

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

臺灣銀行業經營效率之研究-

金控法實施前後之比較

INVESTIGATING THE OPERATION EFFICIENCY OF TAIWAN'S
BANK INDUSTRY –A COMPARATION STUDY ON THE
IMPLEMENTATION OF THE FINANCIAL HOLDING COMPANY
ACT

指導教授：陳勁甫 博士

ADVISOR: PH.D. CHEN.CHING-FU

徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：周孫宇

GRADUATE STUDENT : CHOW-SUN-YUE

中華民國九十三年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

臺灣銀行業經營效率之研究-金控法實施前後之比較

研究生：周孫宇

經考試合格特此證明

口試委員：

簡明哲

陳勁甫

賴靖宜

徐靖俊

指導教授：陳勁甫 徐靖俊

所 長：徐靖俊

口試日期：中華民國 93 年 5 月 9 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：臺灣銀行業經營效率之研究-金控法實施前後之比較

研究生：周孫宇

指導教授：陳勁甫 博士、徐清俊 博士

論文摘要內容：

本論文以 1998-2003 年台灣區 30 家銀行的投入與產出，利用隨機邊界成本模型 (Stochastic Cost Function)，探討 1998-2003 年 30 家上市銀行經營效率。首先估計成本效率指標值，並進一步探討效率指標值與效率因子間的關係，最後估計規模及範疇經濟，分析金融控股公司法實施後，樣本銀行規模及範疇經濟是否有差異。實證結果如下：

1. 隨機邊界模型參數估計結果，產出項與成本呈現顯著的正相關，也就是說當銀行增加放款及投資業務，必須增加額外的成本。分行數及自有資本適足率則可以顯著的降低成本。表示本國銀行屬於遞增的規模報酬。

2. 逾放比率、流動準備比率、利率敏感性缺口/淨值、新舊銀行虛擬變數與成本效率之間呈現負相關；獲利能力、存放比、金控法案實施虛擬變數和成本效率呈現正相關。除了新舊銀行虛擬變數外都達到顯著水準，顯示金融控股公司法實施後，效率值顯著的上升，而銀行在目前低利時代應該盡量維持較小的利率敏感缺口，盡量從事風險較低的放款減少逾放，提昇存放比並降低流動準備比，才可以有效的提昇效率，

3. 成本效率指標值估計結果，可以發現各年度第一名都是商業銀行，而最後一名都是企銀，由走勢圖及 F 檢定可以發現，金控法實施後的平均效率值高於金控法實施前，且兩個期間的效率值有顯著的差異。

4. 規模經濟及範疇經濟值，估計結果發現樣本銀行所有的 ASCE 值皆未等於一，顯示 1998-2002 年間樣本銀行皆未達到最適規模經濟，而處於遞增型的規模經濟，以橫斷面分析及 F 檢定發現金融控股公司法實施後 ASCE 值顯著增加；範疇經濟在樣本銀行中則不顯著。

關鍵詞：金融控股公司法、隨機邊界法、效率因子、規模經濟

Title of Thesis : Investigating the Operation Efficiency of Taiwan's Bank Industry—A Comparatively Study on the Implementation of the Financial Holding Company Act

Name of Institute : Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date : July 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Sun-Yue Chow

Advisor : PH.D. Chign-Fu Chen

PH.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

This thesis uses the stochastic cost function model to investigate the operational efficiency of 30 banks in Taiwan. The data covers from 1998 to 2003. We first estimate the cost efficiency and the factors of bank's efficiency. We finally investigate the economy scale and scope of banks.

The thesis shows that :

- 1.The excess cost must increase while banks increase the amount of loan and investment.
- 2.The number of banks' branches and the financial capital adequacy significantly deny banks' cost which expresses that the banks in Taiwan have increased their economy scales.
- 3.The results of efficiency factor model show that banks should keep lower interest-sensitive gap.
- 4.Banks should engage in lower risk loan and investment to reduce non-performing loan.
- 5.Business banks have better performance than Small and Median Commercial banks. Moreover the result shows that the performance have improved since the FHCs has acitived.
- 6.All banks' ASCE do not equal to one that presents that they have increased their usage in economy scale. In addition economy scope are not significant.

Key word : Financial Holding Company Law, Stochastic Frontier Approach, Efficient factor, Economic scale.

目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	6
第三節 研究架構	7
第二章 文獻探討	9
第一節 效率定義與衡量	9
第二節 隨機邊界法及資料包絡法之比較	13
第三節 隨機邊界分析法應用於銀行業	15
第四節 投入產出定義	18
第五節 規模範疇經濟	20
第三章 研究設計	24
第一節 研究樣本、資料來源與變數分析	24
第二節 邊界分析法	33
第三節 實證模型	42
第四節 研究流程	49
第四章 實證分析	51
第一節 基本統計量分析	51
第二節 隨機邊界成本模型估計結果	54
第三節 規模、範疇經濟估計結果	65
第五章 結論與建議	74
第一節 結論	74
第二節 研究貢獻	75
第三節 未來研究方向	75
參考文獻	77

表目錄

表 3-1：2001-2003 年金控銀行基本資料	26
表 3-2：樣本銀行基本資料	27
表 3-3：各變數整理	32
表 4-1：隨機邊界模型變數基本統計量	52
表 4-2：效率因子變數基本統計量	54
表 4-3：Hausman Test 之檢定結果	57
表 4-4：隨機邊界模型參數估計結果	58
表 4-5：成本效率指標值估計結果	60
表 4-6：成本效率指標值群組檢定結果	61
表 4-7：效率因子模型估計結果	64
表 4-8：Hausman Test 之檢定結果	66
表 4-9：lnB 固定效果模型參數估計結果	66
表 4-10：擴大型規模經濟估計結果	68
表 4-11：ASCE 差異性檢定	69
表 4-12：SCOPE 範疇經濟估計結果	71
表 4-13：SCOPE 差異性檢定	72

圖目錄

圖 1-1：台灣整體銀行業逾放比及資產報酬率走勢圖	2
圖 1-2：金控法實施後本國銀行業逾比走勢圖	4
圖 1-3：本國銀行報酬率走勢圖	5
圖 1-4：本國銀行存、放款收入走勢圖	5
圖 1-5：論文架構圖	8
圖 2-1：技術效率與配置效率	11
圖 2-2：金融機構效率實證方法	12
圖 3-1：研究流程圖	50
圖 4-1：平均成本效率指標值走勢圖	61
圖 4-2：擴大型規模經濟時間趨勢圖	69
圖 4-3：範疇經濟值時間趨勢圖	72

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

台灣的銀行業在1991年之前處於金融壓抑(Finance Repression)的階段，不論是金融機構的設立，分行機構的設立或是存放款利率的變更，都必須經過主管機關的同意。真正得到政府特許可以參與金融業務的非公營金融機構，只有外資、僑資與本地資本三部份。然而外資對於國內市場業務則幾乎是全面禁止，真正得以進入國內市場者，則只有僑資與本地資本二部份。做為新銀行開放之前的經驗，這些少數民營金融機構的經營與成效優劣，無疑對日後政府選擇開放新銀行的決策選上，具有一定的示範與借鏡效果；另一方面，這種小型的開放，並未改變公營體系主導的結構體質，也埋下日後民間經濟力隨著台灣經濟成長而茁壯後，所造成金融壓抑與金融雙元性¹的問題。

因此政府於1981年底開始，一連串的金融自由化及改革的措施，包括1987開放券商設立，1989年大幅修正銀行法，1990年開放新商業銀行的設立，1992年准許保險公司的新設立。使得台灣銀行家數不斷的增加，國內金融存款機構(不包含國外銀行在台分支,及基層金融機構)2000年多達197家，其中市佔率未達1%超過100家之多(財政部金融局，2002)，顯示國內金融機構不斷的開放，而各家銀行市佔率卻不斷降低，造成了銀行業為了爭得先機，不惜降低利率求取資金。台灣的金融機構因規模較小，

¹開發中國家經常在經濟掛帥的政策優位前提下，卻源於長期資金匱乏與重點發展特定經濟產業政策的理由，乃採取對金融部門施加比先進國家更為嚴格的管制與資金配置政策，並因此產生某種金融壓抑與金融雙元性的問題。台灣做為開發中經濟體，同樣無法免於正式金融機構與非正式民間借貸部門並存的金融雙元性問題，也使得我國整體社會經濟的資金需求與供給過程，明顯出現市場區隔的現象。(楊雅惠，1984)。

且對放款業務審查較不周延及承辦人員違反放貸程序、行賄承辦人員、利益輸送掏空資產等現象，造成了違法超貸案或擠兌事件層出不窮，使逾放比年年增加。

由圖1-1：台灣整體銀行業逾放比及資產報酬率走勢圖可以觀察到，整體金融機構(不包含外國銀行在台分行，及基層金融機構)的逾放比從1995年的3%不斷攀升，2000年時已經達到5.34%，較1995年上升了2.34%。逾放比的增加不僅對銀行的信譽造成相當大的影響，也造成銀行報酬率不斷下降，從圖1-1中的資產報酬率我們可以觀察到，1995年台灣地區銀行業資產報酬率(ROA)為0.81%，1998年為0.59%，較1995年下降了0.22%；2000年為0.39%較1995年下降了0.42%。金融業是國家經濟財政指標，更是貨幣流通的血脈，而經營績效更是銀行最重要的經營目標，在國內銀行弊端叢生的情形下，學者開始探討銀行經營效率及影響銀行經營效率的因素。

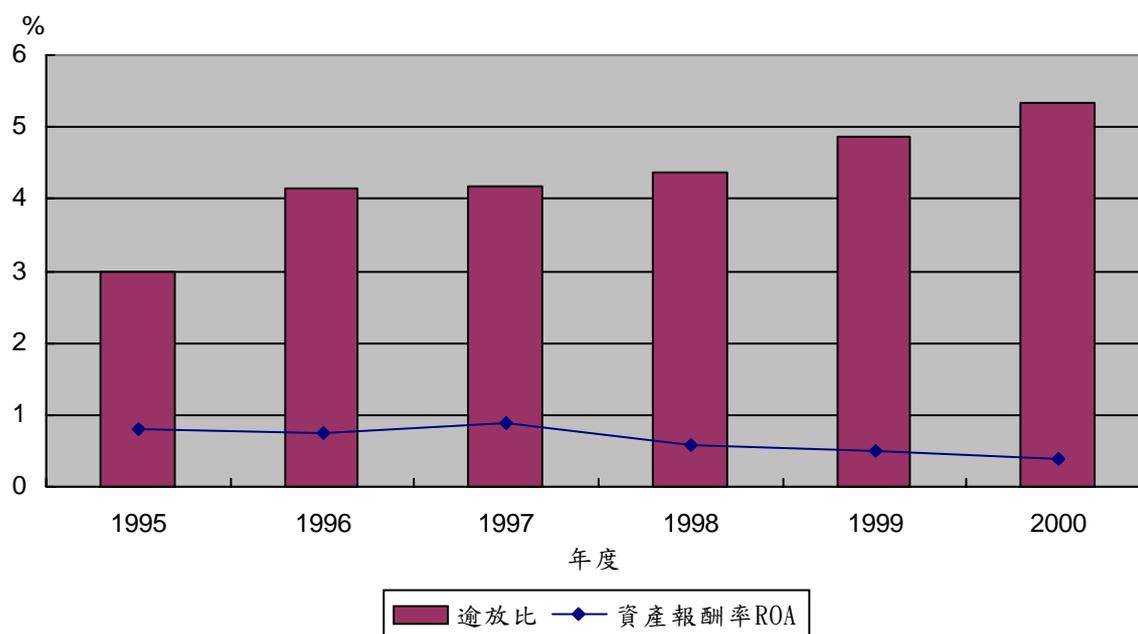


圖1-1：台灣整體銀行業逾放比及資產報酬率走勢圖
資料來源：財政部金融局、金融機構重要業務統計表(2003)

從過去學者的研究中可以發現，除了探討效率值、規模經濟、範疇經濟等課題外。最重要的是要找出真正影響銀行效率的因素到底為何，使金融機構本身可以據以改

善其經營效率。

然而競爭激烈的金融業，應該考慮的不僅是效率，仍應該注重資產的安全性，若銀行為了增加經營效率，而投資高風險的產品，或進行高槓桿的貸放，此時的高效率隱含著風險，無法反映出真實的經營效率。根據以往學者(鄭秀玲、周群新，1999；賴衍熙，2002等)的研究可以發現，研究者為了強調銀行資產安全性的重要，會在模型中加入一風險變數來代表之，因此本文引用了資本適足率²來當作風險調整的變數加以考量。

政府為了解決金融機構逾放過高，及經營效率不佳的問題，於2000年11月24日立法院通過了金融機構合併法，倍受金融業期待的金融六法，也在立法院於2001年6月26日及27日完成三讀，其中最受矚目的莫過於金融控股公司法。金控法開放金融相關機構的整合，讓金融業跨業經營，以成立控股公司的方式，整合其下的銀行、票券、保險等不同機構，主要目的是要藉由利益結合、資源共享的方法降低成本，提供多樣服務以提高市佔率，提供客戶一次購足的服務。金控法案對銀行業本身財務及經營績效有嚴格規定，包括逾放比需低於5%，自有資本比率需高於8%，才可加入金控公司，且所有銀行在兩年內都要達到上述標準。

從圖1-2：金控法實施後整體金融機構資產品質指標，我們可以發現金控法通過後，逾放比從2001年的7.48%下降到2002年的6.12%，到了2003年已經降到4.33%，顯示在金控法通過後，各銀行為了盡速達到財政部的要求，都盡量降低逾放比，整體金融機構的資產安全性相對提高。資產品質的反轉大約是在2002年3月，而金融控股公

² 國際清算銀行(BIS)為充實銀行資本，健全國際銀行財務結構與穩定國際金融，1988年7月發佈銀行自有資本對風險性資產比率計算的標準，並要求從事國際金融業務的銀行，在1992年達到其所設定的8%比率要求，我國銀行法亦規定未達8%不得分配盈餘，主要使銀行財務健全(不要將資產分派在太多的風險性資產上)，即資本適足率為：自有資產/風險性資產。

司法的實施約在2001年11月，顯示金融控股公司法的實施有可能提昇整體金融機構資產的安全性。

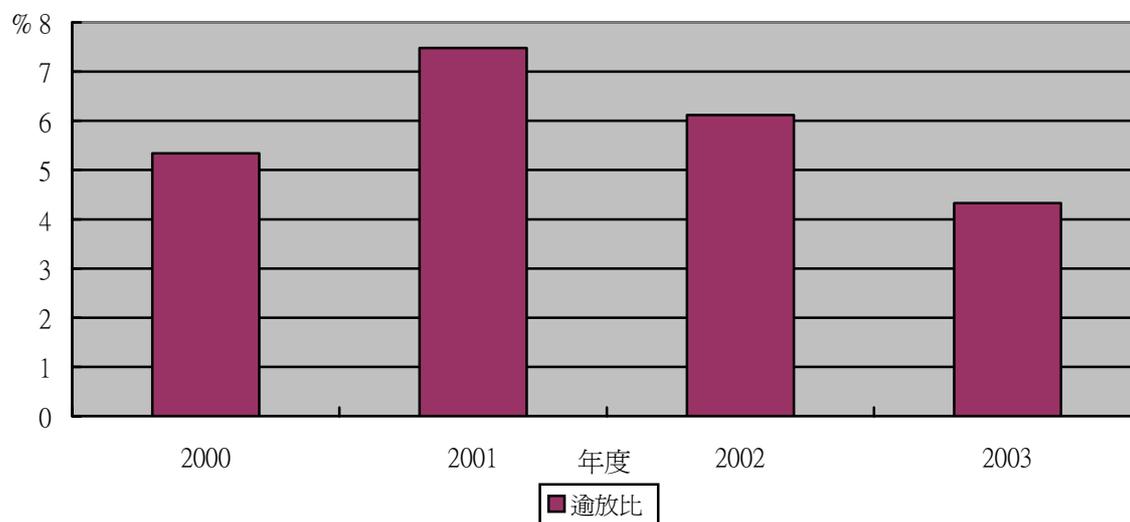


圖1-2：金控法實施後本國銀行業逾放比走勢圖

資料來源：財政部金融局；金融業務統計概要(2003)

然而逾放比雖然有效的減少，本國銀行業的經營效率卻未有效的提昇，從圖1-3：本國銀行報酬率走勢圖可以觀察到，本國銀行淨值報酬率(ROE)及資產報酬率(ROA) 2000年分別為4.9%及0.39%，2001年分別為5.5%及0.4%，較2000年分別上升了6%及0.01%，然而到了2002年卻負成長成為-5.11%及-0.49%，而到了2003年才又上升到6.52%及47%。為何在金融開放且金融控股公司法通過後，銀行經營績效卻會下降？首先從圖1-2：金控法實施後本國銀行業逾放比走勢圖我們可以發現，本國銀行為了達到財政部對餘放比的要求，大幅打消呆帳，使得銀行的營收大幅下降，此為一個可能的原因；另一個可能的原因在於本國銀行業務以存放款為主，利息收入佔本國銀行營收的85%(財政部金融局，2002年)，但從開放新銀行後，競爭趨烈且彼此在同質性過高下，紛紛以調降利息來吸取客戶。由圖1-4：本國銀行存放款收入走勢圖可以觀察到，利息收入從2000年的1兆1644億元下降到2003年的6520億元，且在金融反中介情況日趨顯著之下，存放款的差距越來越大，2003年存放款差距為6兆9190億元，較

2000年增加了2兆5077億元。在利息收入不斷縮水，而金融機構又無法藉由金融商品產生新的業務之下，使銀行的營收每下愈況。因此金融控股公司法的通過，雖然有效的抑制逾放比的攀升，然而在全球經濟自由化之下，銀行業更應該知道影響本身經營效率的原因在那裡，才能更客觀、全面的掌握未來的經營策略。

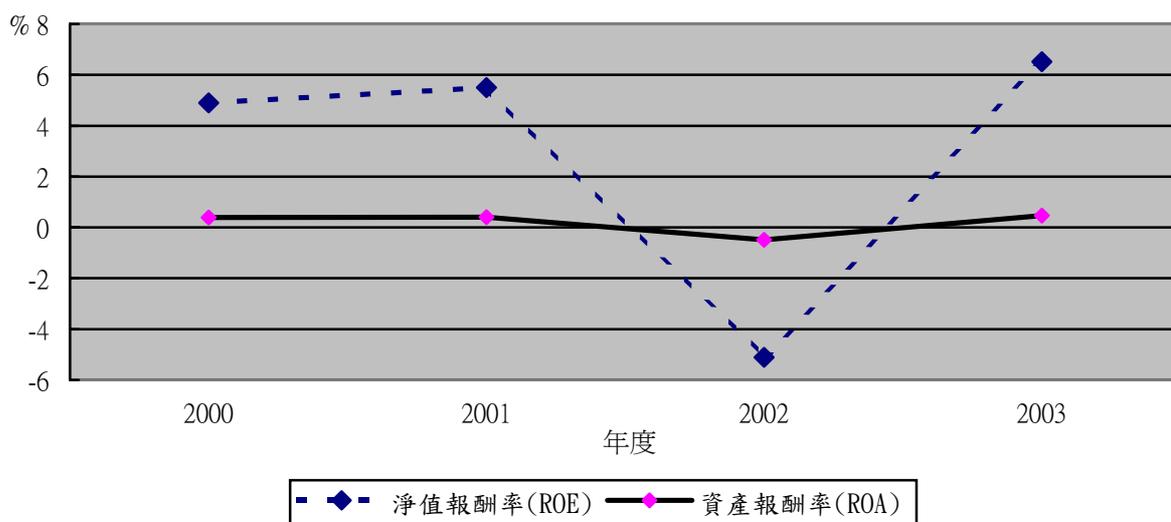


圖1-3：本國銀行報酬率走勢圖

資料來源：財政部金融局網站；中央銀行本國銀行營運績效季報(2003)

