東海大學經濟學系碩士班

碩士論文

金控公司旗下銀行業之效率分析

指導教授：賀惠玲 博士

研究生：黃依筠

中華民國九十六年六月

摘要

民國 90 年 7 月 9 日，政府通過金融控股公司法，同年 11 月 1 日實施，至今已成立了 14 家金控公司，該法規的宗旨是大幅放寬金融機構跨業經營的限制，運用金融控股公司的架構，使我國金融機構走向「股權集中化、組織大型化、經營多角化、監理透明化」，以提升國際競爭力。

本文主要是檢視隸屬於金融控股公司旗下的銀行是否具有效率？使用 13 家金融控股公司旗下的銀行，資料頻率為年資料，資料期間為民國 85 年 12 月至民國 94 年 12 月，總共 130 筆年觀測值的時間序列追蹤資料（panel data）分析，採用 Battese and Coelli（1992）隨機邊界成本模型估計各金控公司旗下銀行業的效率值；以變異數影響因子（variance inflation factor,VIF）衡量共線性問題修正模型，並使用 Hausman test 檢定長期效率值是否可透過人為因素影響。另外，探討銀行規模大小是否會影響金融控股體系下銀行的效率值。

根據本文研究結果：各家銀行加入金融控股體系之後，其長期效率值增加，亦即，加入金融控股體系的銀行，加入金控後的效率較加入金控前的效率為佳。同時，銀行的效率值與銀行規模大小（銀行分行家數）呈現顯著的正向關係，表示當銀行擴張規模大小（增加分行家數）時，銀行的效率值會跟著改善。本文使用 Hausman Test，結果發現金融控股體系之下銀行的長期效率值可藉由人為因素加以改善。由隨時間變動隨機邊界模型可觀察到各銀行的效率值，隨著時間增加效率值亦逐年增加，在銀行面對無效率時，銀行將會不斷提升技術或調整要素配置方式，讓銀行效率獲得改善。

關鍵字：效率(efficiency)、隨時間變動(time variant)、不隨時間變動(time invariant)、隨機邊界模型(Stochastic Frontier Model)、Hausman 檢定、內生性、變異數影響因子(variance inflation factor)、共線性、銀行規模大小

目錄

表目錄

第一章　前言

民國 90 年 7 月 9 日，政府通過金融控股公司法，同年 11 月 1 日開始實施，至今已成立了 14 家金控公司，該法規的宗旨是大幅放寬金融機構跨業經營的限制，運用金融控股公司的架構，使我國金融機構走向「股權集中化、組織大型化、經營多角化、監理透明化」，以提升國際競爭力。

何謂金融控股公司？依據原本的法令規定，金融業只能以轉投資方式跨業經營，不得兼營其他事業。金融控股公司法實施後，金融業可以控股公司型態跨業經營，金融控股公司的子公司得經營銀行、保險、證券及相關金融事業。金融控股公司因擁有多種金融事業，透過共同行銷、資訊交叉運用、產品組合，可提供消費者一次購足(one stop shopping)的金融服務。對消費者來說，可以享受到金融商品百貨化的方便。也就是說，消費者可以在一個地方同時從事銀行存放款、票券金融、信用卡、信託、保險、證券、期貨、共同基金、創投基金、選擇權等交易活動。金融控股公司可透過交叉行銷（cross selling）提供消費者理財套餐，保險、股票、信用卡、基金、債券，各式各樣的金融商品包在一起套裝販售。利用交叉行銷管道，可提供客戶更多元化的金融服務，並可透過交叉銷售擴大市佔率及降低經營成本。金融控股公司最低資本額新台幣 200 億元。金融業者轉型為金融控股公司，必須橫跨 2 種以上業務，新一波跨業整合風因而掀起。金融控股公司成立後，只有金融控股公司股票上市上櫃，子公司股票必須下市下櫃。

金融控股公司可以藉由節約成本、降低風險、規模經濟（Economics of Scale）達到綜效（synergy）。綜效可以讓金融控股公司下的各子公司於資訊、設備、行銷等方面資源共享，同時管理合併及彈性財務運用，可大幅降低營運成本。成本的節約乃藉由金融控股公司縮短型式上無意義的行政作業流程來完成，如：業務只要子公司內部決定即可。金融控股公司之總公司則致力於整體集團經營的策略、投資管理、調度資金、業務規劃等業務。因金融控股公司的組織型態，提供銀行擴張業務經營範圍絕佳的方式，而旗下的子公司藉由相互給予信用或建立債權債務關係、營運資金的重複使用或運用交叉銷售展現通路互補優勢，共同開發多角化的經營策略，得以降低營運成本，發揮金融綜效。本文的研究重點就是對金融控股公司下的銀行子公司，作成本效率的衡量與評估。

本文研究目的主要是檢視隸屬於金融控股公司旗下的銀行是否具有效率？另外檢視隸屬於金融控股公司旗下的銀行效率與銀行規模大小是否存在關聯性。

本文共分為五個章節討論，第一章為前言。第二章為文獻回顧與理論基礎：第一節說明何謂效率，廠商的產出與投入該如何定義以及過去文獻回顧；第二、

三、四節說明本文所使用的模型理論基礎。第三章為模型設定：第一節介紹各種函數之優缺點，決定以超越對數為研究函數，並且說明特性；第二節說明隨機邊界模型，並以 Hausman test 檢定效率是否可藉由人為因素影響；第三節說明資料來源與變數定義，並且簡介在金融控股體系之下銀行現況。第四章為實證結果：第一節說明以隨機邊界模型估計效率的實證結果；第二節以共線性問題來修正模型；第三節以 Hausman test 檢定廠商是否具有內生性；第四節說明銀行規模大小是否與銀行效率之間存在關聯性。第五章為結論與建議。

第二章　文獻回顧與理論基礎

第一節　文獻回顧

討論廠商效率之前，要先確定廠商的投入與產出，在過去的研究中，對於廠商的投入與產出定義並不一致。

根據以往的研究顯示，關於銀行的投入與產出共有以下五種方法來定義：(1)生產法（production approach）：銀行是使用資本與勞動生產不同種類的放款與存款帳戶的廠商。產出項是以交易數量與交易帳戶作為單位，總成本是以提供服務性產出所投入的成本作為投入項。生產法的優點是流量的觀念，利用交易帳戶數目衡量產出，不會有價格的問題，所以不會受到通貨膨脹影響而造成金額的偏差。但銀行不同帳戶所需要的服務與費用不完全相同，而且銀行各種存款帳戶數目在資料取得上有困難，所以一般而言較少使用生產法。(2)仲介法（intermediation approach）：銀行是一個金融仲介機構，幫助資金的流通，而不是生產存放款的廠商，故仲介法將銀行的投資與放款做為產出項，將資金、資本、設備視為投入項，以價格為單位衡量投入項。仲介法的優點是資料較容易由銀行的財務報表取得，缺點則是因以價格為衡量單位，宜用物價調整。(3)資產法（asset approach）：銀行是將資產負債表中的負債透過仲介方式轉為資產，支付利息給存款者的機構，目的是獲取資金再貸款給客戶以增加產出。資產法的觀念是銀行資產負債表中，借方資產，如放款與投資具有產出的特性，貸方的負債，如存款及借入款具有投入的特性。故在資產法下是以資產負債表上科目的特性來區分銀行投入與產出。(4)使用者成本法（user cost approach）：以任一種金融商品對銀行的收益是否有淨貢獻，來判定該金融商品屬於投入或產出項。如果資產的財務報酬大於機會成本，或負債財務成本小於機會成本就會視為銀行的產出項；反之則視為投入項。使用者成本法在分辨金融產品為投入或產出項時比較客觀，但是這種方法需要的報酬率與機會成本比較難估計，而且界定投入和產出項的程序複雜，用到此法的情況比較少。(5)附加價值法（valued-added approach）：以某一資產和負債所具有的附加價值多寡來決定投入與產出項。某一資產或是負債產生高的附加價值就視為產出項；反之則視為投入項。

不管是以上哪一種定義方法，都必須要考慮到銀行多元產出（multi-production）的特性。仲介法是目前最普遍採用的方法，雖然資產負債表的存量，和損益表的流量放在一起可能會產生偏誤，但目前仍是以仲介法為主要定義方法。

所謂效率，就資源配置的觀念而言，是指投入與產出之比率。若廠商在每單位產出下，追求成本投入的極小化（亦即產出不變、投入最小）或是在每單位成本支出下，追求產量的極大化（投入不變、產出最大）皆可稱為有效率；反之，則稱為無效率。

研究經濟效率的主要方法可分成兩大類：第一類為確定性邊界法，Farrell（1957）利用等產量曲線的觀念，探討技術效率。技術效率是在既有的技術投入下可以生產出最大產量。由投入要素價格之間的關係求得配置或稱價格效率，也就是指在固定的要素價格比例之下，投入最適的要素比例使成本是最低的；總效率是技術效率與配置效率的乘積；並且以線性規劃的方法估得生產邊界。

第二類為隨機性邊界法，Farrell 僅先確定邊界的存在，但未事先設定生產函數形式，所以 Aigner 、Lovell and Schmidt（1977）與 Meeusen, W. and J. van den Broeck（1977）發展出隨機性邊界法。「確定性邊界法」假設廠商面對相同技術投入，面對一個共同的生產邊界，個別產出與生產邊界上若有任何差異皆來自於個別產商的技術投入對生產邊界是否有效率，認為誤差的產生皆來自於人為錯誤，例如：技術水準、訊息不足、或管理不當等因素。對於非人為的隨機干擾，例如：天災等因素則並未考慮在內。Aigner、Lovell and Schmidt（1977）與 Meeusen, W. and J. van den Broeck（1977）對確定性邊界提出了疑問，他們認為具有完全效率之生產邊界是在固定的要素投入之下，潛在的最大生產量所組成的生產邊界，若廠商的產出無法落在此生產邊界上，則稱為該廠商為生產無效率。生產邊界具有隨機項，隨機項不會只包括一項，故他們提出「組合誤差」（composed error），將誤差分為兩部份：一部分為對稱性常態隨機干擾項，v_i（symmetric random disturbance），代表廠商無法控制的外在干擾因素；另一部分是單邊的半常態干擾項，u_i（one-biased distribution or truncated normal distribution），代表廠商人為可以控制的技術無效率因素。此兩項誤差彼此之間獨立，相關係數為 0，誤差項即為 $e_i = v_i + u_i$，廠商的無效率包括了技術無效率與配置無效率，利用隨機邊界法，每一個廠商面對不同的生產邊界。

Lovell and Schmidt（1979）利用生產邊界函數與成本函數的對偶性（Duality）關係導出成本邊界函數，但由生產函數轉換為成本函數時仍受到生產函數型式的限制。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，藉由不同成本函數的型式及變數個數的設定來符合金融體係之多重產出及投入的型態。

自從 Aigner，Lovell and Schmidt（1977）的隨機邊界法廣泛地被採用之後，Forsund，Lovell and Schmidt（1980）、Schmidt（1986）、Battese（1992）and Greene

（1990）都提出了延伸與應用隨機邊界模型的研究。而隨機邊界模型僅能估計平均廠商的效率水準，無法估計個別廠商的效率水準，故發展出條件分配之期望值，分別估計每家廠商的效率水準。隨機邊界模型利用橫斷面資料（cross section）分析會產生問題：技術無效率代表的誤差項需作分配的假設；技術無效率與外在干擾因素所代表的誤差項假定為互相獨立，但事實上有可能透過廠商採取行動而產生相關性，Battese and Coelli（1992、1995）使用時間序列追蹤資料（panel data）與橫斷面資料混合處理方法處理不同年度的生產無效率。

