

私立東海大學經濟學系碩士班碩士論文

建構兩階段模型探討效率因子

—以台灣火力發電廠為例



指導教授：陳文典 老師

研究生：陳依兌

中華民國九十四年六月

摘要

本研究以台灣電力公司所屬 9 家火力發電廠為研究對象，9 家火力發電廠中共包含 47 組發電機具，利用追蹤資料（panel data）架構超越對數成本函數，分析民國 84 年到 92 年間台灣火力發電效率之特性。利用固定效果模型與隨機邊界模型架構出兩階段模型，分別利用最小平方虛擬變數法與最大概似法，可求出不隨時間變動效率值與隨時間變動效率值，並比較其性質不同之處，其中由固定效果模型估計出不隨時間變動效率值，其不受時間變動的影響，代表長期公司本質的績效，例如企業文化、管理風格、發展願景等；隨機邊界模型估計出隨時間變動效率值，所得到為配置效率與技術效率，其在短時間內可以隨著時間變動而調整；在台灣火力發電產業中，輔以 Hausman test 判別效率值是否具以內生性。研究結果顯示：

深澳廠的兩種效率值皆為最高，但長期與短期其中皆存在無效率，剩餘機組在長期與短期中，也都存在無效率，從隨機邊界模型中可以觀察到，隨著時間增加效率值逐漸改善，而 Hausman test 判定台電的火力發電效率具有內生性，所以可藉由人為因素調整改善而影響長期效率值；因此，可以藉由要素配置或技術調整改善短期效率；長期中，也將會因為短期要素配置或技術的改善影響到長期效率值。

關鍵字：固定效果模型、隨機邊界模型、Hausman test

目錄

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究方法.....	2
第三節 論文架構.....	2

第二章 文獻回顧與理論基礎

第一節 文獻回顧.....	3
第二節 追蹤資料模型理論基礎.....	9
一、固定效果模型.....	10
二、隨機效果模型.....	12
第三節 Hausman Test.....	15
第四節 固定效果與隨機效果模型比較.....	16
第五節 隨機邊界模型.....	17
一、不隨時間變動模型.....	19
二、隨時間變動模型.....	20

第三章 模型設定

第一節 函數選定.....	24
第二節 實証模型.....	25
一、隨機效果模型.....	25
二、Hausman Test	28
三、固定效果模型.....	30
四、隨機邊界模型.....	30
第三節 資料來源說明.....	31

第四章 實證結果

第一節 隨機效果模型結果.....	34
-------------------	----

第二節 Hausman Test.....	39
第三節 固定效果模型結果.....	41
第四節 隨機邊界模型結果.....	46
第五節 綜合比較模型結果.....	51
第五章 結論與建議	
第一節 結論.....	53
第二節 建議與研究限制.....	53
文獻參考.....	55
附錄.....	57

圖目錄

圖一、效率之估計方法.....	5
圖二、各廠商不隨時間變動效率值.....	39
圖三、各廠商不隨時間變動效率值.....	45
圖四、各廠商隨時間平均變動效率值.....	51

表目錄

表一.....	22
表二、各廠能排名.....	33
表三、隨機效果模型結果.....	35
表四、各廠不隨時間變動效率值.....	37
表五、Hausman Test 實證結果.....	40
表六、固定效果模型結果.....	42
表七、各廠不隨時間變動效率值.....	43
表八、隨機邊界模型結果.....	47
表九、隨時間變動平均效率值.....	48
表十、各廠效率值排名.....	52
附表一、各機組隨時間變動效率值.....	57

第一章、緒論

第一節 研究動機與目的

電力為現代化生活的基石，是經濟發展的動力，就整各電力產業而言，可概分為發電事業、配電事業及售電事業，在發電事業部分，以水力、火力、核能為國內最主要的發電方式，其中整體裝置容量為 2728 萬千瓦，總發電量為 1351 億度，其中有以火力發電占總發電量最多，占總發電量 54%。依據台電 95~104 年長期負載預測，未來台灣地區電力系統將持續成長，尖峰負載考慮需求面管理後，預估十年之內的平均成長率為 4.2%；因此，除了積極開發新電源之外，評估發電事業的效率，並提出改善之道，亦成刻不容緩之事。

近幾十年來，效率的研究發展極為迅速，不同的衡量方法推陳出新，Aigner, Lovell and Schmidt (1977) 提出隨機邊界分析法，而此分析法將隨機干擾項納入考量，因此使得推估結果更貼近真實情形，但若單使用橫斷面資料分析，則其涵蓋的資料訊息有限，且忽略效率本身會隨時間變動的可能；Schmidt and Sickle (1984) 提出採取追蹤資料模型進行效率分析，如此將可涵蓋樣本的最大資訊，並且也考量到效率隨時間變化的問題。

然而，在既有的文獻中，對於效率的評估，大都集中在技術效率與配置效率上，此皆可以於短期內影響隨時間變動之效率值，因此本文進一步推估出廠商長期不隨時間變動效率值，由於此效率值不隨時間而調整，因此可視為廠商本質的績效，並且藉由 Hausman test 判斷不隨時間變動效率值可否由人為因素調整而影響。

一般而言，當廠商面臨無效率情況時，即會改善其技術水準或要素配置，但本質面卻無法輕易改變，本質上的差異可能是來自於各廠的企業文化、管理風格等原因，而廠商是否能藉由人為因素調整加以改善其本質面，這部分為過去相關文獻尚未討論到。

本文先架構出兩階段模型，再利用 Hausman test 檢定台灣火力發電產業之效率值是否具有內生性，首先使用追蹤資料模型估計出不隨時間變動效率值，再利用隨機邊界分析法估計出隨時間變動效率值，並將兩種效率綜合比較，輔以 Hausman test 檢定長期效率值是否具有內生性，並判別台灣火力發電產業是否可藉由人為因素影響其本質面。

本文擬由產業經濟分析的角度，探討台灣火力發電產業經營效率問題，並期望從此篇研究中，能探討出下列的問題。

- 1、利用兩階段模型估計出不隨時間變動與隨時間變動兩種效率值，並分析兩者之間的關係。
- 2、利用實證結果探討台灣火力發電產業是否適用於兩階段模型探討效率。
- 3、利用 Hausman test 判別長期效率值是否可藉由人為因素影響。

第二節 研究方法

本文選擇以成本面進行效率分析，並架構出超越對數函數，且收集台灣火力發電產業的追蹤資料，第一階段利用追蹤資料模型推估長期不隨時間變動效率值，並將其視為新變數，加入第二階段中隨機邊界模型，如此可去除模型中不隨時間變動效率值的效果，即可估計出隨時間變動效率值，本文輔以 Hausman test 台灣火力發電產業是否具有內生性，並綜合以上結果，分析兩種效率值間的關係，並探討影響兩種效率的因素。

第三節 論文架構

本文共分五章，第一章為序論，說明研究動機與研究方法，並介紹台灣火力發電產業現況；第二章為文獻回顧與理論架構，首先介紹兩種模型的理論架構與 Hausman test；第三章為模型設定，對函數型態、產出與投入作一說明，並建構本文實證模型；第四章為實證結果，分別將兩階段模型與 Hausman test 的實證結果作一綜合比較；第五章為結論與建議。

第二章、文獻回顧與研究方法

本文首先回顧近來電力發展狀況文獻，接著簡述效率問題之相關文獻及其發展過程，接下來分別討論追蹤資料模型、Hausman test 與隨機邊界模型，並依照效率值的特性區分為不隨時間變動效率值與隨時間變動效率值，最後探討人為因素是否可以影響長期效率。

第一節 文獻回顧

近幾年裡，在亞洲的開發中國家中，能源效率已成為能源發展中最重要之議題，而隨著電力工業私營化的重組且已獲得國際性的認同，現在大部分的亞洲政府已經開始設計與介紹電力供給產業的改革，因此私營化的重組將成為一個主要的策略，而此策略主要的焦點將在於能源改革的實行，並且從 1990 年代的需求面管理（Demand Side Management, DSM）方面著手能源改革。

Romeo and Elaine（2002）針對菲律賓從公共政策需求面管理能源的前後，以 DEA 法探討菲律賓 15 個發電廠的能源生產效率，其中有七個發電廠是具有生產規模效率，七個發電廠具有生產規模無效率，一個發電廠具有生產規模無效率以及技術無效率，而經過需求面管理政策後，全數發電廠的生產效率皆有改善。而近年來台灣電力產業也面臨與菲律賓相同的衝擊，所以台灣電力產業的生產效率便是本文欲探討的議題。

對於廠商產能的優良與否，我們通常以經濟效率作為一個評估的標準，而當某種人為因素而造成產量偏離理想函數的狀況下，我們便稱其為經濟無效率。而通常以產出面或成本面作為探討的方向，以產出面的觀點，即為在固定的技術條件下，如何在給定的要素投入下獲得最大產量；而以成本面的觀點，即為在固定的產出下，求得最小的要素投入。早期估計效率時，大都利用最小平方法（Ordinary Least Square, OLS）做效率的推估，而使用最小平方法將會估計出平

均生產函數，但是當觀察值之中出現了極端值，則估計式將會產生過大的偏誤，因此所估計出的估計式並非良好的估計式。

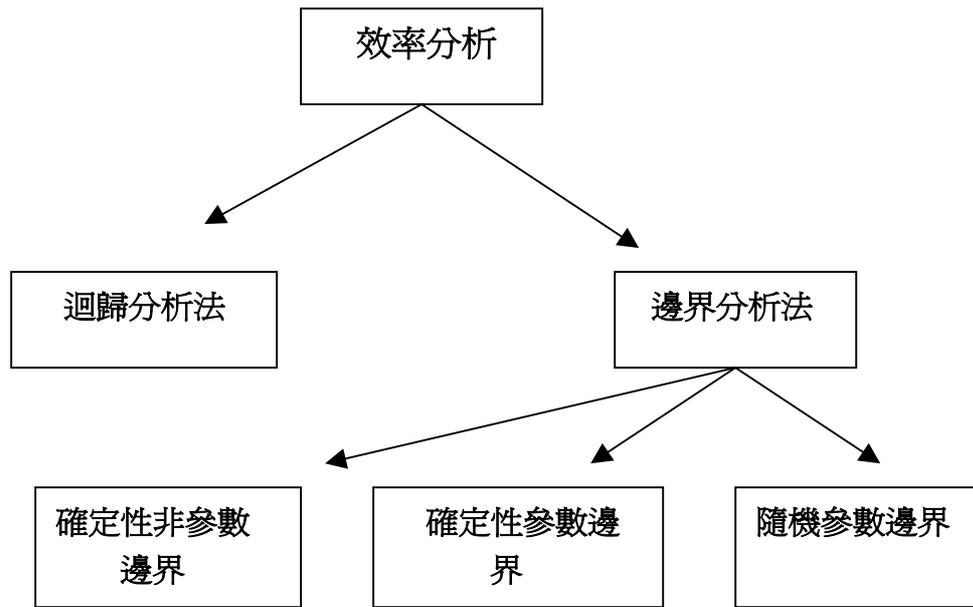
近期在評估經濟效率的方法逐漸發展為兩大類，主要以迴歸分析法與邊界分析法兩種。迴歸分析法使以最小平方法做為效率推估的方式；邊界分析法是利用樣本資料，從中找出成本或利潤的邊界，若廠商落在邊界上，則為最有效率之廠商，而其他廠商的效率水準，則由廠商與前緣線的相對位置而定。效率分析法之方法分類顯示於圖一：

一、確定性非參數邊界法 (Deterministic Nonparametric Frontier Approach)

Farrell (1957) 則為首先以邊界生產函數來分析經濟效率，此方式是事先假設生產邊界，並以單位等產量曲線 (unit isoquant) 說明實際觀察點與等產量曲線邊界相對的關係，並以此解釋效率，由於這個方法不需要事先對函數的型態做假設，因此無需對參數估計，所以稱為確定性非參數邊界。

由於假設廠商具有固定規模報酬，並以單位等產量曲線為邊界的概念，因此可以利用實際觀察點與邊界等產量曲線之間的關係說明技術效率 (technical efficiency)，當觀察點落在邊界等產量線上則代表廠商充分利用要素投入，獲得最大產出水準，反之若偏離等產量線，代表技術存在無效率；而要素價格與投入之間的關係可求得配置效率 (allocative efficiency)，即廠商在給定的要素價格與產出水準下，以最適的投入量比例，將成本獲得最小，若要素的邊際替代率 (Marginal Rate of Substitution, MRS) 等於要素價格的比率，則我們稱此時達到配置效率的最佳值，反之則配置未達最適化，則稱配置無效率，而技術無效率值與配置無效率值的乘積值為總無效率值 (total inefficiency)。而當單位等產量曲線與單位等成本線相切時，技術效率與成本效率將達到最大值，但事先假設生產邊界的方式過於武斷，因此相繼提出改善方法。

Chranes、Cooper and Rhod (1978) 藉由「非參數邊界法」發展出資料包絡法 (Data Envelopment Analysis, DEA)。資料包絡法是利用線性規劃 (linear programming) 將廠商的投入與產出投射在空間上，並從其中找出一個最大或最



圖一、效率之估計方法

小的效率邊界，再計算個別廠商的觀察值與效率包絡面的距離求出各廠商的效率。

由於 DEA 法屬於非計量模型的線性規劃，所以無需事先設定函數型態，不受觀察值多寡限制，可直接用來衡量廠商間的相對效率，且沒有計量方法上的一些不合理假設，因此在使用資料包絡法時，其事先不需假設任何分配，如此可以避免設定誤差（specification error）的問題，此為其優點。

二、確定性參數邊界（Deterministic Parametric Frontier Approach）

由於確定性非參數邊界法並未假設函數的形式，所以無法對參數做估計或檢定，而 Aigner and Chu（1968）針對此問題對生產函數做了新的設定，將生產函數設定為 Cobb-Douglas 生產函數的形式估計美國金屬產業的技術效率，並假設每家廠商都面臨相同的技術訊息，所以各廠商間的產能差異肇因於技術效率的不同，而函數型態如下：

$$Y = f(x)e^{-u} \quad u \geq 0$$

其中 Y 代表產量，x 為投入要素，u 代表無效率因子，u 為介於零到一之間

的單尾分配， u 值大小代表技術無效率的差異，換句話說，廠商的實際產出將等於小於最大可能產出，但此法並未對估計之誤差項作統計假設，因而缺乏統計特性，且將無效率全歸為人為因素，而人為無法控的隨機因素卻不予考慮，此即為一大缺失，除了單尾分配外，有許多學者也嘗試用其他的分配對效率值做評估。

