

農會信用部擠兌與經營狀態之探討 ——比例危機模型之應用

王瑜琳、洪嘉聲*

近年來農會信用部因淨值為負而遭銀行承受接管的事件時有所聞，但早在 1995 年彰化第四信用合作社爆發擠兌事件後，在後續的一年內曾發生二十六次的農會信用部擠兌，為探討農會信用部經營體質的脆弱性以古鑑今，本文重新檢視農會信用部擠兌與其經營狀態之間的關係。由於農會信用部擠兌風波是一連串的擠兌事件集合而成，發生的時點各不相同，為凸顯此一特點，本文採用期間模型進行實證研究。由實證結果得知「融通資金比率」、「逾放比率」越高，「流動性比率」越低，將造成農會信用部發生擠兌的危險率越高，因此就避免農會信用部再度爆發擠兌風潮的預警角度觀之，「融通資金比率」、「逾放比率」以及「流動性比率」是金融監理單位必須嚴格審視的指標。此外，實證結果顯示農會信用部參加存款保險有助於降低擠兌發生的危險率。就這一點而言，我們的實證結果支持目前的強制存款保險制度。

關鍵詞：農會信用部、擠兌、期間模型、比例危機模型

* 王瑜琳為國立中正大學經濟系副教授，洪嘉聲為崑山科技大學會計學系助理教授。王瑜琳為聯絡作者，聯絡地址：嘉義縣民雄鄉三興村 160 號國立中正大學經濟學系。TEL：05 - 2720411 轉 34107；FAX：05 - 2720816；E-mail：ecdylw@ccu.edu.tw。作者感謝本刊兩位匿名評審提供寶貴建議，文中若有疏失之處，悉由作者負全責。

I、前 言

2001 年與 2002 年間，相繼發生三十六家農漁會信用部因淨值為負而遭銀行承受接管，農漁會信用部經營不善的問題廣受關注。殷鑒不遠，2004 年初中央存款保險公司對台灣地區農漁會信用部進行金融檢查，又發現三家農會信用部的淨值為負（註 1），農會信用部經營體質的脆弱性格外令人重視。其實早在 1995 年彰化第四信用合作社爆發擠兌事件之後，在後續的短短一年內，將近有三十次的基層金融擠兌，其中農會信用部發生的擠兌次數就佔二十六次之多。以古鑑今，農會信用部當時的擠兌風潮不啻透露出經營警訊，是否為日後出現的經營危機埋下伏筆值得探究。因此，本文認為有必要重新檢視當時農會信用部擠兌風波，探討農會信用部擠兌與其經營狀態之間的關係。

彰化四信擠兌事件始於 1995 年 7 月 29 日的異常提領，當時因為內部高層涉嫌違法虧空公款，在短短數日之內累積擠兌總金額高達八十億元，成為我國擠兌金額最高的擠兌事件。財政部為避免彰化四信擠兌事件持續擴大，於 8 月 2 日宣布凍結彰化四信存款、勒令停業，並由當時的台灣省財政廳、彰化縣政府、合作金庫與中央存款保險公司共同成立「接管清理」小組，進行彰化四信的資產清理與接管等動作。此舉卻引發彰化地區民眾對基層金融機構可能倒閉的疑慮，次日彰化地區共有七家信用合作社受波及而發生擠兌，且台中縣東勢鎮農會也受波及而出現提領人潮，擠兌事件出現蔓延的現象。在後續的一年內，共發生將近三十次的基層金融擠兌，其中農會信用部就佔了二十六次（註 2）。經此擠兌風波後，基層金融在存款市場的佔有率，從 1995 年 6 月的 24.24%，下降至 1996 年 6 月的 21.48%，減少約 3%。（詳見附表 1）

針對彰化四信事件後農會信用部擠兌風波的研究，黃鑑源（1996）指出

農會信用部發生擠兌的原因可歸納為：地方派系介入、不實謠言、經濟不景氣，以及農會幹部舞弊、違法或幹部自己週轉不靈發生退票。黃泉興與梁連文（1996）亦持相同看法，認為農會信用部擠兌的主要原因可由派系傾軋、謠言散佈與舞弊事件所解釋。這些結論與鄭嘉慶（1997）提及農會信用部的經營狀況常受地方政治、派系以及內部控管不當所影響相吻合，亦符合社會大眾對農會信用部的一般印象。但派系傾軋、謠言散佈或舞弊事件都是難以量化與客觀評量的因素，且上述文獻探討農會信用部擠兌因素中鮮少強調與經營績效有關的財務指標。再者，若農會信用部之經營遭受地方派系把持或未能按照相關規定行事而有舞弊事件發生，極有可能對農會信用部的放款品質造成影響，進而導致農會信用部的淨值減少與虧損。若有謠言散佈可能影響存款民眾之信心，進而影響存款人之存款行為與農會信用部的存款結構。雖然派系傾軋、謠言散佈或舞弊事件難以量化，但這些事件的影響均會透過財務資料反映出來，因此本文嘗試以農會信用部的財務資料作為解釋變數，來解釋彰化四信事件後的農會信用部擠兌風波。

文獻上解釋金融機構擠兌或倒閉的理論可分成兩種，一種為 Chari and Jangannathan (1988)、Jacklin and Bhattacharya (1988) 以及 Alonso (1996) 等所提出的訊息基礎理論 (information-based theory)；另一則為 Diamond and Dybvig (1983)、Waldo (1985) 以及 Cooper and Ross (1998) 等所提出的隨機提領理論 (random withdrawals theory)。訊息基礎理論認為金融機構擠兌可由該機構之經營狀況的相關訊息所解釋，而隨機提領理論則主張金融機構擠兌是因存款大眾對其他存款者擠兌行為主觀預期的自我實現 (self-fulfillment) 之結果，與經營良善與否無關。在實證研究中，藉著檢驗經營狀況與擠兌與否間的關係，所得到的結果絕大多數支持訊息基礎理論，如 Park (1991)、Saunders and Wilson (1996)、Calomiris and Mason (1997) 以及 Schumacher (2000)。本文延續金融機構擠兌具有訊息基礎的思維，進一步採用期間模型 (duration model) 來探討農會信用部經營狀態與擠兌之間的關聯，尤其是希

