

# 基于SV模型的我国债券信用价差动态过程研究<sup>①</sup>

刘善存<sup>1</sup>, 牛伟宁<sup>1,2</sup>, 周荣喜<sup>3,4</sup>

(1. 北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191; 2. 瑞士圣加仑大学政治经济学院, 圣加仑 9000;  
3. 北京化工大学经济管理学院, 北京 100029; 4. 澳大利亚新南威尔士大学金融系, 悉尼 2052)

**摘要:** 针对我国债券市场, 选取2005年6月至2010年6月的AAA级企业债和国债月度交易数据分别构建基于SV模型的利率期限结构, 然后利用遗传算法求解来拟合较为精确的企业债和国债的即期利率曲线, 据此计算信用价差. 在对我国企业债按不同的期限进行时间序列分析后, 发现各信用价差序列均是一阶单整序列, 呈现自回归和移动平均的特征, 信用价差ARMA模型的拟合优度相比多元线性回归模型有提高; 信用价差VAR模型能很好的拟合多个期限企业债信用价差序列之间的动态相关关系; 脉冲响应分析表明, 各期限信用价差序列对其他期限信用价差序列的冲击在前10期会造成较为剧烈的波动, 但幅度较低, 且冲击不具有较长的持续效应. 实证结果在一定程度上为投资者和监管者提供了决策依据.

**关键词:** SV模型; 信用价差; ARMA模型; VAR模型; 脉冲响应

**中图分类号:** F224.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2014)03-0037-12

## 0 引言

信用价差(credit spread, CS)是指为了补偿信用风险, 投资者要求风险债券提供的高于到期日相同的无风险债券收益的额外收益, 它可用于信用级别不同的各种债券及其信用衍生产品的定价或套期保值. 现代金融理论对信用价差的研究主要集中于债券的估值、信用价差的期限结构和信用价差的影响因素等几个方面.

债券的估值划分为结构化方法(structural approach)和简约式方法(reduced-form approach)两大类. Merton<sup>[1]</sup>采用Black等<sup>[2]</sup>提出的期权定价原理首次为违约风险债券的估值建立了结构化模型, 后续学者的推广使得模型可以处理不同种类、不同期限、不同优先等级以及带有特殊条款的债券; Jarrow和Turnbull<sup>[3]</sup>提出了不以公司价值来衡量违约、不用估计与公司价值有关参数的简约模型; Madan等<sup>[4]</sup>基于简约模型运用结构化方法加

以调整, 提出了混合模型. 近年来很多学者开始用仿射模型研究信用价差, 如Jacobs和Li<sup>[5]</sup>利用两因子仿射模型研究了公司债券的信用价差问题, 第一个因子被解释为价差的水平, 第二个因子被解释为价差的波动; 根据大量的经济和金融数据, Wu和Zhang<sup>[6]</sup>确定三个基本风险维度—通货膨胀率、实体产出增长率和金融市场波动率, 通过一个无套利仿射模型将三个风险维度动态变化和 market 定价与美国国债期限结构和公司信用价差联系起来. 关于信用价差曲线形态的绝大部分理论和实证研究都得到相似的结论, 即高信用级别企业债的信用价差曲线是向上倾斜的, 中等信用级别企业债的信用价差期限结构是驼峰状凸起的, 低信用级别企业债的信用价差期限结构是向下倾斜的<sup>[7]</sup>.

关于信用价差影响因素的实证研究, Dufresene等<sup>[8]</sup>总结了信用价差变化的理论因素, 建立信用价差的多元线性回归模型后发现, 信用价差

<sup>①</sup> 收稿日期: 2013-09-16; 修订日期: 2013-12-01.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71171012; 71071010; 71371023).

通讯作者: 周荣喜(1972—), 男, 江西崇仁人, 博士, 教授. Email: zhourx@buct.edu.cn

的改变主要是由那些独立于信用风险因子和流动性指标的特定供求差异引起的; Huang 等<sup>[9]</sup>研究发现 Russell 2000 指数的历史收益率及其波动率、利率的历史波动率、收益曲线的斜率等因子能解释 5 种债券指数中超过 40% 信用价差的变动; Tang 等<sup>[10]</sup>研究表明信用价差随国内生产总值、投资者的情绪、公司现金流的增长率和现金流的波动性的变化而变化. 国内研究方面, 谭地军等<sup>[11]</sup>实证检验了债券特征与债券风险及风险补偿的关系; 程文卫<sup>[12]</sup>的分析表明, 通货膨胀变化会对债券的收益率曲线产生明显影响, 且与固定收益证券到期收益率和信用利差变化存在显著的协整关系; 冯宗宪等<sup>[13]</sup>为企业债信用价差序列建立了动态时间序列模型, 发现各个期限的企业债信用价差序列表现出不同的时间序列特征和不同的异方差结构; 李杰群等<sup>[14]</sup>的实证研究表明, 债券信用溢价与股指收益率、居民消费价格指数、债券指数收益率、利率期限结构、货币供应增长率之间存在相关关系; 王安兴等<sup>[15]</sup>研究发现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, 横截面回归分析表明, 信用评级越高、剩余期限越长, 利差越小.

从目前的研究成果来看, 关于信用价差时间序列的研究相对较少, 且相关的实证研究文献在计算信用价差时主要采用线性插值法, 学者们或者采用相同期限的国债和企业债债券指数收益率之差作为信用价差, 或者先计算国债收益率, 再利用国债收益率模型, 将同一时间的企业债券的剩余年限代入等式, 求出两个市场中企业债券的无风险收益率数据, 最后分别用两个市场的企业债券收益率减去企业债券无风险收益率, 得到企业债券与国债的收益率差. 这些方法均易导致样本误差过大, 使得研究结果很难令人信服. 信用价差计算的核心在于确定风险债券和无风险债券的收益率, 而对无风险债券即期利率的研究主要采用即期利率期限结构模型, 参数模型是其中重要的一类. Nelson 等<sup>[16]</sup>提出 NS 参数模型; Svensson<sup>[17]</sup>提出了 SV 模型; Michalis<sup>[18]</sup>比较了 NS、SV、三次样条、三种指数样条和 VRP 方法等 7 种模型, 发现 NS、SV 和 VRP 方法要好于其他模型; 根据 Wu 和 Zhang<sup>[6]</sup>对信用价差宏观决定因素的无

套利分析中采用 NS 模型拟合企业债即期利率曲线, 以及 Yu 等<sup>[19]</sup>采用动态 NS 模型预测国债和企业债收益率的研究结果来看, 一定程度上 NS 模型在拟合企业债的收益率曲线方面有比较优势, 但是朱世武等<sup>[20]</sup>研究认为 SV 模型更加符合中国债券市场的实际情况; 另外, 胡海鹏和方兆本<sup>[21]</sup>提出利用可变粗糙度惩罚项三次平滑样条改进模型来拟合中国的利率期限结构.

