

# 國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文

台灣上市櫃公司投資組合違約機率之模擬與預測

**Prediction and Estimation of Credit Portfolio Default Rate**

研究生：鄭維峻

指導教授：王克陸 博士

中華民國九十六年六月

台灣上市櫃公司投資組合違約機率之模擬與預測

**Prediction and Estimation of Credit Portfolio Default Rate**

研究生：鄭維峻

Student : Cheng, Wei-Chun

指導教授：王克陸 博士

Advisor : Dr. Keh-Luh Wang

國立交通大學

財務金融研究所碩士班

碩士論文

A Thesis

Submitted to Graduate Institute of Finance

National Chiao Tung University

in partial Fulfillment of the Requirements

for the Degree of

Master of Science

in

Finance

June 2007

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十六年六月

# 國立交通大學 研究所碩士班

## 論文口試委員會審定書

本校 財務金融 研究所 鄭維峻 君

所提論文：台灣上市櫃公司投資組合違約機率之模擬與預測  
合於碩士資格水準、業經本委員會評審認可。

口試委員：\_\_\_\_\_

周幼玲

張煒烈

彭雅惠

王克強

指導教授：王克強

研究所所長：鍾惠民 教授

中華民國 96 年 6 月 27 日

# 摘要

近年來信用風險的議題倍受金融界關注。過去研究多集中在對個別授信戶違約預警模型的改良，較少針對投資組合整體違約率和違約相關係數的研究。而模型使用上，如 KMV 或者單因子模型等，是透過資產相關性求違約相關性，以及使用資產價值與違約門檻的關係來判斷違約與否，基本上是正確的方向。但這兩者仍在定義、資料更新速度、波動度上皆存在問題。所以，本研究採用德國德意志聯邦銀行與雷根斯堡大學 Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) 等幾位學者發表的投資組合風險預測與研究模型與結果，以台灣上市櫃的資料為投資組合，作模型比較與實證研究。德國學者的多因子 DB 模型，有幾個優點如下：第一、保留了資產價值與違約門檻的觀念，但模型中卻不需對其作定義和計算，而是直接利用非線性最大似估計法對參數作估計。第二、在投資組合中加入違約相關性的估計，使模型在估計時可以考慮產業分類、風險區隔，以及增加估計的準確度。第三、估計參數時，模型可以即時考慮總體經濟風險因子的誤差，並在違約預測上作動態的修正。

本論文之研究目的主要有三：第一、進一步地比較德國學者 2004 與 2005 年與本研究之修正模型三者的估計上的能力與差異。第二、以總體經濟風險因子加入模型與否來瞭解因子對模型估計的影響。第三、利用模型對台灣上市櫃資料形成的投資組合整體違約率預估和討論其違約相關性。相信本研究對於銀行資本適足的準備和信用風險的管控將有所幫助，實證的結果可有助於為金融機構對於投資組合違約率計算的參考與研究。

關鍵字：違約相關性、投資組合違約機率、信用風險、非線性最大似估計法、總體經濟風險因子

# ABSTRACT

Recently, the credit risk problem has become a critical issue in the financial industry. Most of the previous researches concentrated on the default prediction on individual asset. Only a few studied the problems about the credit portfolio risk and default correlation. These models are far from optimal due to the difficulty in using asset value and the threshold to judge the asset default. In this research, we adopt the credit risk model and result from Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) for its three main advantages. Firstly, it not only uses the ideas of the asset value and the threshold, but also applies the non-linear maximum likelihood method to estimate the parameters without defining the asset value and the threshold. Secondly, it uses the asset correlation to estimate the default correlation so that the industry classification and the risk factors can be considered. Thirdly, it combines the macroeconomic variable with its error term, so the dynamic modification of estimation can be used to increase the model's prediction power.

Three goals are achieved in this research: Firstly, we compare the differences among three models for portfolio default risk estimation. Secondly, we combine the macroeconomic factors with the models to detect if the results are better. Thirdly, we use the portfolio data of the listed companies in Taiwan to predict the default rate and the default correlation. In conclusion, our approach should be useful for banks in Taiwan to estimate their portfolio default rates and to control the credit risk.

Keywords : Default Correlation, Credit Risk, Non-linear Maximum Likelihood Estimation

## 誌 謝

本篇論文可以順利完成，特別要感謝王克陸老師對我的細心指導，給我很多關鍵性的建議。王老師學養厚實，潛心學術研究，成就斐然，是我最敬重感佩的恩師。也謝謝老師這兩年給我的自由與機會，容許我在研究之餘，伸出觸角，試探自我的能力，編織自己的理想。

同時，也要感謝張揖平老師給我的幫助，讓我能夠突破論文實證上的一些難關。還有財金所，所有的師長與所辦小姐的教導與關心，讓我能夠有充足的背景知識、資訊和機會，完成論文並參與各項活動。

在兩年的研究所生涯裡，我體驗了非常多不一樣的經歷。除了課業的研究之外，我也參與了所上工讀生與 G5 的實習生、準備托福和申請交換學生。可堪告慰的是，每一樣活動與體驗，我都全力以赴。兩年過去，我的成長與獲益頗多，這都要感謝小慈、凱秩、孫而音學姐、盧正堃學長、侑峻、建威在論文撰寫過程中給我的指導和幫忙。也謝謝奎元、俐伶、小宇、小光、殺手等所有學長姐、同學、學弟妹；Steagle 和 Empurple 的朋友群、G5 的同事、室友們等等對我的支持與關心。是你們讓我更有勇氣、這兩年的生活更加多采多姿。謝謝你們！

謹將我的論文獻給所有的家人與朋友，願這份開心的喜悅和你們一同分享，並再次獻上感激的心，有你們真好！

鄭維峻 謹誌於

中華民國九十六年七月

于國立交通大學財務金融研究所

# 目錄

中文摘要	I
ABSTRACT	II
誌謝	III
目錄	IV
表目錄	VI
圖目錄	VI
<b>第一章 緒論</b>	<b>1</b>
1.1 研究動機與目的	1
1.2 研究貢獻	3
1.3 論文架構	3
<b>第二章 文獻探討</b>	<b>5</b>
2.1 信用風險與違約介紹	5
2.2 信用風險評估模型簡介	5
2.2.1 傳統模式	6
2.2.2 市場模式	7
2.2.3 四大模型	8
2.3 相關實證研究	9
2.4 違約相關性	11
<b>第三章 研究方法</b>	<b>13</b>
3.1 模型介紹	13
3.2 非線性最大概似估計法與參數估計	17
3.3 總體經濟風險因子估計與模型整合	17
3.4 研究方法比較	18

<b>第四章 實證步驟</b> .....	<b>20</b>
4.1 研究資料選定與比較整理 .....	20
4.1.1 研究期間 .....	20
4.1.2 資料來源 .....	20
4.2 總體經濟風險因子選定 .....	21
4.3 個別風險因子選定 .....	23
4.4 模型估計與模擬 .....	24
<b>第五章 實證結果分析</b> .....	<b>26</b>
5.1 因子選定 .....	26
5.2 敘述性統計 .....	28
5.3 違約損失風險值 .....	31
5.4 實證結果歸納與分析 .....	32
<b>第六章 實證結果分析</b> .....	<b>33</b>
6.1 研究結果 .....	33
6.2 研究限制與後續研究建議 .....	34
<b>參考文獻</b> .....	<b>35</b>

## 表目錄

表 1	變數與因子介紹 .....	14
表 2	研究方法比較表 .....	18
表 3	由台灣經濟新報統計違約狀況 .....	20
表 4	總體經濟風險因子參數估計 .....	27
表 5	三模型與三類別參數估計結果 .....	29
表 6	三類別違約率與真實違約率比較表 .....	30



圖 1	研究結構與流程 .....	4
圖 2	由台灣經濟新報統計違約率折線圖 .....	21
圖 3	違約機率代理變數模擬與比較 .....	27
圖 4	三類別違約機率累積次數直方圖 .....	30
圖 5	模擬風險值 .....	31
圖 6	三種類別模擬風險值比較 .....	32

# 第一章 緒論

## 1.1 研究動機與目的

近年來，信用風險的相關研究與議題逐漸熱門。隨著 2001 年巴賽爾協定 II (Basel II) 開始推廣，至今也已經六年多。本國在今年也開始逐步要求並修訂金融業針對信用風險資本提撥之規定，並鼓勵銀行內部自行建構信用風險管理系統，以期有效評估銀行的真實風險。然而，學者與專家一般在文獻討論信用風險時，關心的重點均放在個別授信戶 (obligor) 的違約機率 (Probability of default, PD) 的計算。對於投資組合整體的違約率討論的文章卻相對較少。

市場上有很多專業的信用評等公司提出其信用風險衡量的工具，如 KMV 的 EDF、瑞士信貸銀行的 CreditRisk<sup>+</sup> 等。在台灣雖然有台灣經濟新報的資料庫與中華信用評等等數個公司，但是主要也是針對個別公司的狀況去衡量風險。實際上，對於金融機構來說，手中持有的投資往往不會是單一公司的股票、公司債。簡而言之，風險並不只有在個別公司的違約機率與違約風險，而是在整體投資組合，其中包含了資本準備的提列、經濟資本的計提，資本配置方式等等，都十分重要。在實務面上，對金融機構來說，投資組合的授信戶間的相關性計算與整體違約率預估都是相當重要的。採用適當內部評等法的金融機構，所需要計提的風險性資本相對較低，便可以將資金作更多的投資與利用；另一方面，加上監理機關的監察，建立或採用一套良好的風險模型來計算投資組合的違約，將可以增加台灣金融業的競爭力。

早先的研究，也將投資組合視為個別授信戶的加總。但事實上，各別公司之間仍然存在相關性，所以投資組合的總風險值應會大於個別授信戶分別加總的風險值。舉例來說，2006 年年底，力霸和嘉食化在向法院申請重整，並在 2007 年年初對外宣布後，兩家上市公司被打入全額交割股。事情延燒，嚴重影響力霸集團的中華商銀、亞太電信、衣蝶百貨以及相關的東森集團等。而歷史紀錄裡，國內外違約事件都有顯著的群聚現象。如：美國 1982-1986 年 22 家石油公司先後違約、1989-1990 年 5 家航空業、1995 年開始電信業 WorldCom、Globe Crossing、Flag、Williams Communication 也都有群聚違約的狀況。本國在 1997 年之後瑞聯

集團、漢揚集團、廣三集和新巨群集團等也都傳出連續違約事件。另外，一些巨大的事件、金融風暴或國際經濟不景氣等，都可能造成投資組合巨大的損失。由此可以理解，投資組合間相關性的研究對於投資組合風險的估算十分重要。

除了投資組合整體違約率預測和相關性的議題之外，過去一些對於違約率預估的模型，往往會利用個別授信戶的資產價值與負債狀況，來計算其價值是否低於違約的門檻來判斷違約與否。其中，最有名的就是 KMV 的模型。這樣的觀念基本上是可行的，利用資產相關性來求違約相關性也是正確而且合理的方向。但是，對於公司的授信價值與門檻的定義與計算仍有相當大的問題。首先，利用會計上的資產價值與負債狀況時，兩者都有資訊更新不夠即時以及帳面作假的可能。再來，負債本身的波動性無法被考慮進去，而且也有債務到期時才能違約的限制性假設等等。所以，可以保留這個觀念與精神，但進一步必須要對模型和計算方法作修正。

