

臺灣地區信用合作社 X 效率之實證研究

X-efficiency of Credit Co-operatives in Taiwan

計畫編號：NSC 87-2415-H032-017

執行期限：86 年 8 月 1 日至 87 年 7 月 31 日

主持人：李命志 淡江大學財務金融學系

一、中文摘要

本研究採用利潤極大的理論與參數計量法來估計信用合作社的技術效率與配置效率。技術效率與配置效率可以 X 效率稱之—Berger et al. (1993)技術無效率所導出的利潤函數，技術無效率參數是常數形式出現，似乎不正確，亦即該利潤函數無法由廠商利潤最大化行為推導出來，而其估計結果也令人懷疑。本文在投入技術無效率的假設下由產出面與投入面導出正確的利潤函數。以我國信用合作社縱橫資料進行實證研究。結果顯示超越對數利潤函數體系的參數估計值具有頑強性。技術無效率較不嚴重，然而卻有較嚴重的配置無效率。

關鍵詞：X 效率 配置效率 技術效率 參數計量法

Abstract

In this study, we will use a profit maximization framework and a parametric estimation approach (PEA) to study the X-efficiency of financial institutions. In this study, we reformulate the profit function to be consistent with profit maximization. We then use this combined model to study X-efficiency in the financial industry with data on Credit Co-operatives in Taiwan. We found that the parameter estimates is robust and the allocative inefficiency is much higher than the technical inefficiency.

Keywords: X-efficiency, allocative efficiency, technical efficiency, parametric estimation approach

二、目的與理論模型

近幾年來我國金融環境變化劇烈，包括從制度化到自由化、從區域性到國際性、從公營型態到民營型態及從行政督導到法制化，這些改變對目前信用合作社之經營帶來強大的衝擊。因此，如何提升信用合作社的競爭力與經營效率，以因應未來金融環境之變化，為信用合作社最迫切的事。

廠商的技術與配置效率可用 X 效率稱之。X 效率之大致可分為四類。1)厚邊界模型(the thick frontier approach, TFA)利用超越對數的方式設定成本函數，對成本函數進行效率前緣分析，利用資料集合中屬於不同效率程度之資料群估計不同效率程度，並非利用全數資料[Bauer et al.(1993), Berger 1993)]。2)資料包絡分析法(the data envelopment analysis, DEA)以線性規劃的方法，將產業中較有效率的廠商，其最低成本或最大產出連接，成為一條代表完全效率的成本前緣或生產前緣；以實際觀廠商之成本或生產偏離此效率前線之比較來衡量[Berger and Humphrey (1992)]。3)隨機邊界模型(the stochastic frontier model, SFA)而以隨機干擾項代表技術無效率以要素份額方程式中的隨機項透過某種聯結進入成本函數，假設干擾為一半常態分配，且與成本函數的解釋變數獨立[Kumbhakar(1997), 黃台心(1997)]。4)參數計量法(the parametric estimation approach, PEA)假設效率的差異是穩定的不因時間而改變。參數計量法不對隨機干擾項的分配作任何假設，配置無效率的估計以影子價格(the shadow prices)方式來代表，而技術無效率則以虛擬變數的形式出現在成本函數或利潤函數；同時估計廠商的技術與配置效率。Berger et al. (1993)以多產出利潤函

數；Kumbhakar(1996)採單一產出技術面無效率估計廠商 X 效率。而以利潤函數研究 X 效率，似乎較成本函數為佳。因投入與產出的分類一直有爭議，若區分不當將造成模型設定錯誤。但對利潤函數法所造成的不良影響較輕微因為利潤函數同時包含產出與投入。基於上列之因素，本研究將使用參數計量法法，進行估計。Berger et al.(1993)由多產出，技術無效率所導出的利潤函數，技術無效率參數是常數形式出現，似乎不正確，亦即該利潤函數無法由廠商利潤最大化行為推導出來，而其估計結果也令人懷疑。