Afriat (1972) 在效率估計時對誤差項作了統計的假設，其假設誤差項為兩參數的貝它分配，並利用最大概似法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 估計生產邊界。

Richmond (1974) 假設誤差項具有加碼分配，但誤差項的期望值不為零，不符合最小平方法的假設，所以使用修正後普通最小平方法 (Correct OLS, COLS) 做推估，並進行統計推論。

對於誤差項作了新的假設後，估計式具有統計性值，但由於無法得知誤差項的真實分配，因而以人為給定假設分配，所以估計結果可能過於武斷，而造成模型設計的偏誤 (model specification error)。

三、隨機性參數邊界 (Stochastic Parametric Frontier Approach, SFA)

Meeusen and Van Den Broeck (1977) 首先對確定參數邊界模型提出值疑，認為廠商在生產過程中，多少會遇到一些非技術性的隨機干擾因素，而這些隨機干擾並非人為所能控制，但卻能影響到廠商的產出，因此影響廠商產量的因素不再將僅有效率因素，反而多了隨機干擾項，這便是與確定性參數法之間最大的差異。將衡量影響廠商生產差異的誤差項區分為兩部分，一部分為廠商無法控的因素，對稱性的隨機干擾項 (symmetric random distribution)，代表人為無法掌控的純粹自然干擾 v_{it} ；另一部分為代表人為可以控制的無效率誤差項 μ_i ，其給予不同的分配假設，上述兩者合稱複合誤差項，並且假設兩者之間彼此獨立，因此進行推估時將使用最大概似法 (Maximum Likelihood Method, MLE) 求得估計式，而所獲得的估計式將具備有效性，由於複合誤差項能解釋樣本資料超出生產邊界的情況；因此，往後分析經濟效率的學者，大多採用複合誤差的假設。有許多學

者對無效率項做過多種假設，常用的有半常態分配 (half-normal distribution)、指數分配 (exponential distribution)、截斷型分配 (truncated normal distribution)。

Aigner, Lovell and Schmidt (1977) 也對確定性參數邊界法提出相同的質疑，並且假設無效率項為服從恆為負值的半常態分配 (negative half-normal)，並將隨機干擾項納入生產函數內，而每家廠商也都擁有自己的生產邊界，因此各廠商的生產邊界都具有隨機性質，如此可使模型更貼近真實情形，並且對超出邊界的觀察值有合理的解釋，此也為本文所運用的方法「隨機性邊界分析法」(Stochastic Frontier Approach, SFA)。

利用隨機邊界分析法進行效率推估時，我們仍需對函數的分配做假設，而如何選定適當的函數與分配，使模型的缺失降到最低，這便成為一個重要的步驟。在函數選定上，首先要決定從成本面分析或生產面分析；使用成本函數分析效率時，成本函數的解釋變數較不易發生共線性 (multiplication) 的問題，而且可同時估計出技術效率與配置效率；而若以生產函數估計效率時，僅能估計出技術效率。在進行產業分析時，所面對的往往非單一產出的模型，但生產函數僅能使用於單一產出模型，而成本函數卻可以考量多產出的模型，因此在進行效率分析時，採取以成本面進行分析，將會較生產面分析適合。

Schmidt and Lovell (1979) 便根據對偶理論，在生產函數滿足正規條件 (regularity conditions) 下，利用生產函數對偶之特性導出成本函數，轉由成本面分析美國私營蒸氣發電業的效率，但由於生產函數轉換為成本函數時，會受到生產函數的型態限制，因此往後研究大都直接以成本函數估計廠商的效率值。

而函數的選定上，早期文獻大都以 Cobb-Douglas 或 CES 生產函數為主，但 Cobb-Douglas 函數限制規模報酬彈性需為一，CES 生產函數則限定要素替代彈性為常數值，如此將使估計時過於侷限，針對此問題 Kopp and Diewert (1982) 引用超越對數函數推估效率，超越對數不同於先前提到的函數，因而放寬了許多限制，其規模報酬與要素替代彈性皆可隨著資料不同而改變，此優點將使推論結果更具真實性。

討論過函數選取上的問題之後，仍有資料處理上的問題，Schmidt and Sickle (1984) 指出若以橫斷面資料分析隨機邊界模型時，由於時間長度僅有一期；因此，效率估計值將不具有一致性的特性，所以提出追蹤資料模型克服此問題，由於追蹤資料模型可同時包含時間序列資料與橫斷面資料，如此將可提供較多的資訊集合 (information set)，在統計推論上也擁有最多的自由度。

Schmidt and Sickle (1984) 指出橫斷面資料的另一個缺失為假設無效率干擾項與解釋變數彼此無關，但實際上，無效率項與解釋變數間可能具有相關性。若廠商發覺生產過程存在無效率時，他可能可以藉由人為因素對生產過程調整，改善短期效率，但並非所有短期效率的調整皆能影響長期效率，因此本文欲探討長期效率是否可由人為因素影響而改善。

有關國內文的相關文獻，黃台心 (1997) 利用隨機邊界模型探討台灣銀行效率，以民國 70 年到 81 年為研究期間，以 22 家本國銀行為研究對象，以此組成追蹤資料。迴歸模型為超越成本對數體系，並採用最大概似法進行估計，由估計結果顯示，勞動與資本兩要素間，具有替代關係；而資金與勞動與資本具有互補關係，樣本銀行普遍存在經濟無效率，而技術無效率、配置無效率及經濟無效率分別為 20.45%、12.35% 及 32.8%；而公營銀行配置效率佳，民營銀行技術與經濟效率較好，但是樣本銀行並未隨著時間改善無效率問題。

林灼榮、徐啟升、吳義雄 (2003) 以民國 83 年至 90 年為研究期間，以台灣 15 家開放銀行為研究對象，利用概似比檢定程序，建構半常態分配的超越對數隨機邊界成本函數，推估台灣新開放銀行成本效率與分析投入產出的特性，結果顯示成本無效率並未隨時間惡化，但並無顯著的不同，而八年內平均技術進步率並未明顯提升，顯示開放銀行在技術層面上並未因為營運環境的高度競爭而有所進步。

楊永列 (1999) 分析民國 82 年到 87 年新竹科學園區廠商與產業效率，並利用隨機邊界法 (SFA) 與資料包絡法 (DEA) 進行效率與生產力變動評估，並且找出生產力變動的來源。結果顯示由 SFA 之效率測量結果得知，總無效率中由

人為可控制之無效率所佔之比率極大，因此效率改善空間極大，由 DEA 之效率測量結果得知效率來源主要來自於變動規模報酬之無效率，由 DEA 及 SFA 之生產力變動指標一致指出，技術變動是造成生產力變動的主要來源，而兩模型的估計結果大致相同。

而先前的有關效率文獻皆僅比較各產業中不同廠商的效率，並探討隨著時間的增長效率是否有所改善，但效率的改善之因卻不得而知；因此，本文將以 Hausman test 探討效率是否可藉由人為因素所控制，已區別效率改善的因素。

Hausman (1978) 提出了 Hausman test，在先前的迴歸模型中往往一味的假設解釋變數與個誤差項無相關性存在；因此，所推估出的係數值將不會產生偏誤，而此篇文章利用 Hausman test 判別模型是否具有內生性，藉以評斷估計值是否會產生偏誤。

Gilbert (1996) 提出在迴歸因子若具有內生性時，以隨機效果假定下，利用工具變數法推估係數將能會造成偏誤，因此所推估出的結果將不具有一致性，為了避免此結果，將可利用 Hausman test 判別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 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法彌補橫斷面資料的缺失，使得探討在不同時期廠商的效率時更為合理化，而且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間不隨時間變動效率值。其模型假設如下式：

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + e_{it} \quad ; \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (2-1)$$

式 (2-1) 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×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×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：

$$e_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (2-2)$$

式 (2-2) 中， μ_i 為個別效果 (individual effect) 部分，其值並不會隨著時間變動，所以僅有下標 i ， v_{it} 表示純粹隨機干擾項，並且為獨立可認定的分配， $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ 。

個別效果 μ_i 雖不會隨著時間變動，但同一家廠商在不同時點時會產生自我相關的問題，因此使用最小平方法估計會產生偏差且不具有效性，所以需將估計方法做出若干調整步驟。我們必須對 μ_i 不同的的性質區分為固定效果與隨機效果，並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，每一家廠商個別效果 μ_i 假定為固定值，其值並不會隨著不同廠商而改變，因此 μ_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虛擬變數法 (Least Square Dummy Variable, LSDV) 縮小變數間的共變異程度，因此 (2-2) 式將改寫如下：

$$\begin{aligned} e &= \mu + v = Z_{\mu}\mu + v \\ y &= \alpha L_{NT} + X\beta + e \\ &= Z_X\delta + Z_{\mu}\mu + v \end{aligned} \quad (2-3)$$

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

從式 (2-3) 中，可以得知複合誤差項 e_{it} 中含有個別效果因子 μ_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。

$$P = Z_{\mu}(Z'_{\mu}Z_{\mu})^{-1}Z'_{\mu} = I_N \otimes \bar{J}_T, \text{rank}(P) = N \text{ 所以 } P \text{ 為總時間長度 } (T) \text{ 的平}$$

均效果，P 為 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 (Q) = 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_μ 所不能解釋的部分。

$$\begin{aligned} Py &: \bar{y}_i = \alpha + \beta \bar{x}_i + \mu_i + \bar{v}_i \\ Qy &: y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (v_{it} - \bar{v}_i) \\ \Rightarrow & \bar{y}_.. = \alpha + \beta \bar{x}_.. + \bar{v}_.. \end{aligned}$$

P 與 Q 在此具備三種特性 (1) 其為對稱矩陣 (symmetric) 且自乘不變 (idempotent) (2) P 與 Q 互為直交 (orthogonal)，即表示 $P \times Q = 0$ (3) P 與 Q 為單位矩陣，所以 $P+Q=I$

為了消除式 (2-3) 中複合誤差項自我相關的個別效果，我們將迴歸式乘上 Q，以排除 μ_{it} 所產生的序列相關，經由此步驟可將複合誤差項的個別效果消除，如此便可以使用普通最小平方方法推估，這種處理方法即為最小平方虛擬變數法。

$$\begin{aligned} Qy &= QX\beta + QV \\ \tilde{\beta} &= (X'QX)^{-1} X'Qy \\ \text{Var}(\tilde{\beta}) &= \sigma_v^2 (X'QX)^{-1} \end{aligned}$$

利用最小平方虛擬變數法處理後，我們可獲得最佳不偏估計式 (BLUE)，但使用此法仍會產生一些缺失。首先我們需假設固定效果為固定常數，其不具有統計性質，而經過最小平方虛擬變數法的處理後，乘上 Q 的迴歸式將會遺漏 P 的自由度 (N)，所以隨著廠商數的增加，所需加入的虛擬變數也需增加，因此會不斷遺失自由度，虛擬變數間也造成共線性的問題。

各公司間是否有顯著的差異，我們可以利用 Chow test 做聯合檢定，檢定是
 否存在個別效果。

$$\begin{aligned} H_0 &: \mu_1 = \mu_2 = \dots \mu_{N-1} = 0 \\ F_0 &= \frac{(RRSS - URSS)/N - 1}{URSS/(NT - N - K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K} \end{aligned} \quad (2-4)$$

其中 RRSS 為 OLS 殘差平方和 (Restricted Sum of Square ,RRSS) URSS 為 LSDV 的無限制殘差平方和 (Unrestricted Sum of Square ,URSS)；若檢定結果不拒絕 H_0 ，表示樣本資料不存在個別效果，則使用普通最小平方法估計；若拒絕 H_0 即各樣本資料的個別效果不盡相同，需採用最小虛擬變數法估計。

二、隨機效果模型

在固定效果模型下，若有過多的參數將造成過多的自由度遺失，為了避免這種缺失，我們將假設 μ_i 具有隨機性質，這是與固定效果模型差異最大之處。

在隨機效果模型下， μ_i 並非為一固定值，因此需假設 $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ ， $\mu_i \sim iidN(0, \sigma_\mu^2)$ ， μ_i 與 v_{it} 彼此互相獨立， X_{it} 與誤差項彼此無關， σ_u 與 σ_v 符合變異數齊一性 (homoskedastic variance)，由於 μ_i 具有隨機性質，所以可將複合誤差項寫為 $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ ，從式子中將可發現，複合誤差項中組內誤差 (Within) 與組間誤差 (Between) 的關係。

$$\begin{aligned} \text{var}(e_{it}) &= \sigma_u^2 + \sigma_v^2 & , \forall i = t \\ \text{cov}(u_{it}, u_{js}) &= \sigma_u^2 + \sigma_v^2 & , \forall i = j, t = s \\ &= \sigma_u^2 & , \forall i = j, t \neq s \\ &= 0 & , \forall i \neq j, t \neq s \end{aligned} \quad (2-5)$$

在隨機效果模型下，複合誤差項的個別效果仍然具有自我相關的問題，為了解決此一問題，我們將利用一般化最小平方法 (Generalized Least Square ,GLS) 估計，因此我們要先推導出複合誤差項的共變異數 (Ω)。

$$\begin{aligned} \Omega &= E\left\{ (e - E(e))(e - E(e))' \right\} \\ &= Z_\mu \{ E(\mu\mu') - E(\mu)E(\mu') \} Z_\mu' + E(vv') \\ &= (T\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)(I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes E_T) \end{aligned}$$

$$= \sigma_1^2 P + \sigma_v^2 Q \quad (2-6)$$

式 (2-6) 中， $\sigma_1^2 = T\sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ，且為一特性根，而利用 P 與 Q 之前敘述的特性將可改寫式 (2-6)。

$$\begin{aligned} \Omega^r &= (\sigma_1^2)^r P + (\sigma_v^2)^r Q \\ \Omega^{-1/2} &= \sigma_1^{-1} P + \sigma_v^{-1} Q \end{aligned} \quad (2-7)$$