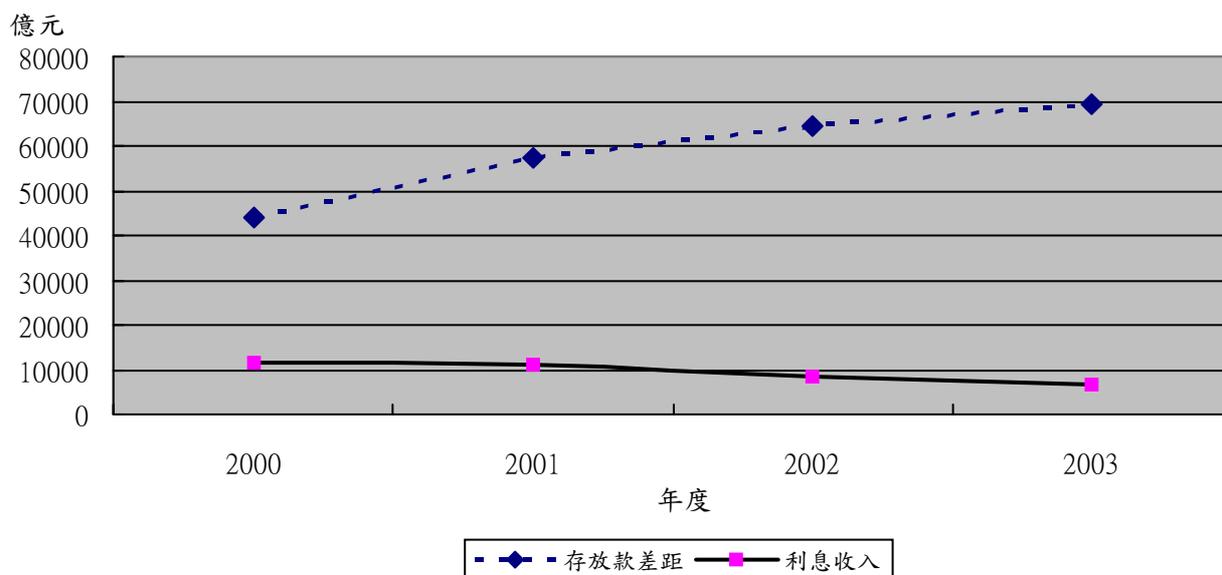


圖1-4：本國銀行存、放款收入走勢圖

資料來源：中央銀行本國銀行營運績效季報(2003)

金控法在國外行之有年，國內則是在2001年通過實施後快速的進行，短短兩年成立了14家金控。國內的研究迄今多著重於金控銀行本身，然而金控法案是政府為了金融自由化通過的，其影響不只對成立金控的銀行，對於尚未加入金控的獨立銀行也會有影響，因為一般商銀是要盡量達到財部要求，努力尋求其他金控的合併，還是要去合併其他銀行；此外對其資產的配置都會有不同方式，這也會影響到經營效率。當金控公司成立後，資產及規模都遠大於一般商業銀行資源，其影響力也不是一般商銀可及。台灣屬於淺碟型經濟，對於金融業務的需求量並不大，金融控股公司法通過，本國銀行業是否能因為家數減少、分行據點的增加，產生規模及範疇經濟是值得研究的課題。

第二節 研究目的

本文之研究目的彙整如下：

- 一、從銀行資產負債表及損益表中，選取能代表銀行經營投入產出項的科目。
- 二、使用Hausman(1978)提出的Hausman Test來檢定Panal Data模型是屬於固定效果模型或是隨機效果模型。
- 三、使用加入風險變數(資本適足率)的隨機邊界成本法，計算各項變數的參數估計值、及成本效率指標值。
- 四、以隨機邊界模型所推估出來的成本效率指標值，代入效率因子模型。以瞭解影響銀行經營效率的因素為何，並探討金融控股公司法實施後，對效率值的影響。
- 五、計算擴大型規模經濟及範疇經濟，並比較金融控股公司法實施後的差異。

第三節 論文架構

本論文共分為五章，架構可由圖1-5：論文架構圖表示。

第壹章 緒論

主要敘述研究動機、背景，研究目的以及論文架構。

第貳章 文獻探討

針對銀行效率的衡量、隨機邊界成本分析法及如何應用在Panel Data、銀行投入產出定義、銀行規模經濟、範疇經濟等相關研究彙總整理，作為研究架構及模型的基礎。

第參章 研究設計

針對研究樣本、研究變數的來源及說明，以及隨機邊界分析法(SFA)、擴大型規模經濟、範疇經濟之模型探討。

第肆章 實證結果與分析

實證結果內容包含隨機邊界模型參數估計結果，成本效率指標值估計結果，效率因子模型估計結果，以及規模經濟、範疇經濟估計結果，並針對實證結果進行探討分析。

第伍章 結論與建議

針對實證結果與分析進行歸納、總結，並提出相關建議，以供後續研究。

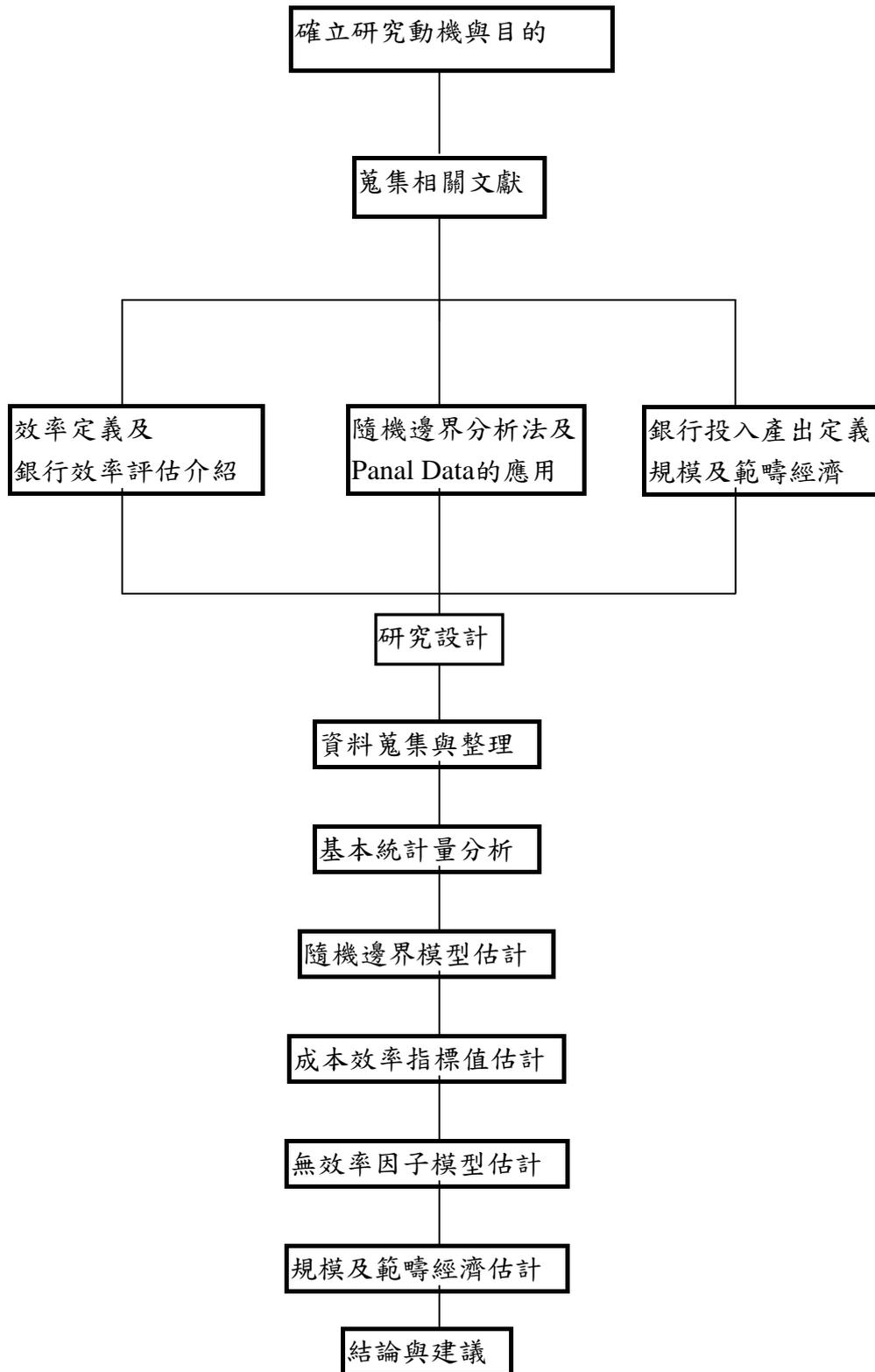


圖1-5 論文架構圖

第二章 文獻探討

本論文主要是探討金融控股公司法實施之後對銀行效率的影響，故先藉由文獻探討以確定研究的主軸。第一節先就效率定義與衡量作一介紹，第二、三節探討隨機邊界法及資料包絡法的相關文獻及隨機邊界分析法應用於銀行業相關文獻，第三節對銀行投入產出相關文獻作一說明，第四節是規模經濟、範疇經濟衡量的相關文獻。

第一節 效率定義與衡量

一、效率的定義及衡量

生產，是價值產生之過程，亦即結合各種生產要素以增加資源價值之行為。在價值產生的過程中，有多種衡量標準，Magda and Diego(2001)將價值衡量標準分為下列五類，

- 1.Economic(經濟)，以可能之最低成本購買投入要素。
- 2.Capacity(生產力)，以投入要素生產產品和服務，達成組織目標。
- 3.Efficiency(效率)，以最小的投入獲得最大產出。
- 4.Efficacy(效用)，目標達成程度。
- 5.Effectiveness(績效)，產出和目標之間的關係。

Magda and Diego(2001)提出各種價值衡量指標在價值產生過程中所扮演之角色。對於經營者而言，生產之主要目標為追求利潤極大，因此在其生產過程中如何降低生產成本，以最少的投入獲得最大產出，讓生產行為具有效率，並

使產出與組織目標一致，已成為經營者關心的課題

在經濟學上，常以效率來衡量經濟個體。Gleason, and Barnum(1986)指出，效率乃是經濟使用資源，即用對的方法去做事(doing thing right)。有關技術效率定義最早係由Koopmans(1951)所提出，當生產者欲增加某一生產數量時，其同時亦必須減少其他產出之數量，或以增加其他投入量為代價；或欲減少某一投入量時，必須以增加其他投入要素之數量，或減少任一產出數量為代價。當發生上述二種情形時，則該生產者在技術上具有效率。

有關效率評估方面的研究，最早源自Farrell(1957)將效率分解為技術效率(Technical Efficiency, TE)與配置效率(Allocative Efficiency, AE)或價格效率(Price Efficiency, PE)。技術效率係指在固定的投入要素數量之下，所能生產的最大產能。配置效率則是在給定生產技術與投入要素之相對價格的情況下，以最適當的投入去生產產品之能力。兩種效率之乘積即為生產效率或經濟效率指標。

從圖2-1：技術效率與配置效率中可以觀察到，TT'曲線代表完全技術效率廠商，其投入不同數量的生產要素 X_2 時，可使用最少量的生產要素 X_1 ，而生產出同樣一單位產品所構成的要素組合，在TT'上各生產點，所代表的是在固定產出下，投入最少的生產要素，即為最有效率之生產點(如Q、E)，TT'上方之點(如P)，相較於TT'乃為無效率的生產點。以P與Q來說明，在產出相同下，P點相較於Q點投入更多的生產要素。P點之技術無效率如何衡量？若從原點畫一直線到P點交TT'於Q點，則 OQ/OP 代表P點之技術無效率，此比率越小，代表P點之技術愈無效率。配置效率如何衡量？假設要素價格線為AA'，E點(TT'與AA'之切點)為具有配置效率，因其成本最低，而OP上的R點要素組合的成本與E點相同且小於Q點的成本，因此Q點為配置無效率且可由 OR/OQ 來衡量。P點則同時具有技術無效率及配置無效率，其總無效率可由技術無效率及配置無效率相乘之積來衡

量($OR/OP=OQ/OP * OR/OQ$)。

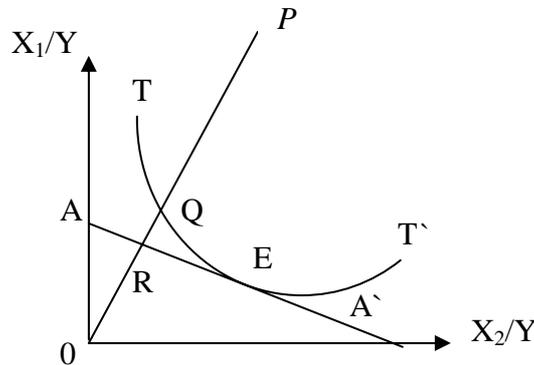


圖2-1：技術效率與配置效率

資料來源：Farrell(1957)

二、金融機構效率評估方式

金融機構因為經營型態、經營規模、政府管制等現象，與一般企業經營方式不同，因此在效率衡量上與一般企業也不同，許易民(2002)指出有關衡量銀行經營效率的方法，可分為兩大類：一為財務比率分析法係依據財務學理發展出來，用以分析銀行經營效率；另一類為經濟效率法即邊界效率法，係依據經濟學裡衍生出來的。財務績效之衡量方法有數十種，且每家銀行廠商所負擔之政策及使命不同所強調的財務指標亦不同，因此以相同的指標探討每家銀行的經營效率，並不恰當。經濟效率衡量法是在最大產出或最小成本的目標下，衡量每一廠商能否達成技術效率及配置效率，以探討廠商的經濟效率。

在實際分析經濟效率時，目前大都採用邊界效率法，此法主要延用 Farrell(1957)的效率概念，假設廠商在固定規模報酬不變下，以等產量曲線來說明如何利用實際觀察點與等產量曲線邊界的關係求得技術效率的大小，及如何利用投入要素價格關係測得配置效率。由此邊界分析法乃是將最具效率的生產點連接成生產邊界，任一生產點與生產邊界的差距即為生產點無效率程度。其

優點在於生產邊界可衡量每一受評估單位的相對效率值及改進空間。邊界分析法又依據是否需事先預定函數之型態及函數殘差分佈等假設，區分為參數法與非參數法，通常又可分為確定性與隨機性，茲將銀行效率研究分類整理如圖2-2。

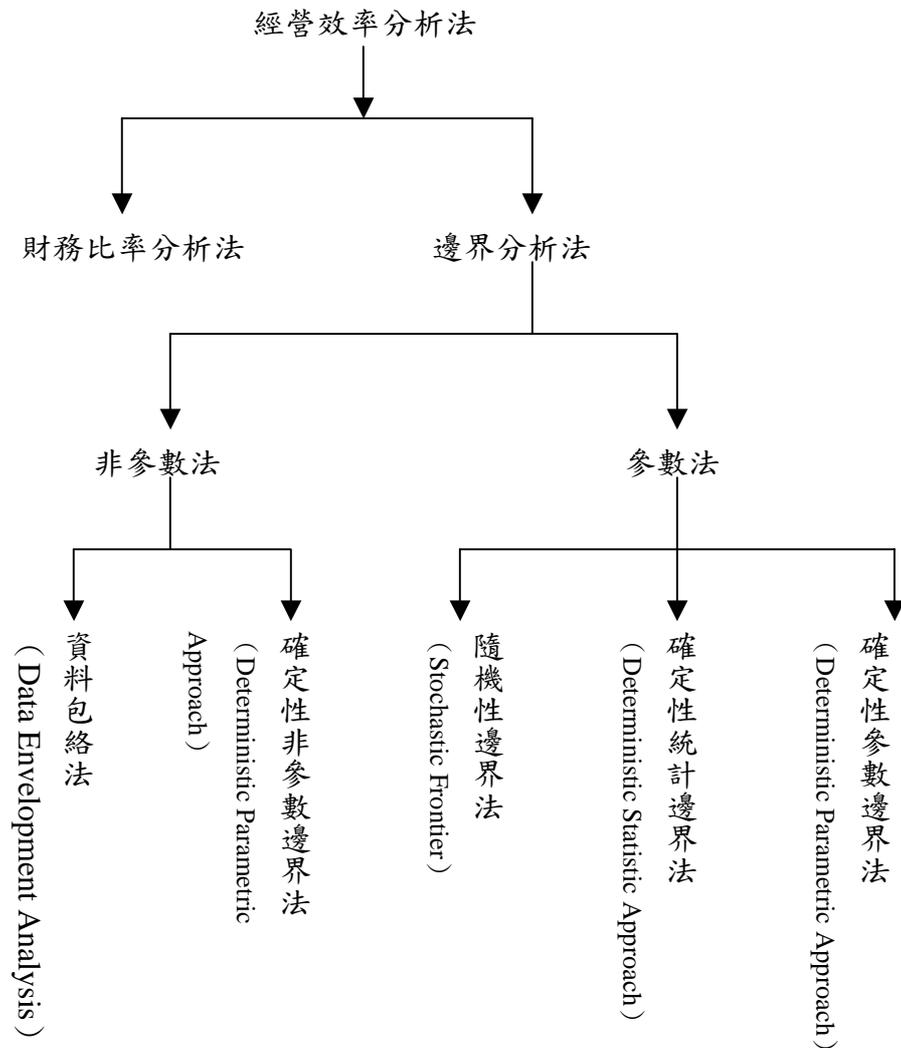


圖2-2 金融機構效率實證方法

資料來源：整理自許易民(2002)，Farrell(1957)等學者的研究。

三、小結

從本節中可以發現，對於金融機構效率的研究主要分為兩大類，財務比率法

及邊界效率法。財務比率法因為選取樣本的項目過多，且在不同的經濟環境下亦有許多政經條件需考慮，因此日後研究的學者多使用邊界效率法。而邊界效率法在Koopmans(1951)的創立及Farrell and Forsund *et al.*(1957).等學者的衍生下又有各種不同的型態。因此下一節將介紹邊界分析法應用於銀行的相關文獻。

第二節 隨機邊界法及資料包絡法之比較

由上一小節可以發現，目前對於銀行業經營效率的研究，較常使用的方法為邊界分析法，而邊界分析法經過許多學者的衍生發展後，又以隨機邊界分析法及資料包絡法較常使用，因此本節先針對這兩種模型比較的相關文獻探討。

Ferrier and Lovell(1990)使用隨機邊界成本法和資料包絡分析法兩種邊界法，來衡量美國575家金融機構在1984年的效率，實證結果發現，兩種方法所衡量出來的技術無效率排名不具有相互關係，但不論銀行規模大小，兩種方法衡量出來的銀行成本效率並無差別。

Fecher *et al.*(1993)使用縱橫資料型態衡量1984年至1989年法國327家保險公司之經營效率。結果發現參數法之效率值小於無參數法，且兩者之間呈高度正相關。

Bauer *et al.*(1998)利用1977 至1988年的資料，同時以橫斷面資料與縱橫資料型態針對美國銀行共683 家進行經營效率分析。結果發現參數法與無參數法效率估計值呈低度正相關，而參數法之效率值隨時間變動之程度較低。

Huang and Wang(2002)用SFA及DEA，分別估計1982-1997本國22家銀行經營效率，其結果發現兩者的相關性低。

王美惠(2002)以隨機邊界法搭配FF及Translog函數及無參數DEA法，估計1981-1998年間本國22家銀行的成本效率、規模與多元經濟，結果發現隨著樣本期間的增加，參數法相對較無參數法穩定。

小結：

由上述文獻整體而言隨機邊界法和資料包法相比較，隨機邊界法具有以下優點：

- 1.資料包絡法假設廠商生產點偏離邊界的原因，完全在於廠商無效率所導致，而不考慮是否存在無法控制的隨機干擾項(例如氣候、政治變數、外在環境、測量誤差等)，隨機邊界法有殘差項，所以較不易受到隨機干擾項的影響。
- 2.資料包絡法無法處理產出為負的情況。
- 3.在成本邊界函數的分析中，隨機界分析法可以使用時間序列資料作估計，而資料包絡法較適合橫段面的分析，且隨機邊界法已知道無效率及隨機干擾項的分配，所以可以對估計的結果作假設檢定。
- 4.資料包絡法對函數中固定規模報酬的假設太嚴苛，若延伸到非固定規模報酬時則其處理有困難，且其邊界係由一系列觀察值所算出，易受外圍值的影響，若對變數衡量有所錯誤，或資料遺失一些最具有效率的樣本點，會使邊界大幅改變。

經過前面文獻可以發現，隨機邊界法與資料包絡法為較常使用來估計效率的模型。且發現隨機邊界法較資料包絡法較為穩定且優良，因此本研究選用隨機界法為實證模型。因此下節將探討隨機邊界法應用於銀行業。