本研究修正 Kumbhakar(1996)單一產出情況下、產出無效率所得的利潤函數及 Berger et al.(1993)的缺點，由投入無效率導出正確利潤函數。單一產出在利潤極大及投入技術無效率的假設下，廠商面臨的問題為

$$\begin{aligned} \max_X \quad & \Pi = p y - W^* X \\ \text{Subject to} \quad & y = f(\beta X) \end{aligned}$$

β 代表投入技術無效率的程度，愈接近 1，表示愈有效率，反之愈無效率。以產出價格標準化後可求得實際標準化利潤函數

$$\tilde{\Pi}^a = \ln \tilde{\Pi}^*(\tilde{W}^*) + \ln \tilde{G}(\tilde{W}^*) - \ln \beta \left[\sum_i \alpha_i + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \alpha_{ij} + \sum_i (\theta_i^{-1} - 1) \sum_j \alpha_{ij} \right]$$

前式前兩項不包含技術無效率參數 β ，最後一項捕捉到技術無效率對利潤之影響，包含配置無效率參數 θ_i ，而二參數無法分離。Kumbhakar(1996a)由產出技術無效率導出之利潤函與本研究之實際標準化利潤函數不完全相同，但上述特徵與本文類似。Berger et al. (1993)以獨立常數項，直接代入利潤函數代表技術無效率對利潤水準的影響，是一明顯錯誤。而以不正確的利潤函數進行估計，所得到的結果也令人懷疑。

多產出模型：採用超越對數利潤函數可求得，實際利潤函數為

$$\begin{aligned} \ln \tilde{\Pi}^a &= \ln \tilde{\Pi}^* + \ln [\tilde{G} + H] - \\ &\ln \beta \left[1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i - \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} \ln \hat{p}_i^* - \right. \\ &\left. \frac{1}{2} \ln \beta \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_{ij} \ln \tilde{w}_j^* \right] \\ H &= \ln \beta \left[\sum_{i=1}^n (\lambda_i^{-1} - 1) \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} + \sum_{j=1}^{m-1} (\theta_j^{-1} - 1) \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \right] \end{aligned}$$

前式顯示含技術無效率參數，無法與配置無效率參數相互分離。再次證明 Berger et al.(1993)的處理方法並不恰當。
影子份額函數分別為

$$\begin{aligned} \hat{s}_i^a &= \frac{\hat{s}_i^* + \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} \ln \beta}{\lambda_i \{ \tilde{G} + [\sum_{i=1}^n (\lambda_i^{-1} - 1) \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} + \sum_{j=1}^{m-1} (\theta_j^{-1} - 1) \sum_{i=1}^n \phi_{ij}] \}} \\ \hat{s}_j^a &= \frac{\hat{s}_j^* + \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \ln \beta}{\theta_j \{ \tilde{G} + [\sum_{i=1}^n (\lambda_i^{-1} - 1) \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} + \sum_{j=1}^{m-1} (\theta_j^{-1} - 1) \sum_{i=1}^n \phi_{ij}] \}} \\ &\text{for } i = 1, \dots, n \text{ and } j = 1, \dots, m-1 \end{aligned}$$

若加入 q 個固定要數值(Z)時，實際利潤函數應再加上

$$\begin{aligned} &\sum_{k=1}^q c_k \ln z + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^q \sum_{j=1}^q c_{kj} \ln z_k \ln z_j + \\ &\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^q \xi_{ik} \ln \hat{p}_i^* \ln z_k + \sum_{j=1}^{m-1} \sum_{k=1}^q \zeta_{jk} \ln \tilde{w}_j^* \ln z_k \end{aligned}$$

加入時間趨勢項時實際利潤函數應再加上

$$d_1 t + d_2 t^2 + \sum_{i=1}^n \delta_{il} \ln \hat{p}_i^* t + \sum_{j=1}^{m-1} \mu_{jl} \ln \tilde{w}_j^* t$$

