

台灣信用合作社效率與生產力之實證研究

李桂秋⁷

摘要

本文係以資料包絡分析法計算台灣 28 家信用合作社在 1995 年到 2005 年這段期間內的規模技術效率，利用 Malmquist 總要素生產力變動指數衡量信用合作社的表現，並利用 Tobit 縱橫資料模型分析影響信用合作社的因素。實証結果發現 1995 年至 2005 年，有 15 家信用合作社具規模技術效率，有 9 家屬於規模報酬遞減，4 家屬於規模報酬遞增。在 1997 年至 2001 年的亞洲金融風暴期間，仍有 12 家信用合作社具有規模技術效率。依總要素生產力變動指數顯示，在 1995 年至 2005 年有 9 家信合社總要素生產力變動指數超過 1，而且在 1995 年、2001 年、2004 年及 2005 年，信用合作社生產力有改善現象，此說明了現存信合社以提昇其競爭力來因應購併、合併或改變為商業銀行的衝擊，而得以繼續經營。

從財務結構觀點而言，影響並決定信用合作社規模技術效率的因素有放款佔總資產比率、股金佔總資產比率、資產報酬率、資產規模及 1997 年~2001 年環境虛擬變數等。影響信用合作社總要素生產力的因素則有資產報酬率、純益率及 1997 年~2001 年的環境虛擬變數。另依縱橫資料迴歸模式的實証結果發現，雖然在 1997 年~2001 年期間，28 家信用合作社生產力稍有成長，信用合作社資產可獲收益的能力是降低的，而且信用合作社的生產力有持續呈現負成長現象。

關鍵字：信用合作社、規模技術效率值、Malmquist 總要素生產力變動指數

⁷ 聯繫作者：李桂秋，逢甲大學合作經濟系副教授兼系主任，台中市 40724 西屯區文華路 100 號，電話：(04)24517250 轉 4360；Email: kcllee@fcu.edu.tw。

Scale Efficiency and Total Factor Productivity: An Empirical Study of Taiwan's Credit Cooperatives

Kuei-Chui Lee

ABSTRACT

In this study we use a Data Envelopment Analysis (DEA) to calculate the scale efficiency, and the Malmquist Index to measure the total factor productivity for Taiwan's credit cooperatives over the 1995 to 2005 period. The determinants of the scale efficiency and the total factor productivity of Taiwan's credit cooperatives are investigated, using the panel Tobit regression. Empirical results show that 15 out of 28 credit cooperatives have scale efficiency. Similarly, under the Asia Financial Crisis during 1997 through 2001, 12 credit cooperatives exhibited scale efficiency. In addition, over the period between 1995 and 2005, 9 credit cooperatives had total factor productivity changes greater than 1. Increased productivity observed during 1995, 2001, 2004 and 2005 suggest that Taiwan's credit cooperatives had survived the Asia Financial Crisis by increasing productivity.

Based on the results of the panel Tobit regression, loan to total assets ratio, stocks to total assets ratio, return rate of assets, scale of assets, and the environmental dummy variable are the key determinants of scale efficiency for Taiwan's credit cooperatives. The key determinants of the total factor productivity for Taiwan's credit cooperatives are the return rate of assets, net profit rate, and the environment dummy variable. Regression results also show that even though the productivity of the 28 credit cooperatives have increased, they increased at a decreasing rate, and the capability for profit appeared to be lower over the 1997~2001 period.

Key words: credit cooperatives; scale efficiency; Malmquist index

壹、前言

台灣信用合作社不僅是基層金融機構，更是合作事業的一環，其創立至今已有九十多年的歷史，其間歷經社會變遷、經濟發展，使得合作組織的基本構想，已不復往日。1989年政府開始實施利率自由化，並於1991年開放國內民營銀行設立，金融自由化後，國內金融環境發生了結構性的變化；由於銀行的服務範圍及經營規模的逐漸擴充，使得以地區性小額放款業務為主的信用合作社受到強大的衝擊，僅就信用合作社近十年的業務量來看，1991年信用合作社存款市場佔有率為13.28%，之後受到整體金融環境改變的影響，到了2000年12月下降至4.37%。放款市場佔有率在1991年為10.07%，到了2000年底降至3.38%，淨值報酬率也由18.84%降至1.2%。1991年底國內新銀行初設立時，信用合作社當時總分支機構家數計572家，佔全體金融機構總分支機構之20.5%，1995年彰化四信發生擠兌風暴後，減少一家，1997年起大型信用合作社陸續改制為商業銀行，部分信用合作社相繼被銀行購併或概括承受，至2005年12月底信合社僅剩28家，信用合作社總分支機構家數計336家，佔全體金融機構總分支機構已降至6.9%⁸。

自1993年至2006年這十三年間信合社已由74家變成現僅存有28家信用合作社，分社數共計二九〇單位，有46家信合社在金融版圖中消失，信合社家數大幅減少，整體競爭力亦相對遽減。綜觀1996年信合社存款總額16,202億元，放款總額12,866億元。至2005年底存款總額5,983億元，放款總額僅達3,377億元。1995年起許多信用合作社紛紛改制為商業銀行或是與商業銀行合併，藉以提升經營績效，加強營運體質。但是現階段信用合作社除了計畫合併或改制商業銀行外，仍應朝向強化其經營體質、提升經營效率之路邁進。由於信用合作社是以『合作社型態經營銀行業務』，一方面保有合作社組織的精神，另一方面依法得以經營銀行業務，近年來面對競爭日益激烈的金融環境，信用合作社經營體質及經營效率乃是一個相當重要的議題。

本文以28家台灣信用合作社為研究對象，以資料包絡分析法和Malmquist總要素生產力變動指數，探討1994年至2005年台灣信用合作社社場經營績效。本文最後以相關代理變數和Tobit縱橫資料迴歸模型，探討影響信用合作社經營績效的因素。

貳、信用合作社經營概述

1905年台灣於日據時期在澎湖設立第一個信用合作社—媽官產業組合，並陸續於1909年在新竹設立「日掛貯金會」；1910年於台北設立「台北信用組合」；於台中設立「台中興業組合」；於台南設立「台南友信會」。日本政府鑑於台灣紛紛組織合作社，基於管理上的實際需要，台灣總督府於1913年頒佈「台灣產業組合規則」，規定台灣產業組合適用日本國內的產業組合法，依照日本產業組合的類別，分為信用組合、購買組合、販賣組合及利用組合。從此以後，台灣信用組合的組織體制、業務範圍、資金構成、經營方式均有專案法令可循。此外，由於當時的信用合作社多由當地具有聲望的地方士紳所領導，而其中之理、監事更極為社會所敬重，自然成為地方上一個兼具金融實力與民眾聚合能力的組織。

⁸ 張森宇，近十年台灣信用合作社經營概況，合作報導，第58期，民國95年1月，第3頁。

台灣光復以後，信用合作社經歷了政府接管、改組、業務演進、管理體系的變遷等過程，仍能持續發展。基於政府法令上的限制，自1972年台中市第十一信用合作社成立後，即沒有新的信用合作社成立。此後，隨著台灣金融市場面對自由化與國際化的競爭環境，開放民營銀行的設立，台灣金融市場為之不變，信用合作社亦面臨前所未有的挑戰。1985年台北十信因人為因素發生弊案，造成各界對信用合作社產生不良的誤會，直至1995年爆發彰化四信弊案後，信用合作社更遭受社會大眾質疑其經營的正當性。雖然信用合作社的設立與發展，已從社員的經濟救濟轉變為社員的經濟服務，但是其公平與正義的經營特性應不容懷疑，信用合作社應在一個公平的競爭環境中持續發展，更應該在良善的管理制度下永續經營。

