臺大管理論叢 2008/12
第19卷 第1期 241-268

考量總體經濟環境之信用評等移轉矩陣：信用循環指標法及信用投資組合法之實證比較

Credit Migration Matrix Conditioned on Macroeconomic Factors: Using Modified Credit Cycle Index and Credit Portfolio View Methods

李正福／美國羅格斯大學財務系及交通大學財務金融研究所講座教授
Cheng-Few Lee, Distinguished Professor, Department of Finance, Rutgers University and Graduate Institute of Finance, National Chiao Tung University

王克陸／交通大學財務金融研究所副教授
Keh-Luh Wang, Associate Professor, Graduate Institute of Finance, National Chiao Tung University

劉大安／台新銀行風險管理處襄理
Da-Ann Liu, Assistant Manager, Risk Management Division, Taishin International Bank Co., Ltd

Received 2006/9, Final revision received 2007/12

摘要

本研究探討景氣狀況對信用評等移轉機率的影響，進而計算其違約率。信用評等移轉矩陣，在許多信用風險模型中，扮演關鍵的角色。本研究兼 Wilson (1997a, 1997b) 與 Kim (1999) 的研究方法，經適當調整，使用 TCRI 上市櫃公司信評等級以及1970-2004 年台灣總體經濟變數作為資料來源，以 AR (1)-GARCH (1,1) 模擬總體模型，根據台灣之特有狀況選擇 Seasonal ARMA 模型建構總體變數時間序列，進而透過總體經濟指標解釋違約機率，計算信用評等移轉矩陣之機率。實證結果發現，對投機級企業，當實質 GDP 成長率上升時，信用循環指標法較能符合違約率減少的趨勢，而當實質 GDP 成長率下降時，投資組合法較能符合違約率上升的趨勢；對投資型企業，二者都符合預期。此外，等級越低的違約率，波動度越高。

【關鍵字】信用評等移轉矩陣、信用投資組合法、信用循環指標法

Abstract

The purpose of this study is to investigate the impact on credit migration matrix due to changes in business cycle, and calculate related default probabilities. Credit migration matrix plays a crucial role in many credit risk models. We modify Wilson (1997a, 1997b) and Kim (1999), using TCRI credit rating data and various macroeconomic variables from 1970 to 2004, to estimate the transition matrix conditional on economic status. AR (1)-GARCH (1,1) model is proposed to simulate the macroeconomic variable and adjust the unconditional credit migration probabilities. The major empirical results reveal that, Credit Cycle Index model is more consistent with the expected decline in default probabilities for the speculative firms when business is in expansion; and Portfolio View model can provide higher default probabilities during recession periods. In particular, lower rating firms exhibit higher volatility in default probabilities.

【Keywords】credit migration matrix, credit portfolio view, credit cycle index

臺灣大學學術期刊資料庫

*作者感謝本刊領域主編及兩位匿名評審委員之寶貴意見，但文中若有任何錯誤仍由作者負責。

壹、前言

過去幾十年來，台灣歷經多次總體經濟循環，政府之金融政策，亦不斷因應環境而有所變動，結果造成金融機構競爭愈加激烈、銀行資產價值受到嚴重影響，所承受的不僅是擔保品價值衰退，放款組合之資產品質降低，及不良放款提高的衝擊，同時影響銀行內部的授信決策，引發信貸緊縮。事態嚴重者，更會導致銀行陷入資產流動性不足的困境，造成投資大眾人心惶惶，並引發具傳染性的信心危機。因此，外在環境變化，尤其是總體因素所帶來的系統性風險，不容忽視。

為因應國際金融環境之變化，巴塞爾銀行監理委員會修正了 1988 年頒布之資本協定，而於 2001 年 1 月公布新版的巴塞爾資本協定 (Basel Ⅱ)，其中大幅修改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，以有效評估銀行真實的信用風險。金融機構應體認實施風險管理工作之必要性，儘速建置風險計量模型，以確實提高金融機構風險量測與管理之能力。

有鑑於本國銀行建立信用風險模型以評估風險性資本的迫切性，以及欲瞭解總體環境變化如何影響銀行的信用風險，本研究使用 1970-2004 年台灣總體經濟資料作為實證，估計台灣上市櫃公司的信用評等移轉機率，主要目的在將總體經濟情況與企業信用評等轉換機率做系統上的聯結與分析，藉此建立一套適合國內金融機構評估信用風險的模型，可客觀地考慮到總體經濟狀態的改變，來評估銀行所面對之信用風險。

本研究採用信用循環指標與信用投資組合兩種方法，以納入總體經濟變數，但在模型之發展上，根據台灣之特有狀況選擇 Seasonal ARMA 模型建構總體變數時間序列，並以 GARCH (1,1) 模式處理異質殘差變異。結果發現，景氣收縮時，投資級違約波動性較低，而信用投資組合法較符合投機級違約率上升的預期；而當 GDP 年增率上升時，則信用循環指標法較符合投機級違約率下降的趨勢。

目前文獻上雖有些個別之研究，尚無針對信用循環指標與信用投資組合兩方法做實證上之比較分析，並探討可能之適用條件，同時本研究在實證過程中，根據台灣實際資料逐步完成信用評等移轉矩陣之估計，此矩陣是建立信用風險模型之基礎，對金融機構尤其具有重要參考價值，其中適當之模型選擇、總體變數時間序列關係之納入考慮，尤其對相關參數之調整，如風險敏感係數條件之放鬆等等，均為實證需處理的問題，本文對兩種方法都做了適當的修正，希望能對相關研究與實務需要有些許貢獻。

本文結構如下：第二節回顧過去將總體經濟因素納入考慮的信用風險衡量方法。第三節說明本研究選取的變數、樣本期間及資料來源，並詳細闡述研究方法。第四節為實證結果與分析，詳細說明並討論本研究之發現，第五節則為結論。

臺灣大學學術期刊資料庫

貳、文獻回顧

傳統衡量企業信用風險的方式，多藉其財務變數進行統計分析，以瞭解公司未來之信用狀況。評估方式從早期簡單的單變量迴歸 (Beaver, 1966)，到多變量區別分析，例如 Altman (1968) 選出五項財務指標構成線性區別模型，來區分正常及危險的企業，此即 Z 值 (Z Score) 模型。該方法無法進一步估算各公司發生違約的機率，故有學者進一步以 Logit 及 Probit 模型建構違約預測模式。Ohlson (1980) 使用 9 項財務變數，以 Logit 模型建立財務預警模式，結果顯示其預測能力較佳。Zmijewski (1984) 指出樣本選取過程可能產生選擇基礎偏誤和樣本選擇偏誤，因此以 Probit 模式對公司建立財務預警模式。

傳統的分析模型著重財務資訊，輔以具經驗的專家意見，來評估企業的信用品質與違約風險。然而，總體經濟環境對於企業信用風險具有重大影響，近年來許多學者透過外在的經濟變數，描述企業發生違約與等級移轉的信用事件。Wilson (1997a, 1997b) 提出信用投資組合法 (Credit Portfolio View)，利用數個總體經濟變數建構出能代表總體環境的指標，再使用 Logit 迴歸模擬違約機率後，建構出各個等級的平移因子來調整歷史移轉機率，並利用馬可夫轉換定理，形成條件式移轉機率矩陣。

Belkin、Suchower 與 Forest (1998a) 利用 Gupton、Finger 與 Bhatia (1997) 之概念，計算出公司每一期評等改變之機率，認為信用風險受到整體經濟環境以及個別公司風險的影響。Belkin、Suchower 與 Forest (1998b) 將先前的文章做修正並建立一系統性元素 (Systematic Component) Z 值；Z 值為在一段期間內，期初至期末的整體等級分數變化，故 Z 值可影響信用等級變化的機率。Finger (1999) 建立條件方法 (Conditional Approach) 去計算可能的違約率，亦即給定違約門檻值，當公司資產價值小於門檻值時，利用常態累積反函數計算在此條件下的違約率。

Kim (1999) 集前述學者之大成，使用總體經濟與財務變數建立信用循環指標 (Z 值) 來表示整體經濟環境情況，並且運用所建立的 Z 值計算企業的違約機率，稱為信用循環指標法。之後的學者，除了考量總體經濟因素的影響外，也加入了各別國家、產業等不同的情況，進行實證研究。Nickell、William 與 Varotto (2000) 利用 Ordered Probit Model 進行研究，分析在不同國家、產業、景氣循環情況下，信用移轉機率的變化及違約率的波動性。

國內文獻方面，孫丕垣 (2000) 選取 102 家上市上櫃公司為樣本，以 Merton (1974) 選擇權評價模式估計公司每期的資產價值，結合 Kim (1999) 信用循環指標，計算出公司每期的違約機率。賴柏志 (2002) 引用 Kim (1999) 的方法，取 1996 年第一季至 2001 年第三季 TCRI 投機級公司出現倒帳的機率，與經濟成長率、新台幣兌美元匯率、實質有效匯率指數以及股價指數年增率等 4 個經濟變數進行簡單的迴歸分析，建立一個信用循環指標。賴柏志、白鎮維與張嘉娥 (2002) 延續賴柏志 (2002) 的研

臺灣大學學術期刊資料庫

究，繼續進行修正轉換矩陣的步驟。實證結果發現，當景氣差時，考慮總經條件後的轉換矩陣，出現評等降級的機率值是上升的，且等級愈差的評等，數值上升的速度愈快；反之，等級升等的機率值則呈現下降的趨勢。透過回顧測試發現，相對於無限制條件的歷史轉換矩陣，考慮總體經濟環境下的轉換矩陣，平均能降低 5% 的誤差值，顯示條件式矩陣更貼近真實狀況，能反應市場的變化。

