

第四章、研究設計

首先，本章將於第一節先闡明使用追蹤資料（panel data）進行研究的原因，並比較其中的固定效果模型（fixed-effect model）和隨機效果模型（random-effect model）之異同及取捨方法。接著，第二節將說明建立本研究的實證模型並說明實證資料之來源。最後，第三節將描述本實證模型所使用之實證變數假設。

第一節、研究方法說明

如前所述，本研究的主要目的在於藉由財政部所規定的法定揭曉事項及各銀行公佈的個別銀行特徵資料，¹⁸來探討影響國內各銀行信用卡逾放比率的決定性因素。以目前國內絕大部分的發卡銀行為樣本，包括國內銀行、國外銀行及信用合作社，並且採用 2004 年 7 月至 2005 年 10 月的時間序列月資料，因此採追蹤資料進行分析應較為妥當，並更深入地探討其下的固定效果模型和隨機效果模型。

一、追蹤資料的使用

近年來 panel data 的計量方法普遍應用於各種資料處理上。追蹤資料是指針對某一特定調查對象組群，鎖定這些組群持續一段時間所得到的各種資料。由於是時間序列資料（time-series data）和橫斷面資料（cross-section data）的合併使用，因此不但擁有橫斷面資料可以表達不同樣本間特性的優點，同時也保有時間序列的動態性質。與橫斷面資料之不同之處在於，

¹⁸ 財政部台財融(四)字第 0934000434 號函規定，為利社會大眾對本行信用卡重要業務及財務狀況獲得即時資訊，自 2004 年 7 月起，於每月 15 日前將信用卡前一個月底應揭露項目，揭露於本行網站上。

橫斷面資料來自於個體資料，普遍用來解釋不同個體之間的行為變化模式，而追蹤資料不但可以觀察到變數間原來無法觀察到的動態變化，更得使用固定效果模型來分析觀察個體的固定效果，瞭解個體的特性，藉此降低參數估計上的偏誤，因此準確性較橫斷面資料為佳。若想要分析某觀察群體長期性的決定因素，使用追蹤資料較能分析出正確且嚴謹的結果。

在決定實證方法時，Hsiao (1986) 認為追蹤資料與橫斷面資料或時間序列資料相較之下，除了提供更多的樣本數，改進估計參數時的效率外，尚可歸納出下列優點：

1. 降低估計上的偏誤

如果在設定模型時，忽略了某一顯著變數，而這些被忽略的變數剛好與模型中的自變數相關，則使用普通最小平方法 (OLS) 的估計將會產生參數偏誤的情形。由於橫斷面資料普遍只有量化資料，而缺乏質化資料 (qualitative data)，在此情形下，模型可能因為未包含這些質化資料不完整而產生偏誤。但若改用追蹤資料中的固定效果模型進行估計，則利用虛擬變數 (dummy variable) 來代表一些難以獲得的質化變數，使得模型在估計時，因而得以避免因模型不完整而產生的估計偏誤問題。

2. 減少共線性的問題

大多數時間序列資料由於資料本身期間太短及現有資訊無法滿足模型設定，因此存在著缺乏自由度及高度共線性 (multicollinearity) 的問題。此時，若使用包含有橫斷面及縱斷面性質的追蹤資料，除了不同觀察個體間的特質差異會比使用單一觀察個體的時間序列資料來得大之外，同時也能提供比較多的樣本數滿足模型的資訊及自由度外，因此會減少共線性的情形產生。

3. 提供更完整的訊息

一般而言，橫斷面資料所估計的參數比較能夠解釋不同觀察個體間（inter-individual）的差異，而時間序列資料比較能夠解釋觀察個體本身（intra-individual）的動態變化。追蹤資料由於包含橫斷面資料與縱斷面資料的優點，因而得以涵蓋更完整的訊息，並降低估計參數時的誤差以及模型設定的錯誤。

由於追蹤資料擁有上述眾多的優點，因此本研究決定採用其資料型態來進行影響銀行信用卡逾放比之因素探討，希望藉此資料較為嚴謹的特性，得到較佳的估計結果。但追蹤資料又可分為固定效果模型及隨機效果模型，每種模型適合的資料型態也不相同，因此接下來將對兩種模型分別作一簡單的陳述及探討，並說明擇定模型的方法及理由。

