

# 國光客運民營化後 國道客運業之生產效率分析\*

陳志成

元智大學

資訊社會學碩士學位學程助理教授

本研究主要針對台汽民營化為國光客運之後，對於整體國道客運產業在技術效率以及各種效率變動指數上的影響。本文首先利用 2001~2007 年「中華民國公共汽車客運業統計資料」所整理之縱橫資料 (panel data)，利用 CCR 與 BCC 之資料包絡法，估算各年度、各國道客運公司投入傾向之各種技術效率與效率變動指數；其次利用 Tobit 追蹤資料模型來估計整體國道客運產業技術效率之影響因素，並利用動態追蹤資料模型來討論生產力變動指數的影響因素。估計結果顯示國光客運民營化後整體國道客運產業在技術效率上並未有明顯提升，2006 年後則持續惡化，不過這段期間的生產力指數平均值仍高於 100，表示生產力有所提升。此外，行駛總距離與市場占有率對於技術效率的提升有正向顯著的影響，但是 2007 年對於規模效率卻為顯著地負向影響。而影響生產力變動的因素中，駕駛員工數的增加會顯著降低生產力的提升，行駛班次與行駛總距離的增加則可顯著提升之。

關鍵字：國道客運、資料包絡法、Tobit 追蹤資料模型、動態追蹤資料模型

---

\* 本文初稿曾發表於 2009 年運輸學會年會 (陳志成等, 2009)。作者首先感謝「中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會」提供之原始資料及國家科學委員會在研究經費上的贊助 (計畫編號：NSC 97-2410-H-155-046-)，而讓本文得以順利進行；其次感謝國立暨南國際大學土木工程學系周榮昌教授、及任職於台中豐原客運企畫股股長且為國立暨南國際大學土木工程學系博士班研究生寇世傑先生等在本文研究過程中所提供之各項寶貴意見；最後，感謝兩位匿名評審辛苦審閱，並提供相當建設性的指正與修改建議，讓筆者受益良多，在此一併致謝。

## 壹、前言

台灣國道一號（當時稱為中山高速公路）於 1978 年完成，1980 年起國道客運的路權即由政府經營的台灣汽車客運公司所壟斷（以下簡稱台汽）。在 1980 年代，台灣整體經濟快速發展，民生經濟活動頻繁，南北旅運人次驟增，高速公路客運挾其快捷優勢，成為民眾經常使用之交通工具，但也因此吸引遊覽車業者違規參與營業，一時長途客運運輸市場秩序大為混亂。交通部鑑於此一亂象，加上警方取締仍無法阻止下，基於民眾實際需求及因應經濟自由化政策考量，遂以輔導違規遊覽車業者合法化為目標，決定由當時高速公路業者、地區公車業者及違規遊覽車業者，於 1989 年 9 月正式成立第一家民營高速公路客運公司——統聯，使得台灣國道客運產業結構由原本公營的台汽車所獨占，轉變為公營的台汽與民營的統聯兩家客運相互競爭的寡占市場。而在 1995 年時，政府進行路權全面開放，凡是符合資格的民間業者均可提出申請，路權年限是五年，更進一步加深國道客運市場的競爭程度，也使得台灣的國道客運產業結構從獨占、寡占、到現在幾乎呈現競爭的狀況，提供民眾更多元的選擇機會。

另一方面，由於台灣國道客運運輸一開始是由政府的台汽所獨占，此一公司成立於 1980 年，為一公營事業單位，主要負責台灣城際之間與長程旅客的運輸。由於同時兼負偏遠地區的運輸任務，加上人事負擔沉重等因素下，台汽自 1980 年代中期開始即年年虧損；而在 1989 年後，更因長途公路客運開放統聯參與經營，使得台汽市場規模逐年萎縮，虧損連年增加，最高累積負債達新台幣四百億元，使得台汽民營化的呼聲遂由此而起，1998 年台灣行政院核定「台汽公司民營化方案執行計劃」，並於 2001 年 7 月 1 日將公路客運業務轉移給由大部分台汽員工集資成立之「國光汽車客運股份有限公司」（以下簡稱國光客運），而完成台汽的民營化。而留存之台汽公司，僅處理出租、售站場土地等資產清理以償還債務。單從台汽民營化為國光客運的個案來看，最主要的影響在於公司內部組織的改變，Yu and Fan（2008）已針對此一公司於民營化後在經營效率上的變化加以分析，指出台汽民營化之後的國

光客運，在獲利能力上的確有所提升，但是此一利潤提升效果主要來自配置效率（allocative efficiency）而非技術效率（technical efficiency），但其並未分析台汽民營化後對於整體客運產業的影響。

Meggison (2005: 14) 指出，世界各國民營化的浪潮是從 1980 年代開始，而規模最大且最爲世人所熟知的是英國的公營事業民營化，當時英國政府列舉了六項公營事業民營化的理由：增加政府收入、提升經濟效率、減少政府對經濟的干預、公司股權的分散、提供競爭參與的機會、以及要求公營事業受市場機制的規範。不過 Meggison 也指出，世界各國之所以在 1980 年代後奉行公營事業民營化的最主要目的，除了增加政府收入外，實際上也是希望藉由將公營事業出售給私人經營的手段，來提升公營事業的績效 (Meggison, 2005: 31)。<sup>1</sup>

一般研究公營事業民營化成效的文獻，主要以被民營化廠商在民營化後的經營績效爲分析標的，討論其是否因爲民營化而提升其經營效率，例如：Alexandre and Charreaux (2004)、Tongzon and Heng (2005)、Tsamenyi et al. (2010)、Boubakri et al. (2005)、Laurin and Bozec (2001)、Kang (2009)、Bortolotti et al. (2002)、Otchere and Chan (2003) 等；此外，有些文獻則不單單只是著眼於個別公營事業在民營化之後的表現，更進一步探討與民營化之公營事業所在產業的其他廠商，在面臨公營事業的民營化之後經營效率的變化，例如：Clarke et al. (2005) 針對開發中銀行業、Otchere (2009) 針對銀行業、Otchere (2005) 針對銀行業、Meggison (2005) 針對銀行業、Cullinane et al. (2005) 針對貨櫃業的分析等，其結果並未有一致的結果，Otchere (2005) 及 Cullinane et al. (2005) 認爲民營化並未提升整體產業的技術效率，Otchere (2009)、Clarke et al. (2005)、Meggison (2005) 等則持肯定的態度，顯見學界仍未有較爲明確的結論，況且 Meggison (2005) 也指出，現今的研究主要是針對金融業，較少其他產業的相關研究，因此無法更廣泛的推論民

---

1 對於公營事業民營化的討論，其實有許多爭論，持正面的看法者多以民營企業在經營上較有效率的角度來討論，而反對者則認爲公營事業因爲負有社會責任，而之所以會公營，主要是因應市場失靈所致，因此不應該以效率或利潤的角度來看問題。相關討論請參閱 Meggison (2005) 第三章。

營化對產業層面所產生的影響。就理論上而言，當公營事業民營化後，由於政府給予的資源較少，企業必須自負盈虧的壓力大增，因此民營化廠商必須藉由技術效率的提升來與其他同產業內的廠商相互競爭；而同產業內的其他廠商也必須回應民營化廠商因技術效率提升所產生的競爭力的提升對自己的影響，因此必須進一步的改善自身的技術效率，才能夠在新的產業環境中與之競爭，因此一般預期公營事業民營化將進一步提升整體產業的技術效率。

台灣的國道客運產業於 2001 年因台汽轉型為民營化的國光客運後，整體產業正式邁向由民間經營的產業環境；民營化後的國光客運是否因此有技術效率的提升，以及其對整體國道運輸產業技術效率的影響，都是值得深入探討的議題。此外，回應 Megginson (2005) 所指出目前研究結果主要集中在金融業的現象，分析台灣國道客運產業在民營化之後的整體效率，實可提供學界在非金融產業外的更多的參考資訊。而這段期間的台灣國道客運亦遇到了許多外在衝擊，如 2003 年的嚴重急性呼吸道症候群 (severe acute respiratory syndrome, SARS) 及 2007 年初開始的高鐵營運等皆是，本文亦可瞭解這些外生衝擊對整體國道客運業技術效率的影響。因此，本文研究重心在於討論國光客運 (前身為台汽) 民營化後的台灣國道客運產業整體的經營效率變化，透過對國道客運業者 2001~2007 年營運資料之蒐集，利用資料包絡法 (data envelopment analysis, DEA) 來估算此一時期國道各家客運業者歷年的技術效率以及技術效率的成長指數，並探討其他外生衝擊的可能影響；此外，我們也將利用追蹤資料 (panel data) 的 Tobit 回歸模式來分析生產力的影響因素 (包括平衡式與非平衡式追蹤資料)，及利用動態追蹤資料模型 (dynamic panel data) 來分析各項生產力變動程度的影響因素 (僅利用平衡式追蹤資料)，研究結果可提供政策制定者在後續民營化政策之參考。

本文的各章節如下：第 2 節為關於公營事業民營化對於個別廠商及整體產業技術效率之影響的相關文獻，第 3 節則為本文研究方法之介紹，包括資料包絡法及動態追蹤資料之模型，第 4 節為資料說明及基本統計分析，第 5 節為生產力及生產力變動指標的分析，第 6 節則為影響技術效率及其變化之指標的影響因素分析，第 7 節則為本文之主要結論。

## 貳、文獻回顧

本文的目的在討論台汽民營化為國光客運之後，對於整體國道客運業者技術效率的影響。我們將文獻分成 3 個部份，2.1 節將針對個別民營化廠商在民營化之後的生產效率的變化，2.2 節則為公營事業民營化後，對其所屬產業其他廠商之技術效率所形成的影響，2.3 節國內針對國道客運公司的相關文獻。

