

農會信用部擠兌是隨機提領抑或有 訊息基礎？

洪嘉聲*、王瑜琳**

摘 要

關鍵詞：農會信用部、隨機提領擠兌、訊息基礎擠兌、單邊反應模型

JEL 分類代號：C42, G21

本文以單邊反應模型，檢驗 1995 年 7 月之後的一年內，農會信用部所發生的擠兌事件，究竟屬於隨機提領所引起抑或可由訊息基礎理論來解釋。實證結果顯示，農會信用部擠兌原因支持訊息基礎理論，是否發生擠兌與農會信用部本身的經營風險有關。此結果呼應文獻上大部份銀行擠兌皆支持訊息基礎理論的結果，但不同於以往文獻的方法，本文假設隨機提領理論與訊息基礎理論可以同時成立而非互斥，不需藉由支持訊息基礎理論的成立來棄卻隨機提領理論。本文的政策意涵，認為政府應將個別農會信用部的財務資料公開透明化，以減輕甚或預防擠兌風波的產生。其中，「融通資金比率」、「逾放比率」、「流動性比率」以及「本期損益/淨值」四項指標，應列為嚴密監控的預警指標。

* 崑山科技大學會計資訊系助理教授

** 國立中正大學經濟學系副教授

農會信用部擠兌是隨機提領抑或有 訊息基礎？

洪嘉聲、王瑜琳

壹、前言

1995年7月底彰化第四信用合作社發生擠兌事件，不但造成該金融機構倒閉，在此事件後的一年內發生將近三十次基層金融機構的擠兌，使基層金融機構存款流失超過一千三百多億元¹，對社會秩序與金融穩定造成極大的衝擊。在這將近三十次的基層金融機構擠兌中，農會信用部就佔了二十六次之多²，值得重視。王瑜琳與洪嘉聲(2004)曾就這一期間的擠兌事件，以期間模型探討農會信用部擠兌與其經營狀態之間的關係。結果發現，農會信用部的融通資金比率與逾期放款比率愈高、流動性比率愈低，會使其發生擠兌的危險率愈高。然此一結果是否說明了彰化四信事件衝擊後所引發的農會信用部擠兌風波，是傾向支持擠兌理論文獻上所謂的訊息基礎理論(information-based theory)，抑或有可能是因為民眾恐慌心理所造成的提領現象，亦即支持隨機提領理論(random withdrawals theory)，並未獲致確切的答案。本文主旨即實證探討彰化四信事件後一年內所發生的農會信用部擠兌，是屬於隨機領取現象呢？抑或屬於與本身經營不善有關之含有訊息基礎的擠兌現象。

解釋「銀行擠兌」(bank runs)的文章一直在金融理論文獻上方興未艾。文獻上有兩種不同的看法，一種稱為隨機提領理論，另一種則被稱為訊息基礎理論。此兩種理論均認

¹ 參見 1996 年 10 月 3 日工商時報。

² 參見黃泉興與梁連文(1996)。

為，存款者對未來的資金需求充滿不確定性，而金融機構基於大數法則，能提供資金流動性的保證以降低不確定性，進而提高存款者的預期效用。本質上，這兩種理論均以流動性提供為金融機構存在的基本理由，且均描述金融機構擠兌為一種均衡現象。不過兩者解釋金融機構發生擠兌的管道卻有所不同：隨機提領理論立基於金融機構擠兌是存款者對其他存款者擠兌行為主觀預期的自我實現(self-fulfillment)之均衡，如 Diamond and Dybvig (1983)、Cooper and Ross (1998)以及 Peck and Shell (2003)；而訊息基礎理論則強調當存款者對金融機構資產品質的優劣存在不對稱訊息時，銀行擠兌為存款者區分好壞金融機構所發生之市場規範(market discipline)的結果，如 Chari and Jagannathan (1988)、Jacklin and Bhattacharya (1988)、以及 Loewy (1998)。晚近在隨機提領理論的發展上，Goldstein and Pauzner (2005)為能明確獲得擠兌發生的機率，考慮存款者對金融機構擁有的訊息會影響其對其他存款者擠兌的預期，從而可以決定擠兌發生的機率。至此，擠兌理論的發展似乎為這兩種不同的看法找到折衷的出路。