行政院於1970年頒佈「金融主管機關受託統一管理信用合作社暫行辦法」，明確規定信用合作社之主管機關在中央為財政部，在直轄市為財政局，在縣、市為縣、市政府財政局（科），自此台灣信用合作社之社務與業務均統一歸屬於各級政府之金融部門託管。1993年「信用合作社法」單獨立法，主管機關在中央為財政部金融局，在地方為各省（市）財政廳（局）管理，業務部份由合作金庫予以輔導。隨著台灣省的精省，財政部於1999年頒佈「信用合作社業務輔導辦法」，規定信用合作社之業務輔導，由財政部、直轄市政府財政局委託合作金庫負責辦理。至於業務檢查部分，目前信用合作社之金融業務檢查由中央存款保險公司負責辦理。而信用合作社之檢查業務原由中央銀行委託合作金庫負責，後來依據「銀行法」第四十五條、第一百三十九條以及「信用合作社暨農、漁會信用部業務輔導辦法」第六條之規定，合作金庫對信用合作社與農、漁會信用部進行業務輔導時，如遇突發事件或特殊原因，仍應辦理專案檢查，直至1998年財政部頒佈「財政部委託中央存款保險公司檢查金融機構業務辦法」，信用合作社之業務檢查，乃統一由中央存款保險公司負責。

1993年通過「信用合作社法」，並在1994年正式實施，完成單獨立法的工作。其中最大的突破為准許中小企業加入信用合作社成為準社員，並且放寬社員資格、擴大原有的營業項目與授信對象，但是在信用合作社的新設上完全遭到禁止，但允許信用合作社組織得改制為商業銀行。1995年8月爆發彰化四信的弊案，引起一連串的擠兌，最後雖然由合作金庫概括承受，但卻使得信用合作社的經營遭受社會大眾的質疑，此為信用合作社發展上的轉捩點，造成了往後信用合作社數量持續的減少與社員的流失，信用合作社的經營更加艱困。同時，政府更在1995年12月頒佈「信用合作社變更組織為商業銀行之標準與辦法」，使得符合標準且有意願的信用合作社，為開拓業務領域、掙脫困境，紛紛戮力於改制的工作，信用合作社的家數更因而急遽減少。

1997年的1月，首先由台北三信改制為誠泰銀行，同年並概括承受新竹二信，開啓了一連串的合併或改制風潮。1997年6月高雄五信與高雄十信因為經營情形不良，且均未參加存款保險，引發了存款人的恐慌性擠兌，並且持續惡化，於同年9月由板橋信用改制之板信商業銀行概括承受高雄五信，高雄十信則由泛亞銀行概括承受；1997年則先後有台中七信與陽明山信信社，分別改制為第七商業銀行與陽信商業銀行，北港信用雖然體質健全，然亦在同年概括讓與華僑銀行，高雄一信則改制為高新商業銀行；1998年更是合作社改制的高峰，計有台中八信為誠泰銀行合併、台南二信為中興銀行購併、新竹六信為第七商銀合併、台南四信為萬泰銀行購併、南投市信用為慶豐銀行購併、旗山信用為高新銀行購併、台南十信為大眾銀行購併、彰化二信為第七商銀購併，以及台北七信為安泰銀行購併。1999年則有台北二信與台中三信分別改制為華泰商業銀行與三信商業銀

行、台中四信為中興銀行購併，東港信用則因理事主席掏空資產，發生集體舞弊而嚴重虧損，經中央存款保險公司監管清理後，由臺灣銀行概括承受；2000年雖然只有台中六信與屏東第一信用合併改制為聯信商業銀行，卻是第一起合併改制的例子，使得信用合作社組織更面臨了新的改制威脅；2001年有苗栗信用為萬泰銀行購併、嘉義二信為誠泰銀行概括承受，財政部更在同年9月派員進駐36家基層金融機構，其中包括7家信用合作社，利用金融重建基金整頓淨值為負數之信用合作社，最後分別由合作金庫、誠泰銀行、陽信商銀概括承受，雖然這7家信用合作社的經營不善、淨值為負數，但是其中卻是牽涉到許多有關經營者的管理問題與政治勢力的介入等等，此乃經營者與社員的認知不清，造成現今信用合作社發展的窘境。

綜觀 1993 年至 2006 年這十三年間信合社已由 74 家變成現僅存有 28 家信用合作社，分社數共計二九〇單位，有 46 家信合社在金融版圖中消失，信合社家數大幅減少。1996 年信合社存款總額一兆六、二〇二億元，放款總額一兆二、八六六億元。至 2005 年底存款總額五、九三八億元，放款總額僅達三、三七七億元。然由於信用合作社具有其社會功能，往往許多金融機構不願設點的地方，都是信合社在服務社會大眾，因此，它是社會不可缺少的金融機構，在面對國內銀行的激烈競爭下，為使信合社能夠永續經營，本文就信合社財務結構狀況探討其經營績效，並分析探討影響決定信用合作社的因素。

參、文獻回顧

本文係探討信用合作社的經營績效及影響其生產力成長因素。目前國內、外有關信用合作社的研究並不多，本文僅就過去國內外所發表過的相關文獻彙總整理。

一、信用合作社相關文獻

黃建森、李儀坤、張捷昌(2000)指出，在國人心目中，信用合作社是弱勢金融，社會容許銀行合併信用合作社，也任由信用合作社改制為商業銀行，合併與改制之好壞，存乎定見；大型信用合作社改制之同時，我們也不能忽視現存的中小型信用合作社之去路，政府應當力求避免傷害業者之自信與自尊。

黃建林、歐仁和(2002)指出，現階段企業經營具有五大重點，該篇係針對信用合作社進行 SWOT 分析，並且認為信合社應當發現有利條件，把握契機，對於經營不利因素與本身劣勢，早日做好準備與改善；在開放、自由競爭的金融環境下，金融服務宜考量人性化需求，行銷通路及營業設計，應以人性化需求為設計重點，給客戶賓至如歸的感覺，乃是未來金融服務的新趨勢。

陳木川(2002)認為，改制與合併是信用合作社未來須嚴謹面對的課題，但並非唯一的選擇，信用合作社應創新求變，確定市場目標，強化即有的特色優勢永續經營。就信用合作社未來經營方向提出八項要點：一、確立經營的方向與目標；二、提升信合社的形象；三、加強內部控制的管理；四、改善資產品質，強化財務結構；五、培養金融專業人才，建立專業團隊；六、社員共同經營理念，深耕社區服務；七、建構資訊安全防護系統；八、發展消費金融與策略聯盟的方向。

黃天牧(2004)指出，當前信用合作社是台灣金融版圖中最珍貴的一塊，因為信用合作社是擁有民主社會最重視的平等參與和互助合作的精神價值的金融機構。所以信用點作社規模雖小，但就像是我們心目中的鑽石一般，擁有民主社會

中最重要的價值。再者信用合作社繼續經營凸顯出對台灣的金融及社會的意義；同時也認為金融機構能夠對社會盡一份責任，並能在賺錢之餘，善盡社會責任才是最重要的。在經營方面認為，首先須把內部管理做好，包括內部控制、內部稽核及整個資產品質的提昇，同時也要創造產品差異化的價值，深耕地方，發展信用合作社和社員之間共存共榮的關係，使信合社與社區結合一體，才是信用合作社未來發展最大的利基。