吳靜怡 (2003) 亦承襲前述學者之研究方法，進行評等指標的轉換，計算違約機率；實證結果發現，兩個顯著且具有解釋能力的經濟變數指標，分別為新台幣兌美元匯率和貨幣供給 M1B 年增率。在正常情形，投資級公司的價值與總體環境連動性較低，而投機級公司則與大環境的變化密切相關。沈中華與張家華 (2005) 運用 Wilson (1997a, 1997b) 的信用投資組合法，使用台灣 1995-2001 年的總體經濟變數模擬總體模型，估計違約率，並與 1996-2001 年國內法人授信戶的實際違約率作比較，實證結果發現，1996-2000 年的景氣對策信號與實際違約率呈現同向變動，工業生產指數、台股指數與實際違約率呈反向變動，此一發現可作為銀行判斷違約事件的重要訊息，而模型所估計出的違約率大致能捕捉到實際違約率的趨勢，但其波動度較高。

本研究應用 Wilson (1997a, 1997b) 的信用投資組合法以及 Kim (1999) 的信用循環指標法，並以 GARCH (1,1) 修正總體經濟模型，針對台灣評等資料進行信用移轉機率之調整，進而計算違約率，並比較各等級違約率與景氣的連動性，以期能作為銀行界建立適切的信用風險模型之參考。

參、研究設計與方法

一、 選樣設計與變數選擇

本研究選取台灣經濟新報所公布，各大產業上市、櫃公司在 1996 年至 2004 年的信用評等等級 (TCRI)，作為計算無條件信用轉換矩陣的資料，並計算移轉機率。總體經濟變數則從台灣經濟新報、中央銀行、經建會以及行政院主計處等資料庫取得，實證期間為 1970-2004 年。茲將本研究所採用的變數整理如下：

(一) 被解釋變數：退票比率

由於台灣至目前為止，尚無法找到確切的違約機率統計資料，因此，我們引用葉金江 (1998) 針對退票率與經濟景氣之關係的研究結果，退票比率的確能夠反映經濟景氣的好壞，而事實上，退票事件也較常發生在景氣步入衰退的期間。因此，觀察票據狀況有助於了解國內目前景氣狀況，因此本研究以退票比率作為被總體經濟變數所解釋之指標變數，並為模型中違約機率的影響變數。

(二) 解釋變數：本研究根據 Kim (1999)、賴柏志 (2002) 與吳靜怡 (2003) 的研究結果，選出六個總體經濟變數，分別說明如下：

1. 實質 GDP 成長率

臺灣大學學術期刊資料庫

國內生產毛額 (GDP) 代表經濟規模，故其成長率是測量全國經濟活動變化的指標。當 GDP 成長率愈高時，企業經營活動需求熱絡，國民所得提高，反之亦然，因此預期GDP 成長率與公司發生退票情事有關係。

2. 領先指標綜合指數

目前經建會編製之領先指標綜合指數構成項目包括：製造業新接訂單指數變動率、製造業平均每人每月工時、海關出口值變動率、貨幣供給 M1B 變動率、躉售物價指數變動率、股價指數變動率、台灣地區房屋建築申請面積。當領先指標綜合指數上升時，預期經濟景氣將趨熱絡，因此此指標可能影響退票率。

3. 新台幣兌美元匯率

匯率之變化，表示本國商品之價格相對於國外商品價格之變化，此將影響進出口之國際貿易，也造成景氣之變化，可以反映在退票比例之變化上。

4. 股價指數年增率

股價指數反映企業經營的情況，股市熱絡表示企業營運順暢，獲利機會提高，因此，股價指數年增率預期會影響公司發生退票之情況。

5. 消費者物價指數 (CPI) 年增率

CPI 共計 395 個項目群，以家庭消費結構為權數，反映零售物價與景氣之變遷，因此其成長率可能影響退票率。

6. 貨幣供給量 M1B 年增率

當貨幣供給額年增率上升時，表示目前市場上資金寬鬆，企業可利用較低的成本且便捷的方式取得資金，景氣可能擴張，將影響退票事件之發生。

二、 研究方法

本研究首先建構無條件信用評等轉換矩陣，再使用修正之信用循環指標法及信用投資組合法調整評等移轉機率，分別形成條件式信用評等轉換矩陣，進而計算違約率。最後，透過驗證檢視模型，並觀察違約率的波動性及其與景氣循環之間的聯動關係。

(一) 無條件信用評等轉換矩陣

TCRI 的評等方式將信用等級分為十級，1-4 級代表體質較健全的投資級公司 (A 級)，5-7 為中間信用等級 (B 級)，8-9 代表體質較差的投機級公司 (C 級)，而 10 級則代表違約 (D 級)。本研究搜集在基期年 (第一年) 各等級的公司數，再計算每一個等級在第二年改變至其他等級的公司數，以此設算轉換機率值，並建構出從 1996 年至 2004 年每年的無條件信用評等轉換矩陣。

(二) 修正式信用循環指標法

1. 計算信用評等門檻值

臺灣大學學術期刊資料庫

根據 Belkin et al. (1998b) 之研究，轉換機率是由評等轉換指標 L 推導而成，且服從標準常態分配，為評估信用品質變化的門檻值。當授信公司資產價值提高時，評等轉換指標 L 會向右 (正) 方移動，使得信用品質調升的機率增加；反之，評等轉換指標 L 會向左 (負) 方移動，使得信用等級調降的機率提升。如圖 1 所示，原始等級為 5，次年轉換為等級 6 的門檻值區間為〔L_g^G, L_{g+1}^G〕，本研究利用 1996 年至 2004 年的歷史平均移轉矩陣，推算出各個等級轉換的門檻值。

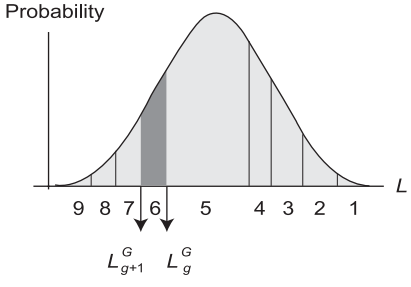


圖 1：等級 5 移轉機率的標準常態分配

2. 建構總體經濟模型

利用 1970 年至 1999 年的實質經濟成長率、領先指標綜合指數、新台幣兌美元匯率、台股指數年增率、消費者物價指數年增率、貨幣供給量 M1B 年增率等 6 項總體經濟變數，與退票比率的轉換值建立多元迴歸模型。

先對退票比率以 Probit 函數轉換，再透過最小平方法推估各變數之迴歸參數，以判斷所擇取的 6 個經濟變數與退票比率之關係。由於總體經濟變數存在異質殘差變異 (Autoskedasticity) ，故以 AR (1)-GARCH (1,1) 進行總體模型之模擬。

$$RP_t = \Phi[\beta_0 + \sum_{h=1}^{6} X_{h,t-1}\beta_h + \varepsilon_t] \tag{1}$$

$$\varepsilon_t = \sum_{m=1}^{M} \phi_m \varepsilon_{t-m} + e_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + e_t, M = 1 \tag{2}$$

$$e_t = \sqrt{h_t} v_t \quad , v_t \overset{iid}{\sim} N(0,1) \tag{3}$$

$$h_t = \omega + \sum_{q=1}^{Q} \alpha_q e_{t-q}^2 + \sum_{p=1}^{P} \gamma_p h_{t-p} = \omega + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1}, Q = 1, P = 1 \tag{4}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中，RP_t：第 t 期的毛退票比率。

Φ：累積常態函數

$X_{h,t-1}$：第 t-1 期、第 h 個總體經濟變數指標。

β_h：第 h 個總體經濟解釋變數的待估參數。

ε_t：總體模型關係式的第 t 期殘差，且為非常態。

ϕ_m：殘差關係式的待估參數。

e_t：殘差關係式的第 t 期誤差項，且為非常態。

h_t：第 t 期變異項，受到 t-1 期的誤差變異數 (e^2_{t-1}) 及 t-1 期變異項 (h_{t-1}) 影響。

ω：變異項關係式中的截距。

3. 建立信用循環指標

利用總體經濟模型，估出 2000 年至 2004 年的 $E_{t-1}(\Phi^{-1}(RP_t))$ 式中 Φ^{-1} 為反累積常態函數，E 為期望值，再分別求出平均數 $\mu_{\Phi^{-1}(RP_t)}$ 與標準差 $\sigma_{\Phi^{-1}(RP_t)}$，然後代入下式，求出 2000 年至 2004 年的信用循環指標 Z 值：

$$Z_t = -\frac{\Phi^{-1}(RP_t) - \mu_{\Phi^{-1}(RP_t)}}{\sigma_{\Phi^{-1}(RP_t)}} \tag{5}$$

若 Z 為正，表經濟情況良好；若 Z 為負，表總體經濟處於衰退階段。

4. 進行調整程序以形成信用評等轉換矩陣。

求出信用循環指標 Z 值後，再根據 Z 值正負，利用 Belkin-forest-suchower 模式所建立的評等轉換指標 (Credit-change Indicator)，進行違約機率矩陣的調整工作。假設授信公司原先的等級為 G，次期轉換為 g 級的機率可用下列反函數表示：

$$P(G, g) = \Phi(L^G_{g+1}) - \Phi(L^G_g) \tag{6}$$

Belkin et al. (1998b) 認為信用循環指標 Z 與評等轉換指標 L_t 的關係如下：

$$L_t = \gamma Z_t + \sqrt{1-\gamma^2}\,\varepsilon_t \tag{7}$$

γ 為反映信用循環指標 Z 與評等轉換指標 L 的相關性，也是風險敏感度指標。該公式代表公司的資產價值應受到總體經濟狀況所帶來的系統性風險 (以 Z_t 表示)，以及個別企業本身所面臨風險 (以 ε_t 表示) 的影響，並以個別企業風險 ε_t 作為計算公司可能發生違約機率的基準。故條件違約機率公式可表示為：

$$prob\left(\varepsilon_t < \frac{L_t - \gamma Z_t}{\sqrt{1-\gamma^2}}\right) \tag{8}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

