

我國地區醫院技術效率之研究--DEA 方法的應用

王媛慧、李文福*

摘要

本文評估民國 88 年我國公私立地區醫院之技術效率。目前國內外文獻所採用之兩階段非參數資料包絡分析法 (nonparametric data envelopment analysis, DEA), 其作法為: 第一階段, 利用非參數方法計算效率值; 第二階段, 採用參數假設之截斷陶比迴歸模式 (censored Tobit regression model), 探討影響醫院效率表現的外部環境因素。就方法論而言, 第一階段採用非參數估算效率值, 卻於第二階段時改以參數假設之 Tobit 迴歸進行分析, 邏輯並不一致。再者, 若參數假設錯誤時, censored Tobit 迴歸結果將有偏誤 (biased) 並且不一致 (inconsistent)。本文修正傳統作法, 於第二階段時採用假設誤差項為半參數 (semiparametric) 的對稱截斷最小平方方法 (STLS; Powell, 1986) 與截斷最小絕對離差法 (CLAD; Powell, 1984) 兩種模式進行分析, 並與 censored Tobit 迴歸之結果, 作一比較。

第一階段估算結果發現: 地區醫院產業確實存在技術無效率, 且公立醫院效率表現低於私立醫院。從第二階段分析結果發現: 權屬別、醫院規模 (病床數及其平方項)、平均住院日、病床使用率, 皆為影響效率的重要因素。而 STLS、CLAD 與 Tobit 分析結果之比較顯示: 使用半參數假設之 STLS 與 CLAD, 其結果相對較採行 Tobit 迴歸結果穩定。

關鍵詞: 資料包絡分析、技術效率、對稱截斷最小平方方法、截斷最小絕對離差法、截斷陶比迴歸模式

JEL 分類代號: C24、D24、I12、L25

* 王媛慧任職輔仁大學餐旅管理學系助理教授。李文福任職國立政治大學經濟系與龍華科技大學商管所教授。作者感謝教育部大學學術追求卓越發展計畫甲-91-H-FA08-1-4 專題研究計畫之經費補助。

投稿日期: 民國 92 年 7 月 10 日; 接受日期: 93 年 2 月 20 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 40:1 (2004), 61-95.

臺北大學經濟學系出版

1. 緒論

自從 1970 年代以來，由於我國經濟成長迅速，國民所得的提高，醫藥衛生進步，因此醫療保健的觀念深植人心，醫療市場所帶動的社會問題遂成為經濟學者關心的焦點。從需求面來說，衛生環境的改善，都市化的發展，導致出生率及死亡率的下跌，人口老化問題日益嚴重，對醫療服務的需求不斷提高；加上全民健康保險的推行，使得民眾就醫成本遠小於實際成本，醫療服務使用率更是不斷增加；就供給面而言，醫療技術快速發展，使得投入於醫療部門的成本不斷膨脹。整體而言，醫療支出年成長率大過經濟成長率，其他部門的可使用資源減少。因此，如何使稀少有限的資源作最有效的使用，便成為醫療經濟學者所關心的議題。了解醫院的生產效率，一方面有助於可明瞭醫院管理實際成效，另一方面亦可作為醫政管理當局在未來訂定目標及決策時之參考。

所謂的效率，可以從兩個層面觀察，一是廠商僱用一定投入來生產，無法再進一步增加其產出數量；或是廠商在既定的產出量下，無法再進一步地減少其要素雇用量(Koopmans, 1951)。一般而言，廠商的管理能力會受到許多因素（可控制與不可控制兩種因素）的影響，因而影響廠商的效率表現（詳見 Fried, Schmidt and Yaisawarng, 1999）。可控制因素與生產過程中可權衡改變的投入與產出有關；而不可控制因素（或稱外生變數，exogenous variables）包括外在變數（external variables）與廠商現階段特性變數（例如：權屬別、短期規模），其中外在變數與廠商所處經營環境（operating environment）有關，包括：總體社經環境（例如：政府政策法規）、市場結構（例如：市場競爭程度）、廠商坐落的區位特性等等。一般在文獻上的做法是，第一階段先利用廠商實際的投入產出資料，採用參數（parametric approach）或非參數的方法（nonparametric approach）估計廠

商的效率值；至於第二階段解釋外生因素對廠商生產效率的影響，多以各廠商的效率值作為被解釋變數，並將有關的不可控制之變數，作為迴歸式的解釋變數，文獻上多採用 censored Tobit 或 OLS 迴歸分析 (McCarty and Yaisawarng, 1993; Lovell, Walters and Wood, 1995)。就非參數方法而言，上述做法，一般稱之為兩階段之資料包絡分析模式 (data envelopment analysis; 簡稱 DEA) (Fried, Lovell and Schmidt, 1993)。

由於無先驗理由得知產業生產前緣 (production frontier) 型態，為避免錯誤設定，故本文在第一階段，選擇以非參數方法中的 DEA 方法，去建立一個包絡所有決策單位的相對最有效率的生產前緣，以評估個別醫院相對於生產前緣的經營效率程度。至於在第二階段，本文選用三種方法，除了 censored Tobit 迴歸分析外，亦利用半參數 (semiparametric) 的對稱截斷最小平方法 (symmetrically-trimmed least squares; 簡稱 STLS) (Powell, 1986) 與截斷最小絕對離差法 (censored least absolute deviation; 簡稱 CLAD) (Powell, 1984) 作為分析方式，以比較其不同結果的實證經濟意義。選用 STLS 與 CLAD 的目的，是由於過去較多文獻所採用的兩階段 DEA 模式，在第一階段是假設廠商的效率分配是 nonparametric，而後者在利用 OLS 或 Tobit 迴歸分析時，則是假設廠商的效率誤差分配是參數 (parametric)，為解決此一方法論上的瑕疵，有必要改採假設誤差項是半參數的分析法。

有關醫院產業效率問題，自 1980 年代以來，國內外相關文獻已有持續的探討 (Cellini, Giacomo and Ilde, 2000; 羅紀琮、石滄生、陳國樑, 1996; 李文福、王媛慧, 1998; 陳世能, 2000)。在上述眾多國內探討醫院效率的文獻中，有關地區醫院經營效率之問題探討，目前只有張錫惠、王巧雲、蕭家旗 (1998)。以民國 90 年的地區醫院 (包括教學醫院與非教學醫院) 市場而言，其門診服務量佔全國醫療體系比重為 34.07%，急診佔 32.21%，手術則佔

28.76%，顯示地區醫院在整體醫療體系中所佔的重要性。¹ 然而，近年來，隨著健保核減率的提高，轉診制度設計的不良，使得較小規模的地區醫院在經營上受到相當程度的擠壓（黃明山，2000）。本研究擬以地區醫院的效率探討為主，並加強研究方法上的嚴謹度，以補足國內有關此一部份文獻的缺乏。

由於地區醫院規模相對醫學中心與區域醫院較小，而資料變異亦較大，因此在實證資料處理上，本研究採用 Wilson（1995）之外圍者檢定，進行構成生產前緣的樣本點之外圍者認定，以找出與其他樣本點型態（pattern）不相一致的外圍者觀察點，並以兩組不同投入產出組合測試生產前緣或效率值是否隨變數選擇之不同而敏感變動。全文結構大致如下：第二節為實證模式介紹，包括 DEA 模式與 STLS 與 CLAD 等迴歸方法的探討；第三節就資料性質及其處理過程做說明；第四節第一小節進行觀察值外圍者的診斷，第二小節就 DEA 效率衡量結果做討論，再利用非參數檢定方法，分析公私立地區醫院效率表現是否有所差異，最後，第三小節以 Tobit，STLS 與 CLAD 等迴歸模型解釋不效率的可能原因；第五節為結論。

2. 實證模式

一般來說，醫院是以擔負社會責任、救助病患為其營運理念，因此，利潤最大化目標之經濟行為假設，在醫院產業中並不適用；再者，全民健保實施後，醫療服務價格被管制（醫院可定價的空間大幅縮小），在醫院面對健保局單一的支付價格下，產出價格資料已被扭曲，而無法真正反映醫療市場上供需的變動情況，故與利潤或收益有關的經濟效率（economic efficiency）或配置效率之衡量

¹ 其中，非教學的地區醫院之門診服務量佔全國醫療體系比重為 22.74%，急診佔 17.64%，手術則佔 18.21%。

並不可行。此外，由於醫院成本資料無法完整收集，故本文所探討的醫院生產效率，將著重於技術效率 (technical efficiency) 層面。事實上，諸多不同產業的效率研究也指出技術無效率是經濟無效率的主要來源。

目前文獻上，若以 DEA 模式作為估計醫院效率之研究方法，在探討醫院效率的影響因素時，有採用 all-in-one 方法 (Banker and Morey, 1986)；² 有採用 Frontier separation 方法；³ 有採用三階段 DEA 模式 (Fried et al., 2002)；⁴ 有採用四階段 DEA 模式 (Fried, Schmidt and Yaisawarng, 1999)；⁵ 多半則採用兩階段 DEA 模式，進行探討。本研究著重在兩階段的 DEA 模式。以下順序介紹 DEA 模式及其特色，再探討第二階段的迴歸模式。

(1) DEA 模式

傳統的 DEA 模式是將現有可觀察到的投入產出向量資料，利用數學線性規畫 (linear programming) 方法，去建立一個包絡所有決策單位 (decision making units, DMUs) 的相對最有效率的生產前緣，以評估個別廠商相對於生產前緣的經營效率程度，一般

² 亦即在第一階段的 DEA 模式中，就將外在環境變數納入限制式中，而不另外再跑迴歸分析。若是採用隨機邊界分析 (stochastic frontier analysis；簡稱 SFA) 法者，則是同時將效率影響因素納入醫院效率估計中。

