

台灣電力產業效率分析研究

陳文典* 陳依兌#

東海大學經濟系

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)，並架構超越對數成本函數(translog function)，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，比較其性質不同之處，其中由固定效果模型可估計出不隨時間變動效率值，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；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：

深澳一號機長期中不存在無效率，但在短期其中皆存在無效率，剩餘機組在長期中，皆存在無效率，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其長期效率值；因此，可以藉由要素配置或技術調整改善；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：電力產業、效率、固定效果模型、隨機邊界模型、Hausman test

*陳文典，東海大學經濟系專任副教授，地址：台中市港路三段 181 號，電話：(04) 23590121 分機 2926；傳真 04 - 23590702。E-mail:wdchen@mail.thu.edu.tw

#本文通訊作者：陳依兌，東海大學經濟系，地址：台中市港路三段 181 號，電話：(04) 23590121 分機 2926；傳真 04 - 23590702。E-mail:speedowater12001@yahoo.com.tw

壹、緒論

電力為現代化生活的基石，是經濟發展的動力，就電力產業而言，可概分為發電事業、配電事業及售電事業，在發電事業部分，以水利、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，預估十年之內之平均成長率為 4.2%，然而，電力供應的開發卻受制於自然秉賦不足，以及電力生產所導致的環境問題所產生的民眾抗爭，因而無法依照市場法則增加供應。因此，電力生產效率的提高實乃現階段電力供應增加的主要策略，而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，由於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，由於這部分不隨時間而調整，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改善。

本文首先建構兩階段模型，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，再利用隨機邊界模型估計出隨時間變動效率值，並將兩種效率綜合比較，最後以 Hausman test 檢定出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) 利用實証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所改善。

貳、文獻探討

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、徐啓升、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，並評估與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。

Hausman (1978) 提出了 Hausman test, 由於先前的迴歸模型中往往一味的假設解釋變數與個別效果之間無相關性存在, 但是廠商在生產過程中, 往往會針對無效率部分提出改善方法, 廠商所提出的方法是否能改善效率, 便為 Hausman test 所探討解釋變數與個別效果是否相關; 因此, 此篇文章利用 Hausman test 判別效率是否具有內生性, 藉以評斷廠商在生產過程中是否可以藉由人為因素調整而影響長期效率。Metcalf (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, 以決定使用隨機效果模型或固定效果模型。Pacudan and de Guzman (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, 七個具有生產規模無效率, 一個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。而近年來台灣發電產業也面臨與菲律賓相同的衝擊, 所以台灣發電產業的生產效率便是本文欲探討的議題。

參、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, 如此可抵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 檢定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。

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，因而提出追蹤資料模型克服了此問題，由於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。追蹤資料主要是用於廠商家數多 (N) 研究期間短 (T) 的資料上，而本文資料屬於此類型，因此採取追蹤資料型態分析效率。

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。當廠商發覺生產過程具有無效率時，廠商可能可以藉由人為因素對生產過程調整，但調整方式是否能影響到長期效率，此為本文欲探討的議題。

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。本文研究對象為台灣火力發電產業，且具有多家發電廠商，因此適合使用多產出模型分析，利用成本函數分析電力生產效率，電力生

產成本函數如下式所定義：

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

其中，Y 是產量，P 是原料（燃料）價格。在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且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。

一、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，最後以 Hausman tset 探討效率是否可由人為因素所控制。

(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， $t=1, \dots, T$

$P_{K_{it}}$ ：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, $\mu_i \sim iidN(\mu, \sigma_\mu^2)$

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、總成本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_{it} 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, 因此分析隨機效果時, 所估計出的無效率值需進行調整。

無效率值修正如下:

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

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

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方法之推估, 其共變異數如下:

$$\Omega = E\{(e - E(e))(e - E(e))'\}$$

$$= Z_\mu \{E(\mu\mu') - E(\mu)E(\mu)'\} Z_\mu' + E(vv')$$

$$= Z_{\mu} \sigma_{\mu}^2 I_N Z_{\mu}' + E(vv') \quad (3-5)$$

將 σ_{μ}^2 做修正如下：

$$\begin{aligned} \sigma_{\mu}^{*2} &= E(\mu\mu') - E(\mu)E(\mu') \\ &= \sigma_w^2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \end{aligned} \quad (3-6)$$