一般討論效率的問題，主要以生產、成本及利潤函數這三方面來分析，即利用產出極大、成本極小及利潤極大的觀點來探討投入與產出之間的效率問題，效率問題可以利用隨機邊界模型（Stochastic Frontier model）估計生產效率指標，因此被應用於許多產業廠商研究效率，例如：發電業、製造業等。國內將隨機邊界模型應用於金融業的文獻有：黃台心（1997，民 86）探討台灣地區本國銀行廠商的技術與配置效率問題，研究結果顯示，樣本銀行普遍存在經濟無效率，其中技術無效率情況較配置無效率嚴重；銀行經營效率高低與其生產成本有相當程度關係；民營銀行技術效率較公營銀行佳，公營銀行則較具備配置效率。黃志典、黃志遠（2004，民 93）利用隨機邊界法，探討台灣地區商業銀行之成本效率，研究結果顯示：台灣地區銀行廠商普遍存在成本無效率；外商銀行與本國銀行在成本效率上表現並無差異，但外商銀行在台灣營業所受限制高出本國銀行，顯示其實本國銀行的經營績效是落後於外商銀行；新科技應用與否與銀行無效率呈負相關，而規模大小、市場集中程度則與銀行無效率有正向的關係。林卓民、陳明麗、楊於龍（2006，民 95）利用隨機邊界法估計各金控公司旗下子銀行的成本效率並藉由銀行特性變數，試著找出銀行無效率的因子，研究結果顯示，銀行加入金控前後或金控與非金控的成本效率值，均無顯著差異。

先前效率的文獻僅比較各產業中不同廠商的效率，並探討隨時間的增長是否有所改善，但改善效率的原因在哪？無從得知。因此本文加入 Hausman test 探討效率是否可由人為因素控制，以區別效率改善的因素。Hausman（1978）提出了 Hausman test，先前的迴歸模型總是一味的假設解釋變數與誤差項沒有相關性，故所推估的係數值不會有偏誤，而藉由 Hausman test 判斷模型是否具有內生性，評斷估計值是否會產生偏誤。Gilbert（1996）提出在隨機效果假定之下，迴歸因子若具有內生性，利用工具變數法推估係數可能會造成偏誤，故所推估的結果不具有一致性。為了避免這樣的結果，可利用 Hausman test 判斷模型是否具有內生性，並決定使用隨機效果模型或固定效果模型。

第二節　隨機邊界模型理論基礎

Aigner，Lovell and Schmit（1977）對於確定性邊界模型提出了質疑，他們認為廠商在生產過程中必定會遇到「非技術性」的隨機干擾因素，這些隨機干擾因素是廠商不能控制的因素，而隨機干擾會對產出造成影響，因此進行效率推估時不能忽視隨機干擾的存在，而隨機邊界模型解決了此項困擾。

隨機邊界模型的誤差項包含兩個元素：無效率項與隨機干擾項；無效率項服從半常態分配，隨機干擾項服從對稱的常態分配，故我們在推估效率的時候，隨機邊界模型可以解決實際情況與實證分析差異過大的問題，和過去不同的地方在於多增加隨機干擾項的設定，可以更接近實際的情況，故採用此模型進行分析。

隨機邊界模型首先假設一個不存在無效率項的最適生產函數：

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta) \quad ; \quad \begin{matrix} i = 1, ..., N \\ t = 1, ..., T \end{matrix} \qquad \text{(2-1)}$$

本論文是使用追蹤資料，所以（2-1）式中每一個變數都有兩個下標，下標i代表廠商，t代表時間，q_{it}是第i家廠商在第t期的產出水準，在一定的要素z_{it}投入下可以得到的最大產出，β為待估計的未知參數，f為設定的生產函數。

現實生活中，廠商的生產行為確實存在許多不確定性，如：員工努力程度、員工素質、資源分配等，這些都會影響產量的不確定性。我們在觀察廠商生產效率時，必須考慮到生產無效率的情形，如何讓廠商在最小成本之下產出最大，因此要使廠商的產出水準小於或等於潛在最大產出。

在（2-2）式中我們加入新的變數k_{it}，這個變數代表產量的影響程度，介於 0 到 1 之間：當$k_{it} = 1$時，表示實際產出水準達到最大的產出水準，此時在生產過程中，沒有存在無效率；當$0 < k_{it} < 1$時，表示在某要素z_{it}投入之下，產能沒有完全利用，因此產量未能達到最大，此時生產過程存在無效率。

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta) k_{it} \quad ; \quad \begin{matrix} i = 1, ..., N \\ t = 1, ..., T \end{matrix} \qquad \text{(2-2)}$$

廠商在生產過程中，除了無效率因素影響之外，亦會受到外生因素的影響，這是廠商預料不到的因素，因此我們增加隨機干擾項v_{it}：

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta) k_{it} \exp(v_{it}) \qquad \text{(2-3)}$$

新的生產函數中，我們假設隨機干擾項$v_{it} \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)$，這個生產函數具有隨機性，這樣的設計較接近實際情況。

對（2-3）式取自然對數

$$\ln(q_{it}) = \ln\left\{ f(z_{it},\beta) \right\} + \ln\left(k_{it}\right) + v_{it} \quad \text{（2-4）}$$

生產過程中，假定有k個投入要素，並令$u_{it} = -\ln(k_{it})$，設定為無效率項，k_{it}的值介於 0 到 1 之間。

$$\ln(q_{it}) = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \ln(z_{it}) + v_{it} - u_{it} \quad \text{（2-5）}$$

（2-5）式中的u_{it}就是無效率項，服從單邊的常態分配。由於k_{it}的值介於 0 到 1 之間，故u_{it}的值大於或等於 0；當u_{it}的值愈大，$\ln(q_{it})$的值會變小，這表示當無效率的狀況更嚴重，產出就會逐漸減少。

生產函數在實證的運用上有許多的缺失，故 Schmidt and Lovell（1977）依照對偶理論將生產函數推估出成本函數。

$$\ln(c_{it}) = \alpha + \beta_q \ln(q_{it}) + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \ln(p_{jit}) + v_{it} + u_{it} \quad \text{（2-6）}$$

（2-6）式中c_{it}代表成本，q_{it}代表產出，p_{jit}代表要素價格，β_q代表產出的係數，β_j代表投入要素價格的係數。此處隨著無效率項u_{it}的增加，$\ln(c_{it})$亦隨著增加，無效率愈嚴重，會造成總成本支出的增加。隨機邊界模型一般化形式如下：

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_j x_{jit} + v_{it} - su_{it} \quad \text{（2-7）}$$

（2-7）式中，如果令$s=1$，$y_{it} = \ln(q_{it})$，$x_{jit} = \ln(z_{jit})$，表示的則是生產函數；假如令$s=-1$，$y_{it} = \ln(c_{it})$，$x_{jit} = \ln(p_{jit})$或$\ln(q_{it})$，表示的則是成本函數。β_q為是待估參數，代表$\ln(q_{it})$對$\ln(C_{it})$的淨解釋能力。

在隨機邊界模型中，同時存在兩個誤差項：v_{it}和u_{it}，分別表示隨機干擾項與無效率項，這樣設定模型的假設更接近實際情況。隨機邊界模型區分為不隨時間變動與隨時間變動兩種模型，分別討論如下：

一、不隨時間變動隨機邊界模型

效率可由生產函數或成本函數來討論，但由於生產函數在轉換的過程之中會產生許多的限制與缺失，也會遺漏要素的投入，而且推估效率的時候只限定一種產出模型，較不符合實際情況，例如：銀行的產出多樣化等。成本函數不但考慮投入要素的數量，且更能處理多樣化產出的情況，因此，我們利用成本函數來推估效率，令$s=-1$得以下式子：

$$\ln(c_{it}) = \alpha + \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{jit} + v_{it} + u_{it} \quad \text{（2-8）}$$

其中v_{it}是隨機干擾項，u_{it}是無效率項。

不隨時間變動的隨機變動模型表示無效率項是不隨時間變動，對每個廠商而言，我們可以將無效率項視為常數，去掉時間因素之後，u_{it}就沒有下標t，u_{it}則改寫為u_i，表示每家廠商在所有時間之內只有一個固定長期的無效率因子，不會隨著時間變動(time-invariant)。但每一家廠商彼此的無效率因此並不相同，且假定技術不會改變。此模型相似於橫斷面資料的模型，但本模型存在有時間因素，而橫斷面資料模型並未存在時間因素，在此模型的假設條件下成本函數為：

$$\begin{aligned}\ln(c_{it}) &= \alpha + \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{jit} + v_{it} + u_i \\ &= \alpha_i + \sum_{j=1}^{k} \beta_j x_{jit} + v_{it}\end{aligned} \quad (2\text{-}9)$$

模型基本假設有：$v_{it} \overset{iid}{\sim} (0, \sigma_v^2)$，$u_i$是恆大於或等於 0 的常數項，由於是為常數，故我們不對此常數項做任何分配的假設。另外我們先前假設v_{it}與u_i互相獨立且共變數為 0 仍然存在。

在（2-9）式中，$\alpha_i = \alpha + u_i$，經由這樣轉換之後，模型成為只有單一誤差項的迴歸式，因此可以使用普通最小平方法，將每一家廠商的新截距項$\hat{\alpha}_1$，$\hat{\alpha}_2$，...，$\hat{\alpha}_N$估計出來，其新截距項$\hat{\alpha}_i$愈大，代表該廠商愈偏離最小成本收入，無效率情形愈嚴重。

我們使用以下式子來計算無效率值$\hat{u}_i$。首先找出最小的$\hat{\alpha}_i$當作標準，令其為α^*，將α^*與每一家廠商的新截距項$\hat{\alpha}_i$相減，即可得到個別無效率值：

$$\alpha^* = \min(\hat{\alpha}_i) \qquad \hat{u}_i = \alpha^* - \hat{\alpha} \quad (2\text{-}10)$$

$\hat{u}_i$介於 0 到負無窮大之間，其值愈小愈無效率；當$\hat{u}_i = 0$時，表示該廠商生產已達最小成本。

二、隨時間變動隨機邊界模型

假如每一家廠商的無效率值u_{it}會隨時間變動（time-variant)，其值並非固定不變，則成本函數如下：

$$\ln(c_{it}) = \alpha^* + \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{jit} + \tilde{u}_i^* \beta_{k+1} v_{it} + u_{it} \quad (2\text{-}11)$$

其中β_{k+1}代表不隨時間變動的效率值$\hat{u}_i^*$對$\ln(c_{it})$的淨解釋能力。

在推估效率之前，我們必須對v_{it}與u_{it}做假設：令v_{it}與u_{it}互相獨立，共變數為 0，並且要求解釋變數x_{jit}與u_{it}彼此無關，如此假設可使估計滿足不偏性。

在隨時間變動隨機邊界模型之中，u_i 與 u_{it} 之間的關係如下：

$$u_{it} = \exp\{-s\eta(t-T_i)\}u_i \tag{2-12}$$

其中 T_i 為第 i 家廠商最後一期的時間，因此當 $t = T_i$ 時可知，基礎無效率水準 $u_{iT_i} = u_i$，而 $u_i \overset{iid}{\sim} N(\mu, \sigma_u^2)$ 為非負的半常態分配，η 是待估參數，表示的是 u_{it} 收斂速度。

接下來分別就三種型式討論 η 在生產函數下與成本函數下所帶來的影響：$\eta > 0$、$\eta < 0$ 與 $\eta = 0$ 三種情況，以表一表示影響的結果。

表一　η 在生產函數下與成本函數下所帶來的影響

	生產函數	成本函數
$\eta > 0$	無效率項 u_{it} 隨時間衰退至基礎無效率水準	無效率項 u_{it} 隨時間增加至基礎無效率水準
$\eta < 0$	無效率項 u_{it} 隨時間增加至基礎無效率水準	無效率項 u_{it} 隨時間衰退至基礎無效率水準
$\eta = 0$	$u_{iT_i} = u_i$ 無效率項將不受時間變動所影響	$u_{iT_i} = u_i$ 無效率項將不受時間變動所影響

我們可利用最大概似估計法求得估計式如下：

$$\begin{aligned}\ln(L) = & -\frac{1}{2}\left(\sum_{i=1}^{N} T_i\right)\left\{\ln(2\pi) + \ln(\sigma^2)\right\} - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}(T_i - 1)\ln(1-\gamma) \\ & -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\ln\left\{1 + (\sum_{i=1}^{T_i}\eta_{it}^2 - 1)\gamma\right\} - N\ln\{1-\Phi(-\tilde{z})\} - \frac{1}{2}N\tilde{z}^2 \\ & + \sum_{i=1}^{N}\ln\{1-\Phi(-z_i^*)\} + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N} z_i^{*2} - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T_i}\frac{\varepsilon_{it}^2}{(1-\gamma)\sigma^2}\end{aligned} \tag{2-13}$$

