

金融風險管理季刊  
民95，第二卷，第四期，73-92

## 內部評等法的回顧測試— 以我國銀行業資產投資組合為例

### Backtesting Credit Portfolio on Internal Rating Based Approach- An Empirical Study on Taiwan Banking Industry

敬永康\*\*  
Steven Ching

財團法人金融聯合徵信中心

張家華  
Edward Chang

財團法人金融聯合徵信中心

徐中敏  
Dora Hsu

財團法人金融聯合徵信中心

#### 摘要

新版巴塞爾協定之內部評等法採用了先進的信用風險值的觀念以提高法定資本對於風險的敏感度，銀行除應自行驗證風險權數的合理性外，並應在支柱二的架構下有效反映法定資本與經濟資本的差異，然而受限於資料數量與期間上，執行回顧測試工作信用風險值相對於市場風險值的難度高了許多，造成許多主管機關與銀行業者對於採用內部評等法有高度的疑慮；本研究將針對此一問題提出實證研究，認為需同時考量支柱一內部評等與支柱二信用集中度風險資本要求，我國銀行在新協定中的資本水準普遍可達到適足水準，且銀行就其資產組合特徵修正計算原協定所設定的資產相關性係數，更可以提高計算結果的風險敏感性。

**關鍵詞：** 風險值、法定資本、回顧測試等模型

\* 本文感謝三位匿名審稿者的細心審閱，並提供寶貴的建議，使本文內容更為充實，特此致謝。

\*\* 作者通訊：敬永康，台北市100中正區重慶南路一段2號10樓財團法人金融聯合徵信中心，

TEL：886-2-2381-3939，FAX：886-2-23114924，E-mail：[steven.ching@jcic.org.tw](mailto:steven.ching@jcic.org.tw)。

## Abstract

The second Basel Accord has proposed the concept of advanced credit VaR calculation into its IRB approach, for the purpose to strengthen the risk sensitivity of regulatory minimum capital requirement. A bank must have an internal validation process in place that enables it to assess the reasonability of risk weights calculation. In addition, under the second pillar, the Basel Committee expects banks to operate above the minimum regulatory capital levels and compare the regulatory with the economic capital. Due to the scarcity of data, backtesting on credit VaR poses more difficulties than VaR on market risk. Supervisors and banks hesitate to accept or adopt the IRB approach due to this intricacy. In this paper we purport to investigate the issue through empirical data analysis. Our empirical results indicate that by combining risks calculated under Pillar 1 process, together with the credit concentration risks under Pillar 2, banks' overall capitals to support their risks beyond the core minimum requirements can be adequately met. In addition, it may be helpful for a bank to revise the supervisory assumed correlations set out in the new accord which better cater to its own credit portfolio. This may strengthen the risk sensitivity of its capital calculations.

**Key Words:** VaR, regulatory capital, backtesting

## 1. 研究說明

從巴塞爾資本協定近年的發展，如1996年所發布的市場風險內部模型法 (Internal model approach, IMA)及2005年的信用風險內部評等法 (Internal rating based, IRB) 與作業風險的進階衡量法 (Advanced measurement approach, AMA)，我們可以見到巴塞爾委員會逐步將經濟資本或風險值的概念逐步導入法定資本規範中，在1996年發布以市場風險內部模型法為基礎的資本協定涵蓋市場風險修正案 (Amendment to the capital accord to incorporate market risk) 後，另發佈以內部模型回顧測試作為市場風險資本需求之監理架構 (Supervisory framework for the use of “backtesting” in

conjunction with the internal model's approach to market risk capital requirements)作為監理機關驗證銀行風險值模型有效性的主要指導文件，此一架構是依照 Kupiec(1995) 研究為基礎，針對銀行部位每日實際損失超過風險值限額 (簡稱為“超限”) 的嚴重情形以三區法(Three zone approach)來分別認定以提高資本要求水準，例如在99%與250個樣本數約一年的情況下，超限次數0-4次稱為綠區資本增幅因子為0倍，超限次數在5-9次稱為黃區增幅因子為0.4-0.85倍，超限次數超過10次以上稱為紅區，增幅因子為1倍以上，並要求銀行立即說明並改善；但是信用風險實際損失所需觀察期間通常都需要一年以上，即使銀行自行蒐集長期的歷史損失經驗值也很難有足夠的樣本來進

行回顧測試，因此2005年定版的資本協定中是以支柱二要求銀行提出自我資本適足評估程序，來向所屬主管機關證明其經濟資本評估程序的合理性，且主管機關應根據核心原則 (core principle) 建立監理架構，但總歸來說目前僅有原則性的規範，風險值驗證的問題是交給各國主管機關來自行建立其監理程序。

由於體認到於信用風險值驗證樣本資料取得的困難，目前進行信用風險值驗證的研究皆是大量借助外部資料來輔助回顧測試的執行，如英格蘭銀行學者Nickell(2001) 採用市場資訊與信用評等公司的資訊來協助進行回顧測試驗證，由於無法取得金融機構實際持有的組合資訊，因此僅能以拔靴法的方式進行，也就是從外部資料中不斷的抽樣組成許多投資組合來進行回顧測試，由於採用的是混合資料 (Panel Data)，因此如果資料期間能涵蓋一個以上的經濟景氣循環，且對橫斷面重複抽樣形成組合，理論上對信用風險中的系統風險與集中度風險特性皆可透過此模擬程序進行回顧測試，但是該模擬程序的缺點在於所測試中所產生的資產組合往往與銀行實際經營組合之特性並不符合。我們提出兩個例子說明，當出現的超限組合是過度集中於特定部位但是相關法規或銀行內部政策下是不可能持有該型態的組合，或銀行從規模、能力與成本考量下並不會持有充分分散的抽樣組合，因此以銀行實際經營部位損益來反映模型特性並加以測試才能將測試結果與其經營模式加以

綜合思考，並有效反映經營結果。

而本研究將針對問題提出務實改善的做法，採用台灣公共信用報告機構財團法人金融聯合徵信中心 (以下簡稱聯徵中心) 所蒐集各銀行實際組合資料為基礎，資料涵蓋完整經濟景氣循環期間，以此方式所進行的回顧測試將使結果更具實用或參考效果。

