

基于 copula 的上市公司信用风险和市值变化相关性分析

胡心瀚, 叶五一, 缪柏其

(中国科学技术大学统计与金融系, 安徽合肥 230026)

摘要:首先应用结合变量选择的 logistic 模型估计了上市公司的违约概率,接着采用核密度估计方法和 Archimedean copula 函数分别拟合了上市公司的违约概率变化和市值变化的边缘分布和联合分布.并在大样本下通过条件 VaR 检验了结构化信用分析模型在中国市场的适用性.实证结果显示上市公司信用风险和市值变化之间存在负相关关系,公司财务的恶化或好转会对市值产生影响,且违约概率上升风险对市值降低较为敏感.此外,市场违约概率分布的变化是影响模型预测精度的主要因素,而违约概率和市值变化间相依结构的影响则相对较小.

关键词: copula; 上市公司; 信用风险; 市值; 条件 VaR

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A doi:10.3969/j.issn.0253-2778.2013.05.009

引用格式: Hu Xinhan, Ye Wuyi, Miao Baiqi. Relationship between credit risk and market value of listed companies based on copula method[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2013, 43(5): 410-419.

胡心瀚, 叶五一, 缪柏其. 基于 copula 的上市公司信用风险和市值变化相关性分析[J]. 中国科学技术大学学报, 2013, 43(5): 410-419.

Relationship between credit risk and market value of listed companies based on copula method

HU Xinhan, YE Wuyi, MIAO Baiqi

(Department of Statistics and Finance, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: Based on a variable selection method, the default probability of listed companies was calculated with a logistic model. Then kernel estimation and copula method were applied to fit the marginal and joint distribution between credit risk and changes in market value of listed companies. With conditional VaR, the applicability of the structure credit risk model was tested with large samples. Empirical tests show that there is a negative relationship between credit risk and market value which is affected by financial ratios and the default probability is sensitive to the decrease in market value. Besides, the main factor in forecast accuracy is the distribution of default probability, while the impact of the dependence structure between default probability and market value is not significant.

Key words: copula; listed company; credit risk; market value; conditional VaR

收稿日期: 2011-04-26; 修回日期: 2011-07-10

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金(71001095), 高等学校博士学科点专项科研基金(20103402120010), 安徽省自然科学基金(090416245)资助.

作者简介: 胡心瀚, 男, 1984 年生, 博士. 研究方向: 金融风险. E-mail: azurehu@mail.ustc.edu.cn

通讯作者: 缪柏其, 博士/教授. E-mail: bqmiao@ustc.edu.cn

0 引言

上市公司的信用风险和市场风险并非独立存在,而是相互联系相互影响的. Jarrow 等^[1]分析了信用风险和市场风险的相互联系后认为任何风险影响因素都不可能单独影响其中某一类风险. 以上市公司为例,若信用风险影响因素引起上市公司信用状况发生改变,则投资者往往会对公司的发展预期做出相应的调整,从而改变投资策略,反映在股票市场上就是公司的股价会相应发生变化. 反之,公司的股票价格和市值的变化同样可以在一定程度上反映其经营状况的变化,也就是反映了信用风险的变化.

事实上,信用风险和市场风险的关系早已被研究者用于实际问题的研究中. Merton^[2]提出的结构模型从期权和公司价值的角度来分析违约概率,即通过市场价值的变化来研究上市公司的信用风险. 在结构化模型的基础上,美国的 KMV 公司于 1993 年开发了一种信用风险分析商业化模型,称为 KMV 模型. 目前, KMV 模型已成为信用风险分析的主流模型之一,国外学者对其做了大量实证研究,表明 KMV 模型是一种十分有效的度量信用风险的方法^[3-5].

结构模型是以股票价格能真实反映公司价值为基础的,若公司股票发生非价值因素引起的大幅增长则会掩盖公司实际可能出现的经营问题. 从目前的实际情况来看,我国的股票市场发展相对发达国家还不够成熟. 主要表现在:①政府对股市干预过强,政策市的氛围比较浓厚;②上市公司信息披露制度还不完善,一些利用内幕消息对上市公司进行人为操纵的现象还比较严重. ③投资者不够成熟,市场中的投机者较多,“羊群效应”严重. ④市场长期以来严重缺乏关于信用风险的数据积累. 以上问题的存在使得上市公司的股价往往会偏离公司真实价值较远,因此在国外已经发展成熟的结构化模型是否适用于中国市场还不确定,若完全照搬国外的模型可能会得到不准确甚至错误的结果. 虽然国内很多学者已经对结构模型做了大量实证研究,并且得到了较好的分析结果^[6-8]. 但是从目前的研究文献看,研究者采用的样本规模普遍偏小. 根据 Stein 等^[4]的研究,对 KMV 模型小样本检测往往会使结果出现偏差. 因此,需要在大样本的情况下,进一步对结构模型的适应性进行分析.

本文将从以下两个角度对上述问题展开研究:

①通过财务指标研究上市公司信用风险影响因素变化对市场风险的影响方向以及程度. ②采用大样本来验证结构化模型在中国市场应用的基础,即分析上市公司的违约概率和公司市值变化之间的相关关系. 为此本文在结合信用风险影响因素筛选方法^[14]的基础上,使用 logistic 回归模型对上市公司财务指标建模,计算了上市公司的违约概率. 考虑到用已知分布拟合样本数据的局限性,本文使用非参数核密度估计方法分别对上市公司的市值和违约概率的边缘分布进行拟合,避免了正态性假设引起的模型误差. 同时,为了更合理地刻画违约概率和公司市值变化之间的相关结构,抓住分布的尾部相关性,作者引入了 Archimedean copula 函数来拟合二者的联合分布,并据此通过条件 VaR 进行了风险相关分析^[9]. copula 是一种估计随机变量之间相依关系的连接函数,最早由 Sklar^[10]于 1959 年提出. 与传统的相关性分析方法相比, copula 函数能更全面地度量变量之间复杂的相关结构.

在实证研究中,本文采用 2000~2008 年各年度截面数据对 A 股市场上的所有上市公司进行了研究,以期在大样本下获得一个可信度较高的结果,并使用似然比检验对模型预测效果进行了验证.