因此，等級 G 轉換為 g 級的機率公式為：

$$\Delta(L_{g+1}^{G}, L_{g}^{G}, Z_t) = P_t(G, g \mid Z_t) = \Phi\left(\frac{L_{g+1}^{G} - \tilde{\gamma} Z_t}{\sqrt{1-\tilde{\gamma}^2}}\right) - \Phi\left(\frac{L_{g}^{G} - \tilde{\gamma} Z_t}{\sqrt{1-\tilde{\gamma}^2}}\right) \tag{9}$$

由公式 (9) 可知，授信客戶下一期等級移轉機率之計算，需再決定風險敏感係數 γ ，γ 值的使用有兩種方式 (Kim, 1999)：(1) 使用每一信用等級的 γ 值，此方法的優點是能偵測出每個等級對信用循環指標的風險敏感性，但如果實際樣本不足，估計而來的 γ 值將會產生穩定性不佳的問題。(2) 另一種方法是將等級個數縮小，只分成投資級與投機級兩類 γ 值，所以同一類別有較多的樣本可用，穩定性也比較高。Kim (1999) 採第 2 種方式，本研究亦沿用其法，γ 之估計可參考下式：

$$\min_{Z_t} \sum_{G} \sum_{g} \frac{n_{t,G}\left[P_t(G,g) - \Delta(L_{g+1}^{G}, L_{g}^{G}, Z_t)\right]^2}{\Delta(L_{g+1}^{G}, L_{g}^{G}, Z_t)\left[1 - \Delta(L_{g+1}^{G}, L_{g}^{G}, Z_t)\right]} \tag{10}$$

其中，$n_{t,G}$：第 t 期時，期初等級為 G，期末變為 g 級的公司家數。

$P(G,g)$：第 t 期，由 G 級移轉至 g 級的實際移轉機率值。

Z_t：第 t 期信用循環指標。

L：等級轉換指標。

$\Delta(L_{g+1}^{G}, L_{g}^{G}, Z_t) = P_t(G, g \mid Z_t)$：第 t 期，由 G 級移轉至 g 級的估計移轉機率值。

(三) 修正式信用投資組合法

1. 建構經濟變數時間序列預測關係

本研究使用 Seasonal ARMA (p,q) 模型，對信用循環指標法中使用之總體經濟變數：實質經濟成長率、領先指標綜合指數、新台幣兌美元匯率、台股指數年增率、消費者物價指數年增率及貨幣供給量 M1B 年增率等 6 種變數，建立時間序列關係式如下：

$$\begin{aligned} & X_{i,t} - \phi_{i,1} X_{i,t-1} - \phi_{i,2} X_{i,t-2} - \ldots\ldots - \phi_{i,p} X_{i,t-p} + \phi_{i,1} \Phi_i X_{i,t-13} + \ldots . \phi_{i,p} \Phi_i X_{i,t-(p+12)} \\ & = e_{i,t} + \theta_{i,1} e_{i,t-1} + \theta_{i,2} e_{i,t-2} + \ldots\ldots + \theta_{i,q} e_{i,t-q} + \theta_{i,1} \varpi_i e_{i,t-13} + \ldots . \theta_{i,q} \varpi_i e_{i,t-(q+12)} \end{aligned} \tag{11}$$

其中，$X_{i,t}$, i = 1,2,3,....6 為第 t 期第 i 項總體經濟變數，$e_{i,t}$ 為第 t 期第 i 項總體變數 Seasonal ARMA 模型中的殘差，$\phi_{i,p}$ 為第 i 項總體變數 Seasonal ARMA 模型中的前 p 期係數，$\theta_{i,q}$ 為第 i 項總體變數 Seasonal ARMA 模型中殘差的前 q 期的係數，Φ_i 為第 i 項總體變數的季節性因子參數，ω_i 為第 i 項總體變數殘差的季節性因子參數。p：AR 的遞延期數。q：MA 的遞延期數。

臺灣大學學術期刊資料庫

2. 總體模型及違約機率預測模型

本研究使用退票率的反常態函數轉換值作為總體變數代表指標，因此延用信用循環指標法模型之結果，再利用估計出來的退票率轉換值代入 Logit Function 計算債務人的條件違約機率：P_t^*

$$p^*_t = \frac{1}{1+e^{-\Phi^{-1}(RP_t)}} = f(\Phi^{-1}(RP_t)) = f(X_{i,t-j}, V_t, \varepsilon_t), f' < 0 \tag{12}$$

3. 建構平移因子

$$\text{平移因子 } \overline{PD} = \frac{P_t^*}{P_t} \tag{13}$$

其中，P_t^* 為條件違約機率，P_t 為無條件違約機率。若 $\overline{PD} > 1$，表示平移因子向右調高無條件違約機率值；相反地，若 $\overline{PD} < 1$，表示平移因子向左調降無條件違約機率值。

4. 進行調整程序形成信用評等轉換矩陣

調整方式乃是對矩陣內所有轉換機率乘以轉換調整係數 R，所有資料區分調升與調降二種，並假設調升機率與調降機率分別與 $\overline{PD}$ 存在如 (14)、(15) 之關係，以代表信用轉換矩陣重心 (Mass) 的變化。

$$\frac{D_t}{\overline{D}} = (1+\alpha) + \alpha\overline{PD} \tag{14}$$

$$\frac{U_t}{\overline{U}} = (1+\beta) + \beta\overline{PD} \tag{15}$$

其中，D_t (U_t) 代表第 t 期降 (升) 級機率。$\overline{D}$ ($\overline{U}$) 代表歷史平均降 (升) 級機率。

透過估計，可分別得到降／升級程度之機率比值與 $\overline{PD}$ 間影響係數 α_i，β_i。Wilson (1997b) 假設升與降的係數相同：$\alpha_i = \beta_i = \lambda_i$，其中 λ_i 定義為轉換 i 級資料的系統風險敏感度參數。本研究放寬此假設，調升與調降的風險敏感係數可以不同，故可得到不調整之 α_0 (β_0)、調降 (升) 1 級之 α_1 (β_1)、調整 2 級之 α_2 (β_2)...，以此類推。最後，調整係數 R 如 (16) 所示：

$$R_{i,t} = 1 + \alpha_i \tau，\tau = |\overline{PD} - 1| > 0 \tag{16}$$

此時，便可依序進行調整。

將各等級的調整係數，乘以相對應的轉換機率，經常態化後，便可將無條件信用評等轉換矩陣調整為條件信用評等轉換矩陣。

(四) 回顧測試

本研究使用平均絕對誤差 (Mean Absolute Deviation；MAD) 進行測試，期間為 2000 年至 2004 年，其計算公式如下所示：

臺灣大學學術期刊資料庫

$$MAD_{uncon} = \frac{\sum_{i=1}^{n} |R_i - uC_i|}{n} \qquad MAD_{con} = \frac{\sum_{i=1}^{n} |R_i - C_i|}{n}$$

$$\text{平均絕對誤差的比值} = \frac{MAD_{CON}}{MAD_{UNCON}} \tag{17}$$

其中，MAD_{UNCON}：不考慮總體經濟條件下歷史轉換機率的平均絕對誤差；

MAD_{CON}：考慮總體經濟條件下轉換機率的平均絕對誤差；

R_i：真實情況下的轉換矩陣機率值；

ｉ：轉換矩陣機率值之組合；

C_i：考慮總體經濟條件下的轉換矩陣機率值；

uC_i：不考慮總體經濟條件下的歷史轉換矩陣機率值。

若平均絕對誤差的比值等於 1，則代表考慮總體經濟條件與未考慮總體經濟結果並無任何改善。若比值小於 1，則表示考慮總體經濟條件後的情況比未考慮時有所助益，與 1 的差額便是減少的誤差率。

肆、實證分析

一、 修正式信用循環指標法的實證結果

(一) 信用評等門檻值

將 1996 年至 2004 年的信用評等資料，依照實際評等變化的情況，計算平均移轉機率，如表 1 所示。然後由其累積移轉機率，依據常態分配函數推算門檻值，如表2。

表 1 歷史平均移轉矩陣

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	D
1	**0.81**	0.09	0.0302	0.0403	0.0115	0.009	0.003	0.003	0	0
2	0.015	**0.73**	0.1585	0.0349	0.0311	0.0177	0.0104	0.002	0	0
3	0	0.043	**0.667**	0.1816	0.0774	0.014	0.0092	0	0.004	0.004
4	0	0.006	0.0386	**0.727**	0.1284	0.0684	0.0205	0.007	0.002	0.001
5	0	0	0.0028	0.0646	**0.733**	0.1317	0.0479	0.011	0.006	0.002
6	0	0	0.0003	0.013	0.106	**0.705**	0.1212	0.036	0.011	0.007
7	0	0	0.0009	0.0091	0.0418	0.1657	**0.593**	0.126	0.038	0.025
8	0	0	0	0.0054	0.0181	0.0685	0.1283	**0.61**	0.133	0.039
9	0	0.002	0	0.0069	0.0131	0.0627	0.1023	0.108	**0.66**	0.086