第三節 隨機邊界分析法應用於銀行業

本節將探討隨機邊界法應用於銀行業的國內外相關研究，及金控公司相關研究。

一、隨機邊界法應用於金融業國外相關研究

Kaparakis, Miller and Noulas(1994)使用Translog隨機邊界成本函數，以兩階段最大似估計法，估計1986年美國5548家資產超過五千萬的銀行經濟效率，並找出影響銀行經營效率的因素。實證結果顯示，無效率值平均達10%，且隨著資產規模增加其效率愈差，而分行家越多、自有資金比例越高、借入資金比例越低的銀行，則越具有成本效率。

Mester(1997)以Translog隨機邊界成本函數，估計1991-1992，美國6630家銀行，發現全體樣本的無效率水準約為19%，分區樣本約介於7.9-17.4%，顯示研究無效率值時需區別不同市場的差異性。

DeYoung, Hasan and Kirchhoff(1998)以FF隨機邊界成本函數，估計美國1992年3997家銀行，發現無效率水準約為37%，而開放市場有助於地區性銀行效率。

Altunbas, Liu, Molyneux and Seth(2000)以FF隨機邊界成本函數，估計日本1993-1996年136家銀行，發現平均無效率值介於5-7%，財務資本對規模性率有極大影響，不良放款及流動比率對無效率影響小，考慮產出品質和風險變數後銀行的最適規模下降。

Hao, Hunter and Yang(2001)使用Translog 隨機邊界分析法，估計1985-1995

年間韓國19家民營銀行的成本效率值，及韓國1991年的金融開放對銀行效率值的影響。發現平均效率值為0.889。而銀行資產成長率較高、活期存款較多、費用比率較低者較有效率。1991年的金融開放對銀行僅有少數幫助，幫助不大。

二、隨機邊界法應用於金融業國內相關研究

黃台心(1997)以Translog隨機邊界成本函數，估計台灣1981-1992年22家本國銀行，研究結果發現本國銀行技術、配置及經濟無效率分別為20.45%、12.3%、32.8%，公營銀行配置效率較佳，民營銀行則以技術及經濟效率較佳。

鄭秀玲、劉錦添及陳添奇(1997)建立Translog隨機邊界成本函數模型，估計台灣1986-1994年6家中小企銀的相對效率值，並進一步透過隨機效果模型，來探討影響銀行效率高低的原因。結果顯示無效率介於73%-79%，催收款比例和股權分散程度愈高，對中小企銀的成本效率有不良影響，而自有資金比例及分行數愈多則有助於成本效率的提升。

鄭秀玲、周群新(1998)更建立納入風險指標的隨機邊界成本函數模型，來分析1986-1994年台灣13家銀行的成本效率。研究結果指出台灣銀行產業隨著風險(如不良放款比例)升高，其經營成本相對增加，且成本效率值則明顯降低。

林炳文(2001)蒐集台灣地區43家商業銀行，民國1997-1999年序列混合資料(Panel Data)，在Cobb-Douglas生產函數型式下，對樣本銀行之技術無效率與配置無效率指標進行估計，再評估合併行為對銀行效率的影響。實證結果發現：(1)台灣地區銀行廠商從事銀行合併行為，確實可提升銀行的成本效率；(2)提升銀行效率較偏重在配置效率面。

三、金控公司相關研究

Hunter and Timme(1986)以Translog隨機邊界成本法，估計1972-1982年間美國91家銀行控股公司為樣本，使用仲介法估計規模經濟，發現技術變動對規模經濟會有影響。

楊斐雯(2003)採用了2001至2002年底成立的金控公司，以樣本銀行財報為研究資料，進行Wilconxon檢定及單因子ANOVA分析，歸納出下列結論：1.經專家學者選出來的綜效衡量指標為：市場綜效為市場佔有率，營業綜效為：營業成本比率、稅後純益成長率，財務綜效為股東權益報酬率。2.交通銀行、中國國際商銀、富邦銀行、台北銀行、及台新銀行具有綜效。3.金控整合家數越多，對綜效有正面的影響力。4.金控主體的差異對綜效有影響。5.金控規模越大，對綜效有正面影響。

張珮寧(2003)以Cobb-Dogulas生產函數模型，分析玉山金控的規模報酬是否遞增，其次運用風險值評估方法中的歷史模擬法，計算玉山金控成立前後風險值的差異。結論如下：1.驗證玉山金控達到規模經濟。2.玉山金成立前風險值為36682元，成立後為43122元。3.唯有透過二階段的合併，納入玉山其他子銀行，才能提高綜效，降低風險。

四、小結

隨機邊界法依照函數型態的不同有生產、利潤及成本函數。依照研究對於樣本的假設來選取，例如對於信用合作社的研究若以成本中心為假設就較為不恰當，因為信合社成立的宗旨是為了社員服務，而非降低成本增加利潤。由上述文獻中可以發現，大部分的學者皆假設銀行是一個利潤中心，也就是要以成本極小化的假設下去得到最大產出，並求取股東的最大利益為目標，以成本極小化的原則進行研究。且多利用Schmidt, Sickles(1984)所提出以Panel Data邊界方法來估計

銀行的經濟效率。且根據以往學者(鄭秀玲、周群新, 1999; 賴衍熙, 2002等)的研究可以發現, 為了考慮銀行資產的安全性, 會加入適當的風險變數, 如逾放比、風險性資產或資本適足率, 而結果又發現逾放比及風險性資產只考慮到銀行認列的催收款及呆帳, 沒有將預期的部分放入模型中無法達到預警的效果, 而自有資本適足率則不僅得到國際清算銀行等國際上公認為適切的風險性指標, 且實證結果發現加入後可以使模型顯著水準相對提高, 因此本研究將引用資本數足率作為風險調整的變數。

第四節 投入產出定義

銀行業是一種服務業, 不像一般製造業有其明確的產出、投入及成本上的定義, 因為服務業對於其產出並未發展出一套標準成本的估計, 一方面是很難認定一特定水準服務性產出所需的資源投入, 另一方面是每人對服務性的產品皆有不同的主觀評價。故銀行業應為多種產出或單一產出的廠商, 其各學者有不同的看法。

根據以往學者(Hunter and Timme, 1986; Ellinger and Neff, 1993; *et al.*)的研究指出, 目前對銀行投入產出的定義有二, 仲介或資產法、附加價值或生產法等觀點, 分述如下:

一、仲介或資產法

「仲介法」是將銀行視為金融服務的中介機構, 即銀行利用吸收的存款貸放給資金需求者, 以獲取利潤的過程。在該過程中, 銀行扮演資金中介的角色。因

此，以放款金額、投資金額作為產出的要素，而以利息費用、勞動、資本及營運費用等各項資金成本作為投入的要素；一般研究中若視銀行為金融服務的中介機構，常以利息費用、非利息費用、支票存款與非支票存款作為投入要素，以利息收入、非利息收入、與放款金額作為產出要素。大多數的學者採用「仲介法」，此乃因為此法採用之項目單位容易計算，也較易取得，而且亦能顯現銀行的資產類型、規模差異及多重產出的特性。

二、附加價值或生產法

「生產法」則是將銀行視為利用勞動、資金及設備，以提供金融服務的機構。該方法以各種金融服務帳戶及交易項作為產出的要素，而以勞動、資金及營業等成本作為投入的要素。在「生產法」的理念下，能獲取利潤的要素即視為產出，相對的若需要支出的要素即視為投入，而利息費用屬財務成本，故被排除在要素之外。採用該方法較不易受到通貨膨脹的影響，但忽略提供各類帳戶服務時所耗用的資源。因此在實際運用上，常因各類項目的資料取得不易，使多數的學者偏好採用以金額數為單位的「仲介法」。

上節所提到的研究中 Kaparakis, Miller and Noulas(1994)，Mester(1997)DeYoung, Hasan, and Kirchhoff(1998)，Altunbas, Liu Molyneux and Seth(2000)，黃台心(1997)，鄭秀玲、劉錦添及陳添奇(1997)，鄭秀玲、周群新(1998)林炳文(2001)，都是使用仲介法來選取投入產出。

三、小結

從上述學者的研究中可以發現，生產法的定義將銀行的產出設定為服務帳戶或交易項，以帳戶數或是交易次數或平均帳戶下的金額來當作產出，不僅取得不易，且將利息費用視為財務成本而非銀行的投入相當不符合現實，而仲介法雖然

有受到通貨膨脹影響的疑慮，但它以金額來衡量投入產出的方式較易蒐集資料，且將銀行視為中介機構也與一般對金融機構的認識相符合。因此近來的研究多以仲介法來最為選取投入產出樣本的依據。

第五節 規模經濟與範疇經濟

所謂規模經濟係指銀行廠商可利用擴充其經營業務或規模，降低平均成本，若平均成本隨規模或產量的增加而減少時，表廠商具有規模經濟。反之，若平均成本隨規模或產量的增加而增加時，則有規模不經濟存在。範疇經濟則指當技術水準與投入要素價格固定時，所有產品聯合生產成本小於個別生產每一種產品成本的總合。

過去針對國內銀行業規模經濟與範疇經濟之研究方面，黃台心(1998)與 Huang and Huang(2002)皆發現臺灣銀行業享有規模經濟及範疇經濟，且民營銀行之規模經濟與範疇經濟皆顯著小於公營行庫；兩者之差異在於黃台心(1998)利用1981年至1992年間，台灣公營及舊民營銀行(共22家)為樣本，發現舊民營銀行的規模經濟大於公營銀行，且規模經濟隨著成本上升而下降；而Huang and Huang (2002)是以1991年至2000年間，46家台灣公營、舊民營及新開放民營銀行為樣本，實證發現台灣新開放民營銀行之規模經濟與範疇經濟皆顯著小於公營行庫。上述研究特點為皆使用Translog 成本函數。

由於本國銀行皆採用分行制，而分行之增減可視為銀行規模的變動，因此本論文認為應採用 Benston, Hanweck and Humphrey(1982)所提出之擴大型規模經濟 (augmented scale economies, ASCE) 分析方法，彌補傳統上只衡量產出效果的不足，而

較能顯現個別本國銀行於經濟規模之變動。

一、國外相關研究

Benston, Hanweck and Humphrey(1982)以Translog隨機邊界成本函數，估計美國1957-1978年852家銀行，研究結果發現最是成本規模約介於1千萬到2千5百萬之間。而可跨區經營的銀行越有規模不經濟。

Hunter and Timme(1986)以Translog隨機邊界成本法，估計1972-1982美國91家銀行控股公司，使用仲介法估計規模經濟，發現技術變動對規模經濟會有影響。

Mckillop, Glassa and Morikawa(1996)以Translog、Composite、Separable Quadratic cost function三種函數型態，搭配隨機邊界成本函數，估計1978-1991年間日本5家超大銀行經濟效率及規模經濟，發現不管是隨機邊界Translog模型或Composite、Separable quadratic cost function都顯示遞增的規模報酬。範疇經濟方面Tranlog為顯著不經濟，其他模型則不顯著異於零。

Huang and Wang (2001)是以1981年至1997年間，22家台灣公營、舊民營及新開放民營銀行為樣本，使用Translog隨機邊界成本函數估計，實證發現台灣新開放民營銀行之規模經濟與範疇經濟皆顯著小於公營行庫。

二、國內相關研究

莊武仁、桂勝嘉(1989)以Translog隨機邊界成本函數，估計1982-1986年台灣47家銀行，發現公營銀行具規模不經濟而民營銀行具規模經濟。大部分銀行具有範疇經濟。

徐中琦、張鐵軍(1993)利用Translog隨機邊界成本函數，對1981-1990本國11家公營11家民營銀行進行效率推估，結果顯示在1981-1990年間，本國22家銀行均具有規模經濟性，但多半不再具有範籌經濟性。同時，該研究亦指出分行的增設將會提高銀行的經營成本。

黃達業、歐進士及吳坤明(1997)利用Translog隨機邊界成本函數以1988-1994年間台灣40家本國銀行為樣本，研究結果發現開放新銀行設立後舊銀行之規模經濟顯著較開放前佳，而新銀行在開放初期效率不及舊銀行。

黃台心(1998)利用Translog隨機邊界成本函數，估計1981-1992年間台灣22家本國銀行，研究結果顯示本國銀行享有規模經濟，民營銀行規模經濟大於公營銀行，且規模經濟隨銀行的規模擴張而遞減。而公營銀行範疇經濟值則顯著大於民營銀行。

劉祥熙、林秀峰(2000)使用Translog隨機邊界成本函數，估計1991-1993年間台灣23家國銀行及73家信合社，發現銀行及信合社皆有規模及範疇經濟，而銀行的規模範疇經濟程度皆較信合社為大。

三、小結

根據以往學者(劉祥熙、林秀峰，2000；黃台心，1998；徐中琦、張鐵軍，1993；莊武仁、桂勝嘉，1989)的研究發現台灣的銀行大多具有規模經濟。根據學者徐中琦、張鐵軍(1993)的研究也指出，本國銀行多半不具有範疇經濟，而分行的增加將提高成本，而根據黃達業、歐進士及吳坤明(1997)的研究則指出金融自由化開放新銀行後，本國銀行的規模經濟顯著較開放前好。

四、總結

由本章前三節銀行效率評估方式可以發現，金融機構效率的研究多使用經濟效率法，隨機邊界法相對較資料包絡法穩定。由第四節的相關文獻中發現，一般估計銀行效率值，投入產出的選取可以使用仲介法及生產法，而以往學者³的研究，大多使用仲介法來選取投入產出。由第五節規模經濟範疇經濟相關文獻中，發現台灣的銀行大多具有規模經濟且多半不具有範疇經濟，分行的增加將提高成本，而金融自由化開放新銀行後，本國銀行的規模經濟顯著較開放前好。

因此歸納上述的重點後，決定本論文研究方向及方法：

- 1.本論文將探討本國銀行的經營效率，並且深入探討金融控股公司法實施後，台灣地區銀行業的經營效率、規模經濟及範疇經濟，是否因此有所改變。
- 2.研究方法為使用混合資料的隨機邊界成本法(Stochastic Frontier Analysis) 來估計本國銀行效率，對變數選取則採用仲介法。

³ (Karakis, Miller, and Noulas,(1994)、Mester, (1997) 、DeYoung, Hasan, and Kirchhoff, (1998)、Altunbas, Liu Molyneux, and Seth(2000)、黃台心, (1997)、鄭秀玲、劉錦添及陳添奇, (1997)、鄭秀玲、周群新,(1998)、林炳文,(2001)

第三章 研究設計

從第一章研究動機與目的及第二文獻探討後，確立本論文的研究方向及方法，本論文將以隨機邊界成本法探討本國30家上市銀行經營效率。因此本章第一節將就研究樣本及資料來源作一說明，而第二、三節就邊界分析法的演進及隨機邊界分析法和本論文所使用的模型作一探討。

第一節 研究樣本、資料來源與變數分析

一、樣本選取

(一)樣本銀行

台灣地區銀行業早期為金融管制，民國80年之前僅有一般性銀行、中小企銀、信託投資公司、地方性的基層金融及外國銀行在台分行，民國80年開始開放新銀行設立，並允許信託投資公司改制為商業銀行，至92年為止共有萬通、中華銀行、萬泰銀、聯邦銀、建華銀、玉山銀、富邦銀、復華銀、台新銀、遠東銀、大眾銀、安泰銀、泛亞銀、日盛銀行、華信銀行及中興銀行等十六家新銀行陸續成立，另有中國信託商業銀行、慶豐銀行及匯通銀行由信託投資公司改制為商業銀行。民國86年又鼓勵信用合作社改制為商銀，有誠泰銀行，陽信銀行、板信銀行等，而因未上市銀行其資產額及存放款務業等整體營運績效，都與一般上市銀行相距甚遠，且未上市銀行其許多經營資訊未公開，資料取得不易，因此本研究選取30家上市銀行為研究樣本。

本研究選取1998-2003年，資料頻率為季資料，共24季。30家上市銀行包含了、彰銀、一銀、華南銀行、中國國際商業銀行、竹商銀、北商銀、南企、東企、台中銀、中信銀、農銀、交銀、國泰世華銀行、北銀、中華銀行、台企、高雄銀、萬泰銀、聯邦銀、建華銀、玉山銀、富邦銀、復華銀、台新銀、遠東銀、大眾銀、安泰銀、泛亞銀、日盛銀行、僑銀，720筆資料。(不包含開發工銀，因其性質和一般商銀不相同。)。其中金融控子銀行有13家，非金融控子銀行有17家。相關基本資料整理於表3-1。

從表3-2：樣本銀行基本資料可以觀察到，淨值最高的是中國信託商業銀行的838億元，最低的則是台東區中小企銀為12億元。而資產額則是第一商業銀行1兆4963億元為最高，台東區中小企銀也以530億元為最低。存款餘額和放款餘額第一商業銀行分別為1兆1359億元及8,542億元，都位居30家銀行之冠，存款餘額最低的為台東區中小企銀的511億元，放款餘額最低的則為台東區中小企銀的357億元分行家數第一銀行也以179家為最多。我們可以發現中小企銀的淨值、資產及存放款都與一般商銀相差甚大，而一般商銀中以淨值排名前五名分別為中信銀、彰銀、中國國際商業銀行、國泰世華銀行及華南銀行，這幾家銀行除了彰銀外都是金融控股公司子銀行，且都是舊銀行。而後五名中除了中小企銀之外，復華銀行及日盛銀行都是金融控股公司的子銀行，且皆為新銀行，而泛亞銀行則為非金融控子銀行的新銀行，高雄銀行為非金融控子銀行的舊銀行。

從基本資料可以發現金融控股公司子銀行平均淨值、資產總額、存款餘額及放款餘額，都較非金融控子銀行多，淨值方面多28億元、資產總額多388億元、存款餘額多260億元、放款餘額則多208億元；而舊銀行在淨

值則較新銀行多18億元、資產總額多424億元、存款餘額多309億元、放款餘額則多236億元。因此本研究也將探討金控子銀行與非金控子銀行以及新舊銀行，在經營效率上是否有差距。

表3-1 2001-2003年成立金控銀行基本資料

(新光金、國票金及開發金因本研究未選取樣本所以未列)

金融控股公司名稱	本部核准設立日期	開業日期	子銀行
第一金融控股公司	90/12/31	92/1/2	第一銀行
兆豐金融控股公司	90/12/31	91/2/4	交通銀行、 中國國際商業銀行
華南金融控股公司	90/11/28	90/12/19	華南銀行
日盛金融控股公司	90/12/31	91/2/5	日盛商業銀行
復華金融控股公司	90/12/31	91/2/4	復華銀行
富邦金融控股公司	90/11/28	90/12/19	富邦銀行、台北銀行
國泰金融控股公司	90/11/28	90/12/31	國泰世華銀行
玉山金融控股公司	90/12/31	91/1/28	玉山銀行
台新金融控股公司	90/12/31	91/2/18	台新銀行
建華金融控股公司	90/11/28	91/5/9	建華銀行
中國信託金融控股公司	90/11/28	91/5/17	中國信託商業銀行

資料來源：財政部金融局(2003)

表3-2 樣本銀行基本資料(92年12月底)

銀行別	淨值	資產總額	存款餘額	放款餘額	國內分行家數
中國信託商業銀行 [#]	83,823	1,086,609	881,029	626,393	100
彰化商業銀行	74,874	1,347,864	1,011,542	773,240	166
中國國際商業銀行 [#]	69,100	1,067,303	678,091	521,518	75
國泰世華商業銀行 [#]	68,559	858,953	698,796	549,519	107
華南商業銀行 [#]	58,675	1,467,877	1,131,780	838,330	180
交通銀行 [#]	58,038	601,927	292,534	414,234	30
第一商業銀行 [#]	52,297	1,496,387	1,135,949	854,260	179
台北銀行 [#]	50,318	789,142	521,614	370,737	81
台新國際商業銀行 [#]	43,791	567,969	432,848	397,151	88
臺灣中小企業銀行	39,943	1,005,961	809,159	636,620	124
臺北國際商業銀行	33,989	380,398	310,449	241,205	83
富邦商業銀行 [#]	33,185	288,679	221,316	136,226	38
建華商業銀行 [#]	26,311	409,831	303,979	209,037	44
玉山商業銀行 [#]	22,084	315,046	247,047	199,557	51
萬泰商業銀行	20,458	242,056	210,220	146,622	62
大眾商業銀行	17,023	265,131	196,983	167,982	52
聯邦商業銀行	16,897	204,934	173,504	116,455	39
中華商業銀行	15,954	211,718	180,869	131,978	35
新竹國際商業銀行	15,918	348,908	296,492	224,136	82
遠東國際商業銀行	15,787	225,080	167,522	159,391	35
安泰商業銀行	15,067	208,007	175,948	143,990	52
中國農民銀行	14,515	544,739	417,307	369,854	105
臺中商業銀行	13,291	241,482	222,322	147,642	78
日盛國際商業銀行 [#]	12,395	231,726	189,927	162,385	33
復華商業銀行 [#]	11,604	228,598	190,776	164,966	41
高雄銀行	10,216	154,819	125,623	112,357	35
華僑商業銀行	9,375	268,030	236,144	161,712	54
泛亞商業銀行	8,086	165,171	148,712	100,928	38
臺南區中小企業銀行	6,877	133,871	121,287	93,959	62
臺東區中小企業銀行	1,256	53,011	51,135	35,750	30
平均	29120.87	498512.3	381749.6	297653	71