本次所測試的信用風險值模型之原理來自新版巴塞爾協定(Basel II)中內部評等法所採用的模型，該模型基本上為Gordy (2003) Vasicek (1987, 1991) 與Crosbie(1999) 之單因子結構式模型，假設資產類型同時受單一的系統風險的影響，並將系統風險的影響程度與可能的變化，分別以資產相關性與信賴區間 (99.9%水準) 來加以反映，如企業金融資產相關性則是參考Lopez(2002) 研究設定在0.12-0.24，該實證研究並認為評等愈差且規模愈小則資產相關性也就愈小，另集中度風險的資本計提要求則在支柱二中考量。

了解新協定信用風險的資本計提設計架構後，接續的疑問是，該模型在我國金融環境與銀行特性下其適用程度如何，如果資本要求太低將影響金融安全穩定，若太高也衝擊銀行競爭與產業發展，因此本文將這些疑慮歸類為三個問題並作為本研究的主要目標：

第一、IRB法定資本在我國景氣與壓力時期的回顧測試下之適足性

第二、考量集中度風險後是否可以讓IRB法定資本更有效反映風險特性

第三、以我國資產相關性特性為基礎計算IRB法定資本是否更能有效反映風險特性

## 2. 文獻回顧

### 2.1 信用組合風險概念

#### 2.1.1 信用風險結構式模型

Basel II資本計提公式之雛型主要來自於投資組合信用風險之結構式模型，該模型最早衍生自Merton(1974)之理論，即授信戶的違約時點是由其資產價值之隨機過程所決定；當授信戶資產價值低於負債總額，違約事件即發生。該過程可以式1表示：

$$dv = (\alpha v - c)dt + \sigma dz \quad (1)$$

在此處，授信戶資產價值以  $v$  表示、 $\alpha$  代表每一單位時間內之瞬時預期報酬率， $c$  代表每一單位時間內支付給債權人或股東之金額， $\sigma$  則代表每一單位時間內報酬率之瞬時波動度。

Merton以選擇權買權定價模式延伸，即是以第  $i$  個授信戶權益價值  $f(v, \tau)$  為企業資產價值  $(v_i)$  扣除負債總額  $(c_i)$  之差額表示， $\tau$  為到期期間，該公式如式2，

$$f(v, \tau) = r_i \Phi(x_1) - c_i e^{-rt} \Phi(x_2) \quad (2)$$

$$x_1 = \frac{\log(V/B) + rt + 1/2\sigma^2 t}{\sigma\sqrt{t}} \quad (2.1)$$

$$x_2 = x_1 - \sigma\sqrt{t} \quad (2.2)$$

因此當資產價值小於負債門檻價值時，則發生違約如式3， $L_i$  為第  $i$  個授信戶是否違約的狀態。其違約機率如式4表示

$$L_i = \begin{cases} 1 & \text{if } v_i < c_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

$$PD = P[L_i = 1] = P[v_i < c_i] \quad (4)$$

而負債門檻值可由資產違約機率的反函數求得，如式(5)

$$c_i = c = N^{-1}[PD] \quad (5)$$

如前所述，假設第  $i$  個授信戶發生授信違約之二項分配， $L_i = 1$ ，則代表損失  $\delta_i = 1$  若授信未違約或稱存活，則損失  $\delta_i = 0$ ，然而當授信戶違約具有相關性時，則可透過二項混成分配(binary mixture distribution) 表示，在假設授信戶違約機率相同(為表達方便起見，在式11、12、13中令  $PD=p$ )的條件下 (Bluhm et al., 2002)，計算出投資組合之違約機率如式6所示，其中  $F$  為授信戶之違約相關性矩陣：

$$P[L_1 = \delta_1, \dots, L_m = \delta_m] = \int_0^1 p^{\sum \delta_i} (1-p)^{m-\sum \delta_i} dF(p) \quad (6)$$

### 2.1.2 資產價值變動之風險因子影響

Finger(1999) 依據Merton(1974)結構式模型架構，將資產價值變動的影響因素區分為系統風險及非系統風險。經標準化之資產常態機率變動如式7:

$$r_i = \sqrt{\rho} * Y + \sqrt{1-\rho} * Z_i \quad (7)$$

其中 $r_i$ 為資產報酬率， $Y$ 為標準化後一般系統風險因子的報酬、 $Z_i$ 為第 $i$ 個授信戶所面臨的非系統（idiosyncratic）風險因子、 $\rho$ 為第 $i$ 個授信戶所面對單一系統風險因子 $Y$ 之資產相關性，其中 $Y$ 與 $Z_i$ 皆服從獨立且相同的標準常態分配，因此在假設系統風險因子 $Y=y$ 的條件限制下產生的條件違約機率 $g(y)$ 如式8，代入修正式6產生信用組合條件違約分配函數，得到式9:

$$\begin{aligned} g(y) &= P[L_i = 1 | Y = y] \\ &= P[\sqrt{\rho} * Y + \sqrt{1-\rho} * Z_i < N^{-1}[PD] | Y = y] \\ &= N\left[\frac{N^{-1}[PD] - \sqrt{\rho} * Y}{\sqrt{1-\rho}}\right] \end{aligned} \quad (8)$$

$$p[L_1 + \dots + L_m = k] = \binom{m}{k} \int_0^1 g(y)^k (1-g(y))^{m-k} dN(y) \quad (9)$$

上述二項分配在組合內數量 $m$ 極大下，此一分配近於常態分配，並以常態分配配合發生的信賴區間機率 $\alpha$  求出之風險值 $q_\alpha$  為

$$q_\alpha(L) = N\left[\frac{N^{-1}[PD] + \sqrt{\rho} * q_\alpha(Y)}{\sqrt{1-\rho}}\right] \quad (10)$$

當我們假設此一系統風險（ $Y$ ）變化發生在極端處的發生機會為0.1% ( $\alpha = 99.9\%$ ) 水準下(或稱一千年發生一次的極低可能性的負面極端事件)之風險值大小如式11，也是目前新資本協定所設定之信賴水準。而資產相關性 $\rho$ 就如我們在式7所說明，由於資產的波動皆受到單一因子波動的影響，或稱為在信用損失特徵中所受系統風險影響程度，但新協定在支柱一所設定資產相關性不一定能適切反映各國國情，因此鼓勵銀行主動在支柱二中自行估計並向主管機關說明，接下來我們將說明此一參數在實證估計的主要理論依據及新協定設計背景。

$$g_\alpha(L) = N\left[\frac{1}{\sqrt{1-\rho}} N^{-1}(PD) + \sqrt{\frac{\rho}{1-\rho}} N^{-1}(0.999)\right] \quad (11)$$