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 各等級在次年轉換到不同等級的門檻值

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	[∞,-0.88]	[-0.88, -1.3]	[-1.3, -1.5]	[-1.5, -1.93]	[-1.93,-2.17]	[-2.17,-2.51]	[-2.51,-2.75]	[-2.75,-3.72]	[-3.72,-3.72]	[-3.72, -∞]
2	[∞, 2.116]	[2.116 ,-0.6]	[-0.6, -1.28]	[-1.28,-1.51]	[-1.51,-1.82]	[-1.82,-2.13]	[-2.13,-2.51]	[-2.51,-2.64]	[-2.64,-2.64]	[-2.64, -∞]
3	[∞, 3.719]	[3.719,1.714]	[1.71,-0.55]	[-0.55,-1.24]	[-1.24,-1.87]	[-1.87,-2.12]	[-2.12 ,-2.43]	[-2.43,-2.43]	[-2.43,-2.67]	[-2.67, -∞]
4	[∞, 3.719]	[3.719, 2.51]	[2.51,1.698]	[1.698,-0.75]	[-0.75,-1.28]	[-1.28,-1.86]	[-1.86, -2.3]	[-2.3,-2.69]	[-2.69,-3.04]	[-3.04, -∞]
5	[∞, 3.719]	[3.71, 3.71]	[3.719,2.77]	[2.77,1.496]	[1.496,-0.84]	[-0.84,-1.49]	[-1.49,-2.06]	[-2.06,-2.38]	[-2.38,-2.75]	[-2.75, -∞]
6	[∞, 3.719]	[3.719,3.403]	[3.403,3.21]	[3.21, 2.21]	[2.21, 1.18]	[1.18,-0.93]	[-0.93,-1.60]	[-1.60 ,-2.09]	[-2.09,-2.43]	[-2.43, -∞]
7	[∞, 3.719]	[3.71, 3.71]	[3.719,3.12]	[3.12, 2.33]	[2.33, 1.63]	[1.63, 0.78]	[0.78, -0.88]	[-0.88,-1.53]	[-1.53,-1.96]	[-1.96, -∞]
8	[∞, 3.719]	[3.719, 3.72]	[3.72, 3.72]	[3.72, 2.55]	[2.55, 1.99]	[1.99, 1.33]	[1.33, 0.77]	[0.77,-0.94]	[-0.94,-1.74]	[-1.74, -∞]
9	[∞,3.719]	[3.719, 2.96]	[2.96, 2.96]	[2.959,2.39]	[2.39,2.022]	[2.022,1.38]	[1.38,0.891]	[0.891, 0.54]	[0.54,-1.72]	[-1.72-,∞]

(二) 總體經濟預測模型

針對 (1) 式進行 Probit 多元迴歸，以退票比率為應變數，使用各總體經濟變數為影響因子，檢定發現，在每個預測期間都有一階自我相關，同時殘差存在異質變異，使用 AR (1)-GARCH (1,1) 模式修正，重新進行估計， Probit 多元迴歸之結果如表 3：

表 3 Probit-AR (1)-GARCH (1,1) 多元迴歸模型估計結果

期間	1970-1999	1970-2000	1970-2001	1970-2002	1970-2003	1970-2004
截距 β_0	-2.403*	-2.375*	-2.408*	-2.454*	-2.451*	-2.488*
	(-11.871)	(-11.906)	(-12.334)	(-12.589)	(-12.734)	(-13.059)
實質 GDP 成長率	-0.004*	-0.004*	-0.004*	-0.004*	-0.004*	-0.003*
	(-2.279)	(-2.195)	(-2.044)	(-1.949)	(-2.290)	(-2.182)
領先指標綜合指數	-0.002	-0.002	-0.002	-0.001	-0.002	-0.001
	(-0.996)	(-1.16)	(-0.988)	(-0.817)	(-0.973)	(-0.916)
新台幣兌美元匯率	-0.01	-0.099	-0.063	-0.083	-0.093	-0.06
	(-0.590)	(-0.594)	(-0.396)	(-0.546)	(-0.631)	(-0.431)
台股指數年增率	-2.95E05	-3.53E-05	-4.07E-05	-6.71E-05	-5.96E-05	-5.7E-05
	(-0.243)	(-0.297)	(-0.348)	(-0.578)	(-0.531)	(-0.529)
消費者物價指數年增率	-0.002*	-0.002*	-0.002*	-0.002*	-0.002*	-0.002*
	(-3.203)	(-3.162)	(-3.537)	(-3.435)	(-3.703)	(-4.298)
M1B 年增率	0.0007*	0.0007*	0.0007*	0.0006*	0.0007*	0.0007*
	(1.916)	(1.897)	(2.02)	(1.797)	(2.031)	(2.153)
	0.965*	0.967*	0.966*	0.965*	0.967*	0.969*
Φ_1	(55.279)	(58.261)	(60.488)	(61.085)	(63.166)	(67.784)

臺灣大學學術期刊資料庫

期間	1970-1999	1970-2000	1970-2001	1970-2002	1970-2003	1970-2004
			Variance Equation			
截距 ω	2.4E-04*	2.36E-04*	2.21E-04*	2.11E-04*	1.92E-04*	1.5E-04*
	(3.66)	(3.984)	(4.002)	(3.965)	(3.924)	(3.755)
α_1	0.562*	0.546*	0.540*	0.517*	0.514*	0.511*
	(5.826	)(5.994)	(6.134)	(6.209)	(6.405)	(6.663)
γ_1	0.521*	0.528*	0.533*	0.546*	0.550*	0.566*
	(9.621)	(9.846)	(10.203)	(10.670)	(11.136)	(11.987)
R-square	80.59%	81.37%	81.97%	81.91%	81.95%	82.28%
AIC	-3.05	-3.11	-3.14	-3.175	-3.22	-3.27
F-stat	143.65	156.33	168.25	173.02	178.90	188.57
Durbin Watson Stat	2.88	2.88	2.88	2.88	2.88	2.87
			ARCH LM test			
F-stat	0.0045	0.002	0.0041	0.0164	0.0258	0.0314
	[0.947]	[0.964]	[0.949]	[0.898]	[0.872]	[0.859]
Obs*R-square	0.0045	0.002	0.0041	0.0164	0.0259	0.0315
	[0.946]	[0.964]	[0.949]	[0.898]	[0.872]	[0.859]

附註 1：* ：代表在 Z 分配下，達到 5% 的顯著水準；參數估計中的小括號內為 Z 統計量。
附註 2：F-stat 服從 F 分配，Obs*R-square 服從卡方分配；中括號內為 p-值。

表 3 模型中，AR (1) 的參數項 ϕ_1 非常顯著，且 GARCH (1,1) 的參數項 α_1、γ_1 也都相當顯著，代表的確存在殘差一階自我相關以及殘差變異異質的情形。同時，D-W 統計量為 2.88，R-square 值到 80.59%，因此，此模型有相當的解釋能力。本研究以變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor；VIF) 檢定共線性問題，六總體經濟變數其 VIF 指標皆介於 1.0 至 2.0 之間，故不存在共線性問題。

實質 GDP 成長率對企業違約機率之影響呈現顯著負向關係，消費者物價指數年增率之影響亦顯著為負，呼應 GDP 成長率之實證結果。特別的是，M1B 年增率與違約情形呈現顯著正向結果，與文獻中吳靜怡 (2003) 研究結果不一致。但我們直接檢視 M1B 年增率與退票率之資料，發現二者間直接迴歸係數卻無法拒絕其為 0，似乎彼此無關聯，而本研究雖有正向結果，但各階段之係數值都非常小而近於 0，因此基本上 M1B 對退票比率之影響其作用不大。

(三) 信用循環指標之建立

1. 退票比率預測值

利用 Probit-AR (1)-GARCH (1,1) 迴歸模式估計 2000 年至 2004 年的退票比率，並與實際退票比率相比較，由表 4 觀察得知，從 2000 年開始為景氣收縮期，當年正值台灣 921 大地震的次年，經濟發展經過劇變，緊接著 2002 年台灣加入 WTO，2003

臺灣大學學術期刊資料庫

年爆發 SARS 危機，使得台灣一直處於低迷的景氣之中，失業率攀高、公司裁員、倒閉頻傳，直到 2003 年末才漸漸好轉。圖 2 中，GARCH 修正模型也比僅用 OLS 模型所估計出的退票比率符合實際退票率的趨勢，驗證本模型具有較佳的預測能力。

表 4 預估退票率與實際退票率比較

年度	GARCH修正模型預估退票率 (%)	OLS 模型預估退票率 (%)	實際退票率 (%)	GARCH 修正模型預估與實際退票率相差百分比 (%)	OLS 模型預估與實際退票率相差百分比 (%)
2000 年	0.98330	0.59844	0.89416	0.09968	-0.33072
2001 年	0.95817	0.75662	0.86860	0.10311	-0.12891
2002 年	0.81062	0.71635	0.6125	0.32347	0.16956
2003 年	0.54157	0.65668	0.47	0.15229	0.39720
2004 年	0.41918	0.60548	0.38833	0.07944	0.55918