註1.[#] 代表金融控股公司子銀行

2.金額單位：百萬元

資料來源：財政部金融局(民92)

(二)投出產出變數定義

1.銀行產出變數

(1)放款與貼現($Y1$)

包括短期放款，中長期放款，貼現、透支、進出口押匯和其它放款，扣除備抵放款損失，所得到的放款與貼現淨額。

(2)長短期投資項($Y2$)

包括政府債券及其他投資淨額，政府債券包括甲種、乙種國庫券，而其他投資則是銀行投資於公司債、央行儲蓄券、可轉讓定期存單、商業本票等，扣除備抵投資損失準備後所得到的投資淨額。

2.銀行投入變數

本文以勞動成本(L)、資金成本(F)、資本成本(K)等三項為投入變數，其中勞動項以薪資費用來衡量，資本項以資本使用成本來衡量，資金項以存款利息來衡量，三種要素投入價格分別為勞動價格(PL)、資金價格(PF)以及資本價格(PK)，其說明如下：

(1)勞動價格(PL)

勞動價格由人事成本(L)、員工人數($X1$)求得；人事成本包括：薪資、退休金、加班費、津貼、獎金等支出，而員工人數則取銀行每一季的總僱用人數為代表。計算方式如下：

$$\text{勞動價格} = \text{人事成本} / \text{員工人數} (PL = L/X1)$$

(2)資金價格(PF)

資金價格由利息支出(F)、資金使用量(Xf)求得，資金使用的成本除以使用資金使用量。其中資金使用的成本，本文採用利息支出，

包含了損益表中存款利息支出與借入款利息支出兩項相加；資金的來源為存款，包含了支票存款、活期存款、定期存款、儲蓄存款、外匯存款及借入款，五項總和即為本文銀行要素投入之資金使用量。計算公式如下：

$$\text{資金價格}=\text{利息支出}/\text{資金使用量}(PF=F/Xf)$$

(3)資本價格(PK)

資本價格由資本成本(K)、銀行固定資產(Xk)求得。資本成本支出佔固定資產之比例當成資本價格變數，資本成本⁴支出包含折舊費用、手續費支出、證券經紀支出與其它營業支出，銀行的總營運規模是以銀行固定資產為代表。計算公式如下：

$$\text{資本價格}=\text{資本成本}/\text{固定資產}(PK=K/Xk)$$

3.其他

(1)總成本(C)

總成本為用人成本，存款利息支出、借入款利息支出(此兩項為資金成本)及資本成本之和。計算公式如下：

$$\text{總成本}=\text{人事成本}+\text{資金成本}+\text{資本成本}(C=L+F+K)$$

(2)規模變數(B)

由於本國銀行採取分行制，分行的增加或減少可以視為規模的變動，所以本文選取分行為規模變數。

(3)風險變數(Z)

⁴ 在中央銀行所發行本國銀行營運績效季報中，並沒有營業支出，根據黃台心(1997)的研究指出，金檢處所公佈的損益表上，業務總務及管理費用包含了勞動成本及資金成本兩大項，所以我們將此項科目，減掉勞動支出後得到資本成本。

本文選取自有資本適足率⁵為風險變數，資本適足率=自有資本/
風險性資產，自有資本=第一類資本+第二類資本

(三) 銀行效率因子變數

1.逾期放款占總放款比率(A)

代表銀行資產品質變數，逾期放款是指以屆清償期而未受清償的放款及其他受信項目，是觀察銀行授信品質的重要指標。逾期放款愈高其經營效率會越低。

2.每人營收(E)

代表銀行獲利能力變數，其計算方式為稅前純益/員工人數，每單位員工的獲利能力越高，代表銀行整體的獲利能力也可以提昇，因此每人營收越高經營效率會越高。

3.流動準備比率(LI)

代表流動性變數，其計算方式為：流動準備/新台幣負債餘額，流動準備佔新台幣放債餘額的比率越高代表銀行流動性越高，銀行在發生重大金融案件或金融危機時，可以有效的應用，然而過高的流動性會侵蝕獲利，因此流動性與經營效率的關係，有待實證結果證明之。

4.存放比率(L2)

代表銀行流動性變數及資金使用率，計算方式為銀行放款/存款，就是銀行總放款金額占總存款金額的比率。存放比率是衡量銀行流動性及經營效率的重要參考指標。存放比率越高代表銀行資金使用率越高，其經營效率會越高。然而過高的存放比

⁵資本適足率 (BIS)是指金融機構自有資本占風險性資產比率，為衡量一家金融機構財務是否健全的重要指標，根據國際清算銀行(BIS)訂定的標準，金融機構資本適足率應高於8%，財務才算健全，因此台灣也比照國際作法，規定金融機構資本適足率不得低於8%，否則財政部得採取限制盈餘分配、分行設置等措施要求銀行改善，以確保存款戶權益。

代表其流動準備較為不足，是否會對經營效率有不良的影響，有待實證結果證明之。

5.利率敏感性缺口/淨值(S)

代表銀行利率敏感性變數，計算方式為敏感性缺口/淨值，其中利率敏感性缺口是指利率敏感性資產-利率敏感性負債，利率敏感性缺口的控制為銀行控制利率相當重要的變數，在高利率時應保持較高的利率缺口才可以獲利，而在低利率時則應該保持較低利率缺口減少損失。

6.金控法實施虛擬變數(DFB)

$DFB=1$ 代表金控法案正式實施之後， $DFB=0$ 代表金控法案實施之前，可以藉此了解金控法實施後是否可以提高經營效率。⁶

7.新舊銀行虛擬變數(NO)

$NO=1$ 代表民國79年以後成立的新銀行 $NO=0$ 代表民國79年以前成立的舊銀行(新銀行共13家、舊銀行共17家)，可以藉此比較新舊銀行的經營效率。

變數資料整理於表3-3。

⁶ 金融控股公司法於90年6月28日正式通過，並於同年11月1日正式施行，第一家開業的是華南金控，於90年12月19日。本研究討論的是金融控股公司法實施後，對銀行效率的影響。財部對申請金控的銀行有嚴格的財務規定，包括對逾放款及資本適足率。因此各家銀行在法令通過後就應該開始對財務作整頓，以達到申請的要求，因此本文定義金融控股公司法正式實施為90年，90年以前都是未通過的期間。

表3-3 各變數整理

變數	定義	說明
隨機邊界模型變數-產出項		
<i>Y1</i>	放款與貼現	包括短期放款，中長期放款，貼現、透支、進出口押匯和其它放款，扣除備抵放款損失，所得到的放款與貼現淨額。
<i>Y2</i>	長短期投資項	投資收入項方面：包括銀行短期投資、長期投資扣除備抵投資損失準備在後所得到的投資淨額。
隨機邊界模型變數-投入項		
<i>PL</i>	勞動價格(<i>PL</i>)	人事成本包括：薪資、退休金、加班費、津貼、獎金以薪資代表來分析員工人數則取銀行每一季的總僱用人數。 公式： $PL=L/XI$ 【資本成本(<i>K</i>)、員工人數(<i>XI</i>)】。
<i>PF</i>	資金價格(<i>PF</i>)	資金的來源為存款，包含了支票存款、活期存款、定期存款、儲蓄存款、外匯存款及借入款。 公式： $PF=F/Xf$ 【利息支出(<i>F</i>)、存款總額(<i>Xf</i>)】。
<i>PK</i>	資本價格(<i>PK</i>)	本成本支出佔總營運規模之比例當成資本價格變數，資本成本支出包含折舊費用、手續費支出、證券經紀支出與其它營業支出，銀行的總營運規模是以銀行固定資產為代表。 公式： $PK=K/Xk$ 【人事成本(<i>L</i>)、固定資產(<i>Xk</i>)】。
隨機邊界模型		
<i>C</i>	總成本	用人成本、存款利息支出、借入款利息、支出资本成本之總和。 公式： $C=L+F+K$ 【人事成本(<i>L</i>)、利息支出(<i>F</i>)、資本成本(<i>K</i>)】。
<i>B</i>	規模變數	由於本國銀行採取分行制，分行的增加減少可以視為規模的變動，所以本文選取分行為規模變數。
<i>Z</i>	風險變數	本文選取自有資本適足率為風險變數 資本適足率=自有資本/風險性資產，自有資本=第一類資本+第二類資本
效率因子變數		
<i>A</i>	逾期放款占總放款比率	逾期放款是指已屆清償期而未受清償的放款及其他受信項目。
<i>E</i>	每人營收	稅前純益/員工人數，為獲利能力變數。
<i>L1</i>	流動準備比率	流動準備佔放款的比率，為流動性變數。
<i>L2</i>	存放比率	銀行流動性變數，計算銀行所吸收的存款用於放款的比率，就是銀行總放款金額占總存款金額的比率。
<i>S</i>	利率敏感性缺口/淨值	利率敏感性缺口是指利率敏感性資產-利率敏感性負債。
<i>DFB</i>	金控法案實施虛擬變數	$DFB=1$ 代表金控法案正式實施之後， $DFB=0$ 代表金控法案實施之前。
<i>NO</i>	新舊銀行虛擬變數	$NO=1$ 代表民國79年以後成立的新銀行 $NO=0$ 代表民國79年以前成立的舊銀行(新銀行共13家、舊銀行共17家)。

二、資料來源

- (一)各銀行產出、借入款、利息支出來源為：「金融業務統計輯要」、「財政部金融局統計提要」、「本國銀行營運績效季報」、「金融機構業務概況」、TEJ台灣經濟新報資料庫。
- (二)員工人數：取自TEJ台灣經濟新報資料庫。
- (三)其他資料：取自TEJ台灣經濟新報資料庫、財政部金融局網站、中央銀行金融檢查局網站、「金融業務統計輯要」、「財政部金融局統計提要」、「本國銀行營運績效季報」、「金融機構業務概況」。

第二節 邊界分析法

研究銀行效率的方法主要為財務比率法及邊界分析法，從文獻探討中發現財務比率法在實證上，因為各家銀行使不同，因此不能使用相同的指標加以代表，所以在實證上多使用邊界分析法。而邊界分析法從Farrell(1957)年提出後學者衍生出相當不同的型態。因此本節首先說明邊界函數的定義，再依據Forsund *et al.*(1980)對邊界函數實證模型所做之分類討論。

一、邊界函數的定義

1.邊界生產函數(Frontier Production Function)

生產函數係探討生產要素投入與產出間的關係，即在一定的生產要素投入下，所能獲得最大產出水準，若此廠商的要素投入下，能獲得最大產出，則廠商的生產行為具有經濟理論中生產效率(production efficiency)。而反映此一生產水準下所使用投入與產出的生產函數，稱為生產邊界函數，

而所得到實際的產出值與邊界生產函數預測值之差距，即為技術無效率，主要用於衡量個別廠商的技術效率程度。

2.邊界成本函數(Frontier Cost Function)

成本函數係在固定生產要素價格下，其產出水準之最低成本。廠商為了達到最低生產成本的目標，必須在既定的產出目標及最低的生產要素價格下，選取最適當的要素組合，使此要素組合能以最有效的生產技術，達到所預定之產出，且其成本最低。此種行為在生產過程具有技術效率與資源分配之價格效率(price efficiency)，而該廠商之產出及要素價格與最低成本間的函數關係，則稱之為邊界成本函數；實際成本值與邊界成本函數預測值之差距，即為成本無效率，包含技術無效率及配置無效率。此法主要用來估計技術效率外，亦可用來衡量生產要素的配置效率。

二、邊界分析法：

邊界分析法以生產(成本)函數是否預先推估其函數型態及殘差又可分為非參數規劃法(Non-Parametric Programming Method)與參數邊界法(Parametric Frontier Method)二種，茲就此兩種方法分別說明如下：

1.非參數規劃法

個別廠商生產過程中會受到一些無法控制的隨機性因素的影響，故未預先設定生產函數的型態，不受觀察值多寡限制，亦無須估計函數參數係數。透過數學線性規劃的方式，產生一組最適的權數，俾能客觀地結合多項投入與多項產出項目，化約成一個綜合指標，以衡量廠商的經營績效。此法主要以資料包絡分析法(Data Envelopment Analysis, DEA)模式來進行。

2.參數邊界法

假設所有的廠商面對相同的技術資訊，即所有廠商面對相同的生產邊界，先設定一個適當函數型態，並且採用正確的計量方法，來估計廠商的生產成本或利潤函數，以分析廠商的技術、配置及成本效率。

在方法上的發展則有確定函數(Deterministic Function)型態與隨機函數(Stochastic Function)型態兩大類。Forsund et al.(1980)針對參數邊界模型加以分類為：

- (1)確定性非參數邊界模型
- (2)確定性參數邊界模型
- (3)確定性統計邊界模型
- (4)隨機性邊界模型

其中較常使用的兩種模型為。

- (1)確定性非參數邊界模型

Farrell(1957)邊界模型，僅先確定生產邊界已存在，且事先並未預設生產函數型態或建立明顯的邊界模型。他以等產量曲線的概念，衡量技術效率與配置效率或價格效率，並且利用線性規劃之技巧來衡量個別廠商的生產效率，即藉由所觀察到所有廠商的投入要素與產出之比例，建立一數學估計方程式，並以此計算出個別廠商的生產效率指標。本法後來由美國Chranes、Cooper and Rhode 三位學者在1978年發展成「資料包絡分析法(Data Envelopment Analysis, DEA)」。

美國 Chranes、Cooper 與 Rhode 三位學者在 1978 年根據生產邊界概念，發展資料包絡分析法作為綜合性績效衡量指標，藉由數學規劃模式來衡量生產邊界，並從投入面與產出面為效率作更完整的解釋。在投入面，若一個組織減少現在某一投入項的使用量，而不增加其它投入項

的使用量，但產出項的數量卻不降低，表示該組織處於缺乏效率的狀態。在產出面，若一個組織增加現在某一產出項的數量，而不減少其它產出項的數量，且不增加投入量時卻不降低，表示該組織處於缺乏效率的狀態。

有關資料包絡分析法模型，最常被研究者使用的有CCR 與BCC 兩種模式，茲分述說明之。

a.CCR 效率評估模式

CCR 模型為 Charnes、Cooper 及 Rhodes(1978)根據 Farrell(1957)的技術效率觀念加以擴大至評估多種投入與產出之決策單位(DMU)的效率衡量。將 DEA 由非線性模式轉為線性模式，並運用對偶理論(Duality Theory)以便計算應用。

b.BCC 效率評估模式

由 Banker、Charnes 及 Cooper 於 1984 年以生產可能集合的四個公設和 Shephard (1970) 之距離函數(Distance Function)之觀念所提出，可用來衡量純粹技術效率(Pure Technical Efficiency, PTE)與規模效率(Scale Efficiency, SE)之 DEA 模式。

2.隨機性邊界模型

「確定性邊界」模型皆假設廠商面對相同的技術訊息，因此面對一個共同的生產邊界，個別產出與生產邊界上任何差異，皆來自個別廠商的生產技術對於生產邊界是否具有效率，即認為誤差純粹是人為錯誤，例如廠商技術水準、機器效能不佳、管理錯誤、及訊息不足等。由於此模型將殘差全歸屬於技術無效率或假設殘差呈單邊分配，未考慮到

有遺漏變數(omitted variables)及衡量誤差(measurement error)。Aigner, Lovell and Schmidt(1977)乃針對上述二項因素，提出隨機邊界模型。在此一模型下，衡量生產差異的誤差項不單指技術無效率，而應包含兩部份，一為廠商無法控制的對稱性隨機干擾項 v_i (Symmetric Random Disturbance)，呈現常態分配，主要用來測度衡量誤差；另一為衡量廠商技術無效率的項目 u_i ， u_i 可假設為半常態分配(Half-normal Disturbance)、指數分配(Exponential Disturbance)、截斷性常態分配(Truncated normal Disturbance)，呈現單邊分配 u_i 與 v_i 互為獨立。由於隨機性邊界分析法及資料包絡法，為目前研究效率較常使用的方法，由文獻探討可以發現隨機邊界法較資料包絡法穩定，因此本論文選取隨機邊界法為實證模型。因此接下來將針對隨機邊界成本分析法加以說明：

三、隨機邊界成本函數

早期邊界模型所探討的是著眼於以單一方程式，直接對邊界生產函數進行估計，其生產邊界函數是以產出為主，惟生產邊界函數有其先天上的限制，即僅能對單一產出的情形加以估計。Schmidt and Lovell(1979)利用生產邊界函數與成本函數的對偶性關係導出成本邊界函數以彌補僅能對單一產出的情形加以估計之缺失，惟採用由生產函數轉換成本函數時仍受到生產函數型的限制，因此往後學者就由成本邊界函數直接估計廠商的技術效率值，藉由成本函數型式及變數個數的設定以符合金融體系之多產出投入的型態。

一般廠商較常應用於估計隨機成本邊界的型式為：

$$\ln C_i = C(Y_i; W_i; \beta) + v_i + u_i \quad i = 1 \dots n \quad (2-1)$$

C_i ：對第*i*家廠商所觀察到的生產成本

$C(.)$ ：適宜的函數型態(如Cobb-Douglas或超對數函數)

- Y_i : 第i家廠商的產出數量
- W_i : 第i家廠商的投入價格
- β : 欲估計的未知參數
- v_i : 包含估計誤差及其他隨機因子
- u_i : 非負的成本無效率

特別注意的是，在生產邊界模型中誤差項為 $v_i + u_i$ ，而在成本邊界模型中是 $v_i - u_i$ ，原因為成本函數是極小化其成本，故無效率部份的增加會使成本隨之增加；而生產函數是極大化其產出，故無效率部份的增加會使產出減少。

其中 v_i 為隨機誤差項通常假設符合對稱性常態分配 $v_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)$ ，而 u_i 則代表技術無效率的單邊誤差項，通常假設為半常態分配(half-normal)(如：Mester, 1997; Altunbas, 2000; Hao, 2001)、指數分配(exponential)、截斷性常態分配(truncated-normal)(如：Kaparakis, 1994; Berger and Deyoung, 1998)及gamma分配，其中以半常態分配最為常見。Stevenson(1980)將半常態推廣，認為不論是半常態分配或是指數分配，在某些條件下可將 u_i 的分配一般化為截斷性常態分配(truncated normal distribution)，假設 u_i 為自0開始截斷的常態分配，而被截斷的常態分配為任意數。

四、隨機邊界分析法應用於Panel Data

自1977年之後，隨機性邊界分析法便廣泛的運用於廠商效率的估計。惟此一方法係利用單一年度橫斷面資料來估計，會有一些缺失。Schmidt and Sickles(1984)以橫斷面的資料估計廠商的隨機邊界生產及成本函數有三個缺失：

1. 在橫斷面的資料下，利用隨機性邊界方法來估計效率指標時，需對誤差項做統計上分配假設。實際上，所估計之效率指標，因為誤差項所假設的統計分配之不同，所估出來的效率指標也就不同。

