

農會信用部成本效率與結構之衡量 —不同技術水準間群組比較

顏晃平*、張靜文**、吳榮杰***

本文旨在透過 Translog 成本函數及潛在類別隨機邊界法，進行信用部群組區分與經營績效之評估。除藉由共同邊界（Metafrontier）概念進行信用部效率指標計算外，同時亦探討信用部成本結構狀況。研究對象為 237 家農會信用部，期間涵蓋 2001 至 2009 年，九年總計 2,133 筆縱橫（Panel）資料。主要實證結果顯示：採用潛在類別隨機邊界法，可將全體信用部區分為兩類群組；其中，群組一特徵表現與農業具較高相關性，而兩群組平均效率水準相當接近，且以群組一變動程度較高。再者，不論何種技術型態信用部，皆能發揮總規模經濟及範疇經濟效果，且隨著時間增加，無效率項會逐漸遞減，顯示具有技術進步現象。經由本文客觀且一致性的分組方式與效率之衡量，後續實務應用上，可作為相關單位輔導、衡量與評鑑信用部績效等任務之參考。另外，兩群組信用部尚有潛在成本節省空間，此時應更加重視商品組合多樣性，以充份發揮成本節省優勢。

關鍵詞：農會信用部、成本效率、潛在類別隨機邊界模型、共同邊界

* 玄奘大學財務金融學系專任助理教授。

** 玄奘大學國際企業學系專任助理教授。

*** 國立臺灣大學農業經濟學系教授。本文之通訊作者。

I、前言

農會具有公益的社團法人性質，根據其成立宗旨與任務規定（註 1），係以服務農民與發展農業為目的，而其內的信用部門（註 2），是為全國分布最廣，且最深入地方的基層金融機構。截至 2011 年 6 月底止，共計有 277 家農會信用本部，以及多達 814 家分部。信用部服務對象以正會員、贊助會員（註 3）為主，少數非會員為輔，故於農業金融相關法規中（註 4），亦依不同類型會員，進行風險控管及制定授信限額標準，以符合其經營目的；另外，由於農會法規定各級農會是以行政區域為組織範圍（註 5），因而各家信用部經營範圍彼此不會重疊。在不同行政區域內，通常人口較多、偏向都會型信用部，能夠發揮農業金融服務的功能有限，所處金融環境替代性和競爭性亦相當高；相對地，位於農業人口占多數的區域，當地信用部金融服務替代性較小，居民對信用部依賴較深。綜合上述，可知信用部具備在有限的區域內，為人數有限的顧客提供金融服務的性質，也因此其在業務經營項目上，亦相對一般銀行及信用合作社來得少。此種業務限制使得農會信用部之資金運用和經營效率受到負面影響，難以滿足日益多元化的會員需求，在面對其他金融機構激烈競爭下，亦無法充分提升其競爭力。

為突破上述種種限制，使信用部業務輔導、營業項目與範圍調整、資金融通及餘裕資金轉存等事項，皆可更有明確且彈性的規定。政府於是制訂並實施「農業金融法」，同時並依該法成立全國農業金庫，希冀在法規制度與各級信用部相互配合下，能夠架構出更為健全的農業金融體系。基此，在完善制度規劃下，信用部僅憑傳統單一齊頭式管理，已無法因應快速變遷金融環境。另一方面，因農會信用部經營範圍以行政區域為限，導致彼此先天的環境資源會有所差異，故在進行信用部績效評估時，應先將此不公平的因素剔除後，才能反應出真正的經營管理效率。因此，若能藉由多項客觀要素，

將信用部區隔若干群組，除可在客觀及公平的條件下，進行信用部群組間之績效比較外，更能做為相關單位實施信用部金融評鑑、輔導工作與差異化管理時，可行的參考評估工具。

當進行農會信用部經營績效評估時，隨機邊界法（Stochastic Frontier Analysis，以下簡稱 SFA）為常見的衡量效率方法之一。其優點為在模型設定上，除可考量無效率項（Inefficiency Effect）外，對一些非人為影響因素之隨機誤差項（Random Error），如運氣或自然災害等效果，亦能加以衡量。黃台心（1998）、Huang *et al.*（1999）、陳永琦與傅祖壇（2004）、顏晃平等（2008）及鄭政秉等（2010）數篇文獻，即應用 SFA 法，針對銀行業或農會信用部成本效率與規模經濟進行探討。但是，當採用 SFA 法進行組織績效衡量時，係假設全體觀察樣本皆具相同技術水準，彼此間並不存在異質性，故當實際樣本間確有差異時，必須將上述假設予以放寬才較合理。

究此，有關傳統文獻處理方式，為事前進行樣本分組，後續再評估與比較組織績效。至於分組方式可簡單歸納為兩種：第一種係依照組織特性，藉已知外生變數進行區隔（如人口、行政區域等）。Mester（1993）以及 Grifell-Tatje 與 Lovell（1997）依銀行現有之特性分成私人及儲蓄銀行；Mester（1997）另一篇文獻則是採用地域來區分銀行。國內陳希煌（1985）率先以農會信用部所屬區域內總人口數和從事農業人口比率等變數，將信用部區分為城市、鄉村與混合三種類型。蔡秋榮（1987）、黃介良與梁連文（1996）、王瑜琳與洪嘉聲（2004）、黃琮琪等（2005）與王親仁（2006）等後續文獻，亦參考陳希煌（1985）分類方式，進行農會信用部相關的經營績效評估。Huang *et al.*（1999）將全體信用部資產規模排序後，並區隔成四分位樣本數。除外，劉祥熹等（1999）透過問卷蒐集，取得各農會信用部之內部組織、經營策略及所處外在環境資料，並由因素分析（Factor Analysis）及集群分析法（Cluster Analysis），進行信用部之分群；陳昇鴻等（2004）使用財務比率變數，設定資本適足率與風險性等財務指標，採用集群分析法，將信

用部區分成九種風險等級，分類探討農會信用部存款保險差別費率之水準；陳永琦與傅祖壇（2004）則由效率角度，利用農會之平均成本（總成本占總資產之比率），將信用部區分為四種成本結構群，以模擬群組間進行合併之成效；至於顏晃平等（2008）文獻，採用政府單位對於信用部經營績效評比分類法，首先依照各家信用部之淨值、存款總額和盈餘變數，給予適當的權數，分別計算個別信用部平均總額，後續再將數值排序以區隔合理的組別數。然而，上述各分類法之缺點，為必須使用兩階段評估過程，亦即先以區隔變數進行樣本組別區分後，才以群組資料進行模型之評估與比較，於操作過程上較不具一致性。

另一項較新之方法，係由 Greene (2002) 結合 SFA 與潛在類別 (Latent Class) 概念，所採用的潛在類別隨機邊界模型 (Latent Class Stochastic Frontier)。不同於兩階段分群方式，該模型藉由 SFA 法，在分析異質性過程中，除考量內生化區隔變數外 (可觀察之差異)，又加入無法直接觀察之誤差項訊息；因此，相對於傳統方式，此模型能以單一步驟且較精細過程進行樣本群組區分。最後，該法亦可結合共同邊界 (註 6) (Metafrontier) 的概念，解決共同邊界法無法內生決定樣本分群之問題，故較能獲得客觀績效評估結果。而在潛在類別隨機邊界模型後續應用上，Orea 與 Kumbhakar (2004) 曾放寬潛在類別隨機邊界模型設定，使得模型在分析應用上更加合理；另 Poghosyan 與 Kumbhakar (2010) 應用潛在類別隨機邊界法，針對歐洲銀行進行成本效率比較探討。Alvarez 與 Corral (2010) 同樣以潛在類別隨機邊界法，分析不同技術水準下 (集約及粗放型態)，西班牙酪農業生產效率情況。

綜合上述，本文將迥異於傳統的評估方式，採用潛在類別隨機邊界法，經由單一步驟過程，針對信用部進行群組區隔，並結合共同邊界概念評估信用部績效，希冀透過客觀且公平方式，衡量與比較信用部經營績效與成本結構狀況。接續各節架構安排如下：第二節將針對研究方法加以介紹，包括潛

在類別隨機邊界模型與規模經濟等基本概念；第三節說明資料來源、相關變數及分組數目與模型建構，亦對模型進行參數估計；第四節為實證應用，包括群組背景描述，以及群組間經營績效和成本結構之比較，最後部份則是結論。

II、研究方法

本節將說明潛在類別隨機邊界法之基本概念，並對規模經濟與技術變動等衡量指標加以解說。相關內容說明如下：

2.1 潛在類別隨機成本邊界

首先藉由成本面觀點，設定隨機邊界成本函數如(1)式：

$$C_{it} = C(y_{it}, w_{it}; \beta) + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (1)$$