針對這樣的議題，德國德意志聯邦銀行 (Deutsche Bundesbank, DB) 與雷根斯堡大學 (University Regensburg) Hamerle, Liebig & Scheule (2004)、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) 等學者一起發表信用投資組合風險 (Credit Portfolio Risk) 的預測與研究 (因利用 Deutsche Bundesbank 資料，所以簡稱 DB 法)，其主要利用 Probit 模型、個別授信戶變數、景氣變數、違約相關性等，再配合非線性最大概似估計法對參數作估計。並且以德國德意志聯邦銀行的長期資料作實證研究，在違約率的估計上與相關性的討論上得到相當良好的結果。國內學者洪明欽、張揖平、孫銘儀、王思芳 (2006) 使用 Hamerle, Liebig & Scheule (2004) 的 DB 方法，利用財團法人聯合徵信中心的資料預估違約率，也對不同產業分別作了違約相關係數的研究。

德國的 DB 法，相較於其它估計投資組合違約率與違約相關性的模型而言，雖然少了對資產報酬率、波動性以及違約門檻等等的計算與定義，而且其模型也較為新穎，正可以作更多的討論與實證研究。所以，本研究延續使用 Hamerle, Liebig & Scheule (2004)、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) 的 DB 方法，並作模型修正。再配合本國上市上櫃公司的資料作實證研究，目的有三：第一、是想進一步將其 2004 年與 2005 年之研究模型與本研究之修正模型三者作

比較，瞭解其估計上的能力與差異。第二、利用估計總體經濟風險因子的方式來改善模型。第三、探討在不同方式之下，台灣上市公司組成的投資組合的違約率與違約相關性。相信本研究對於銀行資本適足的準備和信用風險的管控將有所幫助，實證的結果或許可以作為金融機構對於投資組合違約率計算的參考與研究。

## 1.2 研究貢獻

- 1、本研究使用 1998 年到 2005 年的台灣上市上櫃資料組成投資組合，對 2006 年違約率作估計，並對風險值作模擬。計算出來的違約率與投資組合實際違約率十分接近。證明此模型有一定程度的估計能力，以及使用價值。
- 2、本研究實證結果發現，相關係數數值均為正值，代表投資組合的公司間違約風險存在正相關，有違約群聚現象發生的可能性。
- 3、在總體經濟風險因子上，一般在相關違約率均使用退票率作為景氣模型下的違約被解釋變數。但因在民國九十年前後，退票率由淨退票率改為毛退率，使得在研究上有相當的困難。本研究嘗試使用台灣經濟新報公司退出市場比例當作被解釋變數，並得到不錯的迴歸結果，對於本研究的參數預估有一定的幫助。也可供後續研究者作更進一步的研究與探討。
- 4、相對於過去在 DB 的研究，往往需要大量的資料。本研究使用由上市上櫃形成的投資組合，資料僅約一千一百多筆相對較少，但在統計上仍為大樣本。而在違約率與風險值的估計上都仍有一定成果。相信不同樣本數目的研究結果也可提供金融機構做為參考。

## 1.3 論文架構

本研究論文共分五章，第一章為緒論，說明本文研究的動機、目的和文章架構與貢獻；第二章為文獻探討，首先對近年來市場流通的風險管理及衡量模型做介紹，並對總體經濟因素作分析與討論，以作為本文研究理論、模型建立的基礎。第三章為研究方法，說明 Probit 模型與非線性最大概似估計法(Nonlinear Maximum Likelihood Estimation)立論基礎與推演的計算方式，以及該模型衡量信用風險的過程。第四章、第五章為實證步驟、分析與結果，說明實證研究之程序、參數估計方法與資料來源。並對本文所作之實證結果作解讀分析，試圖利用模擬

的違約暴險額(Exposure at default, EAD)和違約損失率(Loss given default, LGD)估計資產組合損失。第六章為結論與建議，包含本研究主要發現和對未來研究之建議。

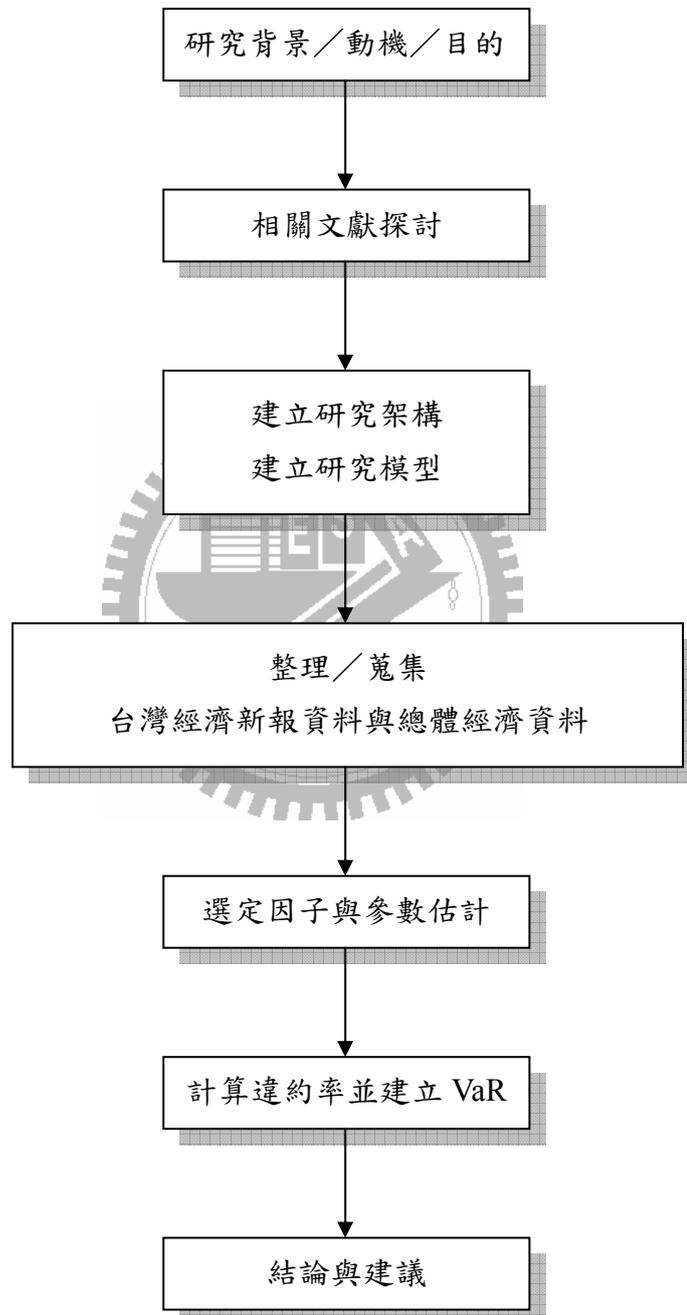


圖 1 研究結構與流程

## 第二章 文獻探討

隨著 2007 年新版巴賽爾資本協定中允許銀行在信用風險計算上使用內部評等法 (Internal Ratings-based Approach, IRB)。這樣的規則改變，主要是因為在舊版協定中過份簡化的計算方式，導致忽略了投資組合效果。而透過內部評等法，未來如何估計違約機率、風險值和應計提資本額等等都成為重要的議題。信用風險發展至今，對於這些統計量的理論模型、計量方法與實證測試上都已累積相當的研究。本章將針對信用風險的定義、國內外常用的估計模型、違約關連性與總體經濟因子的應用等部分作文獻回顧。最後也會針對本研究相關的模型與實證作一些介紹。

### 2.1 信用風險與違約介紹

信用風險基本上是指交易雙方中有一方無法或者不願意按照約定履行債務的風險。對於銀行機構來說，評估授信的公司和計算違約時可能造成的損失都是相當重要的。一般來說，放款授信上的信用風險在財務數據上或者在公司營運策略上都可以見出端倪，配合需要透過即時的監控和有嚴格的授信流程，將可以降低信用風險。

發生信用風險而產生違約的狀況因程度有所不同，從破產、倒閉、危機、衰退等都有可能。一般來說，是與金融機構發生帳款違約、跳票、延滯、或退票。比較嚴重的，如被法院裁定重整、宣告倒閉、主管機關勒令停業、全額交割、下市、下櫃等。以上這些資料都會在台灣經濟新報 (TEJ) 資料庫中的「危機公司大事紀」記載。透過這些紀錄與研究危機公司的財務狀況，將可以成為銀行未來授信的基礎與評估信用風險的方法。

### 2.2 信用風險評估模型簡介

信用風險模型的發展相當多樣，可以簡單歸類成傳統模式和市場模式，其中市場模式中又有結構模型 (Structure model) 和縮減模型 (Reduced from approach)，另外，國外機構自行開發的著名模型可分為 J.P. 摩根公司 (J.P. Morgan)

的 CreditMetrics、Moody's KMV 公司的 Credit Monitor Model、麥肯錫顧問公司 (McKinsey Consulting) 的 Credit Portfolio View、以及瑞士信貸第一波士頓銀行 (Credit Swiss First Boston) 的 CreditRisk<sup>+</sup> 模型等。以下是這些模型的基本介紹。

## 2.2.1、傳統模式

### 專家系統 (Expert Systems)

專家系統主要透過資本 (Capital)、人格 (Character)、擔保品 (Collateral)、能力 (Capacity) 與經濟狀況 (Condition)，這五個“C”形成綜合的指標，配合專家、學者的判斷，進而決定放款與否。但是有關人格、能力等評定標準，往往涉及主觀意識，同時也缺乏一致性和衡量各個因素的權重，於是在面對不同公司時會有不同一套的標準。為了彌補專家系統的缺失，一些統計運算為基礎的方法遂陸續延伸而出。

### 類神經網路 (Neural networks)

類神經網路就像人類神經元的運作，利用過去的經驗和透過訓練，即可在面對新資料輸入時得到不錯的輸出結果。甚至也可以像人腦一樣，透過新資料進一步繼續訓練。基本上，類神經網路的好處是可以不受到樣本型態的限制，也可以處理變數間的非線性關係。但是仍有其缺點，例如可能產生過度訓練 (Over fit) 的現象。往往透過過去資料可能可以訓練出很棒的系統，但在新資料略有變化輸入時，卻無法產生好的結果。再加上其運作方式不是很透明，在學術上立論較為薄弱，當發生根本問題 (如觀念或者理論) 時，也不易作更進一步修改。

### 多變量區分分析 (Multiple Discriminated Analysis, MDA)

區別分析是一套利用會計資料或者一些代表公司變數的數據，透過樣本建立區分函數，最後再利用區別函數對樣本進行分類，最後判斷出違約的狀況。Altman (1968) 是第一位利用多變量區別分析來進行企業違約研究的學者，主要以五項財務指標構成線性的區別函數，稱為 Z-Score 模型，可以用來區分正常和危機的公司。除了線性模型之外，還有利用 Logit 和 Probit 等非線性模型迴歸來建立的預警模型。其中 Probit 迴歸式假設事件發生為標準常態分配，且以累積分配來轉換。而 Logit 迴歸模式主要改良了線性迴歸中應變數範圍太大，透過轉換將其控

制在 0 和 1 之間，可以處理非線性和變數不符合常態分配的問題。多變量區別分析主要長處在於可以考慮多項財務指標，有充足的立論基礎和解釋能力，但是其模型變數必須對於變數作一些分配的假設，再加上可能變數彼此之間有共線性的影響，此類的分析可能產生偏誤。

## 2.2.2 市場模式

### 結構模型 (Structure model)

結構模型主要是以債務發行者的公司價值相關財務項目作為投入的變數，具有市場上會計上的基礎和經濟意義。但是這些模型主要的缺點在於需要對變數作相當程度簡化和假設，一旦無法準確衡量這些差距，模型所產生的評價結果可能會與市場合理的交易價格產生很大的誤差。另外一部份，模型往往會使用到資產市價的部分，因為不能夠透過直接市場交易發現其價值，而透過股東權益價值等的轉換，往往可能產生一些估計誤差。