二、合作金融經營績效

林秋發（1995）研究認為在財務性指標方面依安全性、獲利性、效率性、成長性與資本適足性等五個指標類別，選取十四個財務比率，以多變量之因素分析（Factor Analysis）對信用合作社進行經營績效分析，發現信用合作社的規模會影響其獲利性與整體經營績效，並指出全體信用合作社相較於一般銀行，淨值有普遍偏低現象，建議限制信用合作社盈餘分配，提高其自有資本，以強化經營體質。王美惠、陳亞為、劉聰衡（1998）以資料包絡分析法比較 16 家老行庫與資產總值前 15 大的信用合作社，發現信用合作社流動性較商業銀行為佳，但獲利能力較差；另以經營效率而言，信用合作社因區域經營，所以其效率較商業銀行為佳。劉祥熹、林秀峰（2000）比較 23 家商業銀行與 73 家信用合作社，發現若考慮增設分行效果時，銀行與信用合作社皆具顯著的規模經濟；若不考慮增設分行效果時，銀行仍呈規模經濟現象，信用合作社則為規模不經濟現象，主要原因係信用合作社屬區域性經營，原有分行數已足敷業務上所需，增設分行一方面經營業務量增加不大，另一方面成本卻大幅增加，故規模經濟的效率無法發揮。

蘇秀芬（1998）研究發現信用合作社的投入產出在人力資源和存款、放款的運用較無效率，信用合作社的大小和整體效率無關，而且整體效率好的信用合作社其獲利能力也較好。林卓民、陳明麗、陳佳儷（2002）以民國 83 年至 85 年間的 73 家信用合作社為樣本，利用資料包絡分析法評估每家信用合作社的效率值及 Malquist 生產力指標，探討效率對獲利性的影響及造成無效率的可能來源，發現在變動規模報酬下，技術無效率之主因來自純技術無效率；整體信用合作社平均生產力呈現下降趨勢，主因來自技術無效率或生產技術退步；另以獲利性的 SUR 模式分析社員數、純技術效率值及規模效率值對資產報酬率的影響，亦發現生產力進步的信用合作社，社員數愈多則獲利性愈低。林金博（2005）彙整資料包絡分析法之投入產出項顯示，存款總額、員工數、社員股金、營業支出、固定資本總額、放款總額、營業收入使用居多。本文使用的投入項則有總存款、股金，營業支出、資產；產出項有總放款、營業收入及淨值等。

肆、研究方法

一、資料說明

本文係以信用合作社 1995~2005 年縱橫資料（panel data）為主，由於信用合作社係以收受存款與承作放款為主業務，本文以總存款、股金、營業支出、總放款、營業收入、資產及淨值等變數作為資料包絡分析中之投入與產出變數並將之轉換為相關代理變數分析規模技術效率值與利用 Malmquist 計算總要素生產力變動指數，有關投入變數包括有總存款、股金、營業支出及資產；產出變數包括有總放款、營業收入及淨值。其中營業支出為信合社收受存款與承作放款之投入成本，營業收入主要為承作放款之利息收入，亦包括其他手續費收入與買賣票券及投資利益。存放款交易對象包括社員、準社員與非社員，放款則係以社員或

準社員為主。社員股金是信合社淨值的主要來源，而且淨值是信合社多項業務之法定計算標準，茲依資本適足性、財務結構、資產品質、獲利能力、流動性及成長率等觀點，將上述相關變數轉換為本文的操作變數工具。

二、操作變數工具

因某些財務會計變數資料之選取運用在信用合作社時，通常無法能直接有效的衡量，故需運用一些代理變數處理，諸如資本適足性、資本結構、獲利能力、流動性及業務成長等變數。茲說明本文相關代理變數定義如下：

1. 資本適足性：茲為衡量信用合作社的自有資本是否足夠。本研究係採用存款佔淨值比率作為資本適足性的代理變數，存款佔淨值愈高表示其自有資本不足。

$$\text{存款佔淨值比率} = \frac{\text{存款}}{\text{帳列淨值}}$$

2. 資本結構：此變數係衡量信用合作社的經營風險。本文採用淨值佔放款比率作為資本結構的代理變數，淨值佔放款比率過低表示該信合社營業風險相對較高，貸放的款項無法收回則有可能引發經營上危機。

$$\text{淨值佔放款比率} = \frac{\text{帳列淨值}}{\text{放款}}$$

3. 財務結構：適當的財務結構能使信用合作社在營運上具有安全性、實質成長及財務穩健。本文利用放款佔總資產比率與股金佔總資產比率作為信合社財務結構指標。

$$\text{股金佔總資產比率} = \frac{\text{股金}}{\text{資產總額}}$$

$$\text{放款佔總資產比率} = \frac{\text{放款}}{\text{資產總額}}$$

4. 經營績效：本研究係利用獲利能力來評估信用合作社的經營績效，並採用資產報酬率及純益率作為經營績效的代理變數，純益率是在衡量信用合作社每單位營業收入可賺得多少稅前淨利之比率，該比率愈高表示其獲利能力佳。

$$\text{資產報酬率} = \frac{\text{稅前淨利}}{\text{平均資產}}$$

$$\text{純益率} = \frac{\text{稅前淨利}}{\text{營業收入}}$$

5. 流動性：係為在衡量信合社未來一年內轉為現金資產相對於需要用現金償還負債的能力，亦為其償債能力，原則上，流動比應在“2”以上，該值愈高表示償還流動負債的可能性愈高。若流動比率小於1，則表示短期內會有週轉不靈的風險。

$$\text{流動比率} = \frac{\text{存款}}{\text{放款}}$$

6. 業務成長：由於放款係信用合作社獲利的主要來源，經由放款成長率可以看出信用合作社的業務成長情形及資金運用狀況。

$$\text{放款成長率} = \frac{\text{t期放款} - (\text{t-1})\text{期放款}}{(\text{t-1})\text{期放款}}$$

合作金融機構經由財務結構與資本結構會影響信用合作社的放款，當資本結構良好時，可以使信用合作社的放款成長增加，進而使信用合作社的獲利能力增加，造成整體信合社的經營績效提昇。

三、規模技術效率值與 Malmquist 總要素生產變動指數

本研究係以資料包絡分析法 (Data Envelopment Analysis; DEA) 來衡量信用合作社之經營效率。因其易於處理多項投入、產出之評估問題，且無需面臨函數之設定及參數估計之困難，而且可藉由 DEA 所評估之經營效率值，提供各信用合作社間相對比較的資料，亦可做為決策者在信用合作社經營管理上改善其效率的參考。

總要素生產力(total factor productivity)係指產出與各種生產資源投入之比。若以投入和產出的成長率表示時，當產出的增加率大於投入的增加率時，即稱生產力改善(productivity improvement)。Malmquist 生產力變動指數則是衡量總要素生產力的變動(total factor productivity change, tfpch)。理論中，技術效率是假設在生產技術不變之下，衡量各受評估之決策單位(Decision Making Unit, DMU) 之投入產出距生產邊界的程度，並以估計出

的效率值做為評估 DMU 生產績效的標準。若將時間因素納入，即考慮多期模型，則生產技術可能會發生變動，因此 Malmquist 總要素生產力變動指數在固定規模報酬假設下，應用 Shephard 距離函數(distant function)將 tfpch 分解為技術變動 (technical change, techch) 與技術效率變動 (technical efficiency change, effch) 兩部分，在變動規模報酬下，effch 又可分解為純粹技術效率變動(pure technical efficiency, pech)與規模效率變動(scale efficiency change, sech)。本文採用投入導向來衡量 DMU 多期間的生產力變化。由於 Malmquist 總要素生產力變動指數是資料包絡分析法(Data Envelopment Analysis, DEA)中 BCC 模型⁹的延伸。

(一) BCC 模型

BCC 模型認為規模報酬並非固定不變，所以不是所有的 DMU 皆為最適規模，故在此條件下，技術效率變動可分解為純粹技術效率變動與規模效率變動。在固定規模報酬(constant return to scale, CRS)的假設下，DMU 的投入導向技術效率值 TE_l^{CRS} 可以下列線性規劃型式表示：

$$\begin{aligned}
 TE_l^{CRS} &= \underset{\theta, \lambda}{\text{Min}} \theta & (1) \\
 Y\lambda &\geq Y_l \\
 \text{s.t.} \quad X\lambda &\leq \theta X_l \\
 \lambda &\geq 0 \\
 l &= 1, 2, 3, \dots, N
 \end{aligned}$$