冀突顯農會信用部發生擠兌的相對先後次序與其經營優劣間的關聯。

由於農會信用部擠兌風波是一連串的擠兌事件集合而成，發生的時點各不相同，若以一般常見的 Probit 模型或 Logit 模型進行實證研究，則皆隱含假設各農會信用部於同一時點發生擠兌，且僅將農會信用部簡單二分為「未發生擠兌的農會信用部」與「發生擠兌的農會信用部」。為了比較能表現彰化四信事件後農會信用部擠兌風波的情形，本文採用期間模型。期間模型能較精確地探討農會信用部是否發生擠兌與各農會信用部經營狀態之間的關係，不同時點發生擠兌的農會信用部即歸屬不一樣的群組，因此不是簡單地將農會信用部作二分法的區隔，更能反應農會信用部經營狀態與擠兌之間的關係。

本文共分五小節，除第一節為前言外，第二節說明本文的研究方法與建構的計量模型，第三節介紹樣本的基本特性與統計量，第四節為實證結果分析。由實證結果可知，彰化四信事件後所發生的農會信用部擠兌風波與財務資料中所選取的風險變數有很大的關連，而且體質越差的農會信用部在彰化四信事件後會越早發生擠兌。由此可知，農會信用部的經營狀態確實反映在其發生擠兌的先後順序上。第五節則為本文的結論與建議。

II、計量模型

在研究金融機構擠兌的相關文獻中，常以 Logit 模型或是 Probit 模型進行迴歸分析，探討各種相關變數與擠兌機率的關係。但此計量方法隱含金融機構擠兌是在同一期間內所發生的，且將金融機構簡單二分為「發生擠兌的金融機構」與「未發生擠兌的金融機構」。為區別農會信用部擠兌的時間先後，本文改以期間模型進行分析，將農會信用部依擠兌時間不同而區分成不同的群組，探討農會信用部經營狀態與擠兌之間的關係。因為模型中多納入擠兌順序（或是存活期間）此項訊息，因此可以更正確地反應擠兌與經營狀

況之間的關聯。

期間模型又稱移轉模型 (transition model)，其所關心的是某種狀態能夠持續多久，或是某持續性狀態在某一時點轉換成另一種狀態的可能性。由某種狀態轉換成另一種狀態的可能性即是所謂的危險率 (hazard rate)，危險率越高代表狀態持續的期間越短。本文即是探討農會信用部經營狀況與其危險率之間的關係，在經營狀態可解釋發生擠兌的前提下，經營狀況越差的農會信用部其所對應的危險率會越高，代表農會信用部由「未擠兌」的狀態轉變為「擠兌」的可能性越高，越早會發生擠兌。

以期間模型進行金融機構倒閉的相關研究文獻如 Lane、Looney and Wansley (1986)、Wheelock and Wilson (1994) 以及李紀珠 (1993)；前兩篇文章所使用的期間模型為比例危機模型，而後者則採用加速失敗時間模型 (accelerated failure time model)。比例危機模型與加速失敗時間模型為期間模型中兩個常用的模型，其主要不同在對基本危險 (baseline hazard) 的假設不同。將兩模型的危險率設定如下：

$$\text{比例危機模型： } h(t|x) = h_0(t) \exp(x\beta) ,$$

$$\text{加速失敗模型： } h(t|x) = h_0(t, x\alpha) \exp(x\beta)。$$

其中 $h(t|x)$ 為危險率， $h_0(\cdot)$ 為基本危險， x 為各種解釋變數， α 與 β 分別為基本危險與指數函數中各解釋變數所對應的係數。由此設定可知，在比例危機模型中，假設其基本危險不受解釋變數所影響；而在加速失敗模型中，假設其基本危險會受解釋變數所影響。在估計方法上兩者均可使用有母數估計法，但 Cox (1972) 提出部分概似法 (partial-likelihood approach) 估計比例危機模型，此估計法無須假設基本危險為任何分配。這兩種模型的出發點不同，具有不同的特性與適用範圍，以下說明本文採用比例危機模型的理由。

假設一連續隨機變數 T ，代表農會信用部在彰化四信事件後第 T 天發生擠兌 (註 3)， T 服從機率分配 $f(t|x)$ ，且其累積密度函數為 $F(t|x)$ 。因為本

文觀察彰化四信事件後的一年之內所發生的擠兌事件，所以 $0 \leq T \leq 365$ 。農會信用部在彰化四信事件後 t 天以內發生擠兌的機率可寫成：

$$\text{prob}(T \leq t|x) = F(t|x) = \int_0^t f(u|x)du, \quad (1)$$

在第 t 天以後才發生擠兌的機率，也就是存活函數 (survival function) $S(t|x)$ 則可寫成：

$$S(t|x) = 1 - F(t|x), \quad (2)$$

因此，在第 t 天時未發生擠兌的農會信用部在第 t 天發生擠兌的危險率 $h(t|x)$ 可表示為：

$$h(t|x) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\text{prob}(t \leq T \leq t + \delta | T \geq t, x)}{\delta} = f(t | T \geq t, x) = \frac{f(t|x)}{S(t|x)}. \quad (3)$$