³ 例如，Fizel and Nunnikhoven (1992) 直接針對不同權屬別的醫院估計出不同的生產邊界。

⁴ 第一階段是 DEA 效率值的估計與衡量；第二階段是利用 SFA 模式去探討影響效率的因素；第三階段是在考慮外部環境對廠商的影響後，重新調整投入或產出 (視第一階段是為投入導向或產出導向的效率衡量模式而定) 及統計干擾項，重新估計 DEA 效率值。

⁵ 第一階段 (S1) 先利用傳統 DEA 模式 (以下以投入面說明)，估計出各廠商的效率值，及各投入的 slacks。第二階段 (S2) 利用迴歸式估計這些外部環境因素對各投入 slack 的變異。第三階段 (S3) 利用 S2 的參數估計值預測總投入，並據以調整投入資料。第四階段 (S4) 利用 S3 調整後的資料，重新估計 DEA 效率值。此一階段，已包含外部變數對於生產過程的影響，並分離不效率的管理部分。

可以利用投入導向 (input-oriented) 或產出導向 (output-oriented) 兩種方式加以估計，前者所估計出來的各廠商效率值將小於等於 1，後者則大於等於 1。本文以投入導向做為醫院效率估計模式。有關傳統 DEA 模型的介紹，請參考 Charnes、Cooper and Rhodes (1978)，Banker、Charnes and Cooper (1984)，Färe, Grosskopf and Lovell (1994)。

假設共有 N 家 DMUs, $n=1, \dots, N$; 每家廠商利用 K 種投入, $k=1, \dots, K$, 去生產 M 種產出, $m=1, \dots, M$; x_{kn} 與 y_{mn} 分別代表第 n 家廠商的第 k 種投入與第 m 種產出。生產者的生產技術可表示為: $GR = \{(x, y), x \text{ can produce } y\}$ 。投入面技術效率代表某廠商在產出既定情況下，無法再進一步減少其要素雇用量去生產相同單位之產出，則此時廠商處於有效率之情況。Debreu-Farrell 投入面的技術效率指標可定義為 (Debreu, 1951; Farrell, 1957):

$$F(x, y) = \min\{\theta : (\theta x, y) \in GR\} \leq 1 \quad (\text{式 1})$$

在投入面的情形下，若廠商被評定為有效率，則此效率值等於 1；反之，則效率值小於 1。

在產出、投入強可拋 (strong-disposability)，固定規模報酬 (constant returns to scale, CRS) 假設下，第 n 家廠商技術效率值可利用下列包絡型 DEA 之線性規劃求得，即

$$\begin{aligned} F(x, y | CRS) &= \min_{\theta, \lambda} \theta \\ \text{st. } & Y^m \lambda \geq y_{mn} & m = 1, \dots, M \\ & \theta x_{kn} \geq X^k \lambda & k = 1, \dots, K \\ & \lambda \geq 0 & n = 1, \dots, N \end{aligned} \quad (\text{式 2})$$

其中， $Y^m = (y_{m1}, \dots, y_{mN})$ ， $X^k = (x_{k1}, \dots, x_{kN})$ ， $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_N)'$ 。

(2)式為 CRS 下之技術效率解。如果吾人附加 $\sum_{n=1}^N \lambda_n = 1$ 條件於(2)式，

則得 VRS (variable returns to scale) 下之技術效率解；若附加的是 $\sum_{n=1}^N \lambda_n \leq 1$ ，則得 NIRS (non-increasing returns to scale) 下之技術效率解 (Färe, Grosskopf and Lovell, 1994)。

(2) 迴歸模式

上述 DEA 第一階段方法所得的效率值有上限或下限的限制，因此在第二階段分析外部環境因素對效率之影響時，一般多選用 Tobit 迴歸方式從事分析。⁶ 就方法論而言，此兩階段的作法有其矛盾之處。理由是，第一階段估算廠商效率時，以 DEA 方式為之係取其非參數的特性，而後在第二階段利用 Tobit 迴歸分析時，卻假設廠商的效率誤差分配為參數之常態分配。此外，Powell (1984, 1986) 亦指出 Tobit 迴歸分析法存在一些問題。例如，當概似函數 (likelihood function) 的參數化型式假設錯誤時，Tobit 的估計式並不具一致性 (inconsistent)。再者，即使當誤差項的密度函數型態正確設定，但誤差項的變異數異質性 (heteroskedasticity)，也會引起參數估計結果 (估計式) 的不一致性。因此，就計量方法而言，誤差分配之誤設或誤差項出現異質變異數情形，使用極大化概似函數計算之 Tobit 迴歸，將使結果並不具一致性。基此，本文於第二階段之處理時，改採 Powell (1986) 所提的 STLS 與 Powell (1984) 的 CLAD 兩種方法。透過這兩個方法在第二階段的應用，得以修正兩階段 DEA 模式在方法論上互相矛盾的缺失，並解決估計式不具一致性之問題。

基於 STLS 及 CLAD 兩種方法具非參數 (或半參數) 的特性，變異數不齊性與殘差項非常態的分配 (non-normality)，並不會導致估計結果不具一致性之問題。再者，就研究方法論而言，第一階段以

⁶ 目前文獻上採用 OLS 迴歸者，其效率值多是利用修正 DEA 模式所估計出來 (Lovell, Walters and Wood, 1995)。

nonparametric 之方法估算效率，搭配第二階段 nonparametric 之 STLS 及 CLAD 進一步分析，亦使本文得以修正以往兩階段做法矛盾的詬病。⁷ 接下來，吾人簡單說明 STLS 與 CLAD (Johnston and Dinardo, 1997)，進一步的探討，請參考 Pagan and Ullah (1999)。

① STLS

假設 θ_i^{**} 為第 i 家醫院真實的但無法觀察之投入面技術效率值 ($i=1, \dots, n$): $\theta_i^{**} = z_i\beta + \varepsilon_i$ 。然而，由於 θ_i^{**} 無法觀察，我們只能觀察到 θ_i^* ，此兩者間的關係為：

$$\theta_i^* = \begin{cases} \theta_i^{**} & \text{if } \theta_i^{**} < 1 \\ 1 & \text{if } \theta_i^{**} \geq 1 \end{cases} \quad (\text{式 3})$$

$$\theta_i^* = \begin{cases} \theta_i^{**} & \text{if } \varepsilon_i < 1 - z_i\beta \\ 1 & \text{if } \varepsilon_i \geq 1 - z_i\beta \end{cases} \quad (\text{式 4})$$

Powell 認為若 θ_i^{**} 可觀察，且誤差項 ε 分配呈對稱時，利用 OLS 就可以產生一致性的參數估計結果(請參考圖 1) 而 censoring 忽略 $\varepsilon_i > 1 - z_i\beta$ 之情況，使得分配不對稱，故引起問題。現在假設吾人截斷 (trim) $\varepsilon_i < -(1 - z_i\beta)$ 之部份；亦即，我們刪除在 $2z_i\beta - 1$ 左邊部份，則此時所導致的誤差分配會具對稱性。圖 2 顯示此一情形。Powell 認為若吾人知道 β 的真實值 β_0 ，則可以 $\max\{\theta_i^*, 2z_i\beta_0 - 1\}$ 替代 θ_i^* ，用以計算 β_0 的一致估計式。換言之，我們定義 $\varepsilon_i^* = \min\{\varepsilon_i, 1 - z_i\beta_0\}$ ；並進行下列程序：

- (1) 若 $z_i\beta_0 < 1$ ，則以 $\max\{\varepsilon_i^*, -(1 - z_i\beta_0)\}$ 替代 ε_i^* 。
- (2) 若為其他情況，則刪除此觀察值。

則真實之係數 β_0 將滿足下列正規方程式 (normal equation)：

⁷ 有關半參數與非參數觀念介紹，請參考 Powell (1994)。

$$\sum 1(z_i\beta_0 < 1) \cdot (\max\{\theta_i^*, 2z_i\beta_0 - 1\} - z_i\beta_0) z_i' = 0$$

雖然無法實際觀察到 β_0 ，Powell 以 self-consistency 的技巧證明一估計式 $\hat{\beta}$ 若與上述正規方程式的解一致，則為 β_0 的一致估計式。

此一致估計式 $\hat{\beta}$ ，可使用下列步驟得出：

- (1) 利用 OLS 與原始資料，估計 $\hat{\beta}$ 的初始值。
- (2) 計算預測值 θ_i^{**} ：若預測值大於 1，則觀察值刪除；若應變數之值小於兩倍的預測值減 1，則令應變數之值為 $2z_i\hat{\beta} - 1$ 。
- (3) 重新利用修正後的資料執行 OLS。
- (4) 利用(3)所得的 β 重複(2)至(3)之步驟，直到 β 收斂。

$$\begin{aligned} \text{定義： } C_n &= (1/n) \sum_{i=1}^n E[1[-(1 - z_i\beta_0) < \varepsilon_i < 1 - z_i\beta_0] \cdot z_i' z_i] \\ D_n &= (1/n) \sum_{i=1}^n E[1(z_i\beta_0 < 1) \cdot \min\{\varepsilon_i^2, (z_i\beta_0)^2\} \cdot z_i' z_i] \end{aligned}$$

$\hat{\beta}$ 之 variance-covariance 矩陣為： $\hat{C}^{-1} \hat{D} \hat{C}^{-1}$ 。 \hat{C} 和 \hat{D} 的一致性估計式則可由下列二式求得：

$$\begin{aligned} C_n &= (1/n) \sum_{i=1}^n E[1[-(1 - z_i\hat{\beta}) < \varepsilon_i < 1 - z_i\hat{\beta}] \cdot z_i' z_i] \\ D_n &= (1/n) \sum_{i=1}^n E[1(z_i\hat{\beta} < 1) \cdot \min\{\varepsilon_i^2, (z_i\hat{\beta})^2\} \cdot z_i' z_i] \end{aligned}$$

