

金融風險管理季刊  
民95，第二卷，第一期，83-96

# 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\*

## The Application of Asset Correlation in Credit Portfolio Risk Management- the Empiricism for Taiwan Market

洪明欽

**Ming-Chin Hung**

東吳大學商用數學系

Department of Business Mathematics,  
Soochow University

張揖平

**Yi-Ping Chang**

東吳大學商用數學系

Department of Business Mathematics,  
Soochow University

孫銘誼

**Ming-Yi Sun**

財團法人金融聯合徵信中心  
Joint Credit Information Center

王思芳\*\*

**Agnes Wang**

財團法人金融聯合徵信中心  
Joint Credit Information Center

### 摘要

本文在廣義因子模型假設下利用財團法人金融聯合徵信中心(Joint Credit Information Center)的資料，對台灣市場的企業授信戶進行信用資產組合風險的分析。研究結果顯示，在多重風險區隔(multiple risk segment)的情況之下，加入包含個體財務風險因子(risk driver)和總體金融風險因子，對資產組合的整體信用風險能有更精緻的估算。此研究結果，除可提供予台灣地區銀行作為信用資產組合與風險控管之參考，亦可提供予主管機關作為金融監理之輔助資訊。

**關鍵詞：**因子模型、資產組合、資產相關性、違約機率。

**JEL分類代號：** C1, G21

\* 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：王思芳，台北市100中正區重慶南路一段2號10F財團法人金融聯合徵信中心，TEL：886-2-23813939#873，FAX：886-2-23114924，E-mail：agnes@jcic.org.tw

## Abstract

In this paper, under the assumption of general factor model, we to build the loss distribution of credit portfolio which includes all Taiwanese borrowing firms, with data set provided by Joint Credit Information Center (JCIC). The results indicated that, by adding macroeconomic and firm-specific risk drivers, we can get more delicate forecasting results for segregated risk segments. This study aims to provide useful reference for banks intending to explore further into risk management area and hopefully to provide valuable information and assistant technique to our supervisory agency in regarding the second pillar of Basel II.

**Key Words :** Factor model, Portfolio, Asset correlation, Probability of Default

**JEL Classification :** C1, G21

## 1. 前言

隨著新巴塞爾協定 (International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards, 簡稱Basel II)的發展, 金融機構對於信用風險的管理越加重視。在早期的信用風險管理層面上, 所重視的議題均環繞於個別授信戶 (obligor) 所面對的個別信用風險之上, 而對於資產組合 (portfolio) 之整體信用風險, 即視為個別授信戶之信用風險加總。然而, 實際上資產組合內之授信戶具有相關性, 所以資產組合的整體風險值應會大於個別資產標的物的風險值總和。換言之, 當巨大事件 (如金融風暴) 或國際經濟不景氣 (如90年代初期) 時, 將低估多個授信戶同時發生違約的機率, 並因而低估整體資產組合所面臨的信用風險。因此, Basel II在計算資本計提的公式上, 為避免低估資產組合損失比率, 加入了資產

相關性對資產組合損失比率的影響, 也因此資產組合的整體信用風險值的計算也成為重要議題。

Basel II採用 Gordy (2003) 所提出的單因子模型 (one factor model) 之概念, 並假設銀行目前資產組合的樣本充分大及資產報酬率僅受單一因子影響, 得到資產組合損失比率之近似分配及資本適足要求 (capital requirement)。而德意志央行 (Deutsche Bundesbank) 學者採用單因子模型推廣的廣義因子模型 (generalized factor model, 簡稱GFM), 以系統因子的概念並配合多重風險區隔 (multiple risk segments) 的方式, 得到資產組合損失比率之信用風險值。本研究以財團法人金融聯合徵信中心 (Joint Credit Information Center, 簡稱聯徵中心) 所蒐集之全台灣金融授信業務資料, 將國內銀行的所有授信企業視為一資產組合, 並在單因子模型與廣義因子模型假設下, 估計資產

相關性與資產組合信用風險。

本文除第一節前言外，第二節將簡述各種計算資產相關性的方法與實證結果。第三節介紹廣義因子模型，並由模擬的方法，得到資產組合損失比率分配與信用風險值。而第四節，將台灣整體的企業授信資料視為一資產組合，進行實證研究。最後，對此模型和實證結果作一討論與未來研究方向。

## 2. 文獻回顧

本文主要是以單因子模型及廣義因子模型之假設下配合多重風險區隔的概念，估計出組內和組間的資產相關性，因而近年來被使用於評估資產組合之信用風險，Hamerle, Liebig & Rösch (2003) 依據評等等級將標準普爾提供自1982年至1999年之資料進行風險區隔，以單因子模型分別對不同風險區隔下的企業戶進行資產相關性的估計。其實證結果顯示在不同風險區隔下所對應的資產相關性是有明顯的差異，且各風險區隔下的資產相關性皆高於單一風險區隔下的資產相關性。Dietschi & Petey (2003) 則以規模大小將自1997年至2001年法國和德國營業額小於4000萬歐元的中小企業企業戶劃分成3個風險區隔，運用單因子模型計算出各區隔之下的資產相關性。實證結果發現：(一)平均違約率隨著企業大小呈反向變動；(二)資產相關性隨企業大小呈反向變動；(三)違約機率和資產相關性呈正向關係。因此發現資產組合內依