區分金融機構擠兌究竟是如隨機提領模型所預測，抑或如訊息基礎模型所解釋的有其重要性，表現在實務上的政策意涵完全不同。Schumacher (2000)提及如果金融機構擠兌是基於隨機提領理論所發生，則一旦有任何不利的消息傳出（例如，放款對象的惡性倒閉），則防止金融機構擠兌發生的有效方式是出示大筆現金，表示金融機構的流動性絕無問題；這是我們常見在金融機構發生擠兌風波時（尤其是基層金融）政府的處理方式。但如果金融機構擠兌是基於訊息基礎理論所發生，則意味有些存款者接收到此一不利的消息可能隱含金融機構的資產將有損失，且不同金融機構因承擔風險的高低不同將有不同程度的損失；為避免存款者因為訊息限制無法有效判別金融機構間之優劣而造成擠兌現象，政府應儘速將個別金融機構的財務資料公開透明化，以減輕甚或預防擠兌風波的產生。在相關的實證研究中，多以金融機構的財務資料作為相關訊息的替代變數，來檢驗訊息基礎理論的主張是否成立。且由實證結果得知絕大多數的研究支持訊息基礎理論成立，如 Park (1991)、Saunders and Wilson (1996)、Calomiris and Mason (1997)、Schumacher (2000)以及 McCandless, Gabrielli, and Rouillet (2003)。

國內在這方面的實證研究並不多見，可能是因為金融機構發生擠兌或倒閉的次數並不多所致。李紀珠(1993)以台灣信用合作社為研究對象，探討信用合作社發生倒閉的原因，以建立金融預警制度，所得到的結果可以說是間接支持訊息基礎理論。至於有關農會信用部擠兌的相關研究，早期研究多認為地方派系的政爭、謠言、農會幹部舞弊違法冒貸或超貸才是農會信用部發生擠兌的主因，如黃鎰源(1996)、黃泉興與梁連文(1996)以及鄭嘉慶(1997)，鮮少檢視農會信用部的經營狀態與擠兌之間的關連。近期研究中，李青萍(2000)以追蹤資料(Panel Data)比較發生擠兌農會信用部與未擠兌農會信用部的差異；蔡碩倉(2000)運用類神經網路，以 1995 年至 1997 年資料建構農會信用部的預警系統。王瑜琳與洪嘉聲(2004)採用期間模型來探討農會信用部經營狀態與擠兌之間的關聯，尤其是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。本文則希冀直接判斷農會信用部擠兌究竟是支持擠兌理論中所謂的隨機提領或訊息基礎。

就目前的實證研究而言，支持訊息基礎理論與否可藉著檢驗金融機構的擠兌與經營狀況的替代變數之間的關聯，來判斷訊息基礎理論是否成立。但對於隨機提領理論的主張則無方法直接檢驗是否成立，一般是藉著檢驗訊息基礎是否成立來反駁隨機提領理論的成立；倘若訊息基礎理論成立，則意味隨機提領理論不成立。此種作法似乎將金融機構擠兌的原因分為互斥的兩種，兩種之中，只有一種成立。這種作法對單一的擠兌事件十分合理，但在一連串的擠兌風波中有些金融機構是因經營狀況不佳所引起，但有些金融機構卻有可能是受到民眾預期心理所引起。因此在檢驗擠兌風波是否可由經營狀況所解釋時，亦應考慮隨機提領所造成的擠兌。在納入隨機提領可能造成擠兌的考量之後，本文將應用 Hsiao and Sun (1999)所提出的單邊反應模型(one-sided responses model)進行實證分析，以檢驗彰化四信事件後所發生的農會信用部擠兌風波，是傾向支持訊息基礎理論或隨機提領理論。

本文共分五節，除第一節為前言外，第二節描述處理離散變數擠兌與否的計量模型，亦即 Hsiao and Sun (1999)單邊反應模型之應用。第三節介紹樣本資料來源，第四節為實證結果，第五節則是本文的結論。

貳、計量方法

在金融機構擠兌的相關實證研究中，一般均以銀行資產負債表與損益表中的資料作為是否發生擠兌的解釋變數，用以說明銀行發生擠兌的原因，這些研究都可視為訊息基礎的實證研究。在實證方法上，較早期的文獻常使用 multiple discriminant analysis (MDA) 來進行實證研究，如 Sinkey (1975) 與 Altman (1977)。MDA 分析法是變異數分析法 (analysis of variances; ANOVA) 的延伸，藉著檢驗群組間平均值的差異，找出各群組的特色，進而建構區分群組的準則。但此種分析方法無法反映出解釋變數對被解釋變數（是否為問題銀行或倒閉銀行）的影響大小，因此有許多文獻改用 qualitative response model (QRM) 進行分析，在 QRM 模型中較常使用的多為 probit 模型與 logit 模型。若依以往的 QRM 模型，不考慮隨機提領的情況下，在分析金融機構「擠兌與否」時，所使用的計量模型為標準的二元反應模型：

