

中国公司债利差的构成及影响因素实证分析^①

王安兴^{1,3}, 解文增², 余文龙¹

(1. 上海财经大学金融学院, 上海 200433; 2. 复旦大学管理学院, 上海 200433;
3. 上海市金融信息化技术研究重点实验室, 上海 200433)

摘要: 文章研究了公司债与国债的利差及利差变化的影响因素. 研究发现税后利差在公司债市场初始阶段和金融危机时期为负. 时间序列回归分析结果显示: 公司债利差与无风险利率水平、利率期限结构斜率、公司杠杆比率的变化方向相反, 而与股票收益波动率变化方向相同; 公司债利差的变化主要受利率水平变化、换手率变化、零交易天数比率变化的影响, 并且与他们的方向相反. 横截面回归分析结果表明: 信用评级越高、利差越小; 剩余期限越长, 利差也越小.

关键词: 信用利差; 杠杆比率; 波动率; NS 模型

中图分类号: F830.91 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2012)05-0032-10

0 引言

由于发行主体、发行条件及税收待遇、市场流动性、违约可能性的差别, 公司债与国债价格或收益率通常不一致. 公司债与国债的收益率之差, 可以表示为即期利率 (spot rate) 之差或到期收益率 (yield to maturity) 之差, 两者的区别在于后者的计算包含了息票. 利差及利差的变化一直是学界和工业界的研究重点 (Collin-Dufresne 等^[1]).

2007 年 9 月长江电力债发行上市, 标志着真正意义上的中国公司债市场出现, 截至 2011 年 1 季度末, 中国沪深两市已经发行公司债 99 只, 发行总面额达 1 841.4 亿元人民币, 中国公司债的总发行量呈几何增长, 而且还在继续大幅增加, 成为重要的投融资金融产品. 因此, 非常有必要研究公司债券以及公司债利差的影响因素, 为投融资决策和公司债市场建设服务.

国债一般不会违约, 而公司债有违约的可能. 因此, 早期国外关于公司债利差的研究主要集中在公司债的违约风险上. Merton^[2] 最先把公

司债看作是基于公司资产价值的或有权益 (contingent claim), 当公司资产价值跌到债务面值之下就发生违约. 因此, 公司债可看作是无风险债券和看跌期权空头的组合, 该看跌期权以公司资产价值为标的资产, 以公司发行债券面值为执行价格. Merton^[2] 开拓了信用风险的一类主流定价方法——“结构化模型”方法. 文献 [3-7] 分别从违约时间、随机利率、违约边界、不完全会计信息、跳跃过程等方面逐步放宽假定、拓展结构化理论模型, 试图从不同角度解释信用利差的构成.

Jones 等^[8] 首次系统性的实证研究了 Merton 模型^[2], 发现其严重低估信用利差, Duffee^[9] 的实证研究发现国债即期利率水平上升会导致利差下降, Campbell 和 Taksler^[10] 认为股票波动率下降, 公司违约风险会降低, 利差会减小, Leland 和 Toft^[5] 发展的内生违约边界模型认为公司价值与杠杆比率呈倒 U 型关系, 杠杆比率在低于某一水平时, 随着杠杆比率提高, 公司资产价值增大, 但当杠杆比率超过某一水平时, 随着杠杆比

① 收稿日期: 2010-03-09; 修订日期: 2011-11-04.

基金项目: 教育部科技创新工程重大项目培育资金资助项目 (708040); 上海财经大学“211 工程”3 期重点学科建设资助项目.

作者简介: 王安兴 (1963—), 男, 湖北襄阳人, 博士, 副教授. Email: awang@mail.shufe.edu.cn

率的上升, 公司价值反而下降。

Huang 等^[11]系统研究比较不同的结构化模型, 采用校准方法发现, 信用风险不能解释全部的公司债利差, 投资级债券违约风险所占利差的比例更小; Elton 等^[12]也认为违约溢价只占公司债溢价的小部分, 并认为扣除税收后的溢价与股票市场的系统风险紧密关联。随后的研究重点转移到税收、流动性风险、市场系统风险、跳跃风险等因素上来。Delianedis 和 Geske^[7]采用结构化模型分解公司债利差, 认为公司债利差不能由杠杆比率、公司个体风险和回收比率等因素单独解释, 而主要由税收、跳跃、流动性、市场风险等因素决定。Driessen^[13]采用“违约强度模型(intensity-based model)”将公司债的超额收益分解为违约、流动性、税收等 6 个不同的溢价部分; Chen 等^[14]则研究了流动性对利差的影响, 结果显示流动性溢价是公司债利差的重要组成部分。Collin-Dufresne 等^[1]还对公司债利差变化的决定因素进行了研究, 结果发现理论上对利差有潜在解释力的因素实际上对利差变动的解释能力非常有限, 即使加入所有其他已知的潜在变量后, 也只能解释利差变动的 35% 左右。

国内对债券的研究主要集中在国债收益率上。林海和郑振龙^[15]总结介绍了国债利率期限结构理论的研究成果。范龙振和张国庆^[16]采用两因子 CIR 模型拟合上交所国债利率期限结构, 研究发现两因子 CIR 模型能够反映实际观测到的利率期限结构的形状, 但却不能完全反映利率期限结构的可预测性。胡海鹏和方兆本^[17]指出, 利用可变粗糙度惩罚项 3 次平滑样条改进模型能够更加有效地拟合中国的利率期限结构。范龙振和张处^[18]实证分析发现官方利率、货币供应量的增长率、通货膨胀率和实际消费的增长率可以显著解释国债收益的超额回报率。由于中国公司债市场起步较晚, 数据样本较少, 加上公司债利差计算较为困难, 导致国内学界对公司债的研究并不多。冯宗宪等^[19]曾采用自回归等时间序列模型研究了企业债(而非公司债)利差的时间序列性质, 实证分析其异方差结构等统计特性, 但对利差的构成及影响因素没有做经济学分析。