本文首先选取上交所债券市场企业债和国债多个交易日的数据对 SV 利率期限结构模型利用具有实用、高效、鲁棒性强等优点的遗传算法求解, 得到两种债券相对精确的即期利率曲线, 据此计算出信用价差; 然后建立信用价差序列 ARMA 模型和 VAR 模型来刻画信用价差的动态过程, 进而帮助投资者和监管者做出合理的决策.

## 1 模型简介

本文首先利用 SV 利率期限结构模型拟合企业债和国债的即期利率曲线, 再选取多个期限的国债即期利率和企业债即期利率, 进而得到信用价差.

### 1.1 SV 利率期限结构模型

在 SV 模型中, 假设远期利率为  $f$ , 则它关于剩余期限  $t$  的函数为

$$f(t) = \beta_0 + \beta_1 e^{-t/\tau_1} + \beta_2 \left(\frac{t}{\tau_1}\right) e^{-t/\tau_1} + \beta_3 \left(\frac{t}{\tau_2}\right) e^{-t/\tau_2} \quad (1)$$

根据即期利率与远期利率关系, 在连续复利的情况下

$$r(t) = \frac{1}{t} \int_0^t f(u) du$$

将式(1)代入可得

$$r(t) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-t/\tau_1}}{t/\tau_1}\right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-t/\tau_1}}{t/\tau_1} - e^{-t/\tau_1}\right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-t/\tau_2}}{t/\tau_2} - e^{-t/\tau_2}\right) \quad (2)$$

式中  $\beta_0$  表明远期利率曲线的渐近线水平,  $\beta_0 + \beta_1$  为远期利率曲线起始点,  $\beta_2$  和  $\beta_3$  决定了即期利率曲线两个峰的大小和方向,  $\tau_1$  和  $\tau_2$  决定了即期利率曲线峰的具体位置. 对式(1)取极限可得,  $f(0) = r(0) = \beta_0 + \beta_1$ ,  $f(\infty) = r(\infty) = \beta_0$ , 那么

折现因子  $D(t)$  可以表示为  $D(t) = e^{-r(t)t}$ .

进而可得债券价格的理论值为

$$\hat{P}_t^j = \sum_{i=1}^{T_j} C_j(t) D_j(t), j = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

式(3)中  $T_j$  表示第  $j$  支债券的剩余到期期限,  $C_j(t)$  表示第  $j$  支债券在  $t$  时刻的现金流,  $\hat{P}_t^j$  表示第  $j$  支债券价格的理论值. 在实证分析过程中, 若令  $P_j$  表示第  $j$  支债券的实际价格, 当满足所有样本国债的实际价格与理论价格偏差绝对值之和最小这一目标函数时

$$\min \sum_{j=1}^n |\hat{P}_j - P_j|, j = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

可以得到折现函数  $D(t)$  的系数向量的最优估计值, 进而可以拟合出债券的即期利率曲线.

### 1.2 ARMA 模型

在利用 SV 模型拟合债券即期利率曲线并得到不同期限的信用价差序列后, 利用 ADF 法对各序列进行单位根检验, 以判断其是否为平稳序列, 进而可以通过差分运算将非平稳序列转化为单整序列. 然后建立各期限信用价差序列的 ARMA 模型来研究其动态过程, 并对模型的残差进行检验以保证模型的有效性.

如果时间序列是其当期和前期的随机误差项以及前期值的线性函数, 即可表示为,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} + u_t, \\ u_t = c + \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2} + \dots + \phi_p u_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

式中  $c$  为常数,  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  是自回归模型的系数,  $p$  为自回归模型的阶数,  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  是  $q$  阶移动平均模型的系数,  $\varepsilon_t$  是均值为零、方差为  $\sigma^2$  的白噪声序列. 则称该时间序列是自回归移动平均序列, 上式为  $(p, q)$  阶自回归移动平均模型, 记为 ARMA( $p, q$ ).

### 1.3 VAR 模型

在分析了各期限信用价差序列的动态过程后, 本文采用 VAR 模型研究不同期限信用价差序列之间的动态相关关系. 一般地, VAR( $p$ ) 模型的表达式为

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{ht} \end{bmatrix} = \Phi_1 \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{ht-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_p \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \\ \vdots \\ y_{ht-p} \end{bmatrix} + H \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{dt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{ht} \end{bmatrix}$$

其中  $t = 1, 2, \dots, T, p$  为滞后阶数,  $\Phi_1, \dots, \Phi_p$  是  $k \times k$  维系数矩阵,  $H$  是  $k \times d$  维系数矩阵, 含有  $k$  个时间序列变量的 VAR( $p$ ) 模型由  $k$  个方程组成.

下文将选取样本拟合国债和企业债的即期利率曲线, 得到信用价差序列后建立 ARMA 模型和 VAR 模型分别研究不同期限信用价差序列的动态过程和信用价差序列之间的相关关系, 进而为投资者和监管者提供决策依据.

## 2 参数求解

本文选取 2005 年 6 月至 2010 年 6 月的国债、企业债等变量的月度统计数据进行实证分析. 其中企业债选取信用等级为 AAA 级、发行期限在 2005 年 6 月之前, 在样本期内未到期且每个月均有交易数据的企业债, 经整理得到每月最后一个、每个企业债均有交易数据的一个交易日的企业债收盘价格、剩余到期期限、票面利率、付息频率、票面价值等; 再根据企业债样本的相关交易日整理得到同一交易日的国债收盘价格等样本数据, 经筛选有 13 只企业债和 12 只国债进行下文的相关实证分析.

根据 Gimeno 等<sup>[22]</sup> 的结论, 本文利用国债的到期收益率估计远期利率, 但是根据目前已有的实证研究结论可知, 我国国债到期收益率随着剩余期限的增加而增加, 且较长期限的到期收益率大于 0.3, 因此令  $\beta_0 > 0.3$ ; 为使利率曲线形状更加符合实际情况, 要求  $\beta_2$  和  $\beta_3$  在  $(0, 1)$  之间; 因  $\tau_1$  和  $\tau_2$  对拟合结果没有太大影响, 故可任意选取; 因为 NS 模型与 SV 模型中  $\beta_0$  和  $\beta_1$  两个参数的经济含义和取值范围相同, 根据唐革榕<sup>[23]</sup> 对 NS 模型参数取值范围的研究结论, 可以给定本文采用 SV 模型的参数的最终取值范围为  $\beta_0 \in [0.3, 1], \beta_1 \in (-1, 1), \beta_2 \in (0, 1), \beta_3 \in (0, 1), \tau_1 \in (0, 10), \tau_2 \in (20, 30)$ .

利用 MATLAB 软件对 SV 模型采用遗传算法求解参数  $[\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1, \tau_2]$ , 在选取代沟 0.5、交叉概率 0.5、变异概率 0.001、染色体数和遗传代数均为 1000 的情况下得到每个交易日企业债和国债的利率期限结构模型, 再选取每个交易日的剩余到期期限分别为 1、3、5、7、10、15、20 年的国债即期利率和企业债即期利率, 二者之差为信用价差, 分别用 CS1、CS3、CS5、CS7、CS10、CS15

和 CS20 表示.