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效率值是否可由人為因素所改善。

(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長期不隨時間變動效率值將會產生偏誤；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，並檢定是否可以藉由人為管理或要素配置的改善影響企業文化或管理風格等，進而使長期效率值改善。

一般來說，在迴歸模型中包含個別效果，也就是先前提到的效率值，而迴歸模型在推導過程中常會對誤差項作一個嚴謹的假設 $E(u_{it}/X_{it})=0$ ，如此假設為誤差項與解釋變數無關係，因此解釋變數無法影響誤差項，此時模型不具有內生性。但實際情形並非如此，廠商生產過程中若遇到無效率情形時，通常會藉由要素調整或技術改善等方法改善短期效率，但長期中是否能影響到不隨時間變動效率則為本文欲探討議題。

Hausman (1978) 利用比較 $\hat{\beta}_{GLS}$ 與 $\hat{\beta}_{within}$ 是否一致檢定模型是否具有內生性，若 $E(u_{it}/X_{it}) \neq 0$ ，則 $\hat{\beta}_{GLS}$ 將不為 β 的一致性與不偏估計式，而 $\hat{\beta}_{within}$ 去除了 μ_i 的效果，所以其為 β 的不偏估計式，反之，若 $E(u_{it}/X_{it}) = 0$ ，則 $\hat{\beta}_{GLS}$ 與 $\hat{\beta}_{within}$ 皆為 β 不偏估計式，因此探討模型是否具有內生性時，會先探討是否 $\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{within} = 0$ ，檢定如下：

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

在假設檢定的條件成立下， $\hat{\beta}_{GLS}$ 與 $\hat{\beta}_{within}$ 是否為不偏及一致性的估計式，接著

需探討其共變異數的關係。

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

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

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

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，效率值將可受人為因素改變而影響，並改使用固定效果模型進行效率推估；反之，則效率值無法藉由人為因素改變。

(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且較無效率，所以改採用固定效果模型推估效率。模型設定如 (3-4)。以兩步驟推導出效率值，首先以最小平方虛擬變數法 (LSDV) 將可估計出不偏及一致性的估計式。

$$Qy = QX\beta + QV$$

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

$$Var(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X'QX)^{-1} \quad (3-12)$$

所估計出的截距項不具有不偏性，平移截距項為第二部的調整步驟，過程如下：

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

(3-12) 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，如此將可抵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：

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

$$+ \beta_9 \{(\ln P_{K_{it}})(\ln P_{L_{it}})\} + \beta_{10} \mu_i^* + v_{it} + u_{it} \quad (3-15)$$

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

變數定應如下：

μ_i^* ：為隨機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，若 $\eta=0$ ，表示無效率項隨時間收斂致基礎無效率水準的速度；

若 $\eta>0$ ，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。

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

二、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。本文火力發電廠的選取皆以台灣電力公司所供給資料為主。台灣的火力發電廠分別以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。資料取自民國 84 年 12 月到民國 92 年 12 月，共 9 筆年資料，由於通宵、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。

三、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，要素使用量已容量為單位，員工人數已人為單位，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機組燃料耗用表中的產量。

3. 要素使用量 (K)，取自台灣電力公司火力發電機組機組燃料耗用表中的的要素使用量。

4. 要素價格 (P_K)，取自行政院主計處能源局資料。

5. 薪資價格 (P_L)，取自行政院主計處能源局資料。

¹ 非平衡追蹤資料是指追蹤資料間長度不一致

肆、實證結果

一、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一。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系數為正值的條件，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。

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 其係數直皆為負號，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 得知，兩要素 K_1 (煤炭) 與 K_3 (天然氣) 為替代關係，當其中一要素價格上升時，廠商將會選擇利用另一要素作為替代。

利用隨機效果模型將可估計出個別效果，其為本文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，其結果顯示於表二。

以台灣電力公司火力發電廠而言，深澳一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。

二、Hausman test

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。若廠商生廠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不偏與一致性；而固定效果模型中的個別效果將視為不具機率性質之參數；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 1：

表 1 隨機效果與固定效果係數差值異與檢定結果

$\ln C$	固定效果係數值	隨機效果係數值	兩係數差
$\ln Q$	1.6844* (0.026)	1.8546* (0.011)	-0.1702
$\ln P_{K_i}$	-0.9403	-0.9349	-0.0054