在(1)式中， C_{it} 為組織 i 在 t 期時之實際總成本，在成本函數內包括 y_{it} 產出與 w_{it} 投入價格向量，以及 β 待估參數個數；其中， $i=1,2,\dots,N$ 代表第 i 家組織， $t=1,2,\dots,T$ 為時間趨勢，另 ε_{it} 為誤差項，分別由獨立且相同的隨機變數 v_{it} ，以及非負值分配（常用設定包括截斷常態、半常態或指數等分配）之無效率項 u_{it} 組成。若將(1)式設定為 Translog 型態，則本文的潛在類別隨機成本邊界模型可表示成(2)式：

$$\ln C_{it|j} = \ln C(y_{it}, w_{it}; \beta_j) + v_{it|j} + u_{it|j} \quad (2)$$

式(2)與(1)不同之處，在於多出 $j=1,\dots,J$ 之群組分類符號。再者，(2)式內各群組之 $v_{it|j}$ 及 $u_{it|j}$ 分配也須加以設定。首先，假設群組 j 之 $v_{it|j}$ 服從平均數為 0、變異數為 σ_{vj}^2 的常態分配，即 $N(0, \sigma_{vj}^2)$ ；其次，群組 j 跨時變動（Time-variant）無效率項 $u_{it|j}$ ，可設定如(3)式：

$$u_{it|j} = \exp[-\zeta_j \cdot (t - T)] \cdot u_{i|j} \quad (3)$$

式(3)等號右邊係由兩項方程式組成：前項 $\exp[-\zeta_j \cdot (t - T)]$ ，係參考 Battese 與 Coelli (1992) 設定模式，當中 T 為總期間、 ζ_j 是第 j 組待估參數。若所估計 ζ 為正值時，隱含無效率項會隨著時間增加而遞減；反之，若是負值時，無效率項則隨時間呈現遞增趨勢。接續第二項為跨時不變 (Time-invariant) 無效率項 $u_{i|j}$ ，假設其服從非負值截斷 (在零值上) 常態分配 $N^+(\mu_{it|j}, \sigma_{it|j}^2)$ ，另分配內平均數 $\mu_{it|j}$ ，可依 Coelli 與 Battese (1996) 方式，設定如(4)式線性型態：

$$\mu_{it} = \sum_{h=1}^H \eta_{hj}' \cdot Z_{hit} \quad (4)$$

在(4)式中， $h=1, \dots, H$ 為無效率項影響變數個數，故 $z_{it} = (z_{1it}, \dots, z_{Hit})$ 為隨時間變化之變數向量，而 $\eta_j = (\eta_{1j}, \dots, \eta_{Hj})$ 則是第 j 組對應的待估參數向量。

經說明分配的假設後，在第 j 群組與 t 期下，個別組織 i 所屬的概似函數 (LF_{ijt}) 可表示為(5)式：

$$LF_{ijt} = f(C_{it|j} | x_{it}, \beta_j, \sigma_j, \lambda_j) = \frac{\Phi(\lambda_j \cdot \varepsilon_{it|j} / \sigma_j)}{\Phi(0)} \cdot \frac{1}{\sigma_j} \cdot \phi\left(\frac{\varepsilon_{it|j}}{\sigma_j}\right) \quad (5)$$

當中， $\varepsilon_{it|j} = \ln C_{it|j} - \beta_j' x_{it}$ 、 $\sigma_j = [\sigma_{uj}^2 + \sigma_{vj}^2]^{0.5}$ 與 $\lambda_j = \sigma_{uj} / \sigma_{vj}$ ，另 $\Phi(\cdot)$ 、 $\phi(\cdot)$ 分別是標準常態密度和累積分配函數。再者，Greene (2002) 曾假設組織在不同期間是相互獨立，故隸屬 j 組內第 i 家組織的概似函數 (LF_{ij})，可由各組織每期概似函數連乘得出 (如(6)式)。

$$LF_{ij}(\theta_j) = \prod_{t=1}^T LF_{ijt}(\theta_j) \quad (6)$$

另以事前機率 (Prior Probabilities) P_j 當做權數，可得出(7)式之個別組織 i 加權平均概似函數：

$$LF_i(\theta_j) = \sum_{j=1}^J P_{ij} \cdot LF_{ij}(\theta_j) \quad (7)$$

由於權數值必須介於 $0 \leq P_{ij} \leq 1$ ，且應滿足 $\sum_j P_{ij} = 1$ 。為了達到上述兩條件，可將(7)式 P_{ij} 設定為多項 Logit 模型 (Multinomial Logit Model)，列示如(8)式：

$$P_{ij}(\delta_j) = \frac{\exp(\delta_j' \cdot q_{it})}{\sum_{j=1}^J \exp(\delta_j' \cdot q_{it})}, \quad j = 1, \dots, J, \quad \delta_j = 0 \quad (8)$$

式(8)內， q_{it} 為跨時變動之區隔變數向量、 δ_j 是待估參數，同時假設第 J 組為參考項 (Reference Category)，亦即設定 $\delta_j = 0$ 。

將上述(6)與(8)式，代入(7)式並取對數後，可得出全體對數概似函數如(9)式：

$$\ln LF(\theta, \delta) = \sum_{i=1}^N \ln LF_i(\theta_j, \delta_j) = \sum_{i=1}^N \ln \left\{ \sum_{j=1}^J P_{ij}(\delta_j) \cdot LF_{ij}(\theta_j) \right\} \quad (9)$$

後續經由最大概似法，則能估計(9)式內各項參數值。再者，利用已估計參數值，採取貝氏定理 (Bayes' Theorem) 概念，可推導事後分組機率為(10)式：

$$P(jt | i) = \frac{P_{ij}(\delta_j) \cdot LF_{ijt}(\theta_j)}{\sum_{j=1}^J P_{ij}(\delta_j) \cdot LF_{ijt}(\theta_j)} \quad (10)$$

分析(10)式，可知樣本計算的組別機率會隨時間變動，其事後分組機率大小主要受 δ 、 θ 參數影響。經潛在類別隨機成本邊界模型估計參數，並確定分組數目後，再將已估計出參數值及原始資料代入(10)式，則可得到組織對應各組別的事後分組機率，從組別中選擇最高事後分組機率值，即成為組織 i 之群組別歸屬。

2.2 規模經濟與技術變動

規模經濟係指組織長期平均成本會隨著產出增加而下降的現象。Kim (1986) 指出，衡量多產出規模經濟主要有兩種方法：一是用於衡量整體性的規模經濟，稱作總規模經濟 (Overall Economies of Scale)，其次為衡量個別產出的規模經濟，稱為特定產出的規模經濟 (Product-specific Economies of Scale)。根據 Panzar 與 Willig (1977) 對於總規模經濟所作定義，設定衡量指標如下：

2.2.1 總規模經濟

考量多種產出的總規模經濟值，可表示成(11)式：

$$SE = \frac{C(Y, W)}{\sum_k Y_k MC_k} = \frac{1}{\sum_k \eta_{CY_k}} = \left[\sum_k (\partial \ln C / \partial \ln Y_k) \right]^{-1}, \quad k \in N \quad (11)$$

其中， Y 、 W 分別代表產出及投入價格向量、 MC_k 為第 k 種產出的邊際成本，而 $\eta_{CY} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_k}$ 則表示為第 k 種產出的成本彈性。故當 $SE > 1$ 時，表示遞增規模報酬，隱含具規模經濟效果；當 $SE = 1$ 為固定規模報酬，以及當 $SE < 1$ 時，代表遞減規模報酬，即具有規模不經濟。

2.2.2 特定產出的規模經濟

依 Panzar 與 Willig (1981) 定義特定產出的規模經濟指標如下：

$$SE_k = \frac{IC_k(Y, W)}{Y_k MC_k(Y, W)} = \frac{IC_k / C}{\eta_{CY_k}}, \quad k \in N \quad (12)$$

式(12)中， $IC_k(Y, W)$ 為第 k 種產出增量成本值，係由總產出的總成本值，扣除掉不生產第 k 種產出（其他產出固定下，第 k 種產出為零狀況）時之成

本差額，即表示成 $IC_k(Y, W) = C(Y, W) - C(Y_{N-k}, W)$ ，其內 $C(Y_{N-k}, W)$ 可等於 $C(Y_1, \dots, Y_{k-1}, 0, Y_{k+1}, \dots, Y_N, W)$ 。若 $SE_k > 0$ ，表示特定產品 k 之生產具有規模經濟；反之， $SE_k < 0$ 時，生產特定產品 k 呈現規模不經濟的現象。

除上述規模經濟外，另有範疇經濟 (Economies of Scope) 指標可同時加以衡量，說明如下：

2.2.3 範疇經濟

根據 Panzar 與 Willig (1981) 對於範疇經濟說明，當結合兩項以上產品生產的總成本，相較每項產品各自分開生產所加總的成本還低時，此時即存在範疇經濟現象。其衡量指標可設定如下(13)式：

$$ESCOP = \frac{\sum_k C(Y_k, W) - C(Y, W)}{C(Y, W)}, \quad k \in N \quad (13)$$

在(13)式中，若為兩種產出時，範疇經濟指標衡量可表示成

$$ESCOP = \frac{C(Y_1, 0, W) + C(0, Y_2, W) - C(Y, W)}{C(Y, W)}。因此，若 $ESCOP > 0$ 時，即$$