規模大小區隔更能反映其不同區隔特性下之資產相關性。

為了能納入更多資訊，因此推廣單因子模型成為廣義因子模型，除了認為資產相關性受一系統因子影響且進一步考慮個體和總體之風險因子。Hamerle, Liebig & Scheule (2004) 以廣義因子模型採用德意志央行自1987年到2000年的企業授信戶的資料，依據產業加以分類成製造業 (manufacturing)、商業 (commerce) 以及其他類，利用個體和總體風險因子展現出不同產業間之特性，估計出產業內及產業間的資產相關性。Hamerle & Rösch (2004) 則以ROC (The Receiver Operating Characteristic) 方法驗證單因子模型及廣義因子模型之區別能力，結果發現利用廣義因子模型所做的預測結果表現是較佳的。因此，本文將依企業規模及產業分類對資產組合進行區隔，並以單因子模型及廣義因子模型分別估計資產相關性且利用蒙地卡羅模擬法估算各銀行企業授信戶資產組合之風險值。

## 3. 研究方法

### 3.1 廣義因子模型

廣義因子模型假設時間  $t$  第  $i$  個授信戶是否違約受到一個為觀察的變數  $r_{i,t}$  的影響，且可定義一廣義因子模型為：

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

其中  $x_{i,t-1}$  為前一期的個別因子 (obligor-specific risk factors)，可以以個別授信戶之個別資料表示之； $z_{t-1}$  為前一期之總體風險因子 (systematic risk factors)； $f_t$  為表當時的系統因子， $u_{i,t}$  為誤差項，在本文中假設  $f_t$  及  $u_{i,t}$  均服從標準常態分配。 $\beta_0$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  和  $b$  為參數。此外，當廣義因子模型中不考慮解釋變數  $x_{i,t-1}$  和  $z_{t-1}$ ，此即為傳統之單因子模型，因此廣義因子模型可視為單因子模型之推廣。

由於一般  $r_{i,t}$  並無法觀察，本文採用 Hamerle, Liebig & Scheule (2004) 之作法，利用觀察時間點  $t$  第  $i$  個授信戶是否發生違約來求取違約機率及資產相關性。因此，令  $y_{i,t}$  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，亦即

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

不同時間之  $i$  可代表不同授信戶。

因子模型亦可對資產組合中之授信戶依不同的屬性進行區隔，例如以產業別進行區隔。在經過分類後，可以假設各類別區隔內的授信戶皆是具有同質性 (homogenous)，也就是受到相同的風險因子影響。

經過計算條件違約機率 (conditional default probability)  $\lambda(x_{i,t-1}, z_{t-1}, f_t)$  為

$$\lambda(x_{i,t-1}, z_{t-1}, f_t) = P(y_{i,t} = 1 | x_{i,t-1}, z_{t-1}, f_t) \\ = \Phi(\tilde{\beta}_{0i,t} + \tilde{\beta}'x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}'z_{t-1} + \tilde{b}f_t)$$

其  $\tilde{\beta}_{0i,t} = (c_{i,t} - \beta_0)/\omega$ ， $\tilde{\beta} = -\beta/\omega$ ， $\tilde{\gamma} = -\gamma/\omega$ ， $\tilde{b} = -b/\omega$ ， $\Phi$  表示標準常態分配之累積機率分配 (cumulative distribution function)，因為門檻值  $c_{i,t}$  無法直接觀察，為方便起見假設門檻值  $c_{i,t}$  並不隨時間和不同資產報酬改變，亦即  $c_{i,t} = c$  為一固定常數，因此  $\tilde{\beta}_{0i,t} = \tilde{\beta}_{0i}$ 。

由於  $f_t$  無法知道，因此各授信戶的違約機率  $\lambda(x_{i,t-1}, z_{t-1})$  必須對  $f_t$  做積分，亦即

$$\lambda(x_{i,t-1}, z_{t-1}) = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi(\tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}'x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}'z_{t-1} + \tilde{b}f_t) \varphi(f_t) df_t$$