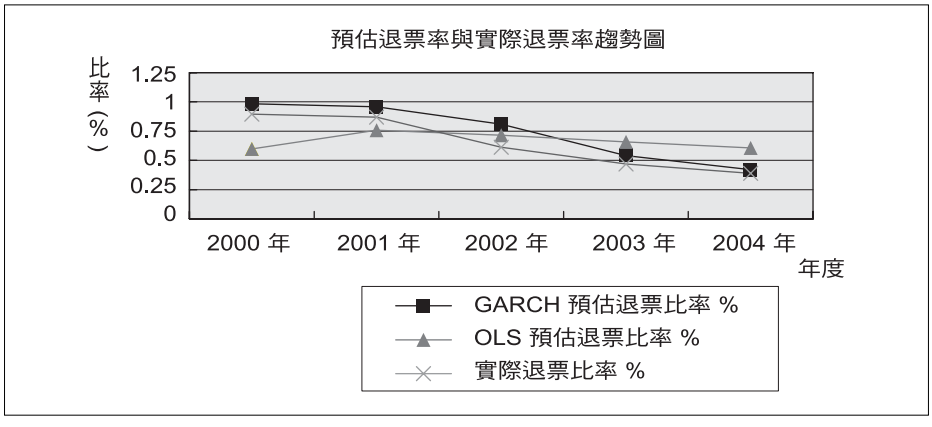


圖 2 預估退票率與實際退票率比較

2. 信用循環指標

信用循環指標是利用預測之退票比率轉換值之平均值及標準差來建立，表達每一期的經濟環境狀況。在表 5 中，2000 年到 2002 年的信用循環指標皆為負數，代表此時景氣處於收縮期，而 2003 年到 2004 年的信用循環指標由負轉正，代表景氣好轉，處於擴張期。圖 3 則在描述實際退票比率與信用循環指標預估退票率之一致關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5 信用循環指標估計

年度	$\Phi^{-1}(RP_t)$	RP_t	$\mu_{\Phi^{-1}(RP_t)}$	$\sigma_{\Phi^{-1}(RP_t)}$	Z 值
2000 年	-2.33266	0.98330	-2.5457	0.1413	-1.507781
2001 年	-2.34233	0.95817	-2.5400	0.1425	-1.386375
2002 年	-2.40409	0.81062	-2.5349	0.1430	-0.914579
2003 年	-2.63622	0.54157	-2.5344	0.14097	0.097003
2004 年	-2.63622	0.41918	-2.5366	0.13957	0.713461

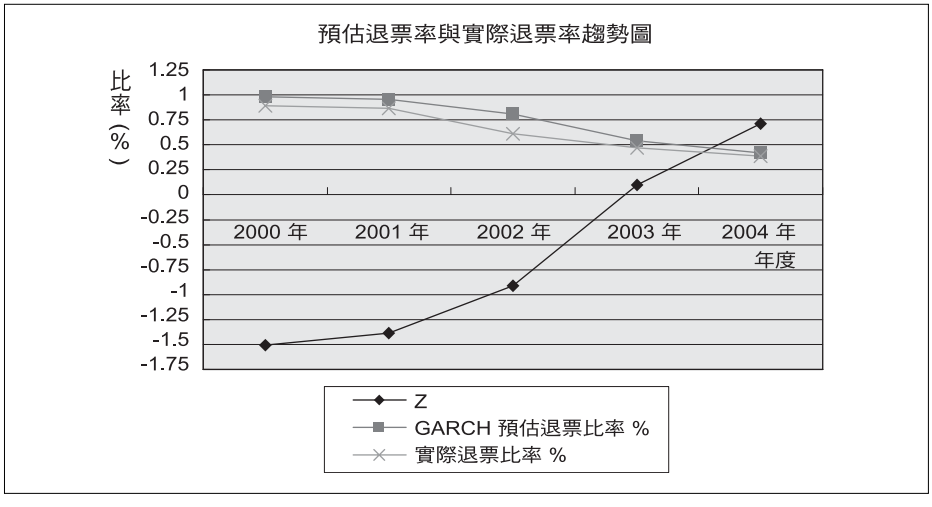


圖 3 退票率與信用循環指標的關係

(四) 考慮總體經濟條件之信用評等移轉矩陣

為區別不同信用品質公司發生等級移轉與總體環境的連動關係，本研究依照Kim (1999) 將信用等級分為投資級 (TCRI 1 至 4 級) 和投機級 (TCRI 5 至 9 級) 兩類，分別以 γ_i、γ_s 代表兩種等級分類的風險敏感係數。受限於無法取得資料估計 γ_i、γ_s，同時此係數亦有主觀判斷之性質，我們延用 Kim (1999) 所使用之 γ_i = 0.03 及 γ_s = 0.5 代入移轉機率的計算，爾後將門檻值、Z 值以及風險敏感係數代入移轉機率公式，計算出 2000-2004 年有條件機率轉換矩陣。觀察回顧測試之結果，Kim (1999) 之係數尚可適用。

以兩種不同景氣狀況下的移轉機率矩陣為例，可說明景氣的改變對於移轉機率的影響。如表 6 及表 7 所示，2002 年景氣處於收縮期 (Z=-0.9145)，投資級等級 2，維持在原等級的機率由 88.9% 下降至 66.5%，此變動也反應在調升及調降的機率上，由 2 調升到 1 的機率並未因維持在原等級機率的下降而上升，但由等級 2 調降到等級 3 的機率卻因此大幅增加 (5.56% 到 19.12%)，充份反應景氣不佳而影響公司評等調降的情形。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 6 2002 年未考慮總體變數之違約機率轉換矩陣

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	D
1	**1**	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0.0556	**0.889**	**0.0556**	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0.1	**0.767**	0.1	0.033	0	0	0	0	0
4	0	0	0.037	**0.852**	0.083	0.0278	0	0	0	0
5	0	0	0	0.1039	**0.784**	0.099	0.013	0	0	0
6	0	0	0	0.0049	0.124	**0.737**	0.1244	0.0073	0	0.002
7	0	0	0	0	0.0061	0.280	**0.598**	0.0915	0.0183	0.006
8	0	0	0	0	0.0104	0.125	0.2083	**0.5**	0.1458	0.01
9	0	0	0	0	0	0.101	0.2029	0.3623	**0.681**	0.043

表 7 2002 年考慮總數之違約機率轉換矩陣

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	D
1	**0.755**	0.1127	0.0392	0.054	0.0162	0.0146	0.0042	0.0032	0	4E-05
2	0.0083	**0.665**	**0.1912**	0.045	0.0345	0.0317	0.0169	0.0027	0	0.005
3	3E-05	0.0238	**0.614**	0.216	0.0961	0.025	0.0152	0	0.0056	0.004
4	3E-05	0.0026	0.0222	**0.684**	0.1141	0.1268	0.036	0.0109	0.0029	0.001
5	3E-05	0	0.001	0.038	**0.61**	0.2322	0.0884	0.0186	0.0082	0.003
6	3E-05	7E-05	0.0001	0.006	0.0114	**0.671**	0.2174	0.0661	0.0182	0.01
7	3E-05	0	0.0003	0.004	-6E-04	0.0493	**0.613**	0.2238	0.0702	0.04
8	3E-05	0	0	0.002	-0.001	0.0101	0.0435	**0.638**	0.2397	0.068
9	3E-05	0.0005	0	0.003	-0.003	0.0086	0.0307	0.0536	**0.834**	0.072

又如表 8 及表 9，當 2004 年景氣處於擴張期 (Z=0.71346)，維持原等級 2 的機率由 50% 提升到 77.6%，調升到 1 的機率由 0% 上升至 2.24%，調降到 3 的機率也由 50% 大幅下降至 13.31%，相同的情況亦出現在其他等級變化上 (註[1])。

臺灣大學學術期刊資料庫

註[1] 因篇幅限制，2000 至 2004 各年信用評等移轉矩陣之詳細資料，可向作者索取。

表 8 2004 年未考慮總體變數之違約機率轉換矩陣

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	D
1	**1**	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	**0**	**0.5**	**0.5**	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	**0.875**	0.125	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	**0.891**	0.087	0.0217	0	0	0	0
5	0	0	0	0.0957	**0.819**	0.0532	0.0319	0	0	0
6	0	0	0	0.009	0.0811	**0.757**	0.1171	0.009	0.018	0.01
7	0	0	0	0	0.0222	0.1333	**0.511**	0.244	0.022	0.07
8	0	0	0	0	0	0.0417	0.0417	**0.542**	0.167	0.21
9	0	0	0	0	0	0	0.2727	0	**0.45**	0.27

表 9 2004 年考慮總體變數之違約機率轉換矩陣

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	D
1	**0.8599**	0.0741	0.0227	0.028	0.0147	0.0006	0.0001	5E-05	0	0
2	**0.0224**	**0.776**	**0.1331**	0.0263	0.0393	0.0021	0.0007	7E-05	0	0
3	0.0001	0.0555	**0.715**	0.155	0.0723	0.0016	0.0007	0	2E-04	0
4	0.0001	0.0079	0.0495	**0.768**	0.1562	0.0158	0.0021	4E-04	6E-05	0
5	0.0001	0	0.0035	0.082	**0.853**	0.0514	0.0083	9E-04	2E-04	0
6	0.0001	0.0003	0.0004	0.017	0.1565	**0.777**	0.0423	0.006	8E-04	0
7	0.0001	0	0.0011	0.0119	0.0548	0.2585	**0.618**	0.047	0.007	0
8	0.0001	0	0	0.007	0.0195	0.104	0.2	**0.621**	0.044	0
9	0.0001	0.0019	0	0.0091	0.0129	0.0945	0.1608	0.16	**0.56**	0