⁹ DEA 的發展源於 Farrell(1957)提出的不預設函數類型的非參數邊界分析(non-parametric frontier)觀念，隨後由 Charnes, Cooper and Rhodes(1978,)發展出的 CCR 模型，將 Farrell(1957)單一產出的效率衡量模型擴充為多元產出型式，並將此種效率衡量方式加以命名為 DEA。接著 Banker, Charnes, and Cooper(1984)的 BCC 模型，則更進一步地將 CCR 模型中固定規模報酬的假設放寬，考慮變動規模報酬的情形。

其中 X_l : 投入向量 ($X_l \in R_+^m$: 即有 m 種投入)

Y_l : 產出向量 ($Y_l \in R_+^s$: 即有 s 種產出)

θ : 為第 l 家 DMU 的固定規模報酬下投入面技術效率值 TE_l^{CRS}

l : 表 DMU 個數

在式(1)中, $Y\lambda \geq Y_l$ 表示 DMU 的產出 Y_l 會小於等於效率 DMU 的加權產出組合 $Y\lambda$, DMU 的投入項 θX_l 必定大於等於效率 DMU 的加權投入組合 $X\lambda$ 。而 $0 \leq TE_l^{CRS} \leq 1$, 當 TE_l^{CRS} 等於 1 時, 表示 DMU 具有技術效率, 當 TE_l^{CRS} 小於 1 時, 則表示 DMU 不具技術效率。 TE_l^{CRS} 完整的意義為投入導向的整體效率指標, 代表 DMU 的投入產出在規模和技術上, 相對於其他 DMU 的效率狀況。

若在式(1)中加入限制條件 $N1'\lambda = 1$ ($\sum_{l=1}^N \lambda_l = 1$) 時, 表示包絡面為變動規模報酬 (variable return to scale, VRS) 型態, 據此可由下列線性規劃型式求得 VRS 下投入面技術效率值 TE_l^{VRS} :

$$\begin{aligned} TE_l^{VRS} &= \underset{\theta, \lambda}{\text{Min}} \theta & (2) \\ \text{s.t.} \quad & Y\lambda \geq Y_l \\ & X\lambda \leq \theta X_l \\ & N1'\lambda = 1 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

TE_l^{VRS} 的意義為在變動規模報酬下投入導向的技術效率指標。根據前述由固定規模報酬所計算出的 TE_l^{CRS} , 可以進一步分解為規模效率 (SE_l) 與變動規模報酬的技術效率 (TE_l^{VRS}) 二者的乘積, TE_l^{CRS} 與 TE_l^{VRS} 亦分別被稱為技術效率以及純粹技術效率, 三者的關係表示如下:

$$TE_l^{CRS} = TE_l^{VRS} \times SE_l \Rightarrow SE_l = \frac{TE_l^{CRS}}{TE_l^{VRS}} \quad (3)$$

其中 $0 \leq SE_l \leq 1$, 當 $SE_l = 1$ 表示 DMU 正位於最適規模效率水準; 若 $SE_l < 1$ 則表示 DMU 處於規模無效率狀態, 但無法判定該規模無效率是由遞增或遞減規模報酬所引起。針對此點, 只要加入非遞增規模報酬 (non-increasing return to scale, NIRS) 條件, 即在式(1)中將限制條件修正為 $N1'\lambda \leq 1$, 重新求解即可得出各 DMU 非遞增規模報酬之技術效率 TE_l^{NIRS} , 再將各 DMU 的 TE_l^{NIRS} 及 TE_l^{VRS} 作一比較, 即可得知 DMU 處於何種規模報酬階段, 其判斷條件如下:

當 $TE_l^{NIRS} \neq TE_l^{VRS}$ 時, DMU 處於遞增規模報酬階段。

當 $TE_l^{NIRS} = TE_l^{VRS}$ 時, DMU 處於遞減規模報酬階段。

當 $TE_l^{CRS} = TE_l^{VRS}$ 時, DMU 處於固定規模報酬階段。

由於 DEA 的 BCC 模型只能針對單一年度各個 DMU 予以比較, 而無法以連續數個年度作縱斷面的分析, 所以本文採用 DEA 所延伸出之 Malmquist 總要素生產力變動指數, 評估各 DMU 歷年的技術變動、生產力變動等情況。

Malmquist 總要素生產力的變動(*tfpch*)，應用 Shephard 距離函數將 *tfpch* 分解為技術變動(*techch*)與技術效率變動(*effch*)，而在 *effch* 部分又可分解成純粹技術效率變動(*pech*)與規模效率變動(*sech*)。

根據前述 BCC 模型中的假設，定義 DMU 第 *t* 期的投入距離函數為 $d_t^i(x_t, y_t)$ ，意即在給定生產技術與固定的產出水準 y_t 下，要素投入比例可以減少的程度。所以若某一 DMU 是相對有效率的，則其 $d_t^i(x_t, y_t)=1$ ，因此要素投入應位於產出的等產量曲線的邊界上。

以 $\frac{d_t^i(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_t^i(x_t, y_t)}$ 表示任一 DMU 第 *t* 期的 Malmquist 總要素生產力指數，其中，分子表示以第 *t* 期之生產技術進行生產，而以第 *t+1* 期樣本作為觀察值後求出的效率值，分母表示以第 *t* 期之生產技術進行生產，而以第 *t* 期樣本作為觀察值後求出的效率值； $\frac{d_{t+1}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_{t+1}^{t+1}(x_t, y_t)}$ 則代表該 DMU 在第 *t+1* 期的 Malmquist 生產力指數，而兩期 Malmquist 總要素生產力變動指數為上述兩式的幾何平均數。因此，在固定規模報酬(constant return to scale, CRS)的假設下，投入導向的兩期(*t, t+1*) Malmquist 總要素生產力變動指數如下：

$$tfpch = \left[\frac{d_t^i(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)}{d_t^i(x_t, y_t | CRS)} \times \frac{d_{t+1}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)}{d_{t+1}^{t+1}(x_t, y_t | CRS)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

式 (4) 涉及了兩個單期的投入距離函數 $d_t^i(x_t, y_t)$ 和 $d_{t+1}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})$ ，還有兩個跨期之投入距離函數 $d_t^i(x_{t+1}, y_{t+1})$ 和 $d_{t+1}^{t+1}(x_t, y_t)$ 。若 *tfpch*>1，表示受評估的 DMU 從 *t* 期至 *t+1* 期之生產力呈現成長的趨勢；反之，若 *tfpch*<1，便表示受評估的 DMU 生產力呈現衰退的現象。由於總要素生產力的變動(*tfpch*)來自於技術效率的變動 (*effch*) 與生產技術的變動 (*techch*)。

$$tfpch = effch * techch$$

即

$$tfpch = \frac{d_{t+1}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)}{d_t^i(x_t, y_t | CRS)} \left[\frac{d_t^i(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)}{d_{t+1}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)} \times \frac{d_t^i(x_t, y_t | CRS)}{d_{t+1}^{t+1}(x_t, y_t | CRS)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

其中，等號右邊的 $\frac{d_{t+1}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)}{d_t^i(x_t, y_t | CRS)}$ 為在固定規模報酬假設下技術效率變動 (*effch*) 之值，表示某一 DMU 在 *t+1* 期的產出投入 $(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)$ 與具有效率的 DMU 之差距除以該 DMU 在 *t* 期產出投入與具有效率的 DMU 之差距，此即為兩期技術效率之比值，所以可以用來評估技術效率改善的程度。因此，若 *effch*>1，表示技術效率有所改善；反之，若 *effch*<1，便表示技術效率降低。此外， $\frac{d_t^i(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)}{d_{t+1}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | CRS)}$ 代表以 *t+1* 期所衡量的生產技術變動 (*techch*) 之值， $\frac{d_t^i(x_t, y_t | CRS)}{d_{t+1}^{t+1}(x_t, y_t | CRS)}$ 代表以 *t* 期所衡量的生產技術變動之值，若 *techch*>1，表示技術