- 2.隨機性邊界方法，係利用誤差項之條件期望值概念求得個別廠商之效率指標，其估計量未滿足一致性。
- 3.隨機性邊界方法中假設誤差項與解釋變數相互獨立，否則估計量會有不一致性及偏誤發生，惟實際上誤差項常與解釋變數有相關。由於隨機性邊界方法有上述三個缺失，故Schmidt, and Sickles(1984)提出以Panel Data邊界方法⁷來估計個別廠商的無效率，最主要優點為不用對誤差項做統計上的分配假設，因此不會產生上述的缺點。且同時考慮所有廠商多年的觀察值，與同一年中多家廠商(橫斷面的資料)相比較，增加個別廠商效率衡量之訊息。另就時間序列觀察，隨時間的經過，誤差項之偏態分布相當安定，故無須對誤差項的分配作特殊之假設。

橫斷面隨機邊界模型當期數>1時，則採用Panel Data 模型來分析。當假設型為成本函數時， u_{it} 為衡量個別廠商之成本無效率，依 u_{it} 是否隨時間的變動而變動分成固定效果及隨機效果兩種情況，以2-2式隨機邊界成本函數加以說明。

$$C_{it} = \alpha + X_{it}\beta + v_{it} + u_{it} \quad t = 1 \dots T \quad (2-2)$$

其中 C_{it} ：總成本

X_{it} ：第*i*家廠商第*t*期的要素投入

β ：欲估計的未知參數

v_{it} ：第*i*家廠商第*t*期的隨機干擾項，與解釋變數*X*無關

u_{it} ：為非負的隨機變數，可將*i*視為生產的技術無效率

(一) 固定效果模型

u_{it} 不會隨時間改變而變動，依Schmidt, and Sickles的假設，在相同的觀

⁷ Panel Data邊界法可使用混合資料型態，且將 u_{it} 視為隨機變數，若 u_{it} 不隨時間變動則為時間變異模型，或會隨時間變動的時間變異模型。

察期間內，個別廠商於成本效率的不同，即在截距項有所差異。令 $\alpha_i = \alpha + u_{it}$ 故(2-2)可改寫為 $C_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + v_{it}$ (2-3)，將(2-3)式中變數改為組內離差型態，則方程式可表示為： $C_{it} - C_i = (X_{it} - X_i)\beta + \varepsilon$ (2-4)再以最小平方方法OLS估計上式，而 α 的估計，可藉由每家廠商之殘差平均求得。N家廠商估計出來之截距項分別為 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ ，廠商成本無效率值可用下列方法求得。設 $\alpha = \min(\alpha_i)$ ，則令 $U_i = \alpha - \alpha_i$ ($i=1,2,3\dots n$)，此則表示個別廠商之成本無效率值。且此時最有效率廠商其 $U_i = 0$ 。將 U_i 取指數，則相對效率指標變為 $\exp(U_{\min} - U_i)$ ，且其值會介於0與1之間，即最具成本效率之廠商其效率指標為100%，愈無效率之廠商其值愈小。

(二) 隨機效果模型

若 u_{it} 並非固定，即 u_{it} 會隨時間改變而變動，且與自變數間獨立不相關，個別廠商之無效率差異將反映在方程式中之隨機誤差組合中。因此方程式(2-2)可改寫為： $C_{it} = \alpha^* + X_{it}\beta + v_{it} + u_i^*$ (2-5)，其中 $\alpha^* = \alpha + U_i$ ， $U_i^* = U_i - U$ ， $(v_{it} + u_i^*)$ 為隨機誤差組合，平均值為零。再依一般化最小平方方法(GLS)估算出 α^* 及 β 。當

1. σ_v^2 與 σ_u^2 已知，且 n 或 t 趨近於 ∞ 時，GLS 所求出之 α^* 及 β 具一致性，且

比固定效果組內估計量更具效率。

2. σ_v^2 與 σ_u^2 未知，必須 n 趨近於 ∞ 時，方能求得 σ_v^2 與 σ_u^2 的一致估計量，作為

GLS 估計基礎。廠商的成本無效率如何求得，可令 $\varepsilon = C_{it} - X_{it}\beta$

$$\text{即可估計 } \alpha = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^n \sigma_{ii}$$

$$\alpha = \min(\alpha_i) \quad \text{且 } U_i = \alpha - \alpha_i \quad (2-6)$$

和固定效果相同，將所求出之無效率估計值取指數，對於無效率之銀行來說，其相對效率指標將小於100%且 $\exp(-U_t)$ 愈小。

在理論上，固定效果模型與隨機效果模型均能求出我們所欲得到的估計值，惟此兩種方式仍有其差異性，一般學者大部份採用下列兩項原則作為選擇的準則：

1. 「樣本是否透過抽樣過程」原則：

- (1) 當廠商家數很少，且未透過抽樣過程來選取樣本，則應採用固定效果模型。
- (2) 當廠商家數很多，且透過抽樣過程來選取樣本，則應採用隨機效果模型。

2. Mundlak(1978)之原則：

依Mundlak(1978)所提出的原則認為：應視隨機變數(u_{it})與解釋變數(X_{it})間是否有相關性。若兩者間具有相關性，則會使隨機效果模型之迴歸估計量 $\hat{\beta}_{GLS}$ 產生偏誤與不具有一致性。故當 u_{it} 與 X_{it} 有關時，應採用固定效果模型較佳；當兩者間不具有相關性，則採用隨機效果模型較佳。 u_{it} 與 X_{it} 間是否具相關性可採用Hausman Test 來檢定，其目的在判斷模型是屬於固定效果模型或是隨機效果模型。

第三節 實證模型

由文獻探討及上一節邊界分析法的介紹，本節將針對本論文所使用的隨機邊界成本模型、成本效率指標值、無效率因子模型，以及規模和範疇經濟模型，作一詳細的介紹。

一、隨機邊界成本模型

隨機邊界模型中包含了兩個誤差項，其中 v_i 為隨機誤差項通常假設符合對稱性常態分配 $v_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)$ ，而 u_i 則代表成本無效率的單邊誤差項，通常假設為半常態分配(half-normal)、指數分配(exponential)、截斷性常態分配(truncated-normal)及gamma分配，其中以半常態分配最為常見，Stevenson(1980)將半常態推廣，認為不論是半常態分配或是指數分配，在某些條件下可將 u_i 的分配一般化為截斷性常態分配(truncated normal distribution)，假設 u_i 為自0開始截斷的常態分配，而被截斷的常態分配為任意數，因此本研究假設 u_i 為截斷性常態分配。

本研究採用Translog成本函數模型來進行無效率值的推估。實證模型如下：

(一)Translog(超越對數函數型態)

Translog型態一般式可以表示為：

$$\ln C = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln Y_i + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \sigma_{ij} \ln Y_i \ln Y_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \sigma_{ij} \ln Y_i \ln P_j \quad (3-1)$$

本論文考慮之變數有三種投入、二種產出及兩項控制變數，故實證模型可寫成：

$$\begin{aligned}
\ln C = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y1 + \alpha_2 \ln Y2 + \beta_1 \ln PL + \beta_2 \ln PK + \beta_3 \ln PF + \frac{1}{2} \sigma_{11} (\ln Y1)^2 \\
& + \frac{1}{2} \sigma_{22} (\ln Y2)^2 + \frac{1}{2} \sigma_{12} (\ln Y1 \ln Y2) + \frac{1}{2} \gamma_{ll} (\ln PL)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{kk} (\ln PK)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{ff} (\ln PF)^2 \\
& + \lambda_{lk} (\ln PL \ln PK) + \lambda_{lf} (\ln PL \ln PF) + \lambda_{kf} (\ln PK \ln PF) + \lambda_{l1} (\ln Y1 \ln PL) + \lambda_{l2} (\ln Y1 \ln PK) \\
& + \lambda_{1f} (\ln Y1 \ln PF) + \lambda_{2l} (\ln Y2 \ln PL) + \lambda_{2k} (\ln Y2 \ln PK) + \lambda_{2f} (\ln Y2 \ln PF) + \alpha \ln Z + \theta \ln B + v_{it} + u_{it} \quad (3-2)
\end{aligned}$$

依據Varian(1992)證明任何成本函數應具有以下特性：

1. 成本函數是要素價格的非遞減函數

$$\frac{\partial TC(P_j; Y_i)}{\partial P_j} = X_j(P_j; Y_i) \geq 0 \quad (3-3)$$

其中 P_j ：要素投入價格 $j = K, L, F$

Y_i ：產出 $i = 1, 2$

X_j ：第 j 種要素需求量 $j = L, K, F$

2. 成本函數是要素價格的一階齊次式(homogenous of degree one)，其充分條件是：

$$(1) \sum \beta_j = 1 \quad j = L, K, F \quad (3-4)$$

$$(2) \sum \gamma_{ij} = 0 \quad i, j = L, K, F \quad (3-5)$$

$$(3) \sum \lambda_{ij} = 0 \quad i = 1, 2 \quad j = L, K, F \quad (3-6)$$

3. 成本函數是要素價格的凹函數(Concave Function)。此一條件隱含成本函數對要素價格的二階微分是對稱的半負定矩陣(Symmetric Negative Semidefinite Matrix)，亦即：

(1)自身的價格效果是非正的；

(2)交叉價格效果是對稱的：

$$\frac{\partial X_i(P, Y)}{\partial P_j} = \frac{\partial X_j(P, Y)}{\partial P_i} \quad (3-7)$$

(3)要素需求量的變動與要素價格的變動方向是相反的：

$$dPdX \leq 0$$

為了滿足一階齊次(homogenous of degree one)的特性，對總成本TC、勞動價格PL及資本價格PK除以資金價格PF，可得最終實證模型如下：

$$\begin{aligned} \ln \frac{TC}{PF} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y1 + \alpha_2 \ln Y2 + \beta_1 \ln \left(\frac{PL}{PF} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{PK}{PF} \right) \\ & + \sigma_{11} \frac{1}{2} (\ln Y1)^2 + \sigma_{22} \frac{1}{2} (\ln Y2)^2 + \sigma_{12} \frac{1}{2} (\ln Y1 \ln Y2) \\ & + \gamma_{fk} \left[\ln \left(\frac{PL}{PF} \right) \ln \left(\frac{PK}{PF} \right) \right] + \gamma_{kl} \frac{1}{2} \left[\ln \left(\frac{PL}{PF} \right) \right]^2 + \gamma_{fl} \frac{1}{2} \left[\ln \left(\frac{PK}{PF} \right) \right]^2 \\ & + \lambda_{1k} \ln Y1 \left(\ln \frac{PL}{PF} \right) + \lambda_{1f} \ln Y1 \left(\ln \frac{PK}{PF} \right) + \lambda_{2k} \ln Y2 \left(\ln \frac{PL}{PF} \right) + \lambda_{2f} \ln Y2 \left(\ln \frac{PK}{PF} \right) \quad (3-8) \\ & + \alpha \ln Z + \theta \ln B + v_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

其中 C_{it} 為第 i 家廠商第 t 期的總成本， PK 為資本價格， PF 為資金價格， PL 為勞動價格， B 為分行數， Z 為自有資本適足率， v_{it} 為隨機誤差項， u_{it} 為無效率值。

v_{it} 是成本函數的隨機誤差項，為常態分配 $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。

u_{it} 是廠商的成本無效率，為截斷性常態分配 $u_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$ ，截斷於 0。

本論文利用最大概似法(MLE)估計各家銀行近年來所面對之邊界成本

函數，並將估計出來的代表無效率的單邊誤差項 u_{it} ，代入成本效率指標值估計式，估計成本效率值。

二、成本效率指標值

在利用最大概似法求算出成本函數之後，可以得到廠商 i 在第 t 期的無效率值 u ，將 u 帶入式(3-9)可以得到 EE_{it} ：

$$EE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad \begin{matrix} i = 1 - 30 \\ t = 1 - 24 \end{matrix} \quad (3-9)$$

其中 EE_{it} 介於 0-1 之間，成本效率指標值越高表示廠商 i 在第 t 期成本越具有成本效率；反之亦然。

三、效率因子模型

為瞭解影響經營效率的原因為何，本研究進一步使用成本效率因子模型，以瞭解金融控股公司法通過後，以及相關成本效率因子對成本效率值的影響。因為本研究使用成本效率指標值來當作應變數，且應變數介於 0-1 之間，使得本模型成為一種受到限制的應變數模型。在這樣的情況下容易造成誤差項的期望值不一定等於零，且參數估計容易造成不一致性及偏誤，不適用一般的迴歸式，因此本研究採用 Tobit 迴歸模型，將成本效率指標值參數 EE_{it} ，代入下列外生變數成本效率因子模型的應變數

$$EE_{it} = \delta_0 + \delta_1(A) + \delta_2(E) + \delta_3(L1) + \delta_4(L2) + \delta_5(S) + \delta_6(DFB) + \delta_7(NO) + W \quad (3-10)$$

其中 A ：代表逾期放款占總放款比率

E ：代表每人營收

$L1$ ：流動準備比率

$L2$ ：存放比利率

S ：敏感性缺口/淨值

DFB ： $DFB=1$ 代表金控法案正式實施之後

$DFB=0$ 代表金控法案實施之前

NO ： $NO=1$ 代表新銀行

$NO=0$ 代表舊銀行

W ：效率因子模型的誤差項

四、規模經濟

在規模經濟方面，同樣的由於分行數代表本國銀行規模經濟的變動，因此本論文採用Benston, Hanweck & Humphrey(1982)所提出的擴大型規模經濟(augmented scale economies, ASCE)分析方法，以彌補傳統在計算規模經濟時只考慮產出效果的不足，較能反映本國銀行在分行對規模經濟變動的效果。

首先針對個別銀行每一研究年度估算一個規模效率值($SEFF$)，其中：

$$SEFF = ASCE - 1 \quad \text{if } ASCE > 1$$

$$SEFF = 1 - ASCE \quad \text{if } ASCE < 1$$

而規模效率值($SEFF$)愈小代表與 $ASCE=1$ 之擴大型固定規模經濟距離愈近，即銀行經營之成本愈接近最適規模，亦即愈具有規模效率。 $ASCE < 1$ 代表整體享有規模經濟， $ASCE > 1$ 代表規模不經濟。

$ASCE$ 定義如下：

$$ASCE = SCE + SCB \times \left(\sum \frac{\partial \ln B}{\partial \ln Y_i} \right) \quad (3-11)$$

$$\text{其中 } SCE = \sum_{i=1}^2 \frac{\partial \ln \left(\frac{TC}{PF} \right)}{\partial \ln Y_i} \text{ 為傳統規模係數，而 } SCB = \frac{\partial \ln \left(\frac{TC}{PF} \right)}{\partial \ln B}$$

為了衡量兩項產出組合的規模經濟，因此必須先求算個別產出的成本彈性

(The Cost Elasticity of Output, ε_{Y_j}) :

$$\varepsilon_{Y_j} = \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial y_j} = \beta_j + \sum_{k=1}^2 \beta_{jk} \ln Y_j + \sum_{m=1}^2 \rho_{jm} \ln\left(\frac{P_m}{PF}\right) \quad (3-12)$$

因此可得 $SCE = \sum_{j=1}^2 \varepsilon_{Y_j}$

由3-12、3-13式可以得到ASCE之計算公式如下：

$$ASCE = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_i} + \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln B} \times \frac{\partial \ln B}{\partial \ln Y_i} \right) = \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_1} + \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_2} + \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln B} \times \left(\frac{\partial \ln B}{\partial \ln Y_1} + \frac{\partial \ln B}{\partial \ln Y_2} \right) \quad (3-13)$$

進行ASCE估算前，依照上式定義必須先瞭解 $\ln B$ 與 $\ln Y$ 之函數關係。本論文採用Benston *et al.*(1982)之方法，將分行數設定為產出的函數，並根據本研究成本函數之兩項產出將方程式表示如下：

$$\ln B_{it} = \phi_0 + \phi_1 \ln Y_{1t} + \phi_2 \ln Y_{2t} + \phi_3 (\ln Y_{1t})^2 + \phi_4 (\ln Y_{2t})^2 + \phi_5 2 \ln Y_{1t} \ln Y_{2t} + e \quad (3-14)$$

其中 t 表示資料年度、 B_{it} 代表第 i 家銀行第 t 期的分行數、 Y_{1it} 代表第 i 家銀行第 t 期的放款與貼現、 Y_{2it} 代表第 i 家銀行第 t 期的投資額。

五、範疇經濟

範疇經濟的定義為當投入要素及技術水準不變時，同一家廠商生產多樣的產品，其成本會小於不同廠商個別生產單一種產品的成本。本論文定義範疇經濟存在的充分條件為：

$$\frac{\partial^2 C}{\partial Y_i \partial Y_j} < 0 \quad i \neq j \quad (3-15)$$

即 Y_i 邊際成本會因為 Y_j 的投入而減少，本論文以此作為範疇經濟的衡量指標。我們選取兩項產出，故得：

$$SCOPE = \frac{\partial^2 \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_1 \partial \ln Y_2} + \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_1} \times \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_2} \quad (3-16)$$

1. 當 $SCOPE < 0$ 時，代表有範疇經濟，意即同一銀行生產兩種產品的成本會，小於兩家銀行各生產一種產品的成本和。
2. 當 $SCOPE > 0$ 時，則代表範疇經濟不存在。

本論文在效率值的推估上，係採用隨機邊界法，此外因 Translog 函數可滿足成本函數之一階齊次性、非遞減性、要素價格凹性等特性，因此本研究使用 Translog 函數型態，進行無效率值的推估，並利用成本效率指標值及無效率因子模型，探討金融控股公司法實施後對無效率值的影響，並瞭解影響銀行經營效率的因素為何。最後探討金融控股公司法實施後，台灣地區銀行的規模經濟及範疇經濟是否有所影響。

第四節 研究流程

本研究之研究流程可由圖3-1：研究流程圖表示之，研究步驟分述如下：

1. 針對30家銀行進行基本統計量分析，以瞭解各變數的統計量。
2. 進行Hausman test，檢定樣本符合固定效果或是隨機效果的假設。
3. 進行Translog隨機邊界模型的推估，及單邊誤差項的估計。
4. 將Translog隨機邊界模型估計出來的單邊誤差項，代入成本效率指標值估計式，估計出成本效率指標值，並代入效率因子模型，以瞭解效率因子對成本效率指標值的影響。
5. 利用Translog隨機邊界模型，估計出來的參數，代入規模經濟及範疇經濟的模型，估計擴大型規模經濟值及範疇經濟值，以瞭解金融控股公司法實施後，對規模經濟及範疇經濟的影響。