二、固定效果模型

固定效果模型又稱為最小平方虛擬變數模型（Least Square Dummy Variable Model；LSDV）或是共變異數模型（Covariance Model）。其模型特點除了可同時考慮橫斷面及時間序列並存的資料之外，並允許觀察個體之間存在著差異性。橫斷面與時間序列資料皆會使模型的截距項發生變動，而斜率項仍維持不變，即模型的截距項在群組間及在時間經過下皆會有變動。讓我們考慮一個迴歸式：

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^k \beta_k X_{kit} + e_{it} \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (1)$$

其中，下標的*i*代表第*i*個觀察個體，*t*代表第*t*期的觀察時間，*Y*為應變數，*X*為自變數，*e*為隨機殘差項， β_{1i} 為截距項變數，稱為個別效果，不隨著時間而變動，而固定效果模型即是將 β_{1i} 視為一特定常數，不同之觀察個體即有不同的特定常數， β_k 為斜率項變數，代表 $(K-1) \times 1$ 行向量。在由於在固定效果模型中，認為不同觀察單位間之差異的個別效果也不同，因此 β_{1i} 為未知的常數。若將 Y_i 及 X_i 分別為 $T \times 1$ 及 $T \times (K-1)$ 矩陣，且 j_T 亦為 $T \times 1$

向量，其中每個元素皆為 1。則模型可改寫為：

$$y_i = j_T \beta_{1i} + X_i \beta + e_i, \quad (2)$$

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, X_{si} = \begin{bmatrix} X_{2i1} & X_{3i1} & \cdots & X_{Ki1} \\ X_{2i2} & X_{3i2} & \cdots & X_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{2iT} & X_{3iT} & \cdots & X_{KiT} \end{bmatrix}, e_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad (3)$$

另外，若將 LSDV 模型加以擴充，則可以將時間效果納入模型之中。

若將 (1) 式改為

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1i} + \beta_t + \sum_{k=2}^k \beta_k X_{kit} + e_{it} \quad (4)$$

其中， β_0 是截距項， β_t 代表第 t 期虛擬變數的係數。利用 (4) 式可以得到

$$Y_{it}^* = \sum_{k=2}^K \beta_k X_{kit}^* + e_{it}^* \quad (5)$$

若要估計係數 β ，運用普通最小平方法估計 (5) 式即可得到。

最後，關於模型是否存在固定效果之問題，可用 F 統計量來檢定。

令虛無假設 $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1N}$

對立假設 H_1 : 各項不全相等

$$F_{N-1, NT-K-N+1} = \frac{(ESS_1 - ESS_2)/(N-1)}{ESS_2/(NT-K-N+1)} \quad (6)$$

其中， ESS_1 、 ESS_2 分別為只考慮個體效果之簡單組合模型與固定效果模型誤差平方和。當 F 統計量大於其對應的臨界值時將拒絕虛無假設，表示有固定效果的存在。

最後，值得注意的是，固定效果模型的使用將產生一些附帶問題，例

如自由度的消耗以及並未明確指出造成迴歸估計式平移之原因。

三、隨機效果模型

另一種分析個別效果的方法為隨機效果模型，又稱為誤差成分模型（error component model）。之前由於對模型的認知不足，且懷疑有重要變數遺漏，因此特在模型中加入虛擬變數而成為固定效果模型。但當使用另一種方法分析，同樣從誤差項著手，卻假設未觀察到的個體效果和時間效果與其他自變數無關時，個體間的固定差異將隨不同個體而呈現隨機分布的型態者，即為隨機效果模型，其迴歸式可表示為：

$$Y_{it} = \sum_{k=2}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i=2, \dots, N, t=2, \dots, T \quad (7)$$

其中， $\varepsilon_{it} = \beta_1 + \mu_i + \lambda_t + e_{it}$ ，並假設 $E(\mu_i)=0$ 、 $E(\lambda_t)=0$ 、 $E(\mu_i^2)=0$ 、 $E(\lambda_t^2)=\sigma_\lambda^2$ 、 $E(\mu_i\mu_j)=0 \quad i \neq j$ 、 $E(\lambda_i\lambda_j)=0 \quad i \neq j$ 。與固定效果模型相比較，較相似的地方在於 μ_i 以及 λ_t 分別代表了個體效果和時間效果。至於相異處則是隨機效果模型假設 μ_i 和 λ_t 為隨機變數，可視為 N 個個體和 T 個期間是由一龐大母體所抽出的隨機樣本。假設我們只考慮個體效果，於是對於 i 觀察個體可將模型改寫為：

