

### 三、文獻回顧

#### 3-1 信用風險模型的發展過程

傳統衡量企業信用風險的方式，多藉由財務變數進行統計運算，以瞭解公司財務體質的狀況，過去從單變量區別分析發展到多變量區別分析。Beaver(1996)為首篇使用單變量區別分析對於企業作財務預警的研究，自1954年至1964年間選取79對公司，依產業及資產規模為配對方式，以30項財務變數進行縱剖面及二分類檢定，研究結果發現，「現金流量／負債總額」的預測能力最佳，且其發生危機前五年的錯誤分類率在13%~24%之間；然而，單變量區別分析方法卻會因不同的財務比率，使得預測方向與能力，常有相當大的差異甚至互相矛盾，故而後續學者以多變量區別分析改善。

Altman (1968) 使用多變量區別分析，依破產法收集1963年至1965年之33家破產與33家非破產的製造公司為樣本，選出五項財務指標構成線性的區別模型，來區分正常及危機的企業，此即Z值(Z score)模型；研究結果發現，破產前一年之正確區別率為95%，破產前二年之正確區別率為72%，距離破產期間越長，預測能力越低，故僅適用於短期，且無法估算各公司發生危機的機率。之後，Altman, Haldeman and Narayana(1977)根據Z-score發展出ZATA模型，一方面解決了Z-score預測期間只有二年的缺點，另一方面也將研究對象集中在大規模的公司，使用的變數也增為七個，分別代表資產獲利能力、盈餘穩定程度、利息保障比率、累積獲利、流動性、自有資本比率與公司規模，亦將預測期拉長到五年，預測能力更為精確。

然而，因Z-score模型無法估算危機發生的機率，所以後續學者進一步以Logit及Probit模型建構危機預測模式。Ohlson(1980)以1970年至1976年為研究期間，隨機抽取105家破產公司和2,058家非破產公司為研究樣本，使用9項財務變數，以Logit模型建立財務預警模式，結果顯示Logit模式的預測能力較佳。Shumway(2001)則同時採用會計變數和市場變數，以Logit模型進行企業破產之預測，樣本為1962年至1992年的破產公司及從紐約證交所和美國證交所下市的公司。其中，會計變數包括營運資金占總資產比率、保留盈餘占總資產比率、總資產報酬率、市場權益占總負債比率、總資產週轉率、淨收入占總資產比率、總負債比率和流動比率等八項；市場變數包括相對市場規模、過去股價報酬和股價報酬標準差等三項。實證結果顯示，除了營運資金占總資產比率、保留盈餘占總資產比率、總資產週轉率和流動比率外，其他會計變數及市場變數皆對破產預測有強烈關係；因此，該研究認為同時運用會計和市場兩類變數可以提高對破產公司預測的精確性。

Zmijewski(1984)則指出選取樣本過程可能產生選擇基礎偏誤和樣本選擇偏誤，以

1972年至1978年間76家破產公司及3380家健全公司為研究樣本，使用Probit模式建立公司財務預警模型，研究結果發現應以調整程序來降低選擇基礎偏誤，以雙變量Probit模型代替單變量Probit模型來降低樣本選擇偏誤。

如前所述，傳統的分析模型著重帳面會計資訊作為分析變數，輔以具經驗且獨立判斷的專家意見，來評估企業的信用品質與違約風險。然而，在分析過程中，不管是統計變數的選取或專家意見，較容易受到主觀意識或人為操縱的左右。所以，專家學者或是業界先進們，不斷的在尋求將風險量化的方法，共同努力發展兼顧科學化與客觀化的信用風險模型。目前信用風險評價模型的發展主要分成兩大枝葉：一是結構法（Structural models），又稱公司價值（firm value）模型；另一類則是縮減法（Reduced-form models）。這兩類方法的差異在於，結構法著重個別公司的資訊，認為等級移轉或違約發生的緣由來自公司價值與負債之間的關係，譬如信用計量法與KMV模型即屬於結構法類型；反之，縮減法略過公司財務面的資訊，透過外生給定違約機率的隨機程序，來描述企業發生違約與等級移轉的信用事件，信用風險加成法(CreditRisk+)和信用投資組合法(Credit Portfolio View)則屬縮減法範疇。

