文章编号:1000-6788(2006)12-0055-07

信贷资产异质性对信贷组合损失的影响研究

曾　健,陈俊芳
(上海交通大学 管理学院,上海 200030)

摘要: 在新巴塞尔协议的资本监管框架下,同一信用级别中的信贷资产被认为是同质的. 本文结合 Vasicek 模型分析了资产异质性对信贷组合损失的影响,并比较了不同参数的异质性对损失的影响效果. 分析结果显示,异质性对信用风险损失分布尤其是分布尾部有较大影响,忽略异质性一般会高估信用损失;较之资产的行业相关性,违约率和违约波动率的异质性影响可能更为显著;有关信贷组合分散化的探讨往往局限于正态假设,这将导致信用损失的低估.

关键词: 信贷组合;异质性;信用风险损失
中图分类号: F830　　**文献标志码**: A

A Study on Effects of Portfolio Heterogeneity on the Credit Losses

ZENG Jian, CHEN Jun-fang
(Management School of Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200030, China)

Abstract: In the New Basel Accord, homogeneity assumptions are used for assets within a same credit rating category. In this paper, the impacts of heterogeneity of credit portfolio on credit losses are analyzed for the Vasicek model, also comparisons of impacts of different parameters are made. The results indicate that ignoring the heterogeneity of a credit portfolio can result in misestimating of distribution of credit losses, especially for the tail of the distribution, moreover, the credit losses can be affected more by the heterogeneity of default rates and their volatility than the sector correlations. The Gaussian assumption that is widely used in the analysis of diversification effects of credit portfolio can dramatically underestimate the credit losses

Key words: credit portfolio; heterogeneity; credit losses

0　引言

在新巴塞尔协议的监管框架下,同一信用级别中的信贷资产被认为是同质的[1]. 在同质性假设下,当贷款集中度很低时,通过解析方式即可求得所需监管资本. 然而在许多情况下,忽略贷款组合的异质性(heterogeneity)将带来明显的估算误差. 新协议采用的违约模型(即 Vasicek 模型)是一种单因素信用风险模型,模型假设信用风险损失(贷款的违约损失)仅取决于各贷款的违约概率及贷款对系统因素的敏感度[2];而信用级别相同的贷款具有相同的违约率和相关系数. 研究表明,贷款企业所处的行业、地区特征及资本结构均将对其信用风险产生直接影响. 首先,对于同一信用级别的贷款,由于行业、地区的差异,客观上存在着不同的违约概率;其次,行业、地区的差异以及企业的资本结构也决定了不同企业对于某一系统风险因素的敏感性并不相同;此外,系统风险本身也是由多种因素形成的,不同的行业、地区所具有的系统风险因素可能具有相当大的差别[3].

目前有关异质性对信贷组合损失的影响研究并不完善,以往相关研究主要集中于对不同行业与地区信用风险的比较,贷款集中度对组合损失的影响,不同因素数量对风险模型结果的影响等. Daniel (2003) 研究了德国各行业的资产违约率及相关系数的变化及经济周期对信用风险的影响[4];Carling(2002) 等人研究了信用级别数量对监管资本的影响[5];Gordy 等人(2003) 分析了贷款组合内贷款数量与权重对组合损失

收稿日期:2005-09-12

作者简介:曾健(1971 -),男(汉),广东人,博士,研究方向:金融工程与风险管理;陈俊芳(1945 -),男(汉),江苏人,教授,博士生导师,研究方向:企业优化管理理论与方法.

的影响,并提出基于贷款集中度的调整方法[2];Pesaran 等人(2004)通过比较研究,认为区域的异质性对违约损失的影响较行业更为显著[3],Bai 等人(2002)研究了因素模型中因素个数对模型预测能力的影响[6]. Tasche(2005)等学者对单因素模型进行了扩展,认为采用双因素模型可以更好地反映贷款分散化效果[7]. Garcia 等人(2005)探讨了单因素模型中如何对贷款组合损失及边际损失进行调整的问题等[8].