对于公司债利差的计算, 国外文献大部分采

用了到期收益率利差或平均到期收益率利差, 如 Duffee^[9]、Collin-Dufresne 等^[1]、Delianedis 和 Geske^[7]、Campbell 和 Taksler^[10]、Chen 等^[14]; 也有部分学者采用了即期利率之差, 如 Elton 等^[12]。无论是采用到期收益率之差还是即期利率之差, 国外文献中公司债利差的计算都不是重要的研究问题, 因为国外的公司债大多可以找到与之相匹配的国债, 从而比较容易计算出公司债利差。

但在中国市场上, 大多数公司债无法找到与之匹配的国债。所以, 无法直接计算公司债的利差。冯宗宪等^[19]曾采用近似匹配国债的方法计算企业债利差。由于市场中与公司债发行条件完全相同的国债非常少, 导致计算出的企业债利差的误差较难控制。因此, 需要一个有效的方法计算公司债利差, 一个可能的办法是利用收益曲线模型估计国债收益率曲线, 然后借助收益曲线计算债券利差。朱世武和陈健恒^[20]、余文龙和王安兴^[21]的研究表明, Nelson-Siegel (NS) 模型^[22]可以较好地拟合中国国债收益率曲线。因此, 它可以用来拟回国债收益率曲线、帮助计算公司债利差。

鉴于以上分析, 本文首先采用 NS 方法计算公司债的利差, 并计算出公司债的税收溢价。根据结构化模型理论和相关文献的研究成果, 寻找可能影响公司债利差的潜在因素, 采用时间序列回归分析和横截面回归分析的方法, 研究公司债利差的构成及各种因素对利差及利差变化的影响。

1 公司债利差分析方法

1.1 公司债利差计算方法介绍

与多数国外文献一样, 本文用公司债与国债的到期收益率之差作为公司债利差。具体的计算过程如下: 第 1 步, 本文采用 NS 模型拟回国债即期利率期限结构; 第 2 步, 根据市场中交易的公司债的发行条件(发行日、到期日、票面利率、付息频率等), 构造与公司债发行条件完全相同的虚拟国债, 该国债市场中不存在, 也没有交易价格; 第 3 步, 根据拟合的收益曲线, 计算

虚拟国债的价格;第4步,根据计算得到的虚拟国债的价格计算其到期收益率;第5步,根据公司债与虚拟国债的到期收益率计算公司债利差.本文中的NS模型是Nelson和Siegel^[22]提出的用数量方法拟合利率期限结构的参数模型,该模型通过建立瞬时远期利率的函数,进而推导出即期利率的函数形式,模型的具体形式为

$$r(t, \tau) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{-\lambda_t \tau} \right) \quad (1)$$

式中 $r(t, \tau)$ 表示即期利率; τ 表示距离 t 时刻的时间长度. 该模型的参数具有明确的经济含义, $\beta_{0t} = r(t, \infty)$ 代表了长期利率部分 $\beta_{1t} = r(t, 0) - r(t, \infty)$ 代表了利率期限结构的斜率 β_{2t} 代表了利率期限结构的曲度(参考文献[20]).

对于 λ_t 采用Diebold和Li^[23]的做法,固定 λ_t 不随时间变化,并取 $\lambda_t = \bar{\lambda} = 0.51235$ (文献[21]). 对任意交易日 t , 根据上交所国债即期利率期限结构的数据可以拟合出参数值 $\hat{\beta}_{0t}, \hat{\beta}_{1t}, \hat{\beta}_{2t}$, 进而得到任意期限 τ 的即期利率,这样就可以按照上文的步骤计算出任意公司债 i 在任意时刻 t 的利差 $\langle CS \rangle_t^i$. 这样计算出的公司债利差,完全匹配了公司债与国债的所有发行条件,避免了近似匹配导致的公司债利差计算的误差.

1.2 公司债利差的影响因素

结构化模型理论最先指明了影响利差的可能因素. Merton模型假定公司资产价值服从如下分布

$$\frac{dV_t}{V_t} = (r_t - \delta) dt + \sigma_V dW_t^Q \quad (2)$$

式中 V_t, σ_V, r_t 分别表示公司资产价值、公司价值波动率和无风险利率; δ 为公司的红利支付比率; W_t^Q 为风险中性测度下的标准维纳过程. 假定无风险利率 r 和违约边界 K 均恒定不变(后者即公司债务面值),公司债(零息票)的价值就为

$$B_t = K(e^{-r\tau} Nd_2) - \frac{1}{L_t} Nd_1 \quad (3)$$

其中 d_1, d_2 均为Black-Scholes^[24]期权定价公式中的对应算子,它们是杠杆比率 L_t 、公司价值波动率 σ_V 和剩余期限 τ 的函数, $N(\cdot)$ 为正态分布的累积概率. 根据Merton模型就可以计算出公司债

到期收益率与无风险利率的利差,这个利差可以表示为形如 $\langle CS \rangle_t = f(L_t, \sigma_V, r_t, \tau)$ 的函数.