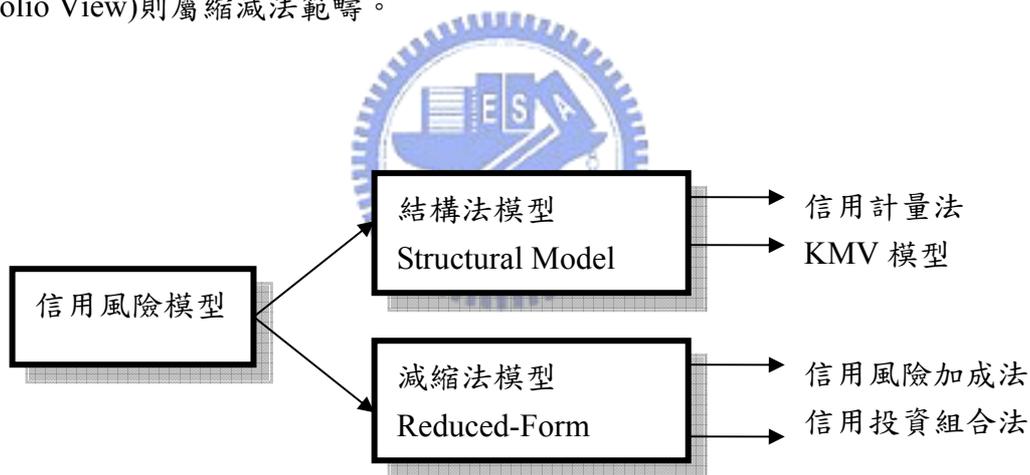


圖 7 信用風險模型分類

信用計量法是由摩根銀行（J.P.Morgan）於1997年所開發，利用投資組合中每一債權資產的暴險概況及其歷史信用等級變動情況，做成一轉換矩陣（transition matrix），以求算債權資產在某一特定期間，信用評等由某等級移轉至另一等級，導致資產價值產生變化的情形，並藉此建立債權資產的機率分配；最後，再結合個別資產價值分配以產生投資組合價值分配，考慮債權資產間的相關性。KMV公司所發展出來的信用風險模型，主要是基於Merton（1974）評價公司價值的選擇權模型，預測個別公司的違約機率，稱之為預期違約率（expected default frequency,  $EDF^{TM}$ ）；該模型利用資產市值作為違約點的臨界值，其目的在於利用公司的財務報表與股價等相關資訊，計算違約間距（distance to default），推估可能發生的違約機率。

信用風險加成法 (CreditRisk+) 是由瑞士信貸銀行 (Credit Suisse First Boston; 簡稱為 CSFB) 於 1996 年所推出。主要是利用保險精算的方法, 推導出債券或放款組合的損失分配, 並據以算出授信損失準備; 該模型未對違約風險發生原因作任何假設, 係假定違約機率是一種連續隨機變數, 且可利用部門分析 (sector analysis) 衡量投資組合的集中風險, 並藉此結果評估分散投資的績效, 以降低系統性之信用風險。而 CreditRisk+ 未考慮到評等改變的信用風險, 且假設不同債務人的違約機率彼此獨立, 是其主要缺點。信用投資組合法 (CreditPortfolio View) 的基本理論是由麥肯錫顧問公司的財務長 Wilson 於 1997 年所發表, 此模型的最大特色在於, 認為違約事件、信用品質的變動與總體經濟有很大的關聯性, 並不像傳統信用風險模型多認為公司違約乃肇因於公司個別體質問題。實證結果顯示, 一家公司違約與等級移轉的機率會隨著經濟景氣的循環而隨之波動; 當經濟情況惡化, 公司發生違約的機率便會增加; 反之, 違約率應會下降, 因此, 信用循環與景氣循環是密切相關的。