	(0.251)	(0.245)	
$\ln P_{K_2}$	-0.6726 (0.647)	-0.6352 (0.633)	-0.0374
$\ln P_{K_3}$	-1.0388 (0.452)	-0.8189 (0.512)	-0.2199
$\ln P_L$	-44.373 (0.385)	-0.3691 (0.688)	-44.0044
$(1/2)(\ln Q)^2$	-0.001 (0.556)	-2.55e-06 (0.999)	-0.0010
$(1/2)(\ln P_{K_1})^2$	0.0895* (0.000)	0.0903* (0.000)	-0.0008
$(1/2)(\ln P_{K_2})^2$	0.0219 (0.231)	0.0268 (0.114)	-0.0049
$(1/2)(\ln P_{K_3})^2$	0.1859* (0.000)	0.2019* (0.000)	-0.0161
$(1/2)(\ln P_L)^2$	1.2826 (0.378)	0.0353 (0.501)	1.2473
$(\ln Q)(\ln P_{K_1})$	-0.0000414 (0.992)	-0.00002 (0.994)	-0.0000
$(\ln Q)(\ln P_{K_2})$	-0.0058 (0.552)	-0.00578 (0.524)	-0.0000
$(\ln Q)(\ln P_{K_3})$	0.0017 (0.846)	-0.0008 (0.928)	0.0025
$(\ln Q)(\ln P_L)$	-0.0373 (0.379)	-0.0484 (0.238)	0.0111
$(\ln P_{K_1})(\ln P_L)$	0.0315 (0.520)	0.0312 (0.520)	0.0003

$(\ln P_{K_2})(\ln P_L)$	0.0403 (0.645)	0.0373 (0.638)	0.0029
$(\ln P_{K_3})(\ln P_L)$	0.009 (0.913)	-0.0042 (0.956)	0.0132
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_2})$	-0.0049 (0.247)	-0.005 (0.212)	0.0001
$(\ln P_{K_1})(\ln P_{K_3})$	-0.0058* (0.027)	-0.0064 (0.006)	0.0007
$(\ln P_{K_2})(\ln P_{K_3})$	-0.005 (0.282)	-0.0067 (0.123)	0.0017
個別效果標準差 σ_u	0.0914	0.0817	
純粹干擾標準差 σ_v	0.0924	0.0924	

$$(\hat{q}_1)'[\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1}(\hat{q}_1) = 70.05 \sim \chi^2(46)^2 \quad \text{prob} > \chi^2(46) = 0.0000^*$$

註：1：*表示 5%的顯著水準

2：()表示 P 值

實證結果表示，檢定值顯著落於拒絕域內，故拒絕先前的虛無假設，因此本模型解釋變數與個別效果具有相關性，所以台灣火力發電廠的效率值具有內生性，可藉由人為因素改善長期效率。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，將改用固定效果模型推估長期不隨時間變動效率值。

三、固定效果模型

先前 Hausman test 可知本文模型具有內生性，因此使用隨機效果模型推估效率

$$^2 \hat{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within}$$

將產生偏誤；因此，本文使用固定效果模型推估長期不隨時間變動效率值，其結果列於表一。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，此也符合與成本為正向關係的條件，因此上述模型估計結果皆符合個體經濟理論基礎。估計出效率值與修正後效率值結果表示於表 2。

表 2 隨機效果與固定效果下各廠效率值

代號	廠商	隨機效果	固定效果
		修正後無效率值/效率值	修正後無效率值/效率值
1	協和廠一號機	0.2253/0.7983	0.3721/0.6893
2	協和廠二號機	0.2262/0.7976	0.3737/0.6882
3	協和廠三號機	0.2274/0.7966	0.3765/0.6863
4	協和廠四號機	0.2258/0.7979	0.3728/0.6888
5	林口一號機	0/1	0.0748/0.9279
6	林口二號機	0/1	0.0791/0.9239
7	深澳一號機	0/1	0/1
8	深澳二號機	0/1	0.0213/0.9789
9	深澳三號機	0.0149/0.9852	0.1136/0.8926
10	台中一號機	0.1104/0.8955	0.2326/0.7925
11	台中二號機	0.1101/0.8957	0.2320/0.7929
12	台中三號機	0.1104/0.8955	0.2328/0.7923
13	台中四號機	0.1102/0.8956	0.2323/0.7927
14	台中五號機	0.1081/0.8975	0.2289/0.7953
15	台中六號機	0.1034/0.9016	0.2213/0.8014
16	台中七號機	0.1069/0.8986	0.2290/0.7953