### 縮減模型 (Reduced model)

相對於結構模型有可能有估計上的誤差問題，利用數理統計為基礎的縮減模型近年來也逐漸受到重視。進行評價時，縮減式模型會直接利用市場價格或者利差等的資訊進行評估。違約時點的判斷是透過外生變數，在遇到事件前可能產生強度 (Intensity) 變化而有跳動 (Jump)；或者延伸假設違約時點服從馬可夫鏈，當一旦循環觸及吸收狀態 (Absorbing state) 即判斷違約；更進一步也有透過隨機模型來判斷危機狀況及計算可能發生的違約率。

縮減式模型對於價差資料的品質更是有較大需求與依賴，固然在計算上有數學運算上的容易度，但僅限於在債券等市場上有較多的應用。主要因為違約情況不由發行公司的資本結構決定，所以少了基礎財務經濟面的解釋與支持，對於一些因子可能無法做出最好的假設，而無法推廣到一般公司債務等違約預估。這些都是縮減模型所面對的缺點。

### 2.2.3 四大模型

市場模式裡一般常被業界使用的四個主要模型分別簡單介紹如下：

#### KMV 模型 (KMV model)

Merton(1974)利用公司的價值評估選擇權模型，預測個別公司的違約機率。而 Moody's KMV 公司改良這個方法發展出信用風險模型。此模型主要的目的是求得預期違約機率 (Expected)，架構是利用選擇權訂價理論來建立監控的模型，以對公司進行信用風險預測。一家公司會不會違約與其資產和體質是否能夠應付負債的情況有關。KMV 利用財務報表與股價等資料來計算違約距離 (Distance to Default, DD)，即公司的價值是否低於一個違約點 (Default point，或稱違約門檻) 以及距離違約點多少。所以歸納後，違約機率的推導過程主要為：1、先求得公司的資產價值與資產的波動性。2、再計算與違約門檻的相差的違約距離。3、最後，利用過去的資料，把違約距離與實際違約率作對應。如此之後藉由推估可能發生的違約機率，便可以瞭解公司的信用風險狀況。

#### 信用矩陣法 (CreditMetrics)

摩根銀行 (J.P.Morgan) 在 1997 年發展這個模型，主要是建立信用移轉矩陣來預估未來特定時點的情況。其理論的基礎在於同一信用評等等級的債務人具有相同性質的信用風險，即會有相同的一種矩陣與違約機率，其等級變動假設為穩定的馬可夫過程 (Markov Process)，債務人本期的變動狀況，與以前的信用等級變動無關。此模型主要是評估投資組合中每個債務人的暴險狀況，再利用所有債權資產的歷史信用等級變動的情況，做成一個轉換的矩陣。最後可以求算出債權資產在某一特定時間，信用評等由某一等級轉移到不同等級的價值，建立債權資產的機率分配。最後，考慮債權資產間的相關係數，結合個別資產的價值分配以產生投資組合的價值分配。其優點為此模型不僅考慮了信用評等變動對投資組合的影響，更進一步也考慮了信用評等變動對投資組合的影響。但其缺點在於，評等無法立即反應，以及假設處於同一信用等級的所有債務人無論其規模大小或公司體質都面對相同的信用風險。還有本模型沒有將總體經濟因素加入考量。

#### 信用投資組合 (Credit Portfolio View)

信用投資組合法是利用總體經濟的變化來預測資產違約可能的機率。研究指出當經濟情況惡化時，債務人評等降低的可能與違約的機率都會增加，而等經濟

情況較佳時，債務人違約的機率相對會降低。但不同於一般使用個別信用評等的方法。信用投資組合法主要是利用總體經濟因子建立多因子迴歸模式，估計以目前經濟狀況可能的違約機率，並針對投資組合的成分來建立組合的移轉矩陣。最後，在計算可能的信用損失分配後，求得信用風險值。模型優點在將總體經濟條件考慮進去，但缺點是總體因素可能受很多因素的影響，將可能流於主觀，以及缺乏投資組合中個別公司狀況的考量。

### 信用風險加成模型（CreditRisk<sup>+</sup>）

CreditRisk<sup>+</sup>信用風險加成模型，是由 CSFB 在 1997 年提出。主要是透過保險精算的方法，來計算和估計債券或者放款組合的損失狀況，並且進一步配合資訊算出可能的違約損失。最主要的特色在於其沒有將違約風險和公司資本結構作連結。對資料的需求也儘可能的減少，其假設貸款違約次數的機率是服從 Poisson 分配。對於影響債務公司違約的因子主要分成兩個部分，一者為系統因子，為市場上所有債務人可能將面臨的問題；另一者為公司各自面對的變動風險，但相對影響較小。其優點還有因為將違約機率視為連續隨機變數，並考慮機率的波動性，將可以處理違約機率不固定的情況。也可以計算和瞭解不同授信對象授信政策的風險貢獻度。但也有其缺點，如在同一組別的信用暴險額固定並不合常理；以及僅納入違約風險，而對於評等改變的風險未加以考量。再加上對於違約次數有分配的假設而顯得有所侷限。

## 2.3 相關實證研究

Wilson, T.C (1997) 在麥肯錫公司的研究是套利組合信用風險之衡量與管理，研究的內容有將信用風險的衡量區分成：

- 1、信用品質：探討違約及信用等級下降的機率，例如使用 Z-Scores 的方法。
- 2、信用暴險額的討論：主要在當前暴險額或者未來的暴險額。

此外，在模型推導上也使用系統違約多因子的模型：用來估算瞭解違約風險及信用等級升降變化的狀況。以及使用不連續的損失分配：針對不同型態的暴險額和組合來討論。

該研究指出有五個該注意的情況：

- 1、組合分散的效益隨分散狀況與市場變化有關。
- 2、系統風險分散程度會變化。
- 3、總體經濟之影響。
- 4、產業風格與行為差異。
- 5、信用等級的升降變化。

這五個情況都不是恆常不變，隨著不同時間有不同的考量和計算。整體來說，研究主要的結論有：

- 1、組合風險之衡量，需要建立在已將交易對手作良好分析後的基礎之上。
- 2、組合風險管理作得好，對於風險分散有一定的助益。
- 3、本研究方法適用的企業約為 90%。

德國德意志聯邦銀行（Deutsche Bundesbank）與雷根斯堡大學（University Regensburg）Hamerle, Liebig & Scheule（2004）、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer（2005）等幾位學者，發表信用投資組合風險(Credit Portfolio Risk)的預測與研究（Working paper）以單因子模型針對不同的產業類別的企業戶進行資產相關性的估計。所謂的單因子模型是指只考量系統因子與誤差項的 DB 模型。其結果證實，在不同的風險區隔之下的產業會有不同的資產相關性。

同一時間 Dietschi & Petey（2003）利用規模大小將法國與德國的中小企業依產業類別分成三大風險區隔。利用 DB 法實證結果顯示：

- 1、平均違約率隨著企業大小呈反向變動。
- 2、資產相關性隨企業大小呈反向變動。
- 3、違約機率和資產相關性成正向關係。

表示以投資組合中的規模大小作區隔，也可以反應出相關性的不同。

為了增加更多的資訊，Hamerle, Liebig, Scheule（2004）、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer（2005）改良單因子模型成廣義因子模型，使用 Probit 模型，進一步考量授信戶的個別風險因子以及總體經濟風險因子。配合非線性最大概似估計法。針對違約相關性與違約率作實證研究。其 2004 年與 2005 年兩篇文章之中分別有幾個重點，摘要如下：

- 1、在給予投資組合中每一資產適當的個別風險因子與總體風險因子之後，可以利用多因子模型來估計違約機率與違約相關係數。
- 2、使用 Rabe-Hesketh & Skrondal (2002) 非線性混合模型 (nonlinear mixed model, NLMIXED) 來作非線性的最大概似估計，結果顯示可以估計出投資組合的違約相關係數  $\rho$ ，進而在模型中增加估計違約率的準確度。
- 3、動態地去考慮總體風險因子估計時的誤差和預估違約率時模型的預估誤差，配合相關係數  $\rho$  條件下的模型，可以改善預測的結果，VaR 分配也較集中並更接近真實分配。

德國學者使用德意志聯邦銀行大量授信戶資料作實證研究，得到顯著的效果。而國內學者洪明欽、張揖平、孫銘儀、王思芳 (2006) 等也利用本國財團法人金融聯合徵信中心的資料，利用 Hamerle, Liebig & Scheule (2004) 對相關性與投資組合違約率作估計。因為資料足夠，可以按照產業分別去作實證研究，並且針對不同產業尋找個別風險因子。研究結果可以估計出不同風險區隔間的資產相關性與投資組合的違約率。不過，因為該研究是以整體銀行的資料建立模型和估計參數，當分別在個別銀行作該銀行投資組合的估計時，發現仍有低估風險的現象。原因可能來自於各銀行間的授信戶違約行為有很大的差異。使用整理授信戶資料建立的模型並不一定適用於所有的銀行。

## 2.4 違約關連性

關於違約風險相關性的討論，Das, Freed, Geng, and Kapadia (2002) 首先以 1987 年 1 月到 2000 年 10 月美國公司資料進行大幅度的實證檢測，並指出違約風險關連性，具下列五大特性：

- 1、違約機率的改變與經濟景氣狀況直接相關。不景氣的狀況讓企業違約的狀況大幅增加。
- 2、當市場處於高風險的狀況，違約相關性也會隨著提高。反之，當市場處於低風險的狀況，違約相關性也會降低。
- 3、投資組合中不同公司資產價值的正相關隱含違約風險正相關。
- 4、高信用品質公司間的違約相關性較高，尤其在景氣不好的時候，違約率會整體一起增加。
- 5、公司違約相關程度會隨時間改變，並且會隨著景氣不同和公司週期改變。

該研究分析為高信用品質公司的違約事件主要受到景氣和市場因素影響。彼此自然有比較高的相關性；而信用評等比較低的企業，其違約事件則大多受到本身公司特質如公司治理的問題、財務問題的影響。所以，一般來說關連性是比較低的。

而關於相關性<sup>1</sup>在學理上又分成三種，「倒閉相關性 (Default Correlation)， $\rho_D$ 」、「資產相關性 (Asset Correlation)， $\rho_A$ 」、「股權相關性 (Equity Correlation)， $\rho_E$ 」。雖然最終的目的都是要求倒閉相關性，但是卻有不同的方法。J.P. Morgan 使用的方法是利用  $\rho_E$  來求違約機率進而求得  $\rho_D$ ；Moody 在 2001 年併吞 KMV 之後，便開始使用 Merton (1974) 的方法，以不同資產的市值與波動度，計算得到  $\rho_A$  來求違約機率進而求得  $\rho_D$ 。這兩派學者都有其理論根據，因此常互相爭論。Moody 認為 J.P. Morgan 在使用資產相關性時，往往只使用財報數據，而忽略掉資產流通性。但要考慮資產的流通性其實並不容易。而 Moody 本身在  $\rho_A$  的求法上是利用共同因子的觀念，認為投資組合中的資產會受到市場上的系統因子和非系統因子影響，考慮這兩者後，透過計算報酬率，可以得到  $\rho_A$ 。在 J.P. Morgan 的角度，認為使用這方法的前提，必須假設所有資產都受一致的共同因子影響。在這樣的狀況下，德國德意志聯邦銀行 (Deutsche Bundesbank, DB) 為了解決這個問題，近年來也數度召開全球學術會議，針對相關性的問題作一系列的討論。2004 年、2005 年德意志聯邦銀行與 Hamerle, Liebig, Rosch, Scheule, Wildenauer 合作推出估計  $\rho_A$  的方法。其重點不放在直接透過報酬率來求得  $\rho_A$ ，而是利用 logit 或 probit 的方法，再配合假設有與時間相關未消除的隨機誤差項 (random error term)，最後可以得到  $\rho_D$ 。這樣的方法在假設的其分配均為 Normal 的部分有些強烈，對於模型中的違約假設並非設定為淨值一定要小於零，而是小於一，這種自訂的門檻，也是具有爭議。不過，其與 Moody 的方法是一致的都是要透過  $\rho_A$  來求  $\rho_D$ ，但 DB 的方法較為新穎，而且也沒有計算報酬率與假設違約門檻的問題。也許可以在進一步的討論與實證研究後，有機會能比 J.P. Morgan、Moody 在估計違約相關性上得到更好的結果。本研究即採用 DB 的方法，以台灣上市上櫃公司形成的投資組合作實證研究。