(2-7) 式中，r 為純量，而將原迴歸式乘上 $\sigma_v \Omega^{1/2}$ ，則可解決複合誤差項內自我相關的問題：

$$\begin{aligned} \sigma_v \Omega^{1/2} y &= \sigma_v \Omega^{1/2} Z_x \delta + \sigma_v \Omega^{1/2} e \\ y^* &= Z_x^* \delta + e^* \end{aligned} \quad (2-8)$$

在式 (2-8) 中， $\sigma_v \Omega^{-1/2} e = e^*$ ，而若 σ_1^2 與 σ_v^2 為已知，則將可以直接使用最小平方法做推估。但 σ_1^2 與 σ_v^2 在實際操作上為未知數，所以無法直接推估，因此 Swamy and Arora (1972) 建議使用「兩迴歸式」求 σ_1^2 與 σ_v^2 的不偏估計式。

第一條為組內 (Within) 的迴歸式，利用 Q 乘上原式估計迴歸的殘差值，可得到 $\hat{\sigma}_v^2$ ；第二條為組間 (Between) 的迴歸式，利用 P 乘上原式估計迴歸的殘差值，可得到 $\hat{\sigma}_1^2$ ，其值如下：

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_v^2 &= [y' Q y - y' X (X' Q X)^{-1} X' Q y] / [N(T-1) - K] \\ \hat{\sigma}_1^2 &= [y' P y - y' P Z (Z' P Z)^{-1} Z' P y] / [N - K - 1] \end{aligned} \quad (2-9)$$

將原式乘上 P、Q 可轉換如下兩迴歸式，我們以矩陣表示之：

$$\begin{pmatrix} Qy \\ Py \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} QZ_x \\ PZ_x \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} Qu \\ Pu \end{pmatrix} \quad (2-10)$$

其中 $Pe \sim (0, \sigma_1^2 P)$ ， $Qe \sim (0, \sigma_v^2 P)$ ，而其變異數矩陣如下：

$$\text{Cov}(Qe, Pe) = \begin{pmatrix} \sigma_v^2 Q & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 P \end{pmatrix} \quad (2-11)$$

因此我們得知在隨機效果模型下是利用一般化最小平方法估計，而固定效果則是利用最小平方虛擬變數法估計。隨機效果是將迴歸式中每個截距項視為隨機變數，但截距項的存在將使的估計產生微小的偏誤，因此我們需將截距項消除，將 P 改寫為 $(P - \bar{J}_{NT})$ ，此最法是利用減去平均數消除截距項的效果，其消除截距項效果後的共變異數矩陣如下：

$$\text{Cov}(Qe, (P - \bar{J}_{NT})e) = \begin{pmatrix} \sigma_v^2 Q & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 (P - \bar{J}_{NT}) \end{pmatrix} \quad (2-12)$$

利用共變異數矩陣與 $\hat{\sigma}_1^2$ 和 $\hat{\sigma}_v^2$ 的估計式，便可以求出一般化最小平方法的係數值與變異數估計式。

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{GLS} &= [\sigma_v^{-2} X'QX + \sigma_1^{-2} X'(P - \bar{J}_T)X]^{-1} [\sigma_v^{-2} X'Qy + \sigma_1^{-2} X'(P - \bar{J}_{NT})y] \\ &= [(W_{XX} + \phi^2 B_{XX})^{-1} W_{XX}] (W_{XY} / W_{XX}) + [(W_{XX} + \phi^2 B_{XX})^{-1}] (B_{XY} / B_{XX}) \\ &= \omega_1 \hat{\beta}_{Within} + \omega_2 \hat{\beta}_{Between} \end{aligned} \quad (2-13)$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_{GLS}) = (\sigma_v^{-2} W_{XX} + \phi^2 B_{XX})^{-1} \quad (2-14)$$

其中符號定義：

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

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

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

$$\hat{\beta}_{Within} = W_{XY} / W_{XX} \quad , \quad \hat{\beta}_{Between} = B_{XY} / B_{XX}$$

β 的組內估計值為 $\hat{\beta}_{Within}$ ， β 的組間估計值為 $\hat{\beta}_{Between}$ ， ω_1 、 ω_2 分別表示其權重，其數值介於零到一之間，所以 $\hat{\beta}_{GLS}$ 是 $\hat{\beta}_{Within}$ 與 $\hat{\beta}_{Between}$ 的加權平均，而當 $\omega_1 > \omega_2$

時， $\hat{\beta}_{GLS}$ 將趨近於 $\hat{\beta}_{Within}$ ，反之則 $\hat{\beta}_{GLS}$ 趨近於 $\hat{\beta}_{Between}$ ，若 $\omega_1 = \omega_2$ 則 $\hat{\beta}_{GLS}$ 等於 $\hat{\beta}_{OLS}$ 。

在 $\hat{\beta}_{GLS}$ 估計式中，若 $\sigma_u^2 = 0$ 時，則 $\phi^2 = 1$ ，所以存在自我相關的 μ 值無變異的存在，因此複合誤差項的變異數將與一般迴歸誤差項的變異數相同，此時將可利用普通最小平方法， $\hat{\beta}_{GLS}$ 退化為 $\hat{\beta}_{OLS}$ ；而若 $T \rightarrow \infty$ 時，則 $\phi^2 \rightarrow 0$ ，此時隨著時間長度的增加， $\hat{\beta}_{GLS}$ 會趨近於 $\hat{\beta}_{Within}$ ，而其為固定效果下的估計值。

第三節 Hausman Test

過去在檢定廠商生產效率的過程中，往往皆武斷地假設解釋變數與誤差項之間不存在相關性，而直接探討要素投入與產出之間的關係；換句話說，當長期無效率存在於生產過程中，廠商無法藉由要素投入的調整影響長期效率；因此，在解釋變數與誤差項無關的假設下，人為因素將無法影響長期效率。

實際上觀察，上述的假設便為不合理，因為某些情況下，廠商可以藉由要素配置的改變或人為管理上的調整來改善產能，提升效率，但有時影響效率因素是外在因素，此時無效率的產生便受外在所影響，因此廠商便無法利用人為因素的調整改善效率。因此利用 Hausman test 對生產函數在生產過程中是否具有內生性做檢定，探討效率是否可由人為因素改善所影響。

一般利用迴歸模型推估效率時都假設 $E(u_{it}/X_{it}) = 0$ ，而此時所估計出的 β 將具有一致性且為不偏估計式 $E(\hat{\beta}_{Within}) = E(\hat{\beta}_{GLS})$ ，但若是 $E(u_{it}/X_{it}) = 0$ 不成立時， $\hat{\beta}_{GLS}$ 為有偏估計式，且 $\hat{\beta}_{GLS}$ 將不再具有一致性，此時 $\hat{\beta}_{Within} \neq \hat{\beta}_{GLS}$ ； $E(u_{it}/X_{it}) \neq 0$ ，此時效率將具有內生性。因此我們將針對 $\hat{\beta}_{Within}$ 與 $\hat{\beta}_{GLS}$ 之間的關係對效率的內生性做檢定。

在 $E(u_{it}/X_{it}) = 0$ 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值 $\hat{\beta}_{GLS}$ ，此時模型不具內生性。若 $E(u_{it}/X_{it}) = 0$ 假設不成立，則

隨機效果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模型間是否具有內生性。令 $\tilde{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within} = 0$ ，其共變異數如下式：

$$\begin{aligned}\hat{q}_1 &= \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within} = (X\Omega^{-1}X)^{-1}X\Omega^{-1}u - (X'QX)^{-1}X'Qu \\ \text{cov}(\hat{\beta}_{Within}) &= \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}) - 2\text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) + \text{cov}(\hat{q}_1) \\ &= \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}) + \text{cov}(\hat{q}_1) \\ \text{cov}(\hat{q}_1) &= \text{cov}(\hat{\beta}_{Within}) - \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}) \\ &= \sigma_v^2(X'QX)^{-1} - (X\Omega^{-1}X)^{-1}\end{aligned}\quad (2-15)$$

其中 $\text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) = 0$

$$\Omega = E(uu') = (I_N \otimes J_T)\sigma_u^2 + (I_N \otimes I_T)\sigma_v^2$$

其檢定統計量為：

$$(\hat{q}_1)'[\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1}(\hat{q}_1) \sim \chi^2 \quad (2-16)$$

第四節 固定效果模型與隨機效果模型的比較

在實証模型的運用上，往往事依照樣本資料的性質與研究的方向來選取何者為較適合的模型，因此我們就這些特性對固定效果與隨機效果做一探討，並選取何者為本文研究較適合的模型。

在固定效果模型中，其優點是不需要對模型做太多的假設，使得模型接近真實情形，而其所推估出的估計式也會滿足最佳線性不偏，而隨著 N 與 T 趨近於無窮大的時，其估計式將具有一致性；但相對來說隨著廠商家數 N 增加，其遺漏的自由度也會增加。

在隨機效果模型中，我們需對模型做較多假設，我們事先假設無效率因子 μ_i 與解釋變數 X_{it} 無關，如此得到的估計式才會滿足不偏性，而此模型最大的優點

便是降低遺失自由度的問題，因此我們將可以充分利用資訊；當 N 與 T 趨近於無窮大時，所有估計式會符合漸進不偏估計式。

Taylor (1980) 認為在考慮一維的複合殘差模型中，我們可以獲得下列三個結論：(1) 若廠商家數少，則一般化最小平方方法將會比最小平方虛擬變數法更有效性；(2) 一般化最小平方方法的估計式不會大於 Gramer-Roa 下界 (3) 複合誤差項的變異數滿足有效性，但一般化最小平方估計是不必然會滿足有效性。

而本文針對廠商家數多 (N) 大時間短 (T) 小做探討，經過 Hausman test 的檢定，結果顯示台灣火力發電產業具有內生性，因此在固定效果下估計出的估計式具不偏性，且更具有效性；因此，本文選擇固定效果模型為研究方法。

第五節 隨機邊界理論模型

Aigner, Lovell and Schmidt (1977) 對確定性邊界模型提出質疑，因為廠商在生產過程中必定會遇到一些「非技術性」的隨機干擾因素，此為廠商能不控制的因素，而隨機的干擾卻會對產出造成影響，因此進行效率推估時便無法忽視隨機干擾的存在，而隨機邊界模型的發展解決了此困擾。

隨機邊界模型的誤差項包含兩個元素，分別為無效率項與隨機干擾項，而無效率項的設定為單邊的常態分配；隨機干擾項的設定為對稱性常態分配，隨機邊界模型與過去不同之處在於增加了隨機干擾項的設定；因此，推估效率時，隨機邊界模型克服了真實情形與理論差異過大的問題，而增加隨機干擾項將使隨機邊界模型更貼近真實情形，所以本文選定此模型對行效率推估。模型首先假設一個不存在無效率的最適生產函數：

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta) \quad ; \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = i, \dots, T \end{matrix} \quad (2-17)$$

q_{it} 為在既定的要素投入 z_{it} 下的最大產出量，而下標 i 代表廠商， t 代表時間， β 為一個未知的待估參數， f 為設定函數。

實際生活中，生產過程中會存在著許多不確定因素，如員工效率、分配效率

等也是影響產量的重要因素，所以在生產過程中必須考率生產無效率的情形，如此將使廠商的產出水準會小於等於最大產出，而生產函數將重新設定為 (2-18) 式：

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta)k_{it} \quad (2-18)$$

(2-18) 式中，我們增加變數 k_{it} ，此項表示對產量的影響程度，其數值介於零到一之間，當 $k_{it}=1$ 時，則表示實際產出水準到達最大產出水準，此時生產過程中不存在無效率；當 $0 < k_{it} < 1$ 時，則表示在既定的要素投入 z_{it} 下，產能並沒有充分使用，因此產量並未達到最大，此時的生產過程中存在無效率。

廠商在生產過程中除了無效率因素影響外，往往也會受到外生性的衝擊，此為無法預料的的因素，因此我們在式 (2-18) 中增加隨機干擾項 v_{it} ，生產函數改寫為 (2-19) 式：

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta)k_{it} \exp(v_{it}) \quad (2-19)$$

生產函數中我們假設隨機干擾項 $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ ，此設定將使生產函數具有隨機性質，且生產函數的設計將較接近真實的情形。對 (2-19) 式取自然對數。

$$\ln(q_{it}) = \ln\{f(z_{it}, \beta)\} + \ln(k_{it}) + v_{it} \quad (2-20)$$

生產過程中假定有 k 個投入要素，並令 $u_{it} = -\ln(k_{it})$ 且設定為無效率項， k_{it} 值介於零與一之間。

$$\ln(q_{it}) = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln(z_{itj}) + v_{it} - u_{it} \quad (2-21)$$

令 (2-21) 式中 u_{it} 為無效率項，而無效率項服從單邊的常態分配。由於 k_{it} 值介於零到一之間，所以 u_{it} 恆大於等於一，由 (2-21) 式可知道隨著 u_{it} 增加 $\ln(q_{it})$ 會隨之減少，此意含著無效率值增加將對產出有負面的影響。

由於生產函數在實證運用上有許多缺失，因此 Schindt and Lovell (1977) 依據對偶理論將生產函數推出成本函數。

$$\ln(c_{it}) = \alpha + \beta_q \ln(q_{it}) + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln(p_{jit}) + v_{it} + u_{it} \quad (2-22)$$

在 (2-22) 式， c_{it} 表示成本， q_{it} 表示產量， p_{jit} 表示要素價格。在此隨著無效率值 u_{it} 增加， $\ln(c_{it})$ 也隨之增加，此意含著無效率情況的增加也將造成總成本的支出增加。將 (2-22) 式改寫為一般化形式：

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{jit} + v_{it} - su_{it} \quad (2-23)$$

(2-23) 式中若令 $S=1$ ， $y_{it} = \ln(q_{it})$ ， $x_{jit} = \ln(z_{jit})$ ，則將表示為生產函數；若令 $S=-1$ ， $y_{it} = \ln(c_{it})$ ， $x_{jit} = \ln(p_{jit})$ 或者 $\ln(q_{it})$ ，則將表示為成本函數。隨機邊界模型中同時存在兩個誤差項 v_{it} 與 u_{it} ，此設定將使模型較接近真實的情形。隨機邊界模型區分為不隨時間變動與隨時間變動模型，接下來分別對其討論。