总体上,现有研究较多专注于探讨某一影响因素对信用风险损失的影响作用,相关研究一般仍基于正态假设,过多地强调了异质性对降低资本的作用,有关异质性对信用风险损失的全面影响仍有待研究. 鉴于 Vasicek 模型在新协议中的重要作用,本文将主要结合该模型,分别采用解析及模拟的方法,探讨资产异质性对信用风险损失的影响问题.

1 Vasicek 模型与信用损失的极限分布

新协议采用的违约模型(即 Vasicek 模型)是一种单因素信用风险模型. 因素模型的基础是 Merton 模型,模型假设 t 时刻贷款违约事件 d_t 的发生依赖于潜在违约过程(underlying default process) X_t,当 X_t 低于某一阈值 α_t 时即触发违约事件,X_t 通常被假设为股票价格或资产价值的变化过程,而在一般情况下,并不需要明确违约过程所具体指代的因素. 模型中违约相关性通过各违约过程对系统因素 Y_t(为标准正态分布)的敏感度来反映,信用级别 k 的非系统因素由一标准正态变量 $U_{t,k}$ 表示,Y_t 与 $U_{t,k}$ 相互独立. 模型中正态分布的假设条件主要出于方便考虑,采用其它分布并不影响模型的有效性. 对于信用级别为 k 的一年期的贷款 i(省略下标 t),若 α_k 为其违约阈值,违约状态可表示为:

$$d_{ik} = \begin{cases} 1, & X_{i,k} \leq a_k \\ 0, & X_{i,k} > a_k \end{cases}, \tag{1}$$

其中 $d_{ik} = 1$ 表示贷款发生违约,$d_{ik} = 0$ 表示未发生违约. 以 Vasicek 模型为例,违约过程 $X_{i,k}$ 可表示为:

$$X_{i,k} = \sqrt{\rho} \cdot Y + \sqrt{1 - \rho} \cdot U_{i,k}, \tag{2}$$

式中:$0 < \rho \leq 1$,可理解为资产相关系数. 对于 Vasicek 模型,假定信贷组合内的贷款具有相同的违约率 p,各贷款的潜在违约因素(underlying default factors,通常假设为贷款企业的资产价值或股票价格)的相关系数为 ρ,当组合内贷款数量 $N \to \infty$ 时,Vasicek 给出了信用风险损失的极限分布(以下的分析中均假设回收率为零,违约敞口为 1),可表示为:

$$F_l(x) = \Phi\left[\frac{\sqrt{1-\rho}\,\Phi^{-1}(x) - \Phi^{-1}(p)}{\sqrt{\rho}}\right], \tag{3}$$

式中:Φ 为标准正态分布函数,Φ^{-1} 为其反函数. 可以看到,损失极限分布仅由 p 及 ρ 决定,其中 p 决定了组合的预期损失 EL,而 ρ 决定了损失分布的其它特征,包括波动性,偏度及峰度等.

非预期损失 UL 一般可用损失的方差 $V(l)$ 来确定,此处可表示为:

$$V(l) = p \cdot (1 - p) \cdot \left[\rho^* + \left(1 - \rho^*\right) \sum_{j=1}^{N} w_j^2\right], \tag{4}$$

其中 w_i 为各贷款的权重,ρ^* 为违约相关系数(仅由 p 及 ρ 所确定),当 N 趋于无穷大时,$V(l)$ 的极限为:

$$\lim_{N \to \infty} V(l) = p(1 - p)\rho^*, \tag{5}$$

因此当 N 足够大时,组合内各贷款权重的改变无法影响非预期损失,非预期损失仅取决于资产相关系数 ρ 与违约率 p.

2 模型参数异质性对组合损失的影响

2.1 参数异质性对预期损失的影响

由于在 Vasicek 模型中,信用风险损失的极限分布由资产相关系数 ρ 与违约率 p(或违约阈值 α)所确定,以下我们将考虑当这两个参数变动时预期损失 EL 与非预期损 UL 发生的变化.