1 模型设计

Tang 等^[11]的研究指出,相对于宏观经济等总体影响因素,公司的信用风险主要是由公司的个体特征因素决定的. 也就是说,上市公司的信用风险并非是一种系统性风险,每个公司的信用风险都具有不同的特性. 本文将以截面数据为研究对象,考虑某一段时间内市场上 N 家上市公司的违约概率变化对其市值的影响.

设 $\text{ratio}_k, k=1, \dots, m$, 为通过变量选择方法筛选出的 m 个财务指标变量. 随机变量 P_i 表示 t 时刻上市公司的违约概率. 则以 ratio_k 为解释变量, $\text{Logit} P_i$ 为被解释变量,建立的 logistic 回归模型如式(1)所示.

$$\ln \frac{P_i}{1-P_i} = \beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k \text{ratio}_{ki} \quad (1)$$

假设当上市公司出现财务问题时被解释变量取 1, 未出现财务问题时被解释变量取 0. 则模型的参数 $\beta_k, k=0, \dots, m$, 可以通过 t 时刻 N 家上市公司的样本估计出来. 得到参数的估计后,上市公司 i 在 t 时刻的违约概率 p_{it} 可以通过下式计算得到:

$$p_{it} = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k \text{ratio}_{kit})}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k \text{ratio}_{kit})}, \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, N$$

设随机变量 ΔP_t 表示上市公司在 t 时刻的违约概率和 $t-1$ 时刻违约概率的差值, 即 $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$. 则通过式(2)可以计算得到 ΔP_t 的 N 个样本点 $\Delta p_u = p_u - p_{i,t-1}, i=1, \dots, N$. 由于随机变量 ΔP_t 的分布难以用一种已知分布来刻画, 故本文采用非参数核密度估计来拟合 ΔP_t 的样本. 则样本点 Δp_t 的概率密度估计值可以通过下式计算得到:

$$\hat{f}_h(\Delta p_t) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{\Delta p_t - \Delta p_u}{h}\right) \quad (3)$$

式中, h 为窗宽, $K(\cdot)$ 为核函数. 目前较为常见的核函数主要有正态核函数和 Epanechnikov 核函数. 考虑到二者在数据拟合效果方面差别并不十分显著, 本文仅使用正态核函数对样本进行拟合. 其表达式如下:

$$K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-u^2/2) \quad (4)$$

通过交叉鉴定法确定窗宽 h 后, 即可由式(3)计算得到样本点 Δp_t 的概率密度估计值 $\hat{f}_h(\Delta p_t)$, 并可以进而得到其分布函数估计值 $\hat{F}_h(\Delta p_t)$.

下面考虑上市公司总市值变化的分布描述. 由于各家上市公司的市值差异较大, 为了便于比较, 本文使用市值变化百分比作为市值变化的度量标准. 设 V_{it} 为上市公司 i 在 t 时刻的总市值, $\Delta Y_t = (V_t - V_{t-1})/V_{t-1}$ 表示 t 时刻和 $t-1$ 时刻相比市值变化的百分比. 则在 t 时刻 ΔY_t 的一组样本为 $\Delta y_{it}, i=1, \dots, N$. 同样使用核密度估计对样本拟合, 类似于式(3)可以得到样本点 Δy_t 的概率密度估计值 $\hat{f}_{h_2}(\Delta y_t)$ 以及分布函数估计值 $\hat{F}_{h_2}(\Delta y_t)$.

为了更好地刻画上市公司违约概率变化 ΔP_t 和市值变化百分比 ΔY_t 之间的相关结构, 本文采用 Archimedean copula 函数族来拟合两个随机变量的联合分布. 为了选择符合样本特征的 copula 函数, 首先需要计算样本的 Kendall 相关系数 ρ_τ . 然后由 De Matteis^[12] 的研究结果根据 ρ_τ 的取值范围来确定 Archimedean copula 候选类. 最后对候选类做 3

种拟合优度检验, 以此来确定哪个 copula 类能够最好地拟合样本数据. Archimedean copula 的生成函数 $\varphi_\gamma(\cdot)$ 中的参数 γ 可以由下式进行估计:

$$\hat{\rho}_\tau = 1 + 4 \int_0^1 \frac{\varphi_\gamma(t)}{\varphi_\gamma'(t)} dt \quad (5)$$

选定具体的 Archimedean copula 函数后, 即可由 copula 相关理论和边缘分布得到上市公司违约概率变化和市值变化百分比的联合分布. 如式(6)所示.

$$F(\Delta p_t, \Delta y_t) = C(F_p(\Delta p_t), F_y(\Delta y_t)) \quad (6)$$

式中, $F_p(\cdot)$ 和 $F_y(\cdot)$ 分别为上市公司违约概率变化和市值变化百分比的边缘分布函数, 其具体数值可以通过核密度估计计算得到.

设 $f(\cdot)$ 为联合分布密度函数, $f_y(\cdot)$ 和 $f_{y|p}(\cdot)$ 分别表示边缘密度函数和条件密度函数, 则有

$$f(\Delta p_t, \Delta y_t | \Omega_{t-1}) = f_p(\Delta p_t | \Omega_{t-1}) \cdot f_{y|p}(\Delta y_t | \Omega_{t-1}, \Delta p_t) \quad (7)$$

其中, 联合概率密度和边缘概率密度分别从 copula 模型和核密度估计中得到, 故由式(7)可求得条件密度函数. 通过条件密度函数就可以进一步分析上市公司违约概率变化和市值变化之间的关系.

2 实证结果

2.1 样本选取

本文选取了 2000~2008 年 8 年间沪深 A 股市场所有上市公司作为研究样本, 并以各年度年末时点为间隔构造了 8 个抽样期间来对比分析不同时间段上市公司违约概率变化和市值变化之间的关系. 例如 2000~2001 年即是指 2000-12-31~2001-12-31 这一时间段. 从总样本中去除了数据缺失的样本后各年度样本个数如表 1 所示.