17	台中八號機	0.1017/0.9033	0.2240/0.7993
18	大林一號機	0/1	0.0542/0.9473
19	大林二號機	0/1	0.0526/0.9487
20	大林三號機	0.2172/0.8049	0.3554/0.7009
21	大林四號機	0.2175/0.8045	0.3564/0.7002
22	大林五號機	0.0899/0.9140	0.2057/0.8141
23	大林六號機	0.1092/0.8965	0.2313/0.7935
24	興達一號機	0.1058/0.8996	0.2227/0.8003
25	興達二號機	0.1057/0.8997	0.2223/0.8006
26	興達三號機	0.1079/0.8977	0.2276/0.7964
27	興達四號機	0.1085/0.8971	0.2289/0.7954
28	通宵一號複循環	0.1492/0.8614	0.2713/0.7624
29	通宵二號複循環	0.1484/0.8621	0.2716/0.7622
30	通宵三號複循環	0.2062/0.8137	0.3384/0.7129
31	通宵四號複循環	0.1594/0.8527	0.2884/0.7494
32	通宵五號複循環	0.1678/0.8455	0.2980/0.7423
33	通宵六號複循環	0.0989/0.9058	0.2080/0.8122
34	通宵七號複循環	0.0441/0.957	0.2299/0.7946
35	興達一號複循環	0.1105/0.8953	0.2299/0.7946
36	興達二號複循環	0.1105/0.8954	0.2298/0.7947
37	興達三號複循環	0.1104/0.8955	0.2297/0.7948
38	興達四號複循環	0.1106/0.8953	0.2298/0.7947
39	興達五號複循環	0.1119/0.8941	0.2388/0.7875
40	南部一號複循環	0.1193/0.8876	0.2347/0.7908
41	南部二號複循環	0.1159/0.8906	0.2262/0.7976

42	南部三號複循環	0.1112/0.8948	0.2294/0.7950
43	南部四號複循環	0.1116/0.8944	0.1976/0.8207
44	林口複循環	0.1266/0.8814	0.0711/0.9313
45	台中複循環	0.1236/0.8837	0.1941/0.8235
46	大林複循環	0.1097/0.8961	0.2275/0.7965
47	澎湖	0.1671/0.8461	0.2609/0.7703

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，上述七組機組較為無效率。

四、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 3 中。

表 3 隨機邊界模型結果

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}	-0.0080*	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：1*代表 5%的顯著水準

觀察到表三中，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，依據 Shephard's Lemma 得知要素 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，並將個別廠商隨時變動效率值加總平均，並將結果列

於表 4。由表四中可觀察到，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，這與不隨時間變動效率值的結果相一致。

表 4 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	0.3706
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	0.4619
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	0.3801
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	0.3831
18	大林一號機	0.4607
19	大林二號機	0.4608
20	大林三號機	0.3708

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	0.3758
37	興達三號複循環	0.3759
38	興達四號複循環	0.3759
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

五、綜合分析結果

推估出各火力發電廠兩種效率值後，我們可藉由 Hausman test 得知台灣火力發電廠的長期效率可藉由人爲因素改善而影響。從不隨時間變動效率值與隨時間變動效率值可觀察到，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，這六組機組皆具有較高的效率值³，其中深澳一號機長期效率值達到最高，但在隨時間變動模型中，仍存在無效率，同時其餘機組短期也存無效率在，顯示配置上並未達到最適，因此短期內配置效率上仍有改善空間，進而影響長期效率值。

各機組的兩種效率值排名差異皆不大，且皆存在無效率，表示其仍有改善空間，而先前檢定出台灣火力發電廠其長期效率值可藉由人爲因素而改善，所以短期內，配置效率或技術效率可藉由人爲因素調整，使得效率得以改善，並進而影響到長期間的效率；因此，人爲因素的調整可以的改善配置效率或技術效率，並影響到管理風格與企業文化，因此台灣火力發電廠可以利用人爲因素改善配置效率或技術效率進而影響長期間的效率值。而以整體台灣火力發電產業來看，大部分的機組其管理風格與企業文化皆有改善空間，而其可從配置效率等方法上做人爲因素的改善，使得短期效率有所調整，進而影響長期效率。