### 3 信用价差序列的动态过程

#### 3.1 单位根检验

对各期限信用价差序列运用 ADF 法进行单

位根检验,结果如表 1 所示.

从表 1 的检验结果看,各期限信用价差原序列均不平稳,而一阶差分后的序列是平稳的,说明序列中含有一个单位根,是一阶单整序列.如果没有明确说明,下文分析的序列均指一阶差分后的信用价差平稳序列.

表 1 各信用价差序列单位根检验结果

Table 1 The unit root test results of CS series

CS	CS1	CS3	CS5	CS7	CS10	CS15	CS20	
信用价差序列	<i>t</i> 值	-1.118 209	-0.485 315	0.152 524	0.174 039	-0.295 810	-0.831 150	-0.933 342
	<i>p</i> 值	0.236 3	0.501 3	0.726 6	0.733 0	0.575 1	0.351 7	0.308 2
一阶差分序列	<i>t</i> 值	-7.721 557	-7.840 879	-8.601 154	-4.266 236	-7.471 396	-10.715 39	-7.673 649
	<i>p</i> 值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 1	0.000 0	0.000 0	0.000 0

#### 3.2 自回归移动平均阶数

利用自相关图和偏自相关图确定各信用价差序列的自回归阶数和移动平均阶数,以一年期信用价差平稳序列为例,根据图 1 所示的相关图,该序列的自相关系数是拖尾的,偏自相关系数在二阶截尾,即序列基本满足 ARMA(2,2) 过程.类似地,可以得到其他期限信用价差序列的自回归和移动平均阶数,结果如表 2 所示.

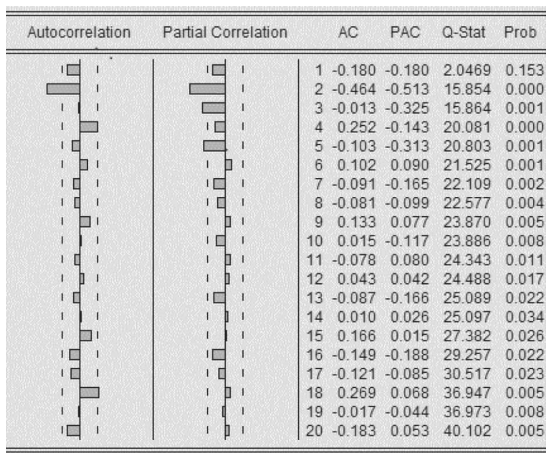


图 1 一年期信用价差序列相关图

Fig. 1 The correlogram of CS1

表 2 各信用价差序列自回归和移动平均阶数

Table 2 The AR and MA length of CS series

CS	AR( <i>p</i> )	MA( <i>q</i> )
CS1	2	2
CS3	3	2
CS5	2	1
CS7	2	3
CS10	1	1
CS15	1	1
CS20	1	1

#### 3.3 ARMA 模型参数估计

根据表 2 的判断结果为各期限信用价差序列建立 ARMA 模型,系数估计值如表 3 所示.各信用价差序列的 ARMA 模型为

$$CS1_t = -0.000\ 212 + 0.187\ 056CS1_{t-1} - 0.424\ 491CS1_{t-2} + \varepsilon_t - 0.957\ 392\varepsilon_{t-1} - 0.007\ 446\varepsilon_{t-2}$$

$$CS3_t = -0.000\ 006 + 0.194\ 014CS3_{t-1} - 0.573\ 737CS3_{t-2} - 0.193\ 134CS3_{t-3} + \varepsilon_t - 0.758\ 024\varepsilon_{t-1} + 0.610\ 469\varepsilon_{t-2}$$

$$CS5_t = 0.000\ 106 - 0.634\ 037CS5_{t-1} - 0.394\ 055CS5_{t-2} + \varepsilon_t + 0.216\ 435\varepsilon_{t-1}$$

$$CS7_t = -0.115\ 472CS7_{t-1} + 0.059\ 735CS7_{t-2} + \varepsilon_t + 0.045\ 175\varepsilon_{t-1} - 0.521\ 245\varepsilon_{t-2} + 0.601\ 402\varepsilon_{t-3}$$

$$CS10_t = 0.000\ 114 + 0.612\ 736CS10_{t-1} + \varepsilon_t - 0.999\ 978\varepsilon_{t-1}$$

$$CS15_t = -0.000\ 004 - 0.457\ 173CS15_{t-1} + \varepsilon_t + 0.172\ 187\varepsilon_{t-1}$$

$$CS20_t = -0.000\ 006 + 0.302\ 793CS20_{t-1} + \varepsilon_t - 0.891\ 496\varepsilon_{t-1}$$

从表 3 的估计结果可以看出,各期限信用价差平稳序列均呈现自回归和移动平均的特征;除了 CS10 外,各模型的自回归和移动平均项的系数并没有全部通过置信度为 95% 的 *t* 检验,特别是 CS15 的自回归和移动平均项的系数均没有通过置信度检验,且该期限信用价差序列 ARMA 模型的调整拟合优度在所有模型中最低,仅为 8%,可能是选取的样本中该期限的债

券较少,信用价差的估计存在误差导致的;1年期、3年期和5年期信用价差序列滞后两期可以抓住其相关性,而10年期信用价差序列滞后一期即可抓住其相关性。另外,模型的调整拟合优

度最高可达到50%,且ARMA模型对短期信用价差序列的拟合程度要好于中长期的信用价差序列;各模型的D-W统计量表明模型的残差不存在一阶序列相关。

表3 各信用价差序列 ARMA 模型估计结果

Table 3 The estimation results of ARMA model of CS series

CS	CS1	CS3	CS5	CS7	CS10	CS15	CS20
常数项	-0.000 212	-6.24E-05	0.000 106	-4.93E-06	0.000 114	-4.19E-05	5.59E-05
	[-1.452 26]	[-0.165 55]	[0.526 91]	[-0.018 58]	[5.079 70]	[-0.216 95]	[0.861 64]
AR(1)	0.187 056	0.194 014	-0.634 037	-0.115 472	0.612 736	-0.457 173	0.302 793
	[0.677 70]	[0.862 40]	[-1.879 89]	[-0.367 87]	[6.006 18]	[-1.444 27]	[1.863 12]
AR(2)	-0.424 491	-0.573 737	-0.394 055	0.059 735			
	[-3.395 88]	[-4.824 45]	[-2.645 13]	[0.236 38]			
AR(3)		-0.193 134					
		[-1.242 04]					
MA(1)	-0.957 392	-0.758 024	0.216 435	0.045 175	-0.999 978	0.172 187	-0.891 496
	[-3.157 76]	[-3.604 72]	[0.587 02]	[0.171 19]	[-38.651 6]	[0.482 06]	[-9.842 80]
MA(2)	-0.007 446	0.610 469		-0.521 245			
	[-0.025 55]	[3.765 93]		[-2.517 55]			
MA(3)				0.601 402			
				[3.452 24]			
调整拟合优度	0.501 647	0.321 725	0.170 699	0.284 651	0.165 816	0.077 960	0.258 549
对数似然值	164.097 9	221.291 3	266.042 3	283.088 5	285.705 2	289.202 0	269.196 8
F 统计量	15.344 19	6.312 487	4.910 853	5.536 271	6.764 517	3.451 994	11.112 48
AIC 值	-5.486 134	-7.554 079	-9.035 942	-9.554 776	-9.583 227	-9.701 764	-9.023 620
SC 值	-5.308 510	-7.339 021	-8.893 842	-9.341 626	-9.477 590	-9.596 126	-8.917 982
D-W 统计量	1.982 829	2.072 846	1.991 649	2.127 371	2.085 619	1.975 783	1.908 246