其中  $\varphi(\cdot)$  為標準常態分配之機率密度函數 (probability density function)。

假設觀察值為  $\{y_{i,t}, x_{i,t-1}, z_{t-1}\}_{t=1}^{N_t}$ ， $t=1, \dots, T$ ，則廣義因子模型中之參數  $\tilde{\beta}_0$ 、 $\tilde{\beta}$ 、 $\tilde{\gamma}$ 、 $\tilde{b}$  可採用最大概似估計法 (maximum likelihood method) 估計，其概似估計函數 (likelihood function)  $E[L(\tilde{\beta}_0, \tilde{\beta}, \tilde{\gamma}, \tilde{b})]$  為

$$E[L(\tilde{\beta}_0, \tilde{\beta}, \tilde{\gamma}, \tilde{b})] \\ = \prod_{t=1}^T \int_{-\infty}^{\infty} \left[ \prod_{i=1}^{N_t} [\Phi(\tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}'x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}'z_{t-1} + \tilde{b}f_t)]^{y_{i,t}} \right. \\ \left. (1 - \Phi(\tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}'x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}'z_{t-1} + \tilde{b}f_t))^{(1-y_{i,t})} \right] \varphi(f_t) df_t$$

而關於最大概似估計值的數值計算，本文採用 SAS 9.1 之 NLMIXED 程序處理。經過計算授信戶  $i$  和  $j$  之資產報酬相關係數  $\rho(r_{i,t}, r_{j,t})$  為

$$\rho(r_{i,t}, r_{j,t}) = \frac{\text{Cov}(r_{i,t}, r_{j,t})}{\sqrt{\text{Var}(r_{i,t})} \sqrt{\text{Var}(r_{j,t})}}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\text{Cov}(bf_t + \varpi u_{i,t}, bf_t + \varpi u_{j,t})}{\sqrt{\text{Var}(bf_t + \varpi u_{i,t})} \sqrt{\text{Var}(bf_t + \varpi u_{j,t})}} \\
 &= \frac{b^2}{b^2 + \varpi^2} = \frac{b^2}{b^2 + 1} \quad (2)
 \end{aligned}$$

在考慮多重風險區隔下，假設共分爲  $M$  個風險區隔分別具有廣義因子模型，亦即假設

$$\begin{aligned}
 r_{i,t}^{(m)} &= \beta_0^{(m)} + \beta^{(m)'} x_{i,t-1}^{(m)} + \gamma^{(m)'} z_{t-1}^{(m)} + b^{(m)'} f_t^{(m)} + \varpi^{(m)} u_{i,t}^{(m)} \\
 &(i=1, \dots, N_t^{(m)}, m=1, \dots, M, t=1, \dots, T)
 \end{aligned}$$

其中  $f_t^{(m)}$  和  $f_t^{(m')}$  同廣義因子模型之假設，但值得注意的是對不同之風險區隔  $m$  和  $m'$  下， $f_t^{(m)}$  和  $f_t^{(m')}$  存在相關性。經過計算，不同區隔的相關係數爲：

$$\begin{aligned}
 \rho(r_{i,t}^{(m)}, r_{j,t}^{(m')}) &= \frac{\text{Cov}(r_{i,t}^{(m)}, r_{j,t}^{(m')})}{\sqrt{\text{Var}(r_{i,t}^{(m)})} \sqrt{\text{Var}(r_{j,t}^{(m')})}} \\
 &= \frac{b^{(m)'} b^{(m')} \text{Cov}(f_t^{(m)}, f_t^{(m')})}{\sqrt{b^{(m)2} + \varpi^{(m)2} \text{Var}(\mu_{i,t}^{(m)})} \sqrt{b^{(m')2} + \varpi^{(m')2} \text{Var}(\mu_{j,t}^{(m')})}} \\
 &= \frac{\tilde{b}^{(m)'} \tilde{b}^{(m')} \text{Cov}(f_t^{(m)}, f_t^{(m')})}{\sqrt{\tilde{b}^{(m)2} + 1} \sqrt{\tilde{b}^{(m')2} + 1}} \quad (3)
 \end{aligned}$$

其中  $\tilde{b}^{(m)} = -b^{(m)} / \varpi^{(m)}$ 。

### 3.2 資產組合損失分配計算

爲方便起見，令  $h$  表示預測信用風險之時間，令

$$\begin{aligned}
 r_{i,h} &= \beta_0 + \beta' x_{i,h-1} + \gamma' z_{h-1} + b f_h + \varpi u_{i,h} \\
 &(i=1, \dots, N_h)
 \end{aligned}$$

其中  $f_h$  和  $u_{i,h}$  爲獨立隨機變數，其分配爲標準常態分配。由蒙地卡羅模擬法預測違約率 and 資產組合損失之分配和相關統計值。令  $\tilde{r}_{i,h} = \frac{r_{i,h} - \beta_0}{\varpi}$ ，則模型式(1)可改寫爲

$$\begin{aligned}
 \tilde{r}_{i,t} &= -(\tilde{\beta} x_{i,t-1} + \tilde{\gamma} z_{t-1} + \tilde{b} f_t) + u_{i,t} \\
 &(i=1, \dots, N_t, t=1, \dots, T)
 \end{aligned}$$

如果  $c_{i,t} = c$ ， $i=1, \dots, N_t, t=1, \dots, T$ ， $r_{i,t} \leq c_{i,t}$  充分必要  $\tilde{r}_{i,t} \leq \tilde{\beta}_0$ 。