³ 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爲高效率群。

伍、結論

本文研究對象為台灣火力發電產業的 47 組發電機具，研究期間為 84 年到 92 年，九期年資料，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，最後以 Hausman test 判別長期效率的改善是否可由人為因素所操控。綜合所得到的結論：

一、台灣火力發電產業適用於固定效果模型與隨機邊界模型，且從隨機邊界模型中得知，生產要素 K_1 （煤炭）、 K_2 （燃料油）、 K_3 （天然氣）互為替代關係。

二、使用固定效果模型得到深澳一號機的長期效率值達到最高，而剩餘廠商其皆存在著無效率，因此分析結果可供台灣電力公司參考調整其效率。

三、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，該產業會提升其技術，調整要素配置以提升效率。

四、而 Hausman test 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。

參考文獻

- 1.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。
- 2.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。
- 3.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。
- 4.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。
- 5.林灼榮、徐啓生、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。
- 6.Afriat, S.(1972),“Efficiency Estimation of Production Functions,”*International Economics Review*, 13, 568-598.
- 7.Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, and P.Schimidt (1997),“Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Model,”*Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- 8.Charnes, A., W. W. Cooper, and E. Rhodes (1978),“Measure the Efficiency of Decision Making Units,”*European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.
- 9.Farrell, M. J. (1957),“The Measurement of Productive Efficiency,”*Journal of the Royal Stastical Society*, Series A, General 120, Part 3, 253-281.
- 10.Gilbert E. Metcalf (1996),“Specification Testing in Panel Data with Instrumental Variables,”*Journal of Econometrics*, 71, 291-307.
- 11.Hausman, J. (1978),“Specification Test in Econometrics,”*Econometric*. 46, 1251-1271.
- 12.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.

13. Richmond, J. (1974), "Estimating the Efficiency of Production," *International Economic Review*, 15, 515-521.
14. 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.
15. 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.
16. Schmidt, Peter and R.C.Sickles (1984), "Production Frontier and Panel Data," *Journal of Business and Economic Statistics*, 2 (4), 367-394.
17. STATA XT Manual, (2003), STATA cross-sectional time-series reference manual release 8.
18. 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.
19. Varian, H. R. (1992), "Microeconomics Analysis," W.W. Norton & Company.

A study on the efficiency of Taiwan power industry

W.D. Chen* I.T. Chen#

Department of Economics, Tunghai University

Abstract

This paper examines the efficiency of Taiwan power industry containing 9 fossil fuel power plants, including 47 sets of generators. We construct a translog cost function and analyze the efficiency and special features of each plant based on panel data from 1995 to 2003. A two stage research method is employed by assuming a fixed effect of cost frontier production firstly and next step of random effect to find out the efficiency respectively. Thus, we compare the difference of special features. The results of efficiency in each plant based on a fixed effect model demonstrate the special features of business culture, management style, and future visions. In contrast, the efficiency value derived based on a stochastic frontier model explain the allocation and technical efficiency of each set of generator. A Hausman test is conducted on the model to assure the homoscedasticity and prove the fitness of this model.

The results indicate that Shenauo No. 1 is efficient on the frontier curve in long term while other sets are less efficient. Hausman test also confirm that these models employed for efficiency in the power industry hold homoscedasticity through Hausman tests. Thus the long term efficiency can be adjusted and improved through rearrangement of resources allocation. Consequently, the allocation in short term or technical progress may improve long term efficiency.

Keywords: power industry, efficiency, a fixed effect model, random stochastic frontier, Huasman test

*W. D. Chen, associate professor of Department of Economics, Tunghai University. Address: 181 Chungkan Road, Section 3, Taichung, Taiwan. Phone: (04)2359012ext. 2926, fax: 04-23590702, E-mail:wdchen@mail.thu.edu.tw

#Corresponding author: I. Tui Chen, Department of Economics, Tunghai University. Address: 181 Chungkan Road, Section 3, Taichung, Taiwan. Phone: (04)2359012ext. 2926, fax: 04-23590702, E-mail:speedowater12001@yahoo.com.tw