上式中 $z_{it}^* = \dfrac{\mu(1-\gamma) - s\gamma\sum_{t=1}^{Ti}\eta_{it}\varepsilon_{it}}{\left\{\gamma(1-\gamma)\sigma^2\left[1 + (\sum_{t=1}^{T_i}\eta_{it}^2 - 1)\right]\right\}^{1/2}}$

其中$\sigma=(\sigma_u^{*}+\sigma_v^2)^{\frac{1}{2}}$，$\gamma=\dfrac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}$，$\varepsilon_{it}=y_{it}-x_{it}\beta$，$\tilde{z}=\dfrac{u}{(\gamma\sigma_s^2)^{1/2}}$，$\Phi(.)$為標準常態累積機率分配函數。

利用最大概似法可求的參數η、u、σ_u^2與σ_v^2的估計式，並可求出u_{it}的條件值與截斷特性。

$$\tilde{u}=\frac{u\sigma_v^2-s\sum_{t=1}^{T_i}\eta_{it}\tilde{\varepsilon}_{it}\sigma_u^2}{\sigma_v^2+\sum_{t=1}^{T_i}\eta_{it}^2\sigma_u^2}$$

$$\tilde{\sigma}_I^2=\frac{\sigma_u^2\sigma_v^2}{\sigma_v^2+\sum_{t=1}^{T_i}\eta_{it}^2\sigma_u^2}$$

$$u_{it}\left|\varepsilon_{it}=\tilde{u}_i+\tilde{\sigma}_i\left\{\phi(-\frac{\tilde{u}_i}{\tilde{\sigma}_i}\Big/1-\Phi(-\frac{\tilde{u}_i}{\tilde{\sigma}_i})\right\}\right.$$

$$u_{it}\left|\varepsilon_{it}=\begin{cases}-\tilde{u}_i & ,\tilde{u}\geq 0\\ 0 & ,otherwise\end{cases}\right.$$

由隨機邊界模型估計出的效率值CE_i可由下面式子求出：

$$\exp(-su_i\left|\varepsilon_{it}\right.)=\left\{1-\Phi\left[s\eta_{it}\tilde{\sigma}_i-(\frac{\tilde{u}_i}{\tilde{\sigma}_i})\right]\Big/1-\Phi(\frac{\tilde{u}_i}{\tilde{\sigma}_i})\right\}\exp\left(-s\eta_{it}\tilde{u}_i+\frac{1}{2}\eta_{it}^2\tilde{\sigma}_i^2\right)$$

從上式可以得知，如果我們使用生產函數的模型，令$s=1$，CE_i值介於0到1之間，當值愈接近1愈有效率，相反等於0效率值是最小。如果使用成本函數，令$s=-1$，當值愈大表示成本的使用愈有效率。

第三節　追蹤資料模型理論基礎

自 Schmidt and Sickles（1984）提出追蹤資料模型後，近來學者大都使用此模型彌補橫斷資料的缺失，使得在探討不同時期廠商的效率時更合理化，運用追蹤資料模型裡個別效果不隨時間變動的特性，我們將可捕捉到長期不隨時間變動效率值。

模型假設如下：

$$y_{it} = \alpha + X_{it}^{'}\beta + e_{it} \quad ; \begin{matrix} i = 1,...N \\ t = 1,...T \end{matrix} \tag{2-14}$$

式（2-14）中，α 為截距項，為一個純量(scalar)，β 為解釋變數的係數，且為一個$(K \times 1)$維度的行向量，X_{it} 為第i家公司在第t個時點的觀察值，e_{it} 為複合誤差項，其維度是$(NT \times 1)$。複合誤差項e_{it}即為y_{it}扣除原有的解釋變數X_{it}後無法解釋的部分，因此我們將e_{it}分解成兩個部分：

$$e_{it} = u_i + v_{it} \tag{2-15}$$

式（2-15）中，u_i 為個別效果(individual effect)部分，其值不會隨時間變動，故僅有下標i；v_{it}表示純粹隨機干擾項，並且為獨立可認定的分配，$v_{it} \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)$。

個別效果u_i雖不會隨著時間變動，但同一家廠商在不同時點會產生自我相關問題，因此使用最小平方法會產生偏差且不具有效性，故需將估計方法做出若干調整步驟。我們必須對u_i不同的性質區分為固定效果與隨機效果，且分別對各種性質做不同的調整步驟。

一、　固定效果模型

在固定效果模型下，個別效果u_i假定為固定值，其值並不會隨著不同廠商改變，因此u_i不存在任何變異，v_{it}為純噪音(white noise)，而在此需加入X_{it}與v_{it}彼此無關的假設條件，如此所得到的估計式將具有不偏的性質。

為了解決自我相關的問題，我們會利用最小平方法虛擬變數法(Least Square Dummy Variable，LSDV)縮小變數間的共變異程度，因此（2-15）式將改寫如下：

$$e = \mu + v = Z_\mu \mu + v$$

$$y = \alpha L_{NT} + X\beta + e$$

$$= Z_X \delta + Z_\mu \mu + v \tag{2-16}$$

其中 y 是 $NT \times 1$，X 是 $NT \times K$。

從式（2-16）中，可以得知複合誤差項e_{it}中含有個別效果因子u_i，因此在傳統迴歸分析時會產生自我相關的誤差，因此，我們利用變數P和Q將個別效果消除。

$P = Z_\mu (Z_\mu^{'} Z_\mu)^{-1} Z_\mu^{'} = I_N \otimes \overline{J}_T$， $rank(P) = N$ 所以P為總時間長度(T)的平均效果，P與Z_μ的投射(projection)，在計量上的意義為Z_μ所能解釋的部分；$Q = I_{NT} - P = I_N \otimes E_T$，$rank\left(Q\right) = N(T-1)$，$Q$為減去時間平均值後的效果，在計量上的意義為$Z_\mu$不能解釋的部分。

$$Py: \overline{y}_{i.} = \alpha + \beta \overline{x} + u_i + \overline{v}_.$$

$$Qy: y_{it} - \overline{y}_{i.} = \beta(x_{it} - \overline{x}_{i.}) + (v_{it} - \overline{v}_{i.})$$

$$\overline{y}_{..} = \alpha + \beta \overline{x}_{..} + \overline{v}_{..}$$

上式中的P與Q具備以下三種特性：

（1） 兩者均為對稱矩陣(symmetric)且自乘不變(idempotent)

（2） 彼此為直交關係(orthogonal)，即$P \times Q = 0$

（3） 其和為單位矩陣，即$P + Q = 1$

利用上述三種特性，我們將Q乘上原迴歸式，即可消去誤差項中存在自我相關的個別效果，藉由這樣的步驟，使得複合誤差變異數符合一般回歸條件，可以使用最小平方法估計；這種處理過程稱為最小平方虛擬變數法(Least Squares Dummy Variable，LSDV)。

$$Qy = QX\beta + Qv$$

$$\overline{\beta} = (X'QX)^{-1} X'Qy$$

$$Var(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X'QX)^{-1}$$

經由最小平方虛擬變數法的處理後，我們可以使用普通最小平方法估計，所得到的估計式亦能滿足最佳線性不偏估計式(BLUE)，但缺點是需要假設個別效果為固定常數，經由處理步驟後會消除個別效果部分，無法對個別效果進行估計。此外，由於$Q = I_{NT} - P$，因此將迴歸式乘上Q，會遺漏P的自由度，N，一旦樣本資料的廠商個數增加，需要加入的虛擬變數亦愈多，不但損失自由度，虛擬變數間也容易產生共線性的問題。

為解決上述的問題可使用 Chow test 來檢定所有廠商的個別效果是否存在，其虛無假設為 $H_0: u_1 = u_2 = \cdots = u_{N-1} = 0$，檢定統計量如下：

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS)/(N\text{-}1)}{URSS/(NT - N - K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K} \tag{2-17}$$

上式中 $RRSS$ 為受限制下的殘差平方和，$URSS$ 為未受限制下的殘差平方和。若檢定結果不拒絕虛無假設，表示樣本資料不存在個別效果，可直接使用普通最小平方估計法；若檢定結果拒絕虛無假設，則必須使用最小平方虛擬變數法估計。

二、　隨機效果模型

在隨機效果模型中，個別效果 u_i 不為固定值，且具有隨機性。先假設 $u_i \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma_u^2)$，$v_{it} \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)$，$\sigma_u$ 與 σ_v 互相獨立，X_{it} 與兩個誤差項彼此無關，σ_u 與 σ_v 都符合變異數齊一性（homoskedastic variance）。

確定上述的假設之後，我們可以得到複合誤差的變異數與共變異數矩陣 (variance-covariance matrix)。

$$Var(e_{it}) = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$$

$$\begin{aligned} Cov(e_{it}, e_{js}) &= \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad &&, \forall i = j, t = s \\ &= \sigma_u^2 &&, \forall i = j, t \neq s \\ &= 0 &&, \forall i \neq j, t \neq s \end{aligned}$$

由於複合誤差中，個別效果有自我相關的問題，故我們必須使用一般化最小平方法(Generalized Least Square，GLS)估計，首先須推導複合誤差的共變異數Ω：

$$\begin{aligned} \Omega &= E\left\{(e - E(e))(e - E(e))'\right\} \\ &= Z_u \left\{E(uu') - E(u)E(u')\right\} Z_u^{'} + E(vv') \\ &= (T\sigma_u^2 + \sigma_v^2)(I_N \otimes \overline{J}_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes E_T) \\ &= \sigma_1^2 P + \sigma_v^2 Q \end{aligned} \tag{2-18}$$

其一般化型式如下：

$$\Omega^r = (\sigma_1^2)^r + (\sigma_v^2)^r$$

（2-18）式中的 P 與 Q 仍滿足先前三個特性，將其轉換為 $\Omega^{-1/2}$ 的形式，使其成為：$\Omega^{-1/2} = \sigma_1^{-1} P + \sigma_v^{-1} Q$ 。

再將原迴歸式乘上$\sigma_v\Omega^{-1/2}$，新的複合誤差項就不再有自我相關的問題：

$$\sigma_v\Omega^{-1/2}y=\sigma_v\Omega^{-1/2}Z_X\delta+\sigma_v\Omega^{-1/2}e \quad (2\text{-}19)$$

$$y^*=Z_X^*\delta+e^*$$

在（2-19）中$\sigma_v\Omega^{-1/2}e=e$，則$E(e^*e^{*}{}')=\sigma_v^2I$。若已知$\sigma_1^2$與$\sigma_v^2$，可直接使用一般化最小平方法估計。然而，在實際操作上，σ_1^2與σ_v^2均為未知數，因此，Swamy and Arora（1972）建議以「執行兩迴歸的方式」分別求得$\hat{\sigma}_1^2$與$\hat{\sigma}_v^2$的不偏估計式。所謂「執行兩迴歸的方式」如下：

第一條為組內(within)迴歸式，使用Q乘上原式，進一步估計新迴歸的殘差值，可得$\hat{\sigma}_v^2$：

$$\hat{\sigma}_v^2=[y'Qy-y'X(X'QX)^{-1}X'Qy]/[N(T-1)-K] \quad (2\text{-}20)$$

第二條為組間(between)迴歸式，使用P乘上原式，進一步估計新迴歸的殘差值，可得$\hat{\sigma}_1^2$：

$$\hat{\sigma}_1^2=[y'Py-y'PZ(Z'PZ)^{-1}Z'Py]/[N-K-1] \quad (2\text{-}21)$$

將P與Q分別乘上原式，以矩陣表示成（2-22）式：

$$\begin{pmatrix} Qy \\ Py \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} QZ_X \\ PZ_X \end{pmatrix}\delta+\begin{pmatrix} Qe \\ Pe \end{pmatrix} \quad (2\text{-}22)$$

其中$Pe\sim N(0,\sigma_1^2P)$，$Qe\sim N(0,\sigma_v^2Q)$，因此可知其共變數矩陣：

$$Cov(Qe,Pe)=\begin{pmatrix} \sigma_v^2Q & 0 \\ 0 & \sigma_1^2P \end{pmatrix} \quad (2\text{-}23)$$