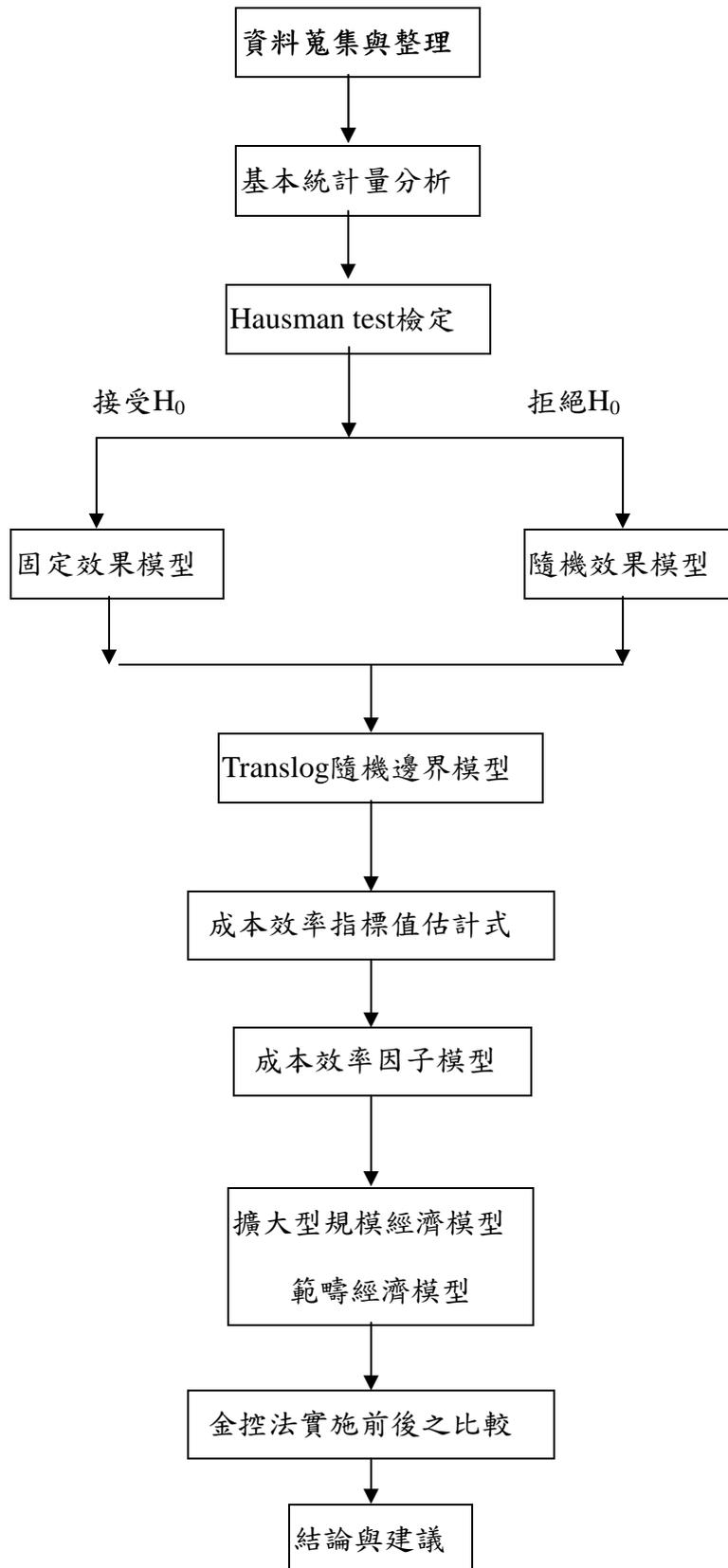


圖3-1 研究流程圖

第四章 實證分析

本章利用1998-2003年台灣30家上市銀行季資料，共24季720筆資料，使用Limdep軟體中Frontier Regression模式估計隨機邊界模型的參數及無效率值，並使用E-views軟體來進行Hausman Test及F檢定。第一節為基本統計量分析；第二、三節估計Translog隨機邊界模型，假定代表成本無效率值的單邊誤差項為截斷性常態分配，並將誤差項代入成本效率指標值估計式，估計成本效率指標值並利用銀行的經營效率變數來估計效率因子模型。第四節根據隨機邊界模型推估出來的係數估計規模經濟和範疇經濟；以了解金融控股公司法通過後對成本效率、規模經濟、範疇經濟是否有顯著的影響。

第一節 基本統計量分析

一、隨機邊界模型變數基本統計量分析

從表4-1：隨機邊界模型變數基本統計量可以觀察到，兩項產出項當中放款額為2,684億元，約為投資額564億元的5倍，而放款額標準差為\$219064也較投資額的\$59152為大；顯示各銀行仍以傳統的放款業務為主要的收入來源，各家銀行的放款金額也有相當大的差距。

從投入價格可以發現資金價格平均為11304元，且各銀行標準差為5400元；勞動價格及資本價格分別為258000元及253000元，都約為資金價格的20倍，而資本價格標準差0.2846為三項投入價格中最大。顯示各銀行的存款及借入款利率大

約在8%-0.2%之間，而勞動價格單一員工一個月約在20萬元左右。資本價格也都在20萬左右但各家銀行差距較大，較大者每個月甚至到300萬，可能原因在於銀行為了搶較好的地段，不惜在地租較貴的地區租辦公大樓，且內部裝潢花費也不斐。近年網路的促進下各銀行也積極推動電腦化的辦公室也需要花費相當多的資金成本。

自有資本適足率為資本適足率的變數，為模型中的風險變數，各銀行平均為7.2621，標準差約為4.15。政府於日前規定所有的銀行於兩年內達到8%的自有資本適足率，目前平均約為7.2621%，最小的也約在6%，正朝財政部要求的8%目標邁進。相關資料整理於表4-1：隨機邊界模型變數基本統計量。

表4-1 隨機邊界模型變數基本統計量

變數符號	資料處理	平均數	標準差	最小值(銀行)	最大值(銀行)
總成本(百萬元) C	銀行之勞動費用；銀行之利息支出；銀行之資本支出，以「業務、總務與管理」扣除勞動成本	5658.3637	4961.450	451 (台東企銀)	54737 (中國信託)
放款額(百萬元) Y1	放款總額-備抵呆帳包括各項放款、貼現、出口押匯...等	268431.5	219064.6	958 (台東企銀)	916903 (第一銀行)
投資額(百萬元) Y2	投資總額-備抵投資損失包括買入短期票券、商業本票、有價證券...等。	56349.15	59152.39	544 (台南企銀)	73899 (華南銀行)
勞動價格(百萬元) PL	為銀行勞動費用除以雇用之員工數	0.258628	0.074985	0.07081 (高雄銀行)	0.611436 (中國信託)
資金價格(百萬元) PF	為銀行利息支出除以存款與借入款總額	0.011304	0.005458	0.02276 (農民銀行)	0.058210 (交通銀行)
資本價格(百萬元) PK	為銀行資本費用除以固定資產淨額。	0.253972	0.284659	0.015777 (建華銀行)	3.295364 (玉山銀行)
自有資本適足率(%) Z	自有資本/風險性資產，(自有資本=第一類資本+第二類資本)，為資本是足率變數。	7.2621	4.1518	6.01 (華僑銀行)	8.1 (彰化銀行)
國內分支機構(家數) B	各銀行分行數，為銀行拓展業務的來源	58.6144	37.34	30 (台東企銀)	179 (第一銀行)

資料來源：財政部金融局金融統計輯要(2003)，中央銀行本國銀行經營績效(2003)

二、效率因子變數基本統計量

從表4-2：效率因子變數基本統計量中可以觀察到，逾放比率為資產品質變數，此變數越高表示資產品質越差，與成本效率應為負相關，政府於日前也規定各銀行於2年內達到5%以下的逾放比，平均逾放比為5.768%，但個別銀行最大值仍達到28.99%且標準差為4.26%，顯示個別銀行仍有相當的差距。

每人營收(E)為獲利能力變數，此變數越高表示獲利能力越強，與成本效率應為正相關，銀行平均每人營收約在271萬元左右，但標準差達到1068元相當大，最大值與最小值相差219萬元，顯示各銀行的獲利能力有一段差距。

流動準備比率($L1$)及存放比率($L2$)都是流動性變數。流動準備比率越高流動性越高，但過高的流動性會侵蝕獲利性。平均流動準備比率約為16.359%而標準差為6.73%，存放比也是流動性變數，但也有學者將它視為獲利指標。存放比越高獲利也越高，存放比平均為86.15%，標準差為17.69%，一般而言此變數與成本效率為正相關。

利率敏感性缺口與淨值比(S)為利率敏感性變數，在利率較高時利率敏感性缺口越大，獲利會較大；相對的在利率低檔時，銀行較適宜保守的策略。若缺口過大利率敏感性資產太多，反而會有損失的可能性，樣本銀行的平均利率敏感性缺口與淨值比為-114.86，標準差為240.6155。此時的利率敏感性指標為負值，主要的原因是由於本論文研究期間，利率處於十年來的相對低檔，因此樣本銀行多使用較保守的策略。

表4-2 效率因子變數基本統計量

變數 (符號)	資料處理	平均數	標準差	最小值 (銀行)	最大值 (銀行)
逾放比率(%)(A)	逾期放款佔總放款金額的比率，為資產品質變數。	5.7685	4.26	4.5 (第一銀行)	28.99 (台東企銀)
每人營收(千元)(E)	稅前純益/員工人數，為獲利能力變數。	2711.653	1068.125	831 (泛亞銀行)	3023 (中國信託)
流動準備比率(%)(L1)	流動準備佔放款的比率，為流動性變數。	16.3598	6.73	5.2 (日盛銀行)	40.2 (彰化銀行)
存放比率(%)(L2)	放款佔總存款的比率，為流動性變數。	86.15	17.69	58.11 (台南企銀)	217.7 (交通銀行)
利率敏感性缺口/淨值(S)	為利率敏感性變數。	-144.86	240.6155	154.22 (新竹商銀)	-3298.56 (富邦銀行)

註：資料來源 中央銀行本國銀行績效(1998-2003)，財政部金融統計月報(1998-2003)，金融機構重要業務統計表(1998-2003)，各銀行財務報表(1998-2003)

第二節 隨機邊界成本模型估計結果

本節利用Translog函數型態，配合隨機邊界模型，並假定成本無效率為截斷性常態分配。本論文使用Panal Data型態的資料，因為橫斷面資料需對誤差項作統計上的假設，而使用Panal Data不必假設。而在使用Panal Data型態的資料，又因為是否會隨著時間移動產生差異，而分為固定效果(成本無效率值 u_{it} 不會隨著時間移動而有差異)，及隨機效果(成本無效率值 u_{it} 會隨著時間移動而有差異)。而兩種模型選取方法通常使用Hausman(1978)的檢定方法：假設個別廠商效果(u_{it})與解釋變數(X_{it})無關；因此，我們可使用Hausman Test 來檢定 u_{it} 與 X_{it} 是否不相關。其檢定統計量為：

$$H = (\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{LSDV})' [Var(\beta_{LSDV}) - Var(\beta_{GLS})]^{-1} (\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{LSDV}) \quad (4-1)$$

其中 $\hat{\beta}_{GLS}$ 是隨機效果下的統計量

$\hat{\beta}_{LSDV}$ 是固定效果下的統計量

當 H 值很大時，表示 u_{it} 與 X_{it} 有關，需用固定效果模型。反之，當 H 值很小時，表示無法拒絕 u_{it} 與 X_{it} 無關，則使用隨機效果， H 值服從於卡方分配，因此在觀察 H 值時以卡方統計量檢定。

一、Hausman Test 檢定結果

在進行隨機邊型及無效率分析前，需先決定適當的分析方法，由固定效果模型(Fixed Effects)，隨機效果模型(Random Effects)間選取一個適當的分析方法，來探討銀行經濟無效率。本研究使用 Hausman Test 來檢定 u_{it} 是否與 X_{it} 有關。

表4-3：Hausman Test之檢定結果顯示，Hausman Test值為6.1325，在1%顯著水準之下卡方值為29.8788，無法拒絕 H_0 ：【個別廠商效果 (u_{it}) 與解釋變數 (X_{it}) 無關】的假設，接受隨機效果模型，因此本研究採用隨機效果模型進行實證。

本節接著利用 Translog 函數型態，配合隨機邊界模型，並假定成本無效率為截斷性常態分配。

二、TL 隨機邊界成本模型參數估計

本研究使用隨機效果模式推估 TL 隨機邊界模型，並加入風險變數加以探討，估計公式如(4-2)式：

$$\begin{aligned}
\ln \frac{TC}{PF} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y1 + \alpha_2 \ln Y2 + \beta_1 \ln \left(\frac{PL}{PF} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{PK}{PF} \right) \\
& + \sigma_{11} \frac{1}{2} (\ln Y1)^2 + \sigma_{22} \frac{1}{2} (\ln Y2)^2 + \sigma_{12} \frac{1}{2} (\ln Y1 \ln Y2) \\
& + \gamma_{fk} \left[\ln \left(\frac{PL}{PF} \right) \left(\frac{PK}{PF} \right) \right] + \gamma_{kl} \frac{1}{2} \left[\ln \left(\frac{PL}{PF} \right) \right]^2 + \gamma_{fl} \frac{1}{2} \left[\ln \left(\frac{PK}{PF} \right) \right]^2 \\
& + \lambda_{1k} \ln Y1 \left(\ln \frac{PL}{PF} \right) + \lambda_{1f} \ln Y1 \left(\ln \frac{PK}{PF} \right) + \lambda_{2k} \ln Y2 \left(\ln \frac{PL}{PF} \right) + \lambda_{2f} \ln Y2 \left(\ln \frac{PK}{PF} \right) \\
& + \alpha \ln Z + \theta \ln B + v_{it} + u_{it}
\end{aligned} \tag{4-2}$$

其中 C_{it} 為第 i 家廠商第 t 期的總成本， PK 為資本價格、 PF 為資金價格、 PL 為勞動價格， B 為分行數、 Z 為自有資本適足率、 v_{it} 為隨機誤差項、 u_{it} 為無效率值。

V_{it} 是成本函數的隨機誤差項，常態分配 $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。

U_{it} 是廠商的成本無效率，為截斷性常態分配 $U_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$ ，截斷於 0。

由表 4-4：隨機邊界模型參數估計結果可以發現，從產出項來看放款($Y1$)的係數值為 2.268， T 值為 3.996 在 5% 的顯著水準下顯著；投資($Y2$)的係數值為 3.265， T 值為 1.114 在 10% 的顯著水準下顯著表示兩項產出都會顯著的增加成本，且也是以投資額增加的幅度較大。而產出項的交乘項($Y1Y2$)也是呈現顯著正相關，與理論預期相同。顯示銀行在從事放款及投資業務時，可能因為近年來新銀行的設立、金控銀行的成立、國外銀行的進駐，使本國金融機構的競爭越趨激烈，銀行為了增加放款及投資業務，廣招業務人員、更新銀行設備、增加理財專櫃等方式，因此相對的增加了相當多的成本。

風險變數(Z)的係數值為-2.3654，T值為-11.265，在1%的顯著水準下顯著；規模變數(B)的係數值為-1.945，T值為-2.015，在10%的顯著水準下顯著；兩項變數與成本皆為顯著的負相關，表示本國銀行增加資本適足率及分行單位確可降低成本。自有資本適足率提列，可以有效減少呆帳的發生，也可以作為銀行資產品質的一項指標相當重要；分行單位顯著的降低成本，代表分行確實可以達到增加產出減少成本的花費，也代表本國銀行可以利用分行的增加拓展業務，減少成本。

本論文假設成本無效率 u_i 為截斷性常態分配，因此使用下式估計在組合性條件誤差下技術無效率值的期望值，即 $E[u/\varepsilon]$ ，其中 $\varepsilon = u + v$ 。

$$E[u/\varepsilon] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)} \left[\frac{\phi(\varepsilon\lambda/\sigma)}{1-\Phi(\varepsilon\lambda/\sigma)} - \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} \right] \quad (4-3)$$

再將 $\mu^* = \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} + \frac{\mu}{(\sigma\lambda)}$ 取代4-3式中的 $\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}$ ，即可得到自0開始截斷的常態分配，

而被截斷的常態分配為任意數。Limdep另外估計LAMBDA (λ) = $\frac{\sigma v}{\sigma u}$

$$\text{SIGMA}(\sigma) = (\sigma v^2 + \sigma u^2)^{\frac{1}{2}}$$

在殘差項檢定結果可以發現，MU(μ)係數為0.4872，T值為6.1288在1%的顯著水準下為顯著，表示我們選擇截斷性常態分配為適當的。LAMBDA(λ)係數為2.55173，T值為43.2648在1%的顯著水準下為顯著，表示本研究中加入成本無效率值(u_i)為適當的。

表4-3 Hausman Test之檢定結果

H ₀ =隨機效果模型
H ₁ =固定效果模型
H ₀ =6.1325
$\chi^2=29.8788$
(p-value=0.0019)
在1%的顯著水準下無法拒絕H ₀ ，接受隨機效果模型

表4-4 隨機邊界成本模型參數估計結果

變數	參數估計值	標準誤	T值
常數	33.523***	0.2365	20.253
Ln Y1	2.268**	0.0231	3.996
Ln Y2	3.265*	0.0214	1.114
Ln PL/PF	3.754**	0.1451	4.565
Ln PK/PF	2.839*	0.02145	1.448
$\frac{1}{2}(\ln Y_1)^2$	0.341*	0.0365	1.569
$\frac{1}{2}(\ln Y_2)^2$	0.116**	0.08541	3.996
$\frac{1}{2}(\ln Y_1 \ln Y_2)$	0.038*	0.002145	1.641
$\left[\ln \left(\frac{PL}{PF} \right) \left(\frac{PK}{PF} \right) \right]$	0.136	0.0368	0.475
$\frac{1}{2} \left[\ln \left(\frac{PL}{PF} \right) \right]^2$	0.026	0.7416	0.094
$\frac{1}{2} \left[\ln \left(\frac{PK}{PF} \right) \right]^2$	0.365*	0.002354	1.052
$\ln Y_1 \left(\ln \frac{PL}{PF} \right)$	-0.435**	0.003215	-7.217
$\ln Y_1 \left(\ln \frac{PK}{PF} \right)$	-0.477	0.003695	-1.003
$\ln Y_2 \left(\ln \frac{PL}{PF} \right)$	0.035	0.002145	0.830
$\ln Y_2 \left(\ln \frac{PK}{PF} \right)$	0.0365**	0.2314	10.967
ln Z	-2.3654***	0.003233	-11.254
ln B	-1.945*	0.005614	-2.015
MU(μ)	0.4872***	41.3258	6.1288
LAMBDA(λ)	2.55173***	0.1325	43.2648
SIGMA(σ)	0.40868***	23.1547	9.3624
σ_v^2	0.01324		
σ_u^2	0.08621		
Log-Likelihood	74.77849		

*表示顯著水準在10%下顯著 **表示顯著水準在5%下顯著 ***表示顯著水準在1%下顯著

三、TL成本效率指標值估計結果

根據上述TL隨機邊界模型之推估，由 $EE_{it} = \exp(-u_{it})$ ，可以估計出樣本銀行在1998-2003年間成本效率指標值，其值介於0-1。

由表4-5：成本效率指標值估計結果可以發現，所有樣本銀行的年平均成本效率指標值都未達到1，也就是都未達到最適的成本效率，各年效率值最高的分別為交通銀行(1998、1999、2002年)、台北銀行(2001年)、中國國際商業銀行(2000年)、世華銀行(2003年)。而各年效率值最低者分別為台中企銀(2001年)、台南企銀(1999年)、台東企銀(1998、2000、2002、2003年)。從中可發現效率最高者都是商業銀行，且在2003年為止都已加入金融控股公司，成為旗下的金控子銀行。而效率最低者全部都是企銀。顯示加入金控公司的商業銀行期效率似乎高於一般企銀。

由橫斷面來觀察我們發現1998年到2003年平均成本效率指標值分別為0.7516、0.7214、0.7548、0.8142、0.8375、0.8495；最低值在1999年，而最高值在2003年。1998年6月時東南亞發生金融風暴，並迅速蔓延到整個亞洲。金融風暴後整個亞洲經濟都呈現負成長，也使得金融機構受到極大的創傷。台灣地區雖然在政府的保護下未受到太大幅的影響，但本國銀行可能因為整體經濟情勢不穩下，使營收及經營效率下降，而使1999年的效率降低。

從圖4-1：平均成本效率指標值走勢圖也可以發現，從2000年開始呈現顯著的上升趨勢，因此我們以金融控股公司法實施年度(2001年)為分界點，再進行F檢定，觀察1998-2000年及2001-2003年這兩段期間的成本效率是否有顯著的差異。金控法實施前的平均成本效率為0.7623，而金控法實施後為0.8197，從表4-6成本效率指標值群組檢定結果可以發現，金控法實施前後的平均成本效率在1%