### 3-2 總體經濟因素影響信用風險的相關文獻

信用風險模型的發展, 如前所述, 從傳統只考慮公司財務面的會計資訊, 漸漸地發展到納入外在因素的考量。其中, 總體經濟因素對於信用風險的衡量於近年來已有許多學者陸續提出相關研究, 茲將相關文獻探討如下。

#### 3-2-1 國外文獻

Wilson (1997a,b) 所提出的信用投資組合法 (CreditPortfolio View), 主要是利用三個以上的總體經濟變數, 建構出一個能代表總體環境的指標, 且每一個經濟變數皆為一時間序列 ARMA(p,q) 模型, 並利用該指標代入 Logit Model 估計違約機率, 再使用歷史違約率及估計違約率的比值建構一個平移因子; 接著, 利用平移因子與評等調降、調升機率的關係式, 估算評等移轉的風險敏感因子, 以此設算調整係數。最後, 便可以利用調整係數各自乘上相對應的歷史信用評等移轉機率, 藉此調整成考量總體經濟情況下的有條件信用評等移轉矩陣。其數學式表示如下:

<總體經濟預測模型及違約率的估計>

$$X_{i,t} = k_{i,0} + k_{i,1}X_{i,t-1} + k_{i,2}X_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_i)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + \dots + \beta_m X_{m,t} + v_t, i = 1, 2, \dots, m, v_t \sim N(0, \sigma)$$

$$p^*_t = \frac{1}{1 + e^{-y}} = f(y), f' < 0$$

其中， $X_{i,t}, X_{i,t-1}, X_{i,t-2}$ ：總體經濟變數Xi在期的值。

$k_i = (k_{i,0}, k_{i,1}, k_{i,2})$ ：總體經濟變數 Xi 在 t 期、t-1 期、t-2 期的估計係數。

$\varepsilon_{i,t}$ ：經濟變數時間序列模型的誤差項。  $v_t$ ：總體經濟預測模型的殘差項。

$y_t$ ：第t期總體經濟環境指標。

$\beta_{i,t}$ ：待估參數。

$p_t^*$ ：第t期的違約機率估計值。

<建構平移因子>

$$\overline{PD} = \frac{P_t^*}{P_t}$$

其中， $p^*$ ：由公式所估計出來的有條件違約機率。

$P$ ：利用外部評等資料計算而得的無條件違約機率。

若  $\overline{PD} > 1$ ：表示應使用向右平移因子調升無條件違約機率值。

$\overline{PD} < 1$ ：表示應使用向左平移因子調降無條件違約機率值。

<矩陣調整程序>

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

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

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

$$P_{CD}^* = R * P_{CD}$$

$D_t(U_t)$ ：代表第 t 期升（降）級機率。

$\overline{D}(\overline{U})$ ：代表歷史平均升(降)級機率。

$\alpha_i, \beta_i$ ：平移因子與升（降）級比值的關係係數。

$\lambda_{i,t}$ ：第 t 期調升(降)i 級的系統風險敏感性參數，令  $\alpha_i = \beta_i = \lambda_{i,t}$ ，代表調升與調降 i 級的系統性風險相同。

$P_{CD}^*$  :有條件信用轉換矩陣中，評等 C 級轉換成違約的機率。

$R$  :調整係數。

$P_{CD}$  :無條件信用轉換矩陣中，評等 C 級轉換成違約的機率。

欲計算多年期信用轉換矩陣，可依上列方法分別求得第 t 期( $M_t$ )、第 t+1 期( $M_{t+1}$ )...等轉換矩陣後，再根據馬可夫轉換原理，求算第 t 期至第 t+n 期的條件轉換矩陣：

$$M_{t,t+n} = M_t * M_{t+1} * \dots * M_{t+n} = \prod_{j=0}^n M_{t+j}$$

Gupton, Finger, and Bhatim (1997) 利用 Merton(1974)選擇權評價模型估計出一公司的資產價值，並將公司的資產價值視為連續信用改變指標的一個標的物，其可反映出一公司信用評等的變化；利用 Merton (1974) 選擇權評價模式計算出的公司資產價值可符合某一分配，則在給定一違約機率的門檻值下，即可計算出可能發生的違約機率。Belkin and Suchower (1998a) 利用 Gupton, Finger and Bhatia (1997) 的概念，發展出計算公司評等改變機率的公式，其目的在於評估系統性信用風險 (Systematic credit risk) 對投資組合風險值的影響。數學式如下：

$$U_i = \sqrt{\rho_i} Z + \sqrt{1 - \rho_i} \varepsilon_i$$

$U_i$ : 為一期 i 公司在風險分數標準化後的變化

$Z$ : 單位常態隨機變數 (衡量經濟因素對所有公司評等分數改變的影響)