### 一、民營化後廠商之技術效率的變化

公營事業廠商民營化後，廠商於生產效率的變化有正面也有負面；而就民營化後廠商會提升生產效率方面，Tongzon and Heng (2005) 其方析結果顯示，在某些範圍之內，貨櫃港口的民營化將有助於各港口的經營效率，而因此反過來強化其競爭力；而增加港口競爭力的另一因素則是民營化之後的港口較能夠注意消費者的需求。Tsamenyi et al. (2010) 則分析低度開發國家迦納 (Ghana)，在採取世界銀行與國際貨幣基金會所推行的經濟改革措施——公營事業民營化後，兩家大型的銀行民營化之後生產效率大幅提升，被迦納政府當局及國際金融機構公認為成功的民營化案例，而 Tsamenyi et al. (2010) 則發現兩家廠商的績效在民營化之後都有所改善，這些改善主要來自於組織的變革，尤其是會計與控制系統的改變。作者亦表示，其研究並非表示所有迦納政府的民營化政策都是成功的，並強調民營化廠商的績效不應該以國際財務機構僅將眼光放在短視近利的總體經濟變化及各公司財務分析上，應以更多的角度來看待民營化公司的效率問題。Laurin and Bozec (2001) 透過總要素生產力的估計來檢視民營化對 Canadian National (CN) 的影響，其發現在民營化後，其經營績效的提升使得其經營績效超越了另一家民營銀行的水準。Boubakri et al. (2005) 指出，民營化後銀行是否會有技術效率或獲利率的改善，則與其股權結構、風險暴露、以及資本適足率是否惡化或改善有關；而長時間的觀察發現，民營化將使得廠商在技術效率及信用風險曝露 (credit risk exposure) 等方面有顯著的改善；民營化廠商若能夠有外國投資者參與經營，則該銀行的經濟效率也會有較佳的表現。

Bortolotti et al. (2002) 雖然肯定電信公司民營化後經營績效的進步，但其卻也強調，相當程度的績效改善來自於管制措施的改變，或者是所有權與管制措施同時改變所致，而獲利能力的增加則是因為成本的降低，而非價格的上升。Yu and Fan (2008) 則是指出，台汽民營化前後技術效率與配置效率都有顯著進步，而配置效率的重要性更甚於技術效率，且民營化後的國光客運更能夠將生產要素轉化出更高的產出水準，顯示技術效率也有所提升。Kang (2009) 則是發現中華電信在民營化前後都不具技術效率，民營化之後的經營效率並未有顯著的提升。Otchere and Chan (2003) 發現，澳洲 Commonwealth Bank of Australia (CBA) 民營化之後，CBA 的股價表現將因為政府股份的釋出而逐漸上升，為所有澳洲銀行中獲利能力最高的一家。

但是有些研究顯示，民營化給廠商帶來的影響並非全部正面；Alexandre and Charreaux (2004) 分析法國民營化後的生產績效的改善其實只有發生在一些民營化後的廠商，並非所有的民營化廠商都有如此的現象。Tsamenyi et al. (2010) 亦表示，並非所有迦納政府的民營化政策都是成功的，並強調民營化廠商的績效不應該像國際財務機構那樣短視近利，應以更多的角度來看待民營化公司的效率問題。

## 二、民營化後對所屬產業整體技術效率的影響

而民營化對整體產業的生產效率的影響則亦有不同的結論，持正面看法的如 Clarke et al. (2005) 指出，開發中國家的銀行在民營化之後的技術效率會有所提升，尤其是政府能夠減少釋股控制、或是釋股給策略性投資者、或是外國銀行也可以參與、或是政府不再限制競爭時，則銀行的民營化對於開發中國家銀行業的經營效率將有更為顯著的提升。Otchere (2009) 亦明確指出，已開發國家的銀行民營化將使得銀行業的經營績效有顯著的提升。Schmitz and Teixeira (2008) 亦發現，巴西的公營鐵礦事業民營化後所產生的影響不單僅限於民營化的廠商而已，還包括其他私有企業的廠商也會一併受益；其以巴西的鐵礦業為例，不論是民營化的廠商或是原本極為私營的廠商，在民營化之後雙方的勞動生產力都有顯著的提升。

至於對民營化成效持較反面或不確定的看法者；Otchere (2005) 表示，

長期之下低所得國家銀行民營化後相對於私有的銀行而言，在生產績效上還是相對來的低，也認為中低所得國家銀行業民營化後，對其整體銀行業的影響仍未有明確的答案。Otchere（2009）則表示開發中國家的銀行業民營化後因其勇於承擔風險，使得這些銀行相較於已開發國家者有更多的不良資產。Megginson（2005）雖然也肯定民營化對於銀行業的整體經營效率有所提升；但其亦指出，並沒有文獻指出單純的民營化措施便可以促成這樣的結果；而其亦表示，大部分的研究主要針對銀行及金融業，很少其他產業的相關研究。Cullinane et al.（2005）也指出，過度的民營化並不會造成整體貨櫃業相對效率上的提升。

### 三、國內針對國道客運公司的相關文獻

楊志文等人（2007）主要針對高速公路客運公司在消費者市場定位與服務品質對其在市場上被消費者所選擇的影響。任維廉等人（2000）以高速公路台北—中正機場路線的乘客為對象，分析乘客對於各家客運公司服務品質的評價差異對其選擇搭乘客運公司的影響；任維廉等人（2001）主要是討論高速公路客運公司服務品質與營運績效之間的關係；任維廉等人（2003）則著重在高速公路客運市場解除進入管制後，利用策略群組的概念，來分析這樣的策略對於高速公路客運公司營運績效的影響。任維廉與呂堂榮（2004）則是進一步針對乘客對於高速公路客運公司的服務品質印象與滿意度等因素，對其選擇客運公司的影響。周建張等人（2005）則是比較國光客運與統聯客運兩家公司在服務品質上的差異。

國內的這些文獻雖然與高速公路客運市場有關，但主要著重在客運公司服務品質、經營策略以及消費者選擇意向的研究為主，並未有針對台灣高速公路客運業解除開放後對於各家客運公司在技術效率上的影響，因此更顯得本文的重要性。

### 四、小結

綜上所述，國內外對於公營事業民營化對於民營化的廠商及其所在的產業的研究已有相當之文獻，研究結果也呈現出公營事業民營化的確有助於廠

商技術效率的提升，但是對於其所屬產業的整體影響則顯得不是那麼確定。此外，誠如 Megginson (2005) 所言，這些研究多以銀行業為主，而我們也發現少數以電信產業、貨櫃業、礦業等為研究標的，目前並無對整體運輸產業的相關研究，而更為凸顯本研究之重要性。而國內針對台汽民營化為國光客運之後，對於國道客運產業整體技術效率或經營績效的討論則尚未出現，因此本文將以此一產業為分析主體，討論國光客運民營化後對於整體國道客運產業相對技術效率的影響。

## 參、研究方法

本文的研究重點包含兩部份，第一部分為國道客運公司在面對國光客運民營化後的技術效率值及其變動程度，第二部份則是國道客運公司技術效率與生產力變動的影響因素，因此在 3.1 節將介紹 DEA 及 Malmquist 生產力變動指數的計算方式，<sup>2</sup> 3.2 節則介紹 Tobit 長期追蹤模型及系統一般化動差法，作為本文的研究方法。

### 一、DEA 及 Malmquist 生產力變動指數

DEA 是計算一決策單位 (decision making unit, DMU) 技術效率<sup>3</sup> 的方法

- 2 關於研究方法部分，作者非常感謝評審建議之 meta-DEA，因為市場上以不同型態與人競爭之業者而言，其效率前緣的確可能不同，而 meta-DEA 則可先將樣本細分為不同群組後先行估計出其 DEA 效率值，再透過全體樣本的 DEA 效率值估計，來推導出技術落差 (technology gap) 指數，以瞭解不同細部群組之技術前緣與整體產業技術前緣間的落差。然而 DEA 之估計實際上是一種相對值，因此當細部群組只有一家廠商時，並沒有其他廠商與其對照，將無法估計此細部群組之技術效率值 (因為自己跟自己比)，因此只能回歸傳統 DEA。其次，在實際的細部群組歸類時，常會面臨許多困難，有些業者經營之路線雖然主要是以地區為主，但是卻有一條或兩條路線橫跨北、中、南的全國路線，在無法取得各經營路線營收細部資料下，無法計算其全國路線營收所占比例，因此無法歸納其屬於全國性業者，抑或是地區型業者。故在資料無法更細地進行適當分類時，本研究仍採行傳統 DEA 進行估計。
- 3 另一種類似的討論稱之為生產力 (productivity)，其與技術效率在中文的概念上很類似，但在分析方法上確有明顯的不同。以前者為例，總要素生產力 (total factor productivity, TFP) 則是常用的研究方法，但是後者則以 DEA 及 SFA 為較常用的方法。因為本研究將以 DEA 作為分析方法，因此僅介紹之。



之一，<sup>4</sup> 一般的 DEA 計算方式，採用常用的 Charnes et al. (1978) 所提的 CCR 模式及 Banker et al. (1984) 所提的 BCC 模式。前者在固定規模報酬 (constant returns to scale) 的前提下是將單一產出／單一要素投入的基本效率計算方式，一般化成爲多種產出／多種要素投入的效率計算方式，而後者則是在 CCR 模式上，加入了凸性限制 (convexity)，讓模式從原本的固定規模報酬，變成可以隨決策單位的不同而變動其規模報酬 (variable returns to scale)。CCR 假設決策單位 (decision making unit, DMU) 的生產爲固定規模報酬 (constant return to scale)，以求得技術效率值。但 DMU 有可能受到各項因素的影響，而在規模報酬遞增或遞減下生產，因此 BCC 模式假設 DMU 在變動規模下生產，以求得純技術效率值。此爲兩者最大的不同。另外，每一種 DEA 計算方式，都可以從兩種面向來分析其效率值，一種爲給定產出水準，如何透過減少要素使用的減少，來達成相對有效 (relatively efficient) 的生產方式，稱之爲投入傾向 (input orientation) 的 DEA；另一種爲給定固定的生產要素使用下，如何透過產量的增加，來達成相對的技術效率，此種效率計算方式則稱之爲產出傾向 (output orientation) 的 DEA。由於投入導向的校估值對業者本身而言較具有管理上的意涵，因此以下將僅針對 CCR 及 BCC 模式的投入傾向模型加以說明。