### 2.2 資產組合相關性

本次巴賽爾協定設計風險資本主要依據，是利用資產價值搭配違約門檻，進而以資產相關性計算違約相關性，這些分析主要依賴長期歷史的授信戶違約率的蒐集衍生而得，因此如果需要計算特定資產或授信戶的資產相關性與資本要求水準，則只要蒐集該資產區隔下足夠期間與數量的違約率資訊就可以加以計算，其衍生的方法則以KMV之Bluhm (2003)隱含資產相關



性與Deutsch Bundesbank之廣義因子模型Hamerle(2003, 2004)為代表，我們接下來繼續說明。

### 2.2.1 KMV隱含資產相關性

Bluhm(2003)在處理資產相關性時，主要是以資產組合長期歷史違約率之波動性為估計參數，則令 $v_i$ 為第 $i$ 家公司資產的價值， $\sigma_{v_i}$ 為第 $i$ 家公司資產的標準差，誠如前段結構式模式假設資產為常態分配，因此兩資產組合則為二元常態分配特性如式(12)、(13)。

$$JDP_A = \int_{-\infty}^{\theta_1} \int_{-\infty}^{\theta_2} F(v_1, v_2, \rho_A) dv_1, dv_2 \quad (12)$$

$$JDP = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(PD)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(PD)} \exp\left[-\frac{v_i^2 - 2v_i v_j + v_j^2}{2(1-\rho^2)}\right] dv_i dv_j \quad (13)$$

因此我們只要計算出特定資產池下之平均違約率PD，並假設該區隔內資產數量夠多，在充分分散的特性下違約率的變異特性 $V(PD)=V[g(Y)]$ 就僅來自於系統因子影響，將平均違約率與標準差代入式14，即可利用近似法估計資產相關性 $\rho_A$ 。

$$V[g(Y)] = JDP(PD, \rho) - PD_i PD_j \quad (14)$$

### 2.2.2 Deutsch Bundesbank廣義因子模型

Hamerle(2003, 2004)之廣義因子模型對於風險的考量較為多面向，包括了總體風險因子和授信戶個體風險因子，該模型假設時間 $t$ 第 $i$ 個授信戶是否違約受到一個為觀

察的資產報酬 $r_{i,t}$ 的影響，且可定義一廣義因子模型為：

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta' x_{i,t-1} + \gamma' z_{i,t-1} + b y_t + \omega u_{i,t} \quad (i=1, \dots, N, t=1, \dots, T) \quad (15)$$

其中 $x_{i,t-1}$ 為前一期的個別因子(obligor-specific risk factors)， $z_{i,t-1}$ 為前一期之總體風險因子； $y_t$ 為表當時的系統因子， $u_{i,t}$ 為誤差項，並假設 $y_t$ 及 $u_{i,t}$ 均服從標準常態分配。 $\beta$ 、 $\gamma$ 和 $b$ 為參數，其中由於 $y_t$ 無法觀察， $b$ 之計算則以隨機項來代表，因此 $r_{i,t}$ 並無法觀察，僅觀察到時間 $t$ 第 $i$ 個授信戶是否發生違約，令 $L_{i,t}$ 表示時間 $t$ 第 $i$ 個授信戶是否發生違約，當 $r_{i,t}$ 低於門檻值 $c_{i,t}$ 時，則發生違約，

$$L_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{當 } r_{i,t} \leq c_{i,t} \\ 0 & \text{當 } r_{i,t} > c_{i,t} \end{cases} \quad (i=1, \dots, N, t=1, \dots, T). \quad (16)$$

由上透過probit panel regression即可求得各項參數。此外，當廣義因子模型中僅考慮隨機變項 $y_t$ 則可視為單因子模型之推廣。假設 $y_t$ 及 $u_{i,t}$ 均服從標準常態分配下，計算授信戶 $i$ 和 $j$ 之資產相關係數 $\rho(r_{i,t}, r_{j,t})$ 如式17，

$$\begin{aligned} \rho(r_{i,t}, r_{j,t}) &= \frac{\text{Cov}(r_{i,t}, r_{j,t})}{\sqrt{\text{Var}(r_{i,t})} \sqrt{\text{Var}(r_{j,t})}} \\ &= \frac{\text{Cov}(b y_t + \omega u_{i,t}, b y_t + \omega u_{j,t})}{\sqrt{\text{Var}(b y_t + \omega u_{i,t})} \sqrt{\text{Var}(b y_t + \omega u_{j,t})}} \\ &= \frac{b^2}{b^2 + \omega^2} \end{aligned} \quad (17)$$

### 2.2.3 資產相關性實證研究

巴塞爾委員會在2001年發表的第二號諮詢文件中(CP2)，建議以0.20作為資產相關性估計值，且不論公司規模大小與風險高低都適用相同的資產相關性。在草案提出後有許多機構與學者有不同的意見，如Bluhm (2003)採用Moody之1970-2000年信用評等結果，發現不同風險等級資產其彼此相關性均有所不同；另包括美國聯準會學者Lopez(2002)採用Moody's資料計算資產相關性，針對美國、日本、歐洲共13,389家公司為樣本，分組進行研究相關性與違約距離之關係，結果發現無論是以全部或分組樣本測試，違約率越高之公司(違約距離越小)，相關性越小，亦即該資產價值變化受系統風險影響較小，並建議資產相關性區間在0.20至0.10間。

巴塞爾委員會在參考各方意見後在最後版本中依照授信戶規模與風險等級給予不同的資產相關性；新版協定中企業型曝險最高資產相關性適用在PD最低與規模較大之公司，相關性由原先設定之0.2調升為0.24；最低資產相關性適用在PD最高與規模較小之公司，相關性調降為0.12。

小型企業授信在巴塞爾協定規範中可採用企業型風險權數，且透過規模調整參數降低其風險權數，但當企業授信規模在100萬歐元以下者，可以採用其他零售型風險權數，調整資產相關性為0.03-0.16，新版協定中有關小型企業授信之定義及相關性調整，主要參考Deutsch Bundesbank 學者Dietsch 和 Petey (2003)以廣義因子模型分析