進步，即生產邊界有提升；反之， $techch < 1$ 則為技術衰退。在變動規模報酬(variable return to scale, VRS)假設下，技術效率變動($effch$)又可再分解為純粹技術效率變動($pech$)與規模效率變動($sech$)的乘積，其定義如下：

$$effch = pech * sech$$

即

$$effch = \frac{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}|VRS)}{d_i^t(x_t, y_t|VRS)} \times \frac{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}|CRS)/d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}|VRS)}{d_i^t(x_t, y_t|CRS)/d_i^t(x_t, y_t|VRS)} \quad (6)$$

其中，等號右邊的 $\frac{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}|VRS)}{d_i^t(x_t, y_t|VRS)}$ 為變動規模報酬下兩期效率之比。當

$pech > 1$ ，表示純粹技術效率提升；反之則為純粹技術效率衰退。當 $sech > 1$ ，表示相較於第 t 期而言，第 $t+1$ 期越來越接近固定規模報酬，亦即逐漸向長期的最適規模趨近；反之則越來越偏離固定規模報酬。

四、Tobit 縱橫資料模型

由於效率值為一介於 0 和 1 之間的數值，且在 1 之處發生截斷情形，故屬 Tobit 縱橫資料模型。本文乃以 Tobit 縱橫資料模型來進行迴歸分析。縱橫資料是由不同個體的時間序列資料所組成，因此在截距項的考量上就區分為固定效果模型及隨機效果模型，再配合被解釋變數受限，因此，Tobit 縱橫資料模型亦可分為固定效果 Tobit 模型(fixed effect Tobit model)及隨機效果 Tobit 模型(random effect Tobit model)兩種。

(一) 固定效果 Tobit 模型

$$y_{it}^* = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad u_{it} \sim IN(0, \sigma^2) \quad i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T$$

$$y_{it} = y_{it}^* \quad \text{if } y_{it}^* > 0$$

$$= 0 \quad \text{if } y_{it}^* \leq 0$$

$$\text{令 } d_{it} = 1 \quad \text{if } y_{it}^* > 0$$

$$= 0 \quad \text{if } y_{it}^* \leq 0$$

$$L = \prod_{i=1}^N \prod_{t=1}^T f(y_{it})$$

$$= \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{y_{it} - \alpha_i - \beta x_{it}}{\sigma}\right) \prod_0 F\left(\frac{-\alpha_i - \beta x_{it}}{\sigma}\right)$$

$$\log L = \sum_{it} (1 - d_{it}) \log F + \sum_{it} d_{it} \left\{ -\frac{1}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \sum_{y_{it} > 0} \frac{1}{2\sigma^2} (y_{it} - \alpha_i - \beta x_{it})^2 \right\}$$

由上式可知， $\frac{\partial \log L}{\partial \beta}$ ， $\frac{\partial \log L}{\partial \sigma}$ 將會是 α_i 的函數，所以當 N 大 T 小時，除了 α_i 不符合一致性外，連帶也使 β 不符合一致性。

(二) 隨機效果 Tobit 模型

$$y_{it}^* = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T$$

$$\begin{aligned}
 & u_{it} \sim IN(0, \sigma_u^2), \sigma_i \sim IN(0, \sigma_\alpha^2) \quad , \quad x_{it}、u_{it}、\alpha_i \text{ 相互獨立} \\
 & y_{it} = 1 \quad \text{if } y_{it}^* > 0 \\
 & \quad = 0 \quad \text{if } y_{it}^* \leq 0 \\
 & f(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}, \alpha_i) = f(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}) f(\alpha_i) \\
 & \quad = \prod_{t=1}^{T(i)} f(y_{it}) f(\alpha_i) \\
 & \Rightarrow \int f(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}, \alpha_i) d\alpha_i = \int \prod_{t=1}^{T(i)} f(y_{it}) f(\alpha_i) d\alpha_i \\
 & \Rightarrow f(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}) = \int \prod_{t=1}^{T(i)} f(y_{it}) f(\alpha_i) d\alpha_i \\
 & L = \prod_{i=1}^n f(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}) \\
 & \quad = \prod_{i=1}^n \left[\int \prod_{t=1}^{T(i)} f(y_{it}) f(\alpha_i) d\alpha_i \right] \\
 \log L & = \sum_{i=1}^n \log \left[\int \prod_{t=1}^{T(i)} f(y_{it}) f(\alpha_i) d\alpha_i \right] \\
 & = \sum_{i=1}^n \log \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \int \prod_{t=1}^{T(i)} f(y_{it}) e^{-\frac{\alpha_i^2}{2\sigma_\alpha^2}} d\alpha_i \right] \\
 & = \sum_{i=1}^n \log \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \int \prod_{t=1}^{T(i)} F\left(\frac{\alpha_i + \beta x_{it}}{\sigma_u}\right)^{y_{it}} \left[1 - F\left(\frac{\alpha_i + \beta x_{it}}{\sigma_u}\right)\right]^{1-y_{it}} e^{-\frac{\alpha_i^2}{2\sigma_\alpha^2}} d\alpha_i \right] \\
 & = \sum_{i=1}^n \log \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \int \prod_{y_{it}=1} F\left(\frac{\alpha_i + \beta x_{it}}{\sigma_u}\right) \prod_{y_{it}=0} \left[1 - F\left(\frac{\alpha_i + \beta x_{it}}{\sigma_u}\right)\right] e^{-\frac{\alpha_i^2}{2\sigma_\alpha^2}} d\alpha_i \right]
 \end{aligned}$$

由於非線性之固定效果模型(固定效果 Tobit 模型即為其一)不僅在實務上需估計較多的係數且理論上將會使 α_i 、 β 不符合一致性，所以一般在計量方法上非線性之固定效果模型常被避免。又由於已 DEA 衡量投入面之效率值介於 0~1 之間，故為一雙邊受限 Tobit 縱橫資料(two-limit Tobit panel data)，其隨機效果模型為：

$$\begin{aligned}
 & y_{it}^* = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad t = 1, 2, \dots, T \\
 & y_{it} = 1 \quad \text{if } y_{it}^* \geq 1 \\
 & y_{it} = y_{it}^* \quad \text{if } 0 < y_{it}^* < 1 \\
 & y_{it} = 0 \quad \text{if } y_{it}^* \leq 0
 \end{aligned}$$

$$\log L = \sum_{i=1}^n \log \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \int \prod_{y_{it}=1} \left[1 - F\left(\frac{1 - \alpha_i - \beta x_{it}}{\sigma_u}\right)\right] \prod_{y_{it}=0} \left[1 - F\left(\frac{\alpha_i + \beta x_{it}}{\sigma_u}\right)\right] \prod_{y_{it}=y_{it}^*} F\left(\frac{y_{it} - \alpha_i - \beta x_{it}}{\sigma_u}\right) e^{-\frac{\alpha_i^2}{2\sigma_\alpha^2}} d\alpha_i \right]$$

本文針對影響效率因素之迴歸採用隨機效果 Tobit 模型。

伍、實證結果

本文研究對象係以台灣地區28家信用合作社為例，包括北部地區有台北一信、台北五信、台北九信、基隆一信、基隆二信、淡水信用、淡水一信、宜蘭信用、桃園信用；中部地區有新竹一信、新竹三信、竹南信用、台中二信、彰化一信、彰化五信、彰化六信、彰化十信、鹿港信用、嘉義三信、嘉義四信；南部地區（含其他區）有台南三信、花蓮一信、花蓮二信、澎湖一信、澎湖二信、金門信用、高雄二信、高雄三信等。有關信用合作社28家資料係取自於1995年至2005年之各個信用合作社縱橫年資料（panel data）為主。茲將實證結果臚列如下：