二、 修正式信用投資組合法的實證結果

(一) 經濟變數時間序列預測模型

Seasonal ARMA (p,q) 參數估計結果如表 10 所示：

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10 六項總體經濟指標之時間序列模型

變數	實質 GDP 成長率	領先指標綜合指數	新台幣兌美元匯率	台股指數年增率	消費者物價指數年增率	M1B 年增率
截距	-0.017	111.48	-0.0008	25.554	5.6221	-0.0693
	(-0.625)	(116.22*)	(-0.683)	(2.008*)	(1.812)	(-0.85)
AR (1)	-0.0674	0.9976	1.5296	0.9296	1.3594	-0.6673
	(-1.345)	(18.625*)	(6.358*)	(45.59*)	(27.23*)	(-6.157*)
AR (2)	0.1607	0.0684	-0.6785	-	-0.381	0.26513
	(3.491*)	(0.891)	(-1.28)	-	(-7.628*)	(1.623)
AR (3)	-0.3124	-0.0335	-0.2941	-	-	0.75888
	(-6.361*)	(-0.438)	(-0.554)			(7.462*)
AR (4)	-	0.0316	0.0552	-	-	-
		(0.412)	(0.203)			
AR (5)	-	0.0864	0.20484	-	-	-
		(1.131)	(3.072*)			
AR (6)	-	-0.211	-	-	-	-
		(-3.967*)				
MA (1)	1.0600	-	-1.4562	-	-	0.4328
	(954.197*)		(-5.963*)			(3.662*)
MA (2)	0.9925	-	0.61481	-	-	-0.2811
	(589.314*)		(1.205)			(-1.912)
MA (3)	-	-	0.4518	-	-	-0.5503
			(0.93)			(-6.137*)
MA (4)	-	-	-0.2493	-	-	0.2925
			(-1.193)			(-4.757*)
MA (5)	-	-	-	-	-	-0.01566
						(-0.195)
MA (6)	-	-	-	-	-	0.10908
						(1.69)
SMA (12)	-0.5418	-	-	-	-	-0.67434
	(12.298*)					(-12.524*)
SAR (12)	-	-0.2465	-	-0.287	-0.524	-0.1636
		(-4.40*)		(-5.379*)	(-11.993*)	(-2.162*)
R-square	76.808%	94.1%	12.305%	84.3%	96.15%	53.83%
AIC	1.15798	3.44	-6.03132	8.98	4.1401	5.21446
F-stat	192.641	761.68	5.36301	923.76	2845.3	35.19225

附註：刮號內為Z統計量。

臺灣大學學術期刊資料庫

經由 AIC (Akaike Information Criterion) 作為模型選擇的指標，本研究整理模型結果於表 11：

表 11 經濟變數 Seasonal ARMA (p,q) 模型

變數名稱	實質 GDP 成長率	領先指標綜合指數	新台幣兌美元匯率	台股指數年增率	消費者物價指數年增率	M1B 年增率
AR (p)	3	6	5	1	2	3
MA (q)	2	—	4	—	—	6
SAR (p=12)	—	12	—	12	12	12
SMA (q=12)	12	—	—	—	—	12
R-squre	76.808%	94.1%	12.305%	84.3%	96.15%	53.83%

附註：表內數字為 p,q 階次。

除了新台幣兌美元匯率之外，其餘變數皆有季節性的影響，且有高度解釋能力。若有 SAR 效果，代表長期的季節性循環，若是 SMA，則屬短期的季節性影響。新台幣兌美元匯率為一不平穩序列，在進行總體經濟模型估計之前，已將原序列作一次差分轉換，故而利用差分後的資料建立 ARMA 模型時，降低了 R-square。

(二) 違約機率之估計及平移因子之建構

利用經濟變數時間序列預測模型，預測 2000-2004 年各個總體變數的估計值，並代入 AR (1)-GARCH (1,1) 總體模型，模擬退票比率的反常態函數轉換值。再將退票比率轉換值代入 Logit Function，以估計條件違約機率。

另外，於 2000-2004 年歷史信用評等移轉矩陣中，各等級落入違約等級的機率，取其平均值作為當年度實際的違約機率。以條件違約機率除以實際違約機率，建構平移因子 $\overline{PD}$，計算結果如表 12：

表 12 2000-2004 年的調整平移因子

年度	退票比率轉換值	P_t^* (估計)	P_t (實際)	$\overline{PD}$
2000 年	-2.37854	0.0848236	0.034838	2.4347
2001 年	-2.37877	0.0848056	0.048512	1.7481
2002 年	-2.50023	0.0758417	0.0084611	8.9635
2003 年	-2.59275	0.069606	0.0252740	2.7540
2004 年	-2.65833	0.0654771	0.0885851	0.7391

臺灣大學學術期刊資料庫

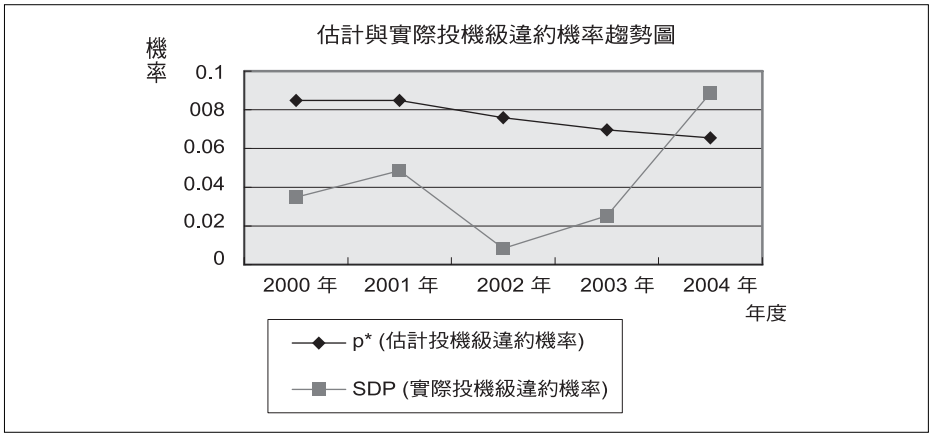


圖 4 估計與實際投機級違約機率趨勢圖

由表 12 及圖 4 的趨勢可發現，在 2000-2003 年期間，其平移因子皆大於 1，代表在這段期間的實際違約機率應調高，信用等級調降；只有在 2004 年的平移因子小於 1，代表該年的實際違約機率應調低，信用等級調升。

(三) 考量總體經濟條件之信用評等移轉矩陣

1. 風險敏感性係數

表 13 列出各違約機率調升 (降) 的風險敏感係數，其中代表維持原等級，代表調降一級，代表調升一級.....以此類推；利用風險敏感係數與平移因子，可計算出各等級的調整係數，結果如表 14。

2. 信用評等移轉矩陣

將實際評等移轉機率各自乘上相對應的調整係數，即成為考慮總體經濟情況後的移轉機率；如此一來，便可由無條件評等移轉機率矩陣調整成有條件評等移轉機率矩陣。為使各等級的橫向轉換機率和為 1，再採取常態化過程 (註[2])。

臺灣大學學術期刊資料庫

註[2] 2000-2004 年投資組合法下考量總體經濟條件之信用評等移轉矩陣資料，可向作者索取。

表 13 2000 年系統風險敏感係數

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	D
1	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_9
	-0.04	0.678	-0.291	-0.291	-0.291	-0.291	-0.291	-0.291	-0.29	-0.29
2	β_1	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8
	-0.29	0.006	0.117	-0.291	-0.291	-0.291	-0.291	-0.291	-0.29	-0.29
3	β_2	β_1	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7
	-0.29	-0.29	0.025	0.0406	-0.032	-0.291	-0.291	-0.291	-0.29	-0.29
4	β_3	β_2	β_1	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6
	-0.29	-0.29	-0.291	-0.006	0.182	0.042	-0.291	-0.291	-0.29	-0.29
5	β_4	β_3	β_2	β_1	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
	-0.29	-0.29	-0.291	-0.075	-0.022	0.211	-0.052	-0.176	-0.06	-0.29
6	β_5	β_4	β_3	β_2	β_1	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4
	-0.29	-0.29	-0.291	-0.291	-0.09	0.028	-0.001	-0.117	-0.06	-0.1
7	β_6	β_5	β_4	β_3	β_2	β_1	α_0	α_1	α_2	α_3
	-0.29	-0.29	-0.291	-0.291	-0.291	-0.022	0.014	0.044	-0.04	0.268
8	β_7	β_6	β_5	β_4	β_3	β_2	β_1	α_0	α_1	α_2
	-0.29	-0.29	-0.291	-0.291	-0.291	0.058	-0.074	-0.008	0.129	0.019
9	β_8	β_7	β_6	β_5	β_4	β_3	β_2	β_1	α_0	α_1
	-0.29	-0.29	-0.291	-0.291	0.026	-0.092	-0.088	-0.137	0.016	0.095

表 14 2004 年未考慮總體變數之違約機率轉換矩陣

原始等級	一年後的等級									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0.942	1.973	0.582	0.5823	0.582	0.58	0.582	0.582	0.582	0.582
2	0.582	1.008	1.168	0.5823	0.582	0.58	0.582	0.582	0.582	0.582
3	0.582	0.582	1.036	1.0582	0.955	0.58	0.582	0.582	0.582	0.582
4	0.582	0.582	0.582	0.9918	1.261	1.06	0.582	0.582	0.582	0.582
5	0.582	0.582	0.582	0.893	0.968	1.302	0.925	0.747	0.91	0.582
6	0.582	0.582	0.582	0.5823	0.871	1.04	0.998	0.832	0.912	0.856
7	0.582	0.582	0.582	0.5823	0.582	0.96	1.019	1.063	0.938	1.384
8	0.582	0.582	0.582	0.5823	0.582	1.08	0.894	0.988	1.185	1.027
9	0.582	0.582	0.582	0.5823	1.037	0.86	0.874	0.803	1.024	1.136