2.2 计算上市公司违约概率变化和市值变化百分比

本文收集了 2000~2010 年所有被特殊处理 (ST) 的上市公司的特殊处理变动信息. 数据来源于国泰安金融数据库中的“中国特殊处理与特别转让股票研究数据库”. 考虑到证监会发布特殊处理公告的时间要滞后于公司实际出现信用问题的时间, 故本文使用如下方法来确定各上市公司在各个年度的财务状况: ①若上市公司由于两年连续亏损在第 t

表 1 各抽样期间包含的样本个数

Tab. 1 Total sample numbers of each sampling period

样本区间	2000~2001	2001~2002	2002~2003	2003~2004	2004~2005	2005~2006	2006~2007	2007~2008
样本个数	995	1 074	1 142	1 209	1 308	1 322	1 379	1 490

表 2 各年度 logistic 模型参数估计值
Tab. 2 Estimation of logistic model parameters of each year

年度		变量名					
		C	ratio ₁	ratio ₂	ratio ₃	ratio ₄	ratio ₅
2000	估计值	2.460 6***	0.009 3	0.344 3***	-0.048 5***	0.173 8	0.019 8***
	标准差	0.175 0	0.012 5	0.070 5	0.029 5	0.112 8	0.007 6
2001	估计值	2.488 3***	0.041 5	-0.002 5	1.011 2***	-0.043 2	0.051 3***
	标准差	0.141 8	0.030 2	0.014 3	0.240 5	0.027 5	0.012 4
2002	估计值	2.268 7***	0.008 4	-0.011 6*	1.773 3***	-0.008 4	0.009 3**
	标准差	0.106 9	0.008 5	0.006 5	0.240 8	0.022 4	0.004 1
2003	估计值	2.128 7***	0.008 5	0.005 7	0.100 3**	0.008 9	0.002 2**
	标准差	0.107 1	0.006 0	0.006 4	0.047 5	0.030 2	0.001 1
2004	估计值	1.925 6***	-0.002 2	0.003 5***	0.009 9	0.128 4**	0.004 2***
	标准差	0.115 9	0.004 0	0.001 9	0.006 9	0.061 1	0.001 4
2005	估计值	1.858 3***	0.010 8	0.000 0	1.250 3***	0.066 7***	0.008 9***
	标准差	0.086 3	0.007 6	0.000 0	0.111 7	0.019 9	0.001 9
2006	估计值	2.022 3***	0.002 8	0.010 3***	0.868 0***	-0.035 3	0.007 5***
	标准差	0.094 7	0.004 8	0.003 5	0.124 6	0.025 7	0.002 6
2007	估计值	2.247 8***	-0.001 0	0.003 4	0.036 3	-0.115 6***	0.006 5**
	标准差	0.098 6	0.001 6	0.002 5	0.040 4	0.032 4	0.003 1
2008	估计值	2.310 5***	-0.001 4*	0.178 8***	-0.008 8	0.012 9	0.001 9*
	标准差	0.089 4	0.000 8	0.026 2	0.015 4	0.016 6	0.001 0

【注】 *、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著

年被特殊处理,则认为其财务状况在第 $t-1$ 年和 $t-2$ 年均已出现问题. ②若上市公司由于其他财务原因在第 t 年被特殊处理,则根据具体公告信息来判断其第 $t-1$ 年和 $t-2$ 年的财务状况. ③若上市公司在第 t 年由于非财务原因被特殊处理,则不认为其曾出现财务问题. ④若上市公司在第 t 年被撤销退市风险警示,但仍然保持特别处理,则不认为其财务状况恢复正常. ⑤若上市公司在第 t 年被撤销特别处理,则认为其在第 $t-1$ 年财务状况已经恢复正常. 并根据具体公告内容判断其 $t-2$ 年的财务状况是否同样恢复正常.

由以上规则可以判断上市公司各年度的财务状况. 设上市公司财务出现问题时被解释变量取 1, 财务正常时被解释变量取 0, 则可以得到各年度的被解释变量集合. 根据胡心瀚等^[14]的变量选择方法, 在误差设定为 1% 时, 通过样本数据可以计算得到从候选财务指标中筛选出的解释变量集合 $\{ratio_k\}, k=1, \dots, 5$. 集合中包含的 5 个财务指标分别为: “固定资产周转率”、“营业利润率”、“财务杠杆系数”、“净利润增长率”以及“净资产收益率”. 财务指标数据来自国泰安金融数据库中的“中国上市公司财务指标分析数据

库”. 根据式(1)可以估计出各年度 logistic 回归模型的参数 $\beta_k(k=0, \dots, 5)$ 的估计值, 如表 2 所示.

已知模型参数, 各年度各家上市公司的违约概率可以通过式(2)计算得到. 由于样本量较大, 计算结果这里不再列出. 表 3 给出了各年度上市公司违约概率样本的描述性统计量. 从表 3 中可以看出 2000~2005 年上市公司的平均违约概率逐渐升高, 2005 年以后则开始逐渐降低. 2005 年平均违约概率达到最大值, 且公司间的差异较大. 由于解释变量集

表 3 各年度上市公司违约概率样本统计性质
Tab. 3 Statistical properties of default probability of listed company each year

年度	均值	标准差	峰度	偏度
2000	0.062 1	0.117 8	39.578 2	5.774 8
2001	0.083 9	0.106 3	53.213 4	6.820 0
2002	0.102 6	0.122 3	37.169 8	5.634 7
2003	0.101 0	0.066 1	105.454 4	9.311 4
2004	0.115 4	0.096 5	59.231 5	7.117 9
2005	0.151 4	0.199 0	11.648 5	3.036 0
2006	0.137 0	0.137 2	27.368 6	4.826 6
2007	0.118 7	0.104 9	51.341 2	6.680 3
2008	0.097 2	0.086 5	84.908 2	8.714 5

合已排除了噪声变量和相关性变量,因此由以上方法计算得到的违约概率具有较高的可靠性。

通过违约概率数据可以方便地得到各抽样期间的上市公司违约概率变化值 $\Delta p_{it}, t=1, \dots, 8, i=1, \dots, N_t$. 图 1 给出了 2000~2001 年、2004~2005 年、2006~2007 年以及 2007~2008 年 4 个抽样期间上市公司违约概率变化 Δp_{it} 的核密度估计结果,从图中可以看到核密度估计可以较好地拟合样本数据。

考虑到我国股票市场股权结构的特殊性,本文采用上市公司的总市值来度量上市公司市值的变化. 数据来源于万得(wind)资讯金融数据库. 按照类似的方法,可以得到各年度各上市公司样本的市值变化百分比 Δy_{it} 以及其概率密度的核密度估计值。