$$y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

其中 y_i^* 代表第 i 家農會信用部是否發生危機的反應， x_i 為財務資料中代表經營狀況的風險變數， β 為對應各風險變數的參數，而 ε_i 為誤差項。若 $y_i = 1$ ，代表第 i 家農會信用部發生擠兌；若 $y_i = 0$ ，則代表第 i 家農會信用部沒有發生擠兌。在此種情況下，擠兌與不擠兌的機率分別等於 $y_i^* > 0$ 與 $y_i^* \leq 0$ 的機率，也就是

$$P(y_i = 1) = P(y_i^* > 0), \quad (1)$$

$$P(y_i = 0) = P(y_i^* \leq 0). \quad (2)$$

Hsiao and Sun (1999)提出單邊反應模型，用於修正具有方向性且被解釋變數為離散變數的行銷問卷調查偏誤。余士迪與王瑜琳(2003)應用單邊反應模型，偵測「台灣地區人力運用調查」資料中「工作與否」之偏誤來源並估計其大小。在進行問卷調查時，受訪者可能為呈現自己符合社會規範或顧及資料隱私，常會隱藏自己的真實行為，而選擇較符合社會期望的選項。所以受訪者在被問及諸如「高科技電子產品的使用」或「工作與否」等問題，有可能選擇「偶爾使用」與「在做工作」的選項；但相同的問題對曾經使用或有工作的人卻不會刻意選擇「未曾使用」與「失業中」的選項。因此，單邊反應模型假設有某一比率的受訪者在回答問卷時，雖屬於「未曾使用」與「失業中」的情形但會虛報為「偶爾使用」與「在做工作」，也就是假設一機率來修正虛報所帶來的誤差。若此機率在實證結果中顯著異於零，則我們可知在問卷調查的過程中有受訪者並未真實地回答問題。

相同地，我們將農會信用部區分為未發生擠兌與發生擠兌兩種，而發生擠兌的原因可能是經營不善所造成，也有可能是隨機提領所造成。在一連串的擠兌風波中，若有某一比例的擠兌是因隨機提領所引起的，那麼應該存在一大於零的機率，來代表隨機提領造成擠兌的可能性。藉著檢定此一機率是否顯著大於零，即可判定是否有隨機提領所造成的擠兌發生。在此我們假設發生隨機提領的機率為 α 。由此可知，沒有發生擠兌的農會信用部除了經營狀況良好之外，還需沒有受到隨機提領所影響。式(1)與式(2)可改寫為：

$$P(y_i = 1) = 1 - P(y_i = 0) = 1 - P(y_i^* \leq 0) + \alpha P(y_i^* \leq 0), \quad (3)$$

$$P(y_i = 0) = (1 - \alpha)P(y_i^* \leq 0). \quad (4)$$

式(3)與式(4)即為 Hsiao and Sun (1999)所提出的單邊反應模型。當 $\alpha = 0$ 時，代表沒有隨機提領擠兌的現象，單邊反應模型將退化至標準的二元反應模型（如式 1 與式 2）。為了推估上述模型的參數與 α 的估計值，我們假設誤差項 ε_i 服從標準常態分配，且其累積分配函數為 $F(\cdot)$ ；所以 $P(y_i^* > 0) = F(x_i, \beta)$ ，且 $P(y_i^* \leq 0) = 1 - F(x_i, \beta)$ 。以下分別建構

probit 模型與單邊反應模型以及兩者之概似函數(likelihood function)。

probit 模型：

$$P(y_i = 1) = F(x_i\beta) \quad , \quad (5)$$

$$P(y_i = 0) = 1 - F(x_i\beta) \quad \circ \quad (6)$$

概似函數為：

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [y_i \ln F(x_i\beta) + (1 - y_i) \ln(1 - F(x_i\beta))] \quad \circ \quad (7)$$

單邊反應模型：

$$P(y_i = 1) = F(x_i\beta) + \alpha(1 - F(x_i\beta)) = \alpha + (1 - \alpha)F(x_i\beta) \quad , \quad (8)$$

$$P(y_i = 0) = (1 - \alpha)(1 - F(x_i\beta)) \quad \circ \quad (9)$$

概似函數為：

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [y_i (\ln(1 - \alpha) + \ln F(x_i\beta)) + (1 - y_i) \ln(1 - F(x_i\beta) + \alpha F(x_i\beta))] \quad \circ \quad (10)$$