臺灣大學學術期刊資料庫

三、 回顧測試

表 15 顯示在信用循環指標法下，考量總體經濟情況的投資等級移轉機率，在 2000 年及 2002 年產生偏誤，其餘都有 2%~12% 的改善；反觀投機等級於各年間都有偏誤發生，只有在 2003 年有 4% 的改善。而表 16 顯示，信用投資組合法下的移轉機率，每年的 MAD 比值都比 1 小，代表違約率估計值都大大地降低了偏誤。整體而言，違約率估計值降低了 55.44% 的誤差，而投資等級降低 74.62% 的誤差，投機等級也有 51.478% 的改善，顯示在信用投資組合法下，更貼近市場實際狀況。

表 15 考量總體條件移轉機率矩陣之回顧測試 (信用循環指標法)

年 度	2000	2001	2002	2003	2004	平均值
投資級 MAD 比值	1.56278	0.98894	1.3878	0.9144	0.8868	1.1481
投機級 MAD 比值	3.11089	1.44278	2.0505	1.0135	1.2287	1.7693
MAD 比值	2.26235	1.24952	1.71381	0.964	1.0596	1.4499

表 16 考量總體條件移轉機率矩陣之回顧測試 (信用投資組合法)

年 度	2000	2001	2002	2003	2004	平均值
投資級 MAD 比值	0.4997	0.34017	0.308575	0.15964	0.1112	0.28385
投機級 MAD 比值	0.401	0.43691	0.900154	0.44439	0.2436	0.48522
MAD 比值	0.4551	0.39571	0.599605	0.59961	0.1782	0.44564

四、 模型比較

(一) 違約機率趨勢

將信用評等移轉矩陣中，各等級落入 D (Default) 等級的機率視為違約機率。實際違約機率以及兩種方法所估計的違約機率趨勢圖，如圖 5-7 所示，圖中並特別標註各年度等級 9 落入違約的機率值。由圖 5 中，可以觀察到實際的違約機率以等級 9 跳到違約等級的機率最高，而其趨勢也起伏最大。其中，等級 8 從 2000 年開始，違約率平緩下降，一直到 2004 年表現出大幅度的攀升。除此之外，圖 5 中也可明顯看出，信用品質較好的公司 (等級 1-4)，落入違約級的機率也呈現接近 0% 的情況，且趨勢也相當平緩。

臺灣大學學術期刊資料庫

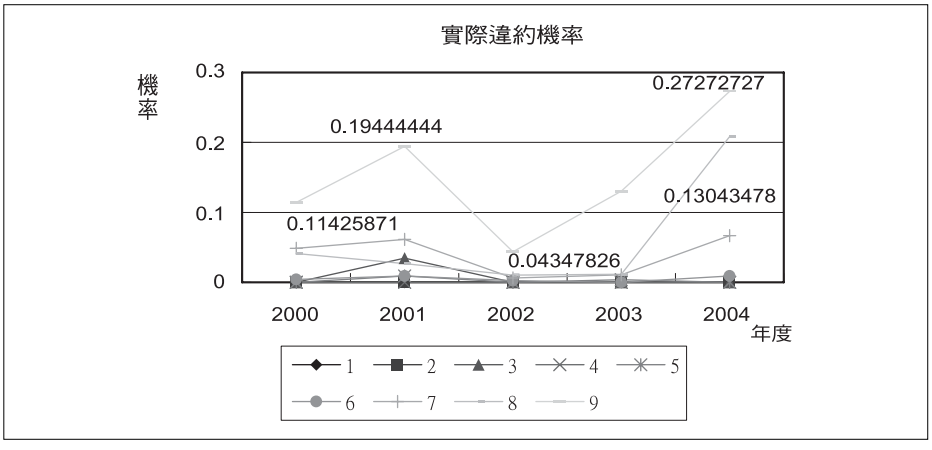


圖 5 各等級實際違約機率趨勢

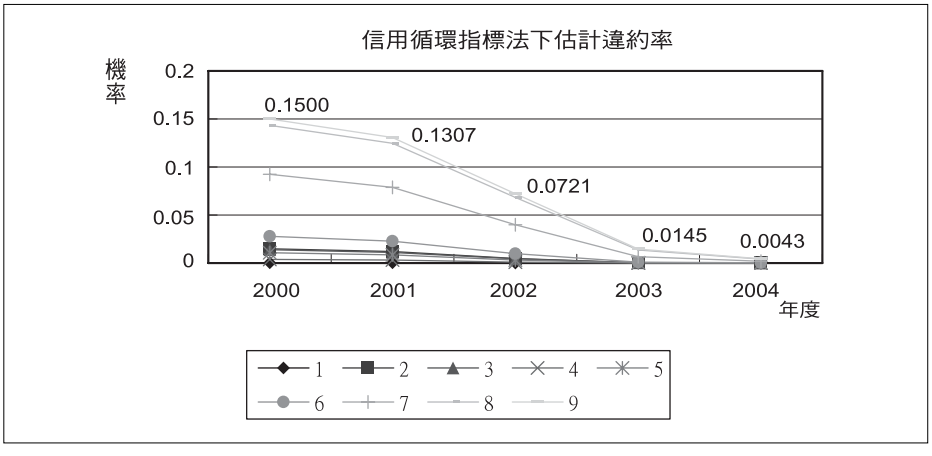


圖 6 信用循環指標法估計之違約機率趨勢

圖 6 為信用循環指標法下所估出的違約率，很明顯地，各個等級的違約率都呈現逐年下滑的趨勢，也與圖 5 的實際違約率走勢相差甚遠。而投資級違約率下降的趨勢雖不明顯，但是也都接近 0%；投機級違約率 (尤其是等級 9) 在 2001 年到 2003 年間，從 13.07%下降到 1.44%，差距相當大。圖 7 則為投資組合法下所估出的違約率，與實際違約機率 (圖 5) 相比較，大致符合變化趨勢，但由圖中標示的機率值觀察，在此方法下，各等級估計值仍高於實際值。

臺灣大學學術期刊資料庫

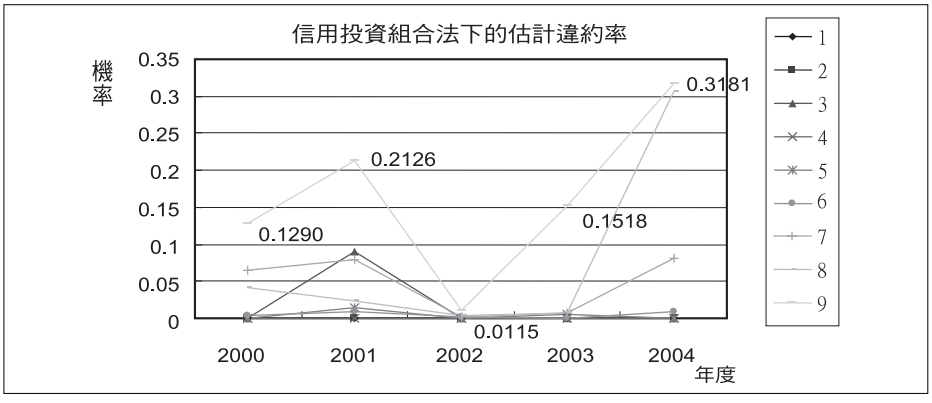


圖 7 信用投資組合法估計之違約機率趨勢

由上述圖 5、6、7 的比較可以發現，信用投資組合法雖然有些微高估實際違約率的情況，但整體而言，卻能捕捉到市場上違約機率波動的趨勢，而信用循環指標法下，各等級都一致呈現逐年下滑，究其原因係來自於違約機率的計算是透過信用循環指標Z值以及等級移轉的門檻值，共同代入公式設算而得；樣本期間所估計出來的 Z 值，由負值逐漸上升轉為正值，因此所對應的違約率也會隨之降低，亦造成與實際違約率產生較大的差異。

(二) 各等級違約率與景氣的連動性

將 2000 年至 2004 年的信用評等中，A、B、C 等級落入違約 (D 等級) 的機率，加上台灣實質 GDP 年增率的趨勢表及圖，整理如表 17-19 及圖 8-10 所示。

表 17 及圖 8 描述 A 等級於兩種研究方法下所估出的違約機率，以及實際違約機率的趨勢。在 2001 年間，GDP 年增率下滑時，實際違約機率與估計違約機率卻都減少，不過因投資級 (A 級) 公司違約的機會本就很低，所以尚能接受。2000 年及 2002 至 2004 年間，圖 8 中顯示 GDP 年增率為正，屬景氣擴張期，違約機率應下降，很明顯地，兩種方法所估出的違約機率及實際違約機率都較低，且趨近 0%，所以兩種方法在判斷投資級公司於景氣擴張期時，所估計出的違約率接近，而以信用循環指標法略佳。

表 17 A 等級違約機率與 GDP 年增率

A 等級	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年
實際違約機率	0.9259%	0.8621%	0.0000%	0.0000%	0.0000%
投資組合法違約機率	2.0847%	1.4995%	0.0000%	0.0000%	0.0000%
信用循環指標法違約機率	0.8261%	0.6571%	0.2536%	0.0233%	0.0043%
GDP 年增率	5.8200%	-2.2050%	3.9475%	3.2850%	5.7800%

臺灣大學學術期刊資料庫

表 18　B 等級違約機率與 GDP 年增率圖

B 等級	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年
實際違約機率	1.7566%	2.6362%	0.2846%	0.4791%	2.5225%
投資組合法違約機率	2.0970%	3.4850%	0.1091%	0.3437%	2.9355%
信用循環指標法違約機率	4.3645%	3.6677%	1.7639%	0.2686%	0.0686%
GDP 年增率	5.8200%	-2.2050%	3.9475%	3.2850%	5.7800%