Vasicek 模型中的预期损失 EL 取决于违约率 P(或违约阈值 α),为反映贷款 i 的违约阈值 α_i 的波动

状况,可将其表示为:

$$\alpha_i = \alpha + v_i, \tag{6}$$

其中 v_i 为一变量,为 α_i 相对于均值 α 的偏差,为简化起见,不妨假设 v_i 为正态分布,标准差为 σ_v,这样违约的期望值为:

$$E(d_i) = p = \Phi\left(\frac{\alpha}{\sqrt{1+\sigma_v^2}}\right), \tag{7}$$

对 σ_v^2 求导,可得:

$$\frac{\partial E(d_i)}{\partial \sigma_v^2} = \phi\left(\frac{\alpha}{\sqrt{1+\sigma_v^2}}\right) \cdot \frac{-\alpha/2}{(1+\sigma_v^2)^{3/2}}, \tag{8}$$

上式中 ϕ 为标准正态密度函数. 由于 $\phi\left(\frac{\alpha}{\sqrt{1+\sigma_v^2}}\right)$ 为一正值,而在信用风险管理中 α 通常为一负值,因此 σ_v^2 增大将导致违约期望值增加,即异质性的增强将导致预期损失的增加. 一般情况下,金融机构在风险管理中一般将信贷组合划分为若干子组合(通常划分为不同的信用级别),并根据子组合中的代表性贷款估算组合的违约率. 因此,当忽略组合内贷款的异质性时,采用基于代表性贷款构建的单因素模型将低估组合的预期损失. 为此,金融机构需要对内部预期损失(违约率)估算定期进行检验,新巴塞尔协议提供了各信用级别贷款三年期累计违约率的参考值,监管机构可据此检验金融机构估算违约率的准确性.

2.2　参数异质性对非预期损失的影响

对于异质性对非预期损失的影响,我们只需考虑 α 变化时损失方差的变化情况,这是由于模型中损失方差仅由相关系数 ρ 与违约阈值 α(也即违约率 p)所决定,对于 ρ 变化所带来的影响,总可以通过选择适当的 α 取得(同时保持 ρ 不变).

仍采用式(6),给定系统因素 $Y = y$,损失的方差可表示为:

$$V(l \mid Y=y) = V(X \le a \mid Y=y) = V\left[\Phi\left(\frac{a - \sqrt{\rho}\cdot y}{\sqrt{1-\rho+\sigma_v^2}}\right)\right]. \tag{9}$$

假设违约率为 p,此时 $\alpha = \Phi^{-1}(p)\cdot\sqrt{1+\sigma_v^2}$,代入上式,可得:

$$V(l \mid Y=y) = V\left[\Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(p)\cdot\sqrt{1+\sigma_v^2} - \sqrt{\rho}\cdot y}{\sqrt{1-\rho+\sigma_v^2}}\right)\right], \tag{10}$$

根据上式,此时组合内的资产相关系数可表示为

$$\rho' = \frac{1-\rho}{1+\sigma_v^2}. \tag{11}$$

因此,在违约率 p 一定的情况下,σ_v 的增大将使相关系数 ρ 降低,相应地,损失方差也将降低,即在组合总体违约率不变时,忽略贷款个体违约率的不同将高估组合损失方差. 因此一般情况下忽略异质性将导致 UL 的增加,从而高估所需经济资本.

3　单因素假设的影响及调整

3.1　单因素假设的影响

单因素假设是影响 Vasicek 模型准确性的一个重要原因. 一方面,对贷款组合而言,单因素模型对资产违约风险的解释能力有时会很低,可能低估资产间的分散化效果. 另一方面,在单因素模型下,违约率是决定单个贷款对组合风险贡献的唯一因素,即违约率越高,贷款对经济资本的贡献越大(边际损失越大),但这一结论在多因素模型中并不成立.

Tasche(2005)对单因素模型进行了扩展,并推导出双因素模型的损失分布及边际损失的解析解. 在其文献中,Tasche 假设贷款组合的损失 L 可表示为各贷款损失之和,即:

$$L = \sum u_i 1_{D_i}, \tag{12}$$

式中: $\sum u_i = 1$, $D_i = \{\rho_i X + \tau_i Y + w_i U \le \alpha_i\}$, 其中 α_i 为违约阈值, X、Y 可理解为系统因素, U 为非系统因素, 三者均为标准正态分布, 且相互独立; $w_i = \sqrt{1 - \rho_i^2 - \tau_i^2 - 2\rho_i\tau_i r}$, r 为 X、Y 的相关系数. 损失分布的概率表达式为:

$$P(L < l) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\infty}^{\infty} e^{y^2/2} \left[1 - \Phi\left(\frac{G_y^{-1}(l) - ry}{\sqrt{1 - r^2}} \right) \right] \mathrm{d}y, \tag{13}$$