### (一) 投入傾向之 CCR 模型 (Input Orientation CCR Model)

假設我們有 N 個 DMU：

$$\min_{z_k, \lambda} z_k \quad (1)$$

$$s.t. \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{ij} \leq z_k X_{kj}, \quad j=1, \dots, J \quad (2)$$

4 另外還有隨機邊界模型 (stochastic frontier analysis, SFA)，關於兩者的主要差異與應用上的特性，請參閱 Cullinane et al. (2002) 第三節的說明。而詹維玲與劉景中 (2006) 亦指出，相較於隨機邊界法來說，DEA 的好處是並不需要事前知道生產函數及干擾項的分配形式，且當產出項爲多項時，計算過程較 SFA 來的簡單容易。但是 DEA 的缺點在於其假設廠商的生產偏離生產前緣是因爲產出或投入的無效率所致，由於沒有考慮到其他干擾因素，如：投入或產出的衡量錯誤等，因此可能誇大 DEA 計算方法下廠商的無效率。

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{ir} \geq Y_{rk}, \quad r=1, \dots, R \quad (3)$$

$$\lambda_i \geq 0, \quad i=1, \dots, n \quad (4)$$

其中

$z_k$ ：受評估  $k$  的 DMU 之相對投入效率值，當其值為 1 時，表示受評估 DMU 為技術效率最佳之 DMU，若小於 1，表示 DMU 的技術「相對於」最佳 DMU 是無效率的；

$\lambda_i$ ：各 DMU 之權數； $\lambda$  為  $\lambda_i$  所形成的向量。

$X_{ij}$ ：第  $i$  個受評估的 DMU 的第  $j$  項投入（共有  $J$  項要素投入），本文的投入項預計將包括使用人員數、車輛數、場站面積、油料使用量、維修費用等；

$Y_{ir}$ ：第  $i$  個受評估的 DMU 的第  $r$  項產出（共有  $R$  項之產出），本文的產出項以每班次延人公里數作為分析標的；

在此要特別說明的是，各項投入及產出項皆為水準值，且歷年的投入與產出皆會透過物價指數加以調整，以便於做跨年度之比較。此外，由於  $z_k$  為決策單位  $k$  相對於投入效率， $z_k X_{kj}$  的意思是說，在  $Y_{kr}$  的產出水準下，此一第  $k$  個 DMU 應該將其要素投入使用量由  $X_{kj}$  減少至  $z_k X_{kj}$  的水準，也能夠生產出與  $Y_{kr}$  相同的產出水準。而第  $k$  個 DMU 相對效率值的衡量基準則是將其投入與產出乘上其所對應的權數  $\lambda_i$ ，假如  $\lambda_i$  全部皆大於 0 的話。

## (二) BCC 模式

由於 CCR 模式假設 DMU 在其最適產出規模時為固定規模報酬，而一般認為現實社會中的 DMU 可能因為不完全競爭、或是其他替代性產業的加入（以本研究的對象而言，台灣高鐵路加入營運即是一例），可能使得 DMU 的最適產出規模並非為固定規模報酬。因此，Banker et al. (1984) 改良了 CCR 模式，將 DMU 的最適生產規模，變成可變動規模報酬（variable returns to scale），免除了 CCR 的假設限制，成為大家所熟悉的 BCC 模式。而在數學的處理上，BCC 即是在 CCR 模式中加入了  $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$  的凸性限制（convexity constraint）條件之後的最適解。

### (三) 技術效率值的分解

在投入傾向的 CCR 模式中，由於其假設廠商的生產可能集合 (production possibility set) 為規模報酬固定，換句話說，其計算時是以原點為出發點，透過對每個 DMU 的放射狀擴張、或縮減的方式，或是將不同 DMU 的非負可能組合，來達到其最有效率的生產方式，因此投入傾向的 CCR 值稱之為全面性的技術效率值 (global technical efficiency)。而在投入傾向的 BCC 效率值方面，其是將所有 DMU 的投入產出作凸性組合 (convex combination) 後形成生產可能集合，因此其所計算的技術效率值稱為區域性技術效率值 (local technical efficiency)，或是純技術效率值 (pure technical efficiency)。若有一 DMU 在投入傾向的 CCR 及 BCC 技術效率值皆為 1 (即 100%)，表示其經營規模是在最有生產能力的規模 (most productive scale)。若其在投入傾向 BCC 的效率值為 1，但是在投入傾向 CCR 效率值小於 1，則表示其只存在局部性的技術效率，並非全面性的達到技術效率，其原因出自其現有的規模大小所形成的生產不效率。因此，若我們把此二技術效率值相除，所得的值表示為規模性效率 (scale efficiency)：

$$SE = \frac{\text{CCR 的 } z_k^*}{\text{BCC 的 } z_k} = \frac{PE}{PTE} \quad (5)$$

也就是說，我們將 CCR 所求得之技術效率值 (令其為  $TE$ )，除以從 BCC 所求得之純技術效率值 (令其為  $PTE$ )，即為一般所定義的規模效率 (令其為  $SE$ )。一般而言， $SE$  並不會大於 1；若某一 DMU 的 BCC 是在最有效率下生產，且其處於固定規模報酬時，則其規模效率值為 1，表示其現有的生產規模為生產力最高的規模。因此，根據(5)式，我們可以將技術效率分解成

$$\text{技術效率}(TE) = \text{純技術效率}(PTE) \times \text{規模效率}(SE) \quad (6)$$

根據此式，我們可以將技術效率的來源加以分解：一方面是來自於經營手法上的效率 ( $PTE$ )，或是來自於適當的經營規模所產生無效率 ( $SE$ )，或是兩者都有。<sup>5</sup> 純技術效率是指，相對於當期最佳 DMU，所分析的 DMU 在

5 其圖形上的分解，可參考 Cooper et al. (2000)，p.141 上的圖 5.7。

管理上是否有效率，因此又稱之為管理效率（managerial efficiency）；規模效率則反應所分析的 DMU 之投入（產出）規模相對於最適規模的差距，其值若為 1 時，表示 DMU 在最適規模下生產，小於 1 時則表示其規模無效率。

#### (四) Malmquist 生產力變動指數<sup>6</sup>

另外，我們將進一步分析各國道客運公司跨期之技術效率。由於技術效率值為靜態的，因此跨期比較僅能比較各國道客運公司相對於效率最佳者的表現。但這也建立在生產前緣（production frontier）不會變動的前提下所做的比較，因此當各家客運公司的生產前緣有所變動時，將產生比較上的偏誤。為了避免這樣的現象，考慮每家客運公司每年的生產前緣有可能有所不同，因此我們採用動態 Malmquist 生產力變動指數來反應各家客運公司本身的跨期變動。根據 Färe et al.（1994）的定義，產出傾向的 Malmquist 生產力變動指數（M(.)）為：

$$M(Y_{t+1}, X_{t+1}, Y_t, X_t) = \left[ \frac{D_t^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_t^o(X_t, Y_t)} \frac{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_{t+1}^o(X_t, Y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

其中  $D_t^o(X_t, Y_t)$  及  $D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1})$  分別為此一 DMU 的產出距離函數，是為 CCR 模式下之技術效率的倒數；而  $D_{t+1}^o(X_t, Y_t)$  及  $D_t^o(X_{t+1}, Y_{t+1})$  則分別表示第 t 期與第 t+1 期的投入與產出相對於第 t+1 期與第 t 期生產前緣的投入和產出所產生的距離函數。當  $M(Y_{t+1}, X_{t+1}, Y_t, X_t)$  的值大於（小於）1 時，表示受評估的 DMU 的生產力從第 t 期到第 t+1 期是成長（下降）的，例如：若 Malmquist 生產力變動指數為 1.08（0.93），則表示此一 DMU 的生產力從第 t 期到第 t+1 期是成長 8（下降 7）個百分點。

而在固定規模報酬的假設下，Malmquist 生產力變動指數可進一步分解成為技術變動（technical change, TCH）及技術效率變動（technical efficiency change, TECH）的乘積：

$$M(Y_{t+1}, X_{t+1}, Y_t, X_t) = \frac{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_t^o(X_t, Y_t)} \left[ \frac{D_t^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_t^o(X_t, Y_t)} \frac{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_{t+1}^o(X_t, Y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (8)$$

6 Zelenyuk（2006）及 Yu（2007）對於 Malmquist 指標皆有較新的討論。

其中

$$TCH = \left[ \frac{D_t^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_t^o(X_t, Y_t)} \frac{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_{t+1}^o(X_t, Y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

$$TECH = \frac{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1})}{D_t^o(X_t, Y_t)} \quad (10)$$

TCH 值表示生產技術的移動 (shift) (及生產函數的移動), 其值若大於 (小於) 1, 表示此一 DMU 從第 t 期到第 t+1 期的技術是進步 (退步) 的, 即生產函數的向上移動 (向下移動)。TECH 表示該客運與生產前緣間距離的變動, 若其值大於 (小於) 1, 表示此一 DMU 從第 t 期到第 t+1 期時, 其與 CRS 之技術前緣的距離變近 (變遠)。在此要說明的是, 由於此兩種效率變動指數都是在固定規模報酬下所推導而得, 因此沒有規模調整的問題。但是若在變動規模報酬 (VRS) 的假設下, 則技術效率變動 (TECH) 可進一步分解為純技術效率變動 (pure technical efficiency change, PTECH) 及規模效率變動 (scale efficiency change, SECH) 的乘積,<sup>7</sup> 即

$$PTECH(VRS) = \frac{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1} | VRS)}{D_t^o(X_t, Y_t | VRS)} \quad (11)$$

$$SECH(VRS) = \frac{\frac{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1} | CRS)}{D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1} | VRS)}}{\frac{D_t^o(X_t, Y_t | CRS)}{D_t^o(X_t, Y_t | VRS)}} \quad (12)$$