同時影子份額函數亦需作適當修正。

由實際利潤函數可知技術無效率參數，無法與配置無效率參數無法相互分離。因此本研究採取下列方式計算技術無效率與配置無效率導致對利潤的損失

$$\Pi_{TI} \equiv \ln \tilde{\pi}^a(\hat{P}, \tilde{W})|_{\beta=1} - \ln \tilde{\pi}^a(\hat{P}, \tilde{W})$$

已達配置效率時計算技術無效率導致對利潤的損失—

$$\Pi_{AI} \equiv \ln \tilde{\pi}^a(\hat{P}^*, \tilde{W}^*)|_{\theta=1, \lambda=1} - \ln \tilde{\pi}^a(\tilde{P}^*, \tilde{W}^*)$$

已達技術效率時計算配置無效率導致對利潤所造成的損失—

三、資料來源與估計結果

本文研究樣本涵蓋台灣地區信用合作社七十四家財務資料，研究期間從民國七十年至民國八十二年。其中台北十信由於在民國七十五年以後遭財政部勒令停業，故將台北十信予以剔除。本研究所使用之信用合作社財務報表雖然資料詳盡，但由於科目繁多，且自民國七十七年之後信用合作社財務報表科目有所變更，因此稍有調整，對整體資料真實度影響不大。

本研究使用的變數定義如下：

產出(y_1)：包括短期投資、長期投資、擔保放款與無擔保放款總額。

產出價格(p_1)：(利息收入+內部利息收入)/產出。

變動投入：

資金(x_1)：包括支票存款、活期存款、活期儲蓄存款、員工存款、定期存款、儲蓄存款。

資金價格(w_1)：為該年度利息支出/資金。

員工數(x_2)：職員數加上工友數。

勞動價格(w_2)：用人費用則以中華民國勞工統計月報之金融保險業受雇員工每人每月平均薪資，區分為經常所得與非經常所得，再以年資產報酬率為權數，加權平均上述兩項所得，即為各信用合作社勞動價格。

固定投入：固定資產總額(z_1)、分社數(z_2)。

變動利潤(vp)：總利息收入-利息支出-用人費用。

表一：變數樣本統計量

變數名稱	平均數	標準差
變動利潤*	67.84	21.08
實質固定資產*	172.01	272.18
員工薪資*	0.34	0.09
對數標準化變動利潤	3.27	1.59
產出標準化價格	0.43	0.33

資金標準化價格	0.05	0.03
產出利潤份額	7.56	65.34
資金利潤份額	5.35	42.11
勞動利潤份額	1.21	23.75

*單位為百萬元。樣本數 949。

表二：利潤函數體係參數估計值

變數名稱	模型 I	模型 II
常數	1.874 (1.41)	1.584 (0.08)
$\ln p_1$	1.025 (3.58)	0.980 (0.32)
$\ln p_1 \times \ln p_1$	-0.047 (-0.56)	-0.040 (-0.39)
$\ln w_1$	-0.116 (-0.49)	-0.135 (-0.06)
$\ln w_1 \times \ln w_1$	-0.007 (-0.39)	-0.014 (-0.08)
$\ln p_1 \times \ln w_1$	0.010 (0.39)	0.012 (0.12)
$\ln z_1$		1.505 (0.11)
$\ln z_1 \times \ln z_1$		-0.265 (-1.13)
$\ln z_2$		-0.067 (-0.03)
$\ln z_2 \times \ln z_2$		0.017 (1.16)
$\ln z_1 \times \ln z_2$		0.354 (1.16)
$\ln p_1 \times \ln z_1$		0.005 (0.06)
$\ln p_1 \times \ln z_2$		-0.012 (-0.09)
$\ln w_1 \times \ln z_1$		0.126 (0.78)
$\ln w_1 \times \ln z_2$		-0.004 (-0.02)
λ	0.116 (0.62)	0.022 (0.01)
θ	0.020 (0.46)	0.004 (0.01)
t	-0.049 (-0.18)	
t^2	0.853 (3.30)	
$\ln(p_1 t)$	-0.065 (-1.28)	
$\ln(w_1 t)$	0.007 (0.45)	
概似函數	-10293.30	-9864.23

