔系数依然全部显著为正,说明系统性风险带来正向溢价;*LRF*系数全部为正,说明在控制票息和下行风险后,流动性溢价依然存在,再次证明刚性兑付现象;*CRF*系数在高票息组内显著为正,而在低票息组内为负,但并不显著,这一现象与表8、表9基本保持一致,一是与票息因子加入有关,二是与刚性兑付相关。剩余期限因子基本不显著,对超额收益贡献较小。

财务因子中,*ROE*因子系数基本不显著,仅在低票息、低下行风险的优质债券组存在显著负贡献。民企虚拟变量系数基本为正,上市公司虚拟变量系数普遍为负,这一现象与表8、表9基本保持一致。

表10 按照票面和下行风险分4组的回归结果

系数	低票息-低 CVaR	高票息-低 CVaR	低票息-高 CVaR	高票息-高 CVaR
模型(8) 风险因子				
截距项(a)	-0.2*** (-6.95)	-0.03 (-0.93)	0.08** (2.32)	0.11*** (2.85)
Adj. R^2	0.03	0.03	0.03	0.02
N	3 031	2 108	2 639	2 543
模型(9) 加入剩余期限、票面及财务因子后				
截距项(a)	-0.2*** (-6.55)	-0.04 (-1.11)	0.07** (2.16)	0.12*** (2.72)
Adj. R^2	0.03	0.04	0.03	0.03
N	3 026	2 103	2 634	2 538
模型(11) 加入两个虚拟变量后				
截距项(a)	-0.04 (-0.97)	-0.01 (-0.2)	0.1** (2.14)	0.15*** (2.88)

(续表)

系数	低票息-低 CVaR	高票息-低 CVaR	低票息-高 CVaR	高票息-高 CVaR
$R_m - R_f(b)$	0.17*** (5.47)	0.19*** (4.48)	0.22*** (5.74)	0.2*** (4.45)
$CRF(c)$	-0.05 (-1.33)	0.11** (2.33)	-0.05 (-1.14)	0.12** (2.54)
$DRF(d)$	-0.06* (-1.87)	-0.21*** (-4.18)	0.2*** (5.26)	0.24*** (5.07)
$LRF(e)$	0.02 (0.77)	0.06* (1.69)	0.05 (1.53)	0.02 (0.56)
$COUPON(f)$	0.0 (0.05)	0.17*** (4.3)	-0.01 (-0.3)	0.22*** (5.05)
$dura(g)$	0.0 (0.04)	0.04 (1.06)	0.1*** (2.77)	0.04 (0.77)
$AL(h)$	0.09*** (2.93)	0.05 (1.24)	0.07** (2.06)	0.05 (1.24)
$AT(i)$	0.02 (0.85)	0.03 (0.73)	0.06 (1.6)	0.0 (0.05)
$ROE(j)$	-0.09*** (-2.58)	0.06 (1.31)	-0.05 (-1.38)	0.02 (0.43)
$dummy1(k_1)$	0.11 (0.57)	0.21** (2.03)	0.51** (2.46)	0.19* (1.68)
$dummy2(k_2)$	-0.3*** (-4.73)	-0.14* (-1.82)	-0.1 (-1.33)	-0.21** (-2.09)
Adj. R^2	0.04	0.04	0.03	0.03
N	3 024	2 101	2 632	2 536

(二) 稳健性检验²

1. 基于 2×3 因子横截面回归的实证结果

前文中采用 2×2 因子进行横截面收益的回归，稳健性检验中将采用 2×3 因子进行横截面收益的回归。

我们用 2×3 因子计算月度平均收益，按照票面和信用风险、流动性风险和下行风险进行分组。

基于 2×3 因子横截面回归的实证结果，基本与表 8 至表 10 结果保持一致，其中 3 个分组的结果显示 4 组贝塔系数依然全部显著为正， $COUPON$ 系数基本显著为正， LRF 系数基本显著为正。 CRF 和 DRF 系数正负相间。剩余期限系数在高票息和高流动性风险的债券中对收益率具有正向作用，财务

² 限于篇幅，稳健性检验的实证结果从略，留存备索。

因子显著性有所提升, *ROE* 的系数倾向于在所有的组内产生负向作用, 说明进一步细分构建风险因子后, 票息对净资产收益率的替代作用相对减弱。民企虚拟变量前系数基本显著为正, 上市公司虚拟变量前系数基本为负。

2. 剔除月内平均交易频率少于10次的债券交易数据

这里我们改变了月度债券交易的限制条件, 剔除了月内平均交易日频率少于10天次的债券交易数据。结果显示, 上述实证结果在改变了月度债券交易的限制条件后, 具有稳健性。具体来看, 4组贝塔系数基本显著为正; 稳健性检验将样本扩大到交易频率相对更低的数据, 导致 *LRF* 显著性减弱, 但 *COUPON* 的显著系数基本为正, 与正文结论一致; *DRF*、*CRF* 系数正负相间; 财务因子的显著性均较弱; 民企虚拟变量系数基本为正, 显著性有所减弱, 而上市公司虚拟变量系数基本为负, 显著性有所增强。