一、規模技術效率值說明：

信用合作社在1995年~2005年期間這28家有15家的規模技術效率值等於1。代表有53%一半以上的信用合作社具有規模技術效率，其中最低效率值0.942，平均效率值0.990，有9家屬於規模報酬遞減；有4家屬於規模報酬遞增（見表一）。這28家信用合作社規模技術效率值幾近於1，而且集中於中部地區，此顯示信用合作社經過亞洲金融風暴及國內小型金融風暴的變動衝擊下，目前這28家信用合作社，實有其存在的價值，政府當局更應照顧這28家信用合作社小型金融企業組織。

引述金管會於94年12日新聞稿「信用合作社的傳統與現代化」內容，「截至94年10月底止，我國計有30家信用合作社，平均之逾放比率為2.75%，備抵呆帳覆蓋率為47.41%，其資產品質非但不遜於本國銀行，部份信用合作社甚有超越的績效表現。...」，「並期待未來的一年信用合作社能運用現已改善之經營體質，以現代化之企業經營方法，繼續堅持傳統地方人文之經營特質，憑藉其地緣、人緣優勢，凝聚社員忠誠度，對地方提供合作理念之社區服務。」¹⁰由此可知，信用合作社面對金融環境的變化為配合政府政策，業以降低逾放比藉以調整其內部結構與體質。

二、Malmquist 總要素生產力變動指數說明：

依信用合作社1995年~2005年實證資料顯示1995、2001、2004~2005年總要素生產力變動指數大於（或等於）1，表示其生產力有改善呈現進步的現象。1996~1997年、1999年、2001~2002年及2004年信用合作社技術效率有提昇，1995年、2003年~2005年相對信用合作社的生產技術有進步（見表二）。

¹⁰ 詳見金管會銀行局網站 www.banking.gov.tw。

表一 1995~2005年信用合作社規模技術效率值情形

FIRM	CRSTE	VRSTR	SCALE
台北一信	0.947	0.977	0.969 drs
台北五信	1.000	1.000	1.000
台北九信	0.940	0.971	0.968 drs
基隆一信	1.000	1.000	1.000
基隆二信	0.959	0.960	0.999 drs
淡水信用	0.988	0.992	0.997 irs
淡水一信	0.998	1.000	0.998 drs
宜蘭信用	0.998	1.000	0.998 irs
桃園信用	1.000	1.000	1.000
新竹一信	0.981	0.997	0.984 drs
新竹三信	1.000	1.000	1.000
竹南信用	1.000	1.000	1.000
台中二信	0.963	1.000	0.963 drs
彰化一信	1.000	1.000	1.000
彰化五信	1.000	1.000	1.000
彰化六信	1.000	1.000	1.000
彰化十信	1.000	1.000	1.000
鹿港信用	1.000	1.000	1.000
嘉義三信	1.000	1.000	1.000
嘉義四信	1.000	1.000	1.000
台南三信	0.982	1.000	0.982 drs
花蓮一信	1.000	1.000	1.000
花蓮二信	1.000	1.000	1.000
澎湖一信	0.958	0.976	0.982 irs
澎湖二信	0.964	0.972	0.993
金門信用	1.000	1.000	1.000
高雄二信	0.955	1.000	0.955 drs
高雄三信	0.942	1.000	0.942 drs
平均	0.985	0.994	0.990

資料來源：本文整理。

說明：CRSTE 係固定規模報酬的技術效率值；VRSTE 係變動規模報酬的技術效率值；SCALE 係規模技術效率值，該欄 drs 表示規模報酬遞減；irs 表示規模報酬遞增。

表二 1995~2005 年度信用合作社 Malmquist 總要素生產力變動指數情形

年度	effch	techch	pech	sech	tfpch
1995	0.989	1.026	0.994	0.995	1.015
1996	1.003	0.953	0.999	1.003	0.955
1997	1.000	0.998	0.998	1.001	0.997
1998	0.999	0.992	1.001	0.998	0.991
1999	1.013	0.962	1.004	1.009	0.975
2000	0.995	0.997	0.999	0.996	0.993
2001	1.003	1.080	1.000	1.003	1.083
2002	1.005	0.830	1.007	0.998	0.834
2003	0.973	1.022	0.986	0.987	0.994
2004	1.010	1.024	1.007	1.003	1.034
2005	0.997	1.023	0.996	1.001	1.019
平均	0.999	0.989	0.999	1.000	0.988

資料來源：本文整理。

說明：effch 係技術效率變動；techch 係生產技術變動；pech 係純粹技術效率變動；Sech 係規模效率變動；tfpch 係總要素生產力變動。

若是觀察1995年~2005年這28家信用合作社，有10家（36%）總要素生產力變動指數大於（或等於）1，說明這11年其生產力有進步現象。有17家（61%）技術效率變動（effch）大於（或等於）1，表示其技術效率有提昇，有9家（31%）生產技術變動（techch）大於（或等於）1，表示生產技術有進步。有20家純粹技術效率變動（pech）大於（或等於）1，表示有71%信用合作社係因純粹技術效率變動提昇，有22家規模效率變動（sech）大於（或等於）1，表示有79%逐漸接近固定規模報酬，亦即是近八成信用合作社逐漸向長期最適規模趨近（見表三）。

觀察1995~2005年現存信用合作社雖然受到外在經濟衝擊，為求生存提昇其競爭力，加強服務品質，導致信合社適應力加強，信用合作社並未因購併、合併或改變為商業銀行而無法繼續經營，而且依實證資料顯示技術效率變動值、純粹技術效率變動、規模效率變動等估計係數均有改善進步的現象，且逐漸朝向長期最適規模的趨勢。

表三：1995~2005年度各家信用合作社 Malmquist 生產力變動指數情形

Firm	effch	techch	pech	sech	tfpch
台北一信	1.004	0.995	1.002	1.002	0.998
台北五信	1.000	1.018	1.000	1.000	1.018
台北九信	1.001	1.011	1.000	1.001	1.012
基隆一信	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
基隆二信	0.999	0.978	0.999	1.000	0.976
淡水信用	0.998	1.005	0.998	1.000	1.003
淡水一信	0.996	0.988	1.000	0.996	0.984
宜蘭信用	1.000	0.984	1.000	1.000	0.985
桃園信用	1.000	1.043	1.000	1.000	1.043
新竹一信	1.002	1.011	1.000	1.001	1.012
新竹三信	1.000	1.018	1.000	1.000	1.018
竹南信用	1.000	0.981	1.000	1.000	0.981
台中二信	0.999	1.015	1.000	0.999	1.014
彰化一信	1.000	0.978	1.000	1.000	0.978
彰化五信	0.996	0.956	0.997	0.999	0.952
彰化六信	1.000	0.976	1.000	1.000	0.976
彰化十信	1.000	0.967	1.000	1.000	0.967
鹿港信用	0.991	0.997	0.991	1.000	0.988
嘉義三信	1.000	0.973	1.000	1.000	0.973
嘉義四信	1.000	0.983	1.000	1.000	0.983
台南三信	1.000	0.995	0.998	1.000	1.009
花蓮一信	0.998	1.011	0.998	1.000	1.009
花蓮二信	0.999	0.996	1.000	0.999	0.995
澎湖一信	0.992	0.970	1.002	0.990	0.962
澎湖二信	0.992	0.947	0.996	0.996	0.940
金門信用	1.000	0.971	1.000	1.000	0.971
高雄二信	0.995	0.962	0.994	1.000	0.957
高雄三信	1.001	0.985	1.000	1.001	0.986
平均	0.999	0.989	0.999	1.000	0.988