$\rho_i$ : 為  $Z$  和  $\varepsilon_i$  的相關係數

$\varepsilon_i$ : 個別公司所面對的風險情況

$U_i$ 、 $Z$ 、 $\varepsilon_i$  皆服從獨立且相同的標準常態分配  $N(0,1)$

$U$  為一期 i 公司在風險分數標準化後的變化，其受到整體經濟環境因素的影響，即  $Z$ -risk ( $Z$  的風險)，也就是不可利用多角化分散的風險，以及  $\varepsilon_i$ -risk ( $\varepsilon_i$  的風險)，亦即可用多角化分散的風險，為個別公司所面對，也為計算一期評等改變機率的準則。為簡化分析，則假設每一公司面對相同的投資組合時，都具有相同的  $Z$  風險，所以將  $\rho_i$  代替為  $\rho$  且所有投資人都相同，故上式變為：

$$U_i = \sqrt{\rho} Z + \sqrt{1 - \rho} \varepsilon_i$$

經移項整理，即可計算一期評等改變的機率，其中  $\text{prob}$  為標準常態機率分配函數。

$$\text{prob}\left(\varepsilon_i < \frac{U_i - \sqrt{\rho}Z}{\sqrt{1-\rho}}\right)$$

接著，Belkin and Suchower (1998b)將先前的文章(1998a)作修正，將公司價值變動的因素分成兩部份，個別公司單獨面對的風險與所有公司共同面對的風險，若以數學式表示則為：

$$X = \sqrt{1-\rho}Y + \sqrt{\rho}Z$$

$X$ :公司的資產價值

$\rho$ :為 $X$ 和 $Z$ 的相關係數

$Y$ : 個別風險因素 (idiosyncratic risk)，為公司個別面對風險

$Z$ : 系統性風險因素 (systematic risk)，為所有公司共同面對

$Z$ 、 $X$ 、 $Y$  皆服從獨立且相同的標準常態分配 $N(0,1)$ 。

圖8可以用來表示系統風險對公司價值之影響。假設公司股票報酬為常態分配，因此圖中的 $N_0$ 與 $N_1$ 皆代表公司價值的可能變化機率，該研究假定存在一個中立的公司價值機率函數，如 $N_0$ ，而當系統風險對公司價值無任何影響時，其機率分配的 $Z$ 值為0。 $N_0$ 與 $N_1$ 機率函數之間的水平距離 $\sqrt{\rho}Z$ ，代表系統風險對公司價值變動的影響。

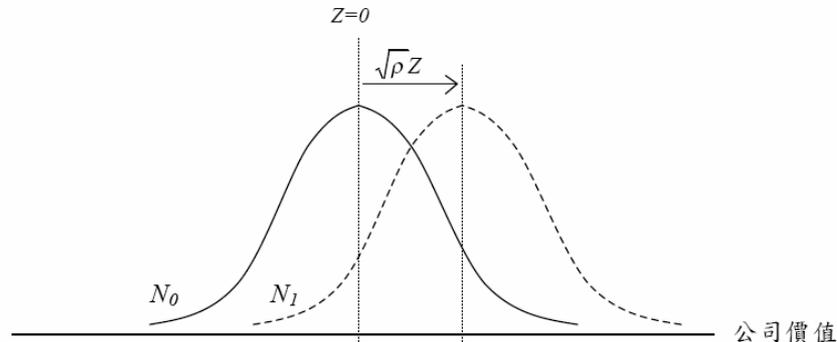


圖 8 系統風險對公司價值影響圖

Finger (April 1999)則假設最單純可能的信用投資組合 (simplest possible credit portfolio) 支出均等，且均面臨一個可能的違約機率，並建立條件方法 (conditional approach) 計算可能的違約率。數學式表示如下：

$$Z_i = wZ + \sqrt{1-w^2}\varepsilon_i$$

$Z_i$ :第 $i$ 公司資產價值 (標準化後) 的變動

$Z$ :一般市場指數的報酬(標準化後)