顯著水準下有顯著的差異，顯示在金控法實施後效率值確實高於實施前，且兩者有顯著的差異。

表4-5 成本效率指標值估計結果

廠商/年平均規模效率	1998	1999	2000	2001	2002	2003
交通銀行(金控子銀行)	0.9885	0.9642	0.8996	0.9315	0.9902	0.9741
農民	0.9821	0.8915	0.9712	0.8412	0.7921	0.8891
台北(金控子銀行)	0.8751	0.7936	0.7741	0.9718	0.7848	0.9301
高雄	0.5645	0.4851	0.7315	0.6154	0.8947	0.8191
第一(金控子銀行)	0.6023	0.551	0.648	0.8925	0.8713	0.7879
華南(金控子銀行)	0.5957	0.4849	0.6764	0.6158	0.7619	0.8745
彰銀	0.8916	0.7976	0.7315	0.6489	0.7789	0.9145
中國(金控子銀行)	0.9738	0.8629	0.9954	0.8764	0.9618	0.9952
世華(金控子銀行)	0.9684	0.8156	0.6791	0.9196	0.9845	0.9963
僑銀	0.8789	0.8261	0.7973	0.9458	0.8749	0.8135
聯邦	0.8895	0.8456	0.8459	0.8132	0.8746	0.8916
中華	0.8879	0.9145	0.8216	0.7918	0.9846	0.9123
遠東	0.8956	0.8846	0.7516	0.7215	0.9625	0.9318
復華(金控子銀行)	0.5126	0.5847	0.6985	0.7615	0.8915	0.8416
建華(金控子銀行)	0.8745	0.6185	0.7918	0.6417	0.8415	0.8918
玉山(金控子銀行)	0.8951	0.6158	0.7318	0.7618	0.7748	0.9738
萬泰	0.4518	0.8954	0.9478	0.8156	0.8816	0.9625
泛亞	0.7618	0.8482	0.8575	0.7615	0.7714	0.7218
台新(金控子銀行)	0.8745	0.7618	0.7719	0.7314	0.8495	0.8847
富邦(金控子銀行)	0.7958	0.9487	0.8847	0.7679	0.8847	0.9478
大眾	0.8514	0.7879	0.7618	0.8947	0.7548	0.9157
日盛(金控子銀行)	0.6684	0.5148	0.7976	0.7151	0.8423	0.8948
安泰	0.7976	0.7413	0.8412	0.8451	0.7146	0.914
中信(金控子銀行)	0.8954	0.7648	0.9478	0.8814	0.9748	0.9961
台企	0.8847	0.7141	0.7201	0.9142	0.7416	0.8746
台北商銀	0.3415	0.4254	0.7849	0.5147	0.7748	0.7615
新竹商銀	0.4251	0.6251	0.4318	0.4415	0.5261	0.5331
台中商銀	0.5489	0.7481	0.3816	0.4318	0.5961	0.5315
臺南企銀	0.6491	0.4154	0.6485	0.5521	0.6584	0.6189
台東企銀	0.3157	0.5148	0.3215	0.4847	0.4316	0.4915
平均	0.7516	0.7214	0.7548	0.8142	0.8375	0.8495
標準差	0.2008	0.7214	0.7548	0.8142	0.8375	0.1502
最大值	0.9885	0.9642	0.9954	0.9718	0.9902	0.9963
最小值	0.3157	0.4154	0.3215	0.4318	0.4316	0.4915

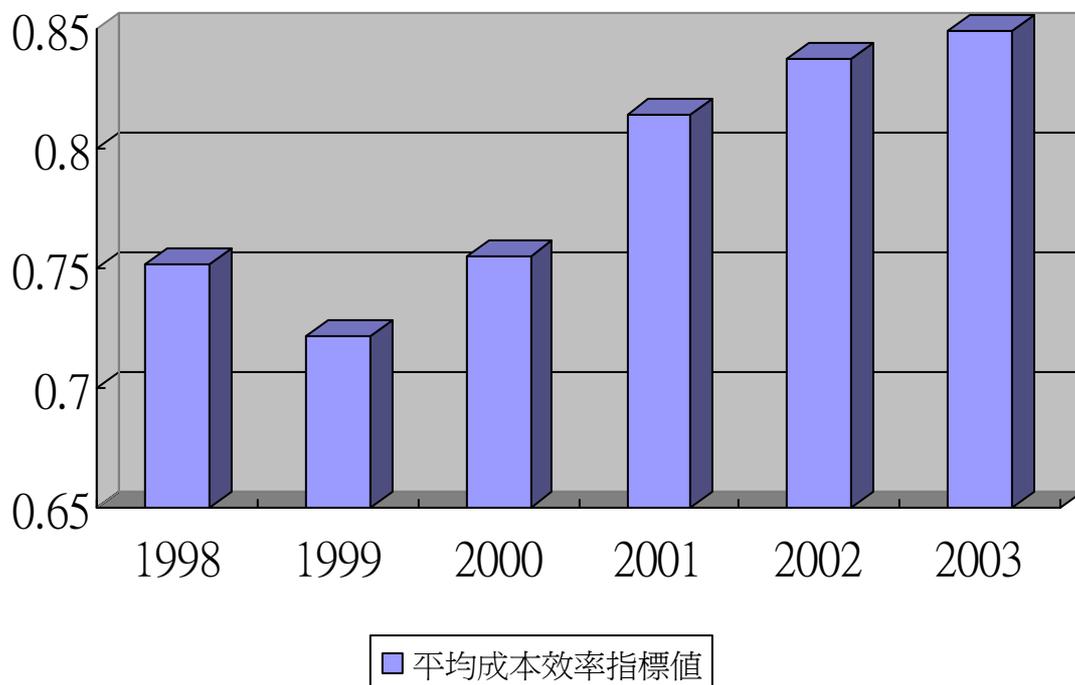


圖4-1 平均成本效率指標值走勢圖

表4-6 成本效率指標值群組檢定結果

金控法實施前後	金控法實施前	金控法實施後
平均效率	0.7623	0.8197
標準差	0.4105	0.6284
群組效率差異 <i>F</i> 檢定	$\mu_1 = \mu_2$ $12.5948^{***} > F = 4.3059$	

***表示顯著水準在1%下顯著

四、成本效率因子模型

為了瞭解影響成本效率的因素為何，本論文進一步使用效率因子模型，以瞭解金融控股公司法實施後，及相關效率因子對成本效率值的影響。將表4-5得到

的成本效率指標值代入下列效率因子模型中的 EE_{it}

$$EE_{it} = \delta_0 + \delta_1(A) + \delta_2(E) + \delta_3(L1) + \delta_4(L2) + \delta_5(S) + \delta_6(DFB) + \delta_7(NO) + W \quad (4-4)$$

其中 A : 代表逾期放款占總放款比率

E : 代表每人營收

$L1$: 流動準備比率

$L2$: 存放比率利率

S : 敏感性缺口/淨值

DFB : $DFB=1$ 代表金控法案正式實施之後

$DFB=0$ 代表金控法案實施之前

NO : $NO=1$ 代表新銀行

$NO=0$ 代表舊銀行。

W : 效率因子模型的誤差項

由表4-7效率因子模型估計結果可以發現逾放比率(A)、流動準備比率($L1$)、新舊銀行虛擬變數(NO)、利率敏感性缺口/淨值(S)與成本效率(EE_{it})之間呈現負相關，其中只有新舊銀行虛擬變數不顯著，每人營收(E)、存放比($L2$)、金控法案實施虛擬變數(DFB)和成本效率(EE_{it})都呈現正相關。

逾期放款比率是所有顯著負向的變數中係數最大的，表示當銀行增加1%的逾放比，將增加0.3215%的無效率值。逾期放款的產生在於銀行對放款業務審查較不周延、及承辦人員違反放貸程序、行賄承辦人員、利益輸送掏空資產等現象造成的。逾放比發生後嚴重侵蝕銀行獲利及資本，若逾放確定打入呆帳，銀行必須花費更多的時間金錢打消。以國泰金購併世華銀行為例，打消子銀行呆帳125億，使銀行每股盈餘由5塊降到購併後的2塊(聯合財金網 92年)，因此銀行在進行放款及授信業務時，事前的徵信、審查業務需相當重視，也應該重視業務員的操守及信譽。

每人營收係數值為-0.009746， T 值為13.9746在1%的顯著水準下為顯著。銀行行員每人營收越高可以創造的獲利也越高。銀行業為政府特許行業，本身的稅率並不高，所以加上稅後並不會差距太大，行員的獲利能力⁸高來自於行員本身的推銷能力。產品的多元化，完善的銷售網，親切專業的客戶服務，才能累積客源，增加放款等業務量，使營收得以成長。

流動準備比率代表流動性比率，係數值為-0.00315， T 值為-3.012，在10%顯著水準下顯著。流動準備佔放款量較多，的確可以增加銀行的流動性，但相對的也降低了獲利性，銀行本身無法妥善運用收入的存款，顯示在研究期間銀行擔心放款比率過大導致風險部位過大，而建立過多的流動準備部位，降低了獲利性導致成本效率的減少。

存放比係數為0.00946， T 值為2.194，在10%顯著水準下顯著，存放比一般視為流動性比率但也有學者將存放比視為銀行的經營效率性指標，以本國銀行為例，放款仍是佔總收入的主要部分，因此適當的存放比更是重要，存放比與效率值為顯著正項，表示銀行資金使用率越高越能提昇銀行的經營效率。

利率敏感性變數係數為-0.00315， T 值為-8.16，在5%顯著水準下顯著，也就是當缺口越大效率值越低。從敘述統計量中可以發現在樣本期間利率敏感性缺口平均為負，在樣本期間台灣的經濟高利率走向低利率，又由低利率逐漸回升，在低利率時代應維持較小的缺口才能創造較大的利潤，因此才會有得到負相關的結果。

⁸ 這裡所說的獲利為稅前盈餘。

金控法案實施虛擬變數係數值為0.00132， T 值為9.315，在5%顯著水準下顯著。政府在頒布金控法的同時也推行配套的法案，如金融重建基金、金融資產證券化等等..，都不斷的開放金融市場，使銀行業可以獲利的商機增加，同時也頒布2年逾放比低於5%自有資本適足率高於8%的限制，要求銀行業進行內部體質的改善(財政部金融局 民90)，雙管齊下讓銀行及投資大眾可以在安全有開放的環境下進行交易，雖然才三年的時間，但從效率值上已經看出成效。

新舊銀行的虛擬變數係數值為-0.0079， T 值為0.03215,不顯著，表示新舊銀行的經營效率並沒有差異。本論文定義的新舊銀行是指在1990年財政部開放新銀行設立為分界點，1990前設立的為舊銀行，之後設立的為新銀行，而本研究所選取的樣本為1998-2003年的資料，可能因為在1990-1998年這八年之間，台灣銀行業在經過金融危機後，不斷整合且在金控法實施後合併速度更快，因此使新舊銀行差異性已經不顯著。

表4-7 效率因子模型估計結果

變數符號	參數估計	標準差	T值
常數	0.8417***	0.001015	21.0211
逾期放款比率 A	-0.3215***	0.001598	31.0215
每人營收 E	0.009746***	0.07847	13.025
流動準備比率 L1	-0.00315*	0.08954	-3.012
存放比 L2	0.009468*	0.000215	2.194
利率敏感性資產/淨值 S	-0.00315**	0.01487	-8.1649
DFB	0.00132**	0.0007849	9.315
NO	-0.007946	0.4879	0.03215

註: DFB 為實施金控法的虛擬變數 NO為新舊銀行變數

*表示在顯著水準10%下顯著

**表示在顯著水準5%下顯著

***表示在顯著水準1%下顯著

第三節 規模、範疇經濟估計結果

本節利用上節所得到的TL隨機邊界模型參數值代入規模經濟及範疇經濟模型，以得到規模範經濟及疇經濟估計結果，並進行分析。

一、規模經濟

本文採用 Benston .Hanweck & Humphrey(1982)所提出的擴大型規模經濟 (augmented scale economies, ASCE)分析方法，公式如4-5。

$$ASCE = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial \ln \left(\frac{TC}{PF} \right)}{\partial \ln Y_i} + \frac{\partial \ln \left(\frac{TC}{PF} \right)}{\partial \ln B} \times \frac{\partial \ln B}{\partial \ln Y_i} \right) = \frac{\partial \ln \left(\frac{TC}{PF} \right)}{\partial \ln Y_1} + \frac{\partial \ln \left(\frac{TC}{PF} \right)}{\partial \ln Y_2} + \frac{\partial \ln \left(\frac{TC}{PF} \right)}{\partial \ln B} \times \left(\frac{\partial \ln B}{\partial \ln Y_1} + \frac{\partial \ln B}{\partial \ln Y_2} \right) \quad (4-5)$$

由上一節得到的TL隨機邊界模型參數估計值，我們將 $\ln \left(\frac{TC}{PF} \right)$ 對 $\ln Y_i (i=1,2)$ ，再將結果代入4-5式。

進行ASCE估算前，依照上式定義必須先了解 $\ln B$ 與 $\ln Y$ 之函數關係。本論文採用 Benston *et al.*(1982)之方法，將分行數設定為產出的函數，並根據本研究成本函數之兩項產出將方程式表示如下：

$$\ln B_{it} = \phi_0 + \phi_1 \ln Y_{1t} + \phi_2 \ln Y_{2t} + \phi_3 (\ln Y_{1t})^2 + \phi_4 (\ln Y_{2t})^2 + \phi_5 2 \ln Y_{1t} \ln Y_{2t} + e \quad (4-6)$$

其中 t 表示資料年度、 B_{it} 代表第 i 家銀行第 t 期的分行數、 Y_{1it} 代表第 i 家銀行第 t 期的放款與貼現、 Y_{2it} 代表第 i 家銀行第 t 期的投資額， e 代表模型的殘差。

因為所使用的同樣是Panel Data，因此我們同樣對4-6式進行Hausman Test以瞭解Panel Data的殘差假設，檢定結果如表4-8。檢定值為98.208，在1%顯著水準下卡方值為31.2751，顯著拒絕隨機效果模型的假設，因此本研究使用固定效果模型估計4-6式。估計結果整理於表4-9。

表4-8 Husman Test之檢定結果

H ₀ =隨機效果模型
H ₁ =固定效果模型
98.208
$\chi^2=31.2751$
(p-value=0.001329)
在1%的顯著水準下拒絕H ₀ ，接受固定效果模型

表4-9 lnB固定效果模型參數估計結果

變數	係數估計值	P-value
常數	-1.3256	0.7154
$\ln Y_{1t}$	0.3258	0.9584
$\ln Y_{2t}$	0.1191	0.6854
$(\ln Y_{1t})^2$	-0.01658	0.8548
$(\ln Y_{2t})^2$	0.00536	0.9532
$2\ln Y_{1t}Y_{2t}$	0.09482	0.4789

由表4-10：擴大型規模經濟估計結果發現，樣本銀行所有的ASCE值皆介於0到1之間，而未等於1，顯示1998-2002年間樣本銀行皆未達到最適規模經濟，而處於遞增型的規模經濟。此結果與徐中琦、張鐵軍(1993)，黃台心(1998)的結果類似，都發現台灣大部份的銀行都處於規模報酬遞增的階段。

由橫斷面觀察，可發現金融控股公司法實施前平均ASCE值為0.5902，金控法實施後為0.737。從圖4-2：擴大型規模經濟時間趨勢圖可以發現，擴大型規模經濟值呈現上升的趨勢。我們再進行F檢定，檢定1998-2000年及2001-2003年這兩段期間否有顯著的差異。檢定值為26.3254，在1%的顯著水準下顯著，檢定結果列於表4-11。也就是說金融控股公司法實施後ASCE值顯著高於金控法實施前，但兩者都未達到最適規模經濟。金融控股公司法實施後，允許銀行進行異業及同業合併，ASCE主要是針對分行數的增加對成本的影響進行推估，相同銀行的合併後可以接收被合併銀行原有的分行，而且可以吸收原有的客戶群，產生出更大的規模經濟；且銀行合併後資本的增加也會造成銀行越接近最適規模，此與黃台心（1998）臺灣銀行規模經濟隨銀行規模的擴大，而越接近最適規模報酬的結果相似。

表4-10 擴大型規模經濟估計結果

廠商/年平均規模效率	1998	1999	2000	2001	2002	2003
交通銀行	0.5263	0.6354	0.62365	0.7212	0.8682	0.8682
農民	0.5214	0.5254	0.5962	0.6254	0.6452	0.7120
台北	0.6215	0.6985	0.75214	0.7652	0.8310	0.8521
高雄	0.36221	0.4854	0.53202	0.5697	0.6821	0.6210
第一	0.6585	0.669	0.78952	0.6514	0.7852	0.7685
華南	0.5521	0.5625	0.5982	0.6362	0.6521	0.6756
彰銀	0.5258	0.6521	0.6258	0.6858	0.6932	0.7152
中國	0.6251	0.7368	0.72652	0.8512	0.8621	0.8962
世華	0.6523	0.7227	0.7895	0.8513	0.8965	0.9564
僑銀	0.5521	0.5126	0.5621	0.6251	0.6857	0.7415
聯邦	0.5254	0.6214	0.6892	0.7512	0.8521	0.9125
中華	0.5851	0.6525	0.6845	0.7685	0.8214	0.9461
遠東	0.6254	0.7325	0.761	0.8654	0.8986	0.926
復華	0.4515	0.5152	0.625	0.7621	0.7951	0.8125
建華	0.5226	0.5323	0.6895	0.7651	0.8751	0.9548
玉山	0.5189	0.5529	0.5962	0.62579	0.65328	0.6951
萬泰	0.6136	0.6569	0.6851	0.7512	0.7321	0.7651
泛亞	0.6125	0.6532	0.6235	0.7521	0.7651	0.7851
台新	0.4436	0.5562	0.6254	0.6895	0.7514	0.7685
富邦	0.6518	0.7251	0.7658	0.7952	0.8523	0.8957
大眾	0.5741	0.5858	0.5658	0.7654	0.7921	0.8851
日盛	0.3856	0.4325	0.4952	0.5326	0.6852	0.6254
安泰	0.5519	0.6125	0.795	0.761	0.851	0.914
中信	0.6136	0.6521	0.785	0.7689	0.8452	0.8625
台企	0.6792	0.7325	0.7581	0.7921	0.8237	0.8521
台北商銀	0.5415	0.4254	0.4352	0.4451	0.4625	0.4952
新竹商銀	0.4982	0.5125	0.5120	0.6852	0.6214	0.6352
台中商銀	0.4489	0.4856	0.4362	0.34514	0.45321	0.5123
臺南企銀	0.5526	0.5685	0.5214	0.5621	0.6215	0.6633
台東企銀	0.33526	0.4624	0.4523	0.4682	0.5232	0.5962
平均	0.5406	0.5935	0.6367	0.6870	0.7432	0.7807
標準差	0.0889	0.0933	0.1099	0.1234	0.1223	0.1319
最大值	0.6792	0.7368	0.7950	0.8654	0.8986	0.9564
最小值	0.3352	0.4254	0.4352	0.3451	0.4532	0.4952

表4-11 ASCE 差異性檢定 (金控法實施前後)

金控法實施前後	1998-2000	2001-2003
平均ASCE	0.5902	0.737
標準差	0.0102	0.0472
年度ASCE差異 F檢定	26.3254***>F=4.3251	

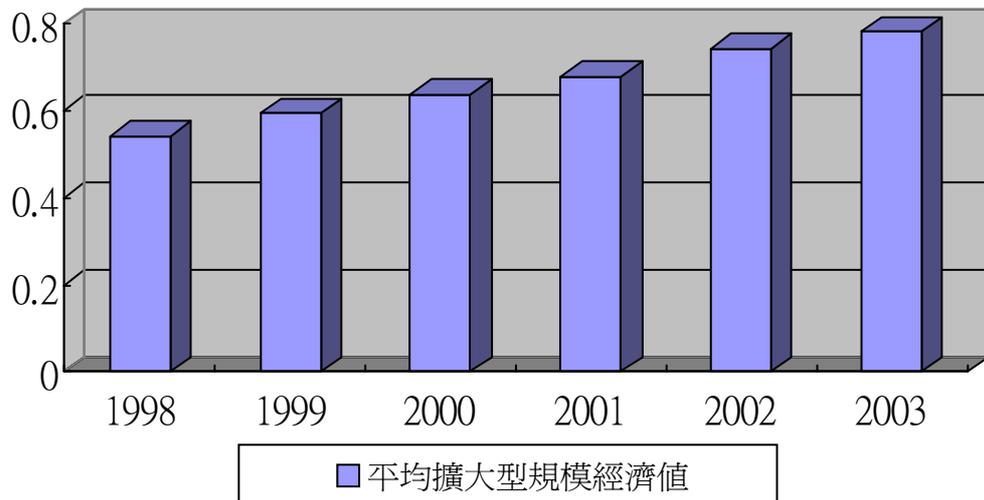


圖4-2 擴大型規模經濟值時間趨勢圖

二、範疇經濟

本研究所定義的範疇經濟為SCOPE，SCOPE定義如下：

$$SCOPE = \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_1 \partial \ln Y_2} + \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_1} \times \frac{\partial \ln\left(\frac{TC}{PF}\right)}{\partial \ln Y_2} \quad (4-7)$$

1當SCOPE<0時，代表有範疇經濟，意即同一銀行生產兩種產品的成本會，小於兩家銀行各生產一種產品的成本和。

2當SCOPE>0時，則代表範疇經濟不存在。

由上一節得到的TL隨機邊界模型參數估計值，我們將 $\ln\left(\frac{TC}{PF}\right)$ 對 $\ln Y_i$ ($i=1,2,12$)，再將結果帶入上式，即可得到結果。結果整理於表4-12。