注: [ ] 表示系数的 t 检验值。

### 3.4 ARMA 模型残差的 ARCH 效应检验

对各期限信用价差平稳序列 ARMA 模

型的残差进行 ARCH 效应检验,结果如表 4 所示。

表4 各信用价差序列 ARMA 模型残差的 ARCH 效应检验

Table 4 The ARCH test results of ARMA model's residual of CS series

CS	CS1	CS3	CS5	CS7	CS10	CS15	CS20
F 统计量	1.328 737	0.578 276	0.091 859	2.062 716	0.894 364	0.994 718	1.458 390
概率值(P 值)	0.275 3	0.632 0	0.964 2	0.116 7	0.450 3	0.402 7	0.236 6
样本量 × R <sup>2</sup> 统计量	3.987 210	1.810 786	0.295 595	5.951 375	2.747 709	3.039 286	4.346 052
概率值(P 值)	0.262 8	0.612 6	0.960 9	0.114 0	0.432 2	0.385 6	0.226 4

从表4的检验结果看,各期限信用价差平稳序列 ARMA 模型的残差均不呈现 ARCH 效应,这一点同目前的研究结论有明显差异,如冯宗宪等认为在信用价差序列的方差结构方面,短期和中期企业债信用价差序列的残差方差结构是对称的 ARCH 或者 GARCH 结构,而长期企业债信用价差

序列的残差方差结构是不对称的 TARCH 结构。

## 4 信用价差影响因素研究

结合信用价差序列的自回归和移动平均特性,本文选取对信用价差有可能显著影响的宏观

经济因子<sup>[24, 25]</sup>, 包括居民消费价格指数(用CPI表示)、国内生产总值(用GDP表示)、上证综指的波动率(用VI表示)、人民币兑美元汇率的月度波动率(用VE表示)、3年期即期利率的平方(用

SQ3表示)和10年期即期利率的平方(用SQ10表示)来分析信用价差的影响因素。

#### 4.1 ARMA模型参数估计

ARMA模型的估计结果如表5所示。

表5 信用价差影响因素ARMA模型估计结果

Table 5 The estimation results of ARMA model of CS series with affecting factors

CS	CS1	CS3	CS5	CS7	CS10	CS15	CS20
常数项	0.020 356 [1.210 91]	-0.000 926 [-0.084 60]	0.007 967 [1.132 20]	0.008 514 [1.113 01]	0.005 393 [0.730 45]	0.012 583 [2.676 51]	0.002 980 [0.397 74]
AR(1)	0.474 455 [1.951 96]	0.515 901 [3.316 42]	-0.497 191 [-1.838 65]	0.321 316 [0.991 01]	0.716 034 [3.733 12]	-0.194 552 [-0.419 27]	0.560 218 [0.098 70]
AR(2)	-0.452 819 [-2.793 08]	-0.947 878 [-12.709 0]	0.091 047 [0.466 78]	0.156 472 [0.485 81]			
AR(3)		0.115 303 [0.778 39]					
MA(1)	-0.779 700 [-2.967 92]	-0.483 881 [-8.634 02]	0.832 119 [3.707 52]	0.250 467 [0.843 77]	-0.152 629 [-0.662 55]	0.398 396 [0.924 23]	-0.306 196 [0.423 70]
MA(2)	-0.187 418 [-0.715 07]	0.965 101 [34.490 0]		-0.160 726 [-0.546 78]			
MA(3)				0.387 963 [1.731 45]			
CPI	0.001 798 [2.589 13]	0.001 777 [3.352 87]	0.001 017 [3.093 39]	0.000 591 [1.749 98]	0.000 323 [0.964 19]	0.000 526 [2.398 34]	0.000 618 [1.816 04]
GDP	-0.122 767 [-1.347 12]	0.011 901 [0.168 63]	-0.023 086 [-0.497 44]	-0.009 852 [-0.193 58]	0.010 413 [0.216 81]	-0.057 249 [-1.906 75]	-0.030 130 [-0.604 65]
VI	-0.054 219 [-2.924 42]	0.013 227 [0.931 96]	0.021 149 [2.330 07]	0.023 217 [2.095 87]	0.026 852 [2.638 50]	0.015 885 [2.675 38]	0.012 988 [1.267 76]
VE	0.679 774 [4.944 69]	0.153 778 [1.275 54]	-0.116 964 [-1.550 65]	-0.077 438 [-0.840 26]	-0.068 632 [-0.902 66]	-0.157 794 [-3.028 59]	-0.003 974 [-0.048 50]
SQ3	-11.641 59 [-1.148 30]	-17.618 70 [-3.326 11]	-5.474 542 [-1.815 22]	0.885 171 [0.371 16]	3.663 355 [1.660 52]	1.981 574 [0.927 92]	-4.152 331 [-1.342 98]
SQ10	19.764 27 [2.821 46]	13.420 85 [3.254 63]	2.938 004 [1.264 03]	-3.427 621 [-1.787 17]	-5.817 897 [-3.555 74]	-2.667 402 [-1.613 86]	3.933 244 [1.667 67]
调整拟合优度	0.442 153	0.408 994	0.509 461	0.678 947	0.707 218	0.604 634	0.306 117
回归拟合优度	0.067 300	0.293 900	0.479 600	0.600 500	0.653 900	0.589 300	0.276 700
对数似然值	181.688 3	239.858 4	277.570 1	292.969 8	299.789 8	299.106 6	279.040 4
F统计量	5.597 114	4.585 968	7.693 034	12.150 49	18.814 37	12.278 62	4.253 600
AIC值	-5.786 042	-7.857 187	-9.070 173	-9.524 401	-9.692 994	-9.670 221	-9.001 348
SC值	-5.398 705	-7.430 888	-8.718 048	-9.101 851	-9.378 842	-9.356 069	-8.687 196
D-W统计量	1.929 809	2.008 418	1.987 145	1.970 377	1.980 962	1.815 866	1.881 957