根據式(7)與式(10)，我們可利用牛頓—瑞佛生演算法(Newton-Raphson algorithm)即可求算出 α 與 β 的最大概似估計值。根據這些估計值我們即可判斷訊息基礎理論是否成立以及是否有隨機提領所造成的擠兌發生。

參、樣本資料

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，文中未以全體農會信用部為研究樣本，而先遵循蔡秋榮(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 1）。彰化四信事件發生於 1995 年 7 月底，本文採用的解釋變數資料，皆以事件發生的前一年資料為準，所得到的實證結果不會受到彰化四信事件的影響而造成誤差，資料來源為 1994 年『台灣地區基層農會信用部業務經營分析』。

風險變數的選取標準遵循王瑜琳與洪嘉聲(2004)，在代表 CAMEL 標準的替代變數中，以「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。此外，考慮「定期存款/存款總額」代表資金來源的穩定性。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，因此本文將「平均存款利率」納入變數中，檢驗其與發生擠兌的關聯。最後，Grossman (1992)、Alston, Grove and Wheelock (1994)以及 Karels and McClatchey (1999)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。由於研究期間台灣的存款保險制度採行自願投保與固定保險費率的方式，存款保險的本質與一般保險無異，在保險費率沒有充分反映風險程度之下，理論上存有道德危機的問題，亦即存款保險誘使參加存保的金融機構從事高風險的投資，以獲取更高的利潤。因此，「是否參加存保」亦為本文的解釋變數之一。

附表 2 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。

肆、實證結果

實證結果列於表 1 與表 2。表 1 除了描述風險的解釋變數之外，尚加入「是否參加存保」以探討存款保險與農會信用部擠兌的關聯，至於表 2 則是增列「平均存款利率」以探討農會信用部的存款利率是否如其他文獻中一樣可以成為農會信用部訊息的指標。變數中的「事業公積與基金/資產總額」、「淨值/存款總額」與「融通資金比率」雖然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，故一起納入迴歸式中而非分別檢驗。最後，本文亦考慮同時納入「是否參加存保」與「平均存款利率」兩個變數於同一個迴歸模型的結果。因為獲得的實證結果與表 1 與表 2 的結果相似，故將此部分之實證結果列於附表 3³。

³ 感謝匿名審稿人與編輯委員之建議，可以比較同時處理「是否參加存保」與「平均存款利率」這兩個變數，以及分別處理這兩個變數的異同。我們將此部分之實證結果增列於附表 3。

表 1 訊息基礎理論與隨機提領理論之實證結果(一)

	probit模型		單邊反應模型	
	係數值	t-value	係數值	t-value
常數項	-0.1708	-0.0926	-0.1715	-0.0897
事業公積與基金/資產總額	32.2957	0.6941	32.2829	0.6975
淨值/存款總額	-0.1812	-0.9784	-0.1811	-0.9764
融通資金比率	0.0997	2.5552***	0.0997	2.5634***
擔保放款/放款總額	-0.1160	-0.2011	-0.1160	-0.2083
逾放比率	0.1445	3.1421***	0.1445	3.1427***
本期損益/淨值	5.0000	1.7604*	5.0008	1.7646*
流動性比率	-0.0916	-3.8287***	-0.0916	-3.7905***
定期存款/存款總額	1.8520	0.9700	1.8527	0.9697
平均存款利率				
是否參加存保	-0.4822	-1.0941	-0.4823	-1.0956
α			2.3212E-07	7.2874E-10
Log-likelihood	-37.9375		-37.9375	
AIC	47.9375		47.9375	

*、**與***分別表示該變數達顯著水準 0.05、0.025 與 0.01。

由表 1 可知，在 probit 模型與單邊反應模型中，均有四個變數的係數符號顯著異於零，這四個變數分別是「融通資金比率」、「逾放比率」、「本期損益/淨值」以及「流動性比率」。「融通資金比率」、「逾放比率」以及「流動性比率」的係數符號不論在哪個模型中，皆達顯著水準 0.01；而「本期損益/淨值」的係數，則達顯著水準 0.05。因此我們將分析的焦點集中在這四個變數上。在這四個變數中，「融通資金比率」、「逾放比率」與「本期損益/淨值」的係數符號為正，而「流動性比率」的係數符號為負。變數的係數符號為正，代表變數值越高，發生擠兌的可能性越高；若係數符號為負，則代表變數值越高，發生擠兌的可能性越低。「融通資金比率」越高代表資本適足性越差，