存在範疇經濟；相反的，當 $ESCOP < 0$ 時，則為範疇不經濟。

在估計特定產出規模經濟及範疇經濟時，皆應用到增量成本概念，故於成本函數中，常會假設產出為零之狀況。尤其是 Translog 成本函數設定上，因對零產出取自然對數並無意義，通常須藉由極小數值予以取代，以避免對零值取對數無法定義之問題。有關極小值設定方法，Gilligan *et al.* (1984) 是以 0.001 取代零，而 Kim (1986) 曾以產出樣本平均值的 10% 替代零值，另 Mester (1987) 改採產出樣本內最小值的 10% 來取代零。上述何種方式設定較佳，目前並無一定論 (黃台心, 1998)。有鑑於此，本文將選擇 Mester (1987) 在分析金融業所設定的方法，即由各產出樣本平均值的 10% 取代零之數值。

最後，依據 Baltagi 與 Griffin (1988) 與 Kumbhakar 與 Heshmati (1996) 說明：若將 Translog 成本函數針對時間趨勢(t)偏微，可得出總技術變動效果（列示於(14)式）。

$$\frac{\partial \ln C_{it}}{\partial t} = \varphi + \varphi_t t + \sum_k \varphi_k \ln Y_k + \sum_l \varphi_l \ln W_l \quad (14)$$

由(14)式總技術變動效果觀察，等號右項可再拆解成三項要素，依序為純粹技術變動（Pure Technical Change）項($\varphi + \varphi_t t$)，該變動只描述時間趨勢之效果。其次，為規模擴大（Scale-augmenting）技術變動項 $\sum_k \varphi_k \ln Y_k$ ，主要探討產出項和時間趨勢交叉效果對技術變動的影響；最後一項為 $\sum_l \varphi_l \ln W_l$ ，係屬於非中性（Nonneutral）技術變動，說明投入價格與時間趨勢交叉效果之影響。

III、資料來源與模型設定

自 2001 年起，有關農業金融改革之相關法案陸續通過及實施，如 2003 年「農業金融法」通過並於隔年實行，確立農、漁會信用部存在的法源。2004、2005 年分別成立行政院金融監督管理委員會，以及全國農業金庫開幕，如此皆對農會信用部業務監管與推展產生重大影響。有鑑於此，本文研究資料將涵蓋 2001 至 2009 年期間，並以我國臺灣（不含金馬地區）237 家農會信用部作為研究對象，縱橫（Panel）資料總計有 2,133 筆。主要資料來源取自「臺灣地區各級農會年報」編纂的資產負債表及損益表等。

3.1 各項變數與模型建構

關於潛在類別隨機邊界模型估計，應包含三類變數設定，分別是：(1)成本函數產出與投入價格變數；(2)無效率項影響變數，以及(3)區隔變數。茲將各項變數構成與設定理由說明如下：

3.1.1 產出與投入價格變數

本文藉由成本面觀點，設定成本函數作為評估信用部經營效率之指標，主要原因為：在經濟理論中，用來描述生產要素投入與產出關係之函數型式可大略分為三類：(1)生產函數；(2)成本函數，以及(3)利潤函數。其中，成本函數相較於生產函數，可用於分析多產出概念，且根據對偶理論（Duality Theory），當生產技術滿足正規條件（Regularity Conditions）時，生產函數與成本函數存在著單一對應關係，隱含成本函數仍間接考慮投入與產出的關係；至於利潤函數方面，由於農會具非營利組織性質，所屬信用部門在業務經營及設立據點受到農會法、農業金融法等相關法規限制，因此並非全然是以追求利潤極大化為目標。綜上說明，本文將以成本函數進行實證分析。

成本函數主要的變數為產出與投入價格項，故應先針對信用部產出設定加以說明。金融業為一特殊產業，關於其產出衡量方式，主要包括生產法（Production Approach）與仲介法（Intermediation Approach）兩種。Berger 與 Humphrey (1992) 指出生產法是以放款「帳戶數」來衡量金融機構產出，如此可避免通貨膨脹困擾，而生產過程之人事成本、原料投入及資金投入成本則可視為總成本項；至於仲介法則以「金額」來衡量金融機構產出，並將資金成本納入總成本計算。回顧過去研究信用部相關的文獻，多數學者最常使用仲介法衡量產出（例如：劉祥熹等，1997；張靜貞與賴怡君，1999；陳永琦與傅祖壇，2004；劉春初，2004；周百隆等，2006）。上述文獻皆認為信用部在基層金融體系扮演著仲介者的角色，亦即吸收多餘資金，融通資金給予需求者，故產出應以仲介金額來衡量。據此，參酌各文獻說明，本文將以仲介法概念進行農會信用部產出衡量，並設定一般放款與農業放款兩項產出。除產出項外，尚有三項投入價格，分別為資金、資本與勞動價格，相關變數之名稱與組成內容詳列於表 1 中。

3.1.2 無效率項影響變數

除成本函數變數外，表 1 另列出影響無效率項及區隔變數項目。關於上述兩類變數選取與設定之差異，依 Koetter 與 Poghosyan (2009) 說明：無效率項影響變數，通常具有人爲可控制與管理性質，而區隔變數則爲經營上無法改變，但會影響績效的外在環境因素。依此，本文首先設定時間趨勢變數，以觀察無效率項隨時間變動之關係；其次，依據農業金融法第 36、37 條說明，有關農漁會信用部加強監管之時機規定，計有如下三種：(1) 信用部業務經營不善，累積虧損超過信用部上年度決算淨值 1/3，或逾放比率超過 15% 者，應由主管機關及全國農業金庫設置輔導小組，以三年爲期整頓之；期滿未達所訂改善目標，或輔導期間經主管機關認定無輔導績效者；(2) 信用部淨值爲負數者；(3) 信用部因業務或財務狀況顯著惡化，不能支付其債務或有損及存款人利益之虞時。由以上(1)、(2)項描述，可發現皆和信用部淨值有關；再者，隨著新版巴塞爾協定（即 Basel II）實施，金融機構在面臨市場、信用和操作三大風險下，應維持適足的自有資本比率，且相關監理單位對此比率亦有一定要求，農會信用部屬金融體系之一環，自然不能獨立於規範之外。根據上述之說明，以及參酌「農會漁會信用部淨值占風險性資產比率管理辦法」，在不考慮資產風險等級水準下，本文將以淨值占資產比率，作爲衡量信用部經營狀況及資本適足性之指標。再者，逾期放款比率高低，除影響信用部加強監管時機外，亦間接反映放款管理能力。當逾放比率越高，表示放款品質越差，放款管理能力越低，此時會增加農會信用部發生擠兌的機率（張呈徽等，2007）。究此，本文亦將逾期放款比率列爲影響信用部營運績效的參考變數。

最後，多角化（Diversification）是指廠商經營業務超出一種以上的產品或一個以上的產業。在評估多角化程度指標上，傳統常採用赫氏指數（Herfindahl-Hirschmann Index，以下簡稱 HHI）衡量。由於法規限制，信用部可經營業務相對一般銀行來得少；另在資金利用上，信用部除對會員放款外，又有轉存農業金庫之規定，因此，利息收入相對於信用部而言，是一項

重要的收入來源管道。本文參考 Stiroh (2004) 評估銀行多角化之作法，採信用部營業收入角度計算 HHI 指數，藉由利息與非利息收入之組成比重，衡量信用部多角化程度（公式如表 1 所示）。當以收入衡量的 HHI 值越高時，表示信用部經營業務越集中，即多角化程度越低；反之，多角化程度會越高。

3.1.3 區隔變數

事前機率(P_{ij})高低會影響事後分組機率 $P(jt | i)$ 大小，進而決定信用部組別歸屬，故對於影響事前機率（如(8)式）之相關變數設定，顯得相當重要。據此，本文將設定數項受外在環境影響，信用部本身較無法控制的區隔變數，並說明設定之理由。陳希煌（1985）曾觀察若干較都市化農會，並發現其具備以下特性：(1) 位於城市區農會，農民所占比率顯著減少；(2) 城市區農會中，贊助會員人數較正會員多。另外，蔡秋榮（1987）在區分農業與非農業區農會時，亦使用人口數當作決策參考。其次，農會主要的金融服務對象為會員，全體會員又可區分為正會員（具選舉權與被選擇權）與贊助會員兩類。Huang *et al.* (1999) 研究指出：偏遠地區農會中，贊助會員占全體會員比率，相對於正會員所占比率來得低；Chen *et al.* (2007) 在分析臺灣農會信用部生產力變化時，採用正會員占全體會員比率變數，當此指標數值越高時，表示該區位信用部從事農業活動越密集。參考上述文獻，本文將選定人口數及贊助會員占總會員數比率，以作為信用部分組之區隔變數。

再者，當地農會信用部若同時存在其他金融機構，由於民眾具多樣性選擇，故機構彼此間會有替代可能。尤其在都市型農會及北部農會中，平均約有 13 家以上的其他金融機構存在，競爭相當激烈；而於鄉村型農會的組織區域中，則只有平均不到 1 家的其他金融機構，故兩類型差異頗大（盧永祥與傅祖壇，2005）。因此，本文將以信用部占當地金融機構家數比率來觀察此現象。除其他金融機構威脅外，有些地區尚有性質十分類似，同屬農業金融體系之漁會存在。若當地居民多數從事漁業之工作，居民對漁會依賴相對