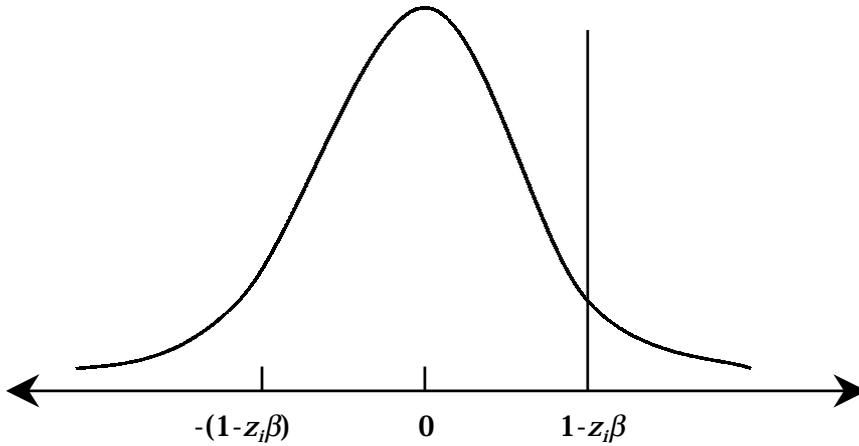


圖 1 誤差項的密度函數

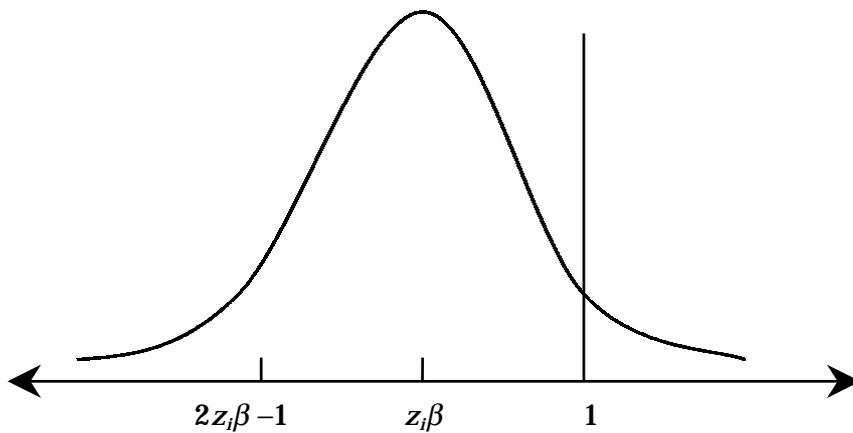


圖 2 效率值的密度函數

② CLAD

Powell 認為若 θ_i^{**} 可觀察，吾人可寫出下式：

$$E[\theta_i^{**} | z_i] = z_i\beta + E[\varepsilon_i | z_i] = z_i\beta$$

利用 OLS 誤差平方和最小的特性，可以求得一致性的估計式。然而假設吾人採用誤差絕對值得極小化來求算估計式；亦即，

$\min_{\hat{\beta}} \left[\sum_{i=1}^n |\theta_i^{**} - z_i \hat{\beta}| \right]$; 則此一估計式 $\hat{\beta}$ 稱為最小絕對值差異估計式

(least absolute deviation estimator, LADE)。上式可以改寫為 :

$$\min_{\hat{\beta}} \sum_{i=1}^n (\theta_i^{**} - z_i \hat{\beta}) \cdot \text{sign}(\theta_i^{**} - z_i \hat{\beta})$$

其中當 $(\theta_i^{**} - z_i \hat{\beta})$ 為正、零、負, $\text{sign}(\cdot)$ 為 1, 0, -1。此時, 對應的正規方程式則為 :

$$\sum_{i=1}^n z_i' \cdot \text{sign}(\theta_i^{**} - z_i \hat{\beta}) = 0$$

從上式來看, 現在我們關心的是殘差項的正負符號而不是它的大小。因此 LAD 估計式對應的是中位數迴歸 (median regression), 並具一致性, 這是因為 :

$$q_{50}[\theta_i^{**} | z_i] = z_i \beta + q_{50}[\varepsilon_i | z_i] = z_i \beta$$

$q_{50}(\cdot)$ 表示中位數或五十分位數 (fiftieth quantile)。這對 censored 迴歸模式有很大的助益。OLS 迴歸相當於平均迴歸 (mean regression) 的概念, 對 censored 迴歸模式來說, 不具一致性, 這是由於 :

$$E[\min\{1, \theta_i^{**}\} | z_i] = z_i \beta + E[\varepsilon_i | z_i, \varepsilon_i < 1 - z_i \beta] \neq z_i \beta。$$

然而, 中位數迴歸與平均迴歸不同, 並不受最小轉換 (min transformation) 之影響 :

$$q_{50}[\min\{1, \theta_i^{**}\} | z_i] = z_i \beta + q_{50}[\varepsilon_i | z_i, \varepsilon_i < 1 - z_i \beta] = z_i \beta。$$

注意上式並未假設常態分配及變異數同質性 (homoscedasticity)。

利用此一觀念, 吾人得以下列步驟, 求導出一致性的 β 估計式 :

- (1) 利用全部樣本執行 LAD, 以求出 $\hat{\beta}$ 的初始值。
- (2) 利用 $\hat{\beta}$ 值找出預測值大於 1 的觀察值, 並加以刪除。

(3) 利用第(2)步驟的新樣本，重新執行 LAD，以找出新的 $\hat{\beta}$ 。

(4) 重複第(3)步驟，直到 $\hat{\beta}$ 收斂。

至於 $\hat{\beta}$ 之漸進 covariance 矩陣如下： $\hat{C}_n^{-1} \hat{M}_n \hat{C}_n^{-1}$ 。其中， \hat{C} 和 \hat{M} 為：

$$\hat{C}_n = 2(\hat{c}_n \cdot n)^{-1} \sum_{i=1}^n 1[z_i \hat{\beta}_n < 1] \cdot 1(0 \leq \hat{\varepsilon}_i \leq \hat{c}_n) \cdot z_i' z_i,$$

$$\hat{M}_n = (1/n) \sum_{i=1}^n 1(z_i \hat{\beta}_n < 1) \cdot z_i' z_i;$$

而 $\hat{c}_n = c_0 T^{-\gamma} \cdot \text{median} \{ \hat{\varepsilon}_i : \hat{\varepsilon}_i > 0, z_i \beta < 1 \}$ ， $c_0 > 0$ ， $\gamma \in (0, 0.5)$ 。吾人採用 $c_0 = 1$ ， $\gamma = 1/4$ 進行分析。

3. 資料說明

近幾年來，在全民健保的衝擊下，地區醫院規模占整體醫療市場在衰退中。以家數而言，截至 90 年底，我國地區醫院有 354 家，地區教學醫院有 47 家，合計家數占全體醫院家數的 62.95%，相較民國 80 年地區與地區教學醫院家數為 494 家，平均年成長率為 -1.71%。以病床數來看，民國 90 年之地區醫院有 22,936 張病床，地區教學醫院有 13,168 張病床，占全體醫院總病床數的 31.5%，相較民國 80 年地區與地區教學醫院總病床數 38,024 張，平均每年衰退 -0.46%。再以執業的醫事人員來看，地區醫院有 15,461 人，地區教學醫院則有 9,703 人，占全體醫院總醫事人員數的 24.86%，相較於 80 年地區與地區教學醫院之醫事人員總數 17,711 人，從上述數據可知，醫事人員有增加的趨勢，平均每年成長 3.83%。

本研究採用行政院衛生署『台灣地區公私立醫療院所現況與服務量調查』民國 88 年的資料，進行醫院效率評估。根據該項調查結果顯示，台灣地區醫療院所共有 17,770 家，其中共有 700 家醫院。在這 700 家醫院中，共有 18 家（準）醫學中心，51 家（準）區域醫院，422 家地區醫院與 209 家其他醫院。由於各醫院大小規

模不一，生產技術可能不盡相同，為取得同質（homogeneous）的醫院群體，分析時我們將樣本縮減至地區醫院。經過詳細比對，將重要投入產出資料不全或為零的醫院刪除後，並排除專科醫院及慢性醫院，共計有 294 家綜合之地區醫院，其中公立醫院 22 家，私立醫院 272 家。

分析使用的投入資料有：⁸ 1. 醫師數，其中包含西醫師、中醫師及牙醫師（DOC）；2. 護士數，含護理師及護士（NURSE）；3. 總病床數（BED）；4. 其他醫事人員（OTHER），含藥劑師（生）、醫事檢驗師（生）、醫用放射線技術師（士）、助產士、鑲牙生、營養師等；5. 手術台數（OP）、檢驗室數（EXAMR）。產出資料則有：1. 門急診人次，含門診（OUT）及急診次數（ER）；2. 住院人日（INDAYS）；3. 手術人次（SURGERY），含門診手術人次及住院手術人次。表 1 為 294 家醫院投入與產出的敘述統計量。從表 1 清楚可知，公立醫院的平均投入均大於私立醫院之平均投入，而公立醫院的手術次數與門診人次之平均值低於私立醫院，住院人日與急診人次之平均值則大於私立醫院；此外，私立醫院所有變數的偏態程度（skewness）大於公立醫院。根據上述投入與產出的變數特性，本研究擬探討公私立醫院的效率表現是否有所差異。

由於吾人以 DEA 線性規畫方法計算生產前緣，這種非隨機性的估計結果，將使所估計出的為一決定性（deterministic）之生產前緣，使得生產前緣敏感性變動的考慮相當重要。一般而言，生產前緣敏感性變動的原因可能有兩種：一是因外圍觀察值的存在，使某些 DMUs 的效率值受到影響；一是因研究者所選取的投入產出組合不同所造成的影響。為了解決上述問題，使生產前緣敏感性變動程度降到最低，在進行醫院技術效率分析之前，首先利用 Wilson（1995）DEA 模型觀察值外圍者認定方法，檢查 294 家醫院的