一、不隨時間變動模型

效率可由生產函數或成本函數兩方面來討論，但由於生產函數在轉換的過程中有許多的缺失與限制，而許多中間要素並未考慮進去，且推估效率時僅限於單一產出模型，因此較不符合實際情況；而成本函數不但考慮了投入要素的數量，同時也將要素價格考慮在內，如此不但能對投入要素的差異性作區別，更能處理多種產出的情況，因此我們利用成本函數做效率的推估，令 $S=-1$ 將可獲得式 (2-24)：

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k x_{jit} \beta + v_{it} + u_{it} \quad (2-24)$$

式 (2-24) 中，令 v_{it} 為隨機干擾項， u_{it} 為無效率項。而由於無效率項是不會隨著時間變動，所以我們令無效率項為一個常數項，因此無效率項是不隨時間所變動，去除時間因素後，無效率項改寫為 u_i 的隨機變數，而且假定技術是不會改變。本模型相似於相似於橫斷面資料的模型，但不同之處在於本模型有時間因素存在，而橫斷面資料模型並沒有時間因素存在。

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k x_{jit} \beta + v_{it} + u_i \quad (2-25)$$

模型中首先假設 $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ ， u_i 為恆大於等於零的常數，由於先前假定於 u_i 為一個常數項，所以不對 u_i 做分配的假設，在估計前我們假設 v_{it} 與 u_i 彼此互為獨立，其共變異數為零。

$$y_{it} = [\alpha - E(u_i)] + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{jit} + v_{it} + [u_i - E(u_i)]$$

$$y_{it} = \alpha^* + \sum_{j=1}^k x_{jit} \beta_j + v_{it} + u_i^* \quad (2-26)$$

在此我們對無效率項 u_i 具有隨機性質，因此將利用兩階段式一般化最小平方方法（GLS）為估計方法，首先利用最小平方方法（OLS）做第一階段估計，因此將可估計出所有參數，而在此 α^* 將不隨著 j 變動，所以 $E(\alpha^*)$ 將為一個為正的常數項，因此將成為有兩變異數原素的式子，從殘差的平均值中獲得 \hat{u}_i^* ：

$$\hat{u}_i^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^n (\ln y_{it} - \hat{\alpha}^* - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j \ln x_{jit}) \quad (2-27)$$

因為先前假定無效率項為一非負的截斷型常態分配，所以將無效率項平減，使其值衡大於等於零。

$$\hat{u}_i = \max\{\hat{u}_i^*\} - \hat{u}_i^* \quad (2-28)$$

最佳線性不偏估計值（Best Linear Unbiased Predictor）相對來說為較優良的估計值：

$$\tilde{u}_i^* = - \left[\frac{\hat{\sigma}_u^2}{T \hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2} \right] \cdot \sum_{t=1}^n \left(\ln y_{it} - \hat{\alpha}^* - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j \ln x_{jit} \right) \quad (2-29)$$

由式（2-29）可以重新獲得較優良的效率估計式：

$$\tilde{u}_i = \max\{\tilde{u}_i^*\} - \tilde{u}_i^* \quad (2-30)$$

\tilde{u}_i 介於零與正無窮大之間，其值越小表示越有效率，當 $\tilde{u}_i=0$ 時，表示該廠商生產無效率已達最小。

二、隨時間變動模型

在第一階段追蹤模型模型中，本文捕捉到長期不隨時間變動的效率值，接下

來將每一家廠商調整過後的效率值 μ^* 視為一個新的變數，將其帶入第二階段隨機邊界模型中。

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k x_{jit} \beta_j + u_i^* \beta_{k+1} + v_{it} + u_{it} \quad (2-31)$$

其中參數 β_{k+1} 代表長期不隨時間效率值 μ_i^* 對 y_{it} 的淨解釋能力，而在隨時間變動模型中，無效率項可隨著時間變動 (time-variant)，其值並非固定不變。推估效率前我們須對 u_i 與 v_{it} 兩個誤差項做假設，我們需令 u_i 與 v_{it} 彼此獨立，共變異數為零，並要求解釋變數 x_{jit} 與 u_{it} 彼此無關，如此假設將能使得推估結果滿足不偏性。

在隨時間變動的模型中， u_i 與 u_{it} 之間的關係如下：

$$u_{it} = \exp\{-s\eta(t - T_i)\}u_i \quad (2-32)$$

式 (2-15) 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 $u_i \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$ 為非負的截斷型常態分配， η 是待估參數，代表 u_{it} 的收斂速度。

接著我們以三種形式探討 η 在生產函數下與成本函數下所帶來的影響，本文以 $\eta > 0$ 、 $\eta < 0$ 與 $\eta = 0$ 三種情況對生產函數與成本函數的影響做探討。以表一為影響的結果：

表一可以得知 u_{it} 在各種函數下，時間變動對生產函數的影響。而利用最大概似法求得估計式，而此估計式將具有不偏的特性。

概似函數如下：

表一

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

$$\begin{aligned}
 \ln L = & -\frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^N T_i \right) \{ \ln(2\pi) + (\ln \sigma^2) \} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (T_i - 1) \ln(1 - \gamma) \\
 & - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \ln \left\{ 1 + \left(\sum_{t=1}^{T_i} \eta_{it}^2 - 1 \right) \gamma \right\} - N \ln \{ 1 - \Phi(-\bar{z}) \} - \frac{1}{2} N \bar{z}^2 \\
 & + \sum_{i=1}^N \ln \{ 1 - \Phi(-z_i^*) \} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N z_i^{*2} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \frac{\varepsilon_{it}^2}{(1 - \gamma)\sigma^2} \quad (2-33)
 \end{aligned}$$

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

其中 $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$, $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$, $\varepsilon_{it} = y_{it} - x_{it}\beta$, $\bar{z} = \mu / (\gamma\sigma^2)^{1/2}$, $\Phi(\cdot)$ 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 、 μ 、 σ_u^2 與 σ_v^2 的估計式，並可求出 u_{it} 的條件值和截斷特性。

$$\tilde{\mu}_i = \frac{\mu\sigma_v^2 - s \sum_{t=1}^{T_i} \eta_{it} \varepsilon_{it} \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sum_{t=1}^{T_i} \eta_{it}^2 \sigma_u^2}$$

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

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

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

效率值 TE_i 由下式可求出：

$$\exp(-s u_{it} | \varepsilon_{it}) = \left[\frac{1 - \Phi\{s \eta_{it} \tilde{\sigma}_i - (\tilde{\mu}_i / \tilde{\sigma}_i)\}}{1 - \Phi(-\tilde{\mu}_i / \tilde{\sigma}_i)} \right] \exp\left(-s \eta_{it} \tilde{\mu}_i + \frac{1}{2} \eta_{it}^2 \tilde{\sigma}_i^2\right) \quad (2-34)$$

由上式中可知，若模型為生產函數，則令 $s=1$ ， TE_i 值介於零與一之間，當其值為一時效率值達到最大，當其值為零時則效率值為最小；若模型為成本函數，則令 $s=-1$ ，其值越大表示成本使用越有效率。

第三章、模型設定

本章首先介紹各種函數型態的優缺點後，決定以超越對數函數為研究函數，並說明其特性；第二節中架構出兩階段模型，並輔以 Hausman test 檢定效率是否可以由人為因素所影響；最後一節說明資料來源與變數定義，簡介台灣火力發電現況。

第一節 函數選定

分析效率的方法通常可以區分為無參數分析法與參數分析法。參數分析法依邊界性質設定的不同，可區分為確定性參數邊界法與隨機性參數邊界法兩種方法。本文採取隨機參數邊界法分析，主要是考量到在實際生產的過程中，非人為的隨機性衝擊是無法避免，因此在生產函數中納入隨機干擾項的假設，如此將使函數設定更貼近實際的情形。但實證分析時，為了合乎計量理論，我們需對誤差項及參數做若干的假設，但假設的存在易使模型偏離真實情形，因而產生了設定誤差的問題，而為了能減少函數本身不必要的限定，並使函數做效率推估時能囊括最充足的資訊，選定一個適當的函數分配，將為推估效率的一個重要步驟。

使用隨機邊界法分析時，必須先選定從生產面分析或者從成本面分析，如此才能選擇合適的函數。早期文獻大都以生產函數分析效率，但是在實際運用上，仍有許多問題是尚未被克服，首先，它僅能衡量單一產出的情形，而且生產邊界所估計出的效率僅為技術效率，而無法估計出配置效率，且假定生產要素為外生給定而非市場決定，這與經濟理論相矛盾。

以成本函數分析不但可以使用多產出模型，同時也可以估計技術效率與配置效率，而成本函數的解釋變數也較生產函數容易收集，且要素價格為外生給定的假設也較符合經濟邏輯。

而本文研究對象為台灣火力發電產業且為多廠商形式，因此適合使用多產出

模型分析，因此我們選擇由成本函數分析效率，成本函數為下式：

$$TC = C(Y, P) = C(Y_1, \dots, Y_n; P_1, \dots, P_m) \quad (3-1)$$

決定以成本函數推估效率之後，接下來需要選擇函數型態，在選定函數應該考慮到下列三項特性：

本文採用一般認為較具有彈性較容易估計的超越對數函數。其優點在於不必對模型本身做太多限制，樣本資料可以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 函數意含著要素替彈性需為常數值，但並非每家廠商皆能符合此限定，相較之下，超越對數函數較為有彈性，且獲得的解釋結果較佳。超越對數成本函數如下式：

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

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

第二節 實證模型

本文探討對象為台灣火力發電的產業的效率，並將效率值區分為不隨時間變動與隨時間變動兩部分，而依據此產業的特性，我們將以隨機效果模型求出長期不隨時間變動效率值，並將長期不隨時間變動效率值視為新變數放入原迴歸式中，並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 探討長期效率是否可由人為因素所影響。

一、隨機效果模型

首先假定成本函數內僅有一個產出 (Q)，與要素投入資本 (K) 與勞動 (L)。成本函數如下：

$$TC = C(Q, P_K, P_L) \quad (3-3)$$

追蹤資料模型依其對個別效果的假定可區分為固定效果模型與隨機效果模型，在固定效果下，個別效果假定為固定不變，並視其為常數項，因此不具有機率性質；隨機效果則放寬了對個別效果的假設，其假定個別效果為隨機可變動，所以具有機率性質，此結果較符合實際情形，此外，隨機效果的估計式滿足有效性，且本研究的樣本家數多，研究期間短，因此估計出的變異數將會比固定效果更具有效性，而為了避免損失自由度，並讓模型包含最多樣本資訊，因此本文選擇使用追蹤資料探討隨機效果下的長期效率值。本文為單一複合誤差項隨機效果模型，模型設定如下。

$$\begin{aligned} \ln TC_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln Q_{it} + \beta_2 \ln P_{K_{it}} + \beta_3 \ln P_{L_{it}} \\ &+ \beta_4 \left\{ \frac{1}{2} (\ln Q_{it})^2 \right\} + \beta_5 \left\{ \frac{1}{2} (\ln P_{K_{it}})^2 \right\} + \beta_6 \left\{ \frac{1}{2} (\ln P_{L_{it}})^2 \right\} \\ &+ \beta_7 \{ (\ln Q_{it}) (\ln P_{K_{it}}) \} + \beta_8 \{ (\ln Q_{it}) (\ln P_{L_{it}}) \} \\ &+ \beta_9 \{ (\ln P_{K_{it}}) (\ln P_{L_{it}}) \} + \mu_i + v_{it} \\ u_{it} &= \mu_i + v_{it} \end{aligned} \quad (3-4)$$

變數定義如下：

i ：表示個別廠商， $i = 1, \dots, N$

t ：表示不同時間， $t = 1, \dots, T$

TC_{it} ：第 i 家廠商在第 t 期的總成本

Q_{it} ：第 i 家廠商在第 t 期的總產出

$P_{K_{it}}$ ：要素資本價格

$P_{L_{it}}$ ：要素勞動價格

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

μ_i ：無效率項，廠商個別效果， $\mu_i \sim iidN(\mu, \sigma_u^2)$

v_{it} ：隨機干擾誤差項， $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$

而上述的要素價格 TC_{it} 、 $P_{K_{it}}$ 、 $P_{L_{it}}$ 皆經過同時期的消費者物價指數（CPI）的調整，如此將可避免通貨膨脹的影響，且假設 v_{it} 與 u_i 彼此獨立不相關，共變異數為零。

此設定將表示隨機誤差項受時間影響，且將因各時點不同產而生不同的偏誤，而廠商個別效果不受時間因子影響，個別效果因廠商的不同而有所差異。由隨機效果模型估計出了無效率值將不會隨時間變動，此即本文中所探討的長期不隨時間變動的效率值。由於無效率值不能為負，因此 u_i 的期望值需為恆大於零的正值，因此分析個別效果時，所估計出的無效率值需進行調整。

無效率值修正如下：

$$\mu_i = |w_i| \quad ; \quad w_i \sim iidN(0, \sigma_w^2)$$

$$E(\mu_i) = \sigma_w \sqrt{2/\pi}$$

$$E(\mu_i) = \sigma_w \sqrt{2/\pi}$$

上式中， μ_i 為 w_i 分配的絕對值， w_i 為對稱性常態分配， μ_i 期望值可由 Aigner et al. (1977) 與 Schmidt and Lovell (1979) 所推導出平均無效率值得知。

由於複合誤差項中存在自我相關的問題，因此利用最小平方法進行推估將可解決問題，所以需先推導出共變異數才能進行最小平方法之推估，其共變異數如下：

$$\begin{aligned} \Omega &= E\{(e - E(e))(e - E(e))'\} \\ &= Z_\mu \{E(\mu\mu') - E(\mu)E(\mu)'\} Z_\mu' + E(vv') \\ &= Z_\mu \sigma_\mu^2 I_N Z_\mu' + E(vv') \end{aligned} \quad (3-5)$$