於農會來得深，使得當地農會正會員數相對偏少。有鑑於此，本文另設定一項虛擬變數以突顯此現象。綜之，本文共設置四項區隔變數，相關變數組成科目及敘述統計如表 1 所示（註 7）。

表 1 各項變數設定與敘述統計（2001~2009 年）

變數名稱	代號	組成內容 (單位)	平均數	標準差	百分位數	
					5%	95%
成本函數變數						
一般放款	Y ₁	無擔保一般放款+擔保一般放款+貼現+無擔保透支+擔保透支(百萬)	1,576	2,471	69	5,261
農業放款	Y ₂	無擔保統一農貸+擔保統一農貸+專案放款+農建放款+農機放款+購地放款+農宅放款(百萬)	542	586	21	1,706
資金價格	W ₁	(存款利息支出+借款利息支出) / (全年平均存款+借入款年底餘額)	0.020	0.220	0.008	0.038
勞動價格	W ₂	用人費用 / 信用部員工數(百萬 / 人)	1.244	0.473	0.720	1.888
資本價格	W ₃	資本支出 / 固定資產淨額	0.321	0.384	0.074	0.785
總成本	TC	資金成本+勞動成本+資本成本(百萬)	168	158	32	423
無效率項影響變數						
時間趨勢	t	觀察 2001~2009 年期間，分別以 1 至 9 代號表示。				
淨值資產比率	CAP	淨值 / 總資產	0.075	0.024	0.041	0.119
逾期放款比率	NPL	逾期三個月以上放款(含催收款項) / 年底放款餘額(含催收款項)	0.126	0.124	0.004	0.367
HHI 指數	HHI	$\left(\frac{\text{非利息收入}}{\text{營業收入}}\right)^2 + \left(\frac{\text{利息收入}}{\text{營業收入}}\right)^2$	0.573	0.075	0.501	0.714
區隔變數						
人口數	PO	該區總人口數(千人)	58.037	78.074	8.675	178.998
贊助會員占總會員數比率	PE	贊助會員 / (正會員+贊助會員)	0.341	0.231	0.070	0.858
信用部占當地金融機構家數比率	FI	該地區農會信用部家數 / 該地區總金融機構分布數	0.566	0.299	0.075	1.000
當地是否設立漁會信用部	DF	當地設有漁會信用部=1 無漁會信用部設立=0	0.127	0.333	0.000	1.000

資料來源：臺灣地區各級農會年報、行政院主計處及各縣市主計處網站。

註：關於物價指數之調整，係以 2006 年為基期。

經由上述各項變數設定後，接續將說明實證模型建構。有關本文設定成本函數類型，係採用 Translog 型式（註 8），實證模型可表示成(15)式（為簡潔表達，本文省略組別 j 符號）：

$$\begin{aligned}
 \ln C_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{1it} + \alpha_2 \ln Y_{2it} + \beta_2 \ln W_{2it}^* + \beta_3 \ln W_{3it}^* \\
 & + \frac{1}{2} \alpha_{11} (\ln Y_{1it})^2 + \frac{1}{2} \alpha_{22} (\ln Y_{2it})^2 + \alpha_{12} (\ln Y_{1it})(\ln Y_{2it}) \\
 & + \frac{1}{2} \beta_{22} (\ln W_{2it}^*)^2 + \frac{1}{2} \beta_{33} (\ln W_{3it}^*)^2 + \beta_{23} (\ln W_{2it}^*)(\ln W_{3it}^*) \\
 & + \gamma_{12} (\ln Y_{1it})(\ln W_{2it}^*) + \gamma_{13} (\ln Y_{1it})(\ln W_{3it}^*) + \gamma_{22} (\ln Y_{2it})(\ln W_{2it}^*) + \gamma_{23} (\ln Y_{2it})(\ln W_{3it}^*) \\
 & + \varphi_1 t + \frac{1}{2} \varphi_2 t^2 + \varphi_3 t (\ln Y_{1it}) + \varphi_4 t (\ln Y_{2it}) + \varphi_5 t (\ln W_{2it}^*) + \varphi_6 t (\ln W_{3it}^*) + V_{it} + U_{it} \\
 & , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (15)
 \end{aligned}$$

其中， C_{it} 為標準化總成本（註 9）、 Y_{1it} 與 Y_{2it} 分別是一般及農業放款產出、 W_{2it}^* 是標準化勞動價格、 W_{3it}^* 為標準化資本價格、 t 是時間趨勢，以及 V_{it} 為隨機項。此外，關於無效率項 U_{it} ，本文設定如(16)式：

$$U_{it} = \exp[-\zeta(t-T)] \cdot U_i \quad (16)$$

假設跨時不變無效率項 U_i 服從截斷常態分配，並設定截斷分配平均數與無效率項影響變數間的線性關係如(17)式：

$$\mu_{it} = \eta_1 t + \eta_2 CAP_{it} + \eta_3 NPL_{it} + \eta_4 HHI_{it} \quad (17)$$

至於事前機率組成可表示為(18)式：

$$p_{ij}(\delta_j) = \frac{\exp[\delta_{0j} + \delta_{1j} PO_{it} + \delta_{2j} PE_{it} + \delta_{3j} FI_{it} + \delta_{4j} DF_{it}]}{\sum_{j=1}^J \exp[\delta_{0j} + \delta_{1j} PO_{it} + \delta_{2j} PE_{it} + \delta_{3j} FI_{it} + \delta_{4j} DF_{it}]} \quad (18)$$

上述(16)~(18)式中，相關變數代號名稱可參考前述表 1 之說明。

3.2 分組數目之決定

在估計潛在類別隨機邊界模型時，應先設定合適的分組數目。有關潛在類別分組數目之決定，常見使用方法計有概似比檢定 (Likelihood Ratio Test) 及訊息準則 (Information Criterion) 法等。採用概似比檢定法，可採向下 (上) 檢測策略，依序由假設最適 J^* 組往下 (上) 檢定至 J 組，以從中找出合適組數。但是，採用概似比檢定法時，可能會遭遇兩檢定組別分配相同，而產生模稜兩可無法判別問題 (Greene, 2005)；據此，目前較多文獻採用訊息準則作為組數判斷指標 (Orea & Kumbhakar, 2004; Poghosyan & Kumbhakar, 2010)。常見訊息準則包括 Akaike 指標 (Akaike Information Criterion, 以下簡稱 AIC) 與 Bayesian 指標 (Bayesian Information Criterion, 以下簡稱 BIC) 等。鑑於模型估計參數個數越多時，概似函數值也會跟著增加，故在 AIC、BIC 公式中，皆設定可抵銷參數個數影響之因素。在參數精簡原則下，較小的 AIC 及 BIC 值表示模型配適度較佳。除訊息準則外，亦可考慮使用整體配適度指標，當樣本區分組別後，每一群組內各變數標準差，可用來計算標準差平方根指標 (Root-mean-square Standard Deviation, 以下簡稱 RMSSTD)。該指標可代表群組內個體間的相似程度，當 RMSSTD 值越小時，表示群組內的同質性越高；反之，則隱含組內差異性較大。

為求客觀性，有關分組數目之選擇，本文將同時採用訊息準則 (AIC、BIC 值) 與配適度指標 (RMSSTD 值) 來判斷。由表 2 訊息準則指標值顯示：隨著分組數目增加 (直到可收斂計算的第三群組)，AIC、BIC 值會逐漸變小，且在區分 2 和 3 組時，兩指標數值相當接近。此際，若再加上 RMSSTD 指標觀察，可發現區分 2 組及 3 組時 RMSSTD 值，兩者呈現明顯轉折點 (由 2.24 驟升至 36.88)，隱含由區分 2 組變成 3 組時，組內變異會大幅提升。有鑑於此，參酌上述訊息準則與配適度指標選擇，本文擬將全體信用部之分組數設定為較佳的兩組，以利後續進行實證分析與探討。

表 2 潛在類別隨機邊界分組數目之決定

分組數目 (J)	參數個數 (K)	對數概似 函數值 (lnLF)	AIC 值	BIC 值	RMSSTD
1	28	1,037.09	-0.946	-0.872	0.66
2	61	1,324.61	-1.185	-1.023	2.24
3	94	1,488.06	-1.307	-1.057	36.88

資料來源：本文整理。

註: 1. $AIC(J) = [-2\ln LF(J) + 2K]/N$ 、 $BIC(J) = [-2\ln LF(J) + K(J)\ln(N)]/N$ 與

$$RMSSTD(J) = \left(\frac{\sum_{i=1}^K \hat{S}_i^2}{K} \right)^{0.5}。當中，N 是樣本數、J 是分組數目、K 是參$$