⁸ 有關醫院生產過程中，投入與產出之間的關係，及如何選擇醫院投入與產出變數，請參考：Sherman（1984）；Chirikos and Sear（2000）。

資料，以使分析資料錯誤的可能性降至最低，而在估算醫院的生產前緣時，則以兩種不同的投入產出組合進行敏感度分析。

第一組 投入：醫師數、護士數、其他醫事人員、總病床數、手術台數、檢驗室數。

產出：門診人次、急診人次、住院人日、手術人次。

第二組 投入：醫師數、護士數、其他醫事人員、總病床數。

產出：門診人次、急診人次、住院人日、手術人次。

表 1 投入與產出之敘述統計量

私立醫院 (272 家)						
	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
投入						
病床數	61.88	58.83	4	594	4.31	29.03
手術台數	1.54	1.04	0	8	2.94	13.62
檢驗室數	4.03	3.57	1	35	3.84	23.13
醫師數	6.78	8.31	2	111	8.26	94.27
護士數	27.47	31.51	0	304	4.07	25.54
其他醫事人員	8.82	7.32	1	83	4.58	38.95
產出						
住院人日	8,761.57	10,615.24	0	104,754	3.92	26.34
手術次數	872.54	1,304.34	0	12,909	4.41	30.57
門診人次	75,094.00	61,279.75	0	546,082	2.82	14.02
急診人次	4,233.41	7,647.68	0	61,662	4.25	24.30

公立醫院 (22 家)

	<u>平均值</u>	<u>標準差</u>	<u>最小值</u>	<u>最大值</u>	<u>偏態</u>	<u>峰度</u>
投入						
病床數	259.23	285.88	25	971	1.41	0.87
手術台數	2.82	1.22	2	6	1.42	1.02
檢驗室數	10.32	4.98	4	19	0.53	-0.90
醫師數	15.00	8.41	3	42	1.39	4.07
護士數	47.50	30.15	11	107	0.72	-0.68
其他醫事人員	17.27	9.92	5	49	1.56	3.78
產出						
住院人日	54,550.41	77,311.75	6	221,550	1.30	0.02
手術次數	729.45	621.91	0	2,133	0.81	-0.42
門診人次	72,827.68	37,475.01	1,310	155,378	0.16	-0.25
急診人次	4,489.14	3,925.95	0	13,317	0.81	-0.29

全部醫院 (294 家)

	<u>平均值</u>	<u>標準差</u>	<u>最小值</u>	<u>最大值</u>	<u>偏態</u>	<u>峰度</u>
投入						
病床數	76.65	108.46	4	971	5.11	31.57
手術台數	1.63	1.11	0	8	2.55	9.92
檢驗室數	4.50	4.04	1	35	2.96	13.05
醫師數	7.39	8.58	2	111	7.07	75.05
護士數	28.97	31.80	0	304	3.70	22.07
其他醫事人員	9.45	7.85	1	83	3.86	27.86
住院人日	12,187.95	26,043.44	0	221,550	5.84	38.04
手術次數	861.83	1,265.98	0	12,909	4.48	32.10
門診人次	74,924.41	59,785.10	0	546,082	2.81	14.41
急診人次	4,252.55	7,429.99	0	61,662	4.28	25.27

4. 實證結果

(1) 外圍者檢定

傳統 DEA 模型在評估第 i 家的技術效率值時，是『相對於所有 DMUs (包括第 i 家 DMU)』所算出的，故所估計出的效率值 $\theta_i \leq 1$ ，有所謂 censoring 問題。然而，以線性規畫估計傳統 DEA 模式下的生產前緣，易受外圍者及投入產出變數選擇之影響，因此測試生產前緣變動之敏感性，乃成為實證研究上需解決的問題。當 DMU 的資料發生任何衡量上或記錄上錯誤時，若 DMU 為效率子集合中的觀察點，前述問題將更嚴重，因為任何錯誤不僅影響資料錯誤的 DMU 之效率值，也會影響其他 DMUs 的效率估計。

針對上述問題，Seaver and Triantis (1989) 建議應以各種不同的外圍者方法檢定資料的正確性。Wilson (1995) 則認為在大樣本中，由於一一地檢查每一觀察值，所費不貲，因此事前診斷外圍者，以作為決定檢查資料正確性之優先順序排列的依據。本文為衡量在 DEA 模式中，某一外圍者 j 對其他觀察值 i 的影響，引用 Wilson (1995) 方法，進行 88 年醫院資料的外圍者認定。⁹ 結果顯示，在第一組 (第二組) 投入產出組合下，共有 28 家 (15 家) 醫院的存在，可能對其他觀察值 i 之效率評估值會有影響，以第 89 家 (第 161 家) 而言，其存在總共影響 230 家 (193 家) 的其他醫

⁹ Wilson (1995) 的外圍者檢定方法，可分為兩階段：第一階段，首先瞭解潛在外圍者的是否存在，作法是先刪除本身欲評估的樣本點之樣本資料，即參考集合為『相對於不包括第 i 家 DMU 的所有其他 DMUs』，以評估第 i 家的技術效率值，使其效率上限值不受 1 的限制，當效率值愈大時，愈有可能成為潛在的外圍者。第二階段，係評估當潛在的外圍者存在時，對現有樣本點效率評估值的總影響力及所影響的家數多寡，作法是將第一階段中的參考集合再刪除生產前緣上的觀察點 j ，然後估算第 i 家 DMU 的效率值。

院之效率值，而其總影響力為：-14.5909 (-14.0109)。由於無法再重新進行訪查，在接下來分析中，基於謹慎起見，將刪除總影響力超過 5 的醫院，以避免此一外圍者的存在，影響吾人對醫院效率的解釋。亦即，本研究刪除第一組(第二組)第 89、91、121、146、157、161、245 家共 7 家(刪除第 89、121、146、157、161 家共 5 家)。¹⁰

(2) DEA 模式

本文利用第 2 節介紹的 DEA 模式，估計醫院生產前緣。本研究係以 GAMS (General Algebraic Modeling System) 軟體 (2.25 版) 中的 MINOS 5.3，計算本研究中的數學規畫模型。

吾人在固定規模報酬 (CRS)、變動規模報酬 (VRS)、非遞增規模報酬 (NIRS) 及產出、投入強可拋的生產技術假設下，估計了第一組 287 家與第二組 289 家地區醫院之效率值(這些衡量值的重要敘述統計量請參考表 2.1)。結果顯示，在 CRS 假設下，第一組(第二組)投入產出組合醫院平均的效率值為 0.7082 (0.6422)，在 NIRS 與 VRS 假設下，醫院平均的效率值約為 0.7128, 0.8324 (0.6538, 0.7859)。這表示不論公私立醫院，平均而言，皆存在技術不效率的情形。此外，在以上三種情形下，私立醫院效率皆高於公立醫院之效率。

此外，我們可以利用 CRS、NIRS、VRS 三種衡量指標的比較，區分出生產者所處的規模報酬階段 (Färe, 1988)。若一生產者的生產技術位於 IRS 階段，則在 CRS 與 NIRS 假設下所得出的

¹⁰ 外圍者的總影響力係指所影響的醫院效率值之改變 (= 總影響家數*效率值的平均改變)。在此只要外圍者所影響的醫院效率值之改變超過 5 者，該外圍者醫院即予以刪除，因而所刪除的醫院第 89、91、121、146、157、161、245 等 7 家，其所在地與醫院病床數分別為：高雄市 (4 床)、基隆市 (37 床)、嘉義市 (20 床)、台北縣 (49 床)、桃園縣 (23 床)、桃園縣 (101 床)、台南縣 (64 床)。欲瞭解這些潛在的外圍者對估計生產前緣或效率值影響之檢定結果，可向作者索取。

衡量指標會相同；若一生產者的生產技術位於 DRS 階段，則在 VRS 與 NIRS 假設下所得出的衡量指標會相同；若一生產者的生產技術位於 CRS 階段，則在 CRS、NIRS 與 VRS 假設下所得出的衡量指標會相同。結果顯示，在第一組（第二組）投入產出組合中，有 201 家位於 IRS 生產階段，53 家位於 CRS 生產階段，其餘 33 家位於 DRS 生產階段（有 193 家位於 IRS 生產階段，43 家位於 CRS 生產階段，其餘 53 家位於 DRS 生產階段），此一結果表示大部分的醫院在生產上是為規模不效率。

為了瞭解公私立醫院效率值的差異是否具統計顯著性，本文採用 Mann-Whitney U 檢定進行分析（Sachs, 1984），詳見表 2.2。結果顯示，在 5% 顯著水準下，第二組投入產出組合所衡量出的公立醫院 CRS 與 VRS 效率顯著低於私立醫院，第一組則在 VRS 下所衡量出的公立醫院效率顯著低於私立醫院。此外，本文亦進行三種規模報酬及兩種投入產出組合下的效率值的差異是否具統計顯著性，結果發現，不論就哪種投入產出組合來看，NIRS 與 CRS 假設下衡量出的效率指標，其差異不具統計顯著性；另一方面，不論在哪一種規模報酬假設下，第一組與第二組投入產出組合的差異具統計顯著性。