---

<sup>1</sup>可以參閱沈中華、張家華 (2003、2004) 以及沈中華 (2005) 相關文獻討論。

## 第三章 研究方法

本研究主要參考 Hamerle, Liebig, Scheule(2004)、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) 的研究模型。而本章，首先介紹由 Probit 建立的廣義因子模型，第二節介紹非線性混合模型估計方法，第三節，再討論總體風險因子的估計與模型的整合。

### 3.1 模型介紹

本研究的模型主要以 Probit 來建構的廣義因子模型。因為僅在相關係數的估計方法不一致，所以，以 A 模型、B 模型、C 模型來作區別。以下先介紹基本變數：

對於不同授信戶  $i$  在時間點  $t$  有無發生違約的狀況以  $D_{i,t}$  表示，而假設  $N_t$  為在  $t$  時點還沒有違約的家數。假設在時間  $t$  時第  $i$  個授信戶是否違約受到變數  $R_{i,t}$  的影響，並對  $R_{i,t}$  作定義。當  $R_{i,t}$  低於某一門檻值時  $C_{i,t}$ ，判定第  $i$  個授信戶違約。此即：

$$D_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{表授信戶 } i \text{ 在 } t \text{ 時點違約，即 } R_{i,t} \leq C_{i,t} \\ 0 & \text{表授信戶 } i \text{ 在 } t \text{ 時點沒有違約，即 } R_{i,t} > C_{i,t} \end{cases} \quad i = 1, \dots, N_t, t = 1, \dots, T$$

對於影響違約的風險因子，主要分成兩個部分，一個是系統因子  $F_t$ ，一個為非系統因子  $U_{i,t}$ 。一般來說，對於系統因子  $F_t$  是與整體環境有關，所有的授信戶都會受其影響，而且是無法被分散掉的風險。對於非系統因子  $U_{i,t}$  是受公司本身營運狀況、體質、槓桿比例影響，通常只影響該家授信戶。 $F_t$  和  $U_{i,t}$  的假設都是服從標準常態分配。兩者均為獨立的變數。

在不同授信戶之間，定義  $\rho$  為其相關性，即不同授信戶  $i$  和  $j$  之間的  $R$  的相關係數為

$$\rho_{i,t}(R_{i,t}, R_{j,t}) = \frac{Cov(R_{i,t}, R_{j,t})}{\sqrt{Var(R_{i,t})} \sqrt{Var(R_{j,t})}}$$

表 1 變數與因子介紹

變數或因子名稱	代號	說明
公司價值代理變數	R	需假設作推導用，但不需要定義財務意義。
違約門檻代理變數	C	需假設作推導用，但不需要定義財務意義。
總體經濟風險因子	$Z_t$	與違約和總經有關的風險因子。
系統因子	$F_t$	每一授信戶都必須承受的風險， 可以補足總體經濟風險因子的不足。
個別風險因子	$X_{i,t-1}$	個別授信戶承受的風險。
非系統因子	$U_{i,t-1}$	補足個別風險因子的不足。
違約與否	$D_{i,t}$	由過去資料紀錄有否違約，0 和 1 表示。

以下再針對各別模型作更詳盡的定義：

### A 模型

對於  $R_{i,t}$  定義為：

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t-1} + \gamma Z_{t-1} + \eta F_t + \varpi \varepsilon_{i,t} \quad (i=1, \dots, N_t, t=1, \dots, T) \quad (1)$$

其中  $X_{i,t-1}$  是前一期影響各別授信戶的非系統因子 (obligor specific risk factors)，而  $Z_t$  為前一期的總體風險因子 (systematic risk factors)、 $F_t$  為當時的系統因子， $\varepsilon_{i,t}$  為誤差項。其中  $F_t$  和  $\varepsilon_{i,t}$  都服從標準常態分配， $X_{i,t-1}$ 、 $Z_t$ 、 $D_{i,t}$  等為可以從資料庫中得到的觀察值，而  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\gamma$ 、 $\eta$ 、 $\varpi$  是變數對應的參數。如果不考慮  $X_{i,t-1}$  和  $Z_t$ ，此模型即為傳統的單因子模型。所以本模型可以視為是傳統單因子模型的推廣。

因為  $R_{i,t}$  和  $C_{i,t}$  都無法直接觀察，本研究透過 Hamerle, Liebig & Scheule (2004) 的作法，直接來計算條件下違約機率  $\lambda$  (conditional default probability)

$$\begin{aligned}
\lambda(X_{i,t}, Z_{t-1}, F_t) &= P(R_{i,t} < C_{i,t}) \\
&= P(\varepsilon_{i,t} < \frac{C_{i,t} - \beta_0 - \beta_1 X_{i,t-1} - \gamma Z_{t-1} - \eta F_t}{\varpi}) \\
&= P(\varepsilon_{i,t} < \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 X_{i,t-1} + \tilde{\gamma} Z_{t-1} + \tilde{\eta} F_t) \\
&= \Phi(\tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 X_{i,t-1} + \tilde{\gamma} Z_{t-1} + \tilde{\eta} F_t) \tag{2}
\end{aligned}$$

其中  $\tilde{\beta}_0 = (C_{i,t} - \beta_0)/\varpi$ ,  $\tilde{\beta}_1 = -\beta_1/\varpi$ ,  $\tilde{\gamma} = -\gamma/\varpi$ ,  $\tilde{\eta} = -\eta/\varpi$ ,  $\Phi$  表示為標準常態分配之累積機率分配 (cumulative distribution function)。另外，因為  $C_{i,t}$  無法直接觀察，所以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，此即  $C_{i,t} = c$  為一固定常數，也因此  $\tilde{\beta}_0$  可以這樣定義。且因為  $F_t$  為系統因子也無法得知，所以要求得違約機率  $\lambda$ ，必須對  $F_t$  作積分，亦即

$$\lambda(X_{i,t}, Z_{t-1}) = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi(\tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 X_{i,t-1} + \tilde{\gamma} Z_{t-1} + \tilde{\eta} F_t) \varphi(F_t) dF_t \tag{3}$$

其中  $\varphi(\cdot)$  是標準常態分配的機率密度函數 (probability density function)。進一步延伸，對於投資組合來說，條件式違約機率為  $P$ ，為所有授信戶組合而成的伯努力分配 (Bernoulli distribution)

$$P(D_{1,t} = d_{1,t}, \dots, D_{N_t,t} = d_{N_t,t} | F_t) = \prod_{i \in N_t} \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}} [1 - \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}}] \tag{4}$$

接著將  $F_t$  作積分後，可以得到違約機率

$$P(D_{1,t} = d_{1,t}, \dots, D_{N_t,t} = d_{N_t,t}) = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{i \in N_t} \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}} [1 - \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}}] \varphi(F_t) dF_t \tag{5}$$

另外，在 A 模型相關係數的部分可以由估出的參數得出

$$\begin{aligned}
\rho_{i,t}(R_{i,t}, R_{j,t}) &= \frac{Cov(R_{i,t}, R_{j,t})}{\sqrt{Var(R_{i,t})} \sqrt{Var(R_{j,t})}} \\
&= \frac{Cov(\eta F_i + \varpi \varepsilon_{i,t}, \eta F_j + \varpi \varepsilon_{j,t})}{\sqrt{Var(\eta F_i + \varpi \varepsilon_{i,t})} \sqrt{Var(\eta F_j + \varpi \varepsilon_{j,t})}} \\
&= \frac{Cov(\eta F_i, \eta F_j) + Cov(\eta F_i, \varpi \varepsilon_{i,t}) + Cov(\eta F_i, \varpi \varepsilon_{j,t}) + Cov(\varpi \varepsilon_{i,t}, \varpi \varepsilon_{j,t})}{\sqrt{\eta^2 + \varpi^2 Var(\varepsilon_{i,t})} \sqrt{\eta^2 + \varpi^2 Var(\varepsilon_{j,t})}} \\
&= \frac{\eta^2}{\eta^2 + \varpi^2} \tag{6}
\end{aligned}$$

## B 模型

Hamerle, Liebig, Rosch, Scheule, & Wildenauer (2005)對 A 模型最進一步的延伸，觀念上運用了 CreditMetrics Model (default mode)的觀念。將  $\rho$  因子直接放入模型之中作估計。

$$R_{i,t} = \sqrt{\rho}F_t + \sqrt{1-\rho}U_{i,t} \quad t \in N_t, t=1, \dots, T \quad F_t \sim N(0,1) \quad (7)$$

因為  $R_{i,t}$  和  $C_{i,t}$  無法直接觀察，為計算方便，將原來對  $R_{i,t}$  的定義改成對  $C_{i,t}$  的定義

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t-1} + \gamma Z_{t-1} \quad (8)$$

同模型 A 的違約定義，當  $R_{i,t}$  小於  $C_{i,t}$  視為違約，所以推出條件式違約機率與投資組合違約機率

$$\begin{aligned} \lambda_{i,t}(F_{i,t}) &= P(R_{i,t} < C_{i,t}) = P\left(U_{i,t} < \frac{C_{i,t} - \sqrt{\rho}F_t}{\sqrt{1-\rho}}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{C_{i,t} - \sqrt{\rho}F_t}{\sqrt{1-\rho}}\right) = \Phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 X_{i,t-1} + \gamma Z_{t-1} - \sqrt{\rho}F_t}{\sqrt{1-\rho}}\right) \end{aligned} \quad (9)$$

$$P(D_{1,t} = d_{1,t}, \dots, D_{N_t,t} = d_{N_t,t}) = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{i \in N_t} \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}} [1 - \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}}] \varphi(F_t) dF_t \quad (10)$$

另外，在 B 模型相關係數的部分可以直接由  $\rho$  的估計得到。

## C 模型

基本上 C 模型和 B 模型是一模一樣的，只是將  $\rho$  改成  $\rho^2$ 。因為在利用非線性混和模型估計參數時，可能會有  $\rho$  小於 0 的狀況出現，在開根號中並不適當。模型如下：

$$\begin{aligned} \lambda_{i,t}(F_{i,t}) &= P(R_{i,t} < C_{i,t}) = P\left(U_{i,t} < \frac{C_{i,t} - \sqrt{\rho^2}F_t}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{C_{i,t} - \sqrt{\rho^2}F_t}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) = \Phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 X_{i,t-1} + \gamma Z_{t-1} - \sqrt{\rho^2}F_t}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \end{aligned} \quad (11)$$