數個數，以及 \hat{S}_i^2 為估計樣本變異數；

2. 本文亦設法估計區分四組時的狀況，但是在進行參數估計時，並未能達到收斂水準。

3.3 參數估計結果

表 3 係結合(15)至(18)式，以潛在類別隨機邊界法所估計群組與全體樣本的各项參數結果。首先，將檢驗成本函數是否符合正規條件要求，有關投入價格之一階齊次條件，已於(15)式內標準化總成本、勞動及資本價格；至於成本函數為投入價格凹函數，本文將測試 Hessian 矩陣是否符合負半定條件（註 10）。此項檢驗結果顯示：全體及群組二樣本皆能符合條件；然而，群組一在 H_3 、群組三在 H_1 不滿足的個數稍多。造成此現象可能原因為：由於只單獨估計成本函數，並無聯立估計成本函數與要素份額函數，以致造成不符合樣本比率偏高現象。綜上所述，因本文多數樣本皆能符合正規條件，隱含表 3 成本函數之參數估計符合經濟理論的要求，可用來進行後續分析與應用。此外，為了檢定模型是否應包含無效率項(U_{it})，本文採概似比檢定法，並設定 $\lambda = 0$ 之虛無假設。經檢定過程顯示拒絕虛無假設（註 11），故藉由潛在類別隨機邊界進行效率分析是合適的。

接續觀察表 3 成本函數之參數估計結果，顯示兩群組多數變數皆能達到顯著水準；另由 ζ 參數估計，可知群組一呈現較小的顯著正值關係，隱含隨著時間增加，無效率項 U_{it} 會逐漸遞減，亦即群組內成本效率稍具改善現象；反之，群組二估計 ζ 值為顯著負值，表示隨著時間增加，無效率項會漸增。其次，觀察無效率影響變數之估計情形，顯示兩群組逾期放款比率皆為顯著正值，隱含隨著逾期放款比率增加，會使得平均無效率項隨之遞增。接著可發現收入衡量 HHI 指標中，兩群組皆為負值參數，且只有群組一達到顯著水準，表示當 HHI 指數越高（低）時，無效率項會隨之減少（上升）。關於此現象發生的可能理由為：因信用部經營業務項目相對一般銀行單純，且信用部餘裕資金又有轉存之規定，遂使其業務收入集中度通常較高，相對的多角化程度偏低。

最後，說明影響事前機率 P_{ij} 之區隔變數估計結果。由於事前機率大小會影響事後分組機率高低（如公式(10)組成），進而對信用部組別歸屬產生變化。依 Orea 與 Kumbhakar (2004) 解釋，當觀察區隔變數對事前機率所產生邊際效果時，應著重於估計參數之正負方向符號，而非關注參數值大小與顯著性。究此，當表 3 估計的區隔變數為正向時，對於事前機率增加會有所助益；反之，負向參數則會降低事前機率。由表 3 顯示，群組一相對於參考項（即群組二），除在截距項及贊助會員占總會員數比率為負向外，其餘三項變數皆呈現正向，且人口數之區隔變數亦具有顯著性。故當觀察樣本在人口數、信用部占當地金融機構家數比率越高，以及當地設有漁會信用部（虛擬變數設為 1），此時歸屬群組一之可能性會提升。

表 3 潛在類別隨機邊界各項參數估計結果

變數代號\名稱	參數	群組一		群組二		綜合全體	
		估計值	標準誤	估計值	標準誤	估計值	標準誤
截距項	α_0	8.990*	5.053	6.826	4.845	0.991	2.939
$\ln Y_1$	α_1	0.351***	0.106	-0.516*	0.297	-0.054	0.084
$\ln Y_2$	α_2	0.035	0.106	-0.379**	0.186	-0.121	0.075
$\ln W_2^*$	β_2	-0.037	0.214	1.869***	0.333	2.096***	0.133
$\ln W_3^*$	β_3	0.441***	0.122	-0.598**	0.251	0.133*	0.071
$(\ln Y_1)^2$	α_{11}	0.010**	0.005	0.036**	0.018	0.032***	0.004
$(\ln Y_2)^2$	α_{22}	0.010***	0.003	0.031***	0.008	0.020***	0.003
$(\ln Y_1)(\ln Y_2)$	α_{12}	-0.015***	0.004	0.007	0.010	-0.006*	0.003
$(\ln W_2^*)^2$	β_{22}	0.026	0.018	-0.191***	0.022	-0.173***	0.009
$(\ln W_3^*)^2$	β_{33}	0.063***	0.007	0.007	0.015	0.041***	0.004
$(\ln W_2^*)(\ln W_3^*)$	β_{23}	-0.007	0.009	0.074***	0.013	0.026***	0.005
$(\ln Y_1)(\ln W_2^*)$	γ_{12}	-0.017***	0.005	0.016	0.013	-0.011**	0.005
$(\ln Y_1)(\ln W_3^*)$	γ_{13}	-0.017***	0.003	0.005	0.013	-0.016***	0.003
$(\ln Y_2)(\ln W_2^*)$	γ_{22}	0.008	0.006	-0.001	0.008	0.000	0.004
$(\ln Y_2)(\ln W_3^*)$	γ_{23}	-0.004	0.003	0.007	0.008	0.002	0.003
t	φ_1	-0.216***	0.064	-0.119	0.133	-0.461***	0.025
t^2	φ_2	-0.027***	0.001	-0.019***	0.006	-0.024***	0.001
$t(\ln Y_1)$	φ_3	0.002	0.001	-0.021***	0.004	-0.001	0.001
$t(\ln Y_2)$	φ_4	0.001	0.001	-0.007***	0.003	0.002*	0.001
$t(\ln W_2^*)$	φ_5	0.030***	0.003	0.042***	0.005	0.051***	0.002
$t(\ln W_3^*)$	φ_6	-0.002	0.002	0.003	0.004	-0.005***	0.001
時間趨勢(t)	η_1	0.441	0.552	0.250	0.562	0.332	0.305

表 3 潛在類別隨機邊界各項參數估計結果(續)

變數代號\名稱	參數	群組一		群組二		綜合全體	
		估計值	標準誤	估計值	標準誤	估計值	標準誤
淨值資產比率(CAP)	η_2	0.651	2.254	3.599	4.819	1.929	1.665
逾期放款比率(NPL)	η_3	1.504**	0.735	2.963*	1.569	0.457	0.617
HHI 指數(HHI)	η_4	-2.567***	0.703	-0.742	1.520	-1.553***	0.536
截距項	δ_0	-0.185	0.689	—	—	—	—
人口數(PO)	δ_1	0.014**	0.005	—	—	—	—
贊助會員占總會員 數比率(PE)	δ_2	-0.717	1.351	—	—	—	—
信用部占當地金融 機構家數比率(FI)	δ_3	1.151	0.928	—	—	—	—
當地是否設立漁會 信用部(DF)	δ_4	1.112	0.968	—	—	—	—
$\sigma = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$		0.978**	0.003	0.969***	0.008	0.551***	0.009
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$		0.288	5.500	0.421	13.697	0.551***	0.009
ζ		0.012**	0.002	-0.037***	0.006	0.004*	0.002
對數概數函數		1,324.608				1,037.093	

資料來源：本文整理。

註：1. 「***」、「**」及「*」分別表示滿足 1%、5% 與 10% 顯著水準；

2. σ 為總變異數、 σ_u 與 σ_v 分別是無效率誤差及隨機性誤差之標準差、 λ 是無效率誤差之標準差占隨機性誤差之標準差比率，以及 ζ 為無效率項估計之參數；

3. 事前機率 P_{ij} (設定為 Logit 型態) 係以群組二為參考項。

IV、群組背景之分析比較

本節將依潛在類別隨機邊界模型區分之結果，針對信用部群組背景加以說明，並依共同邊界概念，進行群組間經營績效之比較；最後，亦藉觀察信用部成本結構差異，以探討群組間是否具規模、範疇經濟與技術變動現象。相關內容說明如下：

4.1 群組特徵說明

經由分組數目決定，並執行參數估計後，接著可根據事後分組機率大小（參(10)式計算法），以探討個別信用部組別之歸屬。首先，表 4 列出縱橫資料統計的分組結果，表中顯示群組二包含 1,181 家樣本，占全體 55%；群組一為 952 家（占全體總數 45%），兩群組樣本家數比例基本上相差不大。此外，若依區位統計，兩群組皆以中部信用部相對較多，而位於南部地區信用部次之。

表 4 分組結果與地區家數統計

單位：家

群組	信用部家數	占全體樣本 比例 (%)	北部	中部	南部	東部
群組一	952	45	206	344	320	82
群組二	1,181	55	289	457	364	71
全體	2,133	100	495	801	684	153

資料來源：本文整理。

註：不同區域（北、中、南和東）之劃分，係以政府普查時設定區域為標準。除東部之花蓮和臺東兩縣外，以中部五縣市（臺中縣市、南投、彰化和雲林縣）加上苗栗縣作為臨界，區分北、南部縣市；其中，另將宜蘭縣併入北部地區。