表 2.1 第一階段 DEA 效率值--第一組投入產出組合

私立醫院	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
MIX1C	0.7133	0.2402	0.0984	1	-0.2726	-1.0809
MIX1NI	0.7217	0.2452	0.0984	1	-0.3323	-1.0878
MIX1V	0.8469	0.1829	0.2462	1	-0.9108	-0.2402
公立醫院	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
MIX1C	0.6465	0.2919	0.2575	1	0.1919	-1.7905
MIX1NI	0.6049	0.3014	0.2178	1	0.3073	-1.6263
MIX1V	0.6579	0.2565	0.3123	1	0.3447	-1.5347
所有醫院	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
MIX1C	0.7082	0.2446	0.0984	1	-0.2409	-1.1636
MIX1NI	0.7128	0.2512	0.0984	1	-0.2977	-1.1632
MIX1V	0.8324	0.1955	0.2462	1	-0.8497	-0.4396

表 2.1 第一階段 DEA 效率值--第二組投入產出組合

私立醫院	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
MIX2C	0.6488	0.2395	0.0954	1	0.0222	-1.0303
MIX2NI	0.6608	0.2420	0.1353	1	0.0101	-1.1143
MIX2V	0.7957	0.1961	0.2365	1	-0.5960	-0.5799
公立醫院	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
MIX2C	0.5626	0.2901	0.2178	1	0.5174	-1.4024
MIX2NI	0.5687	0.2967	0.2178	1	0.5246	-1.4107
MIX2V	0.6680	0.2755	0.2756	1	0.1418	-1.6899
所有醫院	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
MIX2C	0.6422	0.2442	0.0954	1	0.0454	-1.0936
MIX2NI	0.6538	0.2472	0.1353	1	0.0328	-1.1672
MIX2V	0.7859	0.2054	0.2365	1	-0.5774	-0.6887

註：MIX1：第一組；MIX2：第二組；C：固定規模報酬（CRS）；NI：非遞增規模報酬（NIRS）；V：變動規模報酬（VRS）。

表 2.2 非參數 Mann-Whitney U 檢定統計量

第一部分：醫院所有權	<u>CRS</u>	<u>NIRS</u>	<u>VRS</u>
第一組投入產出組合			
W test	2747.0	2456.0	1925.5
p-value	0.2458	0.0512	0.0005
第二組投入產出組合			
W test	3130.0	2518.5	2385.5
p-value	0.0180	0.0737	0.0297
第二部份：各種規模報酬	<u>CRS vs NIRS</u>	<u>CRS vs VRS</u>	<u>NIRS vs VRS</u>
第一組投入產出組合			
W test	82447.5	95265.0	94255.5
p-value	0.7459	0.0000	0.0000
第二組投入產出組合			
W test	82514.0	98089.5	96714.0
p-value	0.5652	0.0000	0.0000
第三部分：各組投入產出組合	<u>CRS</u>	<u>NIRS</u>	<u>VRS</u>
W test	89768.0	89048.0	88793.5
p-value	0.0010	0.0034	0.0042

註：C：固定規模報酬（CRS）；NI：非遞增規模報酬（NIRS）；V：變動規模報酬（VRS）。

(3) 迴歸模式

本文在第二階段，利用 STLS、CLAD 等非參數或半參數的估計方法，探討外生變數對於醫院技術效率的影響，並與 censored Tobit 迴歸模式加以比較。在此所探討的影響醫院效率之外生變數包括：組織特性（權屬別、規模大小、醫療品質）、內部管理（病床使用率、平均住院日）、廠商坐落的區域特性（平均每戶可支配所得水準、人口密度）、市場競爭性（市場集中度）。

① 權屬別虛擬變數（OWND）：我國的醫院可以分為公立醫院與

私立醫院，¹¹ 為了瞭解權屬別不同對醫院效率的影響，本研究以 $OWND=1$ 表示私立醫院， $OWND=0$ 為公立醫院。新古典理論 (Neoclassical theory) 預期，非營利組織將較營利組織致力於高品質的服務，因此非營利醫院將較營利醫院耗用較多的資源投入，亦即非營利醫院的生產可能較不具效率 (Burgess and Wilson, 1996)。然而，以公共選擇的觀點而言，由於政府所有的醫院 (government-owned hospitals) 受限於預算限制，因此相對而言，私立醫院較有可能去擴充規模或設備，以吸引病患，因而，私立醫院較可能不效率的生產 (Niskanen, 1971; Valdmanis, 1990)。Hansmann (1980) 則認為在第三人支付制度的採行下 (third-party payment systems)，上述兩種理論都不再適用。由於過去國內有關醫院效率的文獻中，所得出的結果均是私立醫院表現優於公立醫院，因此本文預期，此一變數的效果為正。

- ② 規模大小：廠商規模過小，無法充分發揮最適規模、專業分工的優點，規模過大，亦會有協調不良、不利於管理的缺點。本文以取對數後的病床數 (LBEDS) 及其平方值 (LBEDS2) 作為解釋變數，以瞭解醫院規模對於效率表現的影響。
- ③ 醫療品質：包括兩個變數，一是淨死亡率 (DIEN)，此一變數作為醫療品質的代理指標，¹² 若將品質視為先前沒有觀察到的醫院產出的一部份，則預期此一係數為負，預期淨死亡率愈低，則醫院效率愈高。另一變數是平均住院日 (ALS)，¹³ 此一變

¹¹ 公立醫院分成：省市立醫院、縣市立醫院、公立醫學院校附設醫院、軍方醫院--民眾診療、榮民醫院、及公立中醫醫院等六類。私立醫院則分成：財團法人附設醫院、宗教財團法人附設醫院、醫學院校附設醫院、其他法人附設醫院、私立醫院、及私立中醫醫院等六類。

¹² 本文參考 Giuffrida, Lapecorella and Pignataro (1999)，以淨死亡率作為醫院醫療品質之變數衡量。淨死亡率之操作定義為：入院超過 48 小時以上死亡人數 / (出院人次 - 入院 48 小時內死亡人數)。

¹³ 平均住院日之操作定義為：住院人日 / 住院人次。

數可做為病人流量大小或醫院在病床管理上營運成效的衡量，亦可表示醫院所處理的疾病複雜度 (Coyne, 1982)，或是醫療品質的代理指標；當 ALS 愈高，表示醫院所需使用的醫療資源越多，將使醫院的效率表現越差 (Raffiee and Wendel, 1991)。

- ④ 內部管理：此以病床使用率 (BF) 來衡量，¹⁴ 此一變數表示，醫院在某一段期間，實際住院日除以醫院所有病床最大可能使用天數，利用此一變數可以瞭解醫院使用效率；一般而言，病床使用率與醫院效率具有正向關係。
- ⑤ 醫院坐落區域特性：包括兩個變數，一是平均每戶可支配所得，根據醫療經濟學，醫療服務需求是一種引申性的需求，其主要目的在於追求健康，故若消費者視醫療服務需求為正常財，則可支配所得愈高，醫療服務需求應愈高，而對醫院效率應為正面的影響，在此利用取對數後的各縣市平均每戶可支配所得 (LADI)，作為解釋變數。另一變數是各縣市每平方公里的人口數 (DENSITY)，此一變數用以表示市場的大小，而愈高的人口密度意味著愈高的醫療需求，故此一係數應為正。
- ⑥ 市場競爭度 (HERF)：本文利用各醫院的病床投入衡量 Herfindahl 集中度指標。按照傳統的經濟理論觀之，市場競爭度愈高，則醫院效率表現愈佳。然而，由於醫院可能存在非價格性競爭，¹⁵ 故當此一現象存在時，對效率反而有不利的影響。故市場競爭度對效率的影響可能為正或負。¹⁶

表 3 是上述這些外生變數的統計量 (不包括權屬別)。本文以

¹⁴ 病床使用率的操作定義為：住院人日 / (病床數*365)。

¹⁵ Newhouse (1970) 認為醫院為了吸引病患或是名醫，因此競相擴充規模或設備，故醫院之間存在著醫武競賽之現象。

¹⁶ 本文以醫療單位所在地的 17 個醫療網區域 (其大小與經建會之「台灣地區綜合開發計畫」所規畫的生活圈大小相符) 為基礎，作為市場區隔。有關 17 個醫療網區域的個別範圍，請見藍忠孚 (1986)。

兩組投入產出組合的 CRS 假設下醫院效率值，作為被解釋變數，解釋變數則包括上述幾項指標。表 4.1、表 4.2 與表 4.3 分別為 Tobit，STLS 與 CLAD 等三種迴歸模式的實證結果。

在表 4.1 之 Tobit 迴歸中，以 MIX2C 為被解釋變數的第一條迴歸結果來看，OWND 係數為正，表示私立醫院確實其效率表現優於公立醫院，LBEDS 對效率的影響為負，代表醫院規模愈大，愈可能不利於管理；LBEDS2 的係數呈現正值，代表病床數增加，對效率的不利影響會逐漸降低，二者均呈現統計顯著性；ALS 與 BF 結果亦與預期一致，且具統計顯著。另 LADI 之係數均與預期一致，惟不具統計顯著，而 HERF 係數為正，顯示醫院所處的市場愈趨向於完全競爭，則效率愈低，此一結果顯示我國地區醫院可能存在非價格性競爭現象，惟此結果並不顯著。

以上迴歸模式中，係以 ALS 與 LADI 等變數衡量醫療品質與醫院坐落之區域特性。第二至第四條迴歸則另以 DIEN 變數衡量醫療品質與 DENSITY 變數衡量醫院坐落區域特性，進行迴歸分析。以 MIX2C 為被解釋變數的第二至第四條迴歸結果來看，則其大致與第一條迴歸式結果相同。

再以 MIX1C 為被解釋變數的四條迴歸結果來看：OWND 係數顯著性較低（或說不顯著）；第一條與第二條迴歸式的 ALS 變數之顯著性較低（或說不顯著）；HERF 係數則為負，惟並不顯著；其餘結果與 MIX2C 之迴歸結果大致類似。從上述分析來看，TOBIT 迴歸的兩組投入產出組合之實證結果差異較大。