將 σ_μ^2 做修正如下：

$$\sigma_\mu^{*2} = E(\mu\mu') - E(\mu)E(\mu')$$

$$= \sigma_w^2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \quad (3-6)$$

將 (3-6) 帶回 (3-5) 可得下式：

$$\begin{aligned} \Omega^* &= Z_\mu \sigma_w^2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) I_N Z_\mu + E(vv') \\ &= \left\{ T \sigma_w^2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) + \sigma_v^2 \right\} (I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes E_T) \\ &= \sigma_1^{*2} P + \sigma_v^2 Q \end{aligned} \quad (3-7)$$

由 (3-7) 所求出的複合變異數將可解決自我相關的問題，根據 Swamy and Arora (1972) 執行兩迴歸的方式將可估計出 $\hat{\sigma}_1^{*2}$ 與 $\hat{\sigma}_v^2$ 的不偏估計式，並進一步得到參數與變異數的估計式與真實的效率值。

由於本文在實證分析上使用 STATA 套裝軟體，此軟體僅能求得未修正過的複合誤差變異數 (Ω)，因此需將最後估計出的個別效果做修正：

$$\begin{aligned} \mu^* &= \mu + E(\mu) \\ &= \mu + \sigma_w \sqrt{2/\pi} \\ &= \mu + \sigma_\mu \sqrt{\frac{2/\pi}{1 - (2/\pi)}} \end{aligned} \quad (3-8)$$

隨機效果模型首先假設個別效果與誤差項之間無相關性，如此所估計出的效率值才會具有不偏性與一致性，但實際生活中，並非每種產業皆符合此假設；因此，下節將利用 Hausman test 模型是否具有內生性，如此將可判斷台灣火力發電產業是否適用於隨機效果模型，並且藉此判斷台灣火力發電產業之長期效率值是否可由人為因素改善而影響。

二、Hausman Test

由隨機效果模型可以估計出長期不隨時間變動效率值，但若產業具有內生性，則利用隨機效果估計出的模型將會產生偏誤；因此，利用 Hausman test 判別台灣火力發電產業是否適用於隨機效果模型。

一般來說，在迴歸模型中包含個別效果，便是先前提到的效率值，而迴歸模型在推導過程中會對誤差項作嚴謹的假設 $E(u_{it}/X_{it})=0$ ，如此意涵解釋變數無法影響誤差項，模型變不會具有內生性。依上述假設評估效率時，其武斷的排除人為因素的影響，但實際情形卻並非如此；因此，藉由 Hausman test 判定人為因素是否可以影響長期效率值，探討出影響長期效率值的因素。

Hausman (1978) 提出若 $E(u_{it}/X_{it}) \neq 0$ ，則 $\hat{\beta}_{GLS}$ 將不為 β 的一致性估計式，而 $\hat{\beta}_{Within}$ 去除了 μ_i 的效果，所以其為 β 的不偏估計式，因此利用 Hausman test 探討模型是否具有內生性時，首先會先探討是否 $\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within} = 0$ 。虛無假設如下：

$$H_0 : E(u_{it}/X_{it})=0$$

檢定方法如下：

$$\begin{aligned} \hat{q}_1 &= \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within} \\ \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) &= E[(\hat{\beta}_{GLS} - E(\hat{\beta}_{GLS}))(\hat{q}_1 - E(\hat{q}_1))'] \\ &= (X'\Omega^{-1}X)^{-1} - (X'QX)^{-1}X'QX(X'\Omega^{-1}X)^{-1} \\ &= 0 \end{aligned} \quad (3-9)$$

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{q}_1) &= \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) + \text{var}(\hat{\beta}_{Within}) - 2\text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{\beta}_{Within}) \\ &= \hat{\sigma}_v^2(X'QX)^{-1} - (X'\Omega^{-1}X)^{-1} \end{aligned} \quad (3-10)$$

檢定統計量為下式：

$$m_1 = \hat{q}_1'[\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1}\hat{q}_1 \quad (3-11)$$

在 5% 的信賴區間下進行 Hausman test，若檢定量率落於棄絕域內，則模型具有內生性，長期效率值將可受人為因素改變而影響；反之，則效率值無法藉由人為因素改變而影響。

三、固定效果模型

先前的 Hausman test 檢定台灣火力發電產業的效率具有內生性；因此，使用隨機效果模型進行效率推估將會產生偏誤，所以改採用固定效果模型推估長期效率，不同於隨機效果模型之處在於個別效果的假設，其假設個別效果為固定參數，因此模型調整如下：

$$\begin{aligned}\ln TC_{it} = & (\beta_0 + \mu_i) + \beta_1 \ln Q_{it} + \beta_2 \ln P_{K_{it}} + \beta_3 \ln P_{L_{it}} \\ & + \beta_4 \left\{ \frac{1}{2} (\ln Q_{it})^2 \right\} + \beta_5 \left\{ \frac{1}{2} (\ln P_{K_{it}})^2 \right\} + \beta_6 \left\{ \frac{1}{2} (\ln P_{L_{it}})^2 \right\} \\ & + \beta_7 \{ (\ln Q_{it})(\ln P_{K_{it}}) \} + \beta_8 \{ (\ln Q_{it})(\ln P_{L_{it}}) \} \\ & + \beta_9 \{ (\ln P_{K_{it}})(\ln P_{L_{it}}) \} + v_{it}\end{aligned}\quad (3-12)$$

固定效果模型將以兩步驟推導出效率值，首先以最小平方虛擬變數法 (LSDV) 估計出不偏及一致性的估計式，而估計出的個別效果需恆為正值；因此，平移截距項為第二部的調整步驟 (COLS)，過程如下：

$$\hat{\beta}_0^* = \hat{\beta}_0 + \max\{u_i\} \quad (3-13)$$

(3-13) 式中的誤差項由第一步驟中，利用最小平方虛擬變數法所估計出；第二步驟將利用 COLS 調整誤差項，此時所估計出的估計式仍具有不偏性。

$$-u_i^* = u_i - \max\{u_i\} \quad (3-14)$$

固定效果的無效率將可從 (3-13) 式中估計出無效率值，經過 (3-14) 轉換後將可得到長期不隨時間變動效率值。

四、隨機邊界模型

由於本文探討長期效率與短期效率間的問題，而在第一階段中藉由固定效果模型估計出長期不隨時間變動效率值 μ ，並將經由調整過後效率值 μ^* 視為一個新的變數，帶入第二階段隨機邊界模型中，如此將可去除長期不隨時間變動效率值，而利用新迴歸式所估計出的效率值將為短期不隨時間變動效率值，迴歸式

如下式：

$$\begin{aligned} \ln TC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Q_{it} + \beta_2 \ln P_{K_{it}} + \beta_3 \ln P_{L_{it}} \\ & + \beta_4 \left\{ \frac{1}{2} (\ln Q_{it})^2 \right\} + \beta_5 \left\{ \frac{1}{2} (\ln P_{K_{it}})^2 \right\} + \beta_6 \left\{ \frac{1}{2} (\ln P_{L_{it}})^2 \right\} \\ & + \beta_7 \{ (\ln Q_{it})(\ln P_{K_{it}}) \} + \beta_8 \{ (\ln Q_{it})(\ln P_{L_{it}}) \} \\ & + \beta_9 \{ (\ln P_{K_{it}})(\ln P_{L_{it}}) \} + \beta_{10} \mu_i^* + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (3-15)$$

$$u_{it} = \exp\{\eta(t - T_i)\} u_i \quad (3-16)$$

變數定應如下：

μ_i^* ：為固定效果模型所估計出的效率值， $\mu_i^* \sim iidN(0, \sigma_v^2)$

β_{10} ：為待估參數，表示隨時間變動的效率值 μ_i^* 對總成本 $\ln TC_{it}$ 的解釋能力

u_{it} ：為隨時間變動的效率值，受時間影響， $u_{it} \sim iidN(\mu, \sigma_v^2)$

v_{it} ：為純粹的隨機干擾項 $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$

η ：待估參數，表示無效率項隨時間收斂致基礎無效率水準的速度；若 $\eta=0$ ，若 $\eta>0$ ，無效率項隨時間增加而增加，若 $\eta<0$ ，則無效率項隨時間增加而減少。

利用隨時間變動模型將可估計出無效率項 u_{it} ，並利用式 (3-17) 轉換為效率形式，其值越大表示廠商生產越具有效率。

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (3-17)$$

第三節 資料來源與說明

本文主要針對台灣火力發電產業進行效率分析，而進行台灣火力發電產業效率分析時，是以追蹤資料進行探討，如此將可獲得最大的樣本資訊，並且可同時考慮到橫斷面與縱斷面的交互影響，進而將效率值區分為長期不隨時間變動與短期不隨時間變動兩類。

一、資料來源

本研究所使用的發電量、要素使用量及員工人數為台灣電力公司所供應，薪資與物價則從主計處獲得，資料頻率為年資料。

二、研究對象

本文火力發電廠的資料為台灣電力公司所提供。探討對象分別為下列九個廠四十七具機具的生產效能做探討，其分別為：協和、林口、深澳、台中、大林、興達、通宵、南部、澎湖。

三、研究期間

資料截取自民國 84 年 12 月到民國 92 年 12 月，共 9 筆年資料，為通宵、興達、南部三個廠於民國 84 年未完成建設，所以資料並非平衡的追蹤資料¹。

四、變數定義與說明

本文所使用到變數，包括總成本、總產量、要素使用量、要素價格、勞動價格、員工人數，總產量以度為單位，要素使用量以容量為單位，員工人數以人為單位，其餘變數皆以新台幣元為單位。

以下變數說明的出處及計算方式：

1. 總成本 (TC)

以三種要素價格加權平均後乘上總產量。

$$\frac{P_{K_1} K_1 + P_{K_2} K_2 + P_{K_3} K_3}{K_1 + K_2 + K_3} \times Q$$

2. 總產量 (Q)

取自台灣電力公司火力發電機組燃料耗用表中的發電量。

3. 要素使用量 (K)

取自台灣電力公司火力發電機組燃料耗用表中的的要素使用量。

K_1 為煤炭， K_2 為燃料油， K_3 為天然氣。

¹ 非平衡追蹤資料是指追蹤資料間長度不一致

表二、各廠產能排名

產能大小	廠名	機具組	使用要素
1	台中	9	煤、燃料油
2	興達	9	煤、燃料油、天然氣
3	大林	7	煤、燃料油、天然氣
4	協和	4	燃料油
5	通宵	7	燃料油、天然氣
6	南部	4	天然氣
7	林口	3	煤、燃料油
8	深奧	3	煤、燃料油
9	澎湖	1	燃料油

4. 要素價格 (P_K)

行政院主計處能源局。

P_{K_1} 為煤炭價格， P_{K_2} 為燃料油價， P_{K_3} 為天然氣價格。

5. 薪資價格 (P_L)

行政院主計處。

P_L 為薪資價格。

五、產業簡介

台灣火力發電供使用煤炭、燃料油、天然氣，而各發電廠依其性質不同使用不同的燃料產生電能，而依其發電量為產能大小並排列與台灣電力公司火力發電廠燃料使用情形與各廠機組數。

第四章、實證結果

第一節 隨機效果模型結果

本文使用 STATA 套裝軟體分析，並以一般化最小平方法分析，推估各參數值與長期不隨時間變動效率值，並利用 Hausman test 檢定效率值是否具有內生性，並將隨機效果模型結果於顯示於表三。

個別效果標準差 σ_u 表示模型存在個別效果且其為隨機影響，純粹干擾標準差 σ_v 表示成本函數仍具有複合誤差項的性質。

接著觀察解釋變數的參數估計值，其中 $\ln Q$ 、 $(1/2)(\ln P_{K_1})^2$ 、 $(1/2)(\ln P_{K_3})^2$ 、 $(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$ 四個變數於顯著水準內，由估計值得正負號可觀察到 $\ln Q$ 、 $(1/2)(\ln P_{K_1})^2$ 、 $(1/2)(\ln P_{K_3})^2$ 與總成本呈現正相關，而 $(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$ 則與總成本呈現負相關。因此可知，總產出項增加一單位，將使總成本增加 1.85 單位；要素價格煤炭與天然氣交乘項增加一單位，將使總成本下降 0.0065 單位。而依據個體經濟理論，產出與要素價格對總成本的影響應為正向關係，因此產出與要素價格的平方項需符合係數為正值的條件，而上述模型中，產出平方項為負，其 P 值為 0.999，明顯落於拒絕域外，故不予以考慮其係數特性，其餘估計結果皆滿足此條件。

而根據 Varian (1992) 對成本函數所提出的正規條件，要素價格與總成本成正相關的關係，其滿足正規條件下，成本函數為要素價格函數的非遞減函數，故要素價格的係數估計值應為正，但表三中四種要素價格 P_{K_1} 、 P_{K_2} 、 P_{K_3} 、 P_L 其係數值皆為負號，但由於其 P 值明顯落於拒絕域外，所以並未違背正規條件。為了讓函數獲得最大的彈性，本文選擇使用超越對數函數分析，因此不須對成本與要素價格的關係事先限制，其可為遞增、遞減或固定規模報酬函數，在超越對數的交乘項中，僅 $(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$ 變數為顯著，其係數值為負，根據 Shephard's Lemma

表三、隨機效果模型估計結果

變數說明	參數	估計值	P 值
$\ln Q$	β_1	1.8546*	0.011
$\ln P_{K_1}$	β_2	-0.93486	0.245
$\ln P_{K_2}$	β_3	-0.63522	0.633
$\ln P_{K_3}$	β_4	-0.81887	0.512
$\ln P_L$	β_5	-0.3691	0.688
$(1/2)(\ln Q)^2$	β_6	$-2.55e^{-0.6}$	0.999
$(1/2)(\ln P_{K_1})^2$	β_7	0.0904*	0
$(1/2)(\ln P_{K_2})^2$	β_8	0.0268	0.114
$(1/2)(\ln P_{K_3})^2$	β_9	0.2019*	0
$(1/2)(\ln P_L)^2$	β_{10}	0.0353	0.501
$(\ln Q)(\ln P_{K_1})$	β_{11}	-0.0000	0.994
$(\ln Q)(\ln P_{K_2})$	β_{12}	-0.0057	0.524
$(\ln Q)(\ln P_{K_3})$	β_{13}	-0.0007	0.928
$(\ln Q)(\ln P_L)$	β_{14}	-0.0483	0.238
$(\ln P_{K_1})(\ln P_L)$	β_{15}	0.0311	0.520
$(\ln P_{K_2})(\ln P_L)$	β_{16}	0.0373	0.638
$(\ln P_{K_3})(\ln P_L)$	β_{17}	-0.0041	0.956