根据结构化模型理论及国外文献的研究成果,找出公司债利差的潜在决定变量,以及这些因素与利差的正负相关的理论关系,具体如下:

1) 公司杠杆比率 Merton模型中,杠杆比率越高,公司发生违约的概率越大,即公司债利差越大. 当公司价值低于负债价值(杠杆比率大于1)时就发生违约,杠杆比例与利差正相关. Leland和Toft^[5]认为公司价值与杠杆比率呈倒U型关系,杠杆比率低于某一水平时,随着杠杆比率提高,公司资本价值增大. 因此,利差有可能与杠杆比率负相关. 所以,杠杆比率与利差关系正负的可能性都存在. 当出现公司债利差与杠杆比率正相关时,可能表明杠杆比率还相对较低,没有达到最优资本结构的杠杆比率,反之,则说明杠杆比率已经超过最优比率,杠杆比率的上升会导致公司价值下降,公司债利差增加;

2) 公司价值波动率 持有公司债券等于持有看跌期权的空头,期权价值与波动率正相关,公司资产价值波动率越高,期权价值越大,债权价值相应越小,公司债利差越高. 因此,公司价值波动率上升会导致公司债利差增大;

3) 国债即期利率 国债即期利率可以通过多种途径影响公司债利差. 首先,无风险利率本身是结构化模型中的输入变量之一. 当短期利率水平升高时,风险中性测度下的公司价值漂移率也增高,因此,违约概率会减小,利差相应减小. 其次,由于国债与公司债存在的税收待遇差别,利率变动会对公司债利差造成额外影响. 例如,国债利率水平上升会导致公司债与国债的税收差别减小. 因此,公司债的价格更接近国债价格,利差减小;

4) 国债即期利率斜率 利率期限结构理论中,决定国债期限结构最主要的两个因素是“水平”(level)因子和“斜率”(slope)因子,文献[25]和[26]认为利率期限结构的大部分变化可以用水平和斜率变化来表示. 因此,除了国债即期利率水平外,国债即期利率的斜率也包含无风险利率的一些信息. 当斜率上升时,投资者预期未来利率水平会上升,和3)中关于国债即期利率对利差影响的论述一样,利差会下降.

5) 流动性 公司债利差受到市场流动性的影响(Chen等^[14])。流动性越差,投资者要求的流动性补偿就越高,债券价格就越低,利差越大,反之,利差就越小。

6) 系统性风险 当宏观经济周期开始复苏或是逐渐进入繁荣时,投资者可能会预期公司未来发生违约的概率降低。即使违约,债权人预期所能回收的本金比例即回收率(recovery rate)也比较高,公司债利差就比较低,反之,利差就增大。

对于上述6个因素,结构化模型提供了公司债利差与输入变量之间的非线性关系,但文献[27]通过模拟经济环境,发现利差与输入变量之间的线性关系就足以显著解释绝大部分的利差及其变动,这一结果促使研究者可以采用线性方法来检验公司债利差,本文将在第3节对中国市场的公司债利差进行实证检验。

2 数据

2.1 样本选取

本文的国债即期利率期限结构数据来源于wind数据库,公司债的数据来源于国泰君安数据库,样本区间从2007年9月至2011年3月。中国公司债市场于2007年9月正式发行第1支公司债“07长电债”,截至2011年3月底共发行了99只公司债。本文研究的对象只限于固定利率的公司债。首先,剔除发行主体不在A股上市的公司债,其次,类似于Collin-Dufresne等^[1]的做法,剔除交易月份少于20个月的公司债。由于大部分公司债都集中在2010年发行,所以最终的样本仅包括21只公司债681个交易月份,样本的基本统计特征见表1。

表1 公司债样本特征

Table 1 Sample characteristics of corporate bonds

代码	发行金额 / 亿元	期限	票面 利率	付息 次数	特殊 条款	信用 评级	行业	起息 日期
112001.SZ	20	7	5.5	1	回售	AAA	公用事业	2008-03-10
112002.SZ	11	8	6.5	1	回售	AA	工业	2008-04-21
112003.SZ	6	5	7.1	1		AA+	工业	2008-08-12
112004.SZ	12	10	6.06	1		AAA	金融	2008-08-25
112005.SZ	30	5	5.5	1		AAA	金融	2008-09-05
112006.SZ	29	5	7	1	回售	AAA	金融	2008-09-05
122000.SH	40	10	5.35	1	回售	AAA	公用事业	2007-09-24
122001.SH	12	10	5.77	1		AAA	能源	2007-11-09
122002.SH	10	5	5.67	1		AAA	公用事业	2007-12-25
122003.SH	17	7	5.75	1		AAA	公用事业	2007-12-25
122004.SH	33	10	5.79	1		AAA	公用事业	2007-12-25
122006.SH	12	8	5.5	1		AAA	金融	2008-03-10
122007.SH	20	10	6.55	1	回售	AA	材料	2008-03-25
122008.SH	40	10	5.2	1		AAA	公用事业	2008-05-08
122009.SH	14	8	9	1	回售	AA-	金融	2008-07-02
122010.SH	11	3	5.4	2		AAA	工业	2008-07-28
122011.SH	10	5	8.2	1		AA	材料	2008-07-24
122012.SH	11	3	5.4	1		AAA	金融	2008-07-11
122013.SH	11	3	5.4	1	回售	AA	金融	2008-07-18
122014.SH	5	5	5.9	1		AAA	可选消费	2009-07-17
122015.SH	35	10	4.78	1		AAA	公用事业	2009-07-30