由式(1)、(2)與(3)，我們亦可得知下列三式：

$$h(t|x) = \frac{-d \log S(t|x)}{dt}, \quad (4)$$

$$f(t|x) = S(t|x)h(t|x), \quad (5)$$

$$S(t|x) = \exp\left(-\int_0^t h(u|x)du\right). \quad (6)$$

若是要估計存活期間與相關變數的關係，就必須知道 $f(t|x)$ 、 $F(t|x)$ 、 $h(t|x)$ 或 $S(t|x)$ 中任一函數的設定。本文遵循 Cox (1972) 以部分概似法估計比例危機模型，針對危險率做如下的設定：

$$h(t|x) = h_0(t)e^{x\beta}, \quad (7)$$

其中 x 為描述農會體質的變數， β 則為相對應的係數。由於 x 的性質不一，對農會信用部擠兌的影響不同，故其所對應的係數符號應會不同；而 $h_0(t)$ 稱為基本危險，意指未觀察到的變數對危險率的影響。由式(7)可知 $h(t|x)$ 是有

參數的函數，但 $h_0(t)$ 則無，所以稱比例危機模型為半母數估計法。至於 β 則以部分概似法估計之。方法如下：首先將所觀察的農會信用部依照發生擠兌的先後順序排列，並假設共有 n 家農會信用部，因此對個別農會信用部的 t 滿足 $t_1 < t_2 < t_3 < \dots$ 。所以在 t_1 時，第一家農會信用部發生擠兌的條件機率為：

$$L_1 = \frac{h(t_1|x_1\beta)}{\sum_{i=1}^n h(t_i|x_i\beta)} = \frac{e^{x_1\beta}}{\sum_{i=1}^n e^{x_i\beta}}, \quad (8)$$

在 t_j 時，第 j 家農會信用部發生擠兌的條件機率則可表示成：

$$L_j = \frac{h(t_j|x_j\beta)}{\sum_{i=1}^n h(t_i|x_i\beta)} = \frac{e^{x_j\beta}}{\sum_{i=1}^n e^{x_i\beta}}。 \quad (9)$$

由式(8)與(9)，我們可以寫出部分概似函數 (partial likelihood function), PL ：

$$PL = \prod_{i=1}^n L_i = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\exp(x_i\beta)}{\sum_{i=1}^n y_{ij} \times \exp(x_j\beta)} \right]^{\delta_i}。 \quad (10)$$

在式(10)中，如果 $t_j \geq t_i$ ，令 $y_{ij} = 1$ ；若是 $t_j < t_i$ ，則令 $y_{ij} = 0$ 。若是資料遭受截斷 (censored)，則 $\delta_i = 0$ ；若無，則 $\delta_i = 1$ 。由此可知，只要我們能找出一組係數值 β 能夠使得部分概似函數達到最大，該組 β 即是我們所要的估計值。

由上可知，比例危機模型僅假設危險率與基本危險之間的關係，如式(7)所示，並未設定危險率或是存活期間服從何種分配。而加速失敗時間模型與比例危機模型最大的差別即是假設存活期間服從某一分配，其模型的設定如下：

$$T = \exp(x\beta + \sigma\varepsilon), \quad (11)$$

T 服從某一分配 $f(t)$ ， σ 為規模參數， ε 則為誤差項，我們可以寫出概似函數 L ：

$$L = \prod_{i=1}^n [f_i(t_i)]^{\delta_i} [1 - F_i(t_i)]^{1-\delta_i} = \prod_{i=1}^n [f_i(t_i)]^{\delta_i} [S_i(t_i)]^{1-\delta_i} , \quad (12)$$

只要求 L 極大化即可得到 β 的估計值。在此必須注意的是利用比例危機模型所得到的係數符號會與加速失敗模型所得到的係數符號相反，因為存活期間越短意味著危險率會越高。

加速失敗模型中的危險率將會隨著 T 的分配不同而有不同的形狀。且由式(11)中，我們可以發現 T 與變數間並非呈現線性關係，所以誤差項 ε 的分配並不會與 T 的分配相同，而會呈現一對一的轉換關係。表 1 列出常用的存活期間分配、誤差項分配與相對應的危險率的特性，在這幾種分配之下，危險率可能呈現遞增、遞減、不變與先遞增而後遞減四種形狀。所以設定存活期間分配時，必須先利用生命表 (life table) 繪出危險率，再根據危險率的形狀與特性，設定合理的存活期間分配，否則有設定誤差 (specification error) 出現。

表 1 T 的分配、 ε 的分配與其相對應危險率的特性

T 的分配	ε 的分配	$h(t)$ 的特性
Exponential	Extreme value (1 parameter)	$h(t)$ 為固定常數
Gamma	Log-gamma	$h(t)$ 呈遞減或遞增
Log-logistic	Logistic	$h(t)$ 呈遞減或先遞增後遞減
Log-normal	Normal	$h(t)$ 先遞增後遞減
Weibull	Extreme value (2 parameters)	$h(t)$ 呈遞減或遞增

資料來源：李紀珠 (1993) 與 Allison (1995)。

由於本文的研究主題為彰化四信事件發生後一年內的農會信用部擠兌，因此以 1995 年 8 月至 1996 年 7 月間發生擠兌的農會信用部為研究對象。由於農會信用部遍及全省各地，其經營型態深受地方因素所影響，且城鄉之間的農會信用部差異甚大。為了避免實證結果受到地方因素與城鄉差距所影

響，樣本的選取先遵循蔡秋榮（1987）的作法，依照當地總人口數與農業人口比率將農會區分成都市型、混合一型、混合二型與鄉村型等四種，再依擠兌農會所隸屬的縣市與農會種類挑選出與擠兌農會同一縣市且同種類的農會為對照樣本，總樣本數為 126 家（附表 2）。