假設觀察值爲  $y_{i,t}$ ， $i=1, \dots, N_t, t=1, \dots, T$ ，由此可估計參數  $(\tilde{\beta}_0, \tilde{b})$  在參數  $(\tilde{\beta}_0, \tilde{b})$  給定下，且  $c_{i,h} = c$ ， $i=1, \dots, N_h$ ，模擬步驟爲：

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

**Step 2**：計算  $\tilde{r}_{i,h} = -(\tilde{\beta} x_{i,h-1} + \tilde{\gamma} z_{h-1} + \tilde{b} f_h) + u_{i,h}$ ， $i=1, \dots, N_h$ 。

**Step 3**：計算模擬一次之違約率

$$DR_h = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} 1_{(\tilde{r}_{i,h} \leq \tilde{\beta}_0)}$$

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

$$L_h = \sum_{i=1}^{N_h} 1_{(\tilde{r}_{i,h} \leq \tilde{\beta}_0)} \times EAD_{i,h} \times LGD$$

其中  $EAD_{i,h}$  爲第  $i$  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10,000。

**Step 5**：計算風險值(value at risk, 簡稱 VaR)，以模擬10,000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  $\alpha$  下求算出分位數 (quantile) 為風險值。

## 4. 實證研究

### 4.1 樣本資料

本研究樣本係取自聯徵中心自1994年至2004年之企業戶授信資料，此資料由銀行將其有授信往來紀錄之企業戶報送至聯徵中心。由於本研究欲模擬出下一期之信用風險值，故將當年度已發生違約事項 (逾期/催收/呆帳/票據拒往/重整/破產/延遲還款90天) 之企業戶排除於樣本外。因此，本文最終選取的樣本資料筆數共為1,063,554筆，違約家數為43,468筆。而每年的企業授信戶資料的總筆數並不完全相同，如表1所示。

表1 每年樣本家數及樣本比率

年度	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
家數	101,463	105,824	106,462	108,270	108,908	107,844	106,994	101,782	103,909	112,099
比例	9.54%	9.95%	10.01%	10.18%	10.24%	10.14%	10.06%	9.57%	9.77%	10.54%

由於Basel II中將延遲還款90天定義為違約，因此本文亦將此準則視同為違約，然而聯徵中心自2000年之後才開始蒐集延遲還款記錄，因此本文違約定義在2000年以前和2000年之後違約定義會有不同，違約的判定準則分別為：(一)2000年以前的違約定義為：企業授信戶在未來一年內有[逾期/催收/呆帳/票據拒往/重整/破產]紀錄者；(二)2000年以後(包含2000年)的違約定義為：企業授信戶在未來一年內有〔逾期/催收/呆帳/票據拒往/重整/破產/延遲還款90天〕紀錄者。1995年至2004年的樣本違約率如圖1所示。

### 4.2 多重風險區隔的模型

由於不同風險區隔內的企業授信戶之違約行為可能不相同，而本研究利用多重風險區隔的方式，而一般認為企業規模與產業特性的不同均會有不同的違約行為，因此將不同屬性的企業授信戶，依企業的規模大小與產業分類進行區隔。在產業分類是採用聯徵中心委託台灣經濟研究院研究案中之分類方式，共區分為12類：民生必需品、紙業印刷、石化業、金屬礦物、器械、電子、營建、批發、零售、其他服務、金融投資、無產業編碼，其中無產業

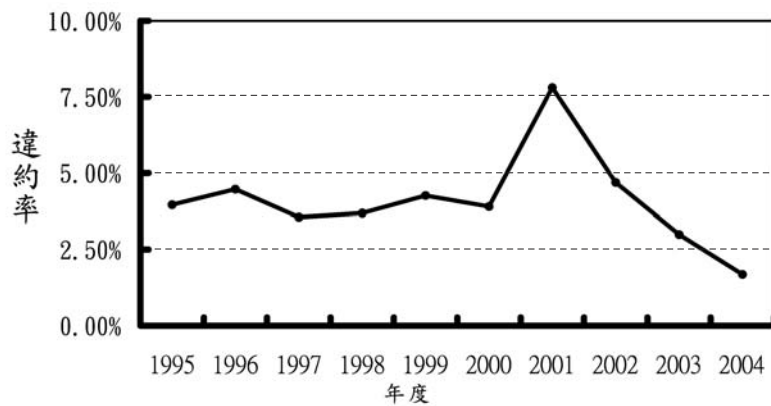


圖1 1995年至2004年之違約率

編碼為無法進行產業分類之企業授信戶。由於本文所採用的個體風險因子，取自於聯徵中心正在發展中的信用評分模型，而此信用評分模型建立過程中，發現建築業與投資業具有相當不一樣的產業特性，且其違約率的表現也相同於其他產業，如圖2

所示，因此必須將其區隔出來。至於其他產業，除了無產業編碼的情況下，其他產業的違約率狀況差異不大，因此不以產業作為區隔的標準，而另以企業戶的規模做為區隔的依據。本文當中的分類原則主要分成：(一)產業編碼為營建業的企業(營建