五、结 论

本文通过实证研究, 基于因子模型, 得到实证结果显示: 流动性风险因子、市场风险、票息因子对公司债超额收益有正贡献, 信用风险的正贡献相对较弱, 下行风险对超额收益可能会有负的贡献。具体来看: 首先, 流动性风险回归系数基本为正, 即信用债信用利差更多体现的是市场流动性溢价, 而非信用风险溢价, 说明中国公司债市场仍然存在刚性兑付的预期。此外, 各模型贝塔系数也基本显著为正, 说明市场风险也可以解释公司债的超额收益。其次, 高票息可以部分解释超额收益, 且票息解释力度普遍高于信用风险。最后, 民企虚拟变量前系数基本为正、上市公司虚拟变量前系数基本为负, 说明投资者对民企、非上市公司主体要求更高收益补偿。

本文发现下行风险因子对超额收益存在负贡献, 这与本文借鉴的 Bai *et al.* (2019) 报告结果相左。究其原因可能与中美公司债市场交易环境、特点的不同相关, 我国公司债市场与美国市场相比, 存在交易活跃度低、AAA 等级债券成交占比集中、托管不统一等特点。基于此区别, 实证发现, 我国的债券市场机构一致性避险和配置的行为更明显。

参 考 文 献

- [1] Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects", *Journal of Financial Markets*, 2002, 5 (1), 31-56.
- [2] Andrew, A., J. Chen, and Y. Xing, "Downside Risk", *Review of Financial Studies*, 2006, 19 (4), 1191-1239.
- [3] Ang, A. A., et al., "The Cross-section of Volatility and Expected Returns", *The Journal of Finance*, 2006, 61 (1), 259-299.
- [4] Bai, J., T. G. Bali, and Q. Wen, "Common Risk Factors in the Cross-section of Corporate Bond Returns", *Journal of Financial Economics*, 2019, 131 (3), 619-642.

- [5] Bai, J., T. G. Bali, and Q. Wen, "Do the Distributional Characteristics of Corporate Bonds Predict Their Future Returns?", *SSRN Working Paper*, 2016.
- [6] Bali, T. G., and N. Cakici, "Value at Risk and Expected Stock Returns", *Financial Analysts Journal*, 2004, 60 (2), 57-73.
- [7] Bao, J., J. Pan, and J. Wang, "The Illiquidity of Corporate Bonds", *Journal of Finance*, 2011, 66 (3), 911-946.
- [8] Chen, L., D. A. Lesmond, and J. Wei, "Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity", *Journal of Finance*, 2007, 62 (1), 119-149.
- [9] Chordia, T., et al., "Is the Cross-section of Expected Bond Returns Influenced by Equity Return Predictors?", *SMU Working Paper*, 2014.
- [10] Dick-Nielsen, J., P. Feldhütter, and D. Lando, "Corporate Bond Liquidity Before and After the Onset of the Subprime Crisis", *Journal of Financial Economics*, 2012, 103 (3), 471-492.
- [11] Elton, E. J., et al., "Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds", *Journal of Finance*, 2001, 56 (1), 247-277.
- [12] Estrada, J., "The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach", *Emerging Markets Quarterly*, 2001, 5 (1), 63-72.
- [13] Fama, E. F., and K. R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 1993, 33 (1), 3-56.
- [14] Fama, E. F., and K. R. French, "The Cross-section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 1992, 47 (2), 427-465.
- [15] Fama, E. F., and K. R. French, "A Five-factor Asset Pricing Model", *Journal of Finance Economics*, 2015, 116 (1), 1-22.
- [16] Gebhardt, W. R., S. Hvidkjaer, and B. Swaminathan, "The Cross-section of Expected Corporate Bond Returns: Betas or Characteristics?", *Journal of Financial Economics*, 2005, 75 (1), 85-114.
- [17] 关悦, 《我国银行间利率债收益率的影响因素分析》, 西北大学硕士学位论文, 2016年。
- [18] Lin, H., J. Wang, and C. Wu, "Liquidity Risk and Expected Corporate Bond Returns", *Journal of Financial Economics*, 2011, 99 (3), 628-650.
- [19] Hong, H., and D. Sraer, "Quiet Bubbles", *Journal of Financial Economics*, 2013, 110 (3), 596-606.
- [20] 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", 《金融研究》, 2017年第2期, 第1—10页。
- [21] 刘桂梅、杨晨, "金融危机下 Fama-French 多因子模型在中国债券市场的应用", 《浙江大学学报》(理学版), 2010年第4期, 第396—400页。
- [22] Pastor, L., and R. F. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns", *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (3), 642-685.
- [23] 许余洁, "中美债券市场差异折射我国债市多种弊端", 《中国银行业》, 2016年第5期, 第43—46页。

Factors of Excess Return of Corporate Bonds in China —An Empirical Analysis Based on Multi-factor Model

YONG LI MINGZHI ZHANG*

(*Renmin University of China*)

YU ZHANG

(*Tianhong Asset Management Co., Ltd.*)

Abstract In recent years, the efficiency of Chinese bond market has substantially improved since “Rigid Debt Redemption” is abandoned with strict financial regulation. It’s useful to explore effective factors based on multi-factor model. Therefore, it is crucial to do the studies on bond excess return factors and risk control. Our research studies the contribution of these factors to Chinese corporate bond excess returns. Empirical results show that factors like liquidity risk increase excess yield, while credit risk have weakly positive contribution and downside risk may have negative contribution in some groups. Moreover, expectation of rigid payment and behavior consistency of institutional investors still exist.

Keywords factor model, liquidity risk, downside risk

JEL Classification G12, G10, G00

* Corresponding Author: Mingzhi Zhang, 307a Main Building, School of Finance, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Road, Haidian District, Beijing 100086, China; Tel: 86-18513086229; E-mail: ruczmz@163.com.