$$y_i = X_i\beta + \mu_i j_T + e_i, \quad (8)$$

其中， $\beta=(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ ， X_i 維度為 $T \times K$ ，含常數項。若考慮 N 個個體，時間長度為 T 之下，完整的模型應該表示為：

$$y = X\beta + \mu \otimes j_T + e, \quad (9)$$

其中， $y'=(y'_1, y'_2, \dots, y'_N)$ ， $X'=(X'_1, X'_2, \dots, X'_N)$ ， $\mu=(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)'$ ， $e'=(e'_1, e'_2, \dots, e'_N)$ 。此外，隨機效果模型的估計，採一般化最小平方法（generalized least-squares, GLS）的估計方式。為了簡化起見，此處只考慮個體效果，

並令 $w_{it}=e_{it}+\mu_{it}$ ，於是可以得到 $E(w_{it}^2)=\sigma_e^2+\sigma_\mu^2$ ， $E(w_{it}w_{is})=\sigma_\mu^2$ ， $t \neq s$ 。對於 i 個體而言，令 $\Omega=E[(w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT})(w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT})']$ ，即：

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \cdots & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2 & \cdots & \sigma_\mu^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \cdots & \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} = \sigma_e^2 I_T + \sigma_\mu^2 i_T i_T' \quad (10)$$

其中， i 為 $T \times 1$ 之向量，所有的元素皆為 1。而由於任兩個體 i 、 j 間互為獨立不相關，因此，整個模型干擾項之共變異矩陣 (covariance matrix) 呈現如下之形式：

$$V = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Omega & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Omega \end{bmatrix} = \Omega \otimes I_N \quad (11)$$

經由 (10) 式，可以得到：

$$\Omega^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_e} \left[I - \frac{\theta}{T} i i' \right] \quad , \quad \text{且 } \theta = 1 - \frac{\sigma_e}{\sqrt{T\sigma_\mu^2 + \sigma_e^2}} \quad .$$

接著，為了進行 GLS 估計，我們將 (7) 式中所有自變數、應變數加以轉換並重新進行迴歸後，可得到以下結果：

$$\Omega^{-1/2} Y_i = \frac{1}{\sigma_e} \begin{bmatrix} Y_{i1} - \theta \bar{Y}_i \\ Y_{i2} - \theta \bar{Y}_i \\ \vdots \\ Y_{iT} - \theta \bar{Y}_i \end{bmatrix} \quad , \quad \text{且 } \Omega^{-1/2} X_{ki} = \frac{1}{\sigma_e} \begin{bmatrix} X_{ki1} - \theta \bar{X}_{ki} \\ X_{ki2} - \theta \bar{X}_{ki} \\ \vdots \\ X_{kiT} - \theta \bar{X}_{ki} \end{bmatrix}$$

由此並可得參數估計如下：

$$\hat{\beta} = \hat{F}^w b^w + (1 - \hat{F}^w) b^b \quad (12)$$

$$\text{其中， } \hat{F}^w = [S_{xx}^w + \lambda S_{xx}^b]^{-1} S_{xx}^w, \quad \lambda = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_e^2 + T\sigma_\mu^2} = (1-\theta)^2。$$

然而實際上 Ω 往往是無法事先得知的，需要先對 σ_e^2 和 σ_μ^2 進行估計，在針對模型的參數進行估計與檢定，這樣的過程便是合理一般化最小平方法（feasible generalized least squares, FGLS）。經由推導，對於 σ_e^2 可使用一不偏之估計式如下：

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{NT - N - K}, \quad (13)$$

其中， e_{it} 是經由估計固定效果模型之過程而產生。而後將（9）式加以變化如下：

$$\bar{Y}_i = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k \bar{X}_{ki} + \bar{e}_i + \mu_i, \quad (14)$$

由上式可得到

$$e_{**i} = \bar{Y}_i - \beta_1 - \sum_{k=2}^K \beta_k \bar{X}_{ki} = \bar{e}_i + \mu_i, \quad \text{Var}(e_{**i}^2) = \sigma_{**}^2 = \frac{\sigma_e^2}{T} + \sigma_\mu^2, \quad (15)$$