此外，比較 Tobit，STLS 與 CLAD 三種迴歸模式，所得到的結果差異，大致是呈現在變數的顯著性改變上，茲說明如下：¹⁷

- ①在 Censored Tobit 以 MIX2C 為被解釋變數的四條迴歸式結果中，OWND 變數之統計顯著性，在 STLS 與 CLAD 迴歸

¹⁷ 本文在估計 STLS 時，作了 13 次的 iterations 才收斂。此一收斂法則為：估計係數的最大絕對差異為 0.000001。但本文在進行 CLAD 估計時，只進行了一次就得到一致性估計式的結果。

中提高。其餘變數也多產生顯著性提高的特性。

- ②在 censored Tobit 以 MIX1C 為被解釋變數的四條迴歸式結果中，OWND 與 ALS 兩變數，原本不具顯著性，在 STLS 迴歸中其顯著性提高，在 CLAD 迴歸則其結果轉為具統計顯著性；HERF 係數則原本為負，在 STLS 與 CLAD 迴歸中，則係數轉為正（惟仍不顯著）。

從上述第 2 節三種模式的介紹與實證結果的比較中可以發現，在 STLS 與 CLAD 與 Tobit 迴歸假設上，STLS 與 CLAD 迴歸模式假設醫院效率的誤差分配為非參數（或半參數），Tobit 迴歸則是假設參數，前者假設相對較弱；而 Tobit 在兩組投入產出組合的迴歸結果上差異較大，相對而言，STLS 與 CLAD 的實證結果則較為穩定。

表 3 第二階段迴歸—解釋變數敘述統計量

	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
<i>第一組 (n=287)</i>						
病床數	77.43	109.36	14.00	971.00	5.07	31.01
病床數對數	3.97	0.75	2.64	6.88	1.18	1.71
病床數對數平方	16.34	6.62	6.96	47.31	1.80	4.36
淨死亡率	0.01	0.02	0.00	0.17	4.64	31.29
平均住院日	6.26	6.49	0.00	74.88	6.38	54.13
病床使用率	0.35	0.21	0.00	1.04	0.33	-0.54
各縣市每戶所得	835409.15	118364.88	574406.00	1208578.00	0.67	0.84
各縣市每戶所得對數	13.63	0.14	13.26	14.00	0.23	0.08
各縣市人口數/(km ²)	2555.75	3315.13	70.49	9717.86	1.43	0.41
市場集中度	120.47	72.60	45.48	507.06	1.70	5.03

表 3 第二階段迴歸—解釋變數敘述統計量 (續)

	平均值	標準差	最小值	最大值	偏態	峰度
第二組 (n=289)						
病床數	77.29	109.19	14.00	971.00	5.08	31.12
病床數對數	3.97	0.74	2.64	6.88	1.19	1.73
病床數對數平方	16.33	6.62	6.96	47.31	1.81	4.39
淨死亡率	0.01	0.02	0.00	0.17	4.65	31.39
平均住院日	6.25	6.48	0.00	74.88	6.39	54.32
病床使用率	0.36	0.22	0.00	1.12	0.43	0.20
各縣市每戶所得	835525.29	118175.70	574406.00	1208578.00	0.67	0.84
各縣市每戶所得對數	13.63	0.14	13.26	14.00	0.22	0.09
各縣市人口數(/km ²)	2556.95	3309.43	70.49	9717.86	1.43	0.42
市場集中度	120.85	72.75	45.48	507.06	1.68	4.92

註：資料來源-臺閩地區人口統計；中華民國臺灣地區家庭收支調查報告；及本研究自行計算。

表 4.1 Censored Tobit 迴歸結果

被解釋變數：MIX1C				被解釋變數：MIX2C			
(1) TOBIT				(1) TOBIT			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	0.4016	1.8885	0.2127	C	1.4096	1.5151	0.9304
OWND	0.0555	0.0788	0.7049	OWND	0.1211	0.0637	1.9023 *
LBEDS	-0.7245	0.2059	-3.5186 ***	LBEDS	-0.6386	0.1591	-4.0132 ***
LBEDS2	0.0777	0.0237	3.2814 ***	LBEDS2	0.0707	0.0182	3.8733 ***
ALS	-0.0034	0.0030	-1.1278	ALS	-0.0055	0.0024	-2.2385 **
BF	0.6258	0.0898	6.9672 ***	BF	0.7460	0.0708	10.5437 ***
LADI	0.1257	0.1377	0.9126	LADI	0.0210	0.1107	0.1893
HERF	-2.53E-05	0.0003	-0.0905	HERF	0.0001	0.0002	0.2353
SIGMA	-0.2815	0.0147	-19.1642 ***	SIGMA	-0.2302	0.0109	-21.0464 ***
Log of likelihood function:			-106.6260	Log of likelihood function:			-39.4582
Number of Observations:			287	Number of Observations:			289
Non-censored Observations:			211	Non-censored Observations:			241

表 4.1 Censored Tobit 迴歸結果 (續)

(2) TOBIT				(2) TOBIT			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	2.0802	0.4351	4.7809 ***	C	1.6898	0.3359	5.0309 ***
OWND	0.0642	0.0791	0.8122	OWND	0.1262	0.0639	1.9756 **
LBEDS	-0.7231	0.2055	-3.5182 ***	LBEDS	-0.6470	0.1585	-4.0825 ***
LBEDS2	0.0780	0.0237	3.2927 ***	LBEDS2	0.0718	0.0182	3.9448 ***
ALS	-0.0033	0.0030	-1.0774	ALS	-0.0054	0.0024	-2.2248 **
BF	0.6178	0.0896	6.8982 ***	BF	0.7433	0.0706	10.5340 ***
DENSITY	6.24E-06	5.68E-06	1.0974	DENSITY	3.72E-05	4.54E-06	0.8195
HERF	-1.28E-05	0.0003	-0.0464	HERF	0.0001	0.0002	0.4717
SIGMA	-0.2814	0.0147	-19.1668 ***	SIGMA	-0.2299	0.0109	-21.0461 ***
Log of likelihood function:			-106.4400	Log of likelihood function:			-39.1407
Number of Observations:			287	Number of Observations:			289
Non-censored Observations:			211	Non-censored Observations:			241

(3) TOBIT				(3) TOBIT			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	2.0921	0.4295	4.8708 ***	C	1.5871	0.3291	4.8229 ***
OWND	0.0905	0.0777	1.1647	OWND	0.1617	0.0631	2.5612 ***
LBEDS	-0.7552	0.2066	-3.6550 ***	LBEDS	-0.6311	0.1586	-3.9782 ***
LBEDS2	0.0837	0.0240	3.4852 ***	LBEDS2	0.0713	0.0184	3.8825 ***
DIEN	-2.1172	1.0598	-1.9979 **	DIEN	-1.8119	0.8635	-2.0982 **
BF	0.6106	0.0881	6.9272 ***	BF	0.7235	0.0697	10.3765 ***
DENSITY	6.27E-06	5.66E-06	1.1073	DENSITY	3.83E-06	4.56E-06	0.8399
HERF	-2.74E-05	0.0003	-0.1000	HERF	0.0001	0.0002	0.6017
SIGMA	-0.2804	0.0146	-19.1856 ***	SIGMA	-0.2305	0.0109	-21.0557 ***
Log of likelihood function:			-105.0260	Log of likelihood function:			-39.3947
Number of Observations:			287	Number of Observations:			289
Non-censored Observations:			211	Non-censored Observations:			241

(4) TOBIT				(4) TOBIT			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	0.4951	1.8855	0.2626	C	1.4577	1.5214	0.9582
OWND	0.0825	0.0774	1.0655	OWND	0.1567	0.0630	2.4887 ***
LBEDS	-0.7536	0.2068	-3.6436 ***	LBEDS	-0.6200	0.1591	-3.8974 ***
LBEDS2	0.0831	0.0240	3.4620 ***	LBEDS2	0.0699	0.0184	3.8003 ***
DIEN	-2.1213	1.0604	-2.0006 **	DIEN	-1.8138	0.8648	-2.0974 **
BF	0.6176	0.0884	6.9874 ***	BF	0.7256	0.0699	10.3820 ***
LADI	0.1192	0.1371	0.8691	LADI	0.0096	0.1109	0.0863
HERF	-4.39E-05	0.0003	-0.1580	HERF	0.0001	0.0002	0.3133
SIGMA	-0.2806	0.0146	-19.1834 ***	SIGMA	-0.2309	0.0110	-21.0562 ***
Log of likelihood function:			-105.2610	Log of likelihood function:			-39.7433
Number of Observations:			287	Number of Observations:			289
Non-censored Observations:			211	Non-censored Observations:			241

註 1：變數說明：

OWND-公私立；LBEDS-病床數對數；LBEDS2-病床數對數平方；

ALS-平均住院日；DIEN-淨死亡率；BF-病床使用率；LADI-各縣市每戶所得對數；

DENSITY-各縣市每平方公里人口數；HERF-市場集中度。

註 2：***表示達 $\alpha = 0.01$ 顯著水準；**表示達 $\alpha = 0.05$ 顯著水準；*表示達 $\alpha = 0.1$ 顯著水準。