表 2 生命表¹

	樣本數	截斷數	可能發生 擠兌家數	實際擠兌 的家數	存活率	危險率
第 1 個月	126	0	126	4	1.0000 (0.000) ²	0.0010 (0.001) ³
第 2 個月	122	0	122	8	0.9683 (0.016)	0.0022 (0.001)
第 3 個月	114	0	114	2	0.9048 (0.026)	0.0006 (0.000)
第 4 個月	112	0	112	1	0.8889 (0.028)	0.0003 (0.000)
第 2 個月	111	0	111	1	0.8810 (0.029)	0.0003 (0.000)
第 6 個月	110	0	110	0	0.8730 (0.030)	0.0000 (0.000)
第 7 個月	110	0	110	1	0.8730 (0.030)	0.0003 (0.000)
第 8 個月	109	0	109	1	0.8651 (0.030)	0.0003 (0.000)
第 9 個月	108	0	108	0	0.8571 (0.031)	0.0000 (0.000)
第 10 個月	108	0	108	7	0.8571 (0.031)	0.0022 (0.001)
第 11 個月	101	0	101	1	0.8016 (0.036)	0.0003 (0.000)
第 12 個月	100	100	50	0	0.7937 (0.036)	0.0000 (0.000)

資料來源：本研究計算。

註 1：此生命表根據 Cutler and Ederer method 所製。

註 2：括號內為存活率的標準差。

註 3：括號內為危險率的標準差。

表 2 即參照樣本中發生擠兌先後的次序，以月份為單位所製成的生命表。由表 2 可知在彰化四信事件發生後的第 1、第 2 與第 10 個月發生擠兌事件的次數較多，分別為 4 次、8 次與 7 次，其餘的月份多為 1 次或是 0 次。所以在彰化四信事件後，農會信用部每個月發生擠兌的次數先增加後遞減，然後到了第 10 個月突然增加至 7 次，而後降至 1 次與 0 次。圖 1 即是利用表 2 中的危險率所繪出的曲線，我們可以發現危險率曲線呈現雙峰 (twin peaks) 的形狀，與表 1 中各種分配所對應的危險率的形狀並不相似。因此，本文的實證研究將不使用加速失敗時間模型，而改採用比例危機模型並以 Cox 所提出之部分概似法分析。

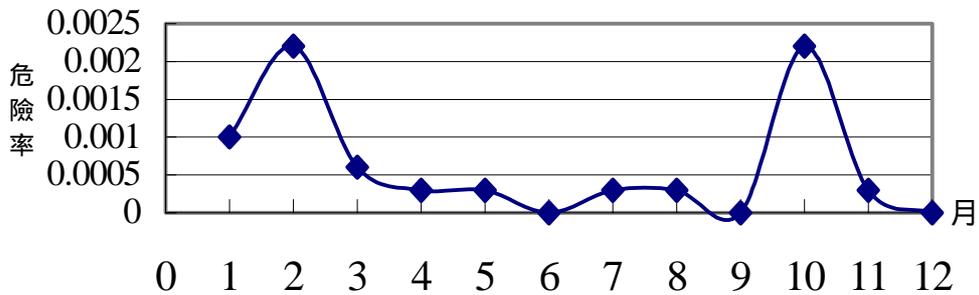


圖 1 危險率

III、樣本資料與統計量

如前所述，本文以彰化四信事件發生後一年內台灣地區的農會信用部擠兌為主要研究對象 (註 4)，並參酌擠兌農會所屬縣市與其農會屬性挑選出對照樣本，共同構成樣本數 126 家。其中，發生擠兌的農會信用部有 26 家，其餘為未發生擠兌者。彰化四信事件發生於 1995 年 7 月底，為避免所選用的解釋變數受彰化四信事件影響，而造成實證結果的誤差，因此本研究採用的解釋變數資料，皆以彰化四信事件發生的前一年資料為準，資料來

源則為 1994 年『台灣地區基層農會信用部業務經營分析』。

本文乃檢驗農會信用部的經營狀況與農會擠兌之間的關係。經營狀況之替代變數首先參考美國「金融機構體一評等制度」之 CAMEL 標準來選取，所選取的變數分別用來表示該金融機構之資本適足性、資產品質、管理能力、盈利性及流動性的財務指標。由於農會信用部的經營型態、業務範圍與資產結構迥異於一般金融機構，且農會信用部的經營資料又不若一般金融機構公開；文中依循王瑜琳與洪嘉聲（2001）與李紀珠（1993），在可以取得的資料中選取「事業公積與基金/資產總額」、「淨值/存款總額」與「融通資金比率」代表資本適足性。以「擔保放款/放款總額」代表資產品質；而以「逾放比率」、「本期損益/淨值」與「流動性比率」分別代表管理能力、盈利性與流動性。其次，在相關的文獻中如 Wheelock and Kumbhakar (1995) 與李紀珠（1993）認為金融機構資金來源的穩定性亦是衡量金融機構風險的適當變數，故本文以「定期存款/存款總額」來代表資金來源的穩定性。以下分別說明所選取解釋變數與擠兌發生的危險率之間的可能關係。

就描述資本適足性的三個解釋變數與擠兌危險率之關係而言，「事業公積與基金/資產總額」與「淨值/存款總額」越高，代表資本適足性越高，資本適足性越高可降低農會信用部發生擠兌的危險率，故此二變數的係數符號應該為負。而「融通資金比率」越高代表自有資金比率越低，資本適足性越差，會增加農會信用部發生擠兌的危險率，故其係數符號應該為正。「擔保放款/放款總額」、「本期損益/淨值」以及「流動性比率」越高分別代表資產品質越好、盈利性越佳且流動性越高。資產品質越好或流動性越高，可降低農會信用部發生擠兌的危險率，因此預期「擔保放款/放款總額」與「流動性比率」的係數符號皆應為負。但是盈利性越高並無法代表風險率低，故對「本期損益/淨值」此一變數的係數符號並未有主觀預期。至於「逾放比率」此變數越高則代表管理能力越差，未來發生損失的機率越高，故預期其係數符號為正。再者，「定期存款/存款總額」代表資金來源的穩定性，此變