再者，由(10)式設定事後分組機率會隨著時間改變，故某家信用部每年歸屬群組可能會產生變化（如由群組一轉變成群組二、群組二轉變為群組一或仍是相同組別）。表 5 列出各年度群組轉變統計，歷年是以群組二轉變成群組一占多數，其於 2002 至 2004 年家數變化呈現遞增情形，及至 2005 年達到高峰；另於 2005 至 2007 三年間，每年皆至少有 59 家信用部發生轉變；爾後，則逐年遞減至 2009 年的 8 家。相對的，由群組一轉變成群組二狀況家數並不多（歷年約 1 至 3 家左右），甚至於 2004 年無任何家數轉變。

表 5 信用部歷年群組轉變情形

變化 \ 年度	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	總計
由群組一轉 變成群組二	—	1	1	0	2	3	1	1	2	11
由群組二轉 變成群組一	—	2	8	21	60	59	59	25	8	242
總計	—	3	9	21	62	62	60	26	10	253

資料來源：本文計算整理。

最後，將進行群組間統計檢定，以說明群組之特徵。本文先由單因子多變量變異數分析法（Multivariate Analysis of Variance，以下簡稱 MANOVA）測試相關變數總檢定（Overall Test）效果，若總檢定結果顯著，表示群組間具有差異性，可再使用邊際檢定（Marginal Test）探討個別變數對群組之影響。其次，在檢定相關變數選取上，由於個別信用部群組歸屬係以事後分組機率大小為依據，且其機率大小主要受 δ 、 θ 參數影響(10)式所示)，故本文將設定產出、投入價格及區隔變數作為檢定相關的變數。

藉由上述之操作，實證結果得出總檢定效果是具顯著性（註 12），故可再採成對檢定法（Pairwise Test），針對兩信用部群組進行邊際檢定，並以聯立信賴區間觀察組別間變數表現（註 13）。表 6 列出成對檢定結果，除資金和勞動價格，以及當地是否設立漁會信用部指標較不顯著外，剩餘變數在兩群組間皆具明顯差異。此外，觀察顯著性變數內的聯立信賴區間，群組一在農業放款產出、信用部占當地金融機構家數比率指標中，其平均值相對於群組二高（因落於正區間內）；另一方面，在一般放款、資本價格、人口數與贊助會員占總會員數等指標，則以群組二相對較大。歸納上述群組之特徵，顯示群組一相對於群組二，對於提供農業金融服務，以及農業發展所扮演角色與功能較具特色。

表 6 成對檢定表

變數 \ 組別	平均數		聯立信賴區間與 P 值
	群組一	群組二	
一般放款 (百萬)	1,304	1,795	(-701.254,-281.111) [<0.001]
農業放款 (百萬)	586	507	(28.681,128.617) [0.002]
資金價格	0.023	0.018	(-0.014,0.024) [0.601]
勞動價格 (百萬 / 人)	1.264	1.228	(-5.078,75.652) [0.086]
資本價格	0.207	0.414	(-0.238,-0.175) [<0.001]
人口數指標 (千人)	48.791	65.489	(-23.331,-10.066) [<0.001]
贊助會員占總會會員數 比率指標	0.310	0.365	(-0.075,-0.036) [<0.001]
信用部占當地金融機 構家數比率指標	0.616	0.524	(0.066,0.116) [<0.001]
當地是否設立漁會信 用部指標	0.149	0.108	(0.012,0.069) [0.060]

資料來源：本文整理。

註：表內第四欄中，()內數值為滿足 5%顯著水準之聯立信賴區間、[]內為 P 值。

4.2 經營績效比較

本文藉由潛在類別隨機邊界法，進行信用部組別區分，嗣後可再以共同邊界概念，進行群組間經營效率之評估與比較。本節評估之共同邊界效率指標，係依群組估計的成本函數參數（如表 3），將其分別代入成本效率（Cost Efficiency，以下簡稱 CE）和技術缺口比率（Technology Gap Ratio，以下簡稱 TGR）指標公式，爾後將 CE 乘上 TGR，即可得出共同邊界成本效率（Metafrontier Cost Efficiency，以下簡稱 MCE）（註 14）。由表 7 計算的共同邊界效率指標可知，群組一之平均 CE 值為 0.554，略低於群組二之 0.589 效率值。由於各群組技術水準是具差異，且群組間亦無共同比較基準，因此，藉由 CE 計算並無法進行跨群組比較。

有鑑於此，為利於跨群組比較，本文應用共同邊界概念所計算的 TGR 值，作為群組效率比較的主要指標（註 15）。依 TGR 比率大小，即可比較不同技術水準（或跨群組）間，信用部之成本效率情況。在表 7 內，兩群組平均 TGR 值皆有 0.8 左右水準，兩群組樣本的效率表現相當接近；其中，以群組二之 TGR 平均值稍佳，隱含該組多數樣本較靠近共同邊界成本（缺口較小）。兩類組別中，TGR 最大值皆等於 1，此時組別隨機成本邊界與共同邊界成本位於相切點，顯示該位置樣本點是最具效率。在 TGR 值標準差方面，可發現群組一變動程度較高，至於群組二信用部變動幅度則相對較低，即群組內樣本的 TGR 值較集中。

表 7 共同邊界效率指標之敘述統計

群組 \ 統計量	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
群組一					
CE		0.554	0.138	0.125	0.756
TGR	952	0.862	0.093	0.033	1.000
MCE		0.476	0.125	0.105	0.683
群組二					
CE		0.589	0.108	0.150	0.775
TGR	1,181	0.872	0.085	0.500	1.000
MCE		0.517	0.114	0.238	0.761

資料來源：本文整理。

註：1.CE 表示群組中個別信用部的成本效率值，公式為

$$CE_{it(j)} = \frac{e^{X_{it}\beta_{(j)} + V_{it(j)}}}{C_{it(j)}} = e^{-U_{it(j)}} ;$$

$$2.TGR \text{ 為技術缺口比率值， } TGR_{it(j)} = \frac{e^{X_{it}\beta^*}}{e^{X_{it}\beta_{(j)}}} = \exp[X_{it}(\beta^* - \beta_{(j)})] ;$$

$$3.MCE \text{ 是共同邊界成本效率值： } MCE_{it(j)} = \frac{e^{X_{it}\beta^* + V_{it(j)}}}{C_{it(j)}} \text{ 或 } MCE = CE \times TGR .$$

另外，觀察表 7 內兩群組 MCE 數值，可發現群組間平均 MCE 值以群組二較高。若依 MCE 值是由 CE 及 TGR 組成關係，可進一步計算 CE 與 TGR 值之相關程度。由 Pearson 相關係數結果顯示：在滿足 5% 顯著水準下，群組一 CE 與 TGR 值相關係數呈現不顯著的-0.043，而群組二則為顯著正向的 0.317。由此得知，群組二之 CE 和 TGR 指標具正向變動關係，兩項指標關聯程度約為三成水準，此亦反應在表 7 中，群組二各項指標平均值皆高於群組一之結果。

4.3 成本結構分析

本節將根據(11)至(14)式，觀察群組及全體信用部之規模與範疇經濟，進而並探討是否具技術變動現象，以反應信用部成本結構狀況。由表 8 估計結果顯示：兩群組及全體信用部皆具顯著的總規模經濟效果，並以群組一的平均數值最大；其中，群組一平均資產規模約為 50 億，低於群組二的 65 億平均值，另在兩群組內，多數樣本皆集中於 10~50 億左右規模，其次為 50~100 億區間。再者，若由表 8 兩項特定產出（一般放款、農業放款）規模經濟觀察，可發現兩群組在一般放款產出上，皆具有顯著的規模經濟；但在兩群組另一農業放款產出項上，尚無法明顯看出具有特定產出規模經濟效果。此外，對於範疇經濟之觀察，顯示兩群組皆具有顯著的範疇經濟存在，亦即可透過生產多樣化來降低平均成本；當中，並以群組二範疇經濟效果較高，表示該群組尚有較大的潛在成本節省空間。

在總技術變動方面，兩群組皆呈現顯著偏低負值，隱含具有技術進步現象。深入觀察群組一技術進步組成，可發現主要係受純粹技術變動所致，至於群組二技術進步的原因，主要係受純粹和規模擴大技術變動因素影響。歸納以上分析，可得出不論何種技術型態信用部，皆能發揮總規模經濟及範疇經濟效果，且皆具技術進步現象。

表 8 各群組規模經濟與技術變動指標之衡量

項目 \ 組別		群組一	群組二	全體樣本
1.總規模經濟 (SE)		8.740 ^{***}	3.861 ^{***}	5.527 ^{***}
一般放款規模經濟 (SE_1)		2.478 ^{***}	1.044 ^{***}	-0.956
農業放款規模經濟 (SE_2)		-2.010	-0.100	-3.213 ^{***}
2.範疇經濟 ($ESCOP$)		0.744 ^{***}	0.993 ^{***}	1.183 ^{***}
3.總技術變動 (TTC)		-0.030 ^{***}	-0.074 ^{***}	-0.004 ^{***}
純粹技術變動		-0.410 ^{***}	-0.180 ^{***}	-0.581 ^{***}
規模擴大技術變動		0.039 ^{***}	-0.375 ^{***}	0.011 ^{***}
非中性技術變動		0.341 ^{***}	0.481 ^{***}	0.566 ^{***}
資產 規模	總平均值 (億)	50	65	59
	10 億以下 (家)	52	21	73
	10~50 億 (家)	524	568	1,092
	50~100 億 (家)	296	406	702
	100 億以上 (家)	80	186	266
九年總樣本家數		952	1,181	2,133