$w$ :每一公司的市場權數

$\varepsilon_i$ :為個別公司面對的特質 (idiosyncratic) 因素

$Z$  與  $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$  皆服從獨立且相同的標準常態分配 $N(0,1)$ 。

若  $Z_i < \alpha$  (違約門檻值, default threshold) 則表示違約事件發生, 並以  $\varepsilon_i$  作為計算違約機率的準則, 則可得條件的違約機率:

$$p(Z) = \Phi\left(\varepsilon_i < \frac{\alpha - wZ}{\sqrt{1-w^2}}\right)$$

Jongwoo Kim (1999)集前述學者研究之大成, 運用總體經濟與財務變數去建立信用循環指標 ( $Z$  值) 來表示整體經濟環境情況, 並且使用所建立的信用循環指標 ( $Z$  值) 估算公司企業的違約機率。

$$Z_t = \frac{\Phi^{-1}(SDP_t) - \mu_{\Phi^{-1}(SDP_t)}}{\sigma_{\Phi^{-1}(SDP_t)}}$$

$Z_t$ : t 期信用循環指標

$\Phi^{-1}()$ : 累積常態密度反函數。

$\Phi^{-1}(SDP_t)$ : t 期投機等級公司違約機率的累積常態密度反函數。

$SDP_t$ : t 期投機等級公司的違約機率。

$\mu$ : 平均數

$\sigma$ : 標準差



並將 Belkin, Forest, and Suchower (1998b) 研究公式改寫, Kim(1999)認為信用循環指標  $Z$  值與 t 期公司資產價值  $Y$  有著下列關係:

$$Y_t = \gamma Z_t + \sqrt{1-\gamma^2} \varepsilon_t$$

$Y_t$ : t 期公司的資產價值, 為評等轉換指標。

$\gamma$ :  $Y$  與  $Z$  之相關係數。

$Z_t$ : t 期信用循環指標。

$\varepsilon_t$ : 誤差項。

$Y_t$ 、 $Z_t$ 、 $\varepsilon_t$  皆服從獨立且相同的標準常態分配  $N(0,1)$ 。

該研究的基本理論認為, 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  $\varepsilon_t$  表示) 的影響, 並以個別企業風險  $\varepsilon_t$  作為計算公司可能發生違約機率的基準。條件違約機率公式為:

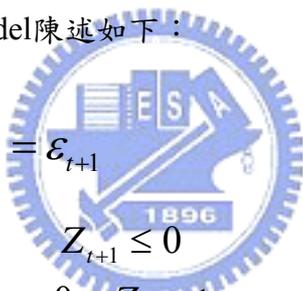
$$\text{prob}\left(\varepsilon_i < \frac{Y_t - \gamma Z_t}{\sqrt{1-\gamma^2}}\right)$$

其中 $\text{prob}(\cdot)$ 為標準常態機率分配函數。進一步地可以計算出一公司原先等級為 $G$ ，未來一年內等級轉為 $g$ 的機率為：

$$P_t(G, g) = \Phi(\bar{Y}_{g+1}^G) - \Phi(\bar{Y}_g^G) = \Phi\left(\frac{-G}{y_{g+1} - \hat{\gamma}Z}\right) - \Phi\left(\frac{-G}{y_g - \hat{\gamma}Z}\right)$$

模擬 $\gamma$ 值的結果發現，投資級評等的相關係數為0.0537，而投機級評等的相關係數則高達0.3384。 $\gamma$ 值較高表示信用風險受總體經濟環境的影響較大，故此結果亦顯示信用評等越差的公司受經濟景氣的影響越大。