數越高，表示資金來源的穩定性越高，故預期其係數符號為負。

然對一般民眾而言，上述的變數資料未必能夠蒐集得到，但各農會信用部的存、放款利率以及該農會信用部是否參加存款保險等訊息應是公開的基本訊息。Schumacher (2000) 中的實證結果指出，發生擠兌的銀行在擠兌前的存款利率均較其他銀行高，由此可知存款利率亦可作為金融機構體質好壞的訊息指標。因此本文將「平均存款利率」納入變數中，若實證結果中「平均存款利率」的係數顯著為正，代表存款利率對危險率有正面影響，顯示本文的結果與 Schumacher (2000) 的發現相吻合。Grossman (1992)、Alston、Grove and Wheelock (1994) 以及 Karels and McClatchey (1999) 則探討存款保險與金融機構風險之間的關係。金融機構加入存款保險可以提升存款大眾的信心，但其可能引起的道德危機卻有可能使得金融機構承擔較高的營運風險，故在此並不預測「是否參加存保」的係數符號。

在其他相關的實證研究中，尚有部分文獻以傳染效果 (contagion effect) 為檢驗的主題，探討金融機構的財務、經營狀況是否會受到事件衝擊或是其他金融機構擠兌、倒閉所影響，諸如童士芬 (1997) 與 Jayanti、Whyte and Do (1996)。所以本文除了檢驗上述的變數之外，亦必須考慮農會信用部發生擠兌是否為其他農會信用部擠兌所影響。因此文中納入「發生擠兌的農會信用部家數」此變數，來檢驗上述的疑慮。

綜上所述，我們所採用的解數變數包括代表 CAMEL 的「事業公積與基金/資產總額」、「淨值/存款總額」、「融通資金比率」、「擔保放款/放款總額」、「逾放比率」、「本期損益/淨值」以及「流動性比率」；代表資金來源穩定與否的「定期存款/存款總額」；以及存款大眾可觀察到的相關訊息，包括存款利率、是否參加存保以及農會信用部的擠兌家數。

表 3 列出各解數變數的基本統計量。其中「融通資金比率」，在農會信用部業務經營分析中之計算方式為「借入週轉資金總額/各種存款 (不含公庫存款)」 $\times 100$ ；而「流動性比率」則為「流動資產/各種存款 (不含公庫存

款)」 $\times 100$ ，流動資產包含庫存現金、存放行庫存款、繳存之存款準備金與其他流動資產。至於「定期存款/存款總額」此一變數指的定期存款，包括「定期存款」、「定期儲蓄存款」與「員工定期儲蓄存款」之總和。「平均存款利率」則定義為「全年度存款利息總支出/全年度存款平均餘額（含公庫存款）」 $\times 100$ 。樣本中共有 27 家農會信用部已參加存款保險。

表 3 解釋變數之基本統計量

變數名稱	平均數	標準差
事業公積與基金/資產總額	0.017085	0.005903
淨值/存款總額	4.417857	1.524302
融通資金比(%)	2.184365	4.078403
擔保放款/放款總額	0.641159	0.314283
逾放比率(%)	2.988016	4.233494
本期損益/淨值	0.232822	0.202493
流動性比率(%)	42.05897	11.66963
定期存款/存款總額	0.627615	0.114499
平均存款利率(%)	5.663175	0.586940
是否參加存保		
= 0, 未參加	0.214286	0.410326
= 1, 已參加		

資料來源：本研究計算。

IV、實證結果

進行實證分析時先檢驗代表 CAMEL 與資金來源穩定性的解釋變數與危險率的關係，然後再分別加入其他變數進行分析。

實證結果列於表 4。表 4 的模型 1，分析代表 CAMEL 與資金來源穩定

性的解釋變數與發生擠兌之危險率的關係。雖然「事業公積與基金/資產總額」、「淨值/存款總額」與「融通資金比率」皆為代表資本適足性的替代變數，但此三個變數的相關係數皆不超過 0.1 (各變數之相關係數矩陣請見附表 3)，故將此三個變數同時納入迴歸模型中而非分別檢驗。由模型 1 的結果顯示，「融通資金比率」、「逾放比率」與「流動性比率」的係數皆顯著異於 0，且「逾放比率」與「流動性比率」更達顯著水準 0.01。代表危險率顯著地受到這三個變數所影響。「融通資金比率」與「逾放比率」提高，分別代表資本適足性與管理能力變差，而此二變數的係數符號皆為正，代表體質越差的農會信用部的危險率越高。「流動性比率」越低，代表應付大量提領的能力越低，而此變數的係數符號為負，亦表示體質越差的農會信用部的危險率越高。由此看來農會信用部的擠兌不僅可用地方派系傾軋、謠言與舞弊事項等解釋，亦可以財務資料中的部分變數看出端倪。

模型 2 則是除了上述代表 CAMEL 與資金來源穩定性的解釋變數之外，又加入「是否參加存保」此一變數。模型 2 結果顯示，除了「融通資金比率」、「逾放比率」與「流動性比率」顯著影響擠兌危險率之外，新加入的「是否參加存保」其係數與 t 值為分別 -1.080 與 -1.766，達顯著水準 0.05。由此可知農會信用部參加存款保險可以降低危險率，也就是可以延緩或防止擠兌事件的發生，因此存款保險是有發揮穩定民眾信心的功能。

至於模型 3，是檢驗農會信用部發生擠兌是否會受到其他擠兌事件所影響，因此加入「發生擠兌的農會信用部家數」。為顧及此變數的影響與危險率可能是非線性的關係，故在模型 4 中多加入「發生擠兌的農會信用部家數之平方值」。由模型 3 與模型 4 的結果看出，農會信用部發生擠兌並無受到其他擠兌事件顯著地影響，文獻上所謂的傳染效果在此次農會信用部的擠兌事件中並未顯著發生。最後，模型 5 則是加入「平均存款利率」，此變數的係數為 0.342，而 t 值僅為 0.909，未達顯著水準。可見農會信用部的擠兌危險率與「平均存款利率」並無很大的關連。