風險越高；「逾放比率」越高代表管理能力越低，風險也會越高；「本期損益/淨值」越高代表獲利性越好，從各種文獻的實證結果中，並無指出獲利能力較高之金融機構，其經營風險也會跟著提高；然結果顯示變數的係數符號為正，表示農會信用部獲利能力越高，發生擠兌的可能性越高。此是否隱含台灣農會信用部獲利的來源偏向高風險經營，有待進一步研究。最後，「流動性比率」越高代表流動性越佳，風險越低，因此發生擠兌的可能性越低。

表 2 訊息基礎理論與隨機提領理論之實證結果(二)

	probit模型		單邊反應模型	
	係數值	t-value	係數值	t-value
常數項	-2.9061	-1.1586	-2.9058	-1.1587
事業公積與基金/資產總額	49.8276	1.0466	49.8213	1.0677
淨值/存款總額	-0.1641	-0.8834	-0.1641	-0.8898
融通資金比率	0.0866	2.3197***	0.0866	2.3218***
擔保放款/放款總額	-0.0422	-0.0667	-0.04236	-0.0741
逾放比率	0.1532	3.2102***	0.1532	3.2121***
本期損益/淨值	4.9749	1.7504*	4.9761	1.7558*
流動性比率	-0.0818	-3.5222***	-0.0818	-3.528***
定期存款/存款總額	-0.5428	-0.2545	-0.5413	-0.252
平均存款利率	0.5924	1.4920	0.5921	1.4987
是否參加存保				
α			2.0114E-13	9.3298E-17
Log-likelihood	-37.4180		-37.4181	
AIC	47.4182		47.4180	

*、**與***分別表示該變數達顯著水準 0.05、0.025 與 0.01。

由表 1 的結果，我們可以知道資本適足性越差、管理能力越低以及流動性越差的農會信用部，也就是風險較高的農會信用部發生擠兌的可能性會比較高。因此我們從實證結果可以知道在彰化四信事件後所發生的農會信用部擠兌與農會信用部的經營狀況有明

確的關聯存在。所以除了一般討論常用地方派系、政爭、謠言或幹部舞弊等因素解釋之外，亦可用訊息基礎理論來解釋。至於「是否參加存保」的係數在模型中介於-0.4822 與 -0.4823 之間，而 t 值介於-1.0956 與-1.0491 之間，並未顯著異於零，由此可知是否參加存款保險對於避免擠兌的發生並無顯著的助益。探討為何參加存保與否並不影響擠兌發生的原因，我們注意到樣本內「是否參加存保」的判別標準，是以 1994 年底農會信用部是否參加存保為標準。換言之，其中已加入存保的農會信用部，包含在存保開辦初期即已加入者以及在開辦將近十年才新加入者。根據洪嘉聲(1997)研究指出，在存保開辦初期即加入的農會信用部，其自身經營風險並未隨著加入存保而提高；反觀在 1990 年至 1993 年新加入存保的農會信用部，其資本適足性低於早期加入存保與未加入存保的農會信用部。這項研究說明存款保險的道德危機問題，會因不同時點的加入存保而有異。本文結果顯示「是否參加存保」並不影響擠兌的發生，正好與是否參加存保與其本身經營風險並無顯著關聯，而擠兌發生與否會受經營風險影響的結果互相一致。

接著我們檢視單邊反應模型中的 α 值，即發生隨機提領的機率，以檢驗是否有隨機提領造成擠兌。在單邊反應模型中， α 等於 2.3212-E07， t 值為 7.2874E-10，不論是 α 本身或是 t 值均是一個非常小而且趨近於零的數，由此可以判斷隨機提領所造成的擠兌並未發生。這一點亦可從比較 probit 模型與單邊反應模型之係數估計值均相當接近看出，無論使用 probit 模型或單邊反應模型所獲得的結果相當一致，可支持農會信用部的擠兌傾向於訊息基礎理論，並不支持隨機提領擠兌理論。

表 2 另加入「平均存款利率」此一變數⁴，以檢驗存款利率是否足以作為經營狀態的替代變數。由實證結果得知，在 probit 模型與單邊反應模型下「平均存款利率」的係數分別為 0.5924 與 0.5921，而 t 值分別為 1.4920 與 1.4987，並未顯著異於零。由此可知，「平均存款利率」與農會擠兌沒有明確的關聯存在。此結果不同於 Schumacher (2000)所