在 VRS 的假設下所計算的產出距離函數  $D_t^o(X_t, Y_t | VRS)$  及  $D_{t+1}^o(X_{t+1}, Y_{t+1} | VRS)$  等於 BCC 模式下所計算的純技術效率值的倒數, 因此 PTECH(VRS) 值表示從第 t 期到第 t+1 期間, 該國道客運公司的投入與產出與 VRS 之技術前緣的距離的變動, 若其值大於 (小於) 1, 表示純技術效率的改善 (惡化); 而在 SECH(VRS) 方面, 表示 DMU 生產規模在第 t+1 期相對於第 t 期與長期最適生產規模逼近的程度, 若其值大於 (小於) 1, 表示在第 t+1 期的生

7 Coelli et al. (2005)第 11 章第 2 節針對此部份在研究上的問題有諸多討論, 請讀者自行參閱。

產規模相較於第  $t$  期而言，是越來越接近（偏離）長期最適規模或固定規模。Coelli et al. (2005) 亦指出，此種分解生產力變動的方式，顯示生產技術的規模報酬在總要素生產力的衡量上之重要性。

## 二、Tobit 追蹤資料模型及系統一般化動差法

為進一步了解國道客運公司技術效率與生產力變動的影響因素，我們利用隨機效果 Tobit 追蹤資料模型 (Tobit panel data model) 來討論。這是因為一方面技術效率值介於 0 與 1 之間，只有表現最佳的國道客運公司之技術效率值為 1，故在 1 處發生設限 (censored) 的情形，另一方面則是為了反映國道客運彼此間不可觀察之差異為隨機分配。以下我們將先說明 Tobit 追蹤資料模型的基本模式，之後再說明本文針對技術效率及生產力變動影響因素所採用的特定回歸模型。

### (一) 技術效率影響因素分析：Tobit 追蹤資料模型

首先，我們針對技術效率的決定因素所設定的回歸模式如下：

$$TE_{it} = \begin{cases} \beta'X_{it} + u_i + \varepsilon_{it}, & \text{if } TE_{it} < 1, \forall i, t; \\ 1 & \text{if } TE_{it} \geq 1, \forall i, t; \end{cases} \quad (13)$$

其中  $X_{it}$  為所有自變數所成之向量， $\beta$  為自變數估計係數向量。 $\Phi$  為標準常態累積機率分配函數， $Var(u_i) = \sigma_u^2$  與  $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$  分別表示此一客運公司的公司特定效果 ( $u_i$ ) 及誤差項 ( $\varepsilon_{it}$ ) 的變異數。假設  $u_i$  與  $\varepsilon_{it}$  的機率分配分別服從常態分配  $N(0, \sigma_u^2)$  及  $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ， $TE_{it} < 1$  為非截斷觀察值， $TE_{it} \geq 1$  為右設限 (right-censored) 觀察值。其中  $X_{it}$  的實際變數的取捨，將在參考既有文獻及實際可取得資料後再做決定，預計將包括使用人員數、車輛數、場站面積、油料使用量、維修費用等變數。

其次，為了估算假設第  $i$  家國道客運公司追蹤資料觀察值的聯合機率分配為

$$\Pr(TE_{it} | X_{it}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-\frac{u_i^2}{2\sigma_u^2}}}{\sqrt{2\pi}} \left\{ \prod_{t=1}^T F(\beta'X_{it} + u_i) \right\} du_i \quad (14)$$

其中

$$F(\beta'X_{it}+u_i)=\begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} e^{-\frac{(TE_{it}-\beta'X_{it}-u_i)^2}{2\sigma_\varepsilon^2}}, & \text{if } TE_{it}<1 \\ 1-\Phi\left(\frac{TE_{it}-\beta'X_{it}-u_i}{\sigma_\varepsilon}\right), & \text{if } TE_{it}\geq 1 \end{cases} \quad (15)$$

利用 Liu and Pierce (1994) 的 M 點 Gauss-Hermite quadrature 對(15)式近似積分，求得概似函數如下：

$$L=\sum_{i=1}^n w_i \log \{\Pr(TE_{it}|X_{it})\} \\ \approx \sum_{i=1}^n w_i \log \left\{ \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^M w_m^* \prod_{t=1}^T F\left(\beta'X_{it} + \sqrt{\frac{2\rho}{1-\rho}} \alpha_m^*\right) \right\} \quad (16)$$

其中  $w_m^*$  表示四維權數 (quadrature weight)， $\alpha_m^*$  表示四維橫座標 (quadrature abscissas)， $\rho=\sigma_u^2/(\sigma_\varepsilon^2+\sigma_u^2)$ ， $w_i$  為研究者對於第 i 家國道客運公司 panel data 權數，一般設定為 1，最後針對(16)式極大化，以估計係數。

## (二) 生產力變動影響因素分析：Dynamic Panel Data 模式 (DPD Model)

本研究之生產力變動影響因素分析模式則如(17)式所示：

$$y_{it}=\beta'X_{it}+\alpha y_{it-1}+u_i+w_t+\varepsilon_{it}, \quad \forall i, t \quad (17)$$

其中  $y_{it}$  表示第 i 家國道客運公司在第 t 期的 Malmquist 生產力變動指數，各項外生變數如(16)式一樣有待決定，不過考慮到生產力變化可能具有自我相關的因素，因此加入了落後一期的生產力變動指數或其分解項的  $y_{it-1}$ ，也由於此一變數的加入，本模型為一動態長期追蹤資料模型 (dynamic panel data model)，一般假定其係數  $\alpha$  的絕對值小於 1，但符號為正或負則視經濟意義而定，若此一估計值顯著，則表示國道客運公司的生產力變動具有持續性。而  $u_i$ 、 $w_t$ 、 $\varepsilon_{it}$  的意義則與一般的 panel data 模型無異，分別表示個別國道客運公司效果、時間效果及誤差項。

至於(17)式的估計方式，則採用 Arellano and Bover (1995) 及 Blundell and

Bond (1998) 所提出的「系統一般化動差法」(system generalized method of moments, system GMM) 估計之。此方法與 Arellano and Bond (1991) 所提的「差分一般化動差法」(difference generalized method of moments, difference GMM) 有所不同, 是因為「差分一般化動差法」只估計差分形式而已, 而「系統一般化動差法」則同時估計差分形式與水準形式, 因此需要兩組的正交條件。<sup>8</sup> 此兩組正交條件為:

(A) (17)式的差分形式估計模式的正交條件為  $E(Z'_{di,s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0, s < t$ , 其中  $Z_{di,s}$  為第  $i$  家客運公司的工具矩陣 (instrument matrix), 其型態如下:

$$Z_{di,s} = \begin{bmatrix} y_{i1} & X_{i1} & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & y_{i1} & y_{i2} & X_{i1} & X_{i2} & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdots & \cdot & \cdots & \cdot & \cdot & \cdots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & y_{i1} & \cdots & y_{i(t-2)} & X_{i1} & \cdots & X_{i(t-2)} \end{bmatrix} \quad (18)$$

表示所有  $t-2$  期及其以前的自變數  $X_{it}$  和應變數  $y_{it}$  為工具變數 (instrument variable)。此為「差分一般化動差法」用來估計(21)式中 DPD 模式各項參數的工具變數。

(B) (17)式的水準形式估計模式的正交條件為  $E(Z'_{li,s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0, s < t$ ,  $Z_{li,s}$  為第  $i$  家客運公司的工具矩陣 (instrument matrix), 其型態如下:

$$Z_{li,s} = \begin{bmatrix} \Delta y_{i1} & \Delta y_{i2} & \Delta X_{i1} & \Delta X_{i2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \Delta y_{i1} & \Delta y_{i2} & \Delta y_{i3} & \Delta X_{i1} & \Delta X_{i2} & \Delta X_{i3} & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{i1} & \cdots & \Delta y_{i(t-1)} & \Delta X_{i1} & \cdots & \Delta X_{i(t-1)} \end{bmatrix} \quad (19)$$

表示所有  $t-1$  期及其以前的自變數  $\Delta X_{it}$  和應變數  $\Delta y_{it}$  為工具變數。「系統一般化動差法」則是結合(18)與(19)式一起估算(17)式中 DPD 模式的各項參數。

根據詹維玲與劉景中 (2006) 的研究, 系統一般化動差法的優點包括:

<sup>8</sup> 根據 Blundell and Bond (2000) 建議判定「系統一般化動差法」結果是否較為精確的方法, 在於檢視其應變數落後一期估計係數是否高於其在「差分一般化動差法」下之估計係數。詹維玲與劉景中 (2006) 支持系統一般化動差法估計結果較為精確。



(1)可解決自變數  $X_{it}$  可能為內生變數，以及誤差項的差分項  $\Delta e_{it}$  與應變數落後期的差分項  $\Delta y_{it-1}$  間具有相關性的問題。(2)可解決差分一般化動差法以差分形式估計(17)式時無法以水準值討論應變數與自變數關係的問題；(3)如 Blundell and Bond (2000) 及詹維玲與劉景中 (2006) 所言，「系統一般化動差法」相較於「差分一般化動差法」的估計結果較為準確。

## 肆、變數選擇與基本統計分析

本文主要是以國道客運業者的技術效率作為研究的標的，之所以選擇國道客運為分析標的，在於台灣的國道客運屬於長途城際運輸，與一般市區或公路客運的營運性質多所不同；而民眾在選擇長途運輸時，也將國道客運之運送方式，與同樣具長途運輸之火車及國內空運作為其最終選擇之替選運具之一，但是市區與公路客運便不具有這樣的特性；其次，在政府對於運輸事業營運管理政策上，國道客運一直有其獨立的管理制度，也因此才使得國道客運之市場結構從獨占、寡占，到現在的各家爭鳴的現象，因此將其獨立研究，則可以有較為明確的管制政策意涵，因此本文特別針對國道客運加以分析。<sup>9</sup> 資料來源為中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會所提供的 2001~2007 年「中華民國公共汽車客運業統計資料」，選擇各家客運公司中針對國道客運所作的各項營業統計資料作為本文的原始數據，由於生產力變動指數為跨期比較，因此必須在此七年中各家廠商皆有資料者才納入本研究中 (balanced panel data)。根據此一資料，我們在 DEA 及 Malmquist 生產力變動指數的估計上所選擇的投入產出變數及其說明如表 1 所示：<sup>10</sup>