(*) 為 t 值。

技術無效率參數(β)是以每一家信合社對應一個虛擬變數的方式估計，共有 73 個估計值，因限於篇幅結果不列出。技術無效率參數估計值皆為正，且均介於零與一之間但估計值皆很小且不顯著。模型 I 與模型 II 的參數估計值雖不完全相同但相當接近，且正負符號皆相同，顯示超越對數利潤函數體系的參數估計值具有頑強性(robustness)。當所有參數估計出來之後，便可利用參數估計值計算 X 效率。本研究

以模型 II 的參數估計值並以平均員工人數三百人以上區分為大型信合社、三百人以下為小型信合社，分別計算已達配置效率時計算技術無效率導致對利潤的損失(Π_{II})百分比與已達技術效率時計算配置無效率導致對利潤的損失(Π_{AI})百分比。結果如下表：

表三：X 無效率造成利潤損失百分比

信合社別	樣本數	Π_{II}	Π_{AI}
小型信合社	728	0.278	0.622
大型信合社	221	0.219	0.783
全體信合社	949	0.255	0.648

配置無效率造成我國信合社利潤損失百分比遠較技術無效率導致利潤損失百分比高。就信合社的規模而言，大型信合社配置無效率造成利潤損失百分比較小型信合社為大，而小型信合社因技術無效率導致利潤損失百分比較大型信合社多。

四、結論與自評

本研究主要在探討台灣地區信用合作社 X 效率，以七十二家信用合作社從民國七十年至八十二年的資料為觀察對象，共計九百四十九筆資料，採用超越對數利潤函數設定聯立體系，以非線性近似無關反覆迴歸法估計。有關結論如下：

1. 我國的信用合作社技術無效率較不嚴重，然而卻有非常嚴重的配置無效率問題。
2. 以信用合作社大小作為觀察點，分析信用合作社的 X 效率問題，發現較大的信用合作社並沒有較好的經營效率，潛藏的問題在於，大型信用合作社在資金規模上雖然較小型信用合作社有利，但是由於餘裕資金的應用受到明文限制，因此在效率上並不能顯著提升。規模較大的信用合作社由於受限於信用合作社經營架構，在業務拓展上仍有不利之處，因此發展程度已趨大型化的的信用合作社，改制為一般商業

銀行應有其必要。

本文所採用之多產出投入無效率利潤函數模型，但受限於無法區分投資與放款的利息收入，僅能以單出模型進行實證分析。

五、參考文獻

- [1] 黃台心，1997，台灣地區本國銀行成本效率之實證研究—隨機邊界模型之應用，中央研究院社科所，人文及社會科學集刊。
- [2] Bauer, P. W., A. N. Berger and D. B. Humphrey, 1993, Efficiency and productivity growth in U.S. banking, in: H. O. Fried, C. A. K. Lovell and S. S. Schmidt, eds., *The measurement of productive efficiency: Techniques and Applications* (Oxford University Press, Oxford), p.386-413.
- [3] Berger, A. N. and D. B. Humphrey, 1991, The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking, *Journal of Monetary Economics* 28, p.117-48.
- [4] Berger, A. N. and D. B. Humphrey, 1992, Megamergers in banking and the use of cost efficiency as an antitrust defense, *Antitrust Bulletin* 37 (fall), p.541-600.
- [5] Berger, A. N., D. Hancock and D. B. Humphrey, 1993, Bank efficiency derived from the profit function, *Journal of banking and Finance* 17, p.317-347.
- [6] Kumbhakar, S. C., 1991, The measurement and decomposition of cost-inefficiency: The translog cost system, *Oxford Economic Paper* 43, p.667-83.
- [7] Kumbhakar, S. C., 1996, Parametric approach to efficiency measurement using a flexible profit function, *Southern Economic Journal*, p.473-87.
- [8] Kumbhakar, S. C., 1997, Modeling allocative inefficiency in a translog cost function and cost share equations: An exact relationship, *Journal of Econometrics* 76, p.351-356.