⁴ 本論文亦曾利用「平均放款利率」與「平均放款利率-平均存款利率」進行實證研究，但所得到的係數均不顯著異於零，為了避免表格過於繁雜，故不陳述實證結果。

宣稱發生擠兌的銀行在擠兌前的存款利率均較其他銀行高，所以農會信用部的存款利率無法像其它的文獻中所稱可以作為經營狀態的替代變數。而表中代表風險的解釋變數的實證結果與表 1 相同，也就是在不同的模型中，均有四個變數的係數顯著異於零，「融通資金比率」、「逾放比率」以及「流動性比率」的係數符號不論在 probit 模型或單邊反應模型中，皆達顯著水準 0.01，「本期損益/淨值」的係數，則達顯著水準 0.05。至於單邊反應模型中的 α 值，不論是 α 本身的估計值還是 t 值均是十分接近零的數。這些結果再次顯示支持訊息基礎理論的成立，農會信用部擠兌並非基於隨機提領所造成的擠兌現象。

與相關文獻的實證結果比較，王瑜琳與洪嘉聲(2004)，利用存活分析法中的比例危機模型，探討農會信用部之經營績效與發生擠兌的危險率的關聯。在其所得到的結果中發現「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顯著升高，此項結果與本文的擠兌發生機率越高互相呼應。再者，雖然在該研究中「本期損益/淨值」此變數之係數未顯著異於零，但對農會信用部擠兌的影響方向與本文一致。此外，該文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，與本文之實證結果稍有不同，此應是計量方法之差異所造成。因為比例危機模型中考慮農會信用部擠兌時點與順序，而 probit 模型與單邊反應模型則假設農會信用部在同一時點擠兌。Grossman (1992)、Alston, Grove and Wheelock (1994)以及 Karels and McClatchey (1999)的實證結果指出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，進而提高倒閉的風險。因此存款保險對金融機構的影響，尚無一致的結論。

本文中代表資本適足性的替代變數共有三個，分別是「事業公積與基金/資產總額」、「淨值/存款總額」與「融通資金比率」，僅有「融通資金比率」的係數符號顯著異於零。我們嘗試探究可能的原因。一般而言，金融機構之資本適足性多以「資本/資產總額」為替代變數，但依中央存款保險公司之承保規定，農漁會資本為事業公積與基金。再者，根據 1993 年修正之農會信用部業務管理辦法第二十三條及漁會信用部管理辦法第二十二

國立中興大學

National Chung Hsing University

條法令意旨，主管機關對農漁會信用部資本適足性之評估標準，係建構在淨值對存款總額比率之基礎上，因此以淨值對存款總額的比率來評估資本適足性（洪嘉聲，1997）。由此可知，「事業公積與基金/資產總額」、「淨值/存款總額」此二變數為經營績效與金融檢查之主要項目之一。因此各農會信用部之「事業公積與基金/資產總額」與「淨值/存款總額」之數值變異不大，而「融通資金比率」之數值變異較大，可能是導致前二個變數之估計係數不顯著異於零，而後者之估計係數顯著異於零的原因。

綜言之，透過 probit 模型與單邊反應模型的應用，我們可知彰化四信事件後所發生的農會信用部擠兌風波可由訊息基礎理論所解釋而非隨機提領理論。雖然所得到的實證結果與絕大部分的文獻相同，均支持訊息基礎理論的成立；但值得注意的是在文中檢驗訊息基礎理論與隨機提領理論時，並不藉著訊息基礎理論的成立來推翻隨機提領理論，而是認為訊息基礎的擠兌與隨機提領所造成的擠兌有可能出現在同一擠兌風波之中，這點卻是與其他文獻中的方法最大的不同。

伍、結論

本文利用單邊反應模型檢驗農會信用部擠兌風波是否可由訊息基礎理論解釋抑或由隨機提領理論解釋，藉著 probit 模型與單邊反應模型的同時使用，我們可知彰化四信事件後所發生的農會信用部擠兌風波，傾向支持訊息基礎理論而非隨機提領理論。將單邊反應模型應用於非調查偏誤的研究並不多見，本文將之應用於區別銀行擠兌是屬於哪一種型態的擠兌，可說是一項試驗性的做法。所得到的結果呼應目前文獻上大部份銀行擠兌的實證研究皆支持訊息基礎理論的結果，然與文獻做法最大的不同在於先驗上認為訊息基礎的擠兌與隨機提領所造成的擠兌有可能出現在同一擠兌風波之中，不需透過支持訊息基礎理論的成立來推翻隨機提領理論，也就是可以直接檢定支持隨機提領理論與否。採用本文做法較目前文獻上做法的優點，當擠兌可能受到謠言或存款者主觀預期其