注: [ ]表示系数的 $t$ 检验值。

从表5的估计结果可以看出,考虑信用价差序列的自回归和移动平均特征后,在分析信用价差影响因素时,ARMA模型的拟合优度相比多元回归模型有一定程度的提高;从模型系数

估计值的 $t$ 检验值可以看出,短期信用价差序列相对于中长期信用价差序列表现出更明显的自回归和移动平均特征;宏观经济因子的变化对信用价差的变化影响较为明显,且各宏观因子

中,除国内生产总值的变化率外,其他宏观经济因子对信用价差基本都有影响,其中影响较大的是居民消费价格指数和上证综指收益率的变化率,这在一定程度上反映了通货膨胀和金融市场波动情况是信用价差变动的主要影响因素;各模型的 D-W 统计量表明模型的残差不存在一阶序列相关。

4.2 ARMA 模型残差的 ARCH 效应检验

各信用价差序列 ARMA 模型残差的 ARCH 效应检验结果如表 6 所示。

从表 6 的检验结果看,各期限信用价差影响

表 6 信用价差影响因素 ARMA 模型残差的 ARCH 效应检验

Table 6 The ARCH test results of ARMA model's residual of CS series with affecting factors

CS	CS1	CS3	CS5	CS7	CS10	CS15	CS20
F 统计量	0.158 604	0.295 715	0.649 671	0.309 968	0.622 488	0.145 436	0.501 098
概率值(P 值)	0.853 7	0.745 2	0.526 3	0.734 8	0.540 3	0.865 0	0.608 6
样本量 × R <sup>2</sup> 统计量	0.332 876	0.618 011	1.339 301	0.646 949	1.283 823	0.305 124	1.037 948
概率值(P 值)	0.846 7	0.734 2	0.511 9	0.723 6	0.526 3	0.858 5	0.595 1

表 7 信用价差之间相关系数检验结果

Table 7 The correlation coefficient test results of CS series

CS	CS1	CS3	CS5	CS7	CS10	CS15	CS20
CS1	1.000 000						
	...						
CS3	0.709 504	1.000 000					
	(0.000 0)	...					
CS5	0.179 934	0.653 399	1.000 000				
	(0.165 3)	(0.000 0)	...				
CS7	-0.076 754	0.289 732	0.874 130	1.000 000			
	(0.556 6)	(0.023 5)	(0.000 0)	...			
CS10	-0.106 607	0.146 224	0.720 325	0.947 532	1.000 000		
	(0.413 5)	(0.260 8)	(0.000 0)	(0.000 0)	...		
CS15	0.010 118	0.185 611	0.567 131	0.753 946	0.859 817	1.000 000	
	(0.938 3)	(0.152 1)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	...	
CS20	0.071 687	0.220 423	0.383 421	0.435 928	0.498 717	0.822 646	1.000 000
	(0.583 0)	(0.087 8)	(0.002 3)	(0.000 4)	(0.000 0)	(0.000 0)	...

注:( ) 表示相关系数的 p 检验值。

从表 7 的检验结果可以看出,各期限信用价差原序列之间存在显著的相关关系。下文对信用价差序列之间的动态关系进行分析。

5.2 信用价差序列之间的动态关系研究

由于各期限信用价差一阶差分序列呈平稳特征,在建立 VAR 模型之前先确定模型的滞后阶数,接着估计模型的参数并对模型的稳定性和 Granger 因果关系进行检验。

因素 ARMA 模型的残差均不呈现异方差性,说明模型是有效的。

5 信用价差序列之间的动态过程研究

5.1 信用价差序列之间的相关性检验

在分析信用价差序列之间的动态关系前,先对各期限信用价差原序列之间的相关关系进行检验,结果如表 7 所示。

1) 模型滞后阶数的确定

对 VAR 模型滞后阶数的检验结果如表 8 所示。

从表 8 的检验结果可以看出,VAR 模型滞后阶数选择 2 较为合理。

2) VAR 模型参数估计结果

滞后阶数为 2 的 VAR 模型参数估计结果如表 9 所示。

表8 VAR模型滞后阶数检验

Table 8 The lag length test of VAR Model

滞后阶数	对数似然值	似然比	预测误差终值	AIC 值	SC 值	HQ 值
0	1 978.154	NA	1.75e - 40	- 71.678 31	- 71.422 83*	- 71.579 52
1	2 059.408	138.870 6	5.50e - 41	- 72.851 19	- 70.807 36	- 72.060 82*
2	2 125.831	96.615 27*	3.17e - 41*	- 73.484 75	- 69.652 57	- 72.002 81
3	2 176.801	61.164 40	3.73e - 41	- 73.556 40	- 67.935 87	- 71.382 89
4	2 238.157	58.009 41	3.91e - 41	- 74.005 71	- 66.596 83	- 71.140 64
5	2 313.681	52.180 48	3.94e - 41	- 74.970 23*	- 65.773 00	- 71.413 59

注: \* 表示该标准下的滞后阶数.