2.2 代理变量计算

第1节已经理论分析了各种潜在因素对利差的影响,这里给出潜在风险因素的代理变量。

1) 杠杆比率 $\langle lev \rangle_t^i$ 从国泰君安数据库中提取出21只公司债,从2007年9月到2010年3月的季度资产负债率,即杠杆比率,然后用季度数据进行线性插值,得到月度的杠杆比率。

2) 公司价值波动率 σ_t^i 在实际中无法观测公司资产价值波动率,根据结构化模型,公司资产价值波动率 σ_V 和股票波动率 σ_E 存在换算关系,即 $\sigma_V = \sigma_E(1 - \langle lev \rangle) / (d_1 N)$ (参考 Jones 等^[8])。因此,公司价值波动率可以通过股票波动率计算。在已有的文献中, Schaefer 和 Strebulaev^[28] 曾采用 $\sigma_V = \sigma_E(1 - \langle lev \rangle)$ 作为公司价值波动率的下限代理变量,显然成立 $\sigma_V < \sigma_E$ 。所以,公司股票波动率可作为公司价值波动率的上限代理变量, Campbell 和 Taksler^[10] 等采用了类似的波动率转换,用 σ_E 作为公司价值波动率 σ_V 的近似代理变量,本文的做法与文献[10]的一样。

股票波动率可以由股票收益率计算或者通过股票期权计算其隐含波动率,后者在中国市场上无法实现,因此,采用前者来计算。当然这种做法存在一定的风险与不足,由于中国市场上股票交易存在市场短期冲击干扰,即使在公司价值未发生根本变化的情况下,股票收益波动率也可能发生大的变化,但目前这个代理变量仍是首要选择。

3) 利率水平 r_t^{10} 和利率斜率 $\langle slope \rangle_t$ 参照 Collin-Dufresne 等^[1] 的做法,采用10年期国债即期利率作为利率水平的代理变量,而收益曲线斜率则通过上交所国债10年期即期利率和1年期即期利率的差值代替。

4) 换手率 $\langle tyr \rangle_t^i$ 和零交易天数比率 $\langle day \rangle_t^i$ Goyenko 等^[29] 对各种流动性指标进行了详细的比较和评价,他们的研究表明,对低频交易数据而言,换手率和零交易天数比率(zero ratio)是较好的流动性指标代理变量。本文采用的是月度数据,公司债交易频率也不是太高。因此,采用换手率和零交易天数比率作为流动性代理变量指标。换手率 $\langle tyr \rangle_t^i$ 定义为债券 i 在 t 月的成交额与该公司债发行规模的比值。公司债月度零交易天数比率 = (有交易天数 - 无交易天数) /

市场总交易天数,取值在 -1 和 +1 之间。如果市场的交易数据真实反映了债券的供求关系,则换手率和零交易天数比例越大,流动性越好。

5) 市场指数 $\langle index \rangle_t$ 用上证综合指数收益率作为系统性风险和经济周期的代理变量, $\langle index \rangle_t$ 表示 t 月上证综合指数年化的收益率。一方面股票指数是系统性风险的度量,另一方面股票指数是宏观经济的晴雨表,反映了投资者对宏观经济周期的预期。

结合第1节的理论分析,表2总结了利差与各个风险因子代理变量之间的预期关系。

表2 利差与风险因子代理变量预期关系

Table 2 Expected relationship between credit spread and risk factors

变量	名称	预期符号
$\langle lev \rangle_t^i$	杠杆比率	?
$\langle vol \rangle_t^i$	股票收益波动率	+
r_t	利率水平	-
$\langle slope \rangle_t$	利率斜率	-
$\langle tyr \rangle_t^i$	换手率	-
$\langle day \rangle_t^i$	零交易天数比率	-
$\langle index \rangle_t$	上证综合指数收益率	-

3 公司债利差实证

3.1 公司债利差的税收溢价

如前所述,国外研究已发现,税收是公司债利差中不可忽视的基础组成部分。目前,中国公司债和企业债等均按20%缴纳利息税,而国债无需缴纳。因此,利差中应该体现税收溢价。到期收益率可分为税前收益率 Y_t^i 和税后收益率 \hat{Y}_t^i 。 t 时刻,到期日为 T 、票面利率为 $c\%$ 、价格为 P_t^T 的公司债的税后收益率计算公式为

$$P_t^T = \sum_{k=1}^{\tau} \frac{c(1 - \langle tax \rangle)}{(1 + \hat{Y}_t^i)^k} + \frac{100}{(1 + \hat{Y}_t^i)^{\tau}} \quad (4)$$

税前收益率就是税率 $\langle tax \rangle = 0$ 时的收益率,税后收益率通过税率 $\langle tax \rangle = 20\%$ 计算得到。税前利差、税后利差分别记为 $\langle CS \rangle_t^i$ 、 $\langle cs \rangle_t^i$ 。分别计算样本期内中国公司债的税前和税后利差,对每一个交易日 t ,计算该天全部有交易的公司债的信用利差,然后用简单平均法计算出公司债的平均信用利差,其时间序列特征见图1。