在對於（14）式的估計過程中，可以得到 $\text{Var}(e_{**i})$ 的不偏估計值 $\hat{\sigma}_{**}^2$ ，

因而可以得到 $\hat{\sigma}_\mu^2$ 的估計值，以（16）式來表示。

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \hat{\sigma}_{**}^2 - \frac{\hat{\sigma}_e^2}{T}, \quad (16)$$

如此一來，便可以回到 GLS 的程序，估計模型的參數。

至於隨機效果模型的檢定，除了可利用之前所敘述過的F統計量檢定外，另可採LM統計量檢定方法。¹⁹其檢定方式如下：

¹⁹ LM統計量檢定方法可參閱Breusch and Pagan (1980)。

令虛無假設 $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$

對立假設 $H_1 : \sigma_\mu^2 \neq 0$

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (17)$$

其中， e_{it} 為OLS模型的殘差值。當LM統計量大於其對應的臨界值時將拒絕虛無假設，表示有隨機效果的存在。

四、Hausman 檢定

由前所述可知，追蹤資料又可分為固定效果模型及隨機效果模型，因此如何選擇模型就必須採相當謹慎的態度。而固定效果模型和隨機效果模型的選擇標準，目前為止各方的看法迥異，最簡單的方法是以「樣本有無透過抽樣過程」來分辨，若樣本為母體或無透過抽樣過程，則採用固定效果模型較佳。至於計量方法上，則通常透過Hausman (1978) 的方法檢定。由於固定效果模型和隨機效果模型最大的差異，在於隨機效果模型中的 u_i 與解釋變數間是否具有相關性。若有，則固定效果模型之估計將具一致性和有效性，而隨機效果模型之估計將不具一致性，故應採用固定效果模型；若無，隨機效果模型之估計將具一致性和有效性，而固定效果模型之估計式將具一致性但不具有有效性，故應採用隨機效果模型。其檢定方式如下：

令虛無假設 $H_0 : E(u_i X_{it})=0$ ，即 u_i 與解釋變數間不具相關性；

對立假設 $H_A : E(u_i X_{it})\neq 0$ ，即 u_i 與解釋變數間具相關性。

Hausman 的檢定統計量可表示如第 (18) 式。

$$H = (b_{fix} - b_{ran})'(M_{fix} - M_{ran})^{-1}(b_{fix} - b_{ran}) \sim X^2(K) \quad (18)$$

第(18)式中， H 統計量呈 χ^2 分配， K 為其自由度。而 b_{fix} 與 b_{ran} 分為固定係數與隨機係數的參數估計值， M_{fix} 與 M_{ran} 分別為其共變異矩陣。當 $H < X^2(K)$ 時無法拒絕虛無假設，即兩模型之估計無差異，或 u_i 與解釋變數間不具相關性，則選擇隨機效果模型；反之，當 $H > X^2(K)$ 時拒絕虛無假設，即兩模型之估計有差異，或 u_i 與解釋變數間具相關性，則應選擇固定效果模型為佳。

第二節、實證模型設定及資料來源

一、實證模型設定

由於本文之資料為綜合橫斷面的銀行別資料及月份的時間序列資料，且如前所述，追蹤資料具有較時間序列資料及橫斷面資料更多的樣本數及自由度，不但能提供更完整的訊息，更能提高估計的準確性並降低偏誤。因此在實證模型的選擇上，本文將採用結合橫斷面與時間序列的追蹤資料作為研究之實證模型。在回顧前人之信用卡債務不履行之文獻後，並配合現有之資料，本文設出下列之關係式：

$$DEL3 = F(PDLOAN, PROCAP, AREV, REPAY, PROSPERITY) \quad (19)$$

在第(19)式中，被解釋變數 DEL3 為信用卡逾放比率；而解釋變數 PDLOAN 為逾放比，PROCAP 為益本比，AREV 為卡均循環信用餘額，REPAY 為持卡人循環信用餘額使用指數，PROSPERITY 為景氣動向指標成長率。第(19)式可以改寫成下列之型態：

$$DEL3_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 PDLOAN_{it} + \beta_2 PROCAP_{i(t-j)} + \beta_3 AREV_{it} + \beta_4 REPAY_{it} + \beta_5 PROSPERITY + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