德國與法國不同等級企業的估計違約機率及估計資產相關係數。該研究分析的樣本資料取自法國的Coface及德國的Allgemeine Kredit (即Creditreform)兩大信用保險公司之內部風險分群系統，並以營業額一百萬、七百萬及四千萬歐元為門檻將企業分為四級，營業額四千萬以上為大型企業，四千萬以下為中小企業，德、法兩國的估計違約機率，該研究除了考慮營業額的差異外，也考慮了風險分群的差異。經由比較表1、表2可知，中小企業的估計資產相關係數隨規模增加而下降，而大型企業的估計資產相關係數大於各等級中小企業。另外法國部分除了最低等級中小企業之估計資產相關係數隨著風險分群下降而上升之外，其餘等級中小企業之估計資產相關係數隨著風險分群下降呈現先下降後上升的趨勢，而德國中小企業之估計資產相關係數與風險分群的關係並不明顯。

在我國則以沈大白(2005)與聯徵中心合作之委託計畫報告，其中該研究之企業資產相關性係以廣義因子模型加以估計，結果如表3，首先將風險等級依照聯徵中心所發布之信用評分區分為9級，並依照資產大小依0.35億、2.45億、14億門檻區分為四個規模分組，與Dietsch 和 Petey (2003)結果比較皆認為資產相關性隨企業大小呈反向變動，但是違約機率和資產相關性大小間並不具有一定相關特性。

我們了解單一因子模式計算中，系統風險因子如何從跨期間的信用風險損失分

表1 不同總資產下法國估計資產相關係數

風險分群 \ 規模分類	中小企業 <1M€	中小企業 1 - 7 M€	中小企業 7 - 40 M€	大型企業 >40 M€
1 (low)	0.79%	2.95%	2.79%	1.5%
2	0.12%	1.95%	1.56%	0
3	1.55%	0.61%	0.71%	4.39%
4	1.34%	0.95%	0.57%	2.79%
5	1.53%	0.98%	0.37%	2.77%
6	1.78%	1.47%	0.82%	0
7	2.67%	2.08%	2.07%	0
8 (high)	2.71%	2.79%	10.72%	0
Total	1.54%	0.97%	0.49%	2.21%

資料來源：Dietsch and Petey (2003)

表2 不同總資產下德國估計資產相

風險分群 \ 規模分類	中小企業 <1M€	中小企業 1 - 7 M€	中小企業 7 - 40 M€	大型企業 >40 M€
1 (low)	0.00%	0	0	1.21%
2	1.86%	1.33%	0.57%	2.51%
3	1.52%	1.29%	0.24%	0
4	2.21%	1.42%	6.52%	1.61%
5	3.18%	2.02%	0.25%	0.75%
6	1.21%	0.62%	0.25%	0.49%
7	3.97%	1.97%	0.57%	1.69%
8 (high)	2.71%	2.62%	2.03%	0
Total	1.23%	0.79%	0.14%	1.45%

資料來源：Dietsch and Petey (2003)

配中加以假設計算，但是當資產組合未達到充分分散特性，則我們知道僅考量系統風險是不夠的，就如式10所說明唯有當資產數量 $m$ 極大時，單因子模式假設才能符

合。因此我們也了解為何新版協定在支柱一中一再說明信用集中度風險並未在此考量，而是併入之支柱二中由銀行向主管機關自行計算證明，我們接下來就說明新協



表3 不同總資產下台灣估計資產相關係數

分群 \ 規模分類	中小企業 0.35億以下	中小企業 0.35億~2.45億	中小企業 2.45億~14億	大型企業 14億以上
1	(*)	6.78%	6.08%	13.75%
2	4.38%	15.64%	11.96%	10.00%
3	3.39%	9.37%	9.95%	3.95%
4	3.41%	4.96%	11.98%	17.08%
5	4.44%	4.94%	9.37%	10.84%
6	2.63%	4.48%	6.10%	(*)
7	3.79%	4.07%	5.82%	16.03%
8	3.54%	5.03%	5.91%	17.10%
9	3.74%	5.91%	4.83%	12.18%
Total	2.22%	3.86%	4.90%	11.47%

(\*):該欄內樣本數過少以致估計結果不合理

資料來源：沈大白(2005)

定如何搭配因子模型計算及集中度風險要求。

### 2.3 結構式模式分散性(或集中度)考量程序

在信用風險分散性（或集中度）風險的考量上，結構式模型皆以資產分配與其影響因子進行模擬，當資產價值經模擬程序後低於違約門檻值時，則認定違約以每次模擬為準計算組合損失。就單因子模型下，KMV與Deutsch Bundesbank廣義因子模型想法一致，我們以Deutsch Bundesbank廣義因子模型為例說明，如式15，假設觀察值為 $L_{i,t}$ ， $i=1, \dots, N$ ， $t=1, \dots, T$ ，由此可估計參數。在參數 $(\tilde{\beta}_0, \tilde{b})$ 給定下，且 $c_{i,k}=c$ ， $i=1, \dots, N_h$ ，模擬步驟為：

**Step 1:** 獨立標準常態分配之隨機亂數 $y_h$ 和 $U_{ih}$ ， $i=1, \dots, N_h$ 。

**Step 2:** 計算

$$\tilde{r}_{i,h} = -(\tilde{\beta}x_{i,h-1} + \tilde{\gamma}z_{h-1} + \tilde{b}y_h) + u_{i,h}, \quad (i=1, \dots, N_h). \quad (18)$$

**Step 3:** 計算模擬一次之違約率，當資產價值小於負債則認定為違約。

$$DR_h = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} L_{(r_{it} < c_{it})} \quad (19)$$

利用違約暴險額(exposure at default；簡稱EAD)和違約損失率(loss given default；簡稱LGD)，進而模擬一次之資產組合損失

$$Loss_h = \sum_{i=1}^{N_h} 1_{(r_{it} < c_{it})} \times EAD_{i,h} \times LGD \quad (20)$$

其中  $EAD_{i,t}$  為第  $i$  家企業授信戶之違約暴險額，本文以實際授信金額進行模擬，而 LGD 本文假設為 0.45。

**Step 4:** 重複步驟 1 至步驟 4 共  $k$  次，計算違約率和資產組合損失之經驗分配、期望值和標準差，預計  $k$  取為 10000 次。

**Step 5:** 計算風險值 (value at risk ; 簡稱 VaR) : 以模擬 10000 次之資產組合損失比率繪製資產組合損失比率相對次數圖，且在信賴水準為  $a$  下求算出分位數 (quantile) 為風險值。

新協定最後定版仍將此一議題從支柱一排除，其主要原因其實不難想像，信用風險中相關性因子的驗證遠較風險成分 (PD、LGD、EAD) 困難，且各種的模式間結果假設與結果之差異仍相當大，因此希望銀行自行在支柱二中向主管機關說明，相信這也是未來巴賽爾委員會 Basel III 的主要修正加強的內容，接下來我們將實際說明信用風險組合在回顧測試驗證主要的做法與限制，以及下一章本研究如何突破限制進行此一測試。