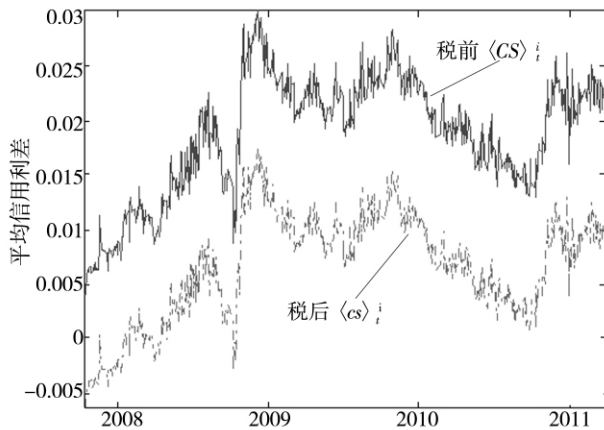


图 1 中国公司债利差时间序列特征

Fig. 1 The time series characteristics of yield spreads

由图 1 可以发现以下两点：第 1 税前利差一直为正，但税后利差却可能为负，可以看到 2008 年 1 季度以前公司债的平均利差为负，可能的原因是公司债市场刚刚起步，短期需求较大而供给有限，导致价格比同类型国债税后价格更高，税后利差为负。这从侧面说明了中国公司债利差不仅仅体现为信用因素，因为信用溢价不可能为负。另一个税后利差为负的时间段为 2008 年 10 月，此时，全球金融危机爆发，股票市场暴跌，公司债的价格升高，出现负的税后利差；第 2，信用利差具有明显的周期性特征，这说明了利差的一部分是由违约风险引起的，由于经济增长的周期性波动导致投资者预期公司债违约率周期性变化，从而导致信用利差具有明显的周期性特征。本文在接下来将实证研究分析利差的影响因素。

3.2 时间序列回归分析 (time series)

时间序列回归方法广泛用于公司债利差研究

(Collin-Dufresne 等^[1], Duffee^[9], Elton 等^[12])，由于杠杆比率、零交易天数比率等代理变量只有月度数据，因此，对每一个公司债用月度数据做时间序列回归。

本文用税前利差 $\langle CS \rangle_t^i$ 和 $\langle cs \rangle_t^i$ 税后利差作为被解释变量。由于样本期内利息税率不变，因此，两种利差时间序列上比较一致，仅有较小差别。此外，利差变化是指在两个连续时间点之差，即 $\Delta \langle CS \rangle_t^i = \langle CS \rangle_t^i - \langle CS \rangle_{t-1}^i$ ，把利差变化作为另外两组解释变量，因此，共有 4 组被解释变量，分别是税前、税后利差及利差的变化，回归方程如下

$$\begin{aligned} \langle CS \rangle_t^i = & \beta_0^i + \beta_1^i \langle lev \rangle_t^i + \beta_2^i \langle vol \rangle_t^i + \\ & \beta_3^i \langle tur \rangle_t^i + \beta_4^i \langle day \rangle_t^i + \\ & \beta_5^i \langle index \rangle_t^i + \beta_6^i r_t^{10} + \\ & \beta_7^i \langle slope \rangle_t^i + \varepsilon_t^i \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \langle CS \rangle_t^i = & \beta_0^i + \beta_1^i \Delta \langle lev \rangle_t^i + \beta_2^i \Delta \langle vol \rangle_t^i + \\ & \beta_3^i \Delta \langle tur \rangle_t^i + \beta_4^i \Delta \langle day \rangle_t^i + \\ & \beta_5^i \Delta \langle index \rangle_t^i + \beta_6^i \Delta r_t^{10} + \\ & \beta_7^i \Delta \langle slope \rangle_t^i + \varepsilon_t^i \end{aligned} \quad (6)$$

用方程 (5)、(6) 对每一只公司债回归，得到 $\hat{\beta}_k^i$ (i 对应公司债券 k 对应自变量)，然后根据 Collin-Dufresne 等^[1] 的方法计算出方程回归系数的截面平均值 $\hat{\beta}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_k^i$ 及其显著性检验的 t 值统计量，结果列于表 3。

表 3 利差对风险因子的时间序列回归

Table 3 The averaged coefficients of time series regression

变量类型 系数平均	信用风险变量		流动性变量		宏观变量	期限结构变量		\bar{R}^2
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	$\hat{\beta}_6$	$\hat{\beta}_7$	
$\langle CS \rangle_t^i$	-0.069 9 (-12.3)	0.008 5 (5.73)	0.005 4 (1.84)	-0.000 2 (-1.84)	-0.000 4 (-1.02)	-0.179 9 (-5.60)	-0.276 6 (-12.2)	0.56
$\Delta \langle CS \rangle_t^i$	-0.048 6 (-8.31)	-0.004 9 (-3.73)	-0.018 6 (-5.53)	-0.000 7 (-8.37)	-0.000 2 (-0.848)	-0.542 0 (-20.6)	0.057 7 (1.94)	0.33
$\langle cs \rangle_t^i$	-0.068 2 (-12.3)	0.008 5 (5.83)	0.005 1 (1.78)	-0.000 2 (-1.86)	-0.000 4 (-0.91)	-0.205 6 (-6.63)	-0.263 3 (-12.0)	0.57
$\Delta \langle cs \rangle_t^i$	-0.046 7 (-8.31)	-0.004 7 (-3.70)	-0.018 0 (-5.54)	-0.000 7 (-8.36)	-0.000 2 (-0.850)	-0.557 4 (-21.8)	0.068 9 (2.38)	0.34

注：本表格所指的显著性水平是 1%，如无特别说明下文同。

从表 3 可以得到以下结论.