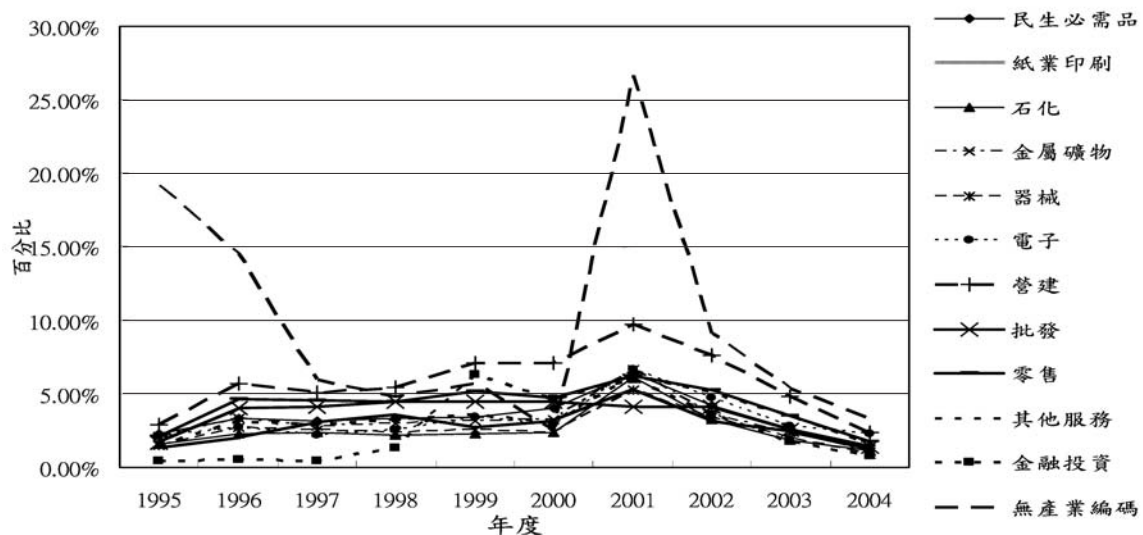


圖2 不同產業之每年的樣本違約率

業)；(二)產業編碼為投資業的企業(投資業)；(三)資本額大於2500萬元的企業(大企業)；(四)資本額介於2500萬元至500萬元的企業(小企業)；(五)資本額為500萬元的企

業(微型企業)；(六)其他：無法被歸類的企業，包含無產業編碼、資本額過小或無資本額資料之企業。各區隔下每年的違約率如圖3所示。

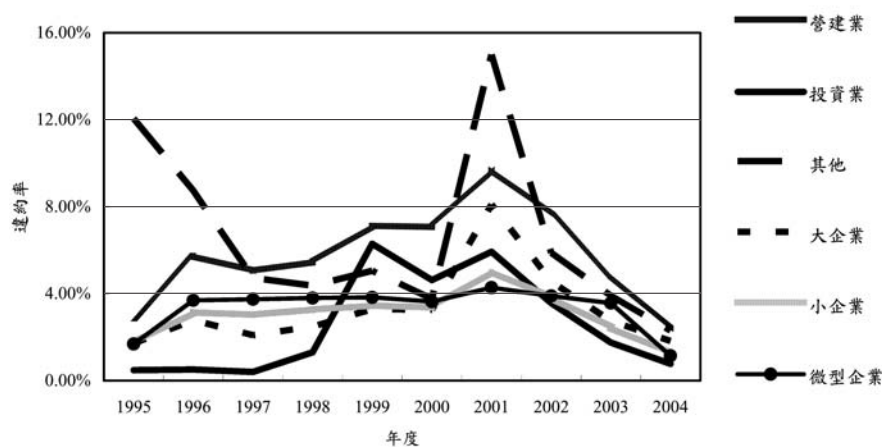


圖3 各風險區隔每年的樣本違約率

#### 4.3 參數估計結果

本文將分別使用單因子模型和廣義因子模型估計資產組合損失比率分配和下一期之信用風險值，其中單因子模型假設所有企業授信戶的財務金融狀況皆已反應在資產報酬上<sup>1</sup>，但企業授信戶受到系統因子影響的程度會因不同區隔而有所不同。在廣義因子模型當中，假設企業的個體財務

和總體金融狀況未能充分反映在資產報酬上，且企業授信戶受到風險因子及系統因子影響的程度會因不同區隔而有所不同。依據聯徵中心信用評分模型，包括各企業授信戶的授信綜合評分(包含9項授信資料)和有財報之企業授信戶的財務綜合評分(包含23項財務資料)。此外，在沈中華與張家華(2004)的研究中，顯示總體經濟風險因子

<sup>1</sup> Gordy, M. B. (2003) "A Risk-Factor Model Foundation for Rating-Based bank Capital Rules".