第(20)式中， i 為銀行， t 代表時間，最後的 ε_{it} 為殘差項。 j 則是代表 PROCAP 的落後期數。由於每家銀行可能都會有其個別之特質效果，故本文特設一個隨機變數 β_{0i} ，屬第 i 家銀行所特有，不隨時間而改變，因此又可以表示為 $\beta_{0i} = \bar{\beta}_0 + v_i$ ，來反映此變數隨機變動的特質，因此，此模型為隨機效果模型。

二、本研究之資料來源

在實證資料來源方面，本文主要研究的時間點在 2004 年 9 月至 2005 年 10 月，共 14 個月的月資料。取這段時期作為研究標的的主要原因在於財政部 2004 年 6 月 1 日台財融（四）字第 0934000434 號函及 2004 年 6 月 1 日台財融（四）字第 0930009656 號函規定信用卡、現金卡發卡機構應於每月 15 日前申報前一個月重要業務及財務資訊。因此有關各銀行的各項信用卡業務資料，自 2004 年 6 月始有完整公開的資訊。而取至 2005 年 10 月的理由在於，2004 年 10 月 20 日，陳水扁總統經濟顧問小組會後，宣布二次金融改革的截止日期為 2005 年年底。²⁰因此本文的研究期間特取至二次金融改革截止的時間之前，希冀能與未來二次金融改革完畢後的期間作一比較，是否二次金融改革後對本文的結論會產生影響。

在研究對象方面，根據行政院金管會銀行局公佈的資料顯示，²¹迄 2005 年年底為止，有發行信用卡且依法公佈法定揭曉事項之金融機構共有 50 間，包括本國銀行 36 間、外國銀行 5 間，以及信用合作社及其他信用卡公司合計 9 間。而本文為提高估計結果之準確性，選取之樣本冀能取最大的資料涵蓋範圍比例，在尋找完各金融機構之特徵資料之後，選擇 43 個資料最完備之金融機構為研究對象，覆蓋比例為 86%，在國內無前人作類似研究的情況下，此覆蓋比例相信已相當足夠。

在整合前述有關信用卡債務不履行之相關實證及理論文獻，並輔以參考行政院金管會銀行局公佈的資料後，逐一檢討各項可能會影響信用卡債務不履行之因素，並提出新的觀點，分別以金融機構之個別指標、消費者指標以及總體大環境作為研究方向，並加以驗證。每一變數的資料來源分述如下。

²⁰ 2004 年 10 月宣布的二次金改有四大目標，分別為：1.明年底前至少三家金控市佔率超過 10%；2.公股金融機構的家數今年底以前由十二家減六家；3.金控家數明年底前減半成為七家；4.至少一家金控到海外掛牌或引進外資。

²¹ 行政院金管會銀行局的網站為<http://www.boma.gov.tw/>。

本文之應變數為銀行信用卡逾放比率。自變數方面，金融機構之個別指標可分為三個變數，分別是逾放比、益本比，以及由循環信用餘額與流通卡數之比例所組成的卡均循環信用餘額。消費者指標以持卡人循環信用餘額使用指數做為變數，其由循環信用餘額、簽帳金額及現金貸款金額所組成。總體大環境則以景氣動向指標成長率做為變數。其中當期損益、逾放比之比例來自於行政院金管會銀行局網站金融資訊揭露之資料；銀行信用卡逾放比率、流通卡數、循環信用餘額、簽帳金額及現金貸款金額來自行政院金管會銀行局網站信用卡重要業務及財務資訊揭露之資料；實收資本額來自公開資訊觀測站及經濟部商業司網站；景氣動向指標成長率的數值則來自行政院經濟建設委員會網站。²²

²² 行政院經濟建設委員會網站為<http://www.cepd.gov.tw/index.jsp>。

第三節、實證變數假設

由前所述，綜合信用卡債務不履行之相關實證與理論文獻，再根據現有的資料作修正，歸結出逾放比、益本比、卡均循環信用餘額、持卡人循環信用餘額使用指數和景氣動向指標成長率都是會直接影響銀行信用卡債務逾放比率的因素。以下即針對上述所列之變數，加以詳細說明其變數之假設以及如何影響到銀行信用卡債務之逾放。