表9 信用价差 VAR 模型估计结果

Table 9 The estimation results of VAR model of CS series

	CS1	CS3	CS5	CS7	CS10	CS15	CS20
CS1(-1)	0.151 678	0.273 085	0.084 526	0.012 737	- 0.017 646	- 0.009 410	0.023 904
	[ 0.463 68]	[ 2.374 10]	[ 1.476 03]	[ 0.280 49]	[- 0.403 56]	[- 0.232 60]	[ 0.450 58]
CS1(-2)	- 0.682 284	- 0.023 153	- 0.015 490	- 0.031 130	- 0.044 879	- 0.042 031	- 0.024 982
	[- 1.959 75]	[- 0.189 13]	[- 0.254 15]	[- 0.644 10]	[- 0.964 36]	[- 0.976 18]	[- 0.442 46]
CS3(-1)	- 2.084 156	- 1.446 856	- 0.654 255	- 0.532 174	- 0.326 403	0.110 314	0.485 983
	[- 0.562 61]	[- 1.110 74]	[- 1.008 88]	[- 1.034 83]	[- 0.659 16]	[ 0.240 79]	[ 0.808 93]
CS3(-2)	- 0.706 553	- 0.227 724	0.261 922	0.330 340	0.368 069	0.441 587	0.495 028
	[- 0.198 00]	[- 0.181 49]	[ 0.419 29]	[ 0.666 85]	[ 0.771 64]	[ 1.000 62]	[ 0.855 40]
CS5(-1)	6.658 726	1.971 641	2.192 339	2.894 396	2.095 271	- 0.471 163	- 3.127 661
	[ 0.415 97]	[ 0.350 27]	[ 0.782 33]	[ 1.302 47]	[ 0.979 19]	[- 0.237 99]	[- 1.204 76]
CS5(-2)	20.942 66	2.075 204	- 1.647 500	- 1.812 551	- 1.716 979	- 2.439 077	- 3.805 832
	[ 1.353 67]	[ 0.381 46]	[- 0.608 30]	[- 0.843 94]	[- 0.830 24]	[- 1.274 77]	[- 1.516 84]
CS7(-1)	- 12.987 35	- 2.984 812	- 4.561 046	- 5.377 096	- 3.337 941	1.414 815	6.670 911
	[- 0.464 76]	[- 0.303 77]	[- 0.932 37]	[- 1.386 11]	[- 0.893 61]	[ 0.409 39]	[ 1.472 00]
CS7(-2)	- 66.764 53	- 9.162 432	2.046 570	3.512 689	3.751 242	5.342 626	8.504 942
	[- 2.310 73]	[- 0.901 83]	[ 0.404 62]	[ 0.875 75]	[ 0.971 26]	[ 1.495 15]	[ 1.815 04]
CS10(-1)	21.351 71	5.803 977	4.319 084	3.528 101	1.479 702	- 1.769 510	- 6.458 545
	[ 0.776 56]	[ 0.600 31]	[ 0.897 32]	[ 0.924 32]	[ 0.402 60]	[- 0.520 38]	[- 1.448 40]
CS10(-2)	94.835 78	16.322 09	- 1.138 078	- 4.719 888	- 5.448 042	- 6.203 555	- 8.659 301
	[ 3.127 82]	[ 1.530 93]	[- 0.214 42]	[- 1.121 35]	[- 1.344 22]	[- 1.654 38]	[- 1.761 02]
CS15(-1)	- 21.029 56	- 6.115 832	- 2.277 031	- 0.768 778	0.213 150	1.180 079	3.975 630
	[- 1.142 32]	[- 0.944 76]	[- 0.706 54]	[- 0.300 81]	[ 0.086 62]	[ 0.518 31]	[ 1.331 60]
CS15(-2)	- 73.766 97	- 14.025 95	0.418 200	3.872 217	4.540 067	4.378 414	5.415 133
	[- 3.585 40]	[- 1.938 73]	[ 0.116 11]	[ 1.355 73]	[ 1.650 81]	[ 1.720 75]	[ 1.622 92]
CS20(-1)	8.313 177	2.496 470	0.744 548	0.047 850	- 0.291 875	- 0.613 918	- 1.727 602
	[ 1.242 11]	[ 1.060 79]	[ 0.635 47]	[ 0.051 50]	[- 0.326 25]	[- 0.741 70]	[- 1.591 65]
CS20(-2)	24.457 82	4.772 623	- 0.202 831	- 1.479 650	- 1.762 998	- 1.658 955	- 1.913 108
	[ 3.303 45]	[ 1.833 23]	[- 0.156 49]	[- 1.439 62]	[- 1.781 40]	[- 1.811 80]	[- 1.593 31]
常数项	- 8.21E - 05	7.97E - 06	0.000 141	0.000 181	0.000 147	1.03E - 05	- 0.000 124
	[- 0.041 73]	[ 0.011 52]	[ 0.408 85]	[ 0.664 42]	[ 0.557 79]	[ 0.042 20]	[- 0.389 91]
拟合优度	0.626 937	0.508 527	0.348 168	0.387 118	0.351 991	0.256 215	0.473 701
调整拟合优度	0.505 475	0.348 512	0.135 944	0.187 575	0.141 011	0.014 052	0.302 348
F 统计量	5.161 580	3.178 001	1.640 568	1.940 021	1.668 365	1.058 028	2.764 473
对数似然值	170.385 2	231.004 8	271.457 5	284.909 4	287.102 3	291.611 9	275.891 0
AIC 值	- 5.358 109	- 7.448 442	- 8.843 361	- 9.307 222	- 9.382 839	- 9.538 340	- 8.996 243
SC 值	- 4.825 236	- 6.915 568	- 8.310 488	- 8.774 348	- 8.849 965	- 9.005 467	- 8.463 370
VAR 模型的对数似然值	2 232.062						
VAR 模型的 AIC 值	- 73.346 97						
VAR 模型的 SC 值	- 69.616 86						

注: [ ] 表示系数的 t 检验值.



从表 9 的 VAR 模型估计结果可以看出, 与多元线性回归模型的调整拟合优度均在 90% 以上, 这一结果不同的是, VAR 模型的调整拟合优度最高只有 50%, 且对短期企业债信用价差序列之间的动态关系拟合程度相对于中长期信用价差序列较好; 在对其中一个期限企业债的信用价差进行分析时, 从模型的系数和  $t$  检验值可以看到, 对该期限信用价差有显著影响的是中长期信用价差序列。另外, 信用价差序列之间的强相关关系表明, 如果想通过企业债投资组合来消除违约风险, 即使投资规模非常庞大, 实现组合的违约风险完全分散是不太可能的。