表 4 比例危機模型之實證結果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
事業公積與基金/資產總額	-3.814 (-0.066)	3.251 (0.055)	-9.776 (-0.165)	-11.937 (-0.203)	6.005 (0.105)
淨值/存款總額	-0.128 (-0.600)	-0.159 (-0.738)	-0.102 (-0.436)	-0.089 (-0.377)	-0.114 (-0.535)
融通資金比率	0.008* (1.865)	0.111*** (2.442)	0.076* (1.810)	0.078* (1.843)	0.072 (1.618)
擔保放款/放款總額	0.432 (0.559)	0.022 (0.028)	0.448 (0.576)	0.547 (0.697)	0.366 (0.475)
逾放比率	0.080*** (2.563)	0.102*** (2.933)	0.081*** (2.469)	0.084*** (2.561)	0.078*** (2.448)
本期損益/淨值	0.437 (0.933)	0.309 (0.649)	0.410 (0.884)	0.420 (0.905)	0.512 (1.067)
流動性比率	-0.086*** (-3.044)	-0.105*** (-3.434)	-0.083*** (-3.008)	-0.081*** (-2.970)	-0.083*** (-2.899)
定期存款/存款總額	1.289 (0.516)	1.742 (0.728)	1.368 (0.544)	1.090 (0.435)	-0.037 (-0.014)
平均存款利率					0.342 (0.909)
是否參加存保		-1.080* (-1.766)			
發生擠兌的農會信用部家數			0.137 (1.119)	0.967 (0.485)	
發生擠兌的農會信用部家數之平方值				-0.021 (-0.460)	
Log-likelihood	-103.441	-101.692	-101.852	-101.593	-103.058
Restricted(slopes=0) Log-L	-118.817	-118.817	-118.816	-118.817	-118.816

資料來源：本研究估計。

註：括號中之數字為 t -value，*、**與***分別表示該變數達顯著水準 0.05、0.025 與 0.01。

V、結論與建議

台灣自金融自由化之後，開放新銀行的設立，再加上許多信用合作社紛紛改制成為商業銀行，使得銀行業的競爭日趨激烈，而銀行經營不善的消息亦時有所聞。本文以農會信用部為研究對象，其區域性特色明顯、規模有限、以及業務範圍受限等性質，皆與一般金融朝金控發展的趨勢有異，因此本文所獲結論欲應用到一般金融，難免有所限制。

然而，我們重新檢視彰化四信事件後的農會信用部擠兌風潮，除了想提出不同於一般解釋農會信用部擠兌的原因，亦即在眾所皆知的地方派系介入、不實謠言、經濟不景氣、農會幹部舞弊、違法等可能情事外，也提醒大家正視農會信用部擠兌問題與其經營狀況之間的關聯。因為後者反而是農會信用部與一般金融較有共通之處，也是一般金融機構可為殷鑑之處。尤其是農會信用部的特性與部分新設立的銀行以及信用合作社改制的銀行相似，主管單位可就這些影響擠兌的相關經營指標嚴加監控，以避免其他金融機構重蹈農會信用部擠兌風波的覆轍。

從本研究檢視農會信用部的擠兌發生危險率與相關變數的關連發現，農會信用部的擠兌發生危險率與「融通資金比率」、「逾放比率」、「流動性比率」以及「是否參加存保」有顯著地關連。「融通資金比率」、「逾放比率」越高，「流動性比率」越低，代表農會信用部的體質越差。而這三個變數的係數符號告訴我們體質越差的農會信用部在彰化四信事件後會越早發生擠兌，而體質越好的信用部會較晚發生，甚至不會發生擠兌。由此，就避免農會信用部再度爆發擠兌風潮的預警角度觀之，「融通資金比率」、「逾放比率」以及「流動性比率」是金融監理單位必須嚴格審視的指標。此外，實證結果顯示農會信用部參加存款保險有助於降低擠兌發生的危險率，也就是可以延緩或防止擠兌事件的發生。就這一點而言，我們的實證結果支持目前的強制存款保險制度，存款保險的確發揮穩定民眾信心的功能。

附註

1. 三家農會信用部分別是高雄縣湖內鄉、屏東縣新埤鄉以及花蓮市農會信用部。
2. 請參考黃泉興與梁連文(1996)。
3. 在探討金融機構擠兌或倒閉文獻中，金融機構的存活期間多自該機構成立時計算至擠兌或倒閉為止(如李紀珠(1993))。但本文主要探討農會信用部在彰化四信事件後擠兌的現象，故存活期間以彰化四信事件至擠兌發生計算。再者，彰化四信事件發生於1995年7月底，但難以明確訂定出擠兌事件的發生日，本文統一以1995年8月1日作為事件發生後的第一天。
4. 彰化四信事件後一年內，農會信用部發生擠兌的家數有27家，其中包括金門農會信用部。由於金門農會信用部的資料無法取得，本研究將之排除，故樣本研究實際發生擠兌家數為26家。

參考文獻

- 中央銀行金融業務檢查處，1995-1996。『金融機構業務概況年報』。台北：中央銀行金融業務檢查處。
- 王瑜琳、洪嘉聲，2001。「檢驗『自願投保』存款保險制度下的『逆向選擇』與『道德危機』問題：以台灣區農會信用部為例」，『財務金融學刊』，9卷，3期，71-88。
- 合作金庫農業金融部，1994。『台灣地區基層農會信用部業務經營分析』。台北：合作金庫農業金融部。
- 李紀珠，1993。「金融機構失敗預測模型—加速失敗時間模型之應用」，『經濟論文叢刊』，21卷，4期，355-379。
- 黃泉興、梁連文，1996。「基層金融機構內部控制之探討」，『基層金融』，33期，293-349。
- 黃鑑源，1996。「金融風暴下農漁會信用部何去何從—農漁會信用部未來管理」，『合作金庫』，22卷，1期，40-56。
- 童士芬，1997。「彰化四信擠兌之傳染效果實證研究」。碩士論文，台灣大學財務金融研究所。