表2 單因子模型之參數估計結果

風險區隔	變數名稱	估計值	標準誤	P 值
營建業	常數項	-1.6022	0.06269	<.0001
	系統因子	0.1971	0.04469	0.0017
投資業	常數項	-2.0998	0.1339	<.0001
	系統因子	0.4075	0.09906	0.0026
大企業	常數項	-1.8806	0.0639	<.0001
	系統因子	0.201	0.04533	0.0016
小企業	常數項	-1.8963	0.05141	<.0001
	系統因子	0.1619	0.03659	0.0017
微型企業	常數項	-1.8767	0.05583	<.0001
	系統因子	0.1758	0.03982	0.0017
其他	常數項	-1.5688	0.08855	<.0001
	系統因子	0.2796	0.06267	0.0016

表3 單因子模型之不同風險區隔間的資產相關性

	營建業	投資業	大企業	小企業	微型企業	其他
營建業	3.74%					
投資業	5.94%	14.24%				
大企業	3.14%	5.26%	3.88%			
小企業	2.79%	4.19%	2.86%	2.55%		
微型企業	3.08%	4.50%	2.62%	2.64%	3.00%	
其他	2.09%	1.99%	3.21%	2.54%	1.87%	7.25%

當中，失業率對違約率具有顯著性的影響。所以在廣義因子模型中考慮的風險因子包含：授信綜合評分變數、財務綜合評分變數、總體經濟指標(年失業率)、虛擬變數1(有無授信綜合變數)和虛擬變數2(有無財務綜合變數)等。其中在虛擬變數與財務

綜合評分變數的設定會因風險區隔之資料特性不同而有所不同，如營建業與投資業因涵蓋大小規模公司，因此在這兩個風險區隔下包含有無授信綜合變數和有無財務綜合變數之虛擬變數；而在小企業與微型企業則因無財報資料，所以並無財務綜合

表4 廣義因子模型之參數估計結果

風險區隔	變數名稱	估計值	標準誤	P 值
營建業	常數項	-0.01052	0.2688	0.9696
	授信綜合變數	0.3986	0.008173	<.0001
	總體變數	-15.1642	6.8928	0.0553
	虛擬變數1	-1.5687	0.1832	<.0001
	虛擬變數2	0.2015	0.01707	<.0001
	系統因子	0.1968	0.04467	0.0017
投資業	常數項	0.233	0.3325	0.5012
	授信綜合變數	0.4262	0.02608	<.0001
	總體變數	-26.6036	8.2994	0.0107
	虛擬變數1	-2.5232	0.2471	<.0001
	虛擬變數2	0.3116	0.05267	0.0002
	系統因子	0.2182	0.05878	0.0048
大企業	常數項	-0.04093	0.2683	0.8821
	授信綜合變數	0.4603	0.00808	<.0001
	財務綜合變數	0.039	0.005203	<.0001
	總體變數	-10.8884	6.896	0.1488*
	虛擬變數1	-1.7651	0.1831	<.0001
	系統因子	0.1969	0.04449	0.0017
小企業	常數項	0.000865	0.2433	0.9972
	授信綜合變數	0.4542	0.005673	<.0001
	總體變數	-15.6383	6.2612	0.034
	虛擬變數1	-1.6405	0.1658	<.0001
	系統因子	0.1792	0.04044	0.0016
微型企業	常數項	0.1665	0.2797	0.5664
	授信綜合變數	0.461	0.006495	<.0001
	總體變數	-18.3775	7.1955	0.031
	虛擬變數1	-1.6983	0.1906	<.0001
	系統因子	0.206	0.04649	0.0016
其他	常數項	0.5785	0.3268	0.1104
	授信綜合變數	0.4643	0.006255	<.0001
	財務綜合變數	-0.06403	0.01645	0.0037
	總體變數	-23.8591	8.4085	0.0195
	虛擬變數1	-1.5059	0.2226	<.0001
	系統因子	0.2412	0.05413	0.0016

註：\*表示不具統計上的顯著性

表5 廣義因子模型之不同風險區隔間的資產相關性

	營建業	投資業	大企業	小企業	微型企業	其他
營建業	3.73%					
投資業	3.33%	4.54%				
大企業	3.04%	2.88%	3.73%			
小企業	3.06%	2.59%	3.03%	3.11%		
微型企業	3.56%	3.01%	3.05%	3.43%	4.07%	
其他	1.83%	1.01%	2.77%	2.46%	1.85%	5.50%

評分變數且只含一有無授信綜合變數之虛擬變數；而在大企業與其他則因有財報資料，所以只含一有無授信綜合變數之虛擬變數。

本文以1995年至2003年之全台灣企業授信戶資料來建置單因子模型和廣義因子模型，而另以2004年之資料進行資產組合損失比率分配之模擬和信用風險值之估計。表2為各風險區隔下單因子模型之各參數估計的結果，可發現在顯著水準為0.05下，各參數均顯著不為0；表3為利用式(2)和式(3)所估計相同風險區隔(對角線上之值)以及不同風險區隔間(非對角線上之值)的資產相關性。