### 5.3 VAR 模型的检验

#### 1) AR 根图

图 2 的 AR 根图表明 VAR 模型是稳定的。

#### 2) Granger 因果检验

对各期限信用价差序列 VAR 模型进行

Granger 因果检验, 结果如表 10 所示。

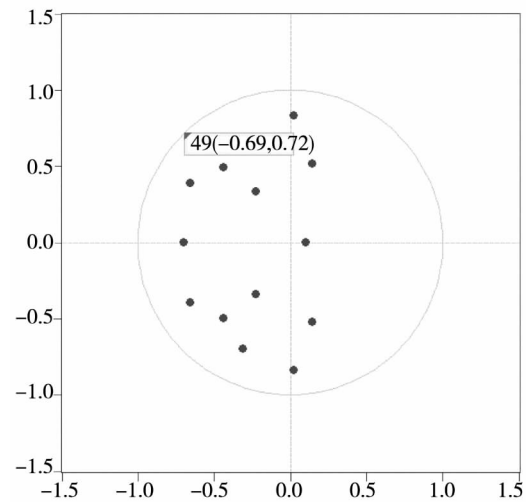


图 2 VAR 模型残差的 AR 根图

Fig. 2 AR roots graph of residuals of VAR models

表 10 信用价差序列之间的 Granger 因果检验

Table 10 The Granger causality tests of CS series

因变量	自变量	卡方值	自由度	P 值	因变量	自变量	卡方值	自由度	P 值
CS1	CS3	0.319 734	2	0.852 3	CS7	CS15	3.575 871	2	0.167 3
	CS5	1.846 151	2	0.397 3		CS20	3.544 633	2	0.169 9
	CS7	5.589 391	2	0.061 1		All	12.477 01	12	0.408 2
	CS15	14.108 13	2	0.000 9	CS10	CS1	0.932 278	2	0.627 4
	CS20	12.004 06	2	0.002 5		CS3	1.839 354	2	0.398 6
	All	37.812 70	12	0.000 2		CS5	2.679 026	2	0.262 0
CS3	CS1	7.742 534	2	0.020 8		CS7	2.897 729	2	0.234 8
	CS5	0.193 797	2	0.907 6		CS15	3.831 905	2	0.147 2
	CS7	0.817 091	2	0.664 6		CS20	4.178 721	2	0.123 8
	CS10	2.366 148	2	0.306 3	All	15.605 83	12	0.210 0	
	CS15	3.801 036	2	0.149 5	CS15	CS1	1.013 778	2	0.602 4
	CS20	3.371 692	2	0.185 3		CS3	1.051 798	2	0.591 0
All	26.866 63	12	0.008 1	CS5		1.701 816	2	0.427 0	
CS5	CS1	3.294 443	2	0.192 6		CS7	2.277 460	2	0.320 2
	CS3	1.948 724	2	0.377 4		CS10	2.831 751	2	0.242 7
	CS7	1.587 806	2	0.452 1		CS20	3.528 270	2	0.171 3
	CS10	1.341 605	2	0.511 3	All	9.407 753	12	0.667 8	
	CS15	0.905 432	2	0.635 9	CS20	CS1	0.741 721	2	0.690 1
	CS20	0.903 151	2	0.636 6		CS3	0.962 287	2	0.618 1
All	8.963 348	12	0.706 1	CS5		2.749 421	2	0.252 9	
CS7	CS1	0.840 229	2	0.657 0		CS7	3.958 219	2	0.138 2
	CS3	2.642 476	2	0.266 8		CS10	3.578 198	2	0.167 1
	CS5	3.834 285	2	0.147 0		CS15	2.872 213	2	0.237 9
	CS10	4.021 431	2	0.133 9	All	22.559 80	12	0.031 7	

从表 10 的检验结果看,除在对  $CS1$  进行检验时,  $CS10$ 、 $CS15$  和  $CS20$  能 Granger 引起  $CS1$  即在  $CS1$  的方程中  $CS10$ 、 $CS15$  和  $CS20$  不能作为外生变量外,其他方程的 Granger 因果关系检验都接受原假设,即各期限信用价差序列的滞后项不能 Granger 引起某一期信用价差,可以作为其外生变量进行分析。

总的来说,建立的 VAR 模型是有效的。

### 5.4 脉冲响应分析

脉冲响应函数描述的是 VAR 模型中的一个内生变量的冲击给其他内生变量所带来的影响。

以其他期限信用价差序列对 1 年期信用价差的冲击为例,脉冲响应函数如图 3 所示。

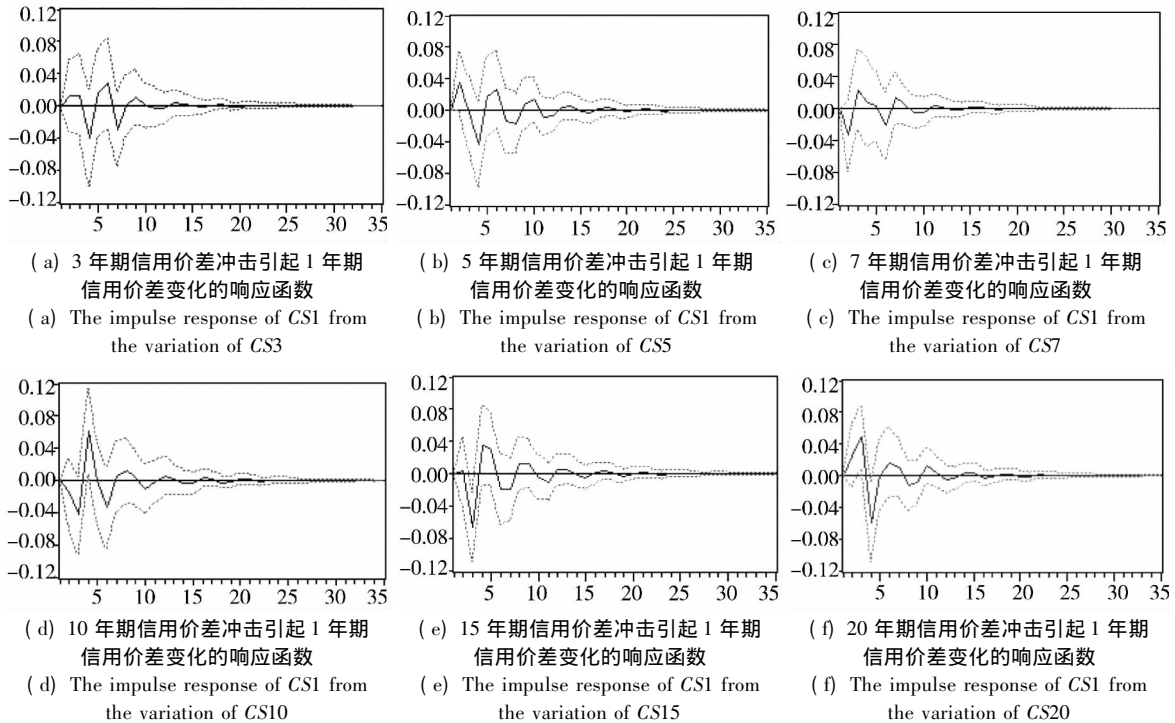


图 3 1 年期信用价差对其他期限信用价差序列的脉冲响应图

Fig. 3 The impulse response of CS1 from the variation of other CS series

从图 3 的脉冲响应图可以看出,1 年期信用价差序列对其他期限信用价差序列的冲击在前 10 期波动较为明显,之后逐渐平稳,趋向于零。对其他期限信用价差序列的脉冲响应分析也得到类似的结果。说明任一期企业债信用价差序列均会受到其他期限信用价差序列的影响,这种冲击在短期内会造成较为剧烈的波动,但幅度较低,不超过 1%,且冲击不具有较长的持续效应。

## 6 结束语

本文选取 2005 年 6 月至 2010 年 6 月的企业债与国债相关交易情况的月度数据,采用 SV 模型求出债券信用价差后,将其分为不同的期限,对各期限信用价差进行单位根检验发现其均呈一阶单整序列。对各期限信用价差平稳序列建立 ARMA 模型,结果表明各序列均呈现自回归和移动平均的

特征,且 ARMA 模型对短期信用价差序列的拟合程度要好于中长期的信用价差序列。

考虑信用价差序列的自回归和移动平均特征后,在分析信用价差影响因素时,ARMA 模型的拟合优度相比多元线性回归模型有一定程度的提高;短期信用价差序列相对于中长期信用价差序列表现出更明显的自回归和移动平均特征;各宏观因子中,对信用价差影响较大的是居民消费价格指数和上证综指收益率的变化率,这在一定程度上反映了通货膨胀和金融市场波动情况是信用价差变动的主要影响因素。

因各期限信用价差序列之间存在较强的相关性,鉴于 Granger 因果检验也证实了信用价差平稳序列之间的关系,建立信用价差 VAR 模型发现,模型能很好的多个期限企业债信用价差的动态关系。信用价差序列之间的强相关关系也表明,如果想通过企业债投资组合来消除违约风险,

即使投资规模非常庞大,实现组合的违约风险完全分散是不太可能的。

对各期限企业债信用价差序列的脉冲响应图可以看出,各期限信用价差序列对其他期限信用价差序列的冲击在前10期波动较为明显,之后逐渐平稳,并趋向于零。说明任一期限企业债信用价差序列均会受到其他期限信用价差序列的影响,这种冲击在短期内会造成较为剧烈的波动,但幅度低且冲击不具有较长的持续效应。