表 4.2 STLS 迴歸結果

被解釋變數：MIXIC				被解釋變數：MIXIC			
(1) STLS				(1) STLS			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	-0.5280	2.2543	-0.2342	C	0.7814	1.5793	0.4948
OWND	0.0899	0.0719	1.2504	OWND	0.1385	0.0395	3.5054 ***
LBEDS	-0.6599	0.3332	-1.9808 **	LBEDS	-0.6645	0.2406	-2.7616 ***
LBEDS2	0.0698	0.0372	1.8738 *	LBEDS2	0.0735	0.0278	2.6418 ***
ALS	-0.0039	0.0031	-1.2635	ALS	-0.0053	0.0021	-2.5713 ***
BF	0.5636	0.1185	4.7568 ***	BF	0.7013	0.0823	8.5208 ***
LADI	0.1795	0.1609	1.1157	LADI	0.0689	0.1112	0.6194
HERF	0.0002	0.0003	0.8139	HERF	0.0002	0.0002	0.8579
(2) STLS				(2) STLS			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	1.8764	0.6905	2.7175 ***	C	1.6982	0.4001	4.2443 ***
OWND	0.0963	0.0737	1.3066	OWND	0.1432	0.0391	3.6638 ***
LBEDS	-0.6512	0.3295	-1.9765 **	LBEDS	-0.6636	0.1886	-3.5190 ***
LBEDS2	0.0693	0.0368	1.8830 *	LBEDS2	0.0738	0.0208	3.5504 ***
ALS	-0.0037	0.0030	-1.2329	ALS	-0.0053	0.0020	-2.5836 ***
BF	0.5527	0.1189	4.6484 ***	BF	0.6941	0.0812	8.5444 ***
DENSITY	6.53E-06	1.00E-05	0.9983	DENSITY	3.98E-06	4.85E-06	0.8208
HERF	0.0002	0.0003	0.6097	HERF	0.0002	0.0002	0.8704
(3) STLS				(3) STLS			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	1.7536	0.6576	2.6667 ***	C	1.4930	0.3908	3.8204 ***
OWND	0.1174	0.0721	1.6291	OWND	0.1673	0.0383	4.3747 ***
LBEDS	-0.6151	0.3110	-1.9782 **	LBEDS	-0.5886	0.1824	-3.2275 ***
LBEDS2	0.0664	0.0349	1.9058 *	LBEDS2	0.0654	0.0201	3.2601 ***
DIEN	-1.6862	0.6914	-2.4387 ***	DIEN	-1.4013	0.5730	-2.4454 ***
BF	0.5373	0.1210	4.4390 ***	BF	0.6749	0.0855	7.8949 ***
DENSITY	7.45E-06	1.00E-05	1.0692	DENSITY	4.15E-06	1.00E-05	0.8174
HERF	0.0002	0.0003	0.6169	HERF	0.0002	0.0002	1.0619
(4) STLS				(4) STLS			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	-0.7262	2.2038	-0.3295	C	0.7404	1.4921	0.4962
OWND	0.1117	0.0703	1.5877	OWND	0.1625	0.0362	4.4901 ***
LBEDS	-0.6191	0.3095	-2.0005 **	LBEDS	-0.5861	0.1772	-3.3073 ***
LBEDS2	0.0663	0.0347	1.9114 *	LBEDS2	0.0648	0.0194	3.3421 ***
DIEN	-1.6756	0.6645	-2.5215 ***	DIEN	-1.3843	0.5706	-2.4260 ***
BF	0.5451	0.1238	4.4027 ***	BF	0.6800	0.0827	8.2192 ***
LADI	0.1845	0.1610	1.1459	LADI	0.0565	0.1094	0.5159
HERF	0.0002	0.0003	0.8250	HERF	0.0002	0.0002	0.9996

註 1：變數說明：

OWND-公私立；LBEDS-病床數對數；LBEDS2-病床數對數平方；

ALS-平均住院日；DIEN-淨死亡率；BF-病床使用率；LADI-各縣市每戶所得對數；

DENSITY-各縣市每平方公里人口數；HERF-市場集中度。

註 2：***表示達 $\alpha = 0.01$ 顯著水準；**表示達 $\alpha = 0.05$ 顯著水準；*表示達 $\alpha = 0.1$ 顯著水準。

表 4.3 CLAD 迴歸結果

被解釋變數：MIXIC				被解釋變數：MIX2C			
(1) CLAD				(1) CLAD			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	-1.3843	1.3130	-1.0543	C	0.4088	1.1704	0.3493
OWND	0.1529	0.0560	2.7320 ***	OWND	0.1221	0.0501	2.4392 ***
LBEDS	-0.7792	0.0951	-8.1959 ***	LBEDS	-0.5127	0.0850	-6.0323 ***
LBEDS2	0.0841	0.0117	7.2073 ***	LBEDS2	0.0595	0.0104	5.7024 ***
ALS	-0.0035	0.0017	-2.1265 **	ALS	-0.0037	0.0015	-2.4520 ***
BF	0.7781	0.0542	14.3600 ***	BF	0.7511	0.0470	15.9913 ***
LADI	0.2463	0.0976	2.5221 ***	LADI	0.0647	0.0870	0.7442
HERF	0.0002	0.0002	1.1056	HERF	0.0001	0.0002	0.7021
R-squared =			0.2017	R-squared =			0.3263
Adjusted R-squared =			0.1817	Adjusted R-squared =			0.3095
(2) CLAD				(2) CLAD			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	1.6366	0.1771	9.2412 ***	C	1.2645	0.1579	8.0098 ***
OWND	0.1575	0.0569	2.7689 ***	OWND	0.1172	0.0507	2.3127 **
LBEDS	-0.6477	0.0944	-6.8595 ***	LBEDS	-0.5015	0.0841	-5.9637 ***
LBEDS2	0.0716	0.0117	6.1316 ***	LBEDS2	0.0581	0.0104	5.5874 ***
ALS	-0.0033	0.0017	-2.0039 **	ALS	-0.0037	0.0015	-2.4593 ***
BF	0.7729	0.0522	14.7992 ***	BF	0.7656	0.0453	16.9002 ***
DENSITY	9.13E-06	3.97E-06	2.3006 **	DENSITY	2.90E-06	3.53E-06	0.8202
HERF	0.0001	0.0002	0.5916	HERF	0.0001	0.0002	0.5025
R-squared =			0.1992	R-squared =			0.3282
Adjusted R-squared =			0.1791	Adjusted R-squared =			0.3114
(3) CLAD				(3) CLAD			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	1.4229	0.1897	7.5025 ***	C	1.0282	0.1704	6.0327 ***
OWND	0.1891	0.0553	3.4214 ***	OWND	0.1487	0.0497	2.9949 ***
LBEDS	-0.5744	0.0970	-5.9218 ***	LBEDS	-0.4153	0.0871	-4.7672 ***
LBEDS2	0.0649	0.0118	5.4863 ***	LBEDS2	0.0490	0.0106	4.6125 ***
DIEN	-1.8620	0.6381	-2.9179 ***	DIEN	-1.7086	0.5746	-2.9733 ***
BF	0.7453	0.0511	14.5781 ***	BF	0.7484	0.0447	16.7287 ***
DENSITY	1.00E-05	3.96E-06	2.5350 ***	DENSITY	2.11E-06	3.56E-06	0.5941
HERF	0.0001	0.0002	0.8790	HERF	0.0002	0.0001	1.1015
R-squared =			0.2015	R-squared =			0.3246
Adjusted R-squared =			0.1815	Adjusted R-squared =			0.3078

(4) CLAD				(4) CLAD			
變數	係數	標準差	t 統計量	變數	係數	標準差	t 統計量
C	-0.8915	1.3221	-0.6743	C	0.4838	1.1874	0.4074
OWND	0.1559	0.0545	2.8621 ***	OWND	0.1474	0.0491	3.0006 ***
LBEDS	-0.6303	0.0973	-6.4802 ***	LBEDS	-0.4124	0.0877	-4.7045 ***
LBEDS2	0.0686	0.0118	5.8171 ***	LBEDS2	0.0488	0.0106	4.5911 ***
DIEN	-1.4452	0.6358	-2.2731 **	DIEN	-1.7453	0.5747	-3.0367 ***
BF	0.7547	0.0529	14.2654 ***	BF	0.7324	0.0463	15.8349 ***
LADI	0.1852	0.0977	1.8951 *	LADI	0.0403	0.0878	0.4596
HERF	0.0002	0.0002	0.9205	HERF	0.0002	0.0002	1.0752
R-squared =			0.2037	R-squared =			0.3228
Adjusted R-squared =			0.1838	Adjusted R-squared =			0.3059

註 1：變數說明：

OWND-公私立；LBEDS-病床數對數；LBEDS2-病床數對數平方；
ALS-平均住院日；DIEN-淨死亡率；BF-病床使用率；LADI-各縣市每戶所得對數；
DENSITY-各縣市每平方公里人口數；HERF-市場集中度。

註 2：***表示達 $\alpha = 0.01$ 顯著水準；**表示達 $\alpha = 0.05$ 顯著水準；*表示達 $\alpha = 0.1$ 顯著水準。

5. 結論

醫院管理近年來受到醫界與管理經濟學者的高度重視，特別是全民健保實施之後，如何妥善的運用醫療資源，合理分配以提升資源使用上的效率，並避免排擠其他產業的可用資源，醫療照護的提供者--醫院，扮演著舉足輕重的角色。本文利用民國 88 年台灣地區醫院之實證資料，以兩階段 DEA 模式，衡量醫院效率，並探討影響醫院效率的主要因素。

為了降低 DEA 模式所估計出生產前緣之敏感性變動程度，吾人在資料處理上，選取兩組投入產出組合進行實證分析，並刪除被認為具影響力的外圍者資料後，再進行醫院效率評估。實證結果發現，在第一階段效率衡量部份，地區醫院確實存在技術不效率，且公立醫院效率表現低於私立醫院，Mann-Whitney U 檢定的結果肯定私立醫院效率較公立醫院為佳。另大部分的地區醫院在規模報酬遞增或遞減階段生產，均為規模不效率。