$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_2})$	β_{18}	-0.0051	0.212
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$	β_{19}	-0.0065*	0.006
$(\ln P_{K_2})(\ln P_{K_3})$	β_{20}	-0.0067	0.123
個別效果標準差	σ_u	0.0817	
純粹干擾標準差	σ_v	0.0924	

註：1*表示 5% 的顯著水準

得知，兩要素 K_1 （煤炭）與 K_3 （天然氣）為替代關係。

利用隨機效果模型將可估計出個別效果，其為長期不隨時間變動的無效率

值，並將不隨時間變動無效率值 μ_i 加上 $\sigma_\mu \sqrt{\frac{2/\pi}{1-(2/\pi)}}$ ，經過此平移的效果，得到

修正過後的無效率值將不會產生偏誤，而無效率值並不隨時間變動，所以將可表示各廠商間效率值的差異，而估計出的無效率值越小表示生產越有效率，為了方便比較各廠間的效率值，在把無效率值轉換為效率值，其結果顯示於表四與圖二中。

以台灣電力公司火力發電廠而言，林口一號機、林口二號機、深澳一號機、深澳二號機、大林一號機與大林二號機不隨時間變動效率值為一，代表其效率最佳，其餘的機組皆存在無效率，而其中以協和一號機、協和二號機、協和三號機、協和四號機、大林三號機、大林四號機、通宵三號複循環這幾座機組效率值低於 0.82，並與其他機組相較，上述七組機組較為無效率²。

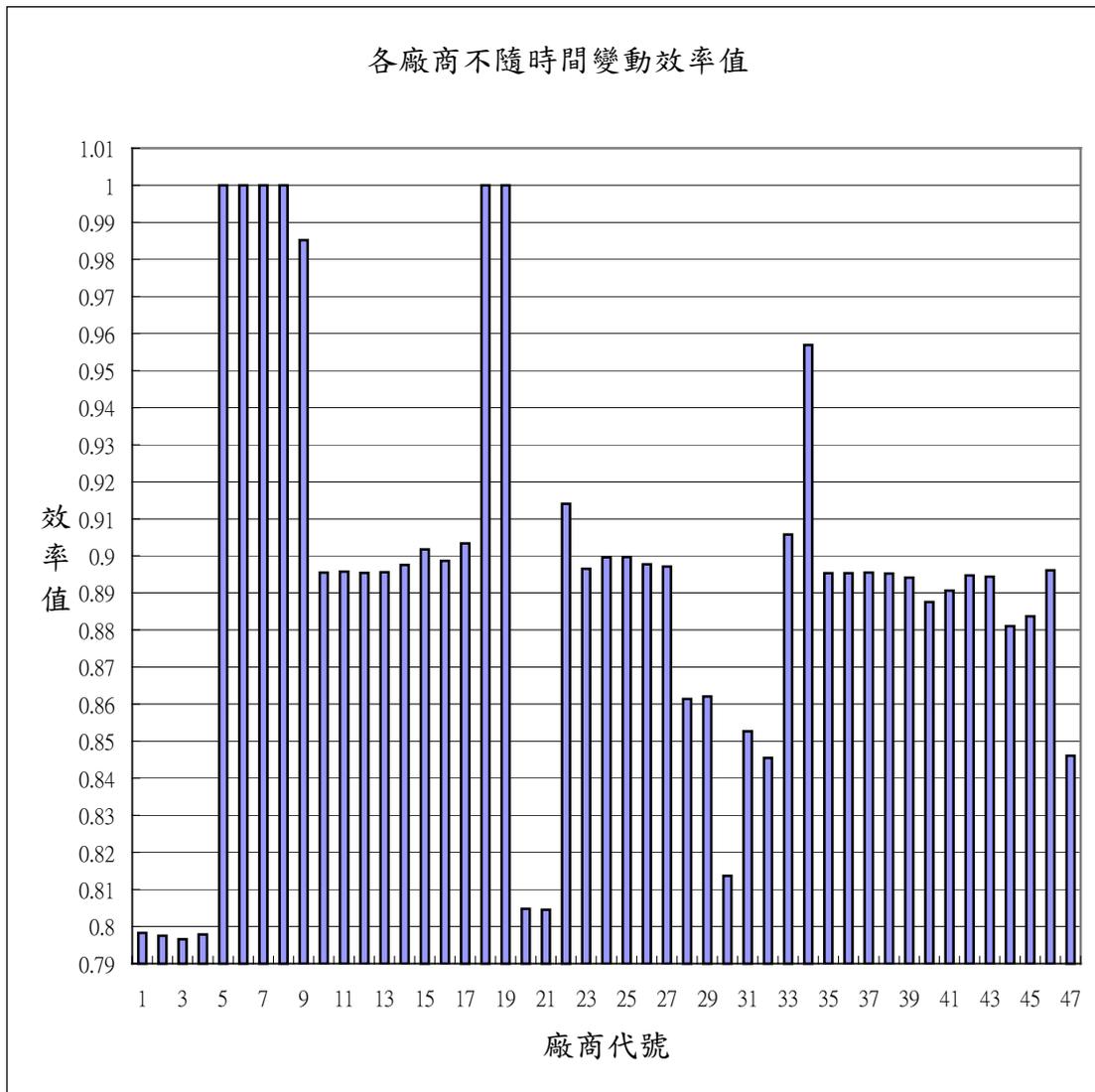
²以數據觀察，並配合圖形中效率值明顯低於其他機組的機組為低效率群。

表四、各廠不隨間變動效率值

代號	廠商	修正後無效率值	效率值
1	協和廠一號機	0.2253	0.7983
2	協和廠二號機	0.2262	0.7976
3	協和廠三號機	0.2274	0.7966
4	協和廠四號機	0.2258	0.7979
5	林口一號機	0	1
6	林口二號機	0	1
7	深澳一號機	0	1
8	深澳二號機	0	1
9	深澳三號機	0.0149	0.9852
10	台中一號機	0.1104	0.8955
11	台中二號機	0.1101	0.8957
12	台中三號機	0.1104	0.8955
13	台中四號機	0.1102	0.8956
14	台中五號機	0.1081	0.8975
15	台中六號機	0.1034	0.9018
16	台中七號機	0.1069	0.8986
17	台中八號機	0.1017	0.9033
18	大林一號機	0	1
19	大林二號機	0	1
20	大林三號機	0.2172	0.8048
21	大林四號機	0.2175	0.8045
22	大林五號機	0.0898	0.9140
23	大林六號機	0.1092	0.8965

24	興達一號機	0.1058	0.8996
25	興達二號機	0.1057	0.8997
26	興達三號機	0.1079	0.8977
27	興達四號機	0.1085	0.8971
28	通宵一號複循環	0.1492	0.8614
29	通宵二號複循環	0.1484	0.8621
30	通宵三號複循環	0.2061	0.8137
31	通宵四號複循環	0.1594	0.8527
32	通宵五號複循環	0.1678	0.8455
33	通宵六號複循環	0.0990	0.9058
34	通宵七號複循環	0.0441	0.9569
35	興達一號複循環	0.1105	0.8954
36	興達二號複循環	0.1105	0.8954
37	興達三號複循環	0.1104	0.8955
38	興達四號複循環	0.1106	0.8953
39	興達五號複循環	0.1119	0.8942
40	南部一號複循環	0.1193	0.8876
41	南部二號複循環	0.1159	0.8906
42	南部三號複循環	0.1112	0.8947
43	南部四號複循環	0.1116	0.8944
44	林口複循環	0.1266	0.8811
45	台中複循環	0.1236	0.8837
46	大林複循環	0.1097	0.8961
47	澎湖	0.1671	0.8461

圖二



註：1 廠商代號同表三

第二節 Hausman test 實證結果

由於從隨機效果模型中求得的效率值無法得知長期效率值可否藉由人為因素控制加以改善，因此本節將利用 Hausman test 檢定長期效率值是否可藉由人為因素予以調整，並判斷樣本資料是否適用於隨機效果模型。

Hausman test 主要比較固定效果模型與隨機效果模型下的係數差異。若廠商生產過程中不具有內生性，則隨機效果模型中的解釋變數將不存在個別效果，此

時估計出的係數值將具有一致性；而固定效果模型中的個別效果將視為不具機率

表五、Hausman test 估計結果

$\ln C$	固定效果係數值	隨機效果係數值	兩係數差
$\ln Q$	1.6844	1.8546	-0.1702
$\ln P_{K_1}$	-0.9403	-0.9349	-0.0054
$\ln P_{K_2}$	-0.6726	-0.6352	-0.0374
$\ln P_{K_3}$	-1.0388	-0.8189	-0.2199
$\ln P_L$	-44.3734	-0.3691	-44.0044
$(1/2)(\ln Q)^2$	-0.001	-2.55e-06	-0.0010
$(1/2)(\ln P_{K_1})^2$	0.0895	0.0903	-0.0008
$(1/2)(\ln P_{K_2})^2$	0.0219	0.0268	-0.0049
$(1/2)(\ln P_{K_3})^2$	0.1859	0.2019	-0.0161
$(1/2)(\ln P_L)^2$	1.2826	0.0353	1.2473
$(\ln Q)(\ln P_{K_1})$	-0.0000	-0.0000	-0.0000
$(\ln Q)(\ln P_{K_2})$	-0.0058	-0.0058	-0.0000
$(\ln Q)(\ln P_{K_3})$	0.0017	-0.0008	0.0025
$(\ln Q)(\ln P_L)$	-0.0373	-0.0484	0.0111
$(\ln P_{K_1})(\ln P_L)$	0.0315	0.0312	0.0003
$(\ln P_{K_2})(\ln P_L)$	0.0403	0.0373	0.0029

$(\ln P_{K_3})(\ln P_L)$	0.009	-0.0042	0.0132
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_2})$	-0.0049	-0.005	0.0001
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$	-0.0058	-0.0064	0.0007
$(\ln P_{K_2})(\ln P_{K_3})$	-0.005	-0.0067	0.0017

$$(\hat{q}_1)'[\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1}(\hat{q}_1) = 70.05 \sim \chi^2(20)^3 \quad \text{prob} > \chi^2(20) = 0.0000$$

性質之參數，因此估計出的係數值也將具有一致性，所以此時隨機效果模型與固定效果模型之係數值應為相等；反之，則不相等。隨機效果與固定效果係數差值異與檢定結果於表五：

實證結果表示，Hausman test 結果顯著落於拒絕域內，故拒絕先前的虛無假設，則本模型解釋變數與個別效果存在相關性，所以台灣火力發電廠的效率值具有內生性，因此可藉由人為因素改善影響長期效率。

由於本模型具有內生性，所以使用隨機效果模型進行推估時，將不具有一致性，並且產生偏誤；因此，針對長期不隨時間變動效率值的估計方式做修正，將改用固定效果模型推估長期不隨時間變動效率值。

第三節 固定效果模型結果

由 Hausman test 可知台灣火力發電廠效率值具有內生性，因此隨機效果模型推估出的結果不具有不偏性；因此，本文使用固定效果模型代替隨機效果模型，固定效果模型實證結果列於表六。

觀察固定效果模型中解釋變數參數估計值，其中 $\ln Q$ 、 $\ln K_1$ 、 $\ln K_3$ 、 $\ln K_1^2$ 、 $\ln K_3^2$ 為顯著，從係數正負號將可觀察到，成本與產量間存在著正向的關係，煤炭與天然氣之間有替代關係存在，而煤炭與天然氣之平方項皆為正，此也符合與

³ $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within}$

成本為正向關係的條件，估出效率值與修正後效率值結果表示於表七與圖三。

表六、固定效果模型估計結果

變數說明	參數	估計值	P 值
$\ln Q$	β_1	1.6844*	0.026
$\ln P_{K_1}$	β_2	-0.9403	0.251
$\ln P_{K_2}$	β_3	-0.6726	0.647
$\ln P_{K_3}$	β_4	-1.0388	0.452
$\ln P_L$	β_5	-44.3734	0.385
$(1/2)(\ln Q)^2$	β_6	-0.001	0.556
$(1/2)(\ln P_{K_1})^2$	β_7	0.0895*	0
$(1/2)(\ln P_{K_2})^2$	β_8	0.0219	0.231
$(1/2)(\ln P_{K_3})^2$	β_9	0.1859*	0
$(1/2)(\ln P_L)^2$	β_{10}	1.2826	0.378
$(\ln Q)(\ln P_{K_1})$	β_{11}	-0.0000	0.992
$(\ln Q)(\ln P_{K_2})$	β_{12}	-0.0058	0.552
$(\ln Q)(\ln P_{K_3})$	β_{13}	0.0017	0.846
$(\ln Q)(\ln P_L)$	β_{14}	-0.0373	0.379
$(\ln P_{K_1})(\ln P_L)$	β_{15}	0.0315	0.520
$(\ln P_{K_2})(\ln P_L)$	β_{16}	0.0403	0.645

$(\ln P_{K_3})(\ln P_L)$	β_{17}	0.0090	0.913
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_2})$	β_{18}	-0.0049	0.247
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$	β_{19}	-0.0058*	0.027
$(\ln P_{K_2})(\ln P_{K_3})$	β_{20}	-0.0050	0.282
個別效果標準差	σ_u	0.0914	
純粹干擾標準差	σ_v	0.0924	