表 4 给出了各抽样期间上市公司市值变化百分比的统计性质. 从表中可以看到除 2005~2006 年和 2006~2007 年两个抽样期间外,其余抽样期间上市公司的市值平均来看都在减少. 2007~2008 年平均每个上市公司市值减少 51.22%,为跌幅最大的抽样期间. 2006~2007 年平均每个上市公司市值增加约 220%,为涨幅最大的抽样期间. 此外从标准差和

峰度来看,2006~2008 年为市值变化最剧烈的时期. 由于篇幅原因,各抽样期间公司市值变化百分比的核密度估计图这里不再给出。

表 4 各抽样期间上市公司市值变化百分比样本统计性质
Tab. 4 Sample statistical properties of percentage of market value changes of listed company of each sampling period

抽样期间	均值	标准差	峰度	偏度
2000~2001	-0.213 3	0.177 1	6.907 6	1.179 6
2001~2002	-0.195 7	0.177 8	8.644 1	1.694 1
2002~2003	-0.123 9	0.280 7	6.138 2	1.366 0
2003~2004	-0.148 4	0.252 5	5.583 9	1.006 6
2004~2005	-0.178 7	0.245 0	7.719 9	1.523 9
2005~2006	0.674 4	0.939 6	58.049 2	4.915 5
2006~2007	2.209 7	3.376 1	697.602 2	22.978 4
2007~2008	-0.512 2	2.112 4	449.145 4	37.810 7

2.3 违约概率变化和市值变化百分比联合分布估计

首先计算各抽样期间上市公司违约概率变化和市值变化百分比之间的 Kendall 相关系数 ρ , 计算结果如表 5 所示。

从表 5 可以看出除了 2003~2004 年和 2005~2006 年两个抽样期间之外,其余各抽样期间的

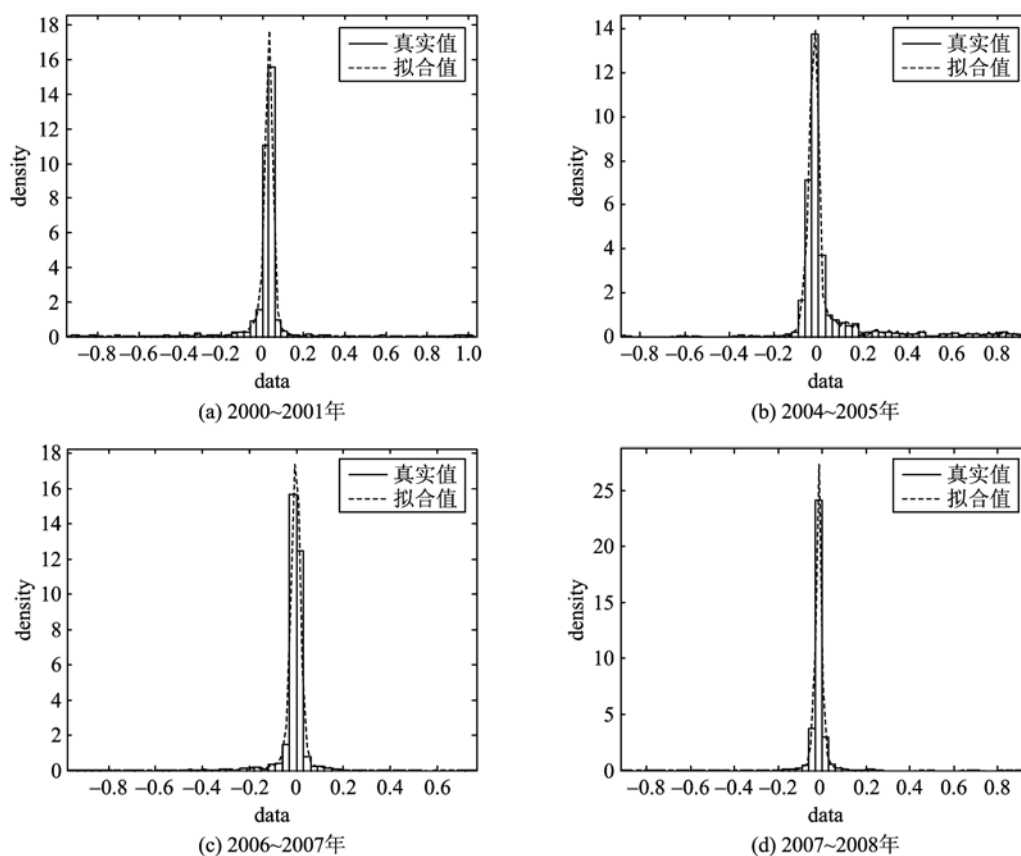


图 1 各抽样期间违约概率变化的核密度估计结果

Fig. 1 Kernel density estimation results of default probability changes of each sampling period

表 5 各抽样期间上市公司违约概率和市值变化百分比间的 Kendall 相关系数
 Tab. 5 Kendall correlation coefficient between percentage of market value Changes
 and default probability of listed company of each sampling period

样本区间	2000~2001	2001~2002	2002~2003	2003~2004	2004~2005	2005~2006	2006~2007	2007~2008
ρ	-0.082	-0.080	-0.061	0.004	-0.256	0.045	-0.046	-0.061

Kendall 相关系数均为负,说明上市公司违约概率变化和市值变化百分比之间存在一定负相关关系。此外,由表 5 中的相关系数可以确定候选的 8 个 Archimedean copula 类,其生成函数分别为(其中 γ 为参数):

- No. 1 $\varphi_\gamma(t) = (t^{-\gamma} - 1)/\gamma$
- No. 2 $\varphi_\gamma(t) = (1 - t)^\gamma$
- No. 3 $\varphi_\gamma(t) = \ln[(1 - \gamma(1 - t))/t]$
- No. 4 $\varphi_\gamma(t) = (-\ln t)^\gamma$
- No. 5 $\varphi_\gamma(t) = \ln(e^{-\gamma} - 1) - \ln(e^{-t} - 1)$
- No. 6 $\varphi_\gamma(t) = -\ln(\gamma t + (1 - \gamma))$
- No. 7 $\varphi_\gamma(t) = (1 - t)/[1 + (\gamma - 1)t]$
- No. 8 $\varphi_\gamma(t) = (1 - t^{1/\gamma})^\gamma$