一、應變數

在 2005 年 7 月之前，財政部對於逾期放款比率的定義為逾期 6 個月以上帳款占應收帳款餘額(含催收款)之比率。但為對銀行放款風險作更有效之控管，並與國際接軌，與國際採取一致性的銀行逾期放款定義，財政部發布「銀行資產評估損失準備提列及逾期放款催收款呆帳處理辦法」修正案，修正逾期放款之定義為「積欠本金或利息超過清償期 3 個月，或雖未超過 3 個月，但已向主、從債務人訴追或處分擔保品者」。因此自 2005 年 7 月起，逾期放款比率的定義趨嚴為逾期 3 個月以上帳款占應收帳款餘額(含催收款)之比率。而為因應財政部此一變革，因此本文將銀行信用卡逾放比率定義為信用卡逾期 3 個月以上帳款占應收帳款餘額(含催收款)之比率。²³

二、自變數

(一) 金融機構之個別指標

逾放比是最能直接影響信用卡逾放比率的指標，其定義為逾期放款與

²³ 此處所謂的信用卡逾期帳款是指持卡人每月繳款金額未達最低應繳金額、及雖未超逾期限但已向主、從債務人訴追者，其應付帳款。若持卡人已逾期達數月，而嗣後繳付金額僅涵蓋一個月的最低應繳金額，則逾期期間減少一個月，須俟持卡人將所積欠各期最低應繳金額全部償還後，始得回復為未逾期。

放款總額之比例。首先，因逾放比所包含之金額為銀行全部之放款行為，其中自能一定程度地反映出信用卡之逾放比率。其次，逾放比高的銀行，有可能是因為其貸款標準過於寬鬆所導致，這也能從 Ausubel (1997) 和 Stavins (2000, 2001) 得到類似的結論。如果由上述之理由推論，可得到逾放比與信用卡逾放比率應為正相關的結論。

另一個會影響銀行信用卡逾放比率的銀行特徵變數為益本比。益本比主要反映的是銀行的獲利經營績效，而當期獲利績效較佳之銀行，體制較為健全良好，可以預期在短暫的未來中，其逾期放款轉銷壞帳的情況應會較少。²⁴在本文假設中，將銀行獲利能力之指標定義為益本比，計算方式為當期損益除以實收資本額。假設在資本額相同的情形下，具有較高獲利能力之銀行，其當期利益應會較高，使益本比的值變大，表示該銀行經營績效較佳。在此情形之下，可以預期該銀行未來較不會有壞帳產生，能降低未來的信用卡逾放比率，因此應採落後的方式來呈現此種效果。由此可以推論出，益本比較高之銀行，其信用卡逾放比率應會較低。

卡均循環信用餘額也會影響到銀行信用卡的逾放比率。Dunn and Kim (1999) 及 Gross and Sauleles (2002) 均指出，在較高之信用卡餘額之下，會導致較高的信用卡逾放比率。但如前所述，台灣發卡機構的規模呈現兩極化的現象，根據 2004 年 6 月的資料顯示，²⁵在 50 間發卡機構中，前五名發卡機構所發行之有效卡數之市場佔有率即達到 46%，因此可知此五間發卡機構影響整體信用卡市場甚鉅。²⁶在此情形下，本文假設若其風險控管得宜，卡均循環信用餘額的增加便不再是反映風險的指標，而僅僅是業績成長之表現而已。本文使用當年度累計轉銷壞帳金額與有效卡數之比

²⁴ 在會計科目上，逾期放款轉列壞帳時，即會降低銀行利潤。

²⁵ 此為金管會銀行局網站中，信用卡財務資訊揭露的資料。

²⁶ 此五間發卡機構依序為中國信託商業銀行、台新國際商業銀行、國泰世華商業銀行、玉山商業銀行、美商花旗商業銀行。原第四名之富邦銀行，因在樣本選取時即不在本文之樣本之中，故以第六名之美商花旗銀行代替。