在廣義因子模型中，由於各風險區隔的授信戶所面對的風險因子會有所差異，且影響的程度也不盡相同。表4為各風險區隔下廣義因子模型之各參數估計的結果，可發現在顯著水準為0.05下，除了在大企業之總體變數外，其餘各參數均顯著不為

0；和表5為利用式(2)和式(3)所估計相同風險區隔(對角線上之值)以及不同風險區隔間(非對角線上之值)的資產相關性。

#### 4.4 預測下一期違約損失分配

利用單因子模型和廣義因子模型之參數估計的結果，可以針對某一特定資產組合進行資產組合損失比率分配之模擬和信用風險值之估計。首先利用聯徵中心的資料庫，取得台灣地區共48家本國銀行整體的企業授信帳戶約為27萬家，視為一資產組合且涵蓋所有有授信紀錄的企業授信帳戶，時間點的設定為2003年12月31日。

利用第三節所介紹的蒙地卡羅模擬方法，在模擬次數為10,000次的情況下，可以得出此模擬的違約率相對次數，如圖4。利用實際授信金額做為違約暴險金額，且假設違約損失率為0.45的情況之下計算出資產組合的損失分配，如圖5所示。當信賴水準為99.9%時單因子模型和廣義因子模型

的信用風險值分別為6.26%和4.76%，而實際損失為1.67%。

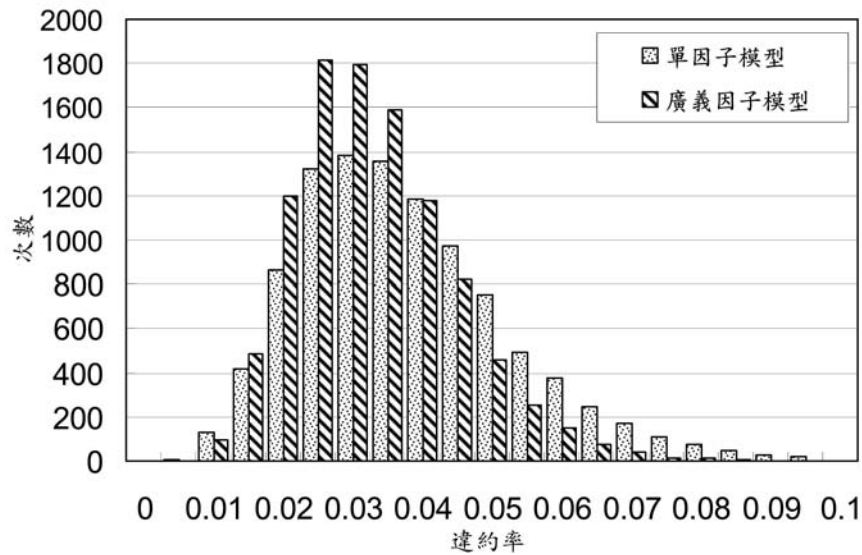


圖4 2004年資產組合違約率相對次數預測圖

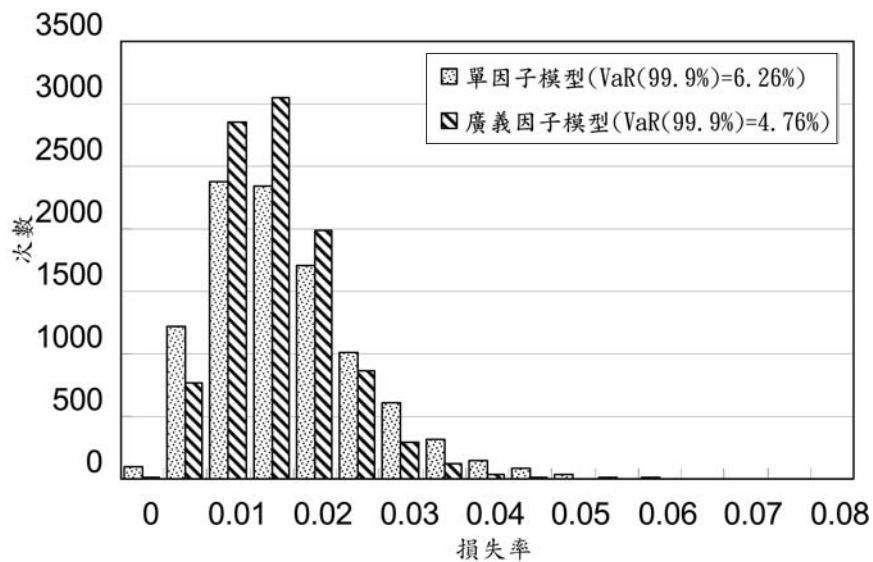


圖5 2004年資產組合損失比率相對次數預測圖

表6 真實損失的超限家數

	單因子模型	廣義因子模型
信用風險值(99.9%)	2	2
信用風險值(99%)	3	2
信用風險值(95%)	5	3

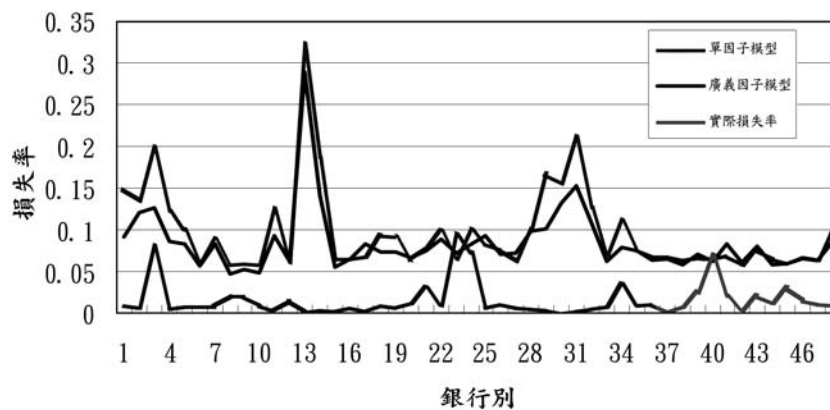


圖6 真實損失的超限家數

由於信用風險模型之時間區間通常為一年，就現實而言，並無足夠的樣本期間可以使用回顧測試的方法來進行模型的驗證。因此在樣本期間不足的情況下，有關模型的驗證，將利用聯徵中心資料庫，針對2004年度的資料，以各銀行別作為分類，違約損失率設定為0.45時且假設違約暴險金額 (EAD) 為2003年底的授信餘額，分別利用單因子模型和廣義因子模型的估計結果模擬各銀行損失分配，此外，亦可利用整體銀行授信戶資料所建立之單因子模型和廣義因子模型，分別估計48家銀行在

2004年之個別信用風險值，其中EAD和LGD取法同前。表6為當信賴水準 $\alpha$ 分別為99.9%、99%、95%時，實際損失比率之超限家數，圖6為當信賴水準為99.9%時，各銀行資產組合損失比率之信用風險值和實際損失比率。由表6之結果可以發現無論是單因子模型或廣義因子模型之超限的比率均大於 $1-\alpha$ 值，表示以所有銀行整體授信戶資料建立之模型所得到的信用風險值有可能低估風險或是各銀行之授信戶違約行為可能有很大的差異，使得由整體授信戶資料建立之模型並無法適用於所有的銀行。