9 自從 1995 年台灣國道客運路權開放後，各家客運公司同時經營市區客運、公路客運、國道客運的情形與日俱增，因此有學者利用混合網絡資料包絡法 (mixed network DEA) 的方式進行客運業的分析，以強調各部門間資源聯合運用的情形，讀者可自行參閱 Yu and Fan (2009)。

10 感謝審查委員提及變數上應該納入服務品質的部分，本研究在蒐集資料時也有考慮到將服務品質的變化放置模型中，因此曾經尋找過公路總局所進行之國道客運評鑑，但一方面此一評鑑當時每兩年才做一次，另一方面公路總局所提供之評鑑結果則以等第標示，並無法提供各家公司細部之評分，若其前後兩次之平等皆為優等，則並無法看出服務品質變動所帶來的影響，因此最後只好作罷而未將之納入。

表 1：各項投入產出項變數及其說明

變數名稱	說 明
投入項：	
車輛數（輛）	特定期間內，經登記核准營業之車輛數目，包括實際行駛之車輛與因故停駛之車輛數。
耗油量（公升）	所有車輛在特定行駛時間內所消耗的油量
國道駕駛員數（人）	特定時間內所聘請的司機數
產出項：	
延人公里	為各班次客運人數與其行駛公里相乘積之總和

說明：除營收公里外，相關說明請參閱交通部公路統計名詞定義網頁（2010）。

在此，我們必須針對表 1 中的國道駕駛員數變數加以說明。在「中華民國公共汽車客運業統計資料」中並未單獨針對各年度各家客運公司在國道客運的駕駛員加以統計，而僅有全公司駕駛員雇用數的資料，因此本文透過  $[(國道客運營業車輛數 / 全公司營業車輛數) + (國道客運行駛次數 / 全公司行駛班次數)] / 2$  所得的值，乘上全客運公司的駕駛員雇用數，而得到本文的國道客運駕駛員雇用數。表 2 為本研究各項投入與產出變數在各年度的基本統計資料。

此外，在利用 Tobit 追蹤資料模式以討論生產力影響因素及利用系統一般化動差法討論生產力變動指數的影響因素時，除了一般研究所使用的投入項變數（取對數）車輛數、耗油量、行駛班次、駕駛員數、及行駛總距離外，我們也將一些外生變數放入，這些變數包括  $\ln$  市場占有率、 $\ln$  管理費用支出、 $\ln$  行銷費用支出、 $\ln$  新車比例、 $\ln$  總資產、 $\ln$  流動資產比例、 $\ln$  每車輛平均員工數、 $\ln$  交通事件次數以及 2001~2007 各年度之虛擬變數。以下針對這些變數的處理方式加以說明：

- (1)  $\ln$  市場占有率：將各年度各家客運公司在國道客運營業收入除以當年度所有客運公司營業收入的總額，乘以 100 後加以平方，以避免數值過小，後再取對數以進行估計。
- (2)  $\ln$  管理費用支出：將各年度各家客運公司管理費用支出透過行政院主計處

表 2：2001-2007 年國道客運公司各項投入產出項基本統計

年度	統計量	產出		投入項		樣本數
		延人公里	車輛數	耗油量(升)	駕駛員數	
2001	平均數	186485738	91	3832545	116	20
	最大值	2270608919	688	40328197	908	
	最小值	1056346	4	84340	3	
	標準差	515127287	198	9278802	265	
2002	平均數	283178900	105	5854983	140	20
	最大值	2907097322	778	49193005	958	
	最小值	2599544	1	140771	2	
	標準差	728475336	217	12965969	291	
2003	平均數	269237089	110	6145067	130	20
	最大值	2592809205	874	48100773	1033	
	最小值	1223650	4	117156	4	
	標準差	666401205	234	13145521	301	
2004	平均數	300642732	116	6160043	128	20
	最大值	2804964283	924	51139761	1009	
	最小值	1143410	4	117796	3	
	標準差	737948547	248	13220967	296	
2005	平均數	321526080	124	6113638	140	20
	最大值	2972574635	1002	50898333	1015	
	最小值	1099310	4	133022	3	
	標準差	784961103	265	13252979	304	
2006	平均數	336312650	132	6104740	142	20
	最大值	3015412359	1083	48383009	989	
	最小值	2791207	4	126769	3	
	標準差	810815030	284	12761395	303	
2007	平均數	339212729	128	5791312	136	20
	最大值	2700030241	950	42025439	974	
	最小值	2791207	4	138192	3	
	標準差	757770473	267	11660879	285	
2001   2007	平均數	290942274	115	5714618	133	140
	最大值	3015412359	1083	51139761	1033	
	最小值	1056346	1	84340	2	
	標準差	706366528	241	12154466	286	

資料來源：本研究整理自中華民國公共汽車客運業 2001~2007 年度統計資料（中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會，2001-2007）。

公佈的歷年“交通類物價指數”加以平減後取對數。因為管理費用為全公司所用，但其產生的影響可能擴及各客運公司之不同營業部門。

- (3) **ln 行銷費用支出**：將各年度各家客運公司之行銷費用支出透過行政院主計處公佈的歷年“交通類物價指數”加以平減後取對數。雖然行銷費用是為全公司，但其產生的影響可能擴及各客運公司不同部門，因此選擇此一變數於我們的模型中。
- (4) **ln 新車比例**：將各年度各客運公司所使用的新車除以該年度的總車輛數後取對數。因為新車將給旅客較為舒服的感覺，使得旅客較願意搭乘，進而影響該公司的技術效率，其產生的影響亦可能擴及各客運公司不同部門。
- (5) **ln 總資產**：將各年度各家客運公司的資產總額透過行政院主計處公佈的歷年“交通類物價指數”加以平減後取對數。因為一家客運公司資產總額越高，越有能力進行各種設備的汰換、人員流動等，對於資源的配置將更有彈性，故會影響其技術效率，產生的影響可能擴及各客運公司不同部門，因此將之納入分析。
- (6) **ln 流動資產比例**：將各年度各客運公司流動資產透過行政院主計處公佈的歷年“交通類物價指數”加以平減後除以該公司的總資產後取對數。因為一家公司的流動資產占總資產的比例越高，表示其資金運用較為靈活，可能因此對其技術效率有所影響。
- (7) **ln 每車輛平均員工數**：將各年度各家客運公司總員工數除以其總車輛數後取對數。背後的理由在於檢視更多的平均員工數是否會對於各公司的技術效率有所影響。
- (8) **ln 交通事件次數**：將各年度各客運公司的交通事故發生次數取對數。因為交通事故的發生將影響民眾對該客運公司在搭乘安全上的負面印象，故預期此一變數對於客運公司之技術效率會有所影響。

我們將這些變數各年度基本統計資料列於表 3 中，請讀者參閱。

表 3：各項外生變數之基本統計資料

變數	觀察值數目	平均數	標準差	最小值	最大值
ln 市場占有率	140	3.5489	2.3169	-1.4369	7.5475
ln 行銷費用支出	140	16.9472	1.5668	13.2356	19.5116
ln 管理費用支出	140	17.4104	1.1025	14.2996	19.1745
ln 新車比例	140	-2.7427	2.6048	-9.8750	-0.2293
ln 每車輛平均員工數	140	0.5227	0.4106	-0.3735	2.2351
ln 總資產	140	20.5487	1.8805	4.5449	23.4812
ln 流動資產比例	140	-1.1043	1.1993	-5.6111	2.7292
ln 交通事件次數	140	1.9532	1.7051	0	5.5984

資料來源：本研究整理自中華民國公共汽車客運業 2001~2007 年度統計資料（中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會，2001-2007）。

## 伍、技術效率及技術效率變動指數分析

本節討論各家客運公司於 2001 年~2007 年在國道客運部分的技術效率及各項生產力指數。除了利用 DEA-solver 來估算 CCR 模式及 BCC 模式下各項技術效率指數，我們也利用 EMS 軟體估算 Andersen and Petersen (1993) 所提出的超級效率 (super-efficiency) 指標，以針對在 DEA 估算下廠商技術效率為 1 (技術前緣的廠商) 時，我們可以了解其相對效率的高低，並列出各年度規模報酬遞增與遞減的廠商家數。另外，我們也於本節中列出各家客運公司於 2001 年~2007 年間的各項生產力變動指數，以觀察客運公司在生產力變動趨勢。本節的安排如下：5.1 節將針對 2001 年~2007 年各客運公司在國道客運上的技術效率進行分析，其中我們將分別針對整體產業及民營化後國光客運的技術效率，5.2 節則討論 2001~2007 年間整體客運產業及國光客運在技術效率的變動，透過 Malmquist 的估計，將可清楚了解這些年間的發展趨勢。

### 一、2001~2007 年間之技術效率分析

我們將 DEA-solver 所估算之 CCR 模式及 BCC 模式下各項技術效率指

數，及 EMS 軟體所估算的超級效率指標（Andersen and Petersen, 1993: 1261-1264）列於表 4，並於表 5 針對傳統 DEA 與超級效率作一比較。