式中: $G(x, y) = E[L \mid X = x, Y = y]$, $G_y^{-1}(l) = G(\cdot, y)^{-1}(l)$. 利用上式, 可直接计算出双因素模型中的贷款损失(单因素模型可视为特例). Tasche 认为, 单因素模型与双因素模型在计算贷款组合损失时的差距很小, 但两者所得的贷款边际损失相差较大.

3.2 单因素模型的损失调整

为解决单因素假设带来的影响, Garcia (2005) 认为可利用分散因子 DF (Diversification Factor) 来反映贷款的风险分散化效果.

假设贷款组合包括 K 个分部(sector), 则依据单因素模型所得资本 C^{sf} 即为各分部资本 C_k 之和. 若 C^{mf} 为依据多因素模型所得资本, Garcia 假设存在以下关系:

$$C^{mf}(CDI, \beta) = DF(CDI, \beta) \cdot C^{sf}, \tag{14}$$

其中: β 为组合内信贷资产的相关系数; CDI 为分散指数, 可用下式求得:

$$CDI = \sum C_k^2 / (C^{sf})^2, \tag{15}$$

Garcia 通过模拟不同规模与违约率的贷款组合损失情况得到了各相关系数下 DF 的经验公式. 式(16)为相关系数为 0.6 时两因素模型的 DF 经验公式[①].

$$DF(CDI, \beta = 0.6) = 0.6798 + 0.3228 \cdot CDI, \tag{16}$$

考虑到组合中不同分布的贷款可能具有不同的敞口及相关系数, 为反映贷款对组合风险贡献的差异, 对于 k 分布内的某一贷款, 可采用下式进一步调整:

$$DF_k = DF + 2 \frac{\partial DF}{\partial CDI} \left[\frac{C_k}{C^{sf}} - CDI \right] + \frac{\partial DF}{\partial \bar{\beta}} \cdot [\beta_k - \bar{\beta}], \tag{17}$$

式中: β_k 为各贷款分布的相关系数; $\bar{\beta} = \sum \frac{C_k}{C^{sf}} \cdot \beta_k$ 为组合的平均相关系数.

理论上, 采用多因素模型得到的风险损失将大大低于单因素模型, 但考虑到参数的可能取值范围, DF 值将被限定在较小的范围内, 对于两因素模型, DF 的取值约在 0.7～1 之间.

客观而言, 选择合适的多因素模型能够更好地解释贷款的违约风险, 但多因素模型在实际应用中仍存在许多困难, 如: 多因素模型中各贷款的边际损失将是不可加的; 损失计算的工作量大大增加; 贷款分布的划分缺乏统一标准等. 尤其值得注意的是, 资产异质性对贷款损失的影响是多方面的, 仅仅考虑模型参数异质性或多因素的分散化效果是片面的, 甚至可能低估风险损失, 因而还需要考虑不同情况下异质性的影响效果.

4 模拟分析: 资产异质性对信贷组合损失的影响

鉴于信用损失很难采用解析方式求得, 以下将通过实例模拟加以分析. 对于信用风险管理而言, 损失分布的的尾部特征具有重要意义, 它直接影响到金融机构所需的经济资本. 由于违约损失分布并非正态分布, 具有偏斜、厚尾等特征, 即使在违约率与违约波动率(default volatility, 一般用违约率的标准差表示)均相同的情况下, 仍然可能出现完全不同的极端损失. 为此, 以下将分别采用 VaR 与 ES (expected shortfall) 作为风险的度量指标, ES 反映了当损失超出 VaR 时, 超出部份的期望值.

4.1 信贷组合的确定

① 根据 Garcia 的研究结果, 当模型中因素数量增加时, 所得到的经验公式与两因素模型相差很小.