在第二階段，吾人採用假設誤差項是半參數的 STLS 與 CLAD

迴歸分析,探討影響醫院效率表現的相關因素,並與 censored Tobit 迴歸,作一比較,結果發現,權屬別、醫院規模(病床數及其平方項)平均住院日、病床使用率,都顯著影響效率;其他變數如:平均每戶可支配所得水準(或每平方公里分佈的人口數)愈高,則當地的地區醫院效率則愈高;另從市場競爭程度指標中亦發現,醫院可能存在非價格性競爭。此外,吾人發現,STLS 與 CLAD 迴歸分析結果,相對較 Tobit 迴歸結果為穩定,而此一迴歸結果也提供一個實證模式應用上的訊息:未來在兩階段 DEA 模式的應用上,除了文獻上常用的 Tobit 迴歸外,假設廠商效率之誤差分配為非參數(或半參數)的 STLS 與 CLAD 迴歸模式,應是研究者可選擇的方式。

再與國內結果做一比較,國內羅紀琮、石淦生、陳國樑(1996),李文福、王媛慧(1998),陳世能(2000)等文獻,多以醫學中心與區域醫院為分析樣本,主要原因是隨著全民健保的實施,這兩類醫院在市場規模愈來愈大,其在醫療產業的重要性也提高之故。事實上,由於健保實施的衝擊,地區醫院面臨整體醫療環境的改變,經營上亦倍佳艱辛,然而,在這樣的背景下,探討地區醫院的經營效率表現者仍偏少,只有張錫惠、王巧雲、蕭家旗(1998)。本研究與張等(1998)一文相比,其差異有三:1. 使用的實證樣本資料較新;2. 由於地區醫院規模相對醫學中心與區域醫院較小,而資料變異亦較大,因此本研究採用外圍者檢定,以進行資料篩選分析;3. 使用迴歸模式假設相對較弱的 STLS 與 CLAD 進行解釋醫院不效率之原因,而其實證結果相對較採行 Tobit 迴歸為穩定。

本文之研究限制如下:僅用一年的資料,且只用傳統的 DEA 模式進行分析,未來應採用較多年的資料,探討跨年度的醫院效率變化,此外,可利用 SFA 模式加以分析,並與本文之結果再作比較。而未來可以朝向三階段 DEA(Fried et al., 2002)或四階段 DEA 等修正模式(Fried, Schmidt and Yaisawarng, 1999)進行分析。

參考文獻

- 李文福、王媛慧 (1998), 「台灣地區公私立醫學中心與區域醫院生產力變動之研究--無母數 Malmquist 指數之應用」, 經濟論文, 26 : 3 , 243-269。
- 張錫惠、王巧雲、蕭家旗 (1998), 「我國地區醫院經營效率影響因素之探討」, 管理評論, 17 : 1 , 21-38。
- 陳世能 (2000), 「台灣地區醫學中心與區域醫院生產力變動之研究— Malmquist 生產力指數之應用」, 行政院國科會八十九年度專題研究計畫 (計畫編號: NSC 89-2415-H-128-009)。
- 黃明山 (2000), 「健保實施後對地區醫院之衝擊及建言」, 臺灣醫界, 43 : 6 , 47-48。
- 藍忠孚 (1986), 「區域醫療保健服務體系之研究」, 行政院研究發展考核委員會。
- 羅紀琮、石淦生、陳國樑 (1996), 「醫院效率之衡量 – DEA 方法之運用」, 經濟論文, 24 : 3 , 375-395。
- Banker, R. D. and R. C. Morey (1986), "The Use of Categorical Variables in Data Envelopment Analysis," *Management Science*, 32, 1613-1627.
- Banker, R. D., A. Charnes and W. W. Cooper (1984), "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiency in Data Envelopment Analysis," *Management Science*, 30, 1078-1092.
- Burgess, Jr. J. F. and P. W. Wilson (1996), "Hospital Ownership and Technical Inefficiency," *Management Science*, 42, 110-123.
- Cellini, R.; P. Giacomo and R. Ilde (2000), "Competition and Efficiency in Health Care: An Analysis of the Italian Case," *International Tax & Public Finance*, 7, 503-519.
- Charnes, A., W. W. Cooper and E. Rhodes (1978), "Measuring the

- Efficiency of Decision-Making Units,” *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.
- Chirikos, T. N. and A. M. Sear (2000), “Measuring Hospital Efficiency: A Comparison of Two Approaches,” *Health Services Research*, 34, 1389-1408.
- Coyne, J. S. (1982), “Hospital Performance in Multi-Hospital Systems: A Comparative Study of System and Independent Hospitals,” *Health Service Research*, 17, 303-329.
- Debreu, G. (1951), “The Coefficient of Resource Utilization,” *Econometrica*, 19, 273-292.
- Färe, R. (1988), *Fundamentals of Production Theory*, New York: Springer-Verlag.
- Färe, R., S. Grosskopf and C. A. Knox Lovell (1994), *Production Frontiers*, New York: Cambridge University Press.
- Farrell, M. J. (1957), “The Measurement of Productivity Efficiency,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, General*, 120, 253-281.
- Fizel, J. and T. Nunnikhoven (1992), “Technical Efficiency of For-Profit and Non-Profit Nursing Homes,” *Managerial and Decision Economics*, 13, 429-439.
- Fried, H. O., C. A. Knox Lovell, S. S. Schmidt and S. Yaisawarng (2002), “Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis,” *Journal of Productivity Analysis*, 17, 157-174.
- Fried, H. O., S. S. Schmidt and S. Yaisawarng (1999), “Incorporating the Operating Environment into a Nonparametric Measure of Technical Efficiency,” *Journal of Productivity Analysis*, 12, 249-267.
- Fried, H. O., C. A. Knox Lovell and S. S. Schmidt (1993), *The*

- Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press.
- Giuffrida, A., F. Lapecorella and G. Pignataro (1999), "Efficiency of Health Care Production in Different Hierarchically Structured Hospitals," CHE Technical Discussion Paper, Series No. 14, University of York.
- Hansmann, H. B. (1980), "The Role of Nonprofit Enterprise," *The Yale Law Journal*, 89, 835-901.
- Johnston, J. and J. DiNardo (1997), *Econometric Methods*, 4th edition, New York: McGraw-Hill. (Chapter 13).
- Koopmans, T. C. (1951) *Activity Analysis of Production and Allocation*, New York: Wiley.
- Lovell, C. A. Knox., L. C. Walters and L. L. Wood (1995), "Stratified Models of Education Production Using Modified DEA and Regression Analysis," in A. Charnes, W. W. Cooper, A. Y. Lewin and L. M. Seiford, eds. , *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1997, 329-352.
- McCarty, T. A., and S. Yaisawarng (1993), "Technical Efficiency in New Jersey School Districts," in Fried et al., eds., *The Measurement of Production Efficiency*, New York: Oxford University Press, 271-287.
- Newhouse, J. P. (1970), "Toward a Theory of Nonprofit Institution: An Economic Model of a Hospital," *American Economic Review*, 60, 64-74.
- Niskanen, W. (1971), *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago: Aldine Atherton.
- Pagan, A. and A. Ullah (1999), *Nonparametric Econometrics*, Cambridge, U.K.; New York: Cambridge University Press.

- Powell, J. L. (1984), "Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model," *Journal of Econometrics*, 25, 303-325.
- Powell, J. L. (1986), "Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models," *Econometrica*, 54, 1435-1460.
- Powell, J. L. (1994), "Estimation of Semiparametric Models," in Robert F. Engle and Daniel L. McFadden, eds., 1999, *Handbook of Econometrics*, Volume 4, Amsterdam: North Holland, 2443-2521.
- Raffiee K. and J. Wendel (1991), "Interactions between Hospital Admissions, Cost Per Day and Average Length of Stay," *Applied Economics*, 23, 237-246.
- Sachs, L. (1984), *Applied Statistics: A Handbook of Techniques*, New York: Springer-Verlag.
- Seaver, B. L. and K. P. Triantis (1989), "The Implications of Using Messy Data to Estimate Production-Frontier-Based Technical Efficiency Measures," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 49-59.
- Sherman, D. (1984), "Hospital Efficiency Measurement and Evaluation: Empirical Test of A New Technique," *Medical Care*, 22, 922-935.
- Valdmanis, V. (1990), "Ownership and Technical Efficiency of Hospitals," *Medical Care*, 28, 552-561.
- Wilson, P. W. (1995), "Detecting Influential Observations in Data Envelopment Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, 6, 27-45.

Technical Efficiency of District Hospitals in Taiwan: Nonparametric Data Envelopment Analysis

Yuan-Huei Wang

*Department of Restaurant, Hotel and Institutional Management
FuJen Catholic University*

Wen-Fu Lee

*Department of Economics, National Chengchi University
Graduate School of Business and Management
Lunghwa University of Science and Technology*

Received 10 July 2003; accepted 20 February 2004

Abstract

This study investigates the technical efficiency of local hospitals in Taiwan. The typical two-stage DEA method in the current literature computes non-parametric efficiency scores at the first stage. At the second stage, censored Tobit regressions are used to identify external factors that are thought to influence the estimated efficiency scores. Methodologically, it is inconsistent to use a non-parametric estimation at the first stage, while switching to a parametric method in the later stage for further discussions. Furthermore, it is well known that censored Tobit regression results are biased and inconsistent if the parametric assumptions are problematic. In this study, we suggest the symmetrically-trimmed least squares (STLS; Powell, 1986) and censored least absolute deviation (CLAD; Powell, 1984) for the second stage discussion, and compare their results with those of the censored Tobit regressions.

The first stage estimation results suggest that technical inefficiency is pervasive among local hospitals. Moreover, public local hospitals performed worse than their private counterparts. The second stage analysis suggests ownership, size, average stay, and bed flows are the factors that influence efficiency. Finally, the estimation results of the semiparametric STLS and CLAD are more stable than those of the censored Tobit regressions.

Keywords: DEA, Technical Efficiency, Symmetrically Trimmed Least Squares, Censored Least Absolute Deviation, Censored Tobit

JEL classification: C24、 D24、 I12、 L25