本文的研究结论可以让投资者通过观察债券

信用利差的变化来推断债券信用风险的大小,从而做出合理的投资决策;监管者根据债券信用利差所揭示的信用风险基本特征以及信用风险与利率风险之间的相关性,进而制定正确的监管政策,甚至预测经济周期。

本文的研究局限于不同交易市场国债与企业债之间的信用价差,当然,读者还可将研究对象推广至其他类型的有违约风险的债券(如短期融资券、商业银行债、中期票据等)与国债之间的价差,以及同种债券不同信用等级之间的价差等。

### 参考文献:

- [1] Merton R C. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates [J]. *Journal of Finance*, 1974, 29: 449 - 470.
- [2] Black F, Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities [J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81: 637 - 654.
- [3] Jarrow R A, Turnbull S M. Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk [J]. *Journal of Finance*, 1995, 50(1): 53 - 85.
- [4] Madan D B, Unal H. Pricing the risks of default [J]. *Review of Derivatives Research*, 1998, 2: 121 - 160.
- [5] Jacobs K, Li X. Modeling the dynamics of credit spreads with stochastic volatility [J]. *Management Science*, 2008, 54(6): 1176 - 1188.
- [6] Wu L, Zhang F X. A no-arbitrage analysis of macroeconomic determinants of the credit spread term structure [J]. *Management Science*, 2008, 54(6): 1160 - 1175.
- [7] Helwege J, Turner C M. The slope of the credit yield curve for speculative grade issuers [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54(5): 1869 - 1884.
- [8] Dufresene C, Goldstein P, Martin R. The determinants of credits spread changes [J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(6): 2177 - 2207.
- [9] Huang J, Kong W. Explaining credit spread changes: New evidence from option-adjusted bond indexes [J]. *The Journal of Derivatives*, 2003, 11(1): 30 - 44.
- [10] Tang D Y, Yan H. Market conditions, default risk and credit spreads [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(4): 724 - 734.
- [11] 谭地军, 田益祥, 黄文光. 中国企业债券特征与风险补偿 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, 25(2): 74 - 87.  
Tan Dijun, Tian Yixiang, Huang Wenguang. Characteristics and risk premium in Chinese corporate bond market [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2008, 25(2): 74 - 87. (in Chinese)
- [12] 程文卫. 通货膨胀对固定收益证券到期收益率和信用利差的影响: 基于中国的实证研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2009, (7): 30 - 35.  
Cheng Wenwei. The influence of inflation on the yield to maturity and credit spread of fixed-income securities [J]. *Journal of Central University of Finance & Economics*, 2009, (7): 30 - 35. (in Chinese)
- [13] 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. Research on the credit spreads and dynamic process of corporate bonds [J]. *Journal of Financial Research*, 2009, (3): 54 - 71. (in Chinese)
- [14] 李杰群, 齐新宇, 赵庆, 等. 我国公司债券信用溢价的实证研究 [J]. *上海财经大学学报*, 2010, 12(5): 57 - 64.  
Li Jiequn, Qi Xinyu, Zhao Qing, et al. Research on credit spreads of corporate bonds in China [J]. *Journal of Shanghai University of Finance and Economics*, 2010, 12(5): 57 - 64. (in Chinese)
- [15] 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. (in Chinese)

- [16] Nelson C R, Siegel A F. Parsimonious modeling of yield curves [J]. *Journal of Business*, 1987, 60(4): 473–489.
- [17] Svensson L E O. Estimating forward interest rates with the extended Nelson-Siegel method [J]. *Sveriges Riksbank Quarterly Review*, 1995, (3): 13–26.
- [18] Michalis I. A comparison of yield curve estimation techniques using UK data [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2003, 27(1): 1–26.
- [19] Yu W C, Zivot E. Forecasting the term structures of treasury and corporate yields using dynamic Nelson-Siegel models [J]. *International Journal of Forecasting*, 2011, 27(2): 579–591.
- [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, 24(10): 63–73.  
Zhu Shiwu, Chen Jianheng. Empirical research on the term structure of interest rates of government bonds traded in stock exchange [J]. *Journal of Financial Research*, 2003, 24(10): 63–73. (in Chinese)
- [21] 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)
- [22] Gimeno R, Nave J M. A genetic algorithm estimation of the term structure of interest rates [J]. *Computational Statistics and Data Analysis*, 2009, 53(6): 2236–2250.
- [23] 唐革榕. 我国利率期限结构的静态拟合实证研究 [D]. 厦门: 厦门大学, 2006: 55–63.  
Tang Gerong. The Research on Static Fitting of the Interest Rate Term Structure in China [D]. Xiamen: Xiamen University, 2006: 55–63. (in Chinese)
- [24] 周荣喜, 牛伟宁. 基于 SV 模型的中国债券信用价差影响因素研究 [J]. *统计与信息论坛*, 2011, 26(12): 80–88.  
Zhou Rongxi, Niu Weining. Research on the factors affecting credit spreads of China's bonds based on SV model [J]. *Statistics & Information Forum*, 2011, 26(12): 80–88. (in Chinese)
- [25] 牛伟宁. 基于 SV 模型的我国债券信用价差影响因素研究 [D]. 北京: 北京化工大学, 2011: 43–57.  
Niu Weining. Research on the Factors Affecting Credit Spreads of China's Bonds Based on SV Model [D]. Beijing: Beijing University of Chemical Technology, 2011: 43–57. (in Chinese)

## Research on the dynamic process of credit spreads of China's bonds based on SV model

LIU Shan-cun<sup>1</sup>, NIU Wei-ning<sup>1 2</sup>, ZHOU Rong-xi<sup>3 4</sup>

1. School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100191, China;
2. School of Economics and Political Science, University of St. Gallen, St. Gallen 9000, Switzerland;
3. School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China;
4. School of Banking and Finance, The University of New South Wales, Sydney NSW 2052, Australia

**Abstract:** Selecting the trading information of corporate bonds with the credit rating of AAA and treasury bonds in China's bond market on a monthly basis, and solving the Svensson (1995) model of term structure of interest rates through genetic algorithm, the paper gives more exact yield curves of both types of bonds and derives the credit spreads. After time series analysis of China's bonds with different terms of maturity, it can be concluded that all the credit spread series have one unit root and show the characteristics of autoregressive and moving average. The R-squared of ARMA model gives better fitness than the multiple linear regression model. The VAR model can fit the dynamic relationship among credit spreads well. Impulse response analysis implies that the shock from other series of credit spreads to one sequence of credit spread will result in severe fluctuations with low magnitude in the first 10 terms and the impact does not have long and continuous effect. The empirical results provide the basis of decisions for investors and regulators to some extent.

**Key words:** SV model; credit spreads; ARMA model; VAR model; impulse response