第 1 股票收益波动率与利差显著正相关, 公司股票价格波动增大意味着公司违约风险增大、利差上升. 公司杠杆比率与利差显著性负相关, 这与 Merton 模型预期不一致, 可能的原因是本文样本数据中, 发行公司债的主体多数是大型国有上市公司, 融资能力和偿还债务能力都较强, 由于杠杆比率过高而发生违约的可能性较低, 所以, 投资者可能把杠杆比率理解为资本利用效率的指标, 在风险可控的情况下, 适度提高杠杆比率可以增加公司价值^[5], 利差可能会减小, 这与 Collin-Dufresne 等^[1]得到的结果相似.

第 2 流动性变量换手率和零交易天数比例与信用利差都不显著, 换手率和零交易天数比例与利差关系不显著, 可能是选取的代理变量并不能很好的反映公司债的流动性水平. 例如, 质押式回购会增大换手率和零交易天数比率, 而这样的交易跟市场流动性无关. 换手率的变化、交易天数比例的变化都与公司债利差的变化显著负相关, 与预期一致.

第 3 国债即期利率水平、斜率与利差显著负相关, 与预期一致. 利率水平每上升 10 个 BP, 利差下降 1.8 个 BP, 利率斜率每上升 10 个 BP, 利差下降 2.8 个 BP, 这与 Longstaff 和 Schwarz^[4]、Duffee^[9]的结论类似. 公司债的利差变化与利率水平的变化显著负相关, 与文献[1]结论一致, 利率斜率变化对利差变化的影响在 1% 显著性水平下不显著, 但检验统计量 $t = 1.94$, 在 10% 显著性水平下不能拒绝原假设.

第 4 上证综合指数收益率对利差和利差变化都没有显著影响, 这可能是由于宏观经济的信息很大部分已经反映在利率期限结构的信息中.

此外, 利差变动的拟合优度不超过 35%, 这与文献[1]和[9]的结论类似, 各种潜在因素对于利差变动的解释力仍然较弱.

从表 3 中发现, 期限结构变量与利差和利差变动都显著负相关. 不排除月度数据由于样本量较少对结论的干扰, 因此, 采用日数据进一步印证利率期限结构信息与公司债之间的关系是否稳健. 在本文的样本内, 每只公司债平均有交易的天数约为 430 天, 回归方程如下

$$\langle CS \rangle_t^i = \beta_0^i + \beta_1^i r_t + \beta_2^i \langle slope \rangle_t^i \quad (7)$$

$$\Delta \langle CS \rangle_t^i = \beta_0^i + \beta_1^i \Delta r_t + \beta_2^i \Delta \langle slope \rangle_t^i \quad (8)$$

同样, 对每只公司债券在时间序列上进行回归, 结果列于表 4.

表 4 利差对风险因子的时间序列回归

Table 4 The time series regression on level and slope

系数平均	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2
$\langle CS \rangle_t^i$	-0.178 5 (-4.35)	-0.174 0 (-5.64)	0.391
$\Delta \langle CS \rangle_t^i$	-0.657 7 (-51.3)	0.158 7 (15.2)	0.090
$\langle cs \rangle_t^i$	-0.203 4 (-5.41)	-0.165 5 (-5.51)	0.404
$\Delta \langle cs \rangle_t^i$	-0.667 5 (-53.0)	0.162 5 (15.7)	0.096

表 4 印证了期限结构水平、斜率与利差之间具有十分稳健的负相关关系, 得到的结果与表 3 基本相同. 值得注意的是, 稳健性检验中利率斜率的变化对信用利差的变化在表 4 中显著正相关. 对此的解释是, 在长期利率基本保持不变情况下, 收益曲线斜率上升表明短期利率相对下降, 均衡利率下降意味着宏观经济趋向相对衰退, 公司债利差趋于增大. 同时还发现, 采用期限结构信息对公司债利差的平均解释力达 40%.

3.3 截面回归分析

截面回归方法广泛用于公司债券市场研究 (Campbell 和 Taksler^[10]), 本文也采用截面回归分析方法, 在每个时间月份 t 上对所有公司债的利差进行回归, 研究中国公司债利差的截面变化的影响因素. 采用如下回归方程

$$\langle CS \rangle_t^i = \beta_{0t} + \beta_{1t} \langle lev \rangle_t^i + \beta_{2t} \langle vol \rangle_t^i + \beta_{3t} \langle mat \rangle_t^i + \beta_{4t} \langle opt \rangle_t^i + \beta_{5t} \langle cre \rangle_t^i + \beta_{6t} \ln \langle iss \rangle_t^i + \varepsilon_t^i \quad (9)$$

其中, $\langle lev \rangle_t^i$ 和 $\langle vol \rangle_t^i$ 的定义与前相同. 后面 4 个变量体现了公司债的个体特征, 它们的定义为:

① $\langle mat \rangle_t^i$ 为公司债 i 在 t 时刻的剩余期限, 是结构化模型的输入变量之一;

② $\langle opt \rangle_t^i$ 为公司债 i 是否有回售权的虚拟变量, 有回售权定义为 1, 否则为 0;

③ $\langle cre \rangle_t^i$ 为公司债 i 信用评级代理变量, 中国公司债目前有“AA-”“AA”“AA+”“AAA”4 个信用评级, 都属于高信用等级投资级债券. 本文定义代理变量中最低信用级别为 1, 中间两个依次