## 2.4 信用風險回顧測試

回顧測試目的在於希望了解模型預測與實際的差異是否尚可接受，若風險值代表的是可能的最大損失時，則希望經回顧測試後實際的損失程度不會超過風險值的預期，或在設定風險值信賴水準的的預期之下，稱為超限水準。Kupiec(1995) 所提出之「概似比檢定」(Likelihood Ratio Test; LR Test)，即可分析實際損失率 ( $P$ ) 是否小於風險值的信賴水準  $(1-\alpha)\%$  下 (如本次 IRB 之信

用風險值模型所設定之信賴水準為 99.9%，如式 11 之說明)，該檢定方式為假定在觀察期間內發生實際損失超過風險值的事件為二項分配，則觀察資料  $N$  筆中發生  $T$  次實際損失超過風險值 (簡稱為超限) 的機率分配如式 21：

$$\Pr(T|N, p) = \binom{N}{T} (1-P)^{T-N} P^N \quad (21)$$

而虛無假說  $H_0: P = \alpha$  的檢定統計量卡方分配自由度如式 22，另外，Kupiec(1995) 舉出在不同信賴水準及不同觀察樣本數  $T$  下，實際損失超過風險值的可接受超限個數域，應如表 4 所示。

$$LR = -2 \ln[(1-\alpha)^{N-T} \alpha^T] + 2 \ln[(1-\frac{T}{N})^{N-T} (\frac{T}{N})^T] \quad (22)$$

信用風險模型回顧測試在實際損失資料的取得上有很大的限制，因此 Lopez(2000) 建議在突破資料不足的限制上，可採用混合資料 (panel data) 進行橫段面資料抽樣，以模擬的投資組合已進行回顧測試，因此可以分析的回顧測試結果，在風險值的合理性分析上基本上與 Kupiec(1995) 以二項分配為基礎所發展的相同，皆以實際損失與模型信賴區間下的風險值估計值相對應，以決定可接受誤差程度，因此在誤差程度的認定上仍以實際超限與設定誤差水準  $(1-\alpha)$  為基礎設定誤差可接受域。

表4 不同樣本數下之可接受區間

VaR信賴區間	可接受超限個數(N)		
	T=255	T=510	T=1000
99.0%	N<7	1<N<11	4<N<17
97.5%	2<N<12	6<N<21	15<N<36
95.0%	6<N<21	16<N<36	37<N<65
92.5%	11<N<28	27<N<51	59<N<92
90.0%	16<N<36	38<N<65	81<N<120

資料來源：Kupiec (1995)

國外相關研究皆受限於銀行內部資料無法完整取得，因此Nickell, Perraudin, Varotto (2001)僅利用市場公司債券資料進行研究(路透社資料庫Reuters 3000)，以11個年度之美元計價海外公司債挑選具有不可贖回、不可轉換、具有評等歷史之傳統債券，並排除流動性低之債券，分別以CreditMetrics與KMV投資組合法模型進行回顧測試。該研究是以一年投資期間進行風險值計算後與下一年度該投資組合樣本之實際變化進行比較。其中 Rating-based model為CreditMetrics模式且以S&P轉置矩陣為基礎；Equity-based為Merton的模式。兩模型分別採用等級實際違約(rating benchmark)或是債券價格(bond benchmark)作為數量校準，以資料期間為1988-1998年間1,430支債券並以Lopez(2000)的建議以橫段面隨機抽樣產生50個組合來比較風險值與實際損失，損失信賴區間為99%。如圖1所示，Rating-based model的超限數為3個，與Equity-based model比較發現，rating benchmark者超限較多，bond benchmark則

明顯較為保守，無任何超限案例。對於所設定的信賴區間來說，則似乎都偏高。該實證結論也使巴賽爾委員會將信賴區間水準調整到99.9%，並在本次的資本修正案第一支柱中排除完整採用經濟資本的想法，而將其作為未來改良的目標。

### 3. 研究資料與樣本選取

#### 3.1 回顧測試樣本敘述

研究樣本為來自於聯徵中心資料期間為民國87-92年資料庫。資料期間包含一個經濟景氣循環，特別是在89年為谷底，測試資產組合資料則為各年底12月本國銀行對所有企業授信組合資料，在本次測試中我們設計一家銀行在某一年底為一個組合測試點，因此87-92年共有309個組合回顧測試點，表5中列出各年度的銀行組合數量，本國銀行家數約維持在50至52家，其中88年我國第二家工業銀行台灣工銀成立；92年歷經國泰世華銀行及萬通、中國