我们可考虑有一个信贷组合,该组合由两个权重相等的子组合(各包含 200 个同质贷款)组成,两子组合分属行业 s_1 与 s_2,风险敞口均为 1,回收率均为 0. 假设已知子组合的违约率 $\bar{m}_s$ 与违约率标准差 σ_s (其中 $s = s_1, s_2$),如给定行业资产相关系数 $\rho_{s_1 s_2}$,我们可先求出行业违约相关系数 $\rho^*_{s_1 s_2}$,进而求得整个组合的违约损失与损失方差;为比较异质性的影响,组合损失可分别采用以下两种方法.

方法一:分行业求出违约损失,即分别使用单因素模型求得两个子组合的单因素模型参数,计算子组合的违约损失,然后求得总损失.

方法二:以整个信贷组合为对象,直接估算单因素模型参数,然后计算违约损失.

由于确定了两子组合间的违约相关系数,采用上述两种方法将具有相似的 EL 与损失方差,我们将计算不同百分位的 VaR 值以及 ES 值,用以比较损失的尾部特征.

本例中相关信用数据主要根据 Moody、CreditMetrics 等机构提供的历史数据[9~11],并假设两个子组合的信用级别均为 B(根据 Moody 提供的资料,一年期违约率为 0.08,违约率标准差为 0.05),对于参数可能的波动范围,则依据历史资料中不同行业可能出现的差异程度来确定. 以下将分别考虑三种情况下异质性对非预期损失的影响:

1) 两行业间的资产相关系数不同. 根据以往资料,不同行业间的资产相关系数约在 0.3 至 1 之间[4],可分别取资产相关系数为 0.3,0.6 和 1.

2) 两子组合违约率与违约波动率均不同. 根据 Moody 提供的历史资料[10],B 级中不同行业企业的违约率主要分布在 0.03 至 0.15 之间,因此可分别取两子组合的违约率为 0.04 与 0.12;同样,违约率标准差取值分别为 0.04 与 0.12;资产相关系数 $\rho_{s_1 s_2}$ 取值为 0.6.

3) 两子组合的违约波动率不同. Moody 提供了各信用级别的长期违约波动率(1970 年～1994 年),其中 B 级违约率标准差约为 0.05,但如果只考虑其中某一时段时则波动率会非常大[9]. 本例中两子组合的违约率标准差分别取为 0.04 与 0.2;资产相关系数 $\rho_{s_1 s_2}$ 取值为 0.6.

4.2 模型参数的估算

根据上述假设,已知两行业的历史违约率 $\bar{p}_s$、违约率标准差 σ_s 以及两行业的资产相关系数 $\rho_{s_1 s_2}$. 因假设回收率为零,风险暴露值均为 1,则 σ_s^2 即为违约损失方差. 为求得整个信用组合的违约率及违约率标准差,需求出两个行业 s_1、s_2 的违约相关系数 $\rho^*_{s_1 s_2}$;此外,为生成模拟数据还需求得系统因素的相关系数 $\rho_{y_1 y_2}$. 模型各参数确定方法如下.

1) 预期违约率 $E(d_s) = \bar{p}_s$,其中 $\bar{p}_s$ 为行业 s 的历史违约率;违约的阈值 $\alpha_s = \Phi^{-1}(\bar{p}_s)$.

2) 条件违约率的方差可表示为:

$$V[E(d_s \mid Y_s)] = E\left[\Phi\left(\frac{a_s - \sqrt{\rho_s} \cdot Y_s}{\sqrt{1-\rho_s}}\right)\right]^2 - E\left[\Phi\left(\frac{a_s - \sqrt{\rho_s} \cdot Y_s}{\sqrt{1-\rho_s}}\right)\right]^2 = \sigma_s^2, \tag{18}$$

式中:σ_s 为根据历史数据估算违约率的标准差,Y_s 服从标准正态分布. 采用牛顿法,可得行业内资产相关系数 $\rho_s = f(\bar{p}_s, \sigma_s)$.