爾後，Nickell (2000)利用Order probit model分析在不同國家、產業、景氣循環情況下，信用移轉機率的改變，並探討違約機率的波動性及移轉矩陣的穩定度。研究結果之重要發現為，不同的景氣狀況下，主要是影響移轉機率的波動度，而非移轉機率的大小；當景氣處於繁榮期時，移轉機率的波動度小，當景氣處於蕭條期時，移轉機率的波動度大。而在其他情況不變下，不同的國家、不同的產業，其評等移轉機率的波動程度亦有所不同。茲將Order probit model陳述如下：



$$Z_{t+1} + \beta_j X_{j,t} = \varepsilon_{t+1}$$

$$Y_{t+1} = 0 \quad \text{if} \quad Z_{t+1} \leq 0$$

$$Y_{t+1} = 1 \quad \text{if} \quad 0 < Z_{t+1} \leq \mu_1,$$

$$Y_{t+1} = 2 \quad \text{if} \quad \mu_1 < Z_{t+1} \leq \mu_2,$$

.

.

$$Y_{t+1} = N \quad \text{if} \quad \mu_{N-1} < Z_{t+1}$$

$X_{j,t}$ ：在第 $t$ 期， $J$ 個構面的債務人特徵，包括地區、國家、經濟情況。 $J=1..j$ 。

$Z_{t+1}$ ：在第 $t+1$ 期的特徵變數。

$Y_{t+1}$ ：代表信用等級狀況， $t+1=1,2,\dots,N$ 。 $N$ 代表違約

$\beta_j$ ：待估計的參數

$\mu_i$ ：未知的參數，是一個連續的區間

由於  $X_{j,t}$ ,  $\varepsilon_{t+1}$  是標準常態分配( $N\sim(0,1)$ )，因此Y的機率可以寫成：

$$\begin{aligned} \text{prob}\{Y_{t+1} = 0\} &= \Phi(\beta'X_t), \\ \text{prob}\{Y_{t+1} = 1\} &= \Phi(\mu_1 + \beta'X_t) - \Phi(\beta'X_t), \\ \text{prob}\{Y_{t+1} = 2\} &= \Phi(\mu_2 + \beta'X_t) - \Phi(\mu_1 + \beta'X_t), \\ &\vdots \\ &\vdots \\ &\vdots \\ \text{prob}\{Y_{t+1} = N\} &= 1 - \Phi(\mu_{N-1} + \beta'X_t) \end{aligned}$$

$\Phi(\cdot)$ :標準常態累積機率函數

該研究為了獲得正的機率，模型設計必須限制  $0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{N-1}$ ，且假設X變數間（不同國家、產業、景氣）在橫斷面(cross-sectionally)以及縱斷面(time-series)都互相獨立。



### 3-2-2 國內文獻

國內相較於國外而言，對於信用風險管理的研究，起步較晚，然而近幾年來，國內學者亦在此領域有諸多相關研究且持續發展當中，因此台灣在信用風險管理方面的發展空間，仍須靠學術界或業界多費心力，共同研發出適合於國內金融環境使用的信用風險模型，以期研發成就能與國際的腳步接軌。茲將國內相關研究說明如下：

孫丕垣（民89）基於Kim(1999)及Belkin-Forest-Suchower（1998）兩篇研究，以台灣資料進行實證分析，探討8個經濟變數指標與退票比率之關係，並擷取顯著且具有解釋能力的股價指數年增率、新台幣兌美元匯率與實質有效匯率指數，預測未來退票比率之轉換值。進而，將退票比率轉換值做標準化，視為信用循環指標，用來表示每期經濟景氣情況。此研究選取102家上市上櫃公司為樣本，以選擇權評價模式估計公司每期的資產價值，結合信用循環指標、公司資產價值，透過計算公司財務危機機率的方法，計算出102家上市上櫃公司每期的財務危機機率，以提供社會大眾、國內信用評等機構、受評公司及金融主管當局做參考之用。