除了  $\rho$  的改變之外，其餘模型與相關係數部分，都與 B 模型一樣。

### 3.2 非線性最大概似估計法與參數估計

在觀察值  $X_{i,t-1}$ 、 $Z_t$ 、 $D_{i,t}$  等皆可從資料庫中取得之下，因模型為非線性模型，所以採用最大概似估計法估計  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\gamma$ 、 $\eta$ 、 $\omega$  參數時，是需要配合非線性混和模型估計法(nonlinear mixed model, NLMIXED)的方法。本研究採用 SAS 9.1 NLMIXED 程序作處理。對於 A、B、C 模型的參數和相關係數都可以作估計。其 log-likelihood function 如下

$$L(\beta_0, \beta_1, \gamma, \rho) = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{i \in N_t} \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}} [1 - \lambda_{i,t}(F_t)^{d_{i,t}}] \varphi(F_t) dF_t \right\} \quad (12)$$

非線性混合模型估計法 (NLMIXED) 是利用可以得到的統計資料，配合時間項與隨機項對參數進行估計。本研究中，個體風險因子、總體經濟風險因子、違約與否的資料都已經事先擁有，而在 log-likelihood function 式中的積分項和隨機項  $F_t$  可以透過程式撰寫配合 NLMIXED，對  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\gamma$ 、 $\eta$ 、 $\omega$  與  $\rho$  進行估計。關於 NLMIXED 進一步的運算推導等，請參考 Rabe-Hesketh & Skrondal(2002) 對廣義線性混和模型 (generalized linear mixed models, GLMM) 等的一系列討論。

### 3.3 總體經濟風險因子估計與模型整合

系統風險一般分成兩個部分，一部份是可以被觀察的，一部份則是無法被觀察的。可以觀察的部分，通常都是以總體經濟的景氣與投資環境好壞來建構。在 A、B、C 模型中都有一總體風險因子。此因子是可以被觀察的，一般使用三種計算方法來得到此因子。第一種，直接使用資料庫中有的歷年投資組合違約率或倒閉率當作因子。第二種，利用其他的總體經濟因子，與違約率或倒閉率作一迴歸，得到違約率或倒閉率的代理變數，用來預估下一個時間點的總體風險，稱為總體經濟風險因子。第三種為第二種代理變數中再將迴歸預測中的殘差項  $\varepsilon$  加入，當作總體經濟風險因子。

假設變數  $d_t$  為由投資組合歷年的資料中可以得到違約率或倒閉率，利用羅吉斯(logistic)轉換成變數  $Y_t$ ，並且對總體經濟景氣  $E_{t-1,climate}$  投資環境狀況  $E_{t-1,investment}$

與前期  $Y_{t-1}$  作迴歸，再估計得到參數後，有時點  $t-1$  的資料即可預估時點  $t$  的  $Y_t$ ，並可反推回  $d_t$ ，模型如下

$$Y_t = \ln \frac{1-d_t}{d_t}$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 E_{t-1, investment} + \alpha_3 E_{t-1, climate} + \varepsilon_{E,t} \quad (13)$$

其中  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$  為需估計的參數， $\varepsilon_{E,t} \sim N(0,1)$  為總經風險因子的殘差項，再得到參數後，可以預估出下一期的總體風險因子  $d_t$ ，即可作為 A、B、C 模型中的  $Z_t$  變數。

### 3.4 研究方法比較

本研究與 Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenaue (2004,2005)、洪明欽、張揖平、孫銘儀、王思芳 (2006) 的比較如下表：

表 2 研究方法比較表

	研究時間	研究數據	模型
Hamerle, Liebig & Scheule (2004)	1987-2000	德國德意志聯邦銀行 一年約五萬三千家	A 模型
	研究結果		
1、首創使用 DB 的模型來預估投資組合的違約率：利用個體風險因子和違約相關性計算出來後，可以即時作出預測。 2、增加總體經濟風險因子可以增加預估的準確性。 3、如果可以即時的頻繁的更新處理因子和違約相關係數，則可以得到更好的估計狀況。			
	研究時間	研究數據	模型
Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005)	1989-2003	德國德意志聯邦銀行 一年約六萬家	B 模型
	研究結果		
1、將違約相關係數併入模型中直接作估計，可以得到不錯的結果。 2、增加違約相關性估計誤差與模型誤差的動態衡量，可以增加估計準確性，和讓風險值更加集中。			

	研究時間	研究數據	模型
洪明欽、張揖平、 孫銘儀、王思芳（2006）	1994-2004	財團法人聯合徵信中心 一年約十萬家	A 模型
	研究結果		
	<p>1、利用台灣聯合徵信中心的資料，分產業類別去預估違約相關性，以及計算違約率。</p> <p>2、預估出來的違約相關係數符合 Basel II 合理範圍。</p> <p>3、利用不同銀行資料得到的整體模型估計參數，可能會忽略了不同銀行體系下授信戶的差異可能高估或低估違約狀況和風險值。</p>		
	研究時間	研究數據	模型
本研究	1998-2006	台灣經濟新報 一年約一千一百家	A、B、C 模型



## 第四章 實證步驟

利用 Probit 模型配合非線性混合模型估計法，來對台灣上市上櫃公司形成的投資組合作違約率的預估。以下為本研究的實證步驟：

### 4.1 研究資料選定與比較整理

#### 4.1.1 研究期間

1998 年 1 月 1 日到 2005 年 12 月 31 日，共八年的資料。並以 2006 年 1 月 1 日到 2006 年 12 月 31 日資料作檢驗。

#### 4.1.2 資料來源

本研究所有資料都來自於台灣經濟新報 (TEJ) 資料庫。投資組合是由台灣上市上櫃公司所組成。因為金融業和營造業之經營型態及產業特性與一般產業不同，例如金融業業務性質特殊，營運方式是以高槓桿比率來經營的，負債比率過高；而營建業周轉天數方面也顯得過大，所以本研究排除這兩大類公司。

Basel II 中將延遲還款九十天定義為違約，但因為台灣經濟新報資料無法看出，改以資料庫中的「危機公司大事紀」資料作判斷。違約的公司定義以企業受信戶在一年內有〔逾期/跳票/催收/呆帳/票據拒往/重整/破產/全額下市〕等紀錄者。最後將該年度違約家數除以總家數當作違約率。統計九年資料，總家數為 10155 家，總共違約家數為 288 筆，如下表 2 和下圖 2 所示。

表 3 由台灣經濟新報統計違約狀況

年度	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
違約家數	12	33	39	43	35	29	34	35	28
總家數	1119	1152	1154	1148	1136	1127	1113	1110	1096
違約率	1.072%	2.865%	3.380%	3.746%	3.081%	2.573%	3.055%	3.153%	2.555%

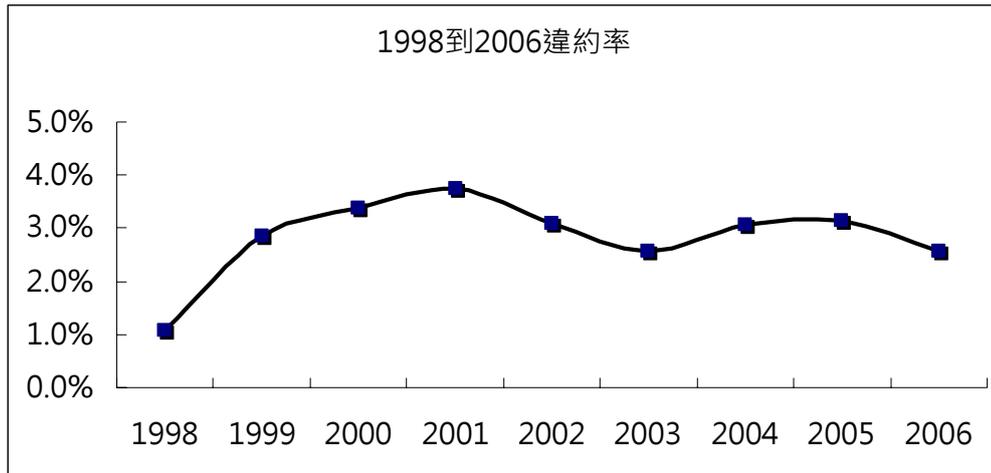


圖 2 由台灣經濟新報統計違約率折線圖

## 4.2 總體經濟風險因子選定

本研究選取台灣經濟新報和中央銀行、經建會與行政院主計處等的資料，資料期間為 1997-2006 年，其中 2006 年的資料為檢驗使用。根據葉金江（1998）、李正福、王克陸、劉大安（2006）、黃博怡、張大成、江欣怡（2006）等的研究結果，篩選出兩個主要的被解釋變數，和六個解釋變數，分別說明如下：

### 被解釋變數

實證研究中，除了銀行由自身客戶資料庫中可以拿到與違約相關的資料之外，一般研究受於資料限制，很難找到適當確切的違約機率統計資料。本研究利用台灣經濟新報的資料因為統計的時間不夠長，所以在總體風險因子的部分本研究必須再選用代理的變數來代表總體經濟的狀況。因此，本研究選取兩個被解釋變數，在透過迴歸和與上市上櫃違約統計資料比對後，找到最適當的被解釋變數。

### 退票比例

退票比率可以反映經濟景氣的好壞、市場資金的寬鬆與否、個人與企業資金的來源管道等等。當投資環境景氣較佳時，違約退票狀況較低；反之，景氣進入衰退期，退票的比例就會上升。觀察票據狀況有助於瞭解國內的景氣狀況。然而，民國九十年七月票信新制實施，由原來的淨退票率（七日內退票狀況解決可以註銷退票紀錄）由新的毛退票率取代（不可註銷）。因為

在要求變嚴格之後，銀行和公司處理票據時更加小心，使得毛退票率反而大幅下降。新制上路後，是否能夠繼續使用退票比例當作被解釋變數，也是本研究需要進一步檢驗的。

### 公司退出市場比例

因為退票比率在九十年前後有不一致的計算方式，本研究在增選公司市場退出市場比例作為第二被解釋變數。公司退出市場比例，是國內公司解散及公司撤銷家數除以國內現有公司登記家數的變化比例。雖然公司解散和撤銷的因素很多，但是多半與經營不善、違約倒閉有關。而此數據變動狀況與景氣好壞有很直接的關係。當景氣不好，市場資金緊縮，往往會造成公司倒閉違約狀況增加。對於公司退出市場比例數據有一定的影響。本研究選取此比例作為違約機率的代理變數，即為被解釋變數。

## 解釋變數

### 新台幣兌美元匯率

匯率升值表示本國的貨幣具有較高的價值，外國投資者較願意將資金匯入國內市場來進行投資。當資金較為充裕的狀況之下，週轉不靈而發生違約機率降低。

### 貨幣供給 M1B 年增率

當貨幣供給額年增率增加時，表示目前市場上資金寬鬆，企業可使用比較低成本低利息的方式取得資金。有助於降低違約和退票的狀況。

### 實質 GDP 成長率

國民生產毛額（GDP）代表國力的強弱，當經濟成長時，GDP 相對表示企業活動與需求較為熱絡。違約率可能因為景氣佳而降低。

### 股價年增率

股價指數表示企業經營的好壞。當股市熱絡時，表達出企業營運佳獲利能力好。因此直觀的股價年增率上升，違約的狀況可能相對較低，兩者為反向變化。

### 領先指標綜合指數

透過產業狀況、訂單數、工作工時、違約狀況、貨幣供給狀況、股價指

數等等綜合起來計算出的綜合指數。一般來說，當領先指標上升時，表示景氣變好與熱絡，違約率降低的可能也增加。因此兩者成反向變化。

### 4.3 個別風險因子選定

本研究在模型設定中，除了上一節的總體風險因子之外，也需要考慮代表的上市上櫃公司本身經營狀況的個體風險因子。其主要由台灣經濟新報中各公司的財務報表數據選出，作為資料來源。根據 Altman (1968)、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005)、黃博怡、張大成、江欣怡 (2006) 等的研究結果，篩選出六個變數。再透過因素分析和主成分分析挑出適當變數，作為研究計算的資料。