3) 行业的违约相关系数 $\rho^*_{s_1 s_2}$,可通过下式求得:

$$\Phi_2[\Phi^{-1}(\bar{p}_{s_1}), \Phi^{-1}(\bar{p}_{s_2}), \rho_{s_1 s_2}] = \rho^*_{s_1 s_2} \cdot \sigma_{s_1} \cdot \sigma_{s_2} - \bar{p}_{s_1} \cdot \bar{p}_{s_2}, \tag{19}$$

上式中 Φ_2 为二元正态分布函数. 两系统因素的相关系数 $\rho_{y_1 y_2}$ 则可由下式求得:

$$\rho_{y_1 y_2} = \rho_{s_1 s_2} \cdot \sqrt{\rho_{s_1} \rho_{s_2}}. \tag{20}$$

4.3 模拟结果分析

依据上述办法计算出模型相关参数后,可采用蒙特卡洛法分别模拟三种情况下资产组合的违约损失(50000 次). 模拟所得到的不同置信水平的 VaR 值以及 ES 值见表 1.

表 1 各种情况下采用两种计算方法 VaR 及 ES 模拟值比较

	计算方法	相关系数	损失方差	偏度	峰度	$VaR_{99.9}$	$VaR_{99.5}$	VaR_{99}	ES_{99}
1	方法一	0.3	0.080	1.10	4.50	0.270	0.226	0.208	0.231
	方法二	0.3	0.081	1.23	5.44	0.295	0.245	0.220	0.252
	方法一	0.6	0.079	1.19	4.64	0.293	0.255	0.235	0.256
	方法二	0.6	0.080	1.29	5.60	0.313	0.270	0.230	0.271
	方法一	1	0.080	1.45	5.90	0.367	0.298	0.260	0.300
	方法二	1	0.080	1.45	6.22	0.372	0.294	0.256	0.303
2	方法一	0.6	0.074	1.65	6.27	0.455	0.348	0.328	0.375
	方法二	0.6	0.076	2.05	9.16	0.545	0.420	0.355	0.448
3	方法一	0.6	0.113	2.78	10.25	0.598	0.583	0.565	0.585
	方法二	0.6	0.114	2.73	12.38	0.778	0.680	0.573	0.698

从模拟结果可以看出,采用两种方法所得到的损失值具有较大的差异,首先,两种方法得到的损失方差基本相同,但采用方法二损失分布具有更大的峰度与厚尾性,因此仅依靠损失方差这一指标并不能很好反映损失分布的尾部特征.其次,在 99.9 %置信水平下,两种方法所得 VaR 有较大的差异,而在 99 %置信水平下,两种方法所得到的 VaR 并无明显差异,在 99 %置信水平下 ES 能较好反映出两者间的差异.此外,当两子组合的资产相关系数变化时,随着资产相关系数的提高,方法一与方法二之间的差异相应降低.而当两子组合的违约率或违约波动率不同时,两种方法所得到的损失分布尾部的差异均相当高(99.9 %置信水平下 VaR 相差高达 20 %～30 %) ,就本例而言,违约率或违约率波动率对损失的影响要高于资产相关系数产生的影响.

值得注意的是,以上分析中采用的正态假设往往会低估组合损失,贷款敞口的不同也会影响到各贷款的边际损失.表 2 中对比了 5 个贷款组合的损失情况(贷款数量分别为 10、20、…、50,贷款违约率均为 0.08,风险敞口均为 1,回收率为 0.45) ,可以计算出当相关结构分别为 Guassian copula 与 t-Copula 时各贷款组合的损失情况(表中 t-Copula 的自由度为 2,损失计算采用了文献[12]中的模拟方法).

表 2 贷款组合损失随贷款数量增加而变化的情况

贷款数量	10	20	30	40	50
Guassian-VaR_{99}	3.160	5.096	6.821	8.431	9.672
t-Copula-VaR_{99}	4.591	7.648	11.223	14.279	15.814

从上表可以看到:相关结构对于贷款组合的非预期损失有很大的影响;但当组合中贷款数量增加时(表 2 中贷款组合依次增加 10 个贷款时) ,两种相关结构所得到的损失增长幅度却非常相近.根据上述结果,可以认为,与多因素对信用损失的影响效果相反,相关结构对组合损失的影响是显著的,但相关结构对边际损失影响则较小,因此对资产选择的影响并不明显.目前有关多因素模型的探讨往往局限于正态假设,但由于资产相关结构表现出的明显厚尾性[12] ,仅仅考虑异质性的分散化效果是不全面的,将造成对损失的低估.