由於原迴歸式中存在截距項，使得最後的估計結果會產生一些微小的差距，因此我們將P改為$(P-\bar{J}_{NT})$，目的是利用減去平均數的方法，來消除截距項的效果，消除截距項後的共變數矩陣在（2-24）式：

$$Cov(Qe,(P-\bar{J}_{NT})e)=\begin{pmatrix} \sigma_v^2Q & 0 \\ 0 & \sigma_1^2(P-\bar{J}_{NT}) \end{pmatrix} \quad (2\text{-}24)$$

利用共變數矩陣以及$\hat{\sigma}_1^2$與$\hat{\sigma}_v^2$的估計值，可求得一般化最小平方法的係數與變異數估計式：

$$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}=[\sigma_v^{-2}X'QX+\sigma_1^{-2}X'(P-\bar{J}_{NT})X]^{-1}[\sigma_v^{-2}X'Qy+\sigma_1^{-2}X'(P-\bar{J}_{NT})y]$$

$$=[(W_{XX}+\phi^2B_{XX})^{-1}W_{XX}](W_{XY}/W_{XX})+[(W_{XX}+\phi^2B_{XX})^{-1}\phi^2B_{XX}](B_{XY}/B_{XX})$$

$$=\omega_1\hat{\beta}_{within}+\omega_2\hat{\beta}_{between} \qquad (2\text{-}25)$$

$$Var(\hat{\beta}_{GLS})=(\sigma_v^{-2}W_{XX}+\phi^2 B_{XX})$$

符號定義如下：

$W_{XX}=X'QX$ 、 $W_{XY}=X'Qy$ 、 $\phi^2=\sigma_v^2/\sigma_1^2$ 、

$B_{XX}=X'(P-\bar{J}_{NT})X$ 、 $B_{XY}=X'(P-\bar{J}_{NT})y$ 、

$\omega_1=(W_{XX}+\phi^2 B_{XX})^{-1}W_{XX}$ 、 $\omega_2=(W_{XX}+\phi^2 B_{XX})^{-1}\phi^2 B_{XX}$ 、

$\hat{\beta}_{within}=W_{XY}/W_{XX}$ 、 $\hat{\beta}_{between}=B_{XY}/B_{XX}$

$\hat{\beta}_{within}$表示組內的參數估計值，$\hat{\beta}_{between}$表示組間參數估計值。ω_1與ω_2的值都介於 0 與 1 之間，分別代表兩者對$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$的權重；換言之，$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$也就是$\hat{\beta}_{within}$與$\hat{\beta}_{between}$兩者的加權平均。若$\omega_1>\omega_2$，則$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$會趨近$\hat{\beta}_{within}$；若$\omega_1<\omega_2$，則$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$會趨近$\hat{\beta}_{between}$；若$\omega_1=\omega_2$，兩者權數相同，此時$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$即為$\hat{\beta}_{\mathrm{OLS}}$。

在$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$估計式中，有兩點必須要特別說明：

（1）若$\sigma_u^2=0$時，可知$\phi^2=1$，因為存在自我相關的u值沒有變異，故複合誤差的變異數符合一般迴歸條件，可直接使用普通最小平方法來估計，$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$會退化成$\hat{\beta}_{\mathrm{OLS}}$。

（2）若$T\to\infty$時，$\phi^2\to 0$，表示隨著時間長度增加，$\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$會愈趨近$\hat{\beta}_{within}$，而$\hat{\beta}_{within}$等於固定效果模型下的估計值。

三、 固定效果與隨機效果模型的比較

介紹完固定效果與隨機效果模型之後，我們面臨一項重要的選擇：該使用哪一種模型比較適當？以下分別討論模型的優缺點，以選擇適當的模型。

首先討論固定效果模型。優點是不需要假設無效率因子u_i與解釋變數X_{it}無關，如此得到的估計式會滿足最佳線性不偏性。此外，當N與T趨近於無窮大時，係數的估計式會具有一致性。但缺點是無法對無效率值進行估計，且隨著廠商家數愈多，遺漏的自由度也愈多。

接著是隨機效果模型。在模型中需先假設無效率因子u_i與解釋變數X_{it}無關，如此得到的估計式才能滿足不偏性。最大的優點是可以避免固定效果模型中損失自由度的問題，因此才可以充分使用資訊情報。此外，當N與T趨近於無窮大時，所有估計式均符合漸進有效性。

隨機效果模型除了有上述的優勢外，其係數估計值比固定效果模型更具備有效性。已知固定效果模型的係數變異數為$Var(\tilde{\beta}_{GLS})=\sigma_v^2(X'QX)^{-1}$，隨機模型效果的係數變異數為$Var(\hat{\beta}_{GLS})=\sigma_v^2\left[X'QX+X'(P-\bar{J}_{NT})X\phi^2\right]^{-1}$，由於$\phi^2$恆為正，故$Var(\beta_{GLS})\le Var(\beta_{within})=Var(\tilde{\beta})$。

Taylor（1980）曾經比較過固定效果的$\hat{\beta}_{within}$與隨機效果的$\hat{\beta}_{GLS}$，他認為假使只考慮一維度的複合誤差模型（只考慮個別效果），在有限樣本下，可以得到以下結論：（1）在自由度較少的情況下，使用一般化最小平方法會比最小平方虛擬變數法更具備有效性。（2）一般化最小平方法的估計式變異數絕不會大於$Cramer-Roa$下界。(3)複合誤差項的變異數滿足有效性，不見得會導出具備有效性的一般化最小平方估計式。

綜合結論可得知，若資料的型態廠商家數N很大，研究期間T較短，適用隨機效果模型來進行，其估計式會比固定效果下的估計式更具備有效性。

第四節　Hausman test

在實證上，我們可以看到廠商可以藉著要素的配置改變或是藉由人為的管理來改善產能及提升效率，而影響效率的因素受到外在的影響，也就是具有外生性，故廠商不能透過人為的因素調整來改善效率。

過去討論廠商效率的情形中，直接假設解釋變數和誤差項之間沒有相關性，再來討論要素投入和產出之間的關係，故如果討論長期生產的效率，廠商就不能調整要素的投入來影響長期的效率值；也就是說，如果假設解釋變數和誤差項之間無相關，人為因素就不會影響長期效率，所以這項假設事實上是不合理的。由於在某些情況是可以透過人為因素去影響效率，所以我們可以利用 Hausman Test 對生產函數在生產過程中是否存在內生性做檢定，看看是否能夠透過人為因素來改善效率？

Hausman Test 是 Hausman(1978)所提出。在普通迴歸模型估計效率都假設 $E(\mu_{it}|x_{it})=0$，可使估計式符合一致性與不偏性， $E(\hat{\beta}_{within})=E(\hat{\beta}_{GLS})$。如果這個假設沒有成立，$E(\mu_{it}|x_{it})\neq 0$，則估計式就不具有一致性與不偏性，$E(\hat{\beta}_{within})\neq E(\hat{\beta}_{GLS})$，此時效率具有內生性，我們可以透過 $\hat{\beta}_{within}$ 與 $\hat{\beta}_{GLS}$ 之間的關係來做效率內生性的檢定。在 $E(u_{it}|X_{it})=0$ 的假設下，固定效果所估計出的係數值 $\hat{\beta}_{within}$ 將等於隨機效果估計出的係數 $\hat{\beta}_{GLS}$，也就是此時模型不具內生性。若 $E(u_{it}|X_{it})=0$ 的假設不成立，隨機效果模型估計出的係數值將產生偏誤，此時 $\hat{\beta}_{within}\neq\hat{\beta}_{GLS}$，因此我們將對兩者的關係探討是否具有內生性。個別效果 u_i 在固定效果下為固定值，在隨機效果下為一隨機值，當固定效果的係數不等於隨機效果係數時，表示個別效果是會隨機改變的不會固定在一個固定值，也就是廠商具有內生性，可以藉由人為因素來改善長期效率。

令 $\tilde{q}_1=\hat{\beta}_{GLS}-\hat{\beta}_{within}=0$，其共變異數如下：

$$\tilde{q}_1=\hat{\beta}_{GLS}-\hat{\beta}_{within}=(X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}Qu$$

$$cov(\hat{\beta}_{within})=\mathrm{cov}(\hat{\beta}_{GLS})-2\,\mathrm{cov}(\hat{\beta}_{GLS},\hat{q}_1)=\mathrm{cov}(\hat{\beta}_{GLS})+\mathrm{cov}(\hat{q}_1)$$

$$\mathrm{cov}(\hat{q}_1)=\mathrm{cov}(\hat{\beta}_{within})-\mathrm{cov}(\hat{\beta}_{GLS})$$

$$=\sigma_v^2(X'QX)^{-1}-(X'\Omega^{-1}X)^{-1} \qquad (2\text{-}26)$$

其中 $\mathrm{cov}(\hat{\beta}_{GLS},\hat{q}_1)=0$ 　　 $\Omega=E(uu')=(I_N\otimes J_T)\sigma_u^2+(I_N\otimes J_T)\sigma_v^2$

其檢定統計量為：$(\hat{q}_1)'[\mathrm{var}(\hat{q}_1)]^{-1}\sim\chi^2$ （2-27）

第三章　　模型設定

本章首先介紹各種函數之優缺點，決定以超越對數（translog）為研究函數，並且說明特性。第二節說明隨機邊界模型，並以 Hausman test 檢定效率是否可藉由人為因素影響。第三節說明資料來源與變數定義，並且簡介在金融控股體系之下銀行現況。

第一節　　函數選定

分析效率的方法可分為兩類：無參數分析法和參數分析法。參數分析法對於邊界的設定可分為：確定性參數邊界與隨機參數邊界法；本文採用隨機性參數邊界法分析。在實證上的經濟體系，不能避免的是受到非人為的隨機干擾，故成本函數要包含隨機的特性，這是一個重要的前提假設。

為了使模型有解並且符合理論模型，先要對誤差項與參數加以限制，但因為有些假設的存在會跟真實狀況有所差異，因而產生設定上的缺失，故要減少對函數不必要的限制，只要包含最充分的訊息就可以。由此我們知道，在進行隨機邊界分析之前，先要選定一個適當的函數，這是估計效率一個重要的步驟。

使用隨機邊界法可以從成本面或生產面著手。早期的文獻通常採用生產函數來分析，但實際應用上會有限制。首先，不能克服多種產出的限制，只能就單一產出來分析，且在無效率值方面只有技術效率沒有包含無效率；針對經濟理論而言，生產要素假設為外生，其實是不合理的，應該是由要素市場的均衡決定。

由於使用生產函數估計效率不完善，我們選擇以成本函數來分析，再加上銀行屬於多產出的產業，使用成本函數來分析比較適當。成本函數不但可以用在多產出產業上，衡量無效率值可包含技術和配置效率的無效率；此外，成本函數的解釋變數包括產出、要素價格等，均為較易取得的資訊。

本文使用成本函數進行分析，成本函數形式如下：

$$TC = C(Y, P) = C(Y_1, ..., Y_n; P_1, ..., P_m) \qquad (3\text{-}1)$$

其中 Yi 為產出；Pi 為投入要素價格

決定以成本函數估計效率後，需要選擇函數的型態。本文使用超越對數函數，此種函數優點在於不必對模型本身做太多限制，樣本可藉由此函數反映出規模報酬與要素替代彈性的特性，若以 Cobb-Douglas 函數估計時，廠商規模便限定生產為固定規模才可以使用此函數，而 CES 函數意涵要素彈性須為常數值，但並非每家廠商皆能符合此限定，相較之下，超越對數較為彈性，且獲得的結果

較佳。

超越對數成本函數如下式：

$$\ln(TC)=\beta_0+\beta_q\ln Y+\sum_j\beta_j\ln P_j+\frac{1}{2}\beta_{qq}(\ln Y)^2 + \frac{1}{2}\sum_j\sum_{j'}\beta_{jj'}\ln P_j\ln P_{j'}+\sum_j\beta_{qj}\ln Y\ln P_j \quad (3\text{-}2)$$