#### 負債比率 (Debt Ratio)

負債比率是衡量債權人資金佔公司總資金來源的比重。負債比例愈高，自有資本的比重較低，債權人可以獲得的保障愈小，股東也承受較大的財務風險。而當景氣不好，高負債帶來的高利息，也會使得經營者壓力增加。當景氣好時，負債比例也能為企業創造報酬，可以成為正面的財務槓桿效果。所以，環境好壞可以配合負債比例一起作為分析上的因子。

#### 保留盈餘/總資產

保留盈餘是指公司歷年來累積之純益，不以現金或其他資產方式分配給股東，而轉為資本或資本公積者，或歷年虧損未經以資本公積彌補者。所以，保留盈餘數字的變化需要注意，過高的保留盈餘可能有資金不能有效利用的現象，而過低的保留盈餘可能表現出產業的一些策略變化或問題。

#### 稅前息前盈餘/總資產 (EBIT / Total Asset)

稅前息前盈餘可以視為資產報酬率的精華，它在分子的地方進一步縮小範圍，可以排除所得稅的干擾效果、資訊也相對較為領先。主要可以確保公司具有最基本的營運績效。

#### 總資產周轉率 (Total Asset Turnover Ratio)

總資產周轉率是由銷售收入淨額除以總資產，可以明顯反映出資產總額的周轉速度。周轉愈快，表示資產利用的效率愈好、銷售能力愈強，公司能力的強弱可以直接反應出。

## 流動比例 (Current Ratio)

流動比例是以流動資產除以流動負債，代表每一元的流動負債，能有多少元的流動資產可以提供清償。比例愈高，短期債權人也相對較有保障。相對的，比例如果愈低，表示企業增加發生週轉不靈的可能性。但反過來說，流動比例如果太高也不見得是好事，可能太多的資金運用在短期投資部位，而沒有妥善配置到報酬率較高的長期投資部位，整體資產運用效率可能不彰。一般來說，流動比例也會配合產業特性、存貨比例和應收帳款回收能力等，才能觀察出公司的營運全貌。

## 營運資本/總資產 (Working Capital / Total Asset)

營運資本是流動資產減去流動負債的差額，可以衡量短期的償債能力，以及企業短期內可以自由運用資金的幅度。如果營運資金是負數，表示企業可能碰到週轉不靈的狀況。本身這個數據跟流動比例有一定的相似度。最大的不同在於，流動比例可以跨公司的去比較其公司本身經營的狀況；但營運資本是很明確的絕對值數據，可以藉由正數和負數做判斷公司好壞；有時流動負債真的大得誇張時，可以在計算時產生明顯的效果。

## 4.4 模型估計與模擬

本研究利用 SAS9.1 的 NLMIXED 程序處理模型中參數的估計。並配合 Matlab 和 Excel 對風險值 VaR 等進行模擬。注意到，研究中估計的  $R_{i,t}$  值與  $C_{i,t}$  值並沒有真實存在，而是利用其他參數的估計結果可以來判斷違約與否。舉 A 模型為例，原模型如下：

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t-1} + \gamma Z_{t-1} + \eta F_t + \omega \varepsilon_{i,t} \quad (i=1, \dots, N_t, t=1, \dots, T)$$

違約的條件為：

$$R_{i,t} \leq C_{i,t} \Rightarrow \frac{R_{i,t} - \beta_0}{\omega} \leq \frac{C_{i,t} - \beta_0}{\omega} \Rightarrow \frac{\beta_1 X_{i,t-1} + \gamma Z_{t-1} + \eta F_t + \omega \varepsilon_{i,t}}{\omega} \leq \frac{C_{i,t} - \beta_0}{\omega}$$

又在估計違約率時，在移項時已經對參數作轉換，如下：

$$\tilde{\beta}_0 = (C_{i,t} - \beta_0) / \omega, \quad \tilde{\beta}_1 = -\beta_1 / \omega, \quad \tilde{\gamma} = -\gamma / \omega, \quad \tilde{\eta} = -\eta / \omega$$

所以，違約條件的式子如下，最後可以直接由最大概似估計法得到的參數估計結果，直接計算得到違約與否。

$$R_{i,t} \leq C_{i,t} \Rightarrow -(\tilde{\beta}_1 X_{i,t-1} + \tilde{\gamma} Z_{t-1} + \tilde{\eta} F_t) + \varepsilon_{i,t} \leq \tilde{\beta}_0$$

因為  $C_{i,t}$  無法直接觀察，所以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，此即  $C_{i,t} = c$  為一固定常數，也因此  $\tilde{\beta}_0$  可以這樣定義。

### 風險值的模擬

在得到各因子的估計參數後，更進一步，本研究模擬違約暴險額(Exposure at default, EAD)和違約損失率(Loss given default, LGD)，進行投資組合的風險值(value at risk, VaR)模擬，模擬出來的結果雖不具比較上的意義，但是可以更進一步瞭解模型的價值與功能。本研究假設投資組合中的一千多家公司為服從平均值一千萬與標準差四百萬常態分配的授信戶<sup>2</sup>，而授信金額當作其違約暴險額。違約損失率的部分沿用 Hamerle, Liebig, Scheule(2004)、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) 的數據，假設為  $LG D = 0.45$ 。模擬步驟如下：

- 1、產生獨立標準常態分配之隨機亂數  $F_t$  和  $\varepsilon_{i,t}$  序列。
- 2、配合個體風險因子與總體經濟風險因子資料，計算出  $R_{i,t}$  和  $C_{i,t}$ 。
- 3、統計違約機率，並配合暴險額和違約損失率進行模擬一次投資組合損失。

公式如下：

$$L_k = \sum_{i=1}^{N_k} I_{(R_{i,k} \leq C_{i,k})} \times EAD_{i,k} \times LGD \quad (15)$$

其中， $I_{(R_{i,k} \leq C_{i,k})}$  表示在  $k$  時點個別公司違約與否

- 4、重複這三個步驟一千次後，可以模擬出投資組合損失的風險值分配。

<sup>2</sup>此為本研究假設，旨在後面可利用風險值模擬比較模型好壞，如有銀行授信戶基本資料即可直接使用。

## 第五章 實證結果分析

由於無法取得銀行長時間的資料，所以本研究使用 1998 年到 2006 年台灣經濟新報資料庫上市上櫃公司數據資料與中央銀行、經建會與行政院主計處等資料。以下對實證結果作更進一步分析。

### 5.1 因子選定

依照第四章的順序分成總體經濟風險因子、個體風險因子和非線性迴歸係數估計三大類。依序呈現估計結果如下：

#### 總體經濟風險因子

本研究利用兩個被解釋變數與六個解釋變數，最後利用因數分析選擇四個主要的代表因子：公司退出市場比例、新台幣兌美元匯率、工業成長率、實質 GDP 成長率，配合前一期公司退出市場比例進行迴歸分析。由下頁表 4 可以看出， $R^2$  有 0.7892 的解釋程度，而調整過  $R^2$  是指調整過自由度後的決定係數，此值與  $R^2$  相差不大，故得迴歸的結果良好。各個變數因子的參數也都顯著，唯前一期公司退出市場比例略大於顯著水準 0.05，但僅大出一些，故放寬顯著水準並予以保留因子。

利用解釋因子與迴歸參數跑出模擬值，即違約率代理變數，此值與實際公司退出市場比例對照如下頁圖 3。1998 年到 2006 年模擬值與實際值中，除了 2000 年相差較大外，其它都十分接近。因為違約率歷史資料不足，所以在違約率代理變數已接近實際退出市場比例之下，進而利用當作總體經濟風險因子。

在 A、B、C 模型，本研究又分成三類別。第一類別，是沒有使用總體經濟風險因子，直接單單使用個別風險因子；第二類別，本研究直接使用由前期總體經濟因子預估出來的違約率代理變數，即總體經濟風險因子；第三類別，為第二類別中再加入迴歸中的殘差項  $\varepsilon$  當作估計上的風險，根據 Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) 研究指出， $\varepsilon$  為一常態分配  $\varepsilon_t \sim N(0, 0.0125)$ ，本研究也跟隨使用同樣的假設。配合 A、B、C 模型與這三類別，因此在使用 NLMIXED 估計參數時，會有九種結果。這部份會在下一節討論。

表 4 總體經濟風險因子參數估計

**模式摘要**

模式	R	R 平方	調過後的 R 平方	估計的標準誤
1	0.888(a)	0.789	0.705	0.14411

預測變數：常數,新台幣兌美元匯率,工業成長率,實質 GDP 成長率, 前期公司退出市場比例

**變異數分析**

模式		平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性
1	迴歸	0.778	4	0.195	9.370	0.002
	殘差	0.208	10	0.021		
	總和	0.986	14			

預測變數：常數,新台幣兌美元匯率,工業成長率,實質GDP成長率, 前期公司退出市場比例  
依變數：公司退出市場比例

**係數**

變數名稱	未標準化係數		標準化係數	t	顯著性
	係數估值	標準誤	Beta 分配		
常數	5.258	1.549		3.393	0.007
新台幣兌美元匯率	-0.065	0.021	-0.854	-3.041	0.012
工業成長率	0.031	0.013	0.478	2.377	0.039
實質GDP成長率	-0.028	0.010	-0.751	-2.809	0.019
前期公司退出市場比例	0.399	0.192	0.455	2.077	0.064*

依變數：公司退出市場比例  
\*在統計上不具顯著性，但因為值僅超出0.05一些，仍予保留。

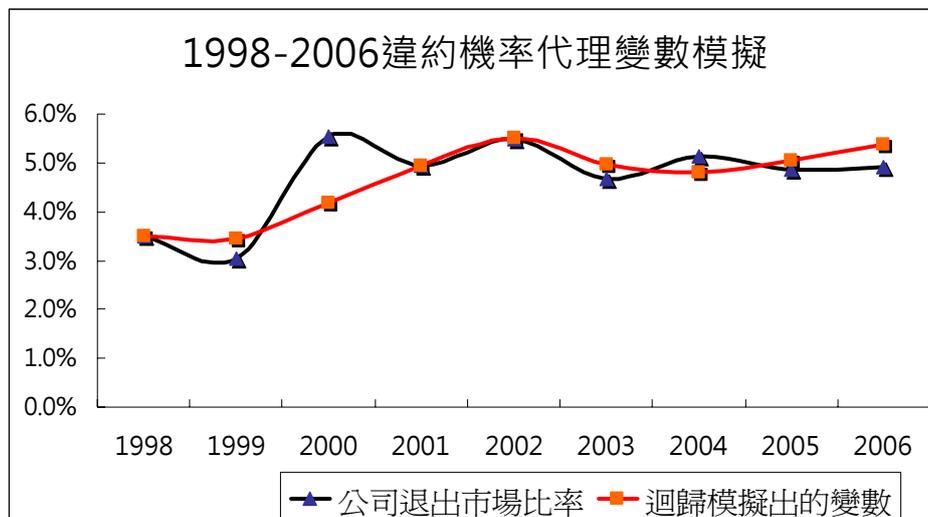


圖 3 違約機率代理變數模擬與比較

對於個體風險因子及其參數預估的部分，本研究在實際應用上必須考慮 NLMIXED 估計時，是否能夠利用因子估計出參數。以及估計出的參數結果是否能夠顯著。所以，研究中因資料部分的產業類別較為分散，再去掉產業表現較為特殊的金融業和營建業後，需一一將不同風險因子作排列組合後放入 NLMIXED 去嘗試，直到找到較適合此投資組合的參數結果，最後可得到代表的個體風險因子。本研究在嘗試中，觀察發現有些因子去看其波動性並不顯著。但是，該因子對於關鍵的幾家公司而言，其貢獻卻有助於判斷出違約與否。所以，在本研究中使用這樣的方法來選出最適當的個體風險因子。