註：1*表示 5% 的顯著水準

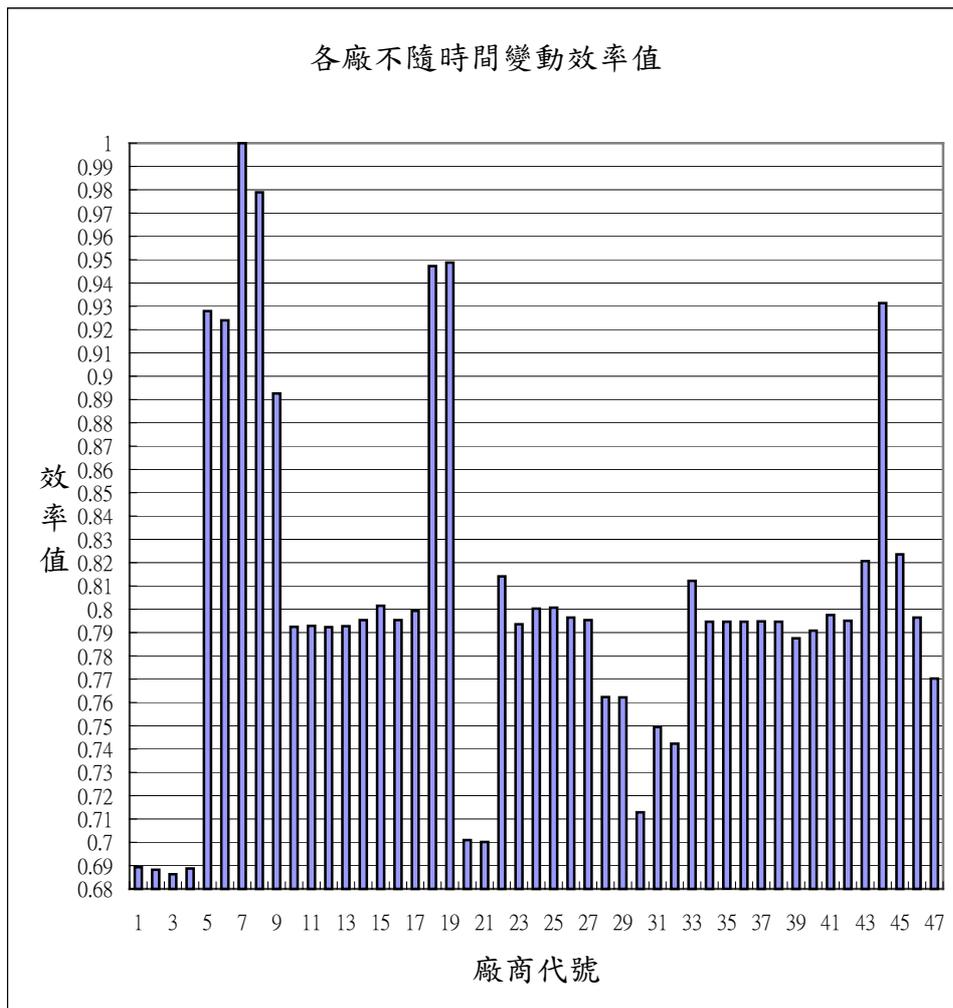
表七、各廠不隨時間變動效率值

代號	廠商	修正後無效率值	效率值
1	協和廠一號機	0.3721	0.6893
2	協和廠二號機	0.3737	0.6882
3	協和廠三號機	0.3765	0.6862
4	協和廠四號機	0.3728	0.6888
5	林口一號機	0.0748	0.9279
6	林口二號機	0.0791	0.9239
7	深澳一號機	0	1
8	深澳二號機	0.0213	0.9790
9	深澳三號機	0.1136	0.8926
10	台中一號機	0.2325	0.7925
11	台中二號機	0.2320	0.7929
12	台中三號機	0.2328	0.7923
13	台中四號機	0.2333	0.7927

14	台中五號機	0.2290	0.795
15	台中六號機	0.2213	0.8014
16	台中七號機	0.2290	0.7953
17	台中八號機	0.2240	0.7993
18	大林一號機	0.0542	0.9473
19	大林二號機	0.0526	0.9487
20	大林三號機	0.3554	0.7009
21	大林四號機	0.3564	0.7002
22	大林五號機	0.2057	0.8141
23	大林六號機	0.2313	0.7935
24	興達一號機	0.2228	0.800
25	興達二號機	0.2223	0.8006
26	興達三號機	0.2276	0.7964
27	興達四號機	0.2289	0.7954
28	通宵一號複循環	0.2713	0.7624
29	通宵二號複循環	0.2716	0.7622
30	通宵三號複循環	0.3383	0.7129
31	通宵四號複循環	0.2884	0.7494
32	通宵五號複循環	0.2980	0.7423
33	通宵六號複循環	0.2080	0.8122
34	通宵七號複循環	0.2299	0.7946
35	興達一號複循環	0.2299	0.7946
36	興達二號複循環	0.2297	0.7947
37	興達三號複循環	0.2297	0.7948
38	興達四號複循環	0.2298	0.7947

39	興達五號複循環	0.2388	0.7876
40	南部一號複循環	0.2347	0.7908
41	南部二號複循環	0.2262	0.7976
42	南部三號複循環	0.2294	0.7950
43	南部四號複循環	0.1976	0.8207
44	林口複循環	0.0711	0.9313
45	台中複循環	0.1942	0.8235
46	大林複循環	0.2275	0.7965
47	澎湖	0.2609	0.7703

圖三



以台灣電力公司火力發電廠而言，深澳一號機之不隨時間變動效率值為一，代表其效率最佳，其餘的機組皆存在無效率，而其中以協和一號機、協和二號機、協和三號機、協和四號機、大林三號機、大林四號機六座機組效率值低於 0.71，並與其他機組相較，上述六組機組較為無效率⁴。

第四節 隨機邊界模型結果

由第一階段固定效果模型中可估計出長期不隨時間變動效率值，並將其視為新的解釋變數，帶入隨機邊界模型中，重新推估各參數值及短期隨時間變動效率值，其結果顯示於表八。

觀察到表四中，複合變異數 (σ^2)、無效率變異數佔複合變異數比例 (γ)、平均無效率值 (μ)、無效率收斂速度 (η) 此四個變數在 5% 的信心水準下均為顯著。 σ^2 顯著不為零，則樣本資料透露適合使用複合誤差模型； γ 顯著不為一，表示模型等成本線具有隨機性質，符合上述兩個條件後，則表示台灣火力發電產業適用於隨機邊界模型， η 顯著為負，表示無效率值會隨時間改變，並且隨著時間的增加，無效率值會逐漸收斂到基礎無效率水準。

$(1/2)(\ln Q)^2$ 的係數為負，但其為不顯著，故不違反模型假設，而其餘平方項係數皆為正號，因此符合了函數為凸函數的假設， $(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_2})$ 、 $(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$ 、 $(\ln P_{K_2})(\ln P_{K_3})$ 的係數皆為負號，並且 P 值顯著落於棄絕域內，因此要素 K_1 (煤炭)、 K_2 (燃料油)、 K_3 (天然氣) 互為替代要素。在隨機邊界模型中，我們利用 $u_{it} = \exp\{-s\eta(t-T_i)\}u_i$ 關係式可推導出短期隨時間變動無效率值，並將其轉換為效率形式，此為隨時間變動效率值，其值越大表示廠商生產越有效率，反之則越差，將各廠隨時間變動效率值列於附表一，並將個別廠商隨時變動效率值加總平均，並將結果列於表九與圖四。

⁴以數據觀察，並配合圖形中效率值明顯低於其他機組的機組為低效率群。

表八

變數說明	參數	估計值	P 值
常數項	β_0	-6.3583	0.264
$\ln Q$	β_1	1.9409*	0.000
$\ln P_{K_1}$	β_2	-1.2859	0.078
$\ln P_{K_2}$	β_3	-0.4519	0.589
$\ln P_{K_3}$	β_4	-0.4403	0.587
$(1/2)(\ln Q)^2$	β_6	-0.0006	0.477
$(1/2)(\ln P_{K_1})^2$	β_7	0.1213*	0.000
$(1/2)(\ln P_{K_2})^2$	β_8	0.0433*	0.000
$(1/2)(\ln P_{K_3})^2$	β_9	0.2172*	0.000
$(1/2)(\ln P_L)^2$	β_{10}	0.0323	0.083
$(\ln Q)(\ln P_{K_1})$	β_{11}	0.0020	0.201
$(\ln Q)(\ln P_{K_2})$	β_{12}	-0.0100	0.080
$(\ln Q)(\ln P_{K_3})$	β_{13}	-0.0064	0.240
$(\ln Q)(\ln P_L)$	β_{14}	-0.0505	0.087
$(\ln P_{K_1})(\ln P_L)$	β_{15}	0.0417	0.200
$(\ln P_{K_2})(\ln P_L)$	β_{16}	0.0280	0.572
$(\ln P_{K_3})(\ln P_L)$	β_{17}	-0.0228	0.641

$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_2})$	β_{18}	-0.008*	0.001
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$	β_{19}	-0.0098*	0.000
$(\ln P_{K_2})(\ln P_{K_3})$	β_{20}	-0.0083*	0.002
u_i^*	β_{21}	0.1978*	0.032
複合變異數	σ^2	-41.4894	0.000
無效率變異數佔複 合變異數比例	γ	7.2578	0.000
平均無效率值	μ	1.6713	0.000
無效率收斂速度	η	-0.2819	0.000

註：*代表 5% 的顯著水準

表九、隨時間變動平均效率值

代號	廠商	效率值
1	協和廠一號機	0.3706
2	協和廠二號機	0.3705
3	協和廠三號機	0.3706
4	協和廠四號機	0.3706
5	林口一號機	0.4542
6	林口二號機	0.4529
7	深澳一號機	0.4620
8	深澳二號機	0.4616
9	深澳三號機	0.4102
10	台中一號機	0.3800

11	台中二號機	0.3800
12	台中三號機	0.3799
13	台中四號機	0.3800
14	台中五號機	0.3799
15	台中六號機	0.3798
16	台中七號機	0.3811
17	台中八號機	0.3830
18	大林一號機	0.4607
19	大林二號機	0.4608
20	大林三號機	0.3707
21	大林四號機	0.3707
22	大林五號機	0.3784
23	大林六號機	0.3748
24	興達一號機	0.3807
25	興達二號機	0.3807
26	興達三號機	0.3805
27	興達四號機	0.3804
28	通宵一號複循環	0.3747
29	通宵二號複循環	0.3775
30	通宵三號複循環	0.3707
31	通宵四號複循環	0.3788
32	通宵五號複循環	0.3751
33	通宵六號複循環	0.3803
34	通宵七號複循環	0.3767
35	興達一號複循環	0.3759

36	興達二號複循環	0.3759
37	興達三號複循環	0.3759
38	興達四號複循環	0.3760
39	興達五號複循環	0.3753
40	南部一號複循環	0.3755
41	南部二號複循環	0.3753
42	南部三號複循環	0.3868
43	南部四號複循環	0.3710
44	林口複循環	0.3752
45	台中複循環	0.3714
46	大林複循環	0.3777
47	澎湖	0.3725

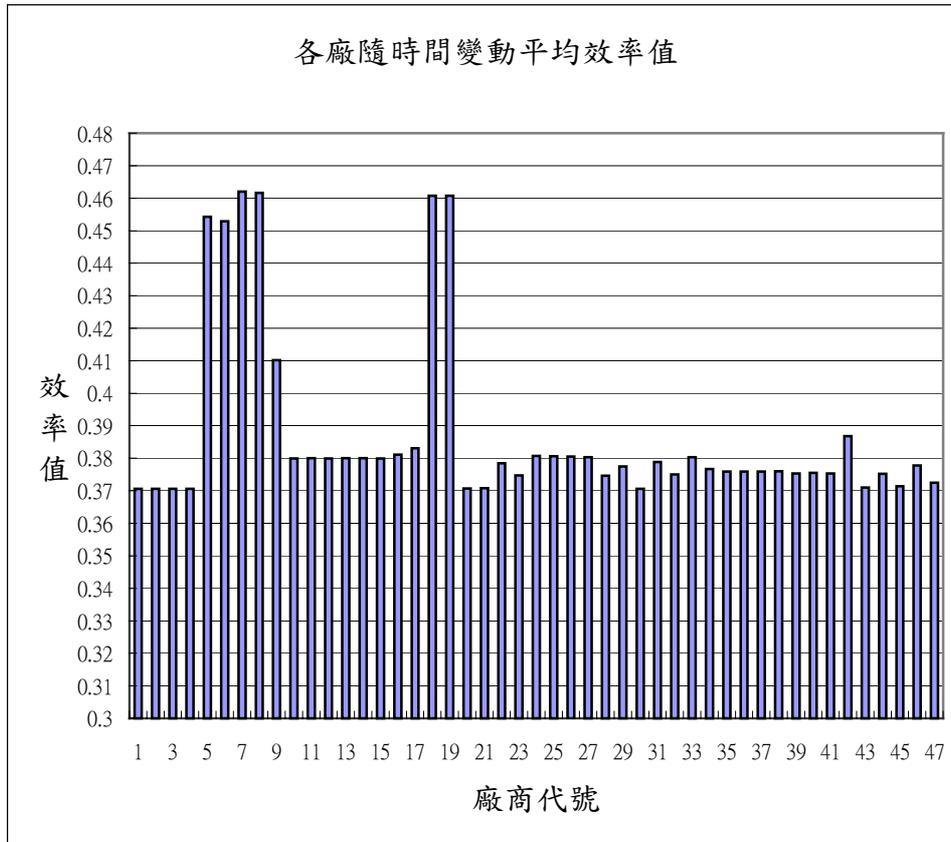
由附表一可觀察到，各廠的效率值隨著時間的增加也逐年增加，其中可能意含效率改善為人為因素或是規模效率等因素造成效率改善。在廠商面臨無效率時，廠商將會不斷提升技術或調整要素配置方式，讓廠商效率值獲得改善，但並非每種產業皆有利用短期效率的改善影響長期效率；因此，本文也利用 Hausman test 檢定長期效率值否可為人為因素所影響。

由表九中可觀察到，林口一號機、林口二號機、深澳一號機、深澳二號機、大林一號機與大林二號機平均隨時間變動效率值明顯高於其他機組⁵。

從附錄一可觀察到，隨著時間的增加，隨時間變動的效率值也隨之上升，表示台灣火力發電產業並非如國人的刻板印象中的墨守成規，代表其也會追求營運效率的最大值，利用提升技術、改善要素配置等方式改善無效率情形。

⁵以數據觀察，並配合圖形中效率值明顯高於其他機組的機組為高效率群。

圖四



第五節 綜合分析結果

推估出各火力發電廠機具組的兩種效率值後，將同廠房的機組加總平均後將可得到各火力發電廠的兩種效率值，並藉由 Hausman test 得知台灣火力發電廠的長期效率可藉由人為因素改善而影響；因此，依照其效率值大小排列比較，並探討何廠商需要對其生產過程調整，提升效率，結果顯示於表十。