其中 TC 為成本函數，Y 為產出水準，P_j 或 $P_{j'}$ 為投入要素價格，β 為待估參數。

Varian（1992）提出有意義的成本函數必須滿足以下 5 個正規條件(regularity condition)：

1. 成本函數為要素價格非遞減函數

$$\frac{\partial TC}{\partial P_j}\geq 0 \quad ; \quad j=K,L$$

2. 成本函數為要素價格的一階齊次函數
3. 成本函數為要素價格的凹函數

$$\frac{\partial^2 TC}{\partial P_j^{\,2}}\geq 0 \quad ; \quad j=K,L$$

4. 要素價格和產出為正

$$P_j>0 \quad ，Q>0$$

5. 成本函數是要素價格的二次可微分函數

$\dfrac{\partial^2 TC}{\partial P_j^{\,2}}$ 需存在，且有意義

利用 Shepherd’s Lemma 可進一步推導投入要素的條件需求函數(factor condition on Q)：

$$\frac{\partial TC}{\partial P_j}=S_j\geq 0$$

$$\frac{\partial^2 TC}{\partial P_j^{\,2}}=\frac{\partial S_j}{\partial P_j}\geq 0$$

其中 Si 為要素份額。

第二節　實證模型

本文所探討的對象為在金融控股體系之下銀行的效率，將效率分為不隨時間變動與隨時間變動兩部分，依據銀行的特性，使用隨機邊界模型求出的長期不隨時間變動效率值，再使用長期不隨時間變動值視為新變數放入原迴歸式中；以隨機邊界模型求出短期隨時間變動的效率值，並輔以 Hausman test 探討長期效率是否會受人為因素影響。

一、隨機邊界模型的設定

首先，假設成本函數內有 2 種產出：貼現與放款(Y_1)、投資總額(Y_2)，以及 3 種要素投入分別為：資金使用量(X_M)、資本使用量(X_K)、員工人數(X_L)。

成本函數如下：

$$TC = C\left(Y_1, Y_2, P_K, P_M, P_L\right)$$

將其轉換成超越對數的型式，加入隨機干擾項與無效率項：

$$\begin{aligned}
\ln TC = {} & \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{1it} + \beta_2 \ln Y_{2it} + \beta_3 \ln P_{\mathrm{Kit}} + \beta_4 \ln P_{Mit} + \beta_5 \ln P_{Lit} \\
& + \beta_6 (\ln Y_{1it})^2 + \beta_7 (\ln Y_{2it})^2 \\
& + \beta_8 (\ln P_{\mathrm{Kit}})^2 + \beta_9 (\ln P_{Mit})^2 + \beta_{10} (\ln P_{Lit})^2 \\
& + \beta_{11} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln Y_{1it}) + \beta_{12} (\ln P_{Mit})(\ln Y_{1it}) + \beta_{13} (\ln P_{Lit})(\ln Y_{1it}) \\
& + \beta_{14} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln Y_{2it}) + \beta_{15} (\ln P_{Mit})(\ln Y_{2it}) + \beta_{16} (\ln P_{Lit})(\ln Y_{2it}) \\
& + \beta_{17} (\ln Y_{1it})(\ln Y_{2it}) \\
& + \beta_{18} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln P_{Mit}) + \beta_{19} (\ln P_{Mit})(\ln P_{Lit}) + \beta_{20} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln P_{Lit}) \\
& + v_{it} + u_{it}
\end{aligned}$$

$$u_{it} = \exp\left\{-s\eta\left(t - T_i\right)\right\} u_i$$

除了 Y_1、Y_2、X_M、X_K 及 X_L 之外，其他變數定義如下：

i ：個別廠商，$i = 1, \ldots, N$

t ：不同時間，$t = 1, \ldots, T$

TC_{it} ：第 i 家廠商在第 t 期的總成本

Y_{1it} 、Y_{2it} ：第 i 家廠商在第 t 期的投資總額與放款

P_{Kit} ：資本價格

P_{Mit} ：資金價格

P_{Lit} ：勞動價格

u_{it} ：複合誤差項，$u_{it} \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_u^2)$

u_i ：每家廠商的個別效果，$u_i \overset{iid}{\sim} N(u,\sigma_u^2)$

v_{it} ：隨機干擾的誤差項，$v_{it} \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_v^2)$

η ：待估的參數，為無效率值隨時間收斂到基礎無效率水準的速度。

若 $\eta = 0$ ，無效率值不會隨時間變動；$\eta > 0$ ，無效率值會隨時間增加；$\eta < 0$ ，無效率值會隨時間減少。

二、Hausman Test

我們想要判別產業是否具有內生性，可利用 Hausman Test。在以 Hausman Test 檢測內生性之前，我們先使用隨機效果模型估計長期不隨時間變動的效率值，若產業具有內生性，使用隨機效果模型估計則會產生偏誤。

在一般的迴歸模型裡面已包含了個別效果也就是效率值，模型中是先假設誤差項 $E(u_{it}|x_{it}) = 0$ ，這表示解釋變數與誤差項之間沒有相關，模型不具內生性。在評估效率的時候，已經排除人為因素的影響。為了探討人為因素是否影響長期效率值，我們利用 Hausman Test 來做這項檢測。

Hausman（1978）提出，如果 $E(u_{it}|x_{it}) \neq 0$ ，則 $\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$ 將不為 β 的一致性估計式， $\hat{\beta}_{within}$ 去除了 u_i 的效果，才為 β 的不偏估計式。因此，可利用 $\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}}$ 與 $\hat{\beta}_{within}$ 是否具有一致性來檢定內生性。

首先探討，虛無假設如下：

$H_0 : E(u_{it}|x_{it}) = 0$

假設檢定方法如下：

$\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{\mathrm{GLS}} - \hat{\beta}_{within}$

$$\operatorname{cov}(\hat{\beta}_{GLS},\hat{q}_1)=E[(\hat{\beta}_{GLS}-E(\hat{\beta}_{GLS}))(\hat{q}_1-E(\hat{q}_1))']$$

$$=(X'\Omega^{-1}X)^{-1}-(X'QX)^{-1}X'QX(X'\Omega^{-1}X)^{-1}$$

$$=0$$

$$\operatorname{var}(\hat{q}_1)=\operatorname{var}(\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}})+\operatorname{var}(\hat{\beta}_{within})-2\operatorname{cov}(\hat{\beta}_{\mathrm{GLS}},\hat{\beta}_{within})$$

$$=\hat{\sigma}_v^2(X'QX)^{-1}-(X'\Omega^{-1}X)^{-1}$$

檢定統計量如下：

$$m_1=\hat{q}_1'[\operatorname{var}(\hat{q}_1)]^{-1}\hat{q}_1$$

檢定統計量在5%信賴區間下進行 Hausman Test。若檢定統計量落在棄卻域，模型具有內生性，長期效率值會受到人為因素改變；反之，則無法透過人為因素來影響長期效率。

使用 Hausman Test 檢定金融控股體系之下的銀行產業效率結果若具有內生性，表示可以透過人為因素去影響長期效率值，因此，若使用隨機效果模型估計效率會產生偏誤，故我們使用固定效果模型估計長期效率，固定效果模型假設個別效果是固定參數。模型如下：

$$\begin{aligned}\ln TC=&(\beta_0+u_i)+\beta_1\ln Y_{1it}+\beta_2\ln Y_{2it}+\beta_3\ln P_{\mathrm{Kit}}+\beta_4\ln P_{Mit}+\beta_5\ln P_{Lit}\\&+\beta_6(\ln Y_{1it})^2+\beta_7(\ln Y_{2it})^2\\&+\beta_8(\ln P_{\mathrm{Kit}})^2+\beta_9(\ln P_{Mit})^2+\beta_{10}(\ln P_{Lit})^2\\&+\beta_{11}(\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln Y_{1it})+\beta_{12}(\ln P_{Mit})(\ln Y_{1it})+\beta_{13}(\ln P_{Lit})(\ln Y_{1it})\\&+\beta_{14}(\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln Y_{2it})+\beta_{15}(\ln P_{Mit})(\ln Y_{2it})+\beta_{16}(\ln P_{Lit})(\ln Y_{2it})\\&+\beta_{17}(\ln Y_{1it})(\ln Y_{2it})\\&+\beta_{18}(\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln P_{Mit})+\beta_{19}(\ln P_{Mit})(\ln P_{Lit})+\beta_{20}(\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln P_{Lit})\\&+\beta_{21}CE_{it}+v_{it}\end{aligned}$$

固定效果模型是以兩個步驟推導出效率值：首先以最小平方虛擬變數法(LSDV)先估計出符合一致性與不偏性的估計式，由此方法估計出的個別效果恆為正值。再調整截距項，平移截距項是第二步，調整步驟如下：

$$\hat{\beta}_0^*=\hat{\beta}_0+\max\{u_i\}$$

固定效果的無效率項可由上式中估計出效率值。

上式的誤差項u_i是利用最小虛擬變數法(LSDV)估計，已調整過誤差項，估計式具有不偏性。

$$-u_i^* = u_i - \max\{u_i\}$$

經過轉換之後可以得到長期不隨時間變動的效率值。

第三節　資料來源與說明

本文主要針對在金融控股體系之下銀行進行效率分析，將效率值分為隨時間變動與不隨時間變動兩種。

一、資料來源

研究樣本所使用到的資產負債表、損益表等，資料出自於台灣經濟新報(TEJ)、公開資訊觀測站(http://newmops.tse.com.tw/)。資料頻率為年資料。

二、研究對象

本研究樣本銀行為目前台灣地區金融控股公司底下的銀行業。台灣地區之金融控股公司共 14 家，分別為：華南金控、富邦金控、中華開發金控、國泰金控、中國信託金控、建華金控、玉山金控、復華金控、兆豐金控、日盛金控、台新金控、新光金控、第一金控、及國票金控。而各金控公司旗下的銀行有：華南金控下的華南商業銀行、富邦金控下的台北富邦銀行、中華開發金控下的中華開發工業銀行、國泰金控下的國泰世華商業銀行、中國信託金控下的中國信託商業銀行、建華金控下的建華商業銀行、玉山金控下的玉山銀行、復華金控下的復華商業銀行、兆豐金控下的中國國際商業銀行和交通銀行、日盛金控下的日盛國際商業銀行銀行、台新金控下的台新銀行、新光金控下的新光銀行及第一金控下的第一銀行，共 14 家銀行。其中新光金控下有新光銀行，但卻是在金控公司成立之後才有，與其他家銀行的觀察期間差距太大，所以不列入樣本銀行。而國票金控沒有設置銀行，故沒有國票金控銀行業的樣本資料。此外，中國商銀與交通銀行於民國九十五年八月二十一日合併並更名為兆豐國際商業銀行，不在本研究樣本資料使用期間，因此，兆豐國際商業銀行不在本研究樣本資料裡，但，中國國際商銀及交通銀行在研究樣本中。

表二　金融控股公司設立情形　　　基準日：94/12/31

金控公司名稱	核准設立日期	開業日期	子公司
華南金控	90/11/28	90/12/19	華南銀行、華南永昌證券、華南產險、華南票券、華南永昌證投信、華南金創投、華南金管理顧問公司、華南金資產管理公司
富邦金控	90/11/28	90/12/19	台北富邦銀行、富邦證券、富邦票券、富邦產險、富邦人壽、富邦證投信、富邦直

			效行銷公司、富邦金控創業投資公司、富邦資產管理公司、富邦銀行(香港)有限公司、富邦創業投資管理顧問公司
中華開發金控	90/11/28	90/12/28	中華開發工業銀行、大華證券
國泰金控	90/11/28	90/12/31	國泰人壽、國泰世紀產險公司、國泰世華銀行、國泰創投公司、國泰證券、怡泰管理顧問公司、怡泰二創投、第七銀行
中國信託金控	90/11/28	91/5/17	中國信託商銀、中信銀證券、中信保險經紀人、中信創投、中國信託資產管理公司、中國信託票券、中信保全
建華金融	90/11/28	91/5/9	建華銀行、建華證券、建華客服科技公司、建華管理顧問公司、建華創投、建華人壽保險代理人公司、建華財產保險代理人公司、建華行銷顧問公司、安信信用卡公司、建華投信
玉山金控	90/12/31	91/1/28	玉山銀行、玉山證券、玉山票券、玉山創投公司、玉山保險經紀人、玉山證投信
復華金控	90/12/31	91/2/4	復華證金、復華證券、復華銀行、復華期貨、金復華證投顧、金復華證投信、復華創投公司、復華資產管理公司、復華財務顧問公司
兆豐金控	90/12/31	91/2/4	交通銀行、倍利證券、中興票券、中國國際商銀、兆豐國際證投信、兆豐資產管理公司、中國產險、兆豐交銀創業投資
日盛金控（上櫃）	90/12/31	91/2/5	日盛證券、日盛銀行、日盛國際產物保險代理人公司
台新金控	90/12/31	91/2/18	台新銀行、台新票券、台証證券、台新資產管理公司、台新行銷顧問公司、台欣創投