資料來源：本文整理。

說明：effch 係技術效率變動；techch 係生產技術變動；pech 係純粹技術效率變動；
Sech 係規模效率變動；tfpch 係總要素生產力變動。

三、Tobit 縱橫資料模型分析

本文針對影響效率因素之迴歸採用隨機效果 Tobit 模型。

依變數 Y_i 項目包括有：

EFFCI：規模技術效率值。

TFPCH：Malmquist 總要素生產力變動指數值。

自變數 x_k 項目包括有：

DEBA：表示存款佔淨值比；衡量自有資本是否足夠。

INCOMA：表示淨值佔放款比；代表營業風險。

ASSEA：表示放款佔總資產比；財務結構之一。

ASSEB：表示股金佔總資產比；財務結構之一。

ASSET：表示資產報酬率；每投資一元資產可產生的稅前淨利。

NETINCOM：表示純益率；衡量每單位營業收入。

INFLOW：表示流動比。

LOAD：表示放款成長率。

ASSEC：表示資產總額取對數，代表信用合作社資產規模。

ASSEC2：表示資產總額取對數平方。

D1：表示1997年~2001年的環境虛擬變數。

若以規模技術效率值為依變數在不考量1997年~2001年虛擬環境變數因素下，不難發現影響決定信用合作社的因素有存款佔淨值比率、淨值佔放款比率、放款佔總資產比率、股金佔總資產比率、放款成長率及資產規模等（見表九），除了放款佔總資產比率呈現正相關外，其餘影響因素的估計係數皆顯著為負，說明存款佔淨值比愈高技術效率值會愈低，由於存款對於信用合作社而言，是一種負債必需支付社員利息，而且近幾年信用合作社受到大型金控公司的影響，存款總額有下降趨勢；淨值佔放款比率愈高會降低信用合作社的規模技術效率，此乃因為政府要求信用合作社必需降低逾放比來打消信用合作社呆帳，使得其淨值降低，造成淨值佔放款比率逐漸有下降趨勢，而且近幾年來信合社放款對象之稽核相當謹慎，放款總額有下降趨勢，然而放款是信合社的主要營業收入來源之一，故而造成淨值佔放款比率愈高，其規模技術效率愈低；反之，淨值佔放款比率愈低，其規模技術效率愈高；放款成長率愈高會降低信用合作社的規模技術效率，而且近幾年信用合作社放款成長率有趨緩現象，使得放款成長率的估計係數顯著為負。但是放款佔總資產比率的估計係數顯著為正，說明放款佔總資產比率愈高愈會提高信用合作社的規模技術效率，畢竟放款是信合社的主要營業收入來源，若是信用合作社逾放比過高時，則放款愈多對信用合作社相對經營不利，但是在逾放比降低的狀況下，提高放款金額對信用合作社經營則愈為有利，依據金融揭露資料顯示，95年度信用合作社逾放比平均1.55%，業已低於一般銀行逾放比比率¹¹。股金佔總資產比愈低則會提高信用合作社的規模技術效率，此乃因股金是社員投入信用合作社的主要資本來源，依合作社法第22條規定，信用合作社若有盈餘必需發放10%以下的股息給社員，有些信用合作社若是發放不出股息給社員時，往往會造成社員流失轉為其他金融機構交易的現象；資產規模估計係數顯著為負，說明資產規模愈大會使得信用合作社的規模技術效率會降低。由於信用合作社受到法令的限制，不得任意擴張分支社，雖然可於壁鄰縣市增加分支社，惟亦需當地的信用合作社同意，加上有些信用合作社成立至今歷史久遠，對於分支社的遷移除了其本身不願意之外，在實務面操作上亦有其困難度。因此，基於現階段法令及實務環境上的限制，信用合作社目前資產規模不宜再予擴充。惟若放寬信用合作社法令限制使其擴充業務範圍爭取能夠增加分社的擴建下，或許資產規模與規模技術效率兩者間可能不致於呈現負相關。

若以規模技術效率值為依變數並加入1997年~2001年虛擬環境變數時，實證結果發現影響決定信用合作社的因素有放款佔總資產比率、股金佔總資產比率、資產報酬率、資產規模及1997年~2001年環境變數等（見表四），放款佔總資產比率及1997年~2001年環境變數估計係數皆顯著為正，股金佔總資產比率、資產報酬率與資產規模等估計係數顯著為負，說明放款佔總資產比率愈高會提高信用合作社的規模技術效率；股金佔總資產比率愈低會提高信用合作社的規模技術效率；資產規模愈大會降低信合社規模技術效率；本文特別發現1997年~2001年虛擬環境變數所估計係數顯著為正，說明信用合作社雖然受到外在經濟衝擊下，為求生存會調整其內部體質，改善其經營結構並提昇其競爭力。

¹¹ 同註4。

本文亦利用 Malmquist 總要素生產力變動指數為依變數分析，結果資料顯示影響決定信用合作社總要素生產力的因素有純益率及 1997 年~2001 年的環境變數（見表五），純益率愈高表示其獲利能力愈佳。依實證資料顯示 1997 年~2001 年這 28 家信用合作社生產力反而稍有成長。為了瞭解信合社動態長期生產力情形，本文採用 Malmquist 總要素生產力指數落遲一期為自變數之一，依動態長期追縱迴歸模型結果發現，影響信用合作社長期生產力成長的因素有資產報酬率、純益率及 1997 年~2001 年的環境虛擬變數，Malmquist 總要素生產力指數落遲一期變數與資產報酬率估計係數顯著為負，說明信用合作社由資產可獲收益的能力降低且生產力成長有負持續性現象。（見表六）。

表四 信用合作社規模技術效率迴歸模式（含環境虛擬變數）的檢定

自變數	迴歸係數	t 值	顯著值
常數	1.061	31.949	0.000**
存款佔淨值比 (DEBA)	-0.001	-1.310	0.191
淨值佔放款比 (INCOMA)	-0.112	-1.152	0.250
放款佔總資產比 (ASSEA)	0.060	2.370	0.018**
股金佔總資產比 (ASSEB)	-0.492	-4.404	0.000**
資產報酬率 (ASSET)	-1.187	-1.852	0.065*
純益率 (NETINCOM)	0.037	1.628	0.105
流動比 (INFIOW)	0.010	1.025	0.306
放款成長率 (LOAD)	-0.021	-1.553	0.121
資產規模 (ASSEC)	-0.004	-3.237	0.00***
1997 年~2001 年虛擬變數(D1)	0.007	2.765	0.006**
N= 308	F 值=5.532		
$R^2 = 0.157$	P 值=0.000***		
調整後 $R^2 = 0.129$	Durbib-Watson=1.844		

註：*表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; *** 表示 $P < 0.001$ 。

表五：信用合作社 Malmquist 總要素生產力變動指數迴歸模式的檢定

自變數	迴歸係數	t 值	顯著值
常數	1.272	0.545	0.586
存款佔淨值比 (DEBA)	0.005	1.088	0.277
淨值佔放款比 (INCOMA)	0.244	1.457	0.648
放款佔總資產比 (ASSEA)	0.178	1.271	0.205
股金佔總資產比 (ASSEB)	0.288	0.459	0.646
資產報酬率 (ASSET)	-5.781	-1.632	0.104
純益率 (NETINCOM)	0.249	2.015	0.045**
流動比 (INFIOW)	0.000	-0.005	0.996
放款成長率 (LOAD)	0.079	1.071	0.285
資產規模 (ASSEC)	-0.071	-0.247	0.805
資產規模平方 (ASSEC2)	0.002	0.280	0.780
1997 年~2001 年虛擬變數(D1)	0.044	3.232	0.001***
N= 308	F 值=1.839		
$R^2 = 0.064$	P 值=0.047**		
調整後 $R^2 = 0.029$	Durbib-Watson=1.400		