從不隨時間變動效率值與隨時間變動效率值可觀察到，深澳廠皆排名第一，其為最有效率廠商，而其餘廠房皆存在不隨時間變動無效率值，各廠房的兩種效率值排名差異皆不大；而先前檢定出台灣火力發電廠其長期效率值可藉由人為因素改變而影響，且隨著時間變動短期效率值也隨時間增長；因此，藉由短期內配置效率的改善進而影響長期效率值，使得效率得以改善，所以台灣火力發電

表十、各廠效率值排名

排名	發電廠	不隨時間變動	發電廠	隨時間變動效
		效率值		率值
1	深澳	0.9572	深澳	0.4446
2	林口	0.9277	林口	0.4274
3	大林	0.8145	大林	0.3991
4	台中	0.7983	台中	0.3795
5	興達	0.7954	興達	0.3779
6	南部	0.7932	南部	0.3772
7	澎湖	0.7703	通宵	0.3763
8	通宵	0.7623	澎湖	0.3725
9	協和	0.6881	協和	0.3706

廠可以利用人為因素改善配置效率進而影響長期間的效率值，改善管理風格與企業文化。

因此以整體火力發電產業來看，以長期效率而言，各廠房管理風格與企業文化皆有改善空間，而檢定結果長期效率值將受人為因素影響，因此利用調整短期效率，進而影響長期效率。

第五章、結論與建議

第一節 結論

本文研究對象為台灣火力發電產業九家廠房的 47 組發電機具，研究期間為 84 年到 92 年，九筆年資料。首先架構出超越對數成本函數，並給予模型適當的假設，再分別利用固定效果模型與隨機邊界模型進行兩階段估計，利用最小平方虛擬變數法與最大概似法推估效率值，其將可分別捕捉到不隨時間變動與隨時間變動的效率值，並輔以 Hausman test 判別長期效率的改善是否可由人為因素所影響。

綜合所得到的結論：

- 1、台灣火力發電產業適用於固定效果模型與隨機邊界模型，且從隨機邊界模型得知，生產要素 K_1 （煤炭）、 K_2 （燃料油）、 K_3 （天然氣）互為替代關係。
- 2、台灣火力發電短期與長期中皆有無效率存在，所以皆有改善空間，且檢定結果長期效率受人為因素調整而影響，此分析結果可供台灣電力公司參考調整其效率。
- 3、以整體產業而言，隨時間變動效率著是隨著時間增加而提升，表示著台灣電力產業並非如大家印象中般國營事業的制式化，其也是追求效率極大，因此面對無效率時，該產業會提升其技術，調整要素配置以提升效率。
- 4、而 Hausman tset 結果可以得知長期不隨時間變動效率值可由人為因素所改善而影響；因此，可以藉由人為因素調整配置效率或技術效率，進而影響長期不隨時間變動效率，改善該產業的企業文化、管理風格等。

第二節 建議與研究限制

本文採取兩階段模型分析不隨時間變動效率值與隨時間變動效率值之間的差異，並輔以 Hausman test 判斷效率是否可以藉由人為因素調整而加以改善，綜

合以上研究，尚有幾點改善空間。

1、由於本文受限於資料的完整性，因此，僅討論台灣火力發電的效率，後續發展可以朝核能、水力與火力各發電廠的整體效能一起比較，以此作為營運依據。

2、本文只考慮到個別效果的差異性，而未來研究方向可以嘗試考慮時間因子，使用兩維空間（two-way）追蹤資料模型，以便可同時捕捉到兩種效率值。

3、台灣電力公司發電量超過全台灣總發電量的一半，因此其具有規模經濟，而本文尚未將規模經濟所帶來的優勢納入考量，若能將其納入考量，則對效率值將會有更好的解釋能力。

4、政府因應經濟及科技的變遷，政大力推動電力自由化的工作，民營電廠的數量與日俱增，所佔台灣電力產業的份量日漸成長，因此在未來的研究可以探討民營化對國營化事業效率的衝擊影響，以此作為改善依據。

參考文獻

- 黃台心 (1997),「台灣地區本國銀行成本效率之實証研究—隨機邊界模型之應用」,人文及社會科學及刊,第九卷第一期。
- 楊永列 (1999),「新竹科學園區廠商效率與生產力變動之研究」,私立東吳大學經濟學系博士論文。
- 陳青穗 (2003),「農會信用部與商業銀行之效率分析—隨機性邊界成本函數法之應用」,東海大學經濟學系碩士論文。
- 李宜帆 (2004),「利用追蹤資料分析捕捉廠商長期固定效率—以台灣 IC 設計產業為例」,東海大學經濟學系碩士論文。
- 林灼榮、徐啟生、吳義雄 (2004),「台灣新開放銀行成本效率與投入產出特性分析」,產業論壇,第六卷第二期,91-124。
- Afriat, S. (1972), "Efficiency Estimation of Production Functions," *International Economics Review*, 13, 568-598.
- Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (1997), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Model," *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- Charnes, A., W. W. Cooper, and E. Rhodes (1978), "Measure the Efficiency of Decision Making Units," *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.
- Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, General 120, Part 3, 253-281.
- Gilbert E. Metcalf (1996), "Specification Testing in Panel Data with Instrumental Variables," *Journal of Econometrics*, 71, 291-307.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Test in Econometrics," *Econometric*. 46, 1251-1271.
- Kopp, R. J., and W. E. Diewert (1982), "The Decomposition of Frontier Cost Function Deviations into Measures of Technical and Allocative Efficiency," *Journal*

of Econometrics, 19, 319-331.

Richmond, J. (1974) , “Estimating the Efficiency of Production,” *International Economic Review*, 15 , 515-521.

Romeo, P. and de Guzman, E. (2002) , “ Impact of Energy Policy to Productive Efficiency of Electricity Distribution Industry in the Philippines,” *Energy Economics*, 24, 41-54.

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.

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

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

Swamy, P. A. V. B. and Arora, S. S. (1972) . “The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models,” *Econometrics*, 40, 261-275.

Varian, H. R. (1992) , “Microeconomics Analysis,” W.W. Norton & Company.

附錄

附表一、各機組隨時間變動效率值

時間\廠商	協和一號機	協和二號機	協和三號機	協和四號機
84年12月	0.3686	0.3685	0.3686	0.3686
85年12月	0.3688	0.3688	0.3688	0.3687
86年12月	0.3691	0.3691	0.3691	0.3691
87年12月	0.3695	0.3694	0.3694	0.3695
88年12月	0.3700	0.3699	0.3699	0.3699
89年12月	0.3707	0.3707	0.3707	0.3707
90年12月	0.3716	0.3716	0.3716	0.3716
91年12月	0.3728	0.3728	0.3728	0.3728
92年12月	0.3745	0.3744	0.3744	0.3743
平均值	0.3706	0.3705	0.3706	0.3706

時間\廠商	林口一號機	林口二號機	深澳一號機	深澳二號機
84年12月	0.3901	0.3897	0.3922	0.3921
85年12月	0.3973	0.3968	0.4001	0.3999
86年12月	0.4069	0.4063	0.4106	0.4103
87年12月	0.4195	0.4187	0.4243	0.4241
88年12月	0.4362	0.4351	0.4425	0.4422
89年12月	0.4581	0.4566	0.4663	0.4659
90年12月	0.4866	0.4847	0.4973	0.4969
91年12月	0.5234	0.5209	0.5371	0.5365
92年12月	0.5700	0.5669	0.5871	0.5864
平均值	0.4542	0.4529	0.4619	0.4616

承下頁

承上頁

時間\廠商	深澳三號機	台中一號機	台中二號機	台中三號機
84年12月	0.3785	0.3709	0.3709	0.3709
85年12月	0.3821	0.3719	0.37196	0.3719
86年12月	0.3867	0.3733	0.37323	0.3732
87年12月	0.3929	0.3750	0.3751	0.3749
88年12月	0.4009	0.3773	0.3774	0.3773
89年12月	0.4116	0.3804	0.3805	0.3803
90年12月	0.4258	0.3844	0.3845	0.3844
91年12月	0.4444	0.3898	0.3899	0.3897
92年12月	0.4687	0.3968	0.3970	0.3967
平均值	0.4102	0.3799	0.3801	0.3799

時間\廠商	台中四號機	台中五號機	台中六號機	台中七號機
84年12月	0.3709	0.3709	0.3709	
85年12月	0.3719	0.3719	0.3719	0.3719
86年12月	0.3733	0.3733	0.3732	0.3732
87年12月	0.3750	0.3750	0.3749	0.3750
88年12月	0.3772	0.3773	0.3772	0.3773
89年12月	0.3804	0.3804	0.3802	0.3804
90年12月	0.3845	0.3844	0.3843	0.3845
91年12月	0.3898	0.3897	0.3896	0.3898
92年12月	0.3968	0.3968	0.3966	0.3969
平均值	0.3800	0.3799	0.3799	0.3811

承下頁

承上頁

時間\廠商	台中八號機	大林一號機	大林二號機	大林三號機
84年12月		0.3919	0.3995	0.3686
85年12月		0.3997	0.3974	0.3688
86年12月	0.3734	0.4099	0.4099	0.3691
87年12月	0.3753	0.4235	0.4236	0.3696
88年12月	0.3777	0.4415	0.4416	0.3701
89年12月	0.3809	0.4650	0.4651	0.3708
90年12月	0.3851	0.4956	0.4957	0.3718
91年12月	0.3907	0.5349	0.5350	0.3731
92年12月	0.3981	0.5844	0.5846	0.374
平均值	0.3831	0.4607	0.4608	0.3708

時間\廠商	大林四號機	大林五號機	大林六號機	興達一號機
84年12月	0.3686	0.3705	0.3696	0.3711
85年12月	0.3688	0.3714	0.3701	0.3722
86年12月	0.3692	0.3726	0.3709	0.3736
87年12月	0.3696	0.3740	0.3719	0.3754
88年12月	0.3701	0.3761	0.3733	0.3778
89年12月	0.3709	0.3788	0.3749	0.3811
90年12月	0.3718	0.3823	0.3773	0.3854
91年12月	0.3731	0.3869	0.3803	0.3911
92年12月	0.3748	0.3931	0.3843	0.3985
平均值	0.3708	0.3784	0.3747	0.3807

承下頁

承上頁

時間\廠商	興達二號機	興達三號機	興達四號機	通宵一號複循環
84年12月	0.3711	0.3711	0.3710	
85年12月	0.3722	0.3721	0.3721	0.3699
86年12月	0.3735	0.3735	0.3734	0.3706
87年12月	0.3754	0.3753	0.3752	0.3715
88年12月	0.3778	0.3777	0.3776	0.3727
89年12月	0.3811	0.3809	0.3808	0.3743
90年12月	0.3853	0.3851	0.3849	0.3764
91年12月	0.3909	0.3907	0.3905	0.3791
92年12月	0.3984	0.3980	0.3978	0.3827
平均值	0.3807	0.3805	0.3803	0.3747

時間\廠商	通宵二號複循環	通宵三號複循環	通宵四號複循環	通宵五號複循環
84年12月				
85年12月	0.3708	0.3687	0.3712	0.3701
86年12月	0.3718	0.3690	0.3723	0.3708
87年12月	0.3731	0.3693	0.3738	0.3717
88年12月	0.3747	0.3699	0.3757	0.3729
89年12月	0.3769	0.3705	0.3782	0.3747
90年12月	0.3799	0.3713	0.3816	0.3768
91年12月	0.3838	0.3724	0.3859	0.3797
92年12月	0.3889	0.3739	0.3918	0.3836
平均值	0.3775	0.3707	0.3788	0.3751

承下頁

承上頁

時間\廠商	通宵六號複循環	通宵七號複循環	興達一號複循環	興達二號複循環
84年12月		0.3701		
85年12月		0.3708		
86年12月		0.3718	0.3708	0.3708
87年12月		0.3731	0.3718	0.3718
88年12月	0.3744	0.3748	0.3731	0.3731
89年12月	0.3766	0.3769	0.3747	0.3748
90年12月	0.3794	0.3799	0.3769	0.3769
91年12月	0.3831	0.3838	0.3799	0.3799
92年12月	0.3879	0.3889	0.3838	0.3838
平均值	0.3802	0.3752	0.3767	0.3759

時間\廠商	興達三號複循環	興達四號複循環	興達五號複循環	南部一號複循環
84年12月				
85年12月				0.3702
86年12月	0.3708	0.3709	0.3701	0.3709
87年12月	0.3718	0.3718	0.3718	0.3719
88年12月	0.3731	0.3731	0.3731	0.3732
89年12月	0.3747	0.3748	0.3749	0.3749
90年12月	0.3769	0.3770	0.3771	0.3772
91年12月	0.3799	0.3799	0.3801	0.3802
92年12月	0.3838	0.3839	0.3840	0.3841
平均值	0.3759	0.3759	0.3759	0.3753

承下頁

承上頁

時間\廠商	南部二號複循環	南部三號複循環	南部四號複循環	林口複循環
84年12月				0.3687
85年12月	0.3702	0.3701		0.3689
86年12月	0.3709	0.3709		0.3692
87年12月	0.3719	0.3719		0.3697
88年12月	0.3733	0.3732		0.3703
89年12月	0.3751	0.3749		0.3711
90年12月	0.3774	0.3772		0.3721
91年12月	0.3804	0.3802		0.3735
92年12月	0.3845	0.3842	0.3868	0.3753
平均值	0.3755	0.3752	0.3868	0.3709

時間\廠商	台中複循環	大林複循環	澎湖
84年12月	0.3688	0.3704	0.3690
85年12月	0.3690	0.3712	0.3694
86年12月	0.3694	0.3723	0.3699
87年12月	0.3699	0.3737	0.3706
88年12月	0.3706	0.3756	0.3714
89年12月	0.3715	0.3781	0.3726
90年12月	0.3726	0.3814	0.3741
91年12月	0.3741	0.3857	0.3762
92年12月	0.3762	0.3915	0.3788
平均值	0.3714	0.3777	0.3725