新光金控	90/12/31	91/2/19	新光人壽、新壽證券、新壽保險經紀人、新昕證投信、臺灣新光銀行
第一金控	90/12/31	92/1/2	第一銀行、一銀證券、建弘證投信、第一金融資產管理公司、第一創投、第一金融管理顧問公司、第一財產保險代理人公司
國票金控	91/2/8	91/3/26	國際票券、國票證券、國票創投

資料來源：財政部

三、研究期間

資料擷取自民國 85 年 12 月至民國 94 年 12 月，13 家樣本銀行各有 10 筆年觀測值，共 130 筆時間序列追蹤資料（panel data）來進行金融控股體系之下銀行的效率分析。

四、變數定義與說明

本文使用的變數包括總成本，兩種產出：投資總額、放款總額，三種投入要素：資金、資本使用量、員工人數，以及三種投入要素價格：資金價格、資本價格、勞動價格。所使用的價格變數均為經過平減過後價格變數。將各變數定義說明如下：

（一）產出項

（1）貼現與放款（Y_1）

包括短期放款及中長期放款，另外包括貼現、進口押匯、透支及其他放款扣除備抵呆帳得到貼現、放款淨額。

（2）投資總額（Y_2）

短期投資與長期投資總額。包括銀行持有政府發行甲或乙種國庫券、公司行號發行的公司債、商業本票、上市公司股票等。

（二）投入要素

（1）資金使用量（M）與資金價格（P_M）

資金使用量主要是存款，包括支票存款、活期存款、定期存款、儲蓄存款、外匯存款、公庫存款等。銀行使用此要素所支付的費用為利息支出，即本文的資金成本。資金成本除以資金使用量就是銀行吸收每單位資金所支付的資金價格。

（2）資本使用量（ K ）和資本價格（ P_K ）

資本使用量主要是固定資產，扣除累計折舊得到固定資產淨額即為本文的資本使用量。資本成本是以業務、總務及管理費用扣除用人費用而來。資本成本除以資本使用量即可得到資本價格。

（3）勞動使用量（ L ）和勞動價格（ P_L ）

勞動使用量主要是員工人數。勞動成本為銀行雇用員工所支付的薪資、退休金等用人費用。勞動成本除以員工人數即可得勞動價格。

（三）總成本（ TC ）

總成本計算即為資金成本加上資本成本，再加上勞動成本；亦即

$$TC = P_M * M + P_K * K + P_L * L$$

第四章　實證結果

本文使用 STATA 軟體版本 8.0 進行分析。首先，先估計隨機邊界模型的參數；第二節針對共線性問題對模型做了修正。第三節利用修正後模型對廠商是否具有內生性作檢定。第四節探討銀行規模大小與銀行效率之間的關係。

第一節　隨機邊界模型結果

本文針對 13 家台灣地區金融控股公司體系之下銀行，於民國 85 年到 94 年的成本函數進行估計。實證結果如表三：

表三 隨機邊界模型估計結果

解釋變數	參數估計值	P 值
constant	-9.6352	0.440
$\ln Y_1$	2.9709	0.000*
$\ln Y_2$	-3.0411	0.001*
$\ln P_K$	0.3235	0.556
$\ln P_M$	-27.3756	0.000*
$\ln P_L$	4.9914	0.024*
$(\ln Y_1)^2$	0.0778	0.049*
$(\ln Y_2)^2$	0.1488	0.000*
$(\ln P_K)^2$	0.3962	0.094
$(\ln P_M)^2$	-8.7175	0.000*
$(\ln P_L)^2$	-0.2376	0.164
$(\ln P_K)(\ln Y_1)$	0.0716	0.046*
$(\ln p_M)(\ln Y_1)$	0.0187	0.871
$(\ln P_L)(\ln Y_1)$	-0.2779	0.007*
$(\ln P_K)(\ln Y_2)$	-0.0579	0.184
$(\ln P_M)(\ln Y_2)$	1.3519	0.000*
$(\ln P_L)(\ln Y_2)$	0.1771	0.179
$(\ln Y_1)(\ln Y_2)$	-0.1744	0.021*
$(\ln P_K)(\ln P_M)$	-0.2157	0.145
$(\ln P_M)(\ln P_L)$	0.4094	0.316
$(\ln P_K)(\ln P_L)$	0.0286	0.000*
平均無效率值(u)	0.7177	0.001
效率收斂速度(η)	-0.0043	0.045

註：*代表 5%顯著水準

一、根據經濟理論，產出與要素價格之變動對廠商生產成本變動關係為正向的，如增加產出或要素價格上升，均會使總成本增加。本研究使用模型如下：

$$
\begin{aligned}
\ln TC = {} & \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{1it} + \beta_2 \ln Y_{2it} + \beta_3 \ln P_{\mathrm{Kit}} + \beta_4 \ln P_{Mit} + \beta_5 \ln P_{Lit} \\
& + \beta_6 (\ln Y_{1it})^2 + \beta_7 (\ln Y_{2it})^2 \\
& + \beta_8 (\ln P_{\mathrm{Kit}})^2 + \beta_9 (\ln P_{Mit})^2 + \beta_{10} (\ln P_{Lit})^2 \\
& + \beta_{11} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln Y_{1it}) + \beta_{12} (\ln P_{Mit})(\ln Y_{1it}) + \beta_{13} (\ln P_{Lit})(\ln Y_{1it}) \\
& + \beta_{14} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln Y_{2it}) + \beta_{15} (\ln P_{Mit})(\ln Y_{2it}) + \beta_{16} (\ln P_{Lit})(\ln Y_{2it}) \\
& + \beta_{17} (\ln Y_{1it})(\ln Y_{2it}) \\
& + \beta_{18} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln P_{Mit}) + \beta_{19} (\ln P_{Mit})(\ln P_{Lit}) + \beta_{20} (\ln P_{\mathrm{Kit}})(\ln P_{Lit}) \\
& + v_{it} + u_{it}
\end{aligned}
$$

表中結果解釋如下：

1. 貼現與放款($\ln Y_1$)與成本有顯著的正向關係。貼現與放款的平方項($(\ln Y_1)^2$)與成本有顯著的正向關係。

$$\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln Y_1} = \beta_1 + 2\beta_6 \ln Y_1 + \beta_{11} \ln P_K + \beta_{12} \ln P_M + \beta_{13} \ln P_L + \beta_{17} \ln Y_2 \tag{4-1}$$

$$\frac{\partial^2 \ln TC}{\partial \ln Y_1^2} = 2\beta_6 = 2 \times 0.0778 = 0.1556 > 0 \tag{4-2}$$

由（4-1）及（4-2）式，我們可以得知總成本(TC)對貼現與放款(Y_1)而言是 strictly convex function，當貼現與放款(Y_1)增加時，總成本(TC)亦會增加。由實證結果顯示，當貼現與放款增加一單位，總成本會增加 2.9709 單位。

2. 投資總額($\ln Y_2$)與成本有顯著的負向關係。投資總額的平方項($(\ln Y_2)^2$)與成本有顯著的正向關係。

$$\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln Y_2} = \beta_{21} + 2\beta_7 \ln Y_2 + \beta_{14} \ln P_K + \beta_{15} \ln P_M + \beta_{16} \ln P_L + \beta_{17} \ln Y \tag{4-3}$$

$$\frac{\partial^2 \ln TC}{\partial \ln Y_2^2} = 2\beta_7 = 2 \times 0.1488 = 0.2976 > 0 \tag{4-4}$$

由（4-3）及（4-4）式，我們可以得知總成本(TC)對投資總額(Y_2)而言是 strictly convex function，當投資總額(Y_2)增加時，總成本(TC)亦會增加。

3. 貼現與放款和投資總額的交乘項($(\ln Y_1)(\ln Y_2)$)與成本有顯著的負向關係。這代表這兩項產出項互為替代關係。應該是因為銀行所有的金錢總數是固定的，因此，貼現與放款與投資互相競爭此一固定的金額。

4. 資金價格($\ln P_M$)與成本有顯著的負向關係。。資本價格的平方項($(\ln P_M)^2$)與成本有顯著的負向關係。

$$\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_M} = \beta_4 + 2\beta_9 \ln P_M + \beta_{12} \ln Y_1 + \beta_{15} \ln Y_2 + \beta_{18} \ln P_K + \beta_{19} \ln P_L \quad (4\text{-}5)$$

$$\frac{\partial^2 \ln TC}{\partial \ln {P_M}^2} = 2\beta_9 = 2\times(\text{-}8.7175) = \text{-}17.435 \quad (4\text{-}6)$$

總成本（TC）對資金價格（P_M）而言是 strictly concave function,，當資金價格增加時，資金量減少，總成本反而會減少。此項結果不符合經濟理論，我們將於下一節使用變異數影響因子 VIF(variance inflation factor)來衡量共線性問題。

5. $$\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_K} = \beta_4 + 2\beta_8 \ln P_K + \beta_{11} \ln Y_1 + \beta_{14} \ln Y_2 + \beta_{18} \ln P_M + \beta_{20} \ln P_L \quad (4\text{-}7)$$

$$\frac{\partial^2 \ln TC}{\partial \ln {P_K}^2} = 2\beta_8 = 2\times 0.3962 = 0.7924 \quad (4\text{-}8)$$

總成本（TC）對資本價格（P_K）而言是 strictly convex function,，當資本價格增加時，總成本會隨之增加。

6. $$\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_L} = \beta_5 + 2\beta_{10} \ln P_L + \beta_{13} \ln Y_1 + \beta_{16} \ln Y_2 + \beta_{19} \ln P_M + \beta_{20} \ln P_K \quad (4\text{-}9)$$

$$\frac{\partial^2 \ln TC}{\partial \ln {P_L}^2} = 2\beta_{10} = 2\times(\text{-}0.2376) = \text{-}0.4752 \quad (4\text{-}10)$$

總成本（TC）對勞動價格（P_L）而言是 strictly concave function,，當勞動價格增加時，總成本反而會減少。此項結果不符合經濟理論，但由於實證結果並不顯著，所以我們忽略這個結果不討論。

7. $S_K = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_K} = \beta_4 + 2\beta_8 \ln P_K + \beta_{11} \ln Y_1 + \beta_{14} \ln Y_2 + \beta_{18} \ln P_M + \beta_{20} \ln P_L$ [1]（4-13）

$$\frac{\partial S_K}{\partial \ln P_L} = \beta_{20} = 0.0286 \qquad （4-14）$$

資本價格與勞動價格的交乘項($(\ln P_K)(\ln P_L)$)與成本有顯著的正向關係。這代表要素投入中的資本使用量與勞動使用量有互補關係，亦即，當資本價格增加時，勞動使用量會減少；當資本價格下降時，勞動使用量會增加。根據（4-14）式，當勞動價格增加 1%時，資本成本占總成本的份額會增加 0.0286。

8. 將（4-13）對 Y_1 做偏微分，可得

$$\frac{\partial S_K}{\partial \ln Y_1} = \beta_{14} = 0.0716 \qquad （4-15）$$

貼現與放款和資本價格的交乘項($(\ln Y_1)(\ln P_K)$)與成本有顯著的正向關係。這代表貼現與放款變動所導致的成本變動，也就是貼現與放款變動的邊際成本，與資本成本的變動為正向關係。也可說是，當資本價格增加時，貼現與放款變動的邊際成本亦會增加。由（4-15）式，當貼現與放款增加 1%時，資本成本佔總成本的份額會增加 0.0716。貼現與放款金額提高，相對的所使用的固定資產也會跟著增加，因此，資本佔總成本的份額也會提高。

---

1 $$\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_M} = \frac{\partial TC/TC}{\partial P_M/P_M} = \frac{\partial TC}{\partial P_M} \times \frac{P_M}{TC} \qquad （4-11）$$

根據 $TC = P_M \times M + P_K \times K + P_L \times L$

$\frac{\partial TC}{\partial P_M} = M$ ，代入（4-11）

可得 $\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_M} = M \times \frac{P_M}{TC} = \frac{M \times P_M}{TC} = S_M$ （4-12）