註：*表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; *** 表示 $P < 0.001$ 。

表六 信用合作社 Malmquist 生產力變動指數迴歸模式（含生產力落遲一期）的檢定

自變數	迴歸係數	t 值	顯著值
常數	1.504	0.666	0.506
生產力落遲一期 (tfpch-1)	-0.267	-4.616	0.000***
存款佔淨值比 (DEBA)	0.004	0.910	0.364
淨值佔放款比 (INCOMA)	0.135	0.260	0.795
放款佔總資產比 (ASSEA)	0.183	1.352	0.177
股金佔總資產比 (ASSEB)	0.275	0.453	0.651
資產報酬率 (ASSET)	-7.244	-2.105	0.036**
純益率 (NETINCOM)	0.341	2.819	0.005**
流動比 (INFLOW)	0.005	0.104	0.917
放款成長率 (LOAD)	-0.021	0.465	0.642
資產規模 (ASSEC)	-0.066	-0.239	0.811
資產規模平方 (ASSEC2)	0.002	0.279	0.781
1997 年~2001 年虛擬變數 (D1)	0.038	2.873	0.004**

N= 308

F 值=3.578

 $R^2 = 0.127$

P 值=0.000**

調整後 $R^2 = 0.092$

Durbib-Watson=1.479

註：*表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; *** 表示 $P < 0.001$ 。

陸、結論

信用合作社於 1995 年~2005 年期間 28 家有 15 家的規模技術效率值等於 1。代表有一半以上的信合社具有規模技術效率，其中最低效率值 0.942，平均效率值 0.990，有 9 家屬於規模報酬遞減；有 4 家屬於規模報酬遞增。目前 28 家信用合作社規模技術效率值幾近於 1，且多半集中於中部地區。

觀察 1995 年~2005 年期間 1995 年、2001 年、2004~2005 年生產力呈現進步的現象。這 28 家當中有 10 家（36%）信用合作社生產力有進步現象。有 17 家（61%）技術效率有提昇，有 9 家（31%）生產技術有進步。有 71% 信合社係因純粹技術效率變動提昇，有 22 家（79%）近八成信合社逐漸向長期的最適規模趨近。整體而言，信用合作社其技術效率變動值，純粹技術效率變動、規模效率變動等估計值均有改善進步現象，而且有朝向長期最適規模的趨勢。

若以規模技術效率值為依變數在考量 1997 年~2001 年虛擬環境變數因素下，不難發現影響決定信用合作社的因素有放款佔總資產比率、股金佔總資產比率、資產報酬率、資產規模及 1997 年~2001 年環境變數等。信用合作社於 1997 年~2001 年虛擬環境變數估計係數顯著為正，說明信用合作社受到外在經濟衝擊下，為求生存仍會調整其內部體質，改善其經營結構提昇其競爭力，對現存 28 家信用合作社具有正面的影響。

本文利用 Malmquist 總要素生產力變動指數為依變數分析，影響決定信用合作社總要素生產力的因素包括有純益率及 1997 年~2001 年的環境變數。本文亦採 Malmquist 總要素生產力指數落遲一期為自變數之一，依動態長期追縱迴歸模型結果發現，影響信用合作社長期生產力成長的因素有資產報酬率、純益率及 1997 年~2001 年的環境虛擬變數，資產報酬率估計係數顯著為負，此說明由資產可獲收益的能力降低，而且信用合作社生產力的成長有負持續性現象。

參考文獻

一、中文部分

- 1.王美惠、陳亞爲、劉聰衡（1998），信用合作社與商業銀行財務結構與經營績效差異之比較分析，淡江學報第6卷，第39頁~71頁。
- 2.林秋發（1995），信用合作社的規模、營業區域與經營績效之研究，台灣銀行季刊第46卷第4期，第50頁~70頁。
- 3.林卓民、陳明麗、陳佳儷（2002），信用合作社生產力分析-拔靴法之應用，台灣金融季刊第4輯第1期，第79頁~96頁。
- 4.林金博（2005），現階段信用合作社經營績效之分析，逢甲大學經營管理碩士在職專班碩士論文，台中。
- 5.陸子青（2002），台灣信用合作社之改造研究，國立中山大學財務管理學系研究所碩士論文。
- 6.梁連文、黃泉興、張順教（2001），信用合作社未來經營方向之探討，台灣金融研訓。
- 7.章燕美（2005），台灣信用合作社之定位與發展策略，銘傳大學經濟學碩士在職專班碩士論文。
- 8.張森宇（2006），近十年台灣信用合作社經營概況，合作報導，第58期
民華民國合作事業協會編印，台北，第2~9頁。
- 9.黃天牧（2004），“信用合作社發展”，信用合作季刊，第81期，第3~7頁。
- 10.黃百全（2006），“信用合作社之業務經營與未來發展方向”，合作經濟第89期，第37~42頁。
- 11.劉祥熹、林秀峰（2000），台灣地區本國商業銀行與信用合作社競爭與效率比較之研究。
- 12.謝宗權著，「台灣地區農會信用部經營效率分析-資料包絡分析法之應用」，台灣大學農業經濟研究所碩士論文，民國84年6月。
- 13.蘇秀芬（1998），信用合作社經營效率之研究，東海大學碩士論文。
- 14.金管會銀行局網站 www.banking.gov.tw。

二、英文部分

1. Arunava Bhattacharyya, C.A.K. Lovell and Pankaj Sahay, (1997) “The Impact of Liberalization on the Productive Efficiency of Indian Commercial Banks”, European Journal of Operational Research, Vol.98, pp.332-345.
2. B. Golany and J. E. Storbeck, (1999) “A Data Envelopment Analysis of the Operational Efficiency of Bank Branches”, Interfaces, Vol. 29, No.3, pp.14-26.
3. Banker R. D., A. Charnes and W. W. Cooper, (1984) “Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis”, Management Science, Vol. 30, No.9, pp.1078-1092.

4. Claire Schaffnit, Dan Rosen and Joseph C. Paradi, (1997) "Best Practice Analysis of Bank Branches: An Application of DEA in a Large Canadian Bank ", *European Journal of Operational Research*, Vol. 98, pp.269-289.
5. Charnes A., W. W. Cooper and E. Rhodes, (1978) "Measuring the Efficiency of Decision Making Units ", *European Journal of Operational Research*, Vol. 2, No.6, pp.429-444.
6. Emmanuel Thanassoulis, (1999) "Data Envelopment Analysis and Its Use in Banking ", *Interfaces*, Vol. 29, No.3, pp.1-13.
7. Ferrier, G.D., and C.A.K Lovell, (1990)"Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence", *Journal of Econometrics*, Vo46, P.229-245.
8. H. David Sherman and George Ladino, (1995) "Managing Bank Productivity Using Data Envelopment Analysis (DEA) ", *Interfaces*, Vol.25, No.2, pp.60-73.
9. Hirofumi Fukuyama, (1995) "Measuring Efficiency and Productivity Growth in Japanese Banking: a Nonparametric Frontier Approach ", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, pp.95-107.
10. John A. Haslem, Carl A. Scheraga and James P. Bedingfield, (1999) "DEA Efficiency Profiles of U.S. Banks Operating Internationally ", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 8, pp.165-182.
11. Jose Manuel Pastor, Francisco Perez and Javier Quesada, (1997)"Efficiency Analysis in Banking Firms: An International Comparison ", *European Journal of Operational Research*, Vol. 98, pp.395-407.
12. Mickael Lothgren and Magnus Tambour, (1999) "Bootstrapping the Data Envelopment Analysis Malmquist Productivity Index ", *Applied Economics*, Vol. 31, pp.417-425.
13. Rolf Fare, Emili Grifell-Tatje, Shawna Grosskopf and C. A. Knox Lovell(1997) "Biased Technical Change and the Malmquist Productivity Index ", *Scand Journal of Economics*, Vol. 99, No.1, pp.119-127.