資料來源：本文整理。

註：1.各衡量指標之數值以平均值表示；

2.當 $SE > 1$ 時，表示遞增規模報酬，即具規模經濟； $SE < 1$ 時，代表遞減規模報酬，為規模不經濟；

3.若 $SE_k > 0$ ，表示特定產出 k 之生產具有規模經濟；反之， $SE_k < 0$ 時，特定產出 k 為規模不經濟，而 $k=1、2$ 分別代表放款及農業放款產出；

4.假設 $ESCOP > 0$ 時，即存在範疇經濟； $ESCOP < 0$ 則為範疇不經濟；

5.當 $TTC < 0$ 時，表示技術進步；反之， $TTC > 0$ 時，表示技術退步；

6.除 SE 指標之虛無假設設定等於 1 外，其餘指標虛無假設皆設為等於 0；

7.「***」表示滿足 1% 顯著水準；

8.關於資產規模組距設定，係參酌中央存保公司，針對農會信用部財務指標評比所採行的分類方式。

V、結 論

本文應用潛在類別隨機邊界法，可將全體信用部區分成兩個群組；其中，群組一樣本占全體總數 45%，群組二則占 55%，兩組樣本比例接近。另於群組特徵表現上，群組一相對群組二信用部，與農業相關性較高。由群組一描述的樣本特徵，可與陳希煌（1985）說明之農村或混合型信用部類型相互對應。基此，在實務運用中，藉由本文客觀且具一致性的分組方法，可作為相關單位進行信用部輔導、績效衡量與評鑑等任務時，區分信用部彼此間特徵差異之參考。

接續在群組共同邊界成本效率衡量上，本文相較顏晃平等（2008）兩階段評估作法，在比較信用部間之效率時，顯得更具一致性。由實證顯示：平均而言，在不同技術水準下，兩群組的經營績效差異不大，且以群組一變動程度較高。另在成本結構分析上，不論何種技術型態信用部，皆能發揮總規模經濟及範疇經濟效果，此結果與先前探討農會信用部文獻近似（Huang *et al.*, 1999；盧永祥與傅祖壇，2005）。再者，兩群組具一般放款產出的規模經濟，但不存在農業放款產出之規模經濟，其理由可能為多數農業放款通常具有政策性或專案貸款任務性質，故較不易擴增自身規模；相對的，一般放款產出運用較具彈性（但仍具某些限制）（註 16），大致而言，隨著一般放款增加，長期平均成本可隨之降低，而兩群組皆存在範疇經濟，此隱含信用部可透過生產多樣化來降低成本；其中，並以群組二範疇經濟效果較高，顯示該組別尚有較多的潛在成本節省空間，此時應更重視商品組合多樣性，以充份發揮成本節省優勢。

最後，兩群組隨著時間增加，無效率項會逐漸遞減，顯示具有技術進步現象。探究群組一技術進步結構，發現主要是受純粹技術變動所致；而群組二技術進步主力為受純粹和規模擴大技術變動因素影響。此理由可能為現階

段基層金融改革仍持續進行著，故不論在法規制度或金融監理上，皆相對過往具有較佳經營環境，遂使信用部外部成本降低，因而效率更加提升。前述群組二技術進步原因，另又受到規模擴大技術變動之影響，隱含在可行的範圍內，若能透過產出擴增，將有利降低該組別之平均成本。但因信用部不同一般商業銀行，業務經營對象和範圍相對較窄，且具有若干法規限制。故為利於農會信用部門業務成長，以及面對其他具替代性金融機構的威脅與挑戰，信用部除要求自身經營體質良好外，尚可藉助全國農業金庫於業務、輔導方面協助。由於農業金庫具備專業銀行性質，不論在人才和設備等資源上相對較充足；另因農業金庫肩負一般及專案輔導信用部之任務，亦是目前信用部轉存款法定機構，通常較能和信用部保持密切合作關係。

附 註

1. 農會法第 1 條說明：「農會以保障農民權益，提高農民知識技能，促進農業現代化，增加生產收益，改善農民生活，發展農村經濟為宗旨」。
2. 農會主要的四大業務部門，分別為信用、保險，推廣和供銷部門。因信用部為農會組織下的一個部門，不具備獨立法人資格，故無法單獨對外運作。
3. 有關農會會員與贊助會員資格認定，可參考農會法第 12 至 15 條規定。
4. 例如「贊助會員及非會員辦理授信也有限額的標準辦法」、「農會漁會信用部各項風險控制比率管理辦法」等。
5. 農會法第 7 條規定：「各級農會以行政區域為其組織區域，並冠以各該區域之名稱。同一區域內以組織一個農會為原則…」；因此，附屬於農會底下的信用部門，營業範圍則限縮為單一行政區。
6. 有關共同邊界之介紹與應用，可參考 Battese *et al.* (2004)、O'Donnell *et al.* (2007)、顏晃平等 (2008) 及黃台心等 (2009) 相關文獻說明，在此不加贅述。
7. 為了去除物價因素干擾，實證數據資料已由消費者物價指數予以平減。
8. 選取 Translog 模型原因為在成本函數設定型式上，早期常被廣泛使用有 Cobb-Douglas 及 CES 型式之成本函數，但是此兩者並不具一般性，其中最主要之限制為要素間替代性具固定值。反觀 Translog 成本函數，其為 Cobb-Douglas 及 CES 成本函數之一般

式、不須預先設定生產函數之型態、對要素替代的可能性不做先驗設定，以及要素替代彈性具變動性等諸多優點；因此，近幾年來，國內外學者大多以 Translog 成本函數進行分析。

9. 為了滿足成本函數之要素價格一階齊次 (Homogeneity of Degree One) 條件，本文將以資金價格作為標準化過程之基準，分別標準化總成本（（資金成本 / 資金價格）+（勞動成本 / 資金價格）+（資本成本 / 資金價格）），標準化勞動價格（勞動價格 / 資金價格），以及標準化資本價格（資本價格 / 資金價格）。
10. 局部極大的二階必要條件為 Hessian 矩陣為負半定 (Negative Semidefinite) 條件，前三項定義為：

$$H_1 = |C_{11}^*| \leq 0; H_2 = \begin{vmatrix} C_{11}^* & C_{12}^* \\ C_{21}^* & C_{22}^* \end{vmatrix} \geq 0; H_3 = \begin{vmatrix} C_{11}^* & C_{12}^* & C_{13}^* \\ C_{21}^* & C_{22}^* & C_{23}^* \\ C_{31}^* & C_{32}^* & C_{33}^* \end{vmatrix} \leq 0, \text{ 其中,}$$

$$C_{ij}^* = \frac{\partial^2 C^*}{\partial W_i \partial W_j}, \quad i, j = 1, 2, 3.$$

11. 概似比檢定法檢定之統計量為：

$$LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \sim \chi^2(m)$$

其中， $L(H_0)$ 為由最小平方計算之概似函數值； $L(H_1)$ 是潛在類別隨機邊界概似函數值； m 是卡方分配之自由度。在顯著水準為 5% 下，計算的卡方統計量為 2,649.21，故拒絕 $\lambda = 0$ 之虛無假設。

12. 在 MANOVA 檢定準則指標採用上，本文將以常見的 Wilks's lambda 統計量來進行檢定。結果顯示：Wilks's lambda 統計值為 0.928，在 $\alpha = 0.05$ 顯著水準下，F 值 = 16.28，此值高於臨界值，故可拒絕群組變數間是相同的虛無假設。
13. 成對檢定之虛無假設定為： $H_0: \mu_i - \mu_{i'} = 0$ ，對立假設 $H_1: \mu_i - \mu_{i'} \neq 0$ ；其中， μ_i = 第 i 組某項變數平均值； $\mu_{i'}$ = 第 i' 組某項變數之平均值。當檢定為拒絕虛無假設情況時，隱含兩信用部群組間之變數是具有差異性（即 $\mu_i - \mu_{i'} \neq 0$ ）；至於何組信用部變數表現較佳，則可藉由聯立信賴區間加以推斷；凡是兩組變數差異落於正區間內，表示兩群組變數平均值差距 $\mu_i - \mu_{i'} > 0$ ，亦即 $\mu_i > \mu_{i'}$ ，隱含前組信用部之變數平均值大於後一組；相反地，如落在負區間內，此時前組信用部之變數平均值小於後一組。
14. 共同邊界各效率指標公式，可參考表 7 之附註說明。
15. TGR 值為衡量信用部之群組隨機成本邊界值，相對於共同邊界成本值間的缺口比

率。當 TGR 值越高時 (較接近 1), 群組和共同邊界成本間缺口會越小 (即兩者越接近); 反之, TGR 值越低時 (接近 0), 兩者缺口會越大, 表示群組和共同邊界成本間相距越遠。故依此缺口比率大小, 即可比較不同技術水準 (或跨群組) 間, 信用部之成本效率情況。