他存款者的行為而發生時，即產生隨機提領的現象時才能突顯出來。本文做法同時檢驗含有訊息的變數與隨機項變數的顯著與否，允許在支持訊息理論的同時不排除發生隨機提領的可能。雖然實證結果並不支持隨機提領的發生，但這與先驗上假設金融機構擠兌的原因是互斥的兩種仍有顯著的差別。

本文的實證結果發現，「融通資金比率」、「逾放比率」以及「本期損益/淨值」三個財務指標愈高，分別代表資本適足性愈低、管理能力愈低以及獲利風險愈高，均指向承擔較高的風險，較易發生擠兌。同時，「流動性比率」愈高，表示金融機構流動性佳可降低風險，減少擠兌發生的可能。這項結果亦與王瑜琳與洪嘉聲(2004)就這一期間的擠兌事件，以期間模型探討農會信用部擠兌與其經營狀態之間的關係互相一致。該結果發現，農會信用部的融通資金比率與逾期放款比率愈高、流動性比率愈低，會使其發生擠兌的危險率愈高。

由本文的實證結果，我們可以明確地知道農會信用部是否發生擠兌與農會信用部本身的體質或是承受的風險有很密切的關聯，反倒是民眾因信心不足所引起的隨機提領擠兌的現象並未出現。由此衍生的政策意涵是，以往當基層金融機構傳出擠兌風潮時，常見政府以出示大筆現金來穩定人心的做法並不適宜。擠兌若基於訊息基礎而發生，意味有些存款者接收到金融機構經營風險過高而有資產損失之虞的訊息。因為不同金融機構承擔風險的高低不同將有不同程度的損失，為避免存款者因為訊息限制無法有效判別金融機構間之優劣而造成擠兌現象，正確的做法應是政府儘速將個別金融機構的財務資料公開透明化，以減輕甚或預防擠兌風波的產生。就農會信用部的財務指標而言，本研究顯示，「融通資金比率」、「逾放比率」、「流動性比率」以及「本期損益/淨值」此四項指標，應列為嚴密監控的預警指標。

參考文獻

一、中文部份

1. 王瑜琳、洪嘉聲，2004，「農會信用部擠兌與經營狀態之探討—比例危機模型之應用」，*農業經濟叢刊*，10(1)：77-100。
2. 余士迪、王瑜琳，2003，「『台灣地區人力運用調查』中『工作與否』調查偏誤之估計」，*人文及社會科學集刊*，15(3)：475-500。
3. 李青萍，2000，「影響農會信用部經營績效之因素與擠兌前後經營績效變化之研究」，*農業經濟論叢*，44：49-93。
4. 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(4)：355-379。
5. 洪嘉聲，1997，「存款保險之『逆向選擇』與『道德危機』」，國立中正大學國際經濟研究所碩士論文。
6. 黃泉興、梁連文，1996，「基層金融機構內部控制之探討」，*基層金融*，33：293-349。
7. 黃鎰源，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(1)：40-56。
8. 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*，14：135-62。
9. 蔡碩倉，2000，「運用類神經網路建構臺灣地區農會信用部金融預警系統」，*農業經濟半年刊*，68：117-156。
10. 鄭嘉慶，1997，「擠兌風險與景氣波動關係之探討—信用合作社之實證分析」，*基層金融*，35：23-53。

二、英文部份

1. Altman, E.I., 1977, "Predicting Performance in the Savings and Loan Association Industry," *Journal of Monetary Economics*, 3: 443-466.
2. 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.
3. 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.
4. Chari, V.V. and R., Jagannathan, 1988, "Banking Panics, Information and Rational Expectations Equilibrium," *Journal of Finance*, 43: 749-761.
5. Cooper, R. and T.W. Ross, 1998, "Bank Runs: Liquidity Costs and Investment Distortions," *Journal of Monetary Economics*, 41: 27-38.
6. Diamond, D.W. and P.H. Dybvig, 1983, "Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity," *Journal of Political Economy*, 91: 401-419.
7. Goldstein, I. and A. Pauzner, 2005, "Demand-Deposit Contracts and the Probability of Bank Runs," *Journal of Finance*, 60: 1293-1327., *Journal of Finance*. cts and the Probability of Bank Runs,"8. 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.
10. Hsiao, C. and B.H. Sun, 1999, "Modeling Survey Response Bias-- with an Analysis of the Demand for an Advanced Electronic Device," *Journal of Econometrics*, 89: 15-39.
11. 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.
12. 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.
13. Loewy, M.B., 1998, "Information-based Bank Runs in a Monetary Economy," *Journal of Macroeconomics*, 20: 681-702.