5 结论

在新巴塞尔协议的资本监管框架下,信用风险模型反映了各信用级别中代表性资产的信用特征,并不考虑资产的异质性.然而,信贷资产中的异质性是普遍存在的,异质性有利于组合风险的分散化,并直接影响到信贷组合的违约损失分布,当贷款组合中行业、地区差异明显时,考虑信贷组合的异质性是必要的.

1) 就单因素模型而言,组合内贷款的违约率、违约率波动率以及贷款的相关性的变化都将影响到信贷组合的损失分布.一般而言,忽略模型参数的异质性将低估组合,而当预期损失确定时,忽略异质性将高估非预期损失.因此,信贷组合的异质性将使所需监管资本降低.

2) 以往文献中,非预期损失往往由违约损失方差确定,但由于损失方差并不能很好地反映损失的尾

部特征(极端损失) ,在计算经济资本时还需要结合 ES 或高置信水平下的 VaR 等指标. 相对而言 ,ES 能够较好地反映损失的尾部特征.

3) 对于信用风险损失分布尾部的影响 ,违约率和违约波动率的影响非常显著. 根据历史数据 ,大多数情况下违约率与违约波动率具有同向变动趋势 ,高违约率同时会伴随着高波动率 ,因此目前广泛使用的以违约率为标准的组合细分方法是相对有效的 ;反之 ,在违约率及其波动率一定的情况下 ,将信贷组合按行业或地区进一步细分的作用并不明显.

4) 研究表明 ,单因素模型与多因素模型在计算贷款组合损失时的差距很小 ,但两者所得的贷款边际损失相差较大. 与多因素对信用损失的影响效果相反 ,相关结构对组合损失的影响是显著的 ,但相关结构对边际损失影响则较小 ,因此对资产选择的影响并不明显.

5) 目前对于信贷组合分散化的探讨一般仍局限于正态假设 ,这将导致信用损失的明显低估 ,就此而言 ,新巴塞尔协议所采用的较为保守的资产相关系数计算公式对资本配置是有利的.

参考文献:

[1] Basel Committee on Banking Supervision. International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards[Z]. Bank of International Settlements June ,2004.

[2] Gordy, Michael B. A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules [J]. Journal of Financial Intermediation, 2003, 12: 199 - 232.

[3] Pesaran, Hashem M, Til Schuermann, Scott M. Weiner. Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2004, 22: 129 - 162 ,175 - 181.

[4] Daniel Rösch. Correlations and business cycles of credit risk: Evidence from bankruptcies in germany [J]. Financial Markets and Portfolio Management, 2003 ,17: 309 - 331.

[5] Carling K, Jacobson T, Linde J, Roszbach K. Capital Charges under Basel Ⅱ: Corporate Credit Risk Modeling and the Macroeconomy, Sveriges Riksbank Working Paper 142, 2002.

[6] Bai, Jushan, Serena Ng. Determine the number of factors in approximate factor models [J]. Econometrica, 2002, 70:191 - 221.

[7] Tasche D. Basel Ⅱ extended: The multi-factor version of the Basel Ⅱ credit portfolio model[R]. at Developments in Quantitative Finance, Isaac Newton Institute for Mathematical Sciences, Cambridge ,March 9, 2005.

[8] Garcia Cespedes J C, Kreinin A, Rosen D. A aulti-factor factor adjustment for the treatment of diversification in credit capital rules [R]. at the Concentration Risk Workshop, BCBS, Nov. 2005.

[9] Corporate Bond Defaults and Default Rates[R]. Moody's Investors Service ,1995.

[10] Default and Recovery Rates of Corporate Bond Issuers, 1920 - 2004 [R]. Moody's Investors Service ,2005.

[11] Gupton, Gregory M, Christopher C. Finger and Mickey Bhatia[M]. CreditMetrics™ Technical Document, April 2, 1997, J. P. Morgan, New York.

[12] Embrechts P, Lindskog F, McNeil A. Modeling dependence with copulas and applications to risk management[C]//S. Rachev. Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance. Elsevier, Chapter 8: 329 - 384.