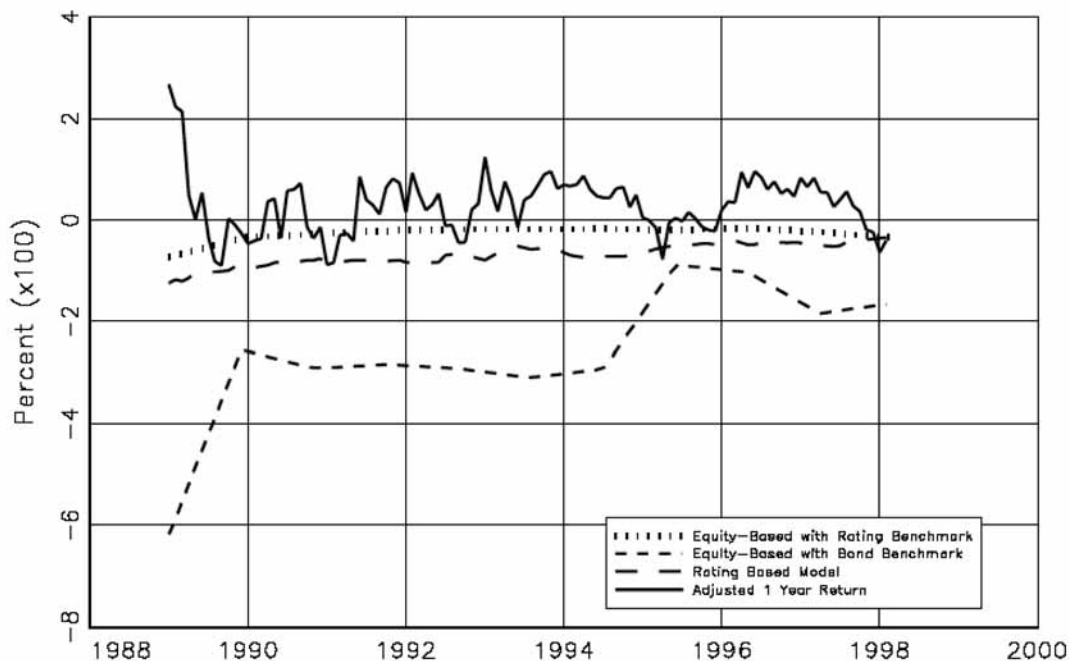


圖1 Eurobond抽樣組合風險值與實際損失超限研究結果

資料來源：Nickell, Perraudin, Varotto (2001)

信託銀行實體合併，造成家數略有增減。

由於本研究目的在了解金融機構對於企業從事企業放款之風險分析，為避免具有政策導向或特殊類型放款所導致計算上的偏誤，本次研究範圍不包括政府機關、地方政府與國營事業體；由於應收收款融資資料報送主債務人資料期間不足因此本次研究未納入，另外也排除已違約之授信戶，因此本次研究樣本正常授信中排除前述後企業型所佔法人放款比率如表5，經統計銀行總授信歸戶金額可知，企業型放款佔其中93%~94%之間，主權國家型與國營事業放款比例不高，但整體約佔6%~7%之間。

由於在新版資本協定中，資產相關性的計算係依企業規模大小設定不同相關性，本研究依照協定規定將資產類別分為大型企業、需經過規模之中小企業及零售型企業，其中由於部分中小企業因資料限制(如無財報資料)無法直接取得該公司總資產金額，因此本研究以經濟部登記實收資本額資訊加上聯徵中心負債歸戶金額作為該公司總資產金額之替代數

### 3.2 違約機率(PD)

在本研究各項分析中所運用之企業違約機率係從聯徵中心企業評分模型估算之違約機率歷史經驗值(86-93年)轉換而來

表5 研究樣本資料彙總表

單位: 佰萬元

	87	88	89	90	91	92
銀行家數	51	52	52	52	52	50
總借款額(歸戶金額)	6,128,026	6,590,059	6,897,308	7,050,481	7,566,296	7,129,351
銀行型				12,840	12,772	10,952
主權國家型 國營企業	382,429	399,518	410,869	498,518	531,304	429,592
應收帳款融資型	-	-	-	852	74	2,762
企業型	5,745,596	6,190,542	6,486,439	6,538,271	7,022,147	6,686,046

資料來源：本研究

的。聯徵中心的信用評分模型係為一兩階段的模型，第一階段先將公司按其有無公開發行及有無財報區分為三個族群，公開發行及有財報兩個族群從聯徵中心之資料庫中選取適當之財務變數、授信變數、產業股價變數分別建立財務模型、授信模型及違約距離模型，並按照公司分別建立合適之模型。因無財報族群並無財務變數，因此僅找尋適當之授信變數及產業股價變數建立授信及違約距離模型。第二階段則將前一階段所產生的各項模型估計值按族群別組合成一綜合之模型，用以估計個別企業信用評分<sup>1</sup>。並按照分數加以排序分成1~9級，第9級為最差的等級(即最接近違約的等級)。各分級違約率請詳表6，大型企業為公開發行以上企業，中型企業為非公開發行公司但提供會計師融資簽證企業(融資金額超過3千萬台幣者)，其他為小型企業。

### 3.3 其他風險成分參數

在違約損失率(LGD)與違約暴險額(EAD)上，本研究僅依照基礎內部評等法監理值的設定帶入，其中表外項目則依照基礎法的分類分別針對承諾、保證、貿易信用狀計提額增額度動支，這些簡化的步驟對研究應影響不大，其主要原因在本次新協定所採用單因子風險模型僅針對PD衍生計算要求，對於LGD、EAD則簡化為銀行自行分析風險區隔壓力情境的數字或利用監理值風險權數公式流程，因此本研究也僅對此一特性簡化了研究的分析內涵；另在到期期間(Maturity)的分析上，本研究之績效分析期間為測試樣本組合之未來一年違約狀況的分析 因此所有到期期間設定為一年。

<sup>1</sup>有關聯徵中心的信用評分模型的建置，詳金融聯合徵信中心企業評分模型技術手冊



表6 聯合徵信中心企業評分分級違約機率

違 約 機 率			
JCIC分級	大型	中型	小型
1	0.14%	0.02%	0.07%
2	0.33%	0.27%	0.27%
3	0.51%	0.50%	0.55%
4	0.94%	0.95%	0.85%
5	1.85%	1.59%	1.55%
6	2.91%	2.81%	2.38%
7	6.10%	4.77%	4.50%
8	9.71%	8.30%	8.85%
9	24.92%	19.33%	24.99%

資料來源：本研究

#### 4. 研究結果

本次研究希望了解IRB的單因子信用風險值模型運用在我國銀行實際資產組合上，是否能有效的偵測出並預防銀行失敗的功能，甚至可以作為銀行經營體質的良好預警資訊，因此我們以前段所述的風險成分(PD、LGD、EAD)為基礎進行測試的目標有三個，

第一、IRB法定資本在我國景氣與壓力時期的回顧測試下之適足性；

第二、考量集中度風險後是否可以讓IRB法定資本更有效反映風險特性；

第三、以我國資產相關性特性為基礎計算IRB法定資本是否更能有效反映風險特性。

##### 4.1 IRB法定資本在我國景氣與壓力時期的回顧測試下之適足性

將各銀行依各授信企業戶與其授信型態將風險成分分別代入IRB法定資本風險權數公式後，將計算出法定資本計提比率與實際發生損失做一比較，結果如表7，可知99.9%信賴區間之下，民國87至92年6年間銀行超限率(超限數/測試總數)約為3%，99%信賴區間之下超限率約為5%，與表8回顧測試超限數之檢定統計量比較下都超過各別信賴區間可容忍超限數(卡方統計量在99%信賴稅準下=6.63)，但是本次協定之風險權數設計所採用的權數係假設銀行對授信戶放款特徵為充分分散，當銀行放款有大額或集中風險特性時，則應該在新協定支柱二中自行考量其效果，接下來的測試我們將研究考量此一效果後之結果。