例，來反映該發卡機構平均每有效卡數所打銷的壞帳數額，若比例愈高，顯示該發卡機構未能有效控管信用卡放款，致使需要把較多的積欠金額轉銷壞帳。而根據計算結果，2004 年底時，中國信託商業銀行當年度累計轉銷壞帳金額與有效卡數之比例的比例為 0.50、²⁷ 台新國際商業銀行為 0.69、國泰世華銀行為 0.76、玉山商業銀行為 0.55、美商花旗銀行為 0.70，均遠較市場平均值 1.65 為低。而 2005 年 10 月時，中國信託商業銀行當年度累計轉銷壞帳金額與有效卡數之比例的比例為 1.09、台新國際商業銀行為 1.18、國泰世華銀行為 1.06、玉山商業銀行為 0.55、美商花旗銀行為 1.16，也較市場平均值 1.58 為低。顯示在樣本期間，前五名發卡機構放款之風險控管情形十分良好，因此卡均循環信用餘額的增加不會引起其信用卡逾放比率的增加，甚至會使銀行更注重放款風險，而仍能保持較低之逾放比率。因此本文假設在台灣信用卡市場中，卡均循環信用餘額與信用卡逾放比率應為負相關。

而另一個可能的原因是，台灣近年來發生一種特殊的現象為持卡人以卡養卡的情形。本文為反映此項特色，假設當發生以卡養卡的情況時，持卡人手中之信用卡平均循環信用餘額應會上升，這是因為必須以一張信用卡去償還另一張信用卡之債務的緣故。且在短期內，信用卡債務都能以此種方式償還，故不會發生逾期繳款之問題，並使得銀行信用卡逾放比率會微幅降低。

(二) 消費者指標

持卡人之還款能力是一個需要量化的指標，一般而言，當持卡人之還款能力愈佳，預期銀行信用卡債務逾放的情形將會減少。Stavins (2000, 2001) 也提到信用卡逾放比率提高的原因可能是貸與者對於是否允許持卡

²⁷ 計算方法為當年度累計轉銷壞帳金額（單位為千元）除以該年底有效卡數之張數。資料來源則是金管會銀行局網站中，信用卡財務資訊揭露的資料。

人貸款的衡量標準太過寬鬆，以致於持卡人總是能借到超出其本身所能支付的金額，而成為風險性的持卡人。而在本文，則使用本期循環信用餘額與前期貸款總額的比例，在此稱為持卡人循環信用餘額使用指數，做為反映持卡人還款能力的指標。公式說明如下：

$$\text{持卡人循環信用餘額使用指數} = \frac{\text{循環信用餘額}}{(\text{簽帳金額} + \text{預借現金金額})_{t-1}} \quad (21)$$

t 代表時間。分子為本期循環信用餘額，分母為前期貸款總額。前期貸款總額除了前期簽帳金額之外，為求嚴謹，尚應包括前期預借現金金額，以正確反映持卡人使用信用卡貸款的情形。本文假設當持卡人前期向銀行貸款之後，具有較佳還款能力之持卡人，本期應會繳還較多之貸款金額，甚至全部繳清而不使用到循環信用餘額。相對的，具有較差還款能力之持卡人，在前期向銀行貸款之後，於本期應會繳納較少之貸款金額，而會使用到其循環信用餘額。因此銀行在其持卡人前期貸款總額不變下，若其持卡人有較佳之還款能力，相對於其持卡人之還款能力較差的情形，本期循環信用餘額應會較低，持卡人循環信用餘額使用指數會較小，進而銀行信用卡逾放比率也會較低。因此持卡人循環信用餘額使用指數與銀行信用卡逾放比率之間應為正向關係。

(三) 總體大環境

在總體大環境裡，景氣好壞是影響信用卡債務逾放的非常重要之變數。Laderman and Elizabeth (1996)及 Ausubel (1997)都明白地指出，信用卡壞帳率與景氣循環有非常密切的關係，而 Black and Morgan (1998) 的實證結果也支持此一論點。在本文中，採用來反映景氣循環的變數為景氣動向指標成長率。其中，景氣動向指標可分為領先指標綜合指數和同時指標

表 5：實證變數之基本統計量與預期影響方向

變數	變數說明	平均值	標準差	預期影響方向
銀行信用卡逾放比率	信用卡逾期三個月以上帳款占應收帳款餘額(含催收款)之比率(單位：%)	2.35	1.20	
逾放比	逾期放款/放款總額(單位：%)	3.23	3.13	+
益本比	當期損益/實收資本額	0.07	0.58	-
卡均循環信用餘額	循環信用餘額/流通卡數	16.32	11.77	-
持卡人循環信用餘額使用指數	循環信用餘額/前期貸款總額	3.52	3.15	+
景氣動向指標成長率	同時指標綜合指數成長率(單位：%)	-0.08	0.97	-