最後篩選出的因子有四：營運資本與總資產比、稅前息前盈餘與總資產比、總資產周轉率、負債比率。而由第四章所述，這些因子的確能夠代表並擷取公司的個別風險狀態。

## 5.2 敘述性統計

本研究實證預期結果可分為三大方面：1、估計違約相關係數，比較並瞭解其影響。 2、對於總體經濟風險因子與模型的結合分三個方法作實證。 3、利用前八年的投資組合資料預估 2006 年整體違約率。最後，再利用模擬的授信戶資料，計算 VaR 值作更進一步的探討。

### 違約相關係數與風險因子參數

實證結果發現，違約相關係數數值均為正值，代表投資組合的公司間違約風險存在正相關，有違約群聚現象發生的可能性。然而，數值估計出來範圍約在 0.2%到 2.7%，相對於洪明欽、張揖平、孫銘儀、王思芳（2006）以財團法人聯合中心的十萬筆資料估計的 1.01%到 5.5%有一定的差距。但也是因為投資組合的產業類別過多，在資料不足以依照產業作區分的狀況之下，相關係數數值偏低。如下表 4，可以看到三個模型在三種總體經濟風險（景氣變數）因子下的表現狀況。其中，公司個別風險因子中的負債比率，因為在加入總體經濟風險因子後，無法達到顯著性，所以予與刪除。

表 5 三模型與三類別參數估計結果

A 模型				B 模型				C 模型			
變數名稱	估計值	標準務	P 值	變數名稱	估計值	標準務	P 值	變數名稱	估計值	標準務	P 值
常數	-2.0701	0.03662	<0.0001	常數	-2.0668	0.08441	<0.0001	常數	-2.0571	0.0759	<0.0001
變數 A	-0.01178	0.001202	<0.0001	變數 A	-0.01176	0.001461	<0.0001	變數 A	-0.01183	0.00145	<0.0001
變數 B	-0.02319	0.001897	<0.0001	變數 B	-0.02316	0.001896	<0.0001	變數 B	-0.02312	0.001864	<0.0001
變數 C	-0.0052	0.000555	<0.0001	變數 C	-0.00519	0.000554	<0.0001	變數 C	-0.00517	0.00052	<0.0001
變數 D	0.009846	-	-	變數 D	0.009831	0.001107	<0.0001	變數 D	0.009716	0.001097	<0.0001
系統因子	-0.06883	0.002944	<0.0001	系統因子	0.003201	0.000458	0.0002	系統因子	1E-08	-	-
P	0.00475	-	-	P	0.003201	-	-	P	0.00101	-	-
A 模型+總經風險因子				B 模型+總經風險因子				C 模型+總經風險因子			
變數名稱	估計值	標準務	P 值	變數名稱	估計值	標準務	P 值	變數名稱	估計值	標準務	P 值
常數	-1.7594	0.2879	0.0005	常數	-1.7493	0.2859	0.0005	常數	-1.7546	0.2248	0.0001
變數 A	-0.01811	0.001259	<0.0001	變數 A	-0.01801	0.001244	<0.0001	變數 A	-0.01806	0.001253	<0.0001
變數 B	-0.02425	0.001806	<0.0001	變數 B	-0.02411	0.001787	<0.0001	變數 B	-0.02419	0.001798	<0.0001
變數 C	-0.0053	0.000439	<0.0001	變數 C	-0.00527	0.000435	<0.0001	變數 C	-0.00529	0.000437	<0.0001
總體因子	5.4122	0.1063	0.041	總體因子	5.3808	6.1433	0.4101	總體因子	5.3974	0.4066	<0.0001
系統因子	0.07608	-	-	系統因子	0.01145	-	-	系統因子	0.000747	-	-
P	0.005755	-	-	P	0.01145	-	-	P	0.027322	-	-
A 模型+總經風險因子+隨機誤差項				B 模型+總經風險因子+隨機誤差項				C 模型+總經風險因子+隨機誤差項			
變數名稱	估計值	標準務	P 值	變數名稱	估計值	標準務	P 值	變數名稱	估計值	標準務	P 值
常數	-1.8313	0.127	<0.0001	常數	-1.8227	0.1253	<0.0001	常數	-1.817	0.1188	<0.0001
變數 A	-0.01817	0.001261	<0.0001	變數 A	-0.01809	0.001248	<0.0001	變數 A	-0.0181	0.001254	<0.0001
變數 B	-0.02422	0.00181	<0.0001	變數 B	-0.0241	0.001797	<0.0001	變數 B	-0.02417	0.001803	<0.0001
變數 C	-0.00529	0.000441	<0.0001	變數 C	-0.00526	0.000438	<0.0001	變數 C	-0.00527	0.000439	<0.0001
總體因子	6.7874	2.465	0.0284	總體因子	6.7555	2.4504	0.0282	總體因子	6.5482	2.3438	0.0268
系統因子	0.1076	-	-	系統因子	0.009378	0.001737	0.001	系統因子	1E-08	-	-
P	0.011445	-	-	P	0.009378	-	-	P	0.0001	-	-

其中表格中的變數 A 為營運資本與總資產比、變數 B 為稅前息前盈餘與總資產比、變數 C 為總資產周轉率、變數 D 為負債比率。表格中的總體因子為總體經濟風險因子  $Z_t$  的參數、系統因子為  $F_t$  的參數，



在三個模型中，個別模型中分別依沒有加總經風險因子、加總經風險因子、加總經風險因子和隨機誤差項三種類別，形成九個估計結果。先比較三個模型可以發現，不同模型間變數參數的估計結果差異不大，原因可能在於相關係數  $\rho$  過低，使得 A、B、C 模型可以推導成同一模型。雖然不同模型的參數估計數據非完全一致，但在變化不大之下，本研究在這方面的實證無法區別出三個模型的差異。後面實證部分，將僅以 A 模型的結果來作呈現。

接下來，比較同一模型在不同總經風險因子情況下的表現，可以發現三種類別估計的結果有明顯的不同。其中要注意到，因為公司個別風險因子中的負債比率，在加入總體經濟風險因子後，無法達到顯著性。所以，除了在沒有增加總經風險因子的類別留下負債比例之外，其它類別都予以刪除。針對參數估計的表現上，在個別風險因子的部分，可以發現估計參數均為負數，表示因子與違約

的狀況成負相關。而在總經風險因子的部分，因為在估計時沒有轉換百分比直接使用，所以變數值較小之下參數估計值較大，但其影響與其它變數應為同一量級。其參數為正值，表示本研究使用的違約率代理變數來當總經風險因子，於違約率呈現正相關。最後，系統因子參數估計的部分，結果顯示數值偏小。在有增加總經風險因子的類別中，可能原因在於其部分系統的影響由總體經濟風險因子一起擷取。而在沒有增加總經風險因子的類別裡，可能原因在於變數較多之下，透過四個變數分散掉在系統因子的影響力而降低其參數值。

### 違約率估計

在估計出因子的參數之後，利用投資組合資料，估計 2000 年到 2005 年的違約率與預估 2006 年的違約率比較如下表 5，由表中可以發現第一類別無總經風險因子估計出的違約率明顯偏低；第二類別只單純加上總經風險因子的類別卻又有過高的趨勢。而加上總經風險因子與隨機誤差項的第三類別，雖然仍然偏高，但是比起第二類別與實際違約率較為接近。在 2006 年預估的結果與實際違約率作比較，發現第一類別為 2.121% 與真實值的 2.555% 最為接近，但是預估結果偏低。而第二類別 5.203% 與第三類別 3.694% 均有偏高的現象。

表 6 三類別違約率與真實違約率比較表

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
違約家數	39	43	35	29	34	35	28
總家數	1154	1148	1136	1127	1113	1110	1096
實際違約率	3.380%	3.746%	3.081%	2.573%	3.055%	3.153%	2.555%
無總經風險因子類別	1.998%	3.336%	2.395%	3.071%	2.452%	2.506%	2.121%
有總經風險因子類別	6.665%	7.163%	4.885%	5.725%	5.172%	6.241%	5.203%
總經風險因子與隨機誤差項	4.886%	5.344%	3.552%	4.379%	4.051%	4.236%	3.694%

底下針對 A 模型的違約機率畫出累計次數直方圖，第三類別因為有加入隨機誤差項，可以看出其呈現鐘型分配。

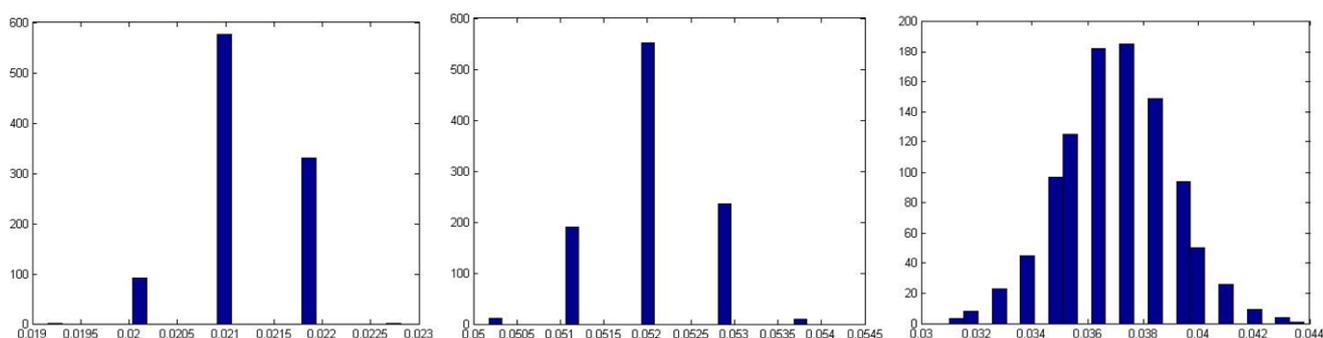


圖 4 三類別違約機率累積次數直方圖

### 5.3 違約損失風險值

利用 4.4 的模擬方法，進行 VaR 的模擬。本研究假設投資組合中的一千多家公司為服從平均值一千萬與標準差四百萬常態分配的授信戶，而授信金額當作其違約暴險額。違約損失率的部分延用 Hamerle, Liebig, Scheule (2004)、Hamerle, Liebig, Scheule, & Wildenauer (2005) 的數據，假設為 LGD= 0.45。模擬步驟如下：1、產生獨立標準常態分配之隨機亂數  $F_t$  和  $\varepsilon_{i,t}$  序列。 2、配合個體風險因子與總體經濟風險因子資料，計算出  $R_{i,t}$  和  $C_{i,t}$ 。 3、統計違約機率，並配合暴險額和違約損失率進行模擬一次投資組合損失。利用 4.4 公式 (15) 如下：

$$L_k = \sum_{i=1}^{N_k} I_{(R_{i,k} \leq C_{i,k})} \times EAD_{i,k} \times LGD$$