其中,2003~2004 年和 2005~2006 年两个抽样期间样本的 Archimedean copula 候选类序号集合为 {1, 2, 3, 4, 5, 7, 8}, 2004~2005 年样本的候选 copula 类序号集合为 {1, 2, 5, 6, 7, 8}, 其余抽样期间样本的候选 copula 类序号集合为 {1, 2, 3, 5, 6, 7, 8}。根据表 5 中的 Kendall 相关系数 ρ 计算出参数 γ 的估计值后,即可使用分布函数法、Klugman-Parsa 法以及非参数方法 3 种检验方法对各候选 copula 类进行检验。由于篇幅原因,表 6 仅给出了各抽样期间通过 3 种检验的 copula 类的参数估计结果以及检验 p 值。从表中可以看到,当置信水平为 5% 时,第 5 类 copula 对于所有抽样期间的样本拟合均通过了 3 种检验且效果较好。

第 5 类 copula 又称为 Frank copula,该类 copula 函数可以很好地描述随机变量的双边尾部相关性。设 $F_p(\cdot)$ 和 $F_y(\cdot)$ 分别为上市公司违约概率变化和市值变化百分比的边缘分布函数,则根据 Frank copula 的定义可以得到二者联合分布的表达式:

$$F(\Delta p_{it}, \Delta y_{it}) = C(F_p(\Delta p_{it}), F_y(\Delta y_{it}), \gamma) = -\frac{1}{\gamma} \log[1 - (1 - e^{-\gamma F_p(\Delta p_{it})}) \cdot (1 - e^{-\gamma F_y(\Delta y_{it})}) / (1 - e^{-\gamma})] \quad (8)$$

通过式(8)的联合分布表达式可以推出其条件分布的函数形式。如给定 Δp 后 Δy 的条件分布函数可表示如下:

$$F_{y|p} = C_1(F_p(\Delta p_{it}), F_y(\Delta y_{it})) = \frac{e^{\gamma(e^{\gamma F_y(\Delta y_{it})} - 1)}}{-e^{\gamma} + e^{(\gamma + \gamma F_p(\Delta p_{it}))} - e^{(\gamma F_p(\Delta p_{it}) + \gamma F_y(\Delta y_{it}))} + e^{(\gamma + \gamma F_y(\Delta y_{it}))}} \quad (9)$$

同理可以推出给定市值变化条件下违约概率变化的条件分布。为了进一步分析违约概率变化和市值变化之间的关系,下面通过式(10)来计算违约概率变化和市值变化的条件 VaR:

$$CVaR(\alpha) = F_{y|x}^{-1}(1 - \alpha | x_i) \quad (10)$$

由于式(9)中条件分布的反函数难以写出显式的表达式,故这里使用数值方法来计算条件 VaR。图 2 给出了在置信水平为 5% 的条件下,各抽样期间上市公司违约概率变化 Δp 取不同值时市值变化百分比 Δy 的条件 VaR 的变化情况。为了更清楚地刻画条件 VaR 的变化特点,图中只考虑了 Δp 在 $[-0.2, 0.2]$ 区间内变化时的情况。同时我们还在表 7 中给出了各抽样期间条件 VaR 变化曲线拐点所对应的 Δp 的值。

首先,从图 2 中可以看出除了 2003~2004 年和 2005~2006 年两个抽样期间之外,其余抽样期间中上市公司违约概率升高的幅度越大则其市值下降的风险就越高,反之违约概率降低的幅度越大市值下降的风险就越低,二者之间存在明显的负相关关系。因此可以认为我国股票市场的股票价格能一定程度上反映上市公司信用问题,结构化信用分析模型在我国股票市场有应用的空间。此外,由于本文的违约概率是通过上市公司的财务指标计算出来的,因此说明财务问题同样会影响上市公司的市值,在总股本保持不变时也就是影响其股价。其次,从图 2 和表 7 中还可以看到各抽样期间市值变化 CVaR 曲线拐点对应的 Δp 的值基本在零点附近。也就是说当 Δp 取值在零点附近时市值变化 CVaR 的变化幅度较大,而随着违约概率变化的幅度不断增加其对市值变化的影响也在不断减弱。造成这一现象的原因可能是由于投资者更加注重公司质量的质变而非量变,即对违约概率变化的方向敏感度较高。例如若上市公司违约概率升高则说明公司经营出现了问题,投资者就会据此调整对公司前景的预期,从而造成

表 6 各抽样期间通过 3 种检验的 copula 参数估计及检验结果

Tab. 6 Estimation and testing results of copula parameters of each sampling period

抽样期间	copula 候选类	参数 γ	3 种检验方法 p -value		
			分布函数法	Klugman-Parsa 法	非参数方法
2000~2001	No. 1	-0.150 8	0.019 9**	0.889 9**	0.174 2**
	No. 5	-0.737 9	0.173 4**	0.980 0**	0.675 5**
2001~2002	No. 1	-0.148 1	0.031 1**	0.766 4**	0.377 6**
	No. 5	-0.723 5	0.251 7**	0.557 7**	0.949 2**
2002~2003	No. 5	-0.550 2	3.49E-03**	0.398 6**	0.020 4
	No. 1	8.75E-03	0.368 2**	0.817 8**	0.920 9**
2003~2004	No. 3	0.445 0	0.045 2**	0.881 3**	3.10E-03
	No. 4	1.004 4	0.299 1**	0.886 0**	0.873 7**
	No. 5	0.039 2	0.343 6**	0.883 2**	0.898 7**
2004~2005	No. 5	-2.439 7	0.912 5**	0.875 8**	0.986 8**
	No. 1	0.094 3	0.111 6**	0.467 6**	0.295 4**
2005~2006	No. 3	0.450 9	0.017 0**	0.839 1**	0.010 4
	No. 4	1.047 2	0.018 6**	0.388 5**	0.574 2**
	No. 5	0.406 0	0.054 0**	0.441 2**	0.705 4**
2006~2007	No. 1	-0.087 7	0.301 0**	1.000 0**	0.275 6**
	No. 5	-0.413 3	0.164 3**	0.995 4**	0.131 2**
2007~2008	No. 1	-0.114 7	0.566 2**	0.999 2**	0.900 8**
	No. 3	0.436 3	1.30E-03**	0.725 8**	1.59E-06
	No. 5	-0.549 3	0.939 9**	0.990 1**	0.742 8**