由表4-12：SCOPE範疇經濟估計結果可以發現，樣本銀行所估計的範疇經濟值中交通、中國、富邦、大眾、日盛(2001年)；遠東、玉山、台新、富邦、大眾、日盛、安泰、中信(2002年)；遠東、富邦、大眾、日盛、安泰、中信(2003年)為負，其餘的樣本銀行在1998-2003年間SCOPE值都未小於零，表示1998-2003年樣本銀行大部份都未呈現範疇經濟，此結果與徐中琦、張鐵軍(1993)的結果相似。達到範疇經濟的銀行有交通、中國、富邦、大眾、日盛、安泰、中信、遠東、玉山，台新銀共10家，其中金控子銀行有7家。金控銀行在成立後，大多朝向多角化經營為目標，希望可以利用金融業的整合而從事多樣化的服務，使得同一個分行或營業據點中，就可以進行金融、保險、證券等業務，以降低因為不同業務而要增加過多的成本，因此金控子銀行較多達到範疇經濟。

以橫斷面來觀察，由圖4-3：SCOPE範疇經濟時間趨勢圖可以發現，範疇經濟值是呈現下降的趨勢，但都是正值，也就是說範疇經濟不存在，銀行不能經由多樣化的生產降低成本。金融控股公司法實施前範疇經濟值為5.746，金融控股公司法實施後為3.086都未小於零，進行F檢定檢定1998-2000年及2001-2003年這兩段期間是否有顯著的差異，檢定值為1.2356無法拒絕兩段期間為相同的假設，檢定結果整理於表4-17。表示金控法實施後雖仍未達到範疇經濟的綜效，但已經較實施前接近範疇經濟值為負的要求。究其原因銀行購併之後會有一段磨合期，不同文化的兩家金融機構合併之後如何讓員工可以馬上適應相關的文化、相關的作業流程、相關的考績評定方式乃至於相關的電腦操作方式都是一大困難。另外如何留住客戶也是新銀行要去思考的問題。

表4-12 SCOPE範疇經濟估計結果

廠商/年平均範疇效率	1998	1999	2000	2001	2002	2003
交通銀行	2.0123	6.0254	5.6176	-6.032*	8.0325	7.862569
農民	6.5214	5.0254	6.596	4.4854	9.0321	1.71156
台北	3.0255	3.0285	9.71223	6.1152	2.0360	2.1451
高雄	6.02221	6.0254	8.0230	8.8957	3.2125	9.68625
第一	6.0285	5.0224	9.78022	3.3265	2.0351	9.768189
華南	5.3521	4.0215	8.5122	6.9522	6.2520	3.6748
彰銀	2.3011	9.0326	7.4258	5.30257	5.6822	2.7782
中國	2.0125	6.3028	8.889	-5.212*	2.2361	7.81156
世華	6.0124	4.0227	9.1326	1.9625	2.4852	4.9123
僑銀	5.0215	5.0226	8.6852	3.6103	19.908	3.1565
聯邦	3.0125	8.021	7.1525	6.9620	21.583	6.1589123
中華	3.0215	6.0215	8.0325	3.1575	12.582	2.9461
遠東	2.0312	9.0255	9.895	6.778	-3.0521*	-11.6625*
復華	4.0314	6.152	9.659	6.6326	8.2305	0.8125
建華	3.0268	3.0323	6.123	3.6565	2.3052	3.2698
玉山	3.0157	8.0229	6.3612	5.150	-2.3258*	2.5251
萬泰	9.0315	9.0569	8.3331	4.1205	4.3260	0.3335
泛亞	3.0215	2.0532	5.6115	3.9523	5.9203	8.7458
台新	9.2202	9.0327	8.6252	2.1630	-1.5218*	-3.6308
富邦	8.0215	8.0321	7.7658	-1.0251*	-2.223*	-6.189*
大眾	2.0351	8.9921	5.5613	-6.8540*	-1.8413*	-5.35026*
日盛	3.0251	7.00215	9.7855	-1.2362*	-1.552*	-5.2065*
安泰	3.2056	2.0357	6.718	3.7821	-4.230*	-1.1425*
中信	5.6215	3.0215	2.025	7.2630	-5.6540*	-21.2389*
台企	3.254	9.0345	2.7525	4.8962	5.5236	0.8521
台北商銀	3.0251	8.0321	2.4351	6.8205	5.2305	6.4918
新竹商銀	0.2364	8.0325	8.5250	5.8962	4.2349	4.1382
台中商銀	3.215	9.0356	5.4022	1.5025	5.6325	3.5136
臺南企銀	1.025	8.0385	6.5264	5.3025	9.3251	5.5825
台東企銀	2.3625	9.0324	3.0223	3.9250	6.4822	1.8202
平均	3.603	6.4764	7.1594	3.4694	4.2687	1.5215
標準差	2.2097	2.3168	2.27345	3.8848	6.1907	6.4481
最大值	9.2202	9.0569	9.8950	8.8957	21.583	9.7681
最小值	0.2364	2.0357	2.025	-6.8540	-5.654	-21.2389

*表達到範疇經濟

4-13 SCOPE差異性檢定

金控法實施前後	1998-2000	2001-2003
平均SCOPE	5.7462	3.0865
標準差	1.8872	1.4130
年度SCOPE差異 <i>F</i> 檢定	1.2365 < F=4.3251	

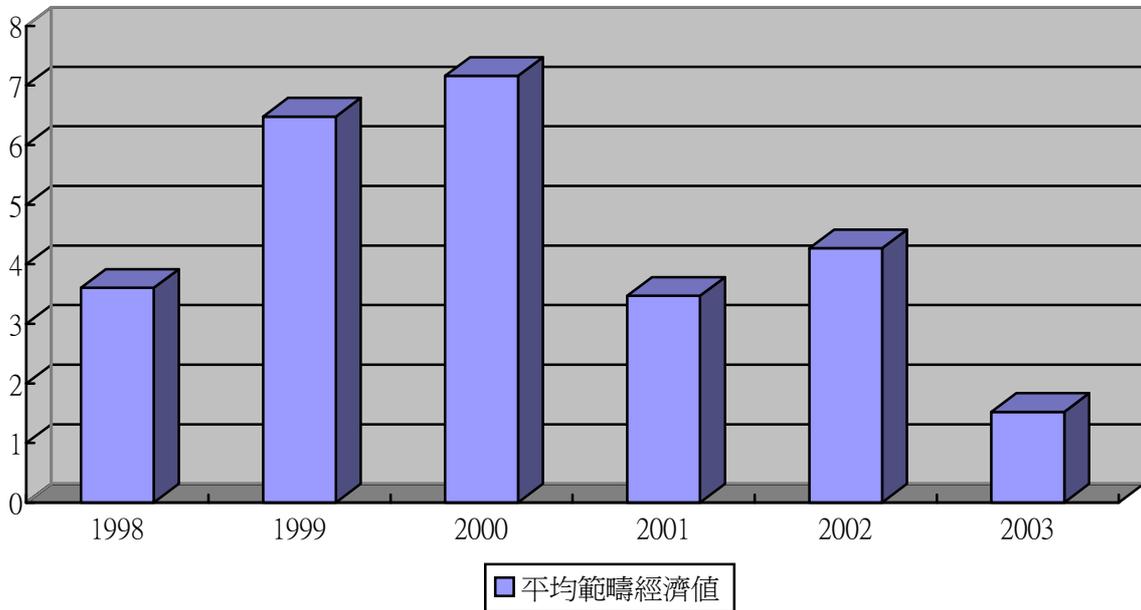


圖4-3 範疇經濟值時間趨勢圖

三、結論：

一、Translog隨機邊界模型參數估計結果，長、短期投資業務增加成本的比例較放款與貼現多，自有資本比例的增加將降低成本，而分行的增加在模型中顯著的降低成本，顯示本國銀行處於遞增型規模報酬。從係數LAMBDA(λ)及係數MU(μ)在模型中都達到顯著，表示我們選取無效率因子(u_i)加入模型且假定(u_i)為截斷性常態是適當的。

二、成本效率指標值估計結果，可以發現各年度第一名都是商業銀行，而最後一名都是企銀，而年平均成本效率值最低的年度是1999年，可能因為受到1998年金融風暴的影響，由走勢圖及F檢定可以發現，金控法實施後的平均效率值高於金控法實施前，且兩個期間的效率值有顯著的差異。

三、效率因子模型估計結果，發現逾放比率、流動準備比率、新舊銀行虛擬及利率敏感性缺口/淨值與成本效率之間呈現負相關；變數獲利能力、存放比、金控法案實施虛擬變數和成本效率都呈現正相關。除了新舊銀行虛擬變數外都達到顯著水準。顯示金融控股公司法實施後，效率值顯著的上升，而銀行在目前微利低利時代應該盡量維持較小的利率敏感缺口，盡量從事風險較低的放款，以提昇存放比並降低流動準備比，才可以有效的提昇效率。

四、規模經濟及範疇經濟值，估計結果發現樣本銀行所有的ASCE值皆未達到一顯示1998-2002年間樣本銀行皆未達到最適規模經濟，而處於遞增型的規模經濟，以橫斷面分析金融控股公司法實施前ASCE值為0.5902，金控法實施後為0.737，我們進行F檢定發現金融控股公司法實施後ASCE值顯著增加，表示樣本銀行越趨最適規模報酬。範疇經濟在樣本銀行中不顯著。

第五章 結論與建議

本論文主要是針對1998-2003年30家上市的商業銀行為樣本，使用仲介法取放款、貼現及長短期投資為產出項，勞動價格、資本價格、資金價格為投入項。使用隨機邊界成本模型，估計成本效率指標值，並取七項效率因子變數來瞭解金控法實施前後，及銀行經營變數對效率值的影響，再估計規模及範疇經濟，以瞭解金融控股公司法實施後，樣本銀行規模及範疇經濟是否有差異。本研究結論如下：

第一節 結論

Translog函數搭配隨機邊界模型估計結果可以顯示長、短期投資業務增加成本的比例較放款與貼現多，自有資本比例的增加將降低成本，而分行的在模型中是顯著的降低成本，顯示本國銀行處於擴大遞增型規模報酬。從係數LAMBDA(λ)及係數MU(μ)在模型中都達到顯著，表示我們選取無效率因子(u_i)加入模型且假定(u_i)為截斷性常態是適當的。成本效率指標值估計結果，可以發現各年度第一名都是商業銀行，而最後一名都是企銀，而年平均成本效率值最低的年度是1999年，可能因為受到1998年金融風暴的影響。由走勢圖及F檢定可以發現，金控法實施後的平均效率值高於金控法實施前，且兩個期間的效率值有顯著的差異。效率因子模型估計結果，發現逾放比率、流動準備比率、新舊銀行虛擬及利率敏感性缺口/淨值與成本效率之間呈現負相關；變數獲利能力、存放比、金控法案實施虛擬變數和成本效率都呈現正相關。除了新舊銀行虛擬變數外都達到顯著水準。

規模經濟及範疇經濟發現，台灣地區30家上市銀行於樣本期間內處於遞增型規模經濟，而金融控股公司法實施前後，規模經濟顯著不同，金融控股公司法實施後較接近最適規模經濟。而金融控股估司法實施前後範疇經濟沒有顯著的差異，且各年平均都未達到範疇經濟。

第二節 研究貢獻

本論文從30家樣本銀行的財務報表中，以仲介法選取出能代表投入項的資金資本及勞動價格，以及能代表產出項的放款與貼現及長短期投資，可供後續研究者使用。並發現樣本銀行是處於遞增行規模報酬，且銀行在目前應盡量維持較小的利率敏感性缺口，並從事風險較低的放款，以提升存放比才能有效的提升效率，可提供給銀行經營者參考。

第三節 未來研究方向

- 1.關於規模報酬的計算方式相當多，對於規模及範疇經濟後續研究者可以嘗試估計規模經濟(OSE)、多元經濟(SC)、擴張路徑規模經濟 (EPSCE) 及擴張路徑次加性 (EPSUB) 等各種不同的模型設定，期更周延的探討相關課題。
- 2.本研究著重在金融控股公司法通過後，對30加上市商業銀行效率值的影響，後續研究者可以試著把樣本區分為金融控股公司及非金融控股公司，取得核定的財務報表

作為研究，以了解不同屬性的金控銀行其效率值的差異。

- 3.本研究對效率因子，取用中央銀行公佈有關銀行CAMELS的財務資料，後續研究者可以試著將非財務性的資料，如董監事持股比率、董監事的學歷、分行分部據點、客戶對分行的滿意度等等，從質化資料進一步探討影響銀行無效率的因素為何。
- 4.1980年代以來衍生性金融商品不斷增加，銀行開始介入這類的市場，這些資產負債表外的活動，對銀行的效率應有相當的影響，後續研究者再考慮投入產出變數時，可以嘗試將此類資料納入，以得到更趨近於銀行現況的模型。
- 5.本論文所選取的風險變數為自有資本適足率，乃針對銀行的資本風險，後續研究者可以嘗試使用利率風險變數或營運風險變數，如利率敏感性指標或股東報酬率等變數。

參考文獻

中文部分

- 王美惠(民88)，「台灣銀行業經濟效率與規模經濟分析—參數法與無參數法之比較」，淡江大學管理科學學系未出版碩士論文。
- 沈中華(民75)，「台灣中小企業銀行成本效率研究」，國立台灣大學經濟研究所未出版碩士論文。
- 林柄文(民90)，「台灣地區商業銀行合併之效率分析」，風險管理學報，第三卷，第一期，1-21頁。
- 徐中琦、張鐵軍(民82)，「台灣地區本國銀行規模經濟與範圍經濟之實證研究」，台灣銀行季刊，第44卷，第1期，32-58頁。
- 許易民(民91)，「台灣地區本國銀行多角化與成本效率關係之分析」，東吳大學經濟研究所未出版碩士論文。
- 張珮寧(民91)，「研究金融控股公司成立前後風險值之差異-以玉山金控為個案分析」，大業大學事業經營管理研究所未出版碩士論文。
- 莊武仁、桂勝嘉(民87)，「台灣地區銀行體系規模經濟之研究」，基層金融，第18期，61-78頁。
- 黃台心(民86)，「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」，人文及社會科學集刊，中央研究院中山人文社會科學研究所，第9卷，第1期，85-123頁。
- 黃台心(民87)，「以隨機成本邊界函數分析本國銀行的規模與多元經濟」，台灣大學經濟系，經濟論文叢刊，第26卷，第2期，209-241頁。
- 黃達業、歐進士及吳坤明(民86)，「開放新銀行對我國銀行規模經濟影響之實證研究」，中山管理評論，第5卷，第3期，639-656頁。
- 楊斐雯(民91)，「金融控股公司之綜效評估分析」，義守大學管理科學研究所未出版碩士論文。

劉祥熹、林秀峰(民91)，「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」，*管理與系統*，第7卷，第4期，553-588頁。

鄭秀玲、劉錦添及陳欽奇(民86)，「台灣中小企業銀行的效率分析」，*經濟論文叢刊*，第25卷，第一期，69-95頁。

鄭秀玲、周群新(民87)，「調整風險後之銀行效率分析：台灣銀行業的實證研究」，*經濟論文叢刊*，第26卷，第3期，337-36頁。

賴衍熙(民90)，「網路銀行及多角化對銀行績效的影響」，東吳大學經濟研究所未出版博士論文。

英文部分

Aigner, D. J., and S. F. Chu (1968), "On Estimating the Industry Production," *American Economic Review*, Vol.5, pp.826-39.

Aigner, D. J. , C. A. Lovell and P. Schmidt(1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models," *Journal of Econometrics*, Vol.6, pp.21-37.

Altunbas, Y., M.H. Liu, P. Molyneux and R. Seth(2000), "Efficiency and Risk in Japanese Banking," *Journal of Banking and Finance*, Vol.24, pp.1605-1628.

Benston, G.J., G.A., Hanweck and D.B. Humphrey(1982), "Scale Economies in Banking: A Restructuring and Reassessment," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.14, pp.435-456.

Christensen, L. T., Jorgensen and L.J. Lau(1973), "Transcendental Logarithm Production Frontiers," *Review of Economics and Statistics*, Vol.45, No.1, pp.28-45.

Coelli, T. J.,(1996), "A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation," Center for Efficiency and Productivity Analysis, Working Paper, University of New England, Armidale.

DeYoung, R., I. Hasan and B. Kirchhoff (1998), "The Impact of Out-of-state Entry on the Efficiency of Local Banks," *Journal of Economics and Business*, Vol.50, pp.191-203.

- Ellinger, P.N. and D.L. Neff(1993) “Issues and Approaches in Efficiency Analysis of Agricultural Banks,” *Agricultural Finance Review*, Vol.53, pp.35-48
- Farrell, M. J(1957), “The Measurement of Productive Efficiency · Center for Efficiency and Productivity Analysis,” *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.120, pp.253-90.
- Ferrier, C. D. and Lovell, C. A. K(1990), “Measuring Cost Efficiency in Banking Commercial Banks: A Flexible Stochastic Frontier Approach University of New England, Armidale,” *Journal of Econometrics*, Vol.46, pp.229-45.
- Forsund, F.R., C. A. K. Lovell, and P.Schmidt(1980), “A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement,” *Journal of Econometrics*, Vol.13, pp.5-25.
- Gleason, J. M. and D. T. Barnum (1986), “Toward Valid Measures of Public Sector Productivity: Performance Measures in Urban Transit,” *Management Science*, Vol.28, No.4, April, pp.379-86.
- Hao, J., W.C. Hunter and W.K. Yang (2001), “Deregulation and Efficiency: the Case of Private Korean Banks,” *Journal of Economics and Business*, Vol.53, pp.237-254.
- Hausman, J(1978), “Specification Tests in econometrics,” *Econometrica*, Vol.46, pp.1251-72.
- Huang, T.H. and M.H. Wang (2001), “Estimating Scale and Scope Economies with Fourier Flexible Functional Form — Evidence from Taiwan’s Banking Industry,” *Australian Economic Papers*, Vol.40, pp.213-231.
- Hunter, W.C. and S.G. Timme(1986) “Technical Change, Organizational Form and the Structure of Bank Production,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.18, pp.152-166.
- Koopmans, T.C(1951) “ Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities,” *Activity Analysis of Production and Allocation*, New York.
- Kaparakis, E.I., S.M. Miller and A.G. Noulas(1994) “Short-run Cost Inefficiency of

- Commercial Banks: A Flexible Stochastic Frontier Approach,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.26 , pp.875-893.
- Mackara W, F(1975), “What do Bank Produce?” *Federal Reserve Bank of Atlanta*, May.
- Magda, S. and Diego, P(2001)”Measuring productivity and quality changes using envelopment analysis: An application to Catalan hospitals, *Financial Accountability & Management*,” Vol.17, No.3, pp. 219-245.
- Mckillop, D.G., J.C. Glass and Y. Morikawa (1996)“The Composite Cost Function and Efficiency in Giant Japanese Banks,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.20, pp.1651-1671.
- Mester, L.J (1996), “A Study of Bank Efficiency Taking Into Account Risk-Preferences,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.20, pp.1025-1045.
- Mester, L.J.(1997), “Measuring Efficiency at U.S. Banks: Accounting for Heterogeneity is Important,” *European Journal of Operational Research*, Vol.98, pp.230-242.
- Mundlak Y.(1978) , “On Pooling Time Series and Cross Section Data,” *Econometrica*, Vol.46 , pp.69-85.
- Nerlove, M.(1963), “Returns to Scale in Electricity Supply”, In Christ, C.F. (Ed) ,*Measurement in Economics-Studies in Mathematical Economics and Econometrics inMemory of Yehuda Grunfeld*, Stanford : Stanford University Press.
- Richmod, J(1974), “Estimating the Efficiency of Production,” *International Economic Review*, Vol.15, pp.515-21.
- Schmidt, P.and R. C, Sickles(1984), “Production Frontiers and Panal Data,” *Jounal of Business and Economic Statistics*, Vol.4, pp.367-374.
- Schmidt, P. C, and A, K Lovell(1979), “Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers,” *Journal of Econometrics*, Vol.9, pp.343-66.
- Schmidt, P(1976) “On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production

Functions,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.58, No.2, pp.238-249.

Stevenson, R.E.(1980)“Likelihood Function for Generalized Stochastic Frontier Estimation,” *Journal of Econometrics*, Vol.13, pp.57-66.