即資金成本占總成本的比例，稱為資金份額。

同理可得，$S_K = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_K}$ 及 $S_L = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_L}$ 分別為資本份額與勞動份額。

9. $S_L = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_L} = \beta_5 + 2\beta_{10} \ln P_L + \beta_{13} \ln Y_1 + \beta_{16} \ln Y_2 + \beta_{19} \ln P_M + \beta_{20} \ln P_K$ （4-16）

$$\frac{\partial S_L}{\partial \ln Y_1} = \beta_{13} = -0.2779 \quad \text{（4-17）}$$

貼現與放款和勞動價格的交乘項($(\ln Y_1)(\ln P_L)$)與成本有顯著的負向關係。這代表貼現與放款變動所導致的成本變動，也就是貼現與放款變動的邊際成本，與勞動成本的變動為負向關係。也可說是，當勞動價格增加時，貼現與放款變動的邊際成本會減少。由（4-17）式，當貼現與放款增加 1%時，勞動成本佔總成本的份額會減少 0.2779。貼現與放款金額提高，相對的所使用的固定資產和資金（見下一段）都跟著增加，因此，取代了勞動而使勞動佔總成本的份額降低。

10. $S_M = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_M} = \beta_4 + 2\beta_9 \ln P_M + \beta_{12} \ln Y_1 + \beta_{15} \ln Y_2 + \beta_{18} \ln P_K + \beta_{19} \ln P_L$ （4-18）

$$\frac{\partial S_M}{\partial \ln Y_2} = \beta_{15} = 1.3519 \quad \text{（4-19）}$$

投資總額和資本價格的交乘項($(\ln Y_2)(\ln P_M)$)與成本有顯著的正向關係。這代表投資總額變動所導致的成本變動，也就是投資總額變動的邊際成本，與資本價格的變動為正向關係。亦即，當資本價格增加時，投資總額變動的邊際成本亦會增加。由（4-19）式，當投資增加 1%時，資金成本佔總成本的份額會增加 1.3519。貼現與放款金額提高，相對的所使用的資金也會跟著增加，因此，資金佔總成本的份額也會提高。

二、在實證分析上，我們想要檢定無效率項是否服從截斷性的常態分配：檢定 $H_0 : u = 0$，無效率項的分配是否無誤。再檢定無效率項是否受到時間的影響：檢定 $H_0 : \eta = 0$，要使用隨時間變動的模型還是不隨時間變動的模型。

1. 平均無效率值(u)顯著異於 0，代表平均無效率值恆大於或等於 0，因此平均無效率項服從非負截斷性的常態分配。

2. 無效率收斂速度(η)顯著異於 0，代表無效率情形會隨時間而改變，且η估計值為負，因此無效率收斂速度是逐漸收斂到無效率值。

第二節　模型修正

本文由超越對數成本函數所推導出的模型，含有 20 項變數，皆為產出項、要素價格項及其交乘項、平方項所構成。因此，該模型可能存在線性相關而導致解釋變數出現不合理的現象。本文嘗試以變異數影響因子(variance inflation factor,VIF)來衡量共線性問題。

一、共線性問題

1. 變異數影響因子

每個解釋變數均可計算出一 VIF 值，VIF_k 代表第 k 個解釋變數的 VIF 值，其計算公式如下：

$VIF_k = \frac{1}{1-R_{X_k}^2}$ ，$R_{X_k}^2$ 為解數變數 X_k 對其他解釋變數的複相關係數。當第 k 個解釋變數（X_k）與其它解釋變數間的相關性愈大，$R_{X_k}^2$ 愈大，導致 VIF_k 也愈大；且 β_k 的變異數也會愈大，因而導致 β_k 不顯著。衡量方式為：

i. $VIF_k = 10$ 時，表示第 k 個解釋變數與其他解釋變數間不存在線性相關。

ii. $VIF_k > 10$ 時，表示第 k 個解釋變數與其他解釋變數間存在線性相關。

iii. $VIF_k \to \infty$ 時，表示第 k 個解釋變數與其他解釋變數間存在完全線性相關。

2. 實證結果

本文先將所有解釋變數投入模型中，對應變數作簡單迴歸估計，再求出各個解釋變數的 VIF_k 值，結果如表四：

表四 變異數影響因子檢定結果

解釋變數	VIF_k	P 值
$\ln Y_1$	9923	0.119
$(\ln Y_1)^2$	11573	0.124
$\ln Y_2$	34647	0.949
$(\ln Y_2)^2$	15143	0.869
$(\ln Y_1)(\ln Y_2)$	96021	0.190
$\ln P_K$	1888	0.123
$\ln P_M$	30580	0.383

$\ln P_L$	5610	0.944
$(\ln P_K)^2$	411	0.201
$(\ln P_M)^2$	20909	0.402
$(\ln P_L)^2$	8401	0.415
$(\ln P_K)(\ln P_M)$	923	0.653
$(\ln P_K)(\ln P_L)$	19978	0.744
$(\ln P_M)(\ln P_L)$	15932	0.329
$(\ln Y_1)(\ln P_K)$	3881	0.839
$(\ln Y_1)(\ln P_M)$	9943	0.488
$(\ln Y_1)(\ln P_L)$	30285	0.040
$(\ln Y_2)(\ln P_K)$	3771	0.287
$(\ln Y_2)(\ln P_M)$	25934	0.307
$(\ln Y_2)(\ln P_L)$	43233	0.273

由上表得知，20 個解釋變數之中，只有 1 個解釋變數呈現顯著（$(\ln Y_1)(\ln P_L)$），而 VIF 值更是趨近於無窮大，因此，本文實證模型的確存在相當嚴重的共線性問題。

二、解釋變數的選取

由前面討論的結果得知，本文實證模型中，解釋變數間呈現高度共線性，故有可能導致估計結果呈現與經濟理論不相符的狀況出現，我們將嘗試選擇較佳的實證模型。對於最佳實證模型的選取，在計量上有很多方法可以使用，如：所有可能迴歸選取法(all possible regression)、逐步迴歸選取法(stepwise regression)、前推式選取法(forward selection)、後推式選取法(backward elimination)…等，本文採用在討論共線性問題的後推式選取法(backward elimination)來選取變數。

Neter,J. , M.H.Kutner , C.J.Nachtsheim & W.Wasserman(1996)指出，當所有變數之 VIF 值很大時，表示共線性問題嚴重，若有解釋變數的 VIF 值大於 10 時，共線性問題將可能使 LSE 不準確，因此，本文將由 VIF 值大於 10 的解釋變數中，VIF 值最大的開始刪除，直至剩餘所有解釋變數的 VIF 值均小於 10。

首先，分別計算出 20 個解釋變數的 VIF_k 值，結果如上表，先刪除(lnY1)(lnY2)也就是 VIF 值最大的解釋變數，而後，將剩餘的 19 個解釋變數重新計算 VIF_k 值，再刪除其中 VIF_k 最大的變數。重複此步驟（計算 VIF_k 值，並刪除 VIF_k 值最大的變數），直到剩餘解釋變數的 VIF_k 值均小於 10 為止。本研究依序刪除了(lnY1)(lnY2)、$\ln P_M$、 $(\ln Y1)(\ln P_L)$、$(\ln Y2)(\ln P_L)$、$(\ln P_M)(\ln P_L)$、$(\ln Y1)(\ln P_M)$、$\ln P_L$、lnY2、$(\ln Y1)^2$、$(\ln P_K)(\ln P_L)$、$(\ln Y1)(\ln P_K)$、$\ln P_K$、$(\ln Y2)(\ln P_K)$、$(\ln Y2)(\ln P_M)$共 14 個解釋變數。選取變數之後的結果整理於下表五：

表五 變異數影響因子選取變數後結果

解釋變數	VIF_k	P 值
$(\ln P_K)(\ln P_M)$	8.28	0.000
$(\ln P_M)^2$	5.97	0.000
lnY1	4.80	0.000
$(\ln Y2)^2$	3.02	0.000
$(\ln P_L)^2$	2.84	0.574
$(\ln P_K)^2$	2.09	0.439

接下來，針對修正過後的模型再進行隨機邊界成本函數進行估計，表六為隨機邊界模型估計出來的結果。結果顯示，所有的變數皆已符合經濟理論，其中，勞動價格平方項（$(\ln P_L)^2$）係數為負，但其結果不顯著，我們可以忽略這個不符合經濟理論的結果。所以變異數影響因子模型修正對本文的模型排除了共線性問題。

表六　修正後模型隨機邊界成本實證結果

解釋變數	參數估計值	P 值
$(\ln P_K)(\ln P_M)$	-0.2627	0.000
$(\ln P_M)^2$	0.3619	0.000
lnY1	0.0729	0.046
$(\ln Y2)^2$	0.0231	0.000
$(\ln P_L)^2$	-0.0119	0.119
$(\ln P_K)^2$	0.0084	0.020

第三節　內生性檢定

在第二節，我們對模型做了修正，排除了共線性的問題，我們將剩下的變數放入修正後的模型，並用 Hausman Test 來推估長期的效率值是否可以藉由人為的因素改善效率。

Hausman Test 比較固定效果模型與隨機效果模型的係數差異。在個別銀行生產如果具有內生性，則使用隨機效果模型，解釋變數不存在個別效果，估計的係數具有一致性；而在固定效果模型的個別效果不具有隨機的性質，估計的係數也具有一致性，故使用隨機效果模型與固定效果模型所估計的係數相等時，表示估計的效率值沒有內生性，不能透過人為的因素來改善長期效率；反之，假使兩模型估計的係數不相等，表示估計的效率具有內生性，可以藉由人為的因素來改善長期效率。

內生性檢定結果顯示於表七：

表七 內生性檢定結果

解釋變數	固定效果係數	隨機效果係數	兩係數差
lnY1	0.0433	0.0672	-0.0239
$(\ln Y2)^2$	0.1661	0.0178	0.1483
$(\ln P_K)^2$	-0.0018	-0.0026	0.0008
$(\ln P_M)^2$	0.3815	0.3942	-0.0127
$(\ln P_L)^2$	-0.0146	-0.0067	-0.0079
$(\ln P_K)(\ln P_M)$	-0.3070	-0.3301	0.0231

$$(\hat{q}_1)'[\mathrm{var}(\hat{q}_1)]^{-1}(\hat{q}_1) = 31033 \sim \chi^2(6)$$

$$\Pr\mathrm{ob} > \chi^2(6) = 0.0000$$

實證結果顯示，Hausman Test 結果顯著落在拒絕域內，拒絕先前的虛無假設，亦即固定效果模型與隨機效果模型的係數不相等，故金融控股體系之下銀行的長期效率值可藉由人為因素改善。

由 Hausman Test 結果顯示，金融控股體系之下銀行的長期效率值可藉由人為因素等因素改善。由表七顯示隨時間變動隨機邊界模型可觀察到各銀行的效率值，在銀行面對無效率時，銀行將會不斷提升技術或調整要素配置方式，讓銀行效率獲得改善。

表八呈現各家銀行隨時間變動效率值，由表中結果顯示，各銀行的效率值，隨著時間增加效率值亦逐年增加，由於本文採用的年限跨越各家銀行加入金融控股體系前後的時間，故由表八呈現的結果可以看出，各家銀行加入金融控股體系之後，其長期效率值增加，亦即，加入金融控股體系的銀行，加入後的效率較加