賴柏志（民91）以台灣為例，從12個總體經濟變數中，將與TCRI投機級公司倒帳機率相關係數大於0.3的變數納入迴歸分析，包括了經濟成長率、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。引用Kim（1999）的方法，取TCRI 投機級公司出現倒帳的機率，與總體變數進行簡單的迴歸分析，建立一個信用循環指標，並依據總體經濟情況好壞，構建出總體經濟條件下的轉換矩陣，來修正企業信用風險。資料期間為1996年第一季至2001年第三季。其結果顯示，信用循環指標與TCRI倒帳機率呈現反向的關係，亦即經濟情況良好時，信用循環指標是為正值，此時的TCRI倒帳機率則處於相對低點。

賴柏志、白鎮維和張嘉娥（民91）延續賴柏志（民91）的研究，依Belkin-Forest-Suchower（1998）的作法，進行修正轉換矩陣的步驟。由於財務體質較差的公司受到總體經濟的影響比財務健全的公司還大，因此，該研究將TCRI的1-9等級，簡化區分為二塊，第1至4級為營運較好的公司，與總體經濟的相關係數設為0.05；第5至9級則是營運較差的公司，與經濟景氣的連動度較大，相關係數設為0.33。將調整後的結果與無限制條件的評等轉換矩陣相比較發現，當景氣差時，考慮總體經濟條件的轉換矩陣，出現評等降級的機率值是上升的，且信評越差，調降機率增加的速度愈快。回顧測試結果顯示，考慮總體經濟環境的評等轉換矩陣，相對於無限制條件的歷史評等轉換矩陣，平均能降低5%的誤差值，清楚顯示有條件信用評等移轉矩陣更貼近真實狀況，能反應市場的瞬息變化。

吳靜怡（民92）亦承襲Kim(1999)的作法建構信用循環指標，並透過Belkin-Forest-Suchower（1998）的方法進行評等指標的轉換，計算違約機率，形成條件信用評等轉換矩陣，同時以修正後的信用計量模型作為無條件信用評等轉換矩陣，兩者再和外部評等機構所建置的實際歷史信用評等轉換矩陣作比較。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有較低的連動性；而投機級公司則與大環境的變化較為密切。以考慮總體因素的Credit VaR與實際矩陣的Credit VaR之誤差百分比來看，考慮總體因素的機率矩陣比未調整的機率矩陣能更精確估算信用風險值。

蔡鏡銘(民92)除了納入總體經濟因素，還加上了公司經營績效以及公司價值進行違約機率的估計，並對不同產業對實證分析。總體經濟因子係根據Belkin-Forest-Suchower（1998）的作法估計信用循環指標Z，而公司經營績效是以資產報酬率（ROA）作為替代變數，並用年底的股票價值作為公司價值的替代變數。接著，利用OLS估出三個因子的臨界值再代入KMV模型模擬出違約門檻值。研究結果發現，電子業的違約機率受到經營績效的影響最大，其次是化工、紡織及營建業，而受到總體經濟影響最大的是營建業，其次為機電、電子、紡織業。

沈中華，張家華（民94）則是運用Wilson(1997) 的信用投資組合法，使用台灣1995年至2001年的總體經濟變數模擬總體模型，進而估計違約率，並與1996年至2001年國內法人授信戶的實際違約率作比較。實證結果顯示，景氣對策信號與實際違約率呈現同向變動，工業生業指數、台股指數與實際違約率呈反向變動，此一發現可作為銀行間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，但其波動度高於實際違約率。

基於國內文獻回顧的結果發現，將總體經濟因素納入信用風險模型的研究，多採用Belkin-Forest-Suchower（1998）及Kim(1999)的信用循環指標法模型，較少學者針對Wilson(1997a,b)的信用投資組合模型，使用台灣經濟資料進行實證分析。故本研究兼採兩模型方法，除了探討總體環境的變動對於企業信用評等等級之移轉機率的影響外，繼而觀察在不同景氣情況下，各等級違約率的波動趨勢及其與實質GDP年增率之間的連動性，冀能藉由兩模型的實證結果，比較模型的預測能力。茲將研究方法於第四章中詳細說明。