【注】 ** 表示在 5% 的置信水平下 copula 模型通过检验

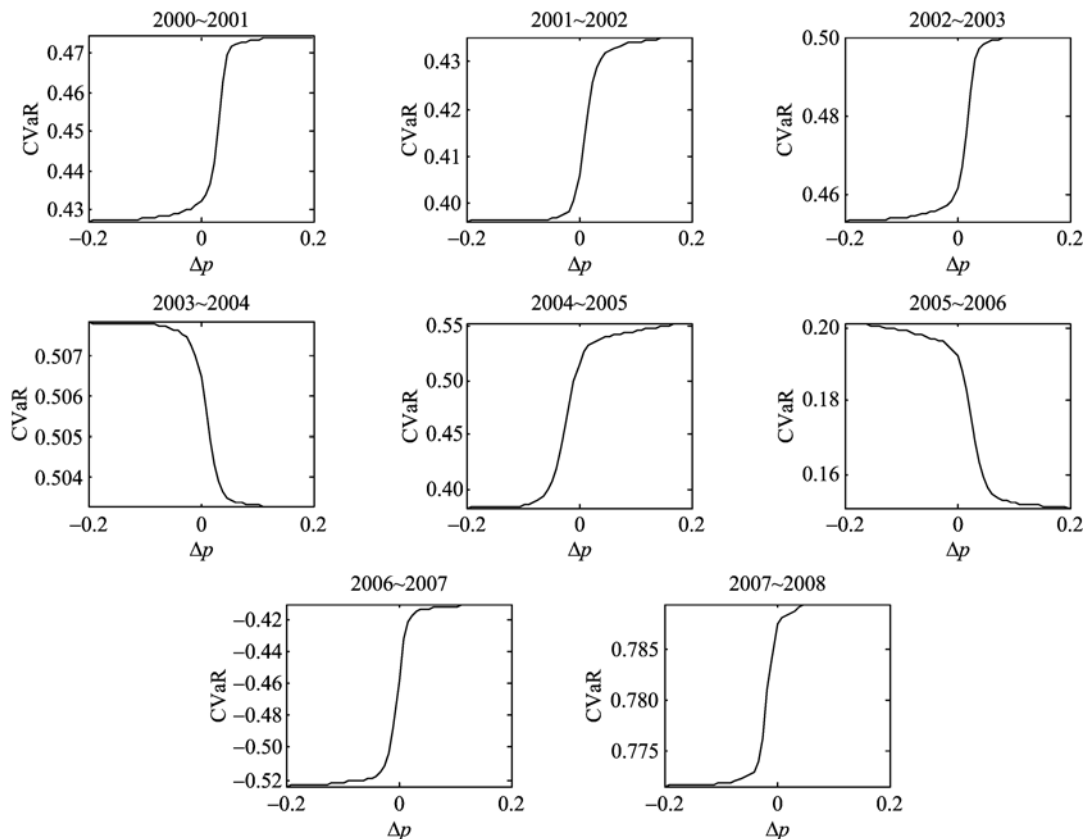


图 2 各抽样期间给定违约概率变化条件下市值变化的 CVaR(置信水平为 5%)

Fig. 2 CVaR of market value change conditioned on default probability of each sampling period (confidence level is 5%)

表 7 各抽样期间公司市值变化 CVaR 曲线拐点对应的 Δp 的值

Tab. 7 Δp value corresponds to Turning point of the CVaR curve of listed company of each sampling period

样本区间	2000~2001	2001~2002	2002~2003	2003~2004	2004~2005	2005~2006	2006~2007	2007~2008
拐点对应的 Δp	0.032	0	0.016	0.008	-0.024	0.024	-0.008	-0.024

股价下跌、市值减少。反之若公司的违约概率降低则说明公司的经营状况得到了改善,投资者同样会调整预期看好公司前景,从而买入股票抬高股价。但是相对来说投资者对于违约概率变化幅度敏感性则较低。这—是因为普通投资者难以量化上市公司经营状况变化的程度。二是因为违约概率变化对投资者的边际效应是递减的,对于投资者来说违约概率增加 40%和增加 50%没有明显的区别。最后,比较各抽样期间上市公司市值变化 CVaR 的值可以看出,当股市处于牛市时公司市值下降的风险较低而熊市时则较高。这和实际情况也是相符的。

需要说明的是,与其他抽样期间不同,在 2003~2004 年和 2005~2006 年两个抽样期间违约概率的变化和公司市值的变化呈现了一种正相关状态。然而通过对图 2 的进一步观察可以发现,在 2003~2004 年的市值变化 CVaR 图中,纵坐标即 CVaR 的刻度值和其他图相比非常小,也就是说在该抽样期间违约概率

的变化对市值下降的风险几乎没有影响。因此可以认为这一时期二者的正相关性是不显著的。而对于 2005~2006 年来说情况则比较特殊,由于这一时期是我国股权分置改革的高峰期,因此可能存在一些经营状况存在问题的上市公司通过股权改革使股价不跌反涨,扰乱了市值和违约概率之间的相关关系。

下面以同样的方式考虑各抽样期间上市公司给定市值变化百分比 Δy 条件下违约概率变化的条件 VaR 变化情况。当 Δy 的变化区间为 $-200\% \sim 200\%$,置信水平为 5%时, Δp 的条件 VaR 的变化如图 3 所示。与图 2 不同的是这里条件 VaR 刻画的是违约概率变化的上尾风险。

从图 3 中可以看出,2003~2004 年以及 2005~2006 年两个抽样期间表现出了与其他抽样期间不同的特征,当市值增加时违约概率增加的风险反而增大。出现这一情况的原因同图 2 是类似的,这里不再赘述。在剩余的 6 个抽样期间中,违约概率的变化