入前的效率為佳。

台新金控於 2002 年 2 月 18 日創立，加入金控前銀行的平均效率為 2.3139，加入金控後銀行的平均效率為 2.3563；第一金控於 2003 年 1 月 2 日創立，加入金控前銀行的平均效率為 2.1168，加入金控後銀行的平均效率為 2.1513；華南金控於 2001 年 12 月 19 日創立，加入金控前銀行的平均效率為 2.3860，加入金控後銀行平均效率為 2.4314；中華開發金控於 2001.年 12 月 28 日創立，加入金控前銀行的平均效率為 1.0431，加入金控後銀行的平均效率為 1.0441；兆豐金控於 2002 年 2 月 4 日創立，旗下的中國商銀加入金控前平均效率為 2.9014，加入金控後銀行平均效率為 2.9691，交通銀行加入金控前平均效率 1.2149，加入金控後平均效率 1.2200；國泰金控於 2001 年 12 月 31 日創立，加入金控前銀行平均效率為 2.9020，加入金控後銀行平均效律為 2.9697；富邦金控於 2001 年 12 月 19 日創立，加入金控前銀行平均效率為 1.9446，加入金控後銀行平均效率為 1.9728；建華金控於 2002 年 5 月 9 日創立，加入金控前銀行平均效率為 2.1910，加入金控後銀行平均效率為 2.2285；復華金控於 2002 年 2 月 4 日創立，加入金控前銀行平均效率為 1.5480，加入金控後銀行平均效率為 1.5626；玉山金控於 2002 年 1 月 28 日創立，加入金控前銀行平均效率為 1.9497，加入金控後銀行平均效率為 1.9781；日盛金控於 2002 年 2 月 5 日創立，加入金控前銀行平均效率為 2.1804，加入金控後銀行平均效率為 2.2174。

由於每間廠商加入金控時間不一，故表八加入金控前後平均效率計算方式為：倘若廠商為 12 月加入金控，則以下個年度來作為加入金控後的第一年；倘若廠商為 1 月、2 月、3 月及 5 月加入金控，則以該年度做為加入金控後的第一年。

表八 各家銀行隨時間變動效率值

時間 / 廠商	台新	第一	華南	開發	中國商銀	中信	交通
1996	2.2932	2.0965	2.3639	1.0427	2.8685	2.9247	1.2123
1997	2.3014	2.1032	2.3726	1.0429	2.8815	2.9382	1.2133
1998	2.3096	2.1099	2.3815	1.0430	2.8946	2.9519	1.2143
1999	2.3179	2.1167	2.3904	1.0432	2.9079	2.9656	1.2154
2000	2.3263	2.1235	2.3993	1.0434	2.9213	2.9795	1.2164
2001	2.3348	2.1304	2.4084	1.0436	2.9347	2.9935	1.2174
2002	2.3433	2.1373	2.4175	1.0438	2.9483	3.0077	1.2184
2003	2.3519	2.1443	2.4267	1.0440	2.9621	3.0219	1.2195
2004	2.3605	2.1513	2.4359	1.0442	2.9759	3.0363	1.2205
2005	2.3693	2.1584	2.4453	1.0444	2.9899	3.0508	1.2216
平均效率	2.3309	2.1272	2.4042	1.0436	2.9285	2.9871	1.2170
加入金控前平均效率	2.3139	2.1168	2.3860	1.0431	2.9014	2.9520	1.2149
加入金控後平均效率	2.3563	2.1513	2.4314	1.0441	2.9691	3.0292	1.2200

表八 各家銀行隨時間變動效率值（續）

時間 / 廠商	國泰世華	台北富邦	建華	復華	玉山	日盛
1996	2.8691	1.9308	2.1727	1.5407	1.9358	2.1622
1997	2.8821	1.9362	2.1799	1.5436	1.9413	2.1694
1998	2.8952	1.9418	2.1872	1.5464	1.9468	2.1766
1999	2.9085	1.9473	2.1946	1.5493	1.9524	2.1839
2000	2.9218	1.9529	2.2020	1.5523	1.9580	2.1913
2001	2.9353	1.9585	2.2095	1.5552	1.9637	2.1987
2002	2.9489	1.9642	2.2170	1.5582	1.9694	2.2061
2003	2.9627	1.9699	2.2246	1.5611	1.9751	2.2136
2004	2.9765	1.9756	2.2323	1.5641	1.9809	2.2212
2005	2.9905	1.9814	2.2400	1.5671	1.9868	2.2288
平均效率	2.9291	1.9559	2.2060	1.5539	1.9611	2.1952
加入金控前平均效率	2.9020	1.9446	2.1910	1.5480	1.9497	2.1804
加入金控後平均效率	2.9697	1.9728	2.2285	1.5626	1.9781	2.2174

第四節　銀行規模大小與效率的關係

本節，我們想要了解銀行的規模大小是否會影響銀行的效率值，故我們使用各家銀行的分行家數來代表銀行的規模大小，與效率值做一簡單迴歸分析，來觀察兩者之間的關係。

簡單迴歸分析模型如下：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

Y_i ：第 i 家銀行的效率項

X_i ：第 i 家銀行的分行家數

表九　銀行規模大小對效率值迴歸結果

解釋變數	參數估計值	t 值	P 值
截距	2.1222	4.1140	0.0012
分行家數	2.9901	4.4481	0.0010

由表九顯示，銀行的效率值與銀行規模大小（銀行分行家數）呈現顯著的正向關係，表示當銀行擴張規模大小（增加分行家數）時，銀行的效率值亦會跟著改善。由表十二我們觀察到，最明顯的例子是效率值與規模大小排名較後面的銀行，如：中華開發銀行、交通銀行，這兩間銀行的規模較小且效率值也較低。由此可以觀察到，若想增加效率值，可以考慮採用擴張規模大小也就是增家分行家數來改善效率值。

表十我們利用各家銀行的分行家數來代表銀行的規模大小，來源出處為中央銀行之「全國金融機構一覽表」。

表十 各家銀行資本額大小及規模大小排名

樣本銀行	分行家數	規模大小排名
第一	187	1
華南	181	2
國泰世華	139	3
建華	128	4
台北富邦	123	5
中國信託	110	6
玉山	104	7
台新	100	8
中國商銀	92	9
復華	68	10
日盛	36	11

交通	13	12
中華開發	3	13

表十一為各家銀行的效率值，由隨機邊界模型所估計出來。

表十一 各家銀行效率值

樣本銀行	效率值
中國信託	2.9286
國泰世華	2.8814
中國商銀	2.8549
華南	2.3179
台新	2.3137
日盛	2.1970
建華	2.1961
第一	2.0599
台北富邦	1.9247
玉山	1.9529
復華	1.5575
交通	1.2029
中華開發	1.0479

表十二由表十、表十一的資本額數值與效率值，將 13 家樣本銀行進行排序。

表十二 樣本銀行資本額與效率值排名

樣本銀行	規模大小排名	效率值排名
第一	1	8
華南	2	4
國泰世華	3	2
建華	4	7
台北富邦	5	10
中國信託	6	1
玉山	7	9
台新	8	5
中國商銀	9	3
復華	10	11
日盛	11	6
交通	12	12
中華開發	13	13

第五章　結論與建議

本文主要是檢視隸屬於金融控股公司旗下的銀行是否具有效率？使用 13 家金融控股公司旗下的銀行，資料頻率為年資料，總共 130 筆年觀測值的時間序列追蹤資料來分析，並採用隨機邊界模型估計效率值，以變異數影響因子（variance inflation factor,VIF）衡量共線性問題修正模型，最後使用 Hausman test 檢定長期效率值是否可透過人為因素影響。

所得到的結論如下：

1. 以隨機邊界模型估計我國金融控股公司體系之下銀行的長期效率值，研究結果顯示：貼現與放款和投資總額兩項產出互為互補關係；資金與勞動這兩項投入互為互補關係。
2. 平均無效率值(u)顯著異於 0，代表平均無效率值恆大於或等於 0，因此平均無效率項服從非負截斷性的常態分配。無效率收斂速度(η)顯著異於 0，代表無效率情形會隨時間而改變，且η估計值為負，因此無效率收斂速度是逐漸收斂到無效率值。
3. 使用變異數影響因子（variance inflation factor,VIF）衡量共線性問題修正模型，修正後模型變數剩下貼現與放款（lnY1）、投資總額平方項（$(\ln Y_2)^2$）、資金價格平方項（$(\ln P_M)^2$）、資本價格平方項（$(\ln P_K)^2$）、勞動價格平方項（$(\ln P_L)^2$）以及資本價格與資金價格交乘項（$(\ln P_K)(\ln P_M)$），由於保留了所有基本變數，故我們採用此修正後模型。
4. 採用修正後模型，使用 Hausman Test 來檢定金融控股體系之下銀行的長期效率是否可藉由人為因素改善效率。實證結果顯示，Hausman Test 結果顯著落在拒絕域內，拒絕先前的虛無假設，亦即固定效果模型與隨機效果模型的係數不相等，故金融控股體系之下銀行的長期效率值可藉由人為因素改善。
5. 我們想要了解銀行的規模大小是否會影響銀行的效率值，故我們使用各家銀行的分行家數來代表銀行的規模大小，與效率值做一簡單迴歸分析，來觀察兩者之間的關係。結果顯示，銀行的效率值與銀行規模大小（亦即銀行分行家數）呈現顯著的正向關係，表示當銀行擴張規模大小（增加分行家數）時，銀行的效率值亦會跟著改善。

本文的貢獻在於：

1. 本文對於模型中存在共線性問題做了修正，利用變異數影響因子後推式選取法來修正共線性問題。
2. 先前效率的文獻僅比較各產業中不同廠商的效率，並探討隨時間增長是否有

所改善，但改善的原因在哪無從得知？本文加入 Hausman Test 探討效率是否可由人為因素改善，以區別效率改善的因素。

3. 本文探討銀行規模大小與效率之間的關係,發現銀行規模大小與效率之間存在正向關係,表示若銀行想要改善效率,可以藉由擴張銀行規模大小來改善。

對於後續研究的建議如下：

1. 由於本文只對於模型方面做了簡單的共線性問題修正,針對共線性問題可再作深入探討。

2. 本文所採用的資料頻率為年資料,銀行加入金融控股後所產生的綜效不會立即反應，可能需要經過數年，可改變資料頻率並且擴充研究年限估計銀行之成本效率。

參考文獻

黃台心（1997），「台灣地區本國銀行成本效率之實證研究-隨機邊界模型之應用」，人文及社會科學期刊，第 9 卷第 1 期

陳青穗（2003），「農會信用部與商業銀行之效率分析-隨機邊界成本含數法之應用」，東海大學經濟學系碩士論文

黃志典、黃智遠（2004），「台灣地區銀行產業成本效率之實證研究-隨機邊界法之應用」，企銀季刊，第 27 卷第 3 期

許鈺珮、張錫介（2005），「金融控股公司法實施對台灣銀行業經營效率影響之分析」，金融風險管理季刊，第 1 卷第 2 期

林卓民、陳明麗、楊於龍（2006），「金融控股公司旗下子銀行成本效率之探討」，台灣銀行季刊，第 57 卷第 1 期

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

Battese, G. E. and T. J. Coelli(1992), "Frontier Production, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India,"*The Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169

Battese, G. E. and T. J. Cocelli(1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data,"*Empirical Economics*, 20(2),325-332

Coelli T. , Rao, D. S. P., and G. E. Battese(1998),"A Introduction to Efficiency and Productivity Analysis,"*London: Kluwer Academic*

Farell, M. J. (1957),"The Measurement of Productive Efficiency,"*Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, General, Vol. 120, No. 3, 253-281

Forsund, F. R, ,C. A. K. Lovell, and P.Schmidt(1980),"A Survey of Frontier Production Function and of their Relationships to Efficiency Measurement," *Journal of Econometric*,13, 5-25
Gilbert E. Metcalf(1996),"Specification Testing in Panel Data with Instrumental

Variables,”*Journal of Econometrics*, 71, 291-307

Greene W. G. (1990),“A Gammer-Distributed to Stochastic Frontier Model,” *Journal of Econometrics,* 46, 141-163

Hausman, J. A. (1978),“Specification Test in Econometrics,”*Econometric*. 46, 1251-1271

Meeusen, W. and J. van den Broeck.(1977), “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error.”International Economic Review 18, 435-444

Neter, J., M. H. Kutner, C. J. Nachtsheim, and W. Wasserman, Applied Linear Statistical Models -- Fourth Edition, Irwin Publishers, Chicago, 1996.

Schmidt, P. and R. C. Sickles(1984),“Production Frontier and Panel Data,” *Journal of Business and Economic Statistic*, 2(4), 367-394

Schmidt, Peter and C. A. Knox Lovell(1979),“Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers,”*Journal of Econometrics*, 9, 343-366

STATA XT Manual(2003),STATA cross-sectional time-series reference manual release 8.

Taylor,W.E.(1980), “Small sample considerations in estimation from panel data,”*Journal of Economietrics*,13,203-223

Varian, H.(1992), Microeconomic Analysis, Third Edition, Norton press.