表 4：2001～2007 年國道客運技術效率指標

基本統計	效率值	技術效率	純技術效率	規模效率	超級	IRTS 家數	DRTS 家數
		(CCR)	(input-BCC)	(input-BCC)	技術效率		
2001	最大值	100.00	100.00	100.00	205.27		
	最小值	18.60	45.60	18.60	18.63	12	3
	平均數	76.69	92.02	83.09	93.11		
2002	最大值	100.00	100.00	100.00	186.37		
	最小值	44.90	50.00	44.90	44.90	12	0
	平均數	84.89	90.59	93.63	97.77		
2003	最大值	100.00	100.00	100.00	147.49		
	最小值	46.10	46.20	49.60	46.10	9	3
	平均數	81.46	89.53	91.50	89.30		
2004	最大值	100.00	100.00	100.00	153.39		
	最小值	39.80	40.50	50.60	39.76	10	0
	平均數	76.20	85.94	89.25	83.32		
2005	最大值	100.00	100.00	100.00	154.05		
	最小值	44.40	54.00	44.40	44.36	11	1
	平均數	81.96	92.49	88.83	96.37		
2006	最大值	100.00	100.00	100.00	160.58		
	最小值	37.60	65.30	37.60	37.59	11	4
	平均數	75.99	90.17	84.79	83.93		
2007	最大值	100.00	100.00	100.00	237.03		
	最小值	33.60	59.50	33.60	33.63	12	3
	平均數	70.57	87.01	81.77	79.56		
2001   2007	最大值	100.00	100.00	100.00	237.03		
	最小值	18.60	40.50	18.60	18.63		
	平均數	78.25	89.68	87.55	91.77		

資料來源：本研究估計整理自中華民國公共汽車客運業 2001～2007 年度統計資料（中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會，2001-2007）。IRTS：規模報酬遞增（increasing return to scale），DRTS：規模報酬遞減（decreasing return to scale）。

從表 4 中我們發現，台灣國道客運整體產業的平均技術效率趨勢，自 2005 年有所上升後，從 2006 年開始皆呈現衰退的現象，因此從 2005 年之後的國道客運市場可能存在明顯的結構性改變；若將表 5 中非平衡式追蹤資料裡各年度的技術效率的平均數透過圖 1 來呈現。從圖 1 可以發現，在 2002 年時，除了 BCC 純技術效率外，其他各項技術效率、規模效率、及超級技術效率（超級效率）等都於該年度達到最高峰。而 2003 年因為 SARS 的關係使得各項指標都有顯著的下降，而且此一效果持續到 2004 年，可見廠商在生產要素投入的調整上，仍具有時間落後性存在。而各項技術效率於 2005 年都出現回升的現象，此一現象，有可能是反應 2005 年 8 月的國道客運漲價現象，2006 出現些微的下滑，但到了 2007 年之後，卻明顯出現下滑的趨勢，我們認為可能與台灣高鐵在此年度參與南北客運服務之衝擊所致。

而從附表 1-2 與附表 1-3（見附錄一）中我們亦可看出，在傳統的 CCR 模式下的技術效率值為 100 的技術前緣廠商，透過超級效率值的計算，我們可以進一步將其排序。我們發現，民營公司的和欣客運與統聯客運在 2001 年~2007 年間之技術效率一直名列前茅，且持續的作為最有效率的生產前緣廠商，儘管這兩家國道客運公司在超級效率值上互有領先；國光客運一直要到 2004 年才正式擠入技術前緣的廠商，因此可以推測民營化後的國光客運在技術效率上是有所提升。

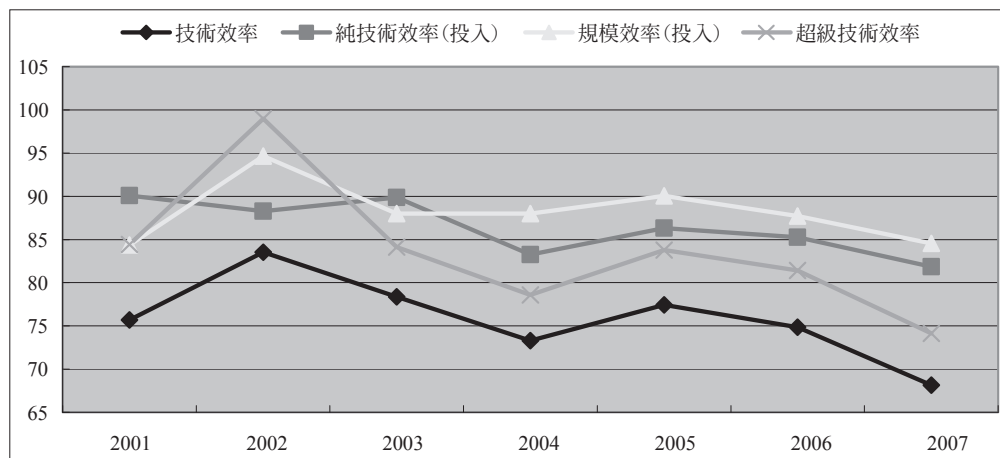


圖 1：2001 ~ 2007 年非平衡式追蹤資料各項技術效率指數平均數趨勢圖

## 二、生產力變動指數分析

本小節則在於分析從 2001 年~2007 年各客運公司在國道客運技術效率變動指數的趨勢，我們將各指標的意涵重新說明如下（各項指標的估計結果則列於表 5）：

- (1) Malmquist 生產力指數：表示總要素生產力的變動，若 Malmquist 生產力指數值大於（小於）100 時，表示該客運公司在國道客運的生產力從第  $t$  期到第  $t+1$  期是成長（下降）的，例如：若 Malmquist 生產力變動指數為 108（93），則表示其生產力從第  $t$  期到第  $t+1$  期成長 8（下降 7）個百分點。
- (2) 技術變動（technical change, TECH）指數：表示技術前緣的移動，其值若大於（小於）100，表示此客運公司在國道客運的經營技術從第  $t$  期到第  $t+1$  期是進步（退步）的。
- (3) 技術效率變動（technical efficiency change, TEEFFCH）指數：表示客運公司在國道客運的經營上在資源管理能力上的變化，若其值大於（小於）100，表示該客運公司在國道客運的資源管理能力的提升（降低）。
- (4) 純技術效率變動（pure technical efficiency change, PTECH）指數：表示第  $t$  期到第  $t+1$  期時，該國道客運公司在要素投入與產出間是否更有效率，故又稱管理效率的變動，其值若大於（小於）100，表示純技術效率（或管理效率）的改善（惡化）。
- (5) 規模效率變動（scale efficiency change）：表示該客運公司在國道客運的經營上生產規模在第  $t+1$  期相對於第  $t$  期與長期最適生產規模的逼近程度，若其值大於（小於）100，表示在第  $t+1$  期的生產規模相較於第  $t$  期而言，是越來越接近（偏離）長期最適規模。

我們另外要說明的是，這些指標因為是跨期的比較，因此僅可以平衡式追蹤資料來加以計算，我們將各年度估計結果之平均數列於表 5，並於圖 2 中呈現其趨勢。

在表 5 中，Malmquist 生產力變動指數在 2001 至 2007 年的平均成長率為 103.55，顯見整體產業的總要素生產力是有所提升，尤其是 2005 年因為票價漲價效應使得上升趨勢甚為明顯；不過我們也看到 2003 年因 SARS 事



表 5：2001~2007 年國道客運產業各項變動指數之平均數（投入傾向）

計算年期	技術效率 變動指數(×100)	技術變動指數 (×100)	純技術效率 變動指數(×100)	規模效率 變動指數(×100)	Malmquist 生產力 變動指數(×100)
2001/2002	117.00	96.40	98.10	119.20	112.70
2002/2003	96.30	98.20	98.80	97.40	94.50
2003/2004	92.50	108.80	95.00	97.40	100.60
2004/2005	107.70	111.70	109.30	98.50	120.30
2005/2006	93.20	93.90	97.90	95.20	87.50
2006/2007	91.20	115.90	96.10	95.00	105.70
平均	99.65	104.15	99.20	100.45	103.55

資料來源：本研究整理

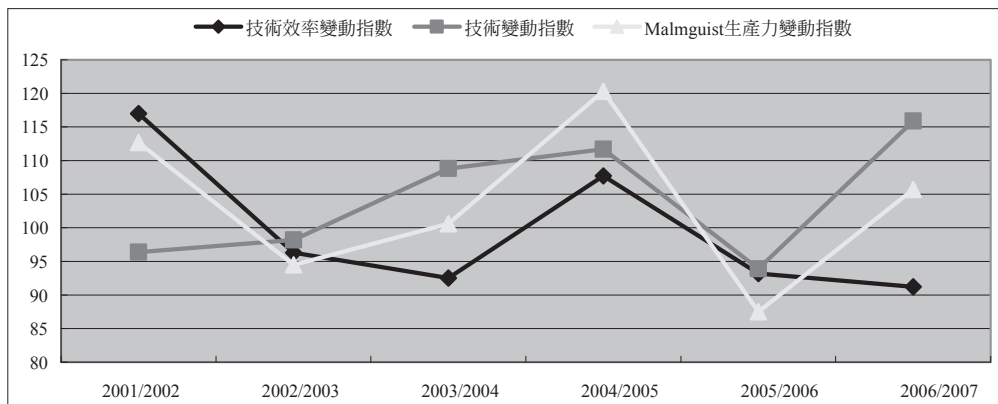


圖 2：2001~2007 年國道客運產業在 CCR 模式下各項生產力變動指數趨勢圖

件的影響出現明顯下滑地情形，而在 2004 年出現緩慢上升，但 2006 年的明顯下滑則不知原因為何。雖然 2007 年遭受台灣高鐵營運的衝擊，我們還是發現，相較於 2006 年來說，國道客運整體生產力仍是上升的；綜上所述，國道客運產業在國光客運民營化後，雖然先後遭受了 SARS 及台灣高鐵營運的衝擊，但從 2001 年到 2007 年的總要素生產力是上升的。