## 5. 結論

因子模型是在估算資產組合信用風險常用的模型，其作法主要是由違約事件資訊估計資產組合內不同風險區隔下之組內及組間相關性，進一步推估資產組合損失比率之信用風險。而廣義因子模型主要是推廣了單因子模型，在單因子模型中加入了個體及總體風險因子，使模型更符合實際狀況。本文將台灣所有之企業授信戶視為一資產組合，以多重風險區隔之方式，配合單因子模型和廣義因子模型，對資產組合進行風險預測，由實證結果發現，以廣義因子模型所推估出來的資產組合損失比率風險值會較單因子模型更接近整體銀行之實際損失，但分別計算48家銀行在2004年之個別信用風險值時，可以發現無論是單因子模型或廣義因子模型之超限的比率均大於 $1-\alpha$ 值，表示以所有銀行整體授信戶資料建立之模型所得到的信用風險值有可能低估風險或是各銀行之授信戶違約行為可能有很大的差異。

由於本文採用的是全台灣銀行之所有企業授信戶資料，因此在資料整理上是非常耗費時間，而其中又含部分資料缺失，而存在無法作風險區隔之企業授信戶，本文作法將其歸為其他一類，但相對於其他的風險區隔，此無法作風險區隔每一年度之違約比率較不穩定，因此未來值得再進一步整理資料或採取不同之風險區隔方式衡量資產組合之信用風險。而如何利用多重風險區隔的因子模型在資產組合信用風險管理上所扮演的角色，進而衡量出合理

之資產組合信用風險，都是個重要的課題。

## 參考文獻

- 沈中華、張家華 (2004)，「違約率與總體經濟相關性」，《信用資訊月刊》，No.4。
- Dietschi, M./ Petey, J. (2003), "Should SME Exposures be Treated as Retail or Corporate Exposure? A Comparative Analysis of Probabilities of Default and Asset Correlation in French and German SMEs," *Journal of Banking & Finance*, No.28, P.778-788.
- Gordy, M.B. (2003), "A Risk-Factor Model Foundation for Rating-Based bank Capital Rules," *Journal of Financial Intermediation*, Vol.12(3), P.199-232.
- Hamerle, A./ Liebig, T./ Scheule, H. (2004), "Forecasting Credit portfolio Risk," Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Supervision, No.01/2004, Deutsche Bundesbank.
- Hamerle, A./ Liebig, T./ Rösch, 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.
- Hamerle, A./ Rösch, D. (2004), "Parameterizing Credit Risk Models," *Working Paper, University of Regensburg*.  
<http://finance.wharton.upenn.edu/~allenf/capri/papers/033hamerle-rosch.pdf>.