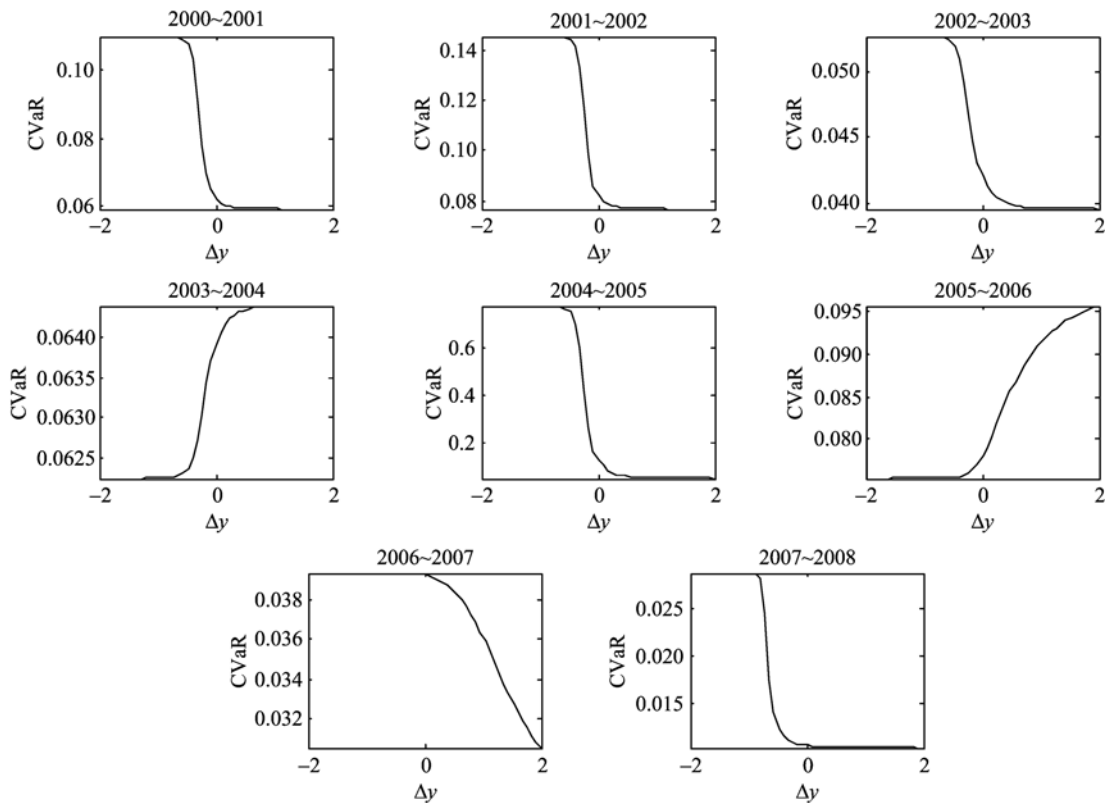


图 3 各抽样期间给定市值变化条件下违约概率变化的 CVaR(置信水平为 5%)

Fig. 3 CVaR of default probability change conditioned on market value change of each sampling period (confidence level is 5%)

与市值的变化都呈负相关,且除了 2006~2007 年之外其余区间 Δy 的零点都处于条件 VaR 曲线拐点的右侧. 说明市值增加使违约风险降低的程度要低于市值减少使违约风险上升的程度,即市场对市值降低的敏感度更高. 2006~2007 年的情况则稍有不同,可以看到该区间中 Δy 的零点处于拐点的左侧,即违约风险对市值升高的敏感度较高. 但仔细观察后可以发现,和其他抽样期间的图形相比,2006~2007 年的图中曲线没有明显的拐点出现,且纵坐标的间隔较小. 此外,考虑到 2006~2007 年正值股市大涨的阶段,样本中很少出现市值下降的公司. 因此该年度图形与其他年度的差异可能是由于市值降低和违约概率升高的样本较少从而导致二者的关系拟合不充分.

为了进一步评估模型的可靠性,本文使用 Kupiec^[13] 提出的似然比检验法来判断模型的预测效果.

本文使用第 $t-1$ 年的 copula 模型来预测第 t 年公司违约概率变化的条件 VaR,并通过计算似然比检验的 p -value 来判断预测结果的准确度. 表 8 是假设已知第 t 年市场违约概率边缘分布已知而联合分布未知情况下的预测值,表 9 是假设第 t 年联

合分布和边缘分布均未知的情况下计算得到的预测值,其中 \hat{f} 表示预测失败率的估计值.

从表 8 中可以看出,在置信水平分别取 10%、5% 和 1% 条件下模型基本都以很高的置信度通过了似然比检验,说明通过 copula 模型得到的条件 VaR 较为可信,且各年度违约概率和市值变化的相关结构较为稳定. 在 7 个抽样期间中只有 2005~2006 年没有通过检验,说明这一期间股权分置改革使市场结构发生了变化,严重影响了预测的准确度. 而从表 9 中可以看出当违约概率边缘分布未知的情况下预测精度出现了明显的下降,说明违约概率的分布随时间变化较大. 对比表 3 可以看出,当前一抽样期间的违约概率高于后一抽样期间时,则会造成预测结果高估实际违约风险,反之则会使预测值低估实际违约风险. 造成这种情况的原因在于各个年度违约概率的变化随市值变化的敏感度是不同的,即不同年度市值降低 1% 所造成违约概率升高的幅度是不一样的.

4 结论

本文首先结合变量选择方法从上市公司财务指

表 8 各抽样期间公司市值变化 CVaR 预测似然比检验结果(违约概率边缘分布已知)

Tab. 8 Likelihood ratio test results of CVaR forecast of listed company of each sampling period
(The probability of default edge distribution is known)

抽样期间	样本数	$\alpha=10\%$		$\alpha=5\%$		$\alpha=1\%$	
		\hat{f}	p -value	\hat{f}	p -value	\hat{f}	p -value
2001~2002	1 074	0.101 5	0.871 0	0.046 6	0.600 4	0.008 4	0.583 0
2002~2003	1 142	0.091 9	0.358 3	0.046 4	0.573 3	0.008 8	0.666 1
2003~2004	1 209	0.096 8	0.707 1	0.045 5	0.465 5	0.009 1	0.749 0
2004~2005	1 308	0.100 9	0.912 1	0.051 2	0.839 8	0.009 9	0.982 2
2005~2006	1 322	0.139 9	4.33E-06	0.077 9	1.56E-05	0.016 6	0.026 7
2006~2007	1 379	0.097 2	0.725 2	0.047 9	0.713 6	0.010 9	0.746 8
2007~2008	1 490	0.100 0	1.000 0	0.048 3	0.765 1	0.009 4	0.812 9