其中， $I_{(R_{i,k} \leq C_{i,k})}$  表示在 k 時點個別公司違約與否

重複這三個步驟一千次後，可以模擬出投資組合損失的風險值分配，如下圖：

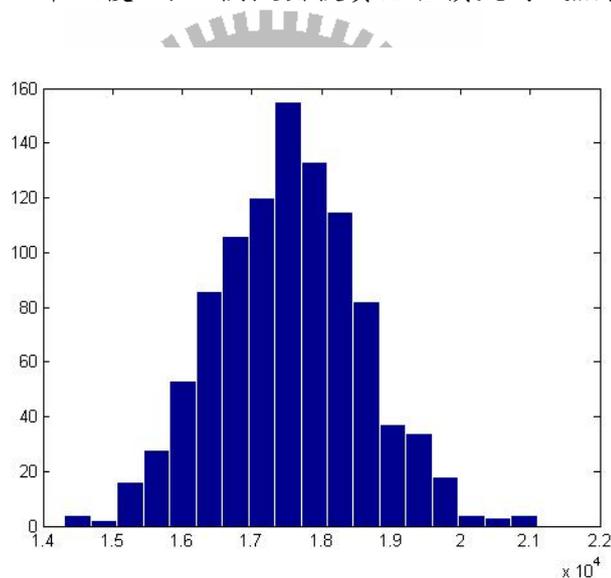


圖 5 模擬風險值

更進一步，將 A 模型 2000 年到 2006 年三個類別的風險值作一個比較如下圖 6，實線的部分代表真實違約機率下的風險值變動。三個類別分別以虛線表示。由圖 6 中可以發現，沒有增加總經風險因子的第一類別，除了在 2003 年高於實際風險值外，其它年度均低估風險值。接著比較第二與第三類別，可以發現有增加總經風險因子與隨機誤差項的第三類別，雖然還是高估實際風險值，但卻明顯比只有總經風險因子的第二類別效果更好。

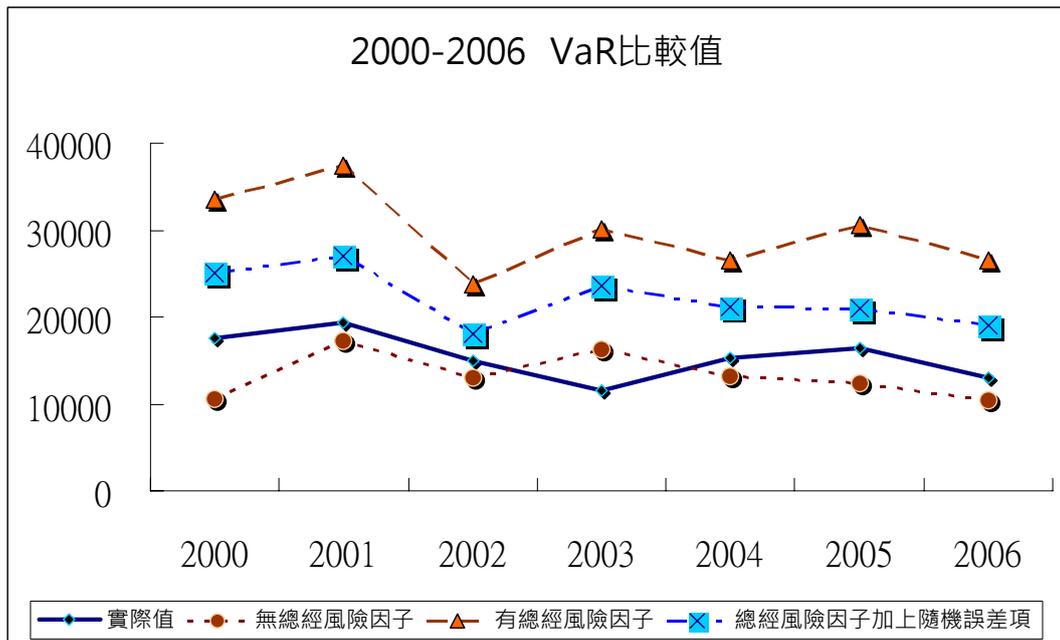


圖 6 三種類別模擬風險值比較

## 5.4 實證結果歸納與分析

由 5.2 與 5.3 小節的結果來分析，根據本研究預期結果的三大方面依序歸納如下：

- 1、估計相關係數的部分，數值過低。可能與投資組合間產業類別較多使得相關性較低有關。
- 2、在預估違約率的部分，依照有無增加總體經濟風險因子和隨機誤差項分成三類。可以發現無增加的第一類別較接近真實值，但是可能因忽略總體環境的風險有低估的狀況。第二類別只有增加總經風險因子的過份高估，原因可能在於投資組合中產業類別較多，受到總體環境的系統風險程度未必一致，所以，在考量總經風險因子的同時就有可能過份高估。第三類別，同時增加總經風險因子與隨機誤差項，雖仍然高估，但是比起第二類別，明顯接近實際違約率。原因在於，隨機誤差項可以動態的調整總體經濟風險因子。而在適度的調整下，可以較佳的控制總體環境的系統影響。
- 3、利用模擬的暴險額和違約損失率可以計算出投資組合整體的損失分配圖。並對 2000 年到 2006 的風險值作一比較。可以得到與前面一致的結論。

## 第六章 結論與建議

### 6.1 研究結論

- 1、本研究在跟隨 DB 模型之下，使用 1998 年到 2005 年的台灣經濟新報的上市上櫃資料組成投資組合，對 2006 年違約率作估計，並可以對風險值作模擬。計算出來的違約率與投資組合實際違約率十分接近。雖然未到精準，但是證明此模型有一定程度的估計能力，以及使用價值。
- 2、本研究實證結果發現，相關係數數值均為正值，代表投資組合的公司間違約風險存在正相關，有違約群聚現象發生的可能性。研究顯示在衡量投資組合風險時，仍然必須要考慮違約風險相關性的影響，刻意忽略掉這部份的處理與影響是不太適當的。
- 3、本研究針對相關性細分為 A、B、C 模型三型分別討論，雖然因為投資組合產業過於分散，相關係數估計值較低，使得 A、B、C 模型差異不大。但是在實證方面，本研究仍然是一次嘗試。回顧過去相關風險管理文獻，多以單一公司預估為主，並多使用 KMV 模型、Credit Metrics 模型等作為研究主軸。本研究以 DB 模型作延伸，並且嘗試比較，可以提供學術界及後續研究者對該議題相關研究的一些參考與幫助，並提供金融機構另一種模式的選擇。
- 4、在總體經濟風險因子上，一般在相關違約率均使用退票率作為景氣模型下的違約被解釋變數。但因為在民國九十年前後，退票率由淨退票率改為毛退率，使得在研究上有相當的困難。本研究嘗試使用台灣經濟新報公司退出市場比例當作被解釋變數，並得到不錯的迴歸結果，對於本研究的參數預估有一定的幫助。也可供後續研究者作更進一步的研究與探討。
- 5、由實證結果顯示，再加上總體經濟風險因子之後，對於違約率和風險值的估計有過份高估的現象。但在第三類別，即讓總體經濟風險因子再加上估計的隨機殘差項後，可以發現對於違約率和風險值能夠明顯的控制，並且得到較佳的結果。由此可以證實，本研究適當的加入並處理總體經濟風險因子後，可以改善模型的估計效果。
- 6、相對於過往在 DB 的研究，往往需要大量的資料和耗費大量的時間。本研究使用由上市上櫃形成的投資組合，資料略較少，但在統計上仍為大樣本。而在違約率與風險值的估計上都仍有一定成果。相信這個也可以提供金融機構

做為參考，因為往往一個投資組合並不是動輒就有上萬家公司或資產。雖然學術上研究，往往擔心樣本過小而無法得到統計上的顯著結果。但透過本研究可以瞭解到資料較少型的大樣本依然可以使用 DB 模型。相信對於金融機構而言，一個模型能夠有彈性的適應不同的樣本數，將是有效益並可以參考使用的模型。

## 6.2 研究限制與後續研究建議

由於本研究資料無法自銀行取得，只能從台灣經濟新報自行形成投資組合。外加上台灣信用評等等起步較晚。所以，必須要自行估計各別公司的狀況與違約可能。並且因為研究時間不足，在公司個別因子、總體經濟風險因子等處理上也不完善，有很多可以改善和加強的空間。另外，對於違約率預估與相關性的部分，如果資料更充足，應該對未來時點作更多的預測。甚至針對景氣狀況、信用評等、產業類別、集團股或非集團股等作分類，或者公司市值、投資多角化、公司存在上下游關係與否等，去作更進一步的分析和討論。對於未來的研究建議，如下：

- 1、希望能跟金融機構合作，取得較長時間的數據資料，或者以國外市場的資料作研究，相信可以更多更明顯的結果。
- 2、未來如果可以取得較多的資料來源，可以按照產業分類並且分別估計其相關係數，並且研究不同產業之間的相關性。
- 3、對於公司個別因子和總體經濟風險因子的選定，可以作更進一步的探討，尋求更好更具解釋力的變數。

# 參考文獻

## 中文部分

1. 沈中華、張家華(2003),「產業違約率及景氣循環」, 金融風險管理季刊, 1(4), 91-105。
2. 沈中華、張家華(2004),「違約率與總體經濟相關性」, 信用資訊月刊, 3。
3. 沈中華(2005),「資產組合風險預測: Default Correlation 及 Asset Correlation」, 金融風險管理季刊, 1(1), 102-110。
4. 洪明欽、張揖平、孫銘儀、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, 2(1), 83-96。
5. 李正福、王克陸、劉大安(2006),「考量總體經濟環境之信用評等移轉矩陣--信用投資組合法及信用循環指標法之比較研究」, 發表於 2006 台灣財務工程學會年會暨風險管理研討會。
6. 黃博怡、張大成、江欣怡(2006),「考慮總體經濟因素之企業危機預警模型」, 金融風險管理季刊, 2(2), 75-89。
7. 葉金江(1998),「退票率與經濟景氣之關係-影響退票率因素之實證分析」, 貨幣觀測與信用評等, 11, 78-85。

## 英文部分

1. Altman, E. (1968). "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy." *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609.
2. Credit Suisse, (1997). "CreditRisk<sup>+</sup>: A Credit Risk Management Framework." *Credit Suisse Financial Products*.
3. Crouhy, M., Galai, D., & Mark, R. (2000). "A comparative analysis of current credit risk models." *Journal of Banking & Finance*, 24(1-2), 59-117.
4. Das, S.R., Feed, L., Geng, G., & Kapadia, N. (2002). "Correlated default risk." Working paper, Santa Clara University, California, America.
5. Dietschi, M., & Petey, J. (2003). "Should SME exposure 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*, 28, 778-788.
6. Gordy, M. B. (2000). "A comparative anatomy of credit risk models." *Journal of Banking & Finance*, 24(1-2), 119-149.
7. Gordy, M. B. (2003). "A risk-factor model foundation for rating-based bank capital rules." *Journal of Financial Intermediation*, 12(3), 199-232.
8. Hamerle, A., Liebig, T., & Rosch, D. (2004). "Credit risk factor modeling and Basel II IRB approach." Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Supervision No.01/2003, Deutsche Bundesbank.
9. Hamerle, A., Liebig, T., & Scheule, H. (2004). "Forecasting credit portfolio risk." Working paper, University Regensburg, Deutsche Bundesbank.
10. Hamerle, A., Liebig, T., Scheule, H., & Wildenauer, N. (2005). "Incorporating prediction and estimation risk in point-in-time credit portfolio models." Working paper, University Regensburg, Deutsche Bundesbank.
11. Hamerle, A., & Rosch, D. (2004). "Parameterizing credit risk models." working paper, University Regensburg, Deutsche Bundesbank.

12. Merton, R., (1974), "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(3), 423-446.
13. Morgan, J.P. (1997). "CreditMetrics™-Technical Document." First Edition.
14. Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2002). "Reliable estimation of generalized linear mixed models using adaptive quadrature." *The Stata Journal*, 2(1), 1-21.
15. Schonbucher, P. J. (2000). "Factor models for portfolio credit risk." Bonn University. Bonn, Germany.
16. Wilson, T. C. (1997). "Portfolio credit risk." *Risk Magazine*, 47(9-10), 71-82.