- 蔡秋榮, 1987。 「再論農會信用部與信用合作社業務區域劃分問題」, 『基層金融』, 14期, 135-62。
- 鄭嘉慶, 1997。 「擠兌風波與景氣波動關係之探討—信用合作社之實證分析」, 『基層金融』, 35期, 23-53。
- Allison, P.D., 1995. *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*. North Carolina: SAS Institute Inc.
- Alonso, I., 1996. "On Avoiding Bank Runs," *Journal of Monetary Economics*. 37: 73-87.
- Alston, L.J., W.A. Grove, and D.C. Wheelock, 1994. "Why Do Banks Fail? Evidence from the 1920's," *Explorations in Economic History*. 31: 409-431.
- Calomiris, C.W. and J.R. Mason, 1997. "Contagion and Bank Failures during the Great Depression : The June 1932 Chicago Banking Panic," *American Economic Review*. 87: 863-883.
- Chari, V.V. and R. Jagannathan, 1988. "Banking Panics, Information, and Rational Expectations Equilibrium," *Journal of Finance*. 43: 749-761.
- Cooper, R. and T.W. Ross, 1998. "Bank Runs: Liquidity Costs and Investment Distortions," *Journal of Monetary Economics*. 41: 27-38.
- Cox, D.R., 1972. "Regression Models and Life Tables," *Journal of the Royal Statistical Society*. 34: 187-220.
- Diamond, D. and P. Dybvig, 1983. "Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity," *Journal of Political Economy*. 91: 401-419.
- Grossman, R.S., 1992. "Deposit Insurance, Regulation, and Moral Hazard in the Thrift Industry: Evidence from the 1930's," *American Economic Review*. 82: 800-821.
- Jacklin, C.J. and S. Bhattacharya, 1988. "Distinguishing Panics and Information-based Bank Runs: Welfare and Policy Implications," *Journal of Political Economy*. 96: 568-592.
- Jayanti, S.V., A. M. Whyte, and A.Q. Do, 1996. "Bank Failures and Contagion Effects: Evidence from Britain and Canada," *Journal of Economics and Business*. 48:103-116.
- Karels, G.V. and C.A. McClatchey, 1999. "Deposit Insurance and Risk-Taking Behavior in the Credit Union Industry," *Journal of Banking and Finance*. 23: 105-134.
- Lane, W.R., S.W. Looney and J.W. Wansley, 1986. "An Application of the Cox Proportional

- Hazards Model to Bank Failure,” *Journal of Banking and Finance*. 10: 511-531.
- Park, S., 1991. “Bank Failure Contagion in Historical Perspective,” *Journal of Monetary Economics*. 28: 271-286.
- Saunders, A. and B. Wilson, 1996. “Contagious Bank Runs: Evidence from the 1929-1933 Period,” *Journal of Financial Intermediation*. 5: 409-423.
- Schumacher, L., 2000. “Bank Runs and Currency Run in a System without a Safety Net: Argentina and the “Tequila” Shock,” *Journal of Monetary Economics*. 26: 257-277.
- Waldo, D.G., 1985. “Bank Runs, the Deposit-Currency Ratio and the Interest Rate,” *Journal of Monetary Economics*. 15: 269-277.
- Wheelock, D.C. and S.C. Kumbhakar, 1995. “Which Banks Choose Deposit Insurance ? Evidence of Adverse Selection and Moral Hazard in a Voluntary Insurance System,” *Journal of Money, Credit and Banking*. 27: 186-201.
- Wheelock, D.C. and P.W. Wilson, 1994. “Can Deposit Insurance Increase the Risk of Bank Failure? Some Historical Evidence,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 76: 57-71.

附 錄

附表 1 1995 年與 1996 年基層金融存款佔有率

單位：%

年 月 別	信用合作社 (A)	農漁會信用部 (B)	基層金融合計 (A+B)
1995 年 01 月	13.90	10.30	24.20
1995 年 02 月	14.00	10.38	24.38
1995 年 03 月	13.99	10.40	24.39
1995 年 04 月	13.99	10.49	24.48
1995 年 05 月	13.99	10.52	24.51
1995 年 06 月	13.80	10.44	24.24
1995 年 07 月	13.78	10.57	24.35
1995 年 08 月	13.01	10.48	23.49
1995 年 09 月	12.85	10.26	23.11
1995 年 10 月	12.75	10.02	22.77
1995 年 11 月	12.65	9.94	22.59
1995 年 12 月	12.60	9.74	22.34
1996 年 01 月	12.49	9.71	22.20
1996 年 02 月	12.54	9.76	22.30
1996 年 03 月	12.49	9.81	22.30
1996 年 04 月	12.48	9.78	22.26
1996 年 05 月	12.31	9.51	21.82
1996 年 06 月	12.14	9.34	21.48
1996 年 07 月	12.03	9.26	21.29
1996 年 08 月	11.97	9.25	21.22
1996 年 09 月	11.84	9.17	21.01
1996 年 10 月	11.83	9.16	20.99
1996 年 11 月	11.70	9.13	20.83
1996 年 12 月	11.58	9.10	20.68