註：益本比為落後兩期之變數。

資料來源：當期損益、逾放比來自於行政院金管會銀行局網站金融資訊揭露之資料；銀行信用卡逾放比率、流通卡數、循環信用餘額、簽帳金額及現金貸款金額則來自行政院金管會銀行局網站信用卡重要業務及財務資訊揭露之資料；實收資本額來自公開資訊觀測站及經濟部商業司網站；景氣動向指標成長率的數值則來自行政院經濟建設委員會網站。

綜合指數。²⁸在指標的選擇方面，由於同時指標綜合指數是根據能夠反映當時景氣狀況的指標編製而成，可用來判斷當時的景氣狀況，因此本文在反映總體大環境的景氣變化時，採用同時指標綜合指數應較為適當。並考慮同時指標綜合指數對當月民眾的消費意願具有延遲性，例如，六月的同時指標綜合指數之影響可能七月才能反映在民眾身上。故本文取其成長率的觀念來反映此項特性。本文假設當景氣逐漸轉好時，景氣動向指標成長率會是正向，且景氣動向指標成長率愈高，信用卡持卡人逾期還款的情況也會愈少，因此，景氣動向指標成長率與銀行信用卡逾放比率具有負向關係。

²⁸ 景氣動向指標是將所選取的統計數列，經過季節調整、標準化因子調整、加權平均等統計處理後，合併成一個綜合指數時間數列，不但可以反映景氣變動的方向，而且可以顯示景氣變動的幅度。

以上所述各項實證變數之說明、基本統計量及預期影響方向，均彙整列於表 5 之中。

第四節、本章小結

本研究最主要的研究目的是要以台灣之銀行為研究對象，探討影響銀行信用卡逾放比率的決定因素。由於來源資料的性質，故本文決定採用追蹤資料進行分析，以增加迴歸估計的準確性。本章首先介紹本文的研究方法，以及如何選定實證模型；其次說明實證模型的設定以及本文所使用的各項資料來源；最後再說明實證變數之假設。本章重點整理如下：

一、研究方法說明

因目前國內絕大部分的發卡銀行為樣本，包括國內銀行、國外銀行及信用合作社，並且採用 2004 年 9 月至 2005 年 10 月的時間序列月資料，因此採追蹤資料進行分析應較為妥當。由於追蹤資料是時間序列資料（time-series data）和橫斷面資料（cross-section data）的合併使用，因此不但擁有橫斷面資料可以表達不同樣本間特性的優點，同時也保有時間序列的動態性質。若想要分析某觀察群體長期性的決定因素，使用追蹤資料較能分析出正確且嚴謹的結果。

二、實證模型設定及資料來源

在實證模型設定方面，在選定以追蹤資料模型作為主模型之後，首先以信用卡逾放比率為被解釋變數，解釋變數則有逾放比、益本比、卡均循環信用餘額、持卡人循環信用餘額使用指數以及景氣動向指標成長率。並特設一個隨機變數，將模型轉變為隨機效果模型。

接著，在資料來源方面，本文主要研究的時間點在 2004 年 9 月至 2005 年 10 月，共 14 個月的月資料。在研究對象方面，根據行政院金管會銀行局公佈的資料顯示，訖 2005 年年底為止，有發行信用卡且依法公佈法定揭曉事項之金融機構共有 50 間，本文在尋找完各金融機構之特徵資料之

後，選擇 43 個資料最完備之金融機構為研究對象。而變數的資料來源如下。當期損益、逾放比來自於行政院金管會銀行局網站金融資訊揭露之資料；銀行信用卡逾放比率、流通卡數、循環信用餘額、簽帳金額及現金貸款金額則來自行政院金管會銀行局網站信用卡重要業務及財務資訊揭露之資料；實收資本額來自公開資訊觀測站及經濟部商業司網站；景氣動向指標成長率的數值則來自行政院經濟建設委員會網站。

三、實證變數假設

實證模型設定後，本文即對實證變數進行假設。綜合信用卡債務不履行之相關實證與理論文獻，再根據現有的資料作修正，從金融機構之個別指標、消費者指標及總體大環境這三個大方向歸結出逾放比及持卡人循環信用餘額使用指數應會有正向的影響，而益本比、卡均循環信用餘額及景氣動向指標成長率則會有負向之影響，且上述之變數都是會直接影響銀行信用卡債務逾放比率的因素。