而在技術變動指數方面，從表 5 中我們發現 2001 到 2007 年間國道客運產業的平均生產技術前緣是持續的往外擴張的（平均數為 104.15），也就是在

給定要素投入下，其生產函數是往上移動的；而從 2002 年開始到 2005 年，生產技術前緣出現持續往外擴張的情形，而且在 2003 年的 SARS 衝擊下仍往外擴張，並未受其影響，雖然於 2006 年出現明顯下降的現象，但是到了 2007 年則又恢復擴張的趨勢。根據詹維玲與劉景中（2006）的說法，技術變動的原因，可能由於新科技的運用、市場結構的改變、或是政府政策的推行等因素所致，然由於缺乏相關資料，我們無法推論是由哪一種因素造成整體產業平均技術前緣的持續內縮。

而在技術效率變動指數方面，除了 2006 年出現明顯的提升之外，其他年度則呈現持續下滑地趨勢，在 2003 年的下滑或許可以解釋為 SARS 事件所形成的影響，2007 年的下滑也可以用台灣高鐵營運地衝擊來解釋，但 2004 年~2005 年的持續下滑原因不明。最後，我們比較三指標發現，Malmquist 生產力變動指數與技術變動指數的趨勢有高度的相關，而與技術效率變動指數的相關性較低，因此我們可以推論，2001~2007 年台灣國道客運產業生產力的變動主要是由生產函數的往外擴張的技術變動而來。

我們另外比較技術效率變動、純技術效率變動與規模效率變動之間的關係，並將其趨勢圖繪製於圖 3。首先，就規模效率變動指數來看，除了 2002 年是高過於 100 以外，後續年度都是低於 100 的，顯示從 2003 年開始，台灣國道客運產業的生產規模離長期最適規模越來越遠，可見台灣國道客運公司

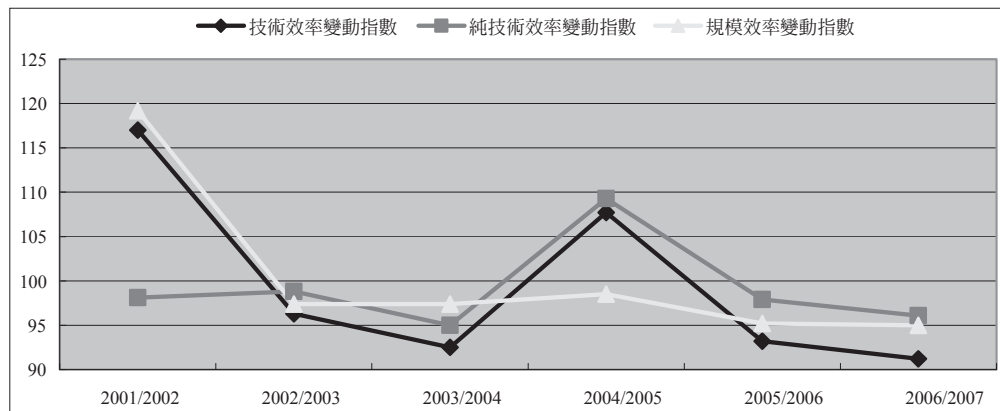


圖 3：2001~2007 年國道客運產業在 BCC 模式下各項技術效率變動指數趨勢圖

仍需要在經營規模上加以調整；而該注意的是，2005 年的票價上調對於規模效率的變動並沒有提升的效果，顯示票價的提升對於國道客運廠商的規模效率並沒有影響。在純技術效率變動指數方面，除了 2005 年是為上升的，其他年度則呈現下降的趨勢，表 5 中該指數 2001~2007 年總平均數為 99.20，由於此一指數的變動可以解釋為管理效率的變動，因此此數值低於 100，表示整體國道客運業在此期間的在管理效率是往下降的；另外我們也發現，此段期間內純技術效率變動指數與技術效率指數有高度相關，可見技術效率變動主要是來自於純技術效率的變動，由於其長期趨勢呈現下降的現象，因此在管理能力上需要有所加強。

## 陸、技術效率及效率變動指數的影響因素

本節則進一步利用 Tobit 追蹤資料模式及動態追蹤資料模式的校估，以探索影響各技術效率及各效率變動指數的主要因素。在估計資料上，我們將各技術效率值與各種效率變動指數的值也都取自然對數，因此所估計的參數為彈性值；另外，針對技術效率的 Tobit 追蹤資料模式的估計方面，又可分為平衡式追蹤資料與非平衡式追蹤資料的估計方式，我們將各項估計結果於本節第一小節中討論。而在各種技術效率變動指數的影響因素方面，將第伍節所估算之各種技術效率變動指數（每一種指數可分別從產出傾向與投入傾向來計算）透過動態追蹤資料模式的估計（利用並比較“差分一般化動差法”及“系統一般化動差法”之估計結果）來協助我們尋找其影響因素，我們將各種估計結果列於本節第二小節中。

### 一、技術效率影響因素之估計：Tobit 追蹤資料模式

#### (一) 技術效率（CCR）影響因素的估計

在技術效率影響因素的估計上，由於不管是 CCR 或 BCC 模型下，且不管是在投入傾向或產出傾向，技術效率的估計值皆相同，因此只有兩條 Tobit 模式的估計結果，我們將其估計結果列於表 6。在表 6 中，雖然在兩種資料型態下顯著的影響因素有所不同，但可提供我們更為完整之資訊，因此我們

將其一併列出以供參考。從表 6 中我們亦發現，就整體模式的顯著性而言，由於 Wald test 的值相當顯著，表示模式是可以被接受的，其次，針對  $\sigma_u=0$  的檢定也發現，其顯著的異於 0，明顯的拒絕其與混合 Tobit 資料（pooled Tobit data）模式是相同的假設，因此以 Tobit 追蹤資料模式是合適的。

由表 6 亦可知，對於技術效率的提升，主要來自於生產投入“總行駛距離”的增加，其他外生變數如市場占有率、平均員工數、及新車比例等因素，而其負面影響因素則有行駛車輛數及 2007 年等因素。總行駛距離的增加，可以增加其與顧客的接觸機會，因此會有較高的搭乘可能，故對技術效率有

表 6：技術效率（CCR）影響因素之校估

變數名稱	非平衡式追蹤資料	平衡式追蹤資料
常數項	4.238**(46.06)	-0.354(-0.58)
生產投入項		
ln 行駛車輛數		-0.354**(-3.20)
ln 行駛總距離		0.474**(4.84)
時間虛擬變數項		
2007 年	-0.113*(-1.89)	-0.162**(-2.50)
其他外生變數項		
ln 市場占有率	0.045**(1.96)	0.055**(2.03)
ln 新車比率	0.015*(1.82)	
ln 平均員工數	0.146**(2.14)	
ln 管理費支出		-0.057(0.214)
$\sigma_u$	0.379**(6.64)	0.203**(4.84)
$\sigma_e$	0.299**(16.02)	0.245**(12.29)
$\rho = \sigma_u / (\sigma_u + \sigma_e)$	0.616	0.406
Likelihood-ratio test of $\sigma_u = 0: x^2(01)/P(x^2 > x^2(01))$	88.86**/0	30.94**/0
Log likelihood (0)/Log likelihood ( $\beta$ )	-126.716/-113.988	-50.402/-39.086
Wald ( $x^2$ )/ $P(x^2 > Wald(x^2))$	16.64**/0	30.94**/0

說明：括號內為 t 檢定量。\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。P(.) 表示機率值。

所提升；市場占有率表示市場的競爭程度（或表示廠商的市場力量），此一變數的係數明顯為正，則表示越具有市場力量的台灣國道客運業者，其技術效率也越高；可能原因在於市場力量越高的廠商，將因越有能力維持較佳的獲利能力而有更多的資源投入國道客運的服務，因此明顯提升其技術效率。新車比例越高，讓乘客搭乘時會有清潔舒適的感受，因此會增加乘客願意再次搭乘的意願或形成正向口碑而提高其技術效率。而平均員工數的增加對於技術效率會有顯著的提升，可能原因在於公司營運需要各方人力的支援與配合，每車平均員工數的增加可協助客運業者在營運上更為順暢，進而提升其技術效率。最後，2007年明顯地影響整體國道客運產業的技術效率，可能是受到台灣高鐵於當年度（2007年3月2日提供台北到高雄左營之旅運服務）開始營運的影響，因此造成整體國道客運業技術效率的下滑。

## (二) 純技術效率（BCC）影響因素的估計

我們將純技術效率的估計結果列於表7中。從各項模式適合度指標來看，Tobit追蹤資料模式都是合適的估計方式。從表7的估計結果發現，兩種資料型態所提供影響純技術效率的生產要素部分的訊息相當一致，皆為行駛車輛數（-）及行駛總距離（+），不過非平衡式的追蹤資料提供較多外生變數的訊息，而平衡式追蹤資料則提供關於不同年度的影響程度。首先就生產投入項目而言，行駛車輛數的增加明顯的降低純技術效率，表示國道客運整體產業的車輛數有過度投資的現象，而總行駛距離則會明顯的提升純技術效率，此一結果與表10的估計結果相一致，表示行駛總距離越長，越容易服務到有需求的顧客，因此效率也較高。

其次就時間虛擬變數來說，2003年、2004年及2007年對於純技術效率都產生負面的影響，我們認為，2003年的純技術效率的下降，可能原因在於當年度發生SARS事件，讓台灣國道市場受到影響，使得當年度的純技術效率出現明顯下降的現象，而2004年的下降可能是此一問題的延續，顯示其所受的衝擊需要相當時間始得以復原。而2007年的顯著下降，可能的原因是受到台灣高鐵開始營運的影響。

最後，在其他外生變數方面，市場占有率與每車平均員工數皆與表6的

估計結果類似，同樣具有正面的影響，但解釋上將有所不同。當有較高的市場占有率時，表示其對市場的影響力量（稱市場力量）越大，因此其越可以影響市場的變化，使得該公司在市場上更具有優勢地位，故市場占有率的增加，將因此提升其相對管理效率；而每車平均員工數的增加，則可以增加公司對於市場各面向訊息的蒐集，使得管理階層迅速的做出應對措施，以增加