表7 民國87-92年我國銀行企業戶法定資本回顧測試超限數（超限比率）

VaR 信賴區間	87	88	89	90	91	92	超限數	超限率
超限數 99.9%	4	3	3	0	0	0	10	3.0%
超限數 99%	4	6	5	0	1	0	16	5.2%

資料來源：本研究

表8 309組各信用風險值信賴水準之回顧測試超限數之檢定統計量

[(卡方99%=6.63)]

超限數 VaR %	0	1	2	3	4	6	8	10
99.9%	接受域			拒絕域				
	0.62	0.9	4.1	8.28	13.5	24.3	36.8	50.4
99%	接受域							拒絕域
	6.21	1.94	0.44	0.01	0.25	2.17	5.48	9.83

資料來源：本研究

#### 4.2 考量集中度風險後是否可以讓IRB法定資本更有效反映風險特性

同樣利用前述相同的風險成分參數與測試樣本，但在此進一步考量集中度風險後所產生的資本要求或信用風險值可否涵蓋銀行實際損失。此處集中度風險的計算是以本文第2.3段結構式模型之蒙的卡羅模擬的方式，分別對於經濟因素與資產價值模擬後，進而計算條件違約機率，並搭配LGD、EAD值可計算各模擬抽樣的損失金額，我們先以集中度指標之Herfindahl Index<sup>2</sup>( $H_b = \sum_{i \in b} EAD_i^2 / \left( \sum_{i \in b} EAD_i \right)^2$ )來了解是否集中度愈高的銀行授信組合(b)，與本節所求之集中風險值增量(信用風險值差異(考量

集中風險-未考量集中風險)/預期損失)成正比，其比較結果如表9，分別在6個測試年度中兩者相關係數約在80%以上，對於集中度愈高的銀行增提預測風險值的比率愈大。

比較損失信賴區間分別為99.9%與99%之超限結果，結果如表10，可知99.9%信賴區間之下，87至89年6年間銀行超限率(超限數/測試總數)約為0.6%，99%信賴區間之下超限率約為3.2%，本次結果在信賴區間99%下與Nickell, Perraudin, Varotto (2001)研究結果類似，皆超過預期可容忍水準，但是99.9%信水準下，較4.1節的超限結果大幅降低，未超過可接受水準(詳表

<sup>2</sup> Herfindahl Index 作為分析市場集中度與反托拉斯案件分析之廣泛使用的指標

表9 組合集中度特徵與集中度風險值相關性

	87	88	89	90	91	92
當年度各銀行Hb 平均值	1.91%	1.82%	1.78%	1.53%	1.76%	1.63%
集中風險值 平均增量	94.53%	88.71%	84.70%	50.86%	53.72%	66.28%
當年度相關性	0.97	0.94	0.84	0.79	0.82	0.83

資料來源：本研究

10)，且其中2個超限樣本係為同一銀行(甚至該損失來自於”高階”作業風險)，且資產特徵由於在相鄰兩年中無大幅變化下才連續出現超限情形，因此由表10結果可見我國銀行在適用新版協定之風險權數計算時，依同時考量支柱一的風險成分特徵與支柱二的集中度特徵之信用風險值，依其所要求的資本水準對於損失的還算適當。

#### 4.3 以我國資產相關性特性為基礎計算

##### IRB法定資本是否更能有效反映風險特性

誠如Lopez(2000)與Dietsch 和 Petey (2004)研究中可知，新協定所設定資產相關性主要依據G-10國家的歷史違約特徵而得，在此我們將以KMV隱含資產相關性的做法計算我國實際資產相關性，但根據沈中華、賴柏志、張家華(2005)研究認為在營建業與投資業的企業歷史違約率風險較高且波動較大，在計算資產相關性上我們除考量等級、規模外，也針對營建業與投資業個別加以計算，在評級上分類上若仍以

原始九個等為區隔，將導致部分等級樣本數量不足的問題，因此我們依各等級重新劃出四個評級(原1-4級=R1、原5-6級=R2、原7-8級=R3、原9級=R4)，另由於投資業多集中於中、大型企業且家數不足，因此也加以合併計算；表11、12為依照聯徵中心信用分級、規模分類與產業(投資、營建)之歷史違約率(86-93年)所計算之資產相關性結果，比較後可見營建業與投資業明顯高於全體資產，與新協定內涵所假設的相同規模較大的企業相對高於中小型企業，但是不同是評級的好壞與資產相關性的高低則似乎沒有明顯的關係；另全體資產關性結果也略低於新協定目前所設定資產相關性水準(大型企業:24%-12%、中小零售型:16%-3%)。

與4.2段研究做法相同採用相同的風險成分與及集中度風險計算方法(模擬)，但是採用本研究所計算之資產相關性結果分別依企業所屬的規模、評級、產業特徵修正原協定風險權數公式，其結果由表13可見99.9%信賴區間之下，87至92年6年間銀行超限率(超限數/測試總數)維持為0.6%，99%信賴區間之下

表10 民國87-92年我國銀行企業戶法定資本考慮集中度後回顧測試超限數

CVaR-1 信賴區間	87	88	89	90	91	92	超限數	超限率
99.9%	0	1	1	0	0	0	2	0.6%
99%	3	3	4	0	0	0	10	3.2%

表11 全體資產相關性分析結果

企業規模	風險等級	全體 資產相關性
大型—公開發行以上	R1	6.66%
	R2	1.85%
	R3	11.37%
	R4	15.44%
中型—融資簽證型態	R1	2.73%
	R2	3.38%
	R3	4.58%
	R4	7.39%
小型—無財務報表類	R1	1.71%
	R2	2.12%
	R3	2.94%
	R4	5.10%

資料來源：本研究

超限率由3.2%約略增加為3.8%，由此我們看見在採用我國較低之資產相關估計值，回顧測試超限情況幾乎無太大變化，並能提供更有效的風險衡量辨識結果。

## 5. 結論

新版巴塞爾協定之內部評等法採用了先進的信用風險值的觀念來計算法定資本以提高法定資本對於風險的敏感度，但銀行仍應自行驗證風險權數的合理性，並且

在支柱二的架構下有效反映法定資本與經濟資本的差異，然而在資料數量與期間上，執行信用風險值回顧測試相對於市場風險值的難度都高了許多，造成許多主管機關與銀行業者對於採用內部評等法有高度的疑慮，且回顧測試以涵蓋一個以上的經濟景氣循環且對橫斷面重複抽樣形成組合特性，往往不一定符合銀行實際經營特性，因此透過本次研究我們採用多家銀行跨景氣期間組合資料對於信用風險值模型進行回顧測試的做法應可解決此一疑慮。