資料來源：金融機構業務概況年報，1995-1996 年。

附表 2 擠兌農會與對照樣本

擠兌農會 ¹	所在縣市	農會型態	對 照 樣 本
東勢鎮	台中縣	混合一型	后里、神岡
埔里鎮	南投縣	城市型	南投市、草屯、竹山
西港鄉	台南縣	混合二型	鹽水、麻豆、後壁、六甲、北門、新市、南化
荖桐鄉	雲林縣	鄉村型	土庫、古坑、大埤、林內、二崙、崙背、麥寮、東勢、褒忠、台西、元長、四湖、口湖、水林
後壁鄉	台南縣	混合二型	鹽水、麻豆、六甲、西港、北門、新市、南化、左鎮
萬巒鄉	屏東鄉	鄉村型	長治、麟洛、九如、里港、鹽埔、高樹、竹田、新埤、車城、滿州
中壢市	桃園縣	城市型	桃園、平鎮、大溪、楊梅、蘆竹、龜山、八德、龍潭
林邊鄉	屏東縣	混合二型	枋寮、新園、崁頂、南州、佳冬、琉球
西螺鎮	雲林縣	混合一型	斗六、虎尾 ²
民雄鄉	嘉義縣	城市型	水上
東石鄉	嘉義縣	混合二型	朴子、布袋、大林、新港
溪湖鎮	彰化縣	城市型	彰化市、鹿港、和美、員林
新豐鄉	新竹縣	混合二型	北埔
南投市	南投縣	城市型	埔里、草屯、竹山
楠西鄉	台南縣	鄉村型	白河、新化、善化、學甲、柳營、東山、下營、官田、大內、七股、將軍、安定、山上、玉井、楠西、關廟、龍崎
觀音鄉	桃園縣	鄉村型	新屋、復興
林口鄉	台北縣	混合二型	深坑、三芝、石門、八里、金山
鹽埔鄉	屏東縣	鄉村型	長治、麟洛、九如、里港、萬巒、高樹、竹田、新埤、車城、滿州
高樹鄉	屏東縣	鄉村型	長治、麟洛、九如、里港、萬巒、鹽埔、竹田、新埤、車城、滿州
內門鄉	高雄縣	鄉村型	燕巢、田寮、六龜、杉林

附表 2 擠兌農會與對照樣本 (續)

擠兌 農會 ¹	所在 縣市	農會型態	對 照 樣 本
芬園鄉	彰化縣	鄉村型	線西、伸港、福興、秀水、芳苑、大村、埔鹽、埔心、永靖、社頭、二水、二林、田尾、埤頭、大城、竹塘、溪洲
平鎮市	桃園縣	城市型	桃園、中壢、大溪、楊梅、蘆竹、龜山、八德、龍潭
小港區	高雄市	城市型	高雄市
長治鄉	屏東縣	鄉村型	高樹、麟洛、九如、里港、萬巒、鹽埔、竹田、新埤、車城、滿州
烏松鄉	高雄縣	混合二型	旗山、大樹、仁武、大社、橋頭、茄定、梓官、甲仙
芳苑鄉	彰化縣	鄉村型	線西、伸港、福興、秀水、芬園、大村、埔鹽、埔心、永靖、社頭、二水、二林、田尾、埤頭、大城、竹塘、溪洲

資料來源：本研究整理。

註 1：金門農會信用部的資料無法取得，因此雖有 27 家農會信用部擠兌，但樣本研究實際發生擠兌家數為 26 家。

註 2：雲林縣中無其他混合一型農會，故以人口數較接近之斗六與虎尾為對照樣本。

附表 3 CAMEL 與資金來源穩定性變數之相關係數表

	變數 1	變數 2	變數 3	變數 4	變數 5	變數 6	變數 7	變數 8
變數 1	1							
變數 2	0.009	1						
變數 3	-0.033	0.053	1					
變數 4	0.0380	0.044	-0.088	1				
變數 5	-0.007	-0.0115	0.072	-0.053	1			
變數 6	-0.023	-0.065	0.027	0.017	0.528	1		
變數 7	0.011	-0.008	-0.095	-0.070	-0.064	-0.088	1	
變數 8	-0.001	0.035	0.005	0.716	-0.024	0.025	-0.043	1

資料來源：本研究計算。

註：變數 1：事業公積與基金 / 資產總額

變數 2：淨值/存款總額

變數 3：融通資金比

變數 4：擔保放款/放款總額

變數 5：逾放比率

變數 6：本期損益/淨值

變數 7：流動性比率

變數 8：定期存款/存款總額

Examining the Relationship of Bank Runs and Operating Effectiveness for Credit Department of Farmers' Institutions — An Application of Proportional Hazard Models

Yu-Lin Wang, and Chia-Sheng Hung*

Several credit departments of farmers' institutions were taken over by banks in the recent years due to their negative net worth. This unpleasant outcome seemed to be preceded by twenty-six runs of credit departments of farmers' institutions in the years of 1995 and 1996 triggered by a bank run of The Fourth Credit Cooperative of Chang-Hwa. This paper thus examines the relationship between bank runs and operating effectiveness for the credit department of farmers' institutions. The empirical work adopts a duration model to study the feature that each bank run occurred successively at different point of time. The results show that both the ratio of borrowing capital to total capital and the overdue ratio are positively correlated with the hazard rate to run, while the liquidity ratio is negatively correlated with the hazard rate to run. Our results reveal the relative importance of these three financial indicators to the others, and thus these three indicators should be watched out closely. In addition, our finding supports the main function of deposit insurance in preventing or deferring bank runs. This provides one support to the current involuntary deposit insurance system.

Keywords: *Credit Department of Farmers' Institutions, Bank Runs, Duration Model, Proportional Hazard Model*

* Wang, Yu-Lin is the corresponding author and the associate professor at the Department of Economics, National Chung Cheng University. Address: Department of Economics, National Chung Cheng University, 160, San-Hsing, Ming-Hsiung, Chia-Yi 621, Taiwan, R.O.C. TEL: 886-5-2428178, FAX: 886-5-2720816, E-mail: ecdylw@ccu.edu.tw. Hung, Chia-Sheng is the assistant professor, Department of Accounting, Kun Shan University of Technology. We acknowledge with the usual caveat the very helpful comments of the reviewers.