表 9 各抽样期间公司市值变化 CVaR 预测似然比检验结果(违约概率边缘分布未知)

Tab. 9 Likelihood ratio test results of CVaR forecast of listed company of each sampling period
(The probability of default edge distribution is unknown)

抽样期间	样本数	$\alpha=10\%$		$\alpha=5\%$		$\alpha=1\%$	
		\hat{f}	p -value	\hat{f}	p -value	\hat{f}	p -value
2001~2002	1 074	0.101 5	0.871 0	0.066 1	0.020 7	0.005 6	0.112 8
2002~2003	1 142	0.030 6	0	0.007 9	7.77E-16	0.002 6	0.002 9
2003~2004	1 209	0.137 3	3.84E-05	0.078 6	2.40E-05	0.027 3	6.29E-07
2004~2005	1 308	0.182 0	0	0.164 4	0	0.042 0	0
2005~2006	1 322	0.193 6	0	0.018 9	3.44E-09	0	2.54E-07
2006~2007	1 379	0.031 2	0	0.023 2	3.78E-07	0.003 6	0.006 2
2007~2008	1 490	0.049 0	5.39E-13	0.034 9	0.004 8	0	2.54E-07

标集合中筛选出了对信用风险最具解释能力的变量集合,接着以该集合作为 logistic 回归模型的解释变量集合计算了各年度各个上市公司的违约概率,并使用非参数核密度估计拟合了其边缘分布.为了分析违约概率和上市公司市值变化之间的关系,本文通过引入 Archimedean copula 拟合了二者的联合分布,并据此计算了市值变化以及违约概率变化的条件分布及其 VaR.

通过分析各抽样期间市值以及违约概率变化的条件 VaR 变化图,本文主要得到了以下结论:①总体来看上市公司的违约概率和市值变化之间存在负相关关系,但在个别特殊时期(如股权分置改革)二者的负相关性会减弱甚至逆转.因此 KMV 等结构化信用风险分析模型在中国股票市场上应用存在其合理性,但不能完全依赖.②投资者对上市公司违约概率变化的方向较为敏感,而对于违约概率变化的幅度则敏感性逐渐降低.③财务指标变量不但会影响上市公司的信用风险,同时也会对其股价和市值产生影响,引起市场风险变化.④违约概率的风险变化对公司市值降低较为敏感,而对市值升高的敏感度较低.⑤影响模型预测精度的主要因素是违约概率边缘分布的变化,而违约概率和市值变化的相依结构则相对稳定.

本文的研究工作还可以从以下几个方面进行进一步扩展.首先,对于上市公司违约概率的计算可以考虑使用面板数据研究方法来提高模型的拟合精度.并且可以考虑在模型中加入公司治理变量等新的信用风险影响因素.其次,对于不同行业不同板块违约概率和市值间的关系还有待研究.最后,对于2005~2006年上市公司违约概率和市值变化之间出现的正相关关系,本文提出可能是受股权分置改革的影响.这一假设还需要用实际数据进行验证.

参考文献(References)

- [1] Jarrow R A, Turnbull S M. The intersection of market and credit risk [J]. Journal of Banking & Finance, 2000, 24(1-2): 271-299.
- [2] Merton R C. An intertemporal capital asset pricing model[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1973, 41(5): 867-887.
- [3] Kurbat M, Korabev I. Methodology for testing the level of the EDFTM credit measure [R]. San Francisco, CA, USA: KMV LLC, 2002.
- [4] Stein R M. Are the probabilities right? A first approximation to the lower bound on the number of observations required to test for default rate accuracy [R]. San Francisco, CA, USA: KMV LLC, 2003.
- [5] Bohn J, Crosby P. Modeling default risk: Modeling methodology[R]. San Francisco, CA, USA: KMV LLC, 2003.
- [6] Zheng Mao. Empirical research of credit risk for the public company using EDF model [J]. Journal of Industrial Engineering and Engineering Management, 2005, 19(3): 151-154.
郑茂. 基于 EDF 模型的上市公司信用风险实证研究 [J]. 管理工程学报, 2005, 19(3): 151-154.
- [7] Ma Ruowei. Testing KMV on the financial distress of listed companies in China[J]. Application of Statistics and Management, 2006(5): 593-601.
马若微. KMV 模型运用于中国上市公司财务困境预警的实证检验 [J]. 数理统计与管理, 2006(5): 593-601.
- [8] Zhang Nengfu, Zhang Jia. The application of amended KMV model in measuring credit risk of China listed companies[J]. Forecasting, 2010, 29(5): 48-52.
张能福, 张佳. 改进的 KMV 模型在我国上市公司信用风险度量中的应用 [J]. 预测, 2010, 29(5): 48-52.
- [9] Hu Xinhan, Ye Wuyi, Miao Baiqi. Risk analysis of continuously rising and falling stock yield based on Copula-ACD method[J]. Systems Engineering-Theory & Practice, 2010, 30(2):298-304.
胡心瀚, 叶五一, 缪柏其. 基于 Copula-ACD 模型的股票连涨和连跌收益率风险分析 [J]. 系统工程理论与实践, 2010, 30(2):298-304.
- [10] Sklar A. Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges [J]. Publ Inst Statist Univ Paris, 1959, 8:229-231.
- [11] Tang D Y, Yan H. Market conditions, default risk and credit spreads [J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34(4): 743-753.
- [12] De Matteis R. Fitting copulas to data [J]. Institute of Mathematics/University of Zurich, 2001, 76(8): 504-512.
- [13] Kupiec P. Techniques for verifying the accuracy of risk management models [J]. The Journal of Derivatives, 1995, 3(2): 174-184.
- [14] Hu Xinhan, Ye Wuyi, Miao Baiqi. Variable selection in credit risk models for Chinese listed companies[J]. Application of Statistics and Management, 2012, 31(6):1 117-1 124.
胡心瀚, 叶五一, 缪柏其. 上市公司信用风险分析模型中的变量选择 [J]. 数理统计与管理, 2012, 31(6): 1 117-1 124.