經過對309個組合測試結果我們發現，由於新協定在支柱一的單因子模式沒有考量信用集中度風險，因此雖然信用風險值信賴區間已設定為99.9%，仍有許多的超限案件出現；因此在考量新協定之第支柱二的集中度風險後，超限情況大幅改善且低於可容忍程度，另外以我國經驗之資產相關估計值取代新協定風險權數設定值，雖然信用風險值估計值降低，但是超限數與比率並無明顯改變，並可提高整風險權數在我國銀行資產組合運用上的敏感程度。

本研究與國外相關研究皆認為目前信用風險值模型在實際運用上仍有限制，特別是對尾端風險預測能力還有改善的空

表12 投資業、營建業資產相關性分析結果

產業別	企業型態	風險等級	資產相關性
投資業	全體	R1	3.35%
		R2	2.20%
		R3	10.54%
		R4	24.20%
營建業	大型—公開發行以上 中型—融資簽證型態	R1	8.66%
		R2	6.71%
		R3	14.01%
		R4	33.39%
	小型—無財務報表類	R1	2.21%
		R2	3.52%
		R3	4.62%
		R4	7.21%

資料來源：本研究

表13 民國87-92年我國銀行企業戶信用風險值CVaR-2回顧測試超限數

CVaR-2 信賴區間	87	88	89	90	91	92	超限數	超限率
99.9%	0	1	1	0	0	0	2	0.6%
99%	3	4	4	0	1	0	12	3.8%

資料來源：本研究

間，例如在99%的信賴水準超限狀況仍明顯超過預期，因此壓力測試也是未來銀行在實際使用時必須納入的程序。

由於本次研究係採用聯徵中心企業評分各分級下之銀行整體違約率為基礎，其違約定義較銀行內部定義較為嚴謹，且部分風險成分值係依基礎法中之監理值代入，因此未來銀行依其內部評等計算之結論不一定與本研究相同，未來待違約損失

率與暴險額資料蒐集完整後，將進行更精緻之研究分析。



## 參考文獻

1. 《企業信用評分模型技術手冊》，財團法人金融聯合徵信中心，2006年3月。
2. 沈大白(2005)，「新巴塞爾協定對國內中小企業影響之實證研究」，財團法人金融聯合徵信中心委託計畫報告書。
3. 沈中華、賴柏志、張家華(2005)，「總體經濟因素在Basel II資本適足率公式的內涵與意義」，《金融風險管理季刊》，第一卷第二期，97-108。
4. 洪明欽、張揖平、孫銘誼、王思芳(2006)，「資產相關性在信用投資組合風險管理上之運用—以台灣市場為例」，《金融風險管理季刊》，第二卷第一期，83-96。
5. 敬永康（2002）「信用風險暴露額、風險權數及分散效果探討—新版巴塞爾協定之內部評等制度」，《貨幣觀測與信用評等》，2002年3月。
6. Basel Committee on Banking Supervision, 2001a. “The Internal Rating-Based Approach: Supporting Document to the New Basel Capital Accord.” Consultative Document.
7. Basel Committee on Banking Supervision, 2001b. “Results of the Second Quantitative Impact Study,” Press release dated November 5, 2001.
8. Basel Committee on Banking Supervision, 2001c. “Potential Modification to the Committee’s Proposals,” Press release dated November 5, 2001.
9. Basel Committee on Banking Supervision, 2004, “International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards”, June.
10. Bluhm, C. and Overbeck L., (2003). Explaining the correlation in Basel II: derivation and evaluation. The BASEL handbook: A guide for financial practitioners. edited by Ong, M., Risk books.
11. Bluhm, C., L. Overbeck, and C. Wagner (2003), “An Introduction to Credit Risk Modelling” (Chapman Hall/CRC, Boca Raton FL, USA).
12. Campbell, S. D. (2005), “A Review of Backtesting and Backtesting Procedures,” Finance and Economics Discussion Series, 2005-21. Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington DC.
13. Crosbie, P. (1999), “Modelling Default Risk”, White Paper of MKMV Corporation, www.mkmv.com.
14. Dietsch, M., & Petey, J. (2004), “Should SME Exposures be Treated as Retail or Corporate Exposures? A Comparative Analysis of Default Probabilities and Asset Correlations in French and German SMEs,” Journal of Banking & Finance, 28(1), 21-42.
15. Finger, C. C. (1999), “Conditional Approaches for CreditMetrics Portfolio Distributions”, CreditMetrics Monitor, April.
16. Gordy, M. (2003), “A Risk-Factor Model Foundation for Ratings-Based Bank Capital Rules,” Journal of Financial Intermediation 12(3), pp. 199-232.
17. Hamerle, A., Liebig, T., Scheule, H.(2004), “Forecasting Credit portfolio Risk”, Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Supervision, No.01/2004, Deutsche Bundesbank.
18. Hamerle, A., Liebig, T., Rosch, D.(2003), “Credit Risk Factor Modeling and the Basel

- II IRB Approach” , Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Supervision, No.01/2003, Deutsche Bundesbank .
19. Kupiec, P. H. (1995), “Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement” Models. *The Journal of Derivatives* 3(2) : 73-84.
  20. Lopez, Jose A. & Saidenberg, Marc R., 2000. "Evaluating credit risk models," *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, vol. 24(1-2), pp. 151-165.
  21. Lopez, J. A. (2002), “ The Empirical Relationship between Average Asset Correlation, Firm Probability of Default and Asset Size,” Working Papers in Applied Economic Theory 2002-05, Federal Reserve Bank of San Francisco.
  22. Merton, R. (1974), “On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates” , *Journal of Finance*, 29, pp.449-470.
  23. Nickell, P., W. Perraudin, S. Varotto (2001), “Ratios versus Equity Based Credit Risk Modelling: an Empirical Analysis,” Bank of England working papers 132, Bank of England.
  24. Vasicek, O. A., (1987, 1991), “Probability of Loss on Loan Portfolio” , White Paper of MKMV Corporation, [www.mkmv.com](http://www.mkmv.com).