表 19　C 等級違約機率與 GDP 年增率

C 等級	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年
實際違約機率	7.7691%	11.0556%	2.6947%	7.1031%	24.0530%
投資組合法違約機率	8.4636%	12.7722%	1.0407%	7.4915%	31.6576%
信循環指標法違約機率	14.6750%	12.7708%	7.0150%	1.3972%	0.4159%
GDP 年增率	5.8200%	-2.2050%	3.9475%	3.2850%	5.7800%

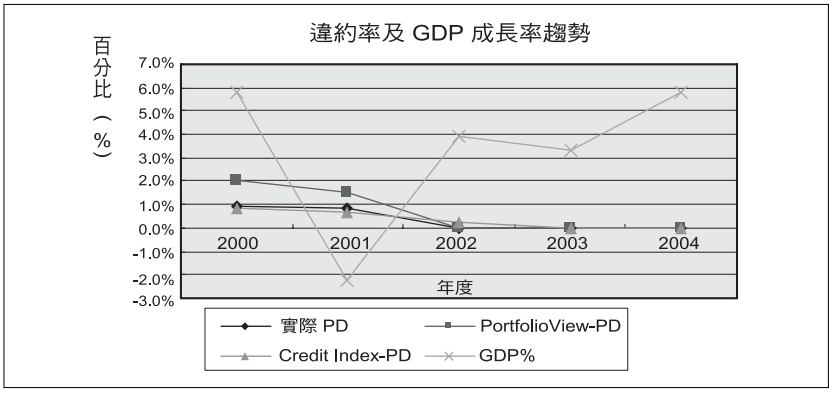


圖 8　A 等級違約機率與 GDP 年增率

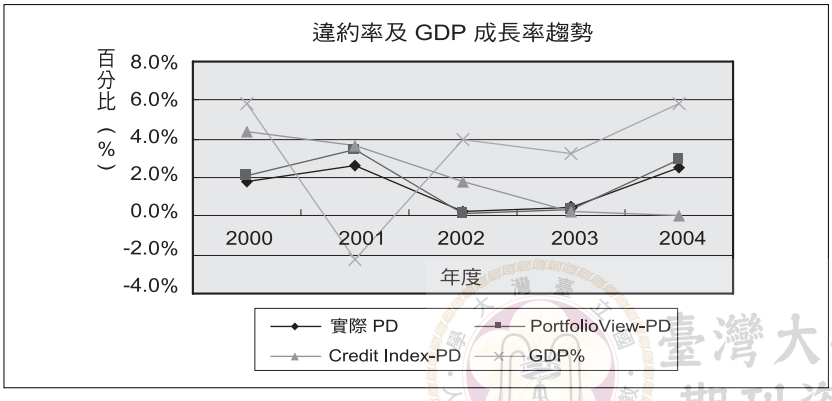


圖 9　B 等級違約機率與 GDP 年增率

臺灣大學學術期刊資料庫

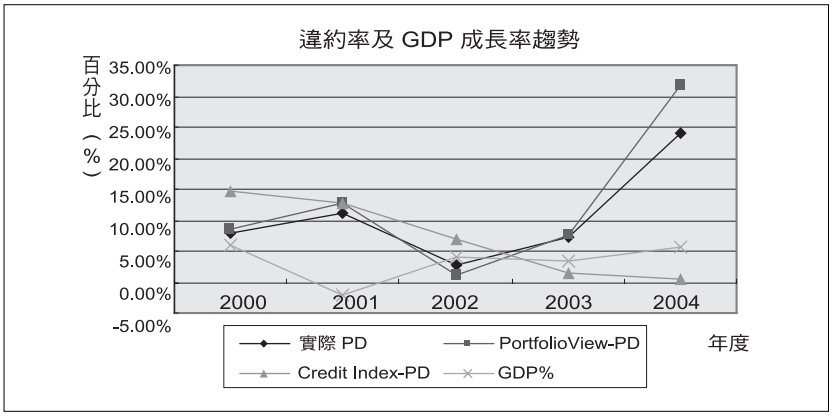


圖 10　C 等級違約機率與 GDP 年增率

表 18 及圖 9 顯示 B 等級估出的違約率以及實際違約率、GDP 年增率的趨勢。信用循環指標法估出的違約率，在 2000-2004 年間逐年遞減。而由信用投資組合法估出的違約率，與實際發生的違約率類似，先隨著 GDP 年增率的下降而攀高，再隨著 GDP 年增率的上升而減少。

GDP 年增率下滑時，投機等級之違約機率應增加，由表 19 及圖 10 中觀察，信用投資組合法符合此一趨勢，信用循環指標法則否。2003-2004 年間，GDP 年增率上升時，違約機率應減少，由圖觀之，信用循環指標法的違約機率隨景氣好轉而降低，信用投資組合法下違約機率卻增加地更高。另比較圖 9 及圖 10 可以發現，兩圖的違約率走勢相當一致，不同的是，圖 10 的違約率高出許多，而這也代表 C 等級的確比 B 等級更容易落入違約事件中。

伍、結論

本研究參考 Wilson (1997a, 1997b) 與 Kim (1999) 兩位學者之方法，藉由 TCRI 從 2000 年至 2004 年之歷史信用評等資料，推估信用評等移轉機率矩陣以及各等級之違約機率。選取六種與景氣有關的總體經濟變數，以退票率作為總體經濟指標變數，使用 AR (1)-GARCH (1,1) 建立總體經濟模型，或由 Seasonal ARMA 模型建立總體變數之時間列關係。進一步將退票率作為違約機率之解釋變數，再經不同的調整方式，對無條件信用評等移轉矩陣作機率的調整，形成有條件信用評等移轉矩陣，最後針對估計出之移轉矩陣與違約率作探討與比較。

研究結果發現：(1) 在 AR (1)-GARCH (1,1) 模型中，實質 GDP 成長率、消費者物價指數年增率及 M1B 年增率顯著影響指標變數。(2) 總體變數的 Seasonal ARMA 模型中，除新台幣兌美元匯率之外，其餘變數皆有季節性的影響，且達到高度的解釋

臺灣大學學術期刊資料庫

能力。(3) 樣本期間內，信用循環指標法下所估出的違約率逐年下滑，與實際違約率相差較大。投資組合法下所估出的違約率，與實際違約機率相比較大致符合，但估計值仍高於實際值。(4) 違約率與景氣連動性方面：對投資級公司，GDP 年增率上升時，兩種方法所估出的違約機率及實際違約機率都下降，所以兩種方法在景氣擴張期時，所估計出的違約率相當接近。對投機級公司，GDP 年增率下滑時，信用投資組合法符合違約機率增加之預期，信用循環指標法則否。GDP 年增率上升時，信用循環指標法的違約機率隨景氣好轉而降低，信用投資組合法下違約機率卻更高。(5) 透過兩種方法可透過總體經濟變數之預測計算出條件式信用評等移轉矩陣之變化。

本研究對兩種信用風險模型之比較，涉及評等資料的完整、總體經濟變數的取捨、等級轉換常態分配的假設、以及參數估計的條件等等，都會影響比較的結果。由於台灣評等資料的不足，使本研究的實證期間不足以形成一個完整的景氣循環，此為本研究之重要限制。目前台灣各金融機構正期建立信用風險管理的制度，需要各種不同的模型架構與參考資訊，本研究的實證結果，可以對模型的選擇及建構的步驟，提供初步的考量依據。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

沈中華、張家華，2005，「產業違約率及景氣循環」，金融風險管理季刊，1 卷 4 期：頁 91-105。

吳靜怡，2003，商業銀行如何因應總體環境建立信用計量模型，中央大學財務金融所未出版之碩士論文。

孫丕垣，2000，企業信用風險與國家貨幣風險，東吳大學經濟學系未出版之碩士論文。

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 期：頁 78-85。

賴柏志，2002，「台灣地區信用循環指標的建立」，貨幣觀測與信用評等，33 期：頁 123-127。

賴柏志、白鎮維、張嘉娥，2002，「信用循環指標應用於信用風險修正之研究」，貨幣觀測與信用評等，34 期：頁 123-127。

Altman, E. I. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. ***Journal of Finance***, 23 (4): 589-609.

Beaver, W. H. 1966. Financial ratios as predictors of failure. ***Journal of Accounting Research***, 4 (3): 71-111.

Belkin, B., Suchower, S. J., & Forest, L. R. 1998a. The effect of systematic credit risk on loan portfolio value-at-risk and loan pricing. ***CreditMetrics Monitor***, (1st quarter)：17-28.

_____. 1998b. A one-parameter representation of credit risk and transition matrices. ***CreditMetrics Monitor***, (3rd quarter): 46-56.

Finger, C. C. 1999. Conditional approaches for credit metrics portfolio distributions. ***CreditMetrics Monitor***, (3rd quarter): 14-33.

Gupton, G. M., Finger, C. C., & Bhatia, M. 1997. ***CreditMetric —Technical document***. New York, NY：Morgan Guaranty Trust Company.

Kim, J. 1999. A way to condition the transition matrix on wind. ***CreditMetrics Monitor***, (1st quarter): 1-12.

Merton, R. 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. ***Journal of Finance***, 29: 449-470.

Nickell, P., William, P., & Varotto, S. 2000. Stability of rating transitions. ***Journal of Banking & Finance***, 24 (1/2): 203-227.

Ohlson, J. A. 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. ***Journal of Accounting Research***, 18 (1): 109-131.

臺灣大學學術期刊資料庫

Wilson, T. C. 1997a. Portfolio credit risk. ***Risk Magazine***, (10): 111-117.

_____. 1997b. Portfolio credit risk, Ⅱ. ***Risk Magazine***, (11): 56-61.

Zmijewski, M. E. 1984. Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. ***Journal of Accounting Research***, 22 (1): 59-82.

臺灣大學學術期刊資料庫