National Chung Hsing University

14. McCandless, G., M.F. Gabrielli and M.J. Rouillet, 2003, "Determining the Causes of Bank Runs in Argentina during the Crisis of 2001," *Revista de Analisis Economico*, 18: 87-102.
15. Park, S., 1991, "Bank Failure Contagion in Historical Perspective," *Journal of Monetary Economics*, 28: 271-286.
16. Peck, J. and K. Shell, 2003, "Equilibrium Bank Runs," *Journal of Political Economy* 111: 103-123.
17. Saunders, A. and B. Wilson, 1996, "Contagious Bank Runs: Evidence from the 1929-1933 Period," *Journal of Financial Intermediation*, 5: 409-423.
18. Schumacher, L., 2000, "Bank Runs and Currency Run in a System without a Safety Net: Argentina and the 'Tequila' Shock," *Journal of Monetary Economics*, 46: 257-277.
19. Sinkey, J.F., 1975, "A Multivariate Statistical Analysis of the Characteristics of Problem Banks," *Journal of Finance*, 30: 21-36.

附錄

附表1 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
荊桐鄉	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

附表 1 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
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
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
鳥松鄉	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：王瑜琳與洪嘉聲(2004)。

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2 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：王瑜琳與洪嘉聲(2004)。

附表 3 訊息基礎理論與隨機提領理論之實證結果 (三)

	probit 模型		單邊反應模型	
	係數值	t-value	係數值	t-value
常數項	-2.6933	-1.0622	-1.6609	-0.6873
事業公積與基金/資產總額	49.1560	1.0151	57.2783	1.2136
淨值/存款總額	-18.3281	-0.9387	-23.3384	-1.1902
融通資金比率	0.0980	2.4445***	0.0994	2.5997***
擔保放款/放款總額	-0.1689	-0.2951	-0.2245	-0.4042
逾放比率	0.1509	3.1342***	0.1692	3.8008***
本期損益/淨值	5.2392	1.8253*	6.1124	2.2333**
流動性比率	-0.0882	-3.5943***	-0.1013	-4.3906***
定期存款/存款總額	-0.2794	-0.1275	-0.0649	-0.0312
平均存款利率	0.5989	1.4834	0.4498	1.2141
是否參加存保	-0.4828	-1.0628	-0.5553	-1.2769
α			4.7718E-07	7.8398E-07
Log-likelihood	-36.8280		-43.5624	
AIC	48.3875		46.8359	

*、**與***分別表示該變數達顯著水準 0.05、0.025 與 0.01。

Radom Withdrawals or Information-based Bank Runs? Evidence from Credit Department of Farmers' Institutions

Chian-Shen Hang* and Yu-Lin Wang**

Abstract

Key Words: Credit Department of Farmer's Institutions, Radom Withdrawals Bank Runs, Information-based Bank Runs, One-sider Responses Model

JEL classification: C42, G21

This paper applies the one-sided response model to test the random-withdrawals vs. informed-based theories of bank runs in the context of the runs that took place in the years of 1995 and 1996 within the credit department of farmers' institutions (CDFIs). The findings of the paper provide support to the informed-based theories and show that bank runs are attributed to high risk taken by CDFIs. Although the evidence coincides with empirical results of most bank-run literature, our method is different in that we allow both random-withdrawals and informed-based theories to co-exist while they are exclusive in previous studies. Our policy implications are that since runs are caused by depositor sensitivity to the different risk exposures of CDFIs, enhanced CDFI-specific information should be made available to control or to prevent runs. Specifically, "ratio of borrowing capital to total capital", "overdue ratio", "liquidity ratio" and "ratio of loss to net value" deserve being watched closely.

* Assistant professor, Department of Accounting Information, KunShan University of Technology.

** Associate professor, Department of International Economics, National ChungCheng University.