16. 農業金融法 28 條第 5 項規定: 「信用部對贊助會員及非會員授信及其限額之標準, 由中央主管機關定之」。上述詳細限額標準說明, 可參考「農會漁會信用部對贊助會員及非會員授信及其限額標準辦法」之規定。

參考文獻

- 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卷，1期，77-100。
- 王親仁，2006。「農會信用部努力需求、彈性與效率分析」，『農業經濟半年刊』。79期，103-141。
- 周百隆、吳榮杰、陳葦峻，2006。「以條樣函數重新檢視農會信用部經營與合併效益」，『農業與經濟』。37期，63-98。
- 林國慶，2002。「農業金融改革」，『農業經濟叢刊』。7卷，2期，189-205。
- 張呈徽、吳東璟、余士迪、潘治民、王瑜琳，2007。「互相依賴的區分母體持續時間模型：農會信用部擠兌的應用」，『農業經濟叢刊』。13卷，1期，69-90。
- 張靜貞、賴怡君，1999。「農會信用部的效率評估與風險管制」，『農業金融論叢』。42卷，33-58。
- 陳永琦、傅祖壇，2004。「臺灣地區農會信用部合併之成本節省效益分析」，『農業經濟叢刊』。9卷，2期，1-26。
- 陳希煌，1985。「臺灣城市型農會信用部未來發展方向之研究」，『基層金融』。10期，130-145。
- 陳昇鴻、施麗玉、黃琮琪，2004。「農會信用部存款保險差別費率水準之研究」，『農林學報』。53卷，3期，235-250。
- 黃介良、梁連文，1996。「利率自由化對基層農會信用部資產負債管理及獲利能力之實證分析」，『管理科學學報』。14卷，2期，241-261。
- 黃台心，1998。「以隨機成本邊界函數分析本國銀行的規模與多元經濟」，『經濟論文叢刊』。26卷，2期，209-241。
- 黃台心、張寶光、邱郁芳，2009。「應用共同成本函數探討東亞六國銀行業之生產效率」，『經濟論文』。37卷，1期，61-100。
- 黃琮琪、施麗玉、陳昇鴻、趙俊淵，2005。「農會信用部內部稽核制度對績效之影響分析」，『農業經濟叢刊』。10卷，2期，237-265。
- 劉春初，2004。「應用資源重分配模式探討臺灣地區農會信用部組織變革之研究」，『農業經濟半年刊』。75期，27-34。

- 劉祥熹、吳榮杰、陳永琦，1999。「臺灣地區農會信用部經營績效與策略之研究—策略群組方法之應用」，『農業與經濟』。22期，17-50。
- 劉祥熹、莊慶達、林榮昌，1997。「臺灣地區漁會信用部經營績效之分析—資料包絡法之應用」，『基層金融』。35期，107-134。
- 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。
- 鄭政秉、梁連文、許智偉，2010。「差異化管理對台灣與日本銀行業成本效率之影響」，『應用經濟論叢』。87期，145-189。
- 盧永祥、傅祖壇，2005。「臺灣地區農會整體經營效率之分析」，『農業經濟叢刊』。11卷，1期，35-64。
- 顏晃平、張靜文、吳榮杰，2008。「臺灣農會信用部成本效率之研究—共同邊界函數應用」，『應用經濟論叢』。84期，159-193。
- Alvarez, A., and J. del Corral, 2010. "Identifying Different Technologies Using A Latent Class Model: Extensive Versus Intensive Dairy Farms," *European Review of Agricultural Economics*. 37: 231-250.
- Baltagi, B. H., and J. M. Griffin, 1988. "A General Index of Technical Change," *The Journal of Political Economy*. 96: 20-41.
- Battese, G. E., and T. J. Coelli, 1992. "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India," *Journal of Productivity Analysis*. 3: 153-169.
- Battese, G. E., D. S. P. Rao, and C. J. O'Donnell, 2004. "A Metafrontier Production Function for Estimation of Technical Efficiencies and Technology Gaps for Firms Operating under Different Technologies," *Journal of Productivity Analysis*. 21: 91-103.
- Berger, A., and D. Humphrey, 1992. "Measurement and Efficiency in Commercial Banking," In *Output measurement in the service sectors*. Edited by Z. Griliches, E.R. Berndt, T. F. Bresnahan, M. Manser. Chicago: University of Chicago Press.
- Chen, P. C., M. M. Yu, C. C. Chang, and S. H. Hsu, 2007. "Productivity Change in Taiwan's Farmers' Credit Unions: a Nonparametric Risk-adjusted Malmquist Approach," *Agricultural Economics*. 36: 221-231.

- Coelli, T. J., and G. E. Battese, 1996. "Identification of Factors which Influence the Technical Inefficiency of Indian Farmers," *Australian Journal of Agricultural Economics*. 40: 103-128.
- Gilligan, T., M. Smirlock, and W. Marshall, 1984. "Scale and Scope Economies in the Multi-product Banking Firm," *Journal of Monetary Economics*. 13: 393-405.
- Greene, W., 2002. "Alternative Panel Data Estimators for Stochastic Frontier Models," Working Paper, Department of Economics, Stern School of Business, NYU.
- Greene, W., 2005. "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model," *Journal of Econometrics*. 126: 269-303.
- Grifell-Tatje, E., and C. A. K. Lovell, 1997. "The Sources of Productivity Change in Spanish Banking," *European Journal of Operational Research*. 98: 364-380.
- Huang, C. J., T. T. Fu, and M. Y. Huang, 1999. "Cost Efficiency of the Farmers' Credit Unions in Taiwan," *Economic Efficiency and Productivity Growth in the Asia-Pacific Region*. pp. 309-326.
- Kim, H. Y., 1986. "Economies of Scale and Economies of Scope in Multiproduct Financial Institutions: Further Evidence from Credit Unions," *Journal of Money, Credit and Banking*. 18: 220-226.
- Koetter, M., and T. Poghosyan, 2009. "The Identification of Technology Regimes in Banking: Implications for the Market Power-fragility Nexus," *Journal of Banking and Finance*. 33: 1413-1422.
- Kumbhakar, S., and A. Heshmati, 1996. "Technical Change and Total Factor Productivity Growth in Swedish Manufacturing Industries," *Econometric Reviews*. 15: 275-298.
- Mester, L. J., 1987. "A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans," *Journal of Finance*. 42(2): 423-445.
- Mester, L. J., 1993. "Efficiency in the Savings and Loan Industry," *Journal of Banking and Finance*. 17: 267-286.
- Mester, L. J., 1997. "Measuring Efficiency at US Banks: Accounting for Heterogeneity is Important," *European Journal of Operational Research*. 98: 230-242.
- O'Donnell, C. J., D. S. Rao, and G. E. Battese, 2007. "Metafrontier Frameworks for the Study of

- Firm-level Efficiencies and Technology Ratios,” *Empirical Economics*. 32: 57-74.
- Orea, L., and S. C. Kumbhakar, 2004. “Efficiency Measurement Using a Latent Class Stochastic Frontier Model,” *Empirical Economics*. 29: 169-183.
- Panzar, J. C., and R. D. Willig, 1977. “Economies of Scale in Multi-output Production,” *The Quarterly Journal of Economics*. 91: 481-493.
- Panzar, J. C., and R. D. Willig, 1981. “Economies of Scope,” *The American Economic Review*. 71: 268-272.
- Poghosyan, T., and S. C. Kumbhakar, 2010. “Heterogeneity of Technological Regimes and Banking Efficiency in Former Socialist Economies,” *Journal of Productivity Analysis*. 33: 19-31.
- Stiroh, K. J., 2004. “Do Community Banks Benefit from Diversification?,” *Journal of Financial Services Research*. 25: 135-160.

Measuring Cost Efficiencies and Structure of Credit Department of Farmers' Associations in Taiwan: The Comparison between Groups with Different Technical Standard

Huang-Ping Yen^{*}, Jing-Wen Chang^{**}, and Rhung-Jieh Woo^{***}

This paper aims to measure cost efficiencies and to differentiate groups among the existing credit department of farmers' associations (CDFAs) in Taiwan, via translog cost function and latent class stochastic frontier. Metafrontier is also used in this research to study cost efficiencies and structure of these CDFAs. The empirical analysis is based on 2,133 panels from 237 CDFAs over the period 2001-2009. This study reveals: these CDFAs can be divided into two groups according to the latent class stochastic frontier model. Although these two groups share comparable mean TGR (Technology Gap Ratio) efficiency, Group 1 shows higher relevancy to the agricultural financial system. Besides, no matter what technology either group uses, both are proven scale and scope economies, and also see technical progress. Finally, the outcomes of this study – the measurements on grouping and efficiencies – are applicable in the measurements and evaluation of the CDFAs in the future. Furthermore, CDFAs can reduce its average cost through further diversifying their line of financial services

Keywords: Credit Department of Farmers' Associations, Cost Efficiency, Latent Class Stochastic Frontier, Metafrontier

* Assistant Professor, Department of Financial and Banking, Hsuan Chuang University.

** Assistant Professor, Department of International Business, Hsuan Chuang University.

*** Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

(Corresponding Author)