为 2、3，最高为 4。

④ $\ln \langle iss \rangle^i$ 为公司债 i 发行规模的对数，发行规模从 6 亿元到 43 亿元不等。

本文采用 Fama-MacBeth^[30] 的截面回归方法，并对 Fama-MacBeth 标准差进行自相关性调

整。由于 2007 年 10 月才发行第 1 支公司债，为避免开始时截面样本公司过少，以 2008 年 8 月作为第 1 个月份开始截面回归，这样，截面分析中第 1 个月份公司数目为 15 个，随后增加至 21 个，时间共 32 个月，结果列于表 5。

表 5 利差对风险因子的横截面回归平均系数

Table 5 The averaged coefficients of cross sectional regression

解释变量 平均系数	信用风险变量		$\langle mat \rangle_t^i$	$\langle opt \rangle^i$	$\langle cre \rangle^i$	$\ln \langle iss \rangle^i$	\bar{R}^2
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	$\hat{\beta}_6$	
$\langle CS \rangle_t^i$	0.035 (3.85)	0.013 (0.131)	-0.015 (-3.18)	0.007 (3.23)	-0.034 (-5.28)	-0.002 (-0.695)	0.74
$\langle cs \rangle_t^i$	0.025 (3.07)	0.007 (0.083)	-0.009 (-2.23)	0.007 (3.51)	-0.025 (-5.03)	-0.003 (-1.20)	0.68

注：本表格中的系数表示的是自变量每变化 1 个 BP，公司债利差变化多少个 basis；同时对剩余期限和发行规模取对数。

表 5 中有几点结果比较引人注目。

第 1，在横截面回归分析中，发现杠杆比率的回归系数显著为正，与时间序列回归分析中符号相反。这可能是因为在时间序列回归分析中，Leland 和 Toft^[5] 认为公司价值与杠杆比率呈倒 U 型关系，杠杆比率在低于某一水平时，随着杠杆比率提高，公司资本利用效率上升，价值增大，利差反而减小；而在截面回归分析中，同一时刻 t ，对不同的公司而言，投资者对高杠杆比率的公司要求更高的回报，利差就越大。

第 2，信用评级与信用利差显著负相关，表明信用评级越高，利差越小，与市场直觉一致。这说明了信用评级中包含了部分公司债违约风险概率的信息，具有一定的投资指导意义。

第 3，债券剩余期限与利差显著负相关，这和 Leland 和 Toft^[5] 的理论模型相一致，利差的期限结构向右下倾斜。Helwege 和 Turner^[31] 认为造成利差期限结构斜向下的原因可能是高信用级别的公司（利差因此也就越低）倾向于发行更长的债券，这也可能是公司债利差与剩余期限负相关的原因。

此外，公司债的发行规模对利差没有明显的影响。

4 结束语

本文通过 NS 方法计算中国公司债利差，研究发现税后利差在公司债市场初始阶段和金融危

机时期为负。采用时间序列回归分析发现：利率水平和利率期限结构斜率与公司债利差显著负相关，利率水平每上升 10 个 BP，利差下降近 1.8 个 BP，利率期限结构斜率每上升 10 个 BP，利差下降约 2.8 个 BP；杠杆比率与利差显著负相关，可能的解释是在时间序列上投资者把杠杆比率理解为资金利用效率的指标，因此，与利差负相关；股票收益波动率的上升会导致利差显著增大，与结构化模型预期一致；利率水平、换手率和交易天数比率上升都会导致利差下降。采用横截面回归分析发现，控制杠杆比率和股票收益波动率后，信用评级越高，公司债利差就越小，表明信用评级具有一定的投资参考意义，同时，公司债的剩余期限越长，利差就越小，这说明公司债利差的期限结构是向下倾斜的，这与 Leland 和 Toft^[5] 的理论模型相一致。

本文的实证研究值得进一步拓展，主要有以下两点：第 1，样本容量比较有限，由于中国公司债市场在 2007 年后才逐步发展，实证中所验证的数据样本无论在时间序列还是截面上都比较有限。因此，还有待于今后市场进一步拓宽发展之后，继续验证；第 2，所选的代理变量有一定的局限性，不排除少数代理变量的自身缺陷，例如流动性指标，可能由于中国公司债二级市场的特殊性，换手率和交易天数比率并不能较好地反映公司债的实际流动性水平，因此有待于后续研究采取更加科学合理的代理变量来进一步考证。

参考文献:

- [1] Collin-Dufresne P, Goldstein R S, Martin J S. The determinants of credit spread changes [J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56(6): 2177–2207.
- [2] Merton R C. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates [J]. *The Journal of Finance*, 1974, 29(2): 449–470.
- [3] Black F, Cox J C. Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions [J]. *The Journal of Finance*, 1976, 31(2): 351–367.
- [4] Longstaff F A, Schwartz E S. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt [J]. *The Journal of Finance*, 1995, 50(3): 789–819.
- [5] Leland H E, Toft K B. Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads [J]. *The Journal of Finance*, 1996, 51(3): 987–1019.
- [6] Duffie D, Lando D. Term structures of credit spreads with incomplete accounting information [J]. *Econometrica*, 2001, 69(3): 633–664.
- [7] Delianedis G, Geske R. The Components of Corporate Credit Spreads: Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity, and Market Factors [R]. SSRN, 2001.
- [8] Jones E P, Mason S P, Rosenfeld E. Contingent claims analysis of corporate capital structures: An empirical investigation [J]. *The Journal of Finance*, 1984, 39(3): 611–625.
- [9] Duffee G R. The relation between treasury yields and corporate bond yield spreads [J]. *The Journal of Finance*, 1998, 53(6): 2225–2241.
- [10] Campbell J, Taksler G. Equity volatility and corporate bond yields [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(6): 2321–2350.
- [11] Huang Jingzhi, Huang Ming. How Much of Corporate-Treasury Yield Spread Is Due to Credit Risk? [R]. SSRN, 2003.
- [12] Elton E J, Gruber M J, Agrawal D, et al. Explaining the rate spread on corporate bonds [J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56(1): 247–277.
- [13] Driessen J. Is default event risk priced in corporate bonds? [J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 18(1): 165–195.
- [14] Chen L, Lesmond D A, Wei J. Corporate yield spreads and bond liquidity [J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(1): 119–149.
- [15] 林海, 郑振龙. 利率期限结构研究述评 [J]. *管理科学学报*, 2007, 10(1): 79–94.
Lin Hai, Zheng Zhenlong. Term structure of interest rate: Selected literature review [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2007, 10(1): 79–94. (in Chinese)
- [16] 范龙振, 张国庆. 两因子 CIR 模型对上交所利率期限结构的实证研究 [J]. *系统工程学报*, 2005, 20(5): 447–453.
Fan Longzhen, Zhang Guoqing. Modeling term structure of yields in the SSE with two factor CIR model [J]. *Journal of Systems Engineering*, 2005, 20(5): 447–453. (in Chinese)
- [17] 胡海鹏, 方兆本. 中国利率期限结构平滑样条拟合改进研究 [J]. *管理科学学报*, 2009, 12(1): 101–111.
Hu Haipeng, Fang Zhaoben. Research on improving smoothing spline method to fit China's term structure of interest rates [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2009, 12(1): 101–111. (in Chinese)
- [18] 范龙振, 张 处. 中国债券市场债券风险溢酬的宏观因素影响分析 [J]. *管理科学学报*, 2009, 12(6): 116–124.
Fan Longzhen, Zhang Chu. Explanation of macroeconomic variables on bond risk premia in China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2009, 12(6): 116–124. (in Chinese)
- [19] 冯宗宪, 郭建伟, 孙 克. 企业债的信用价差及其动态过程研究 [J]. *金融研究*, 2009, (3): 54–71.
Feng Zongxian, Guo Jianwei, Sun Ke. Dynamic process of credit spreads of corporate bonds [J]. *Journal of Finance Research*, 2009, (3): 54–71. (in Chinese)
- [20] 朱世武, 陈健恒. 交易所国债利率期限结构实证研究 [J]. *金融研究*, 2003, (10): 63–73.
Zhu Shiwu, Chen Jianheng. Term structure of interest rates in exchange market [J]. *Research*, 2003, (10): 63–73. (in

Chinese)

- [21] 余文龙, 王安兴. 基于动态 Nelson-Siegel 模型的国债管理策略分析[J]. 经济学季刊, 2010, 9(3): 1403 - 1426.
Yu Wenlong, Wang Anxing. An analysis of treasury bond management strategies based on the dynamic Nelson Siegel approach[J]. China Economic Quarterly, 2010, 9(3): 1403 - 1426. (in Chinese)
- [22] Nelson C R, Siegel A F. Parsimonious modeling of yield curves[J]. The Journal of Business, 1987, 60(4): 473 - 489.
- [23] Diebold F X, Li C. Forecasting the term structure of government bond yields[J]. Journal of Econometrics, 2006, 130(2): 337 - 364.
- [24] Black F, Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities[J]. The Journal of Political Economy, 1973, 81(3): 637 - 654.
- [25] Litterman R B, Scheinkman J. Common factors affecting bond returns[J]. The Journal of Fixed Income, 1991, 1(1): 54 - 61.
- [26] Chen R R, Scott L. Maximum likelihood estimation for a multifactor equilibrium model of the term structure of interest rates[J]. The Journal of Fixed Income, 1993, 3(3): 14 - 31.
- [27] Collin-Dufresne P, Goldstein R S. Do credit spreads reflect stationary leverage ratios? [J]. The Journal of Finance, 2001, 56(5): 1929 - 1957.
- [28] Schaefer S M, Strebulaev I A. Structural models of credit risk are useful: Evidence from hedge ratios on corporate bonds[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 90(1): 1 - 19.
- [29] Goyenko R Y, Holden C W, Trzcinka C A. Do liquidity measures measure liquidity? [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92(2): 153 - 181.
- [30] Fama E F, Macbeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. The Journal of Political Economy, 1973, 81(3): 607 - 636.
- [31] Helwege J, Turner C M. The slope of the credit yield curve for speculative grade issuers[J]. The Journal of Finance, 1999, 54(5): 1869 - 1884.

Empirical research on China's corporate bond yield spread

WANG An-xing^{1 3}, XIE Wen-zeng², YU Wen-long¹

1. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China;

3. Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology, Shanghai 200433, China

Abstract: The paper investigates the yield spread between Chinese corporate bond and government bond. It is found that after-tax yield spread is negative during the subprime crisis and at the beginning of the China's corporate bond markets. The yield spread is negatively correlated with the level of interest rates, the slope of term structure and corporate leverage, while positively correlated with equity volatility. The change of yield spread is negatively correlated with the change of the level of interest rate, turnover ratio, and zero-trading date ratio. Yield spread tends to be small when credit rating is high and bond maturity is long.

Key words: credit spreads; leverage; volatility; NS model