表 7：純技術效率（BCC）影響因素之估計（僅列出投入傾向）

變數名稱	非平衡式追蹤資料	平衡式追蹤資料
常數項	3.135**(5.48)	2.185** (2.17)
生產投入項		
ln 行駛總距離	0.056*(1.62)	0.215**(2.52)
ln 行駛車輛數		-0.285**(-2.90)
時間虛擬變數項		
2003 年		-0.118**(-2.07)
2004 年		-0.173**(-3.19)
2007 年		-0.103*(-1.91)
其他外生變數項		
ln 管理費用支出	0.045*(1.93)	
ln 平均員工數	0.137**(2.89)	
ln 流動資產占總資產比例	0.033**(2.00)	
ln 市場占有率		0.068**(3.01)
$\sigma_u$	0.350**(6.96)	0.252**(4.57)
$\sigma_e$	0.190**(13.76)	0.175**(10.31)
$\rho = \sigma_u / (\sigma_u + \sigma_e)$	0.772	0.676
Likelihood-ratio test of $\sigma_u = 0: x^2(01)/P(x^2 > x^2(01))$	145.39**/0	64.39**/0
Log likelihood (0)/Log likelihood ( $\beta$ )	-86.734/-60.169	-46.751/-21.543
Wald ( $x^2$ )/ $P(x^2 > Wald(x^2))$	19.60**/0	23.70**/0

說明：括號內為 t 檢定量。\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。P(.) 表示機率值。

其管理效率；而管理費支出的增加可提升整體產業的技術效率方面，可能原因在於管理費的增加，使得管理階層有更多的資源可以彈性運用，以應付外在的環境變化，因而提升其技術效率。至於流動資產占總資產比例越高，也會對技術效率有所提升，可能原因在於流動資產的變現性較高（相對於固定資產來說），而使得國道客運公司在面對意外衝擊時，可以較為快速的方式將其轉化為實際可使用的資源，以應付突來的變化，因而對於技術效率有所提升。

### (三) 規模效率影響因素之估計

表 8 為規模效率影響因素之估計結果，我們發現各回歸模式的配適度都符合要求，顯示估計結果是合適的。規模效率表示該國道客運公司相對於最小有效規模的比率，因此解釋上應從其與最適規模的相對效率來看。先從生產投入項來看，駕駛員工數顯然過多，使得國道客運公司整體規模效率下降；而行駛距離的增加，則可以提升整體規模效率；若綜合表 6 及表 7 的估計結果，我們發現要提升整體國道客運業的技術效率，不在其生產要素的投入量（駕駛員工數、行駛車輛數），而在於所投入生產要素的使用量（行駛總距離），對於整體產業的技術效率才會有所助益。

其次在時間虛擬變數方面，我們發現 2003 年的 SARS 事件並沒有明顯的影響台灣國道客運廠商的規模效率；可能的原因是 SARS 事件為暫時的，其影響在後來的客源回流而被稀釋；反而 2007 年台灣高鐵正式營運之後，分蝕原本國道客運的客源，且其影響是持續的，因此使得國道客運公司原本的經營規模離最適規模更為遙遠；而由於規模的調整需要時間，因此要多久才能夠恢復，則需要後續的追蹤。

至於其他外生變數方面，市場占有率越高者，其越接近最適規模，可能是因為市場占有率高，較容易將現有的運輸能量充分運用，因此有較高的規模效率；至於新車比例越高，也會有越高的規模效率，可能的原因在於新車給旅客較為舒適與乾淨的感受，因此較能受到顧客的青睞而使運輸能量被充分利用；最後在平均員工數部分，越高的平均員工數，也會有越高的規模效率，表示每車平均員工的增加，將使得客運公司的各項服務更為周全，因而

表 8：規模效率影響因素之估計

變數名稱	非平衡式追蹤資料	平衡式追蹤資料
常數項	4.510**(65.78)	-0.601(-0.80)
生產投入項		
ln 駕駛員工數		-0.171**(-2.39)
ln 行駛總距離		0.375**(5.99)
時間虛擬變數項		
2007 年	-0.086*(-1.84)	-0.093**(-1.99)
其他外生變數項		
ln 市場占有率	0.037**(2.10)	
ln 新車比例	0.021**(3.11)	
ln 平均員工數		0.160**(2.90)
$\sigma_u$	0.289**(6.87)	0.125**(4.56)
$\sigma_e$	0.237**(15.93)	0.168**(12.12)
$\rho = \sigma_u / (\sigma_u + \sigma_e)$	0.598	0.357
Likelihood-ratio test of $\sigma_u = 0: x^2(01)/P(x^2 > x^2(01))$	97.46**/0	22.69**/0
Log likelihood (0)/Log likelihood ( $\beta$ )	-85.284/-73.370	-13.212/0.111
Wald ( $x^2$ )/ $P(x^2 > Wald(x^2))$	16.02**/0	72.75**/0

說明：括號內為 t 檢定量。\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。 $P(\cdot)$  表示機率值。

顧客較易感受到“被服務”，進而充分利用其整體服務能量。

## 二、效率變動指數影響因素之估計：動態追蹤資料模式

在本節中，我們將討論各項效率變動指數的影響因素。我們的估計方式為動態追蹤資料模式，之所以稱之為動態，是因為其於自變數中放入落後期的被解釋變數，至於放落後幾期的資料，則視資料型態而定。另外，我們的估計方式皆為隨機效果的估計方式，根據 Stata Press (2007) 使用手冊的說明，現階段的動態追蹤資料模式在固定效果的估計上會出現嚴重的偏誤，並不適合應用於分析中，因此我們僅估算隨機效果下之參數。



### (一) Malmquist 生產力（總要素生產力）變動指數的影響因素

首先，我們估算 Malmquist 生產力（總要素生產力）變動指數的影響因素。總要素生產力變動指數是用來表示國道客運公司在技術變動、要素投入規模、管理能力等各方面的調整之總和變化，因此其估計結果可了解整體國道客運業生產力變化的綜合影響因素。我們將估計結果列於表 9。

表 9：Malmquist 生產力變動指數影響因素

變數名稱		差分一般化動差法	系統一般化動差法
常數項		3.156(2.48)	1.343(1.42)
t-1 期總要素生產力變動指數		-0.333**(-3.96)	-0.307**(-4.89)
生產投入項			
ln 駕駛員工數		-0.521**(-3.59)	-0.503**(-5.14)
ln 行駛班次		0.171(1.44)	0.186**(2.66)
ln 行駛總距離		0.169(1.15)	0.264**(3.61)
時間虛擬變數項			
2002 年		0.120*(1.92)	0.124**(2.32)
其他外生變數項			
ln 資本占總資產比例		0.101(1.41)	0.105**(2.11)
Wald ( $x^2$ )		27.39**	48.30**
$P(x^2 > Wald(x^2))$		0	0
Sargan test	$x^2$	72.337	87.063
	p-value	0.306	0.568
Arellano-Bond test (一階殘差)	z	-2.444**	-2.505**
	p-value	0.015	0.012
Arellano-Bond test (二階殘差)	z	-0.433	-0.079
	p-value	0.665	0.937

說明：括號內為 t 檢定量；\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。 $P(\cdot)$  表示機率值；Sargan test 在於檢定模式是否有過度認定 (overidentification) 的問題；Arellano-Bond test 用來檢定殘差是否具有自我相關 (autocorrelation) 的情形。

我們的估計結果發現，從 Wald test 的結果可看出模式為適合的，而 Sargan test 的估計結果都無法拒絕虛無假設，表示所使用的工具變數是合適的；其次，Arellano-Bond test 的結果也發現，2001~2007 年台灣國道客運的總要素生產力的序列相關僅為落後一期，因此僅適合放落後一期的應變數於估計的模型中；而估計結果亦顯示，不論是產出傾向或投入傾向，系統一般化動差法下總要素生產力落後一期的估計參數都比差分一般化動差法的估計參數來的大，這樣的結果表示系統一般化動差法之估計方式比差分一般化動差法來的好。<sup>11</sup> 其次其估計參數顯著，表示總要素生產力有負持續性現象，這樣的結果，與台灣國道客運產業的長期發展相一致；由於國道客運於 1996 年全面開放經營路線之申請，使得台灣的國道客運進入高度競爭的狀態，而在國光客運民營化之後，這樣的現象並未有所解除，因此當某家國道客運公司引進新的技術或是採行新的經營策略而使其生產力成長時，便會引起市場上其他客運公司的模仿跟進，使得其在下一期的生產力成長率下降，而其他原本生產力成長較差的國道客運公司因為剛模仿而出現生產力上升較多的現象，故影響方向為負向。

而在生產投入項部分，我們發現駕駛員工數顯著為負，顯示投入較多的駕駛員工並無法提升總要素生產力，反而是在要素投入“使用量”上的行駛班次與行駛總距離等因素在量的提升上，對於總要素生產力的提升有很大的幫助。這樣的結果與前一小節的三種效率估計結果相一致，行駛總距離等此類生產要素投入的使用量是為提升整體技術效率與生產力的重要因素之一。有趣的是，2002 年對於總要素生產力的提升有很大的幫助，但是票價上調的 2005 年卻沒有顯著的影響，雖然在圖 2 中該年度的生產力有上升的趨勢；最後，在其他外生變數方面，資本占總資產比例的估計結果顯著為正，表示此一比例越高，則廠商的生產力成長率將會越高，可能原因在於較高的資本比例，將會有較多實際的資源可以運用以面對隨時變動的市場環境，使得其整體而言會有較高的生產力成長率。

11 Blundell and Bond (2000) 指出，系統一般化動差法的應變數落後一期估計係數應高於差分一般化動差法下該變數落後一期之校估係數，詹維玲與劉景中 (2006) 的研究結果也支持此一論點。

## (二) 技術效率變動指數的影響因素

由於 Malmquist 生產力變動指數可以拆解成技術效率變動指數與技術變動指數，因此我們也分別對其加以估計其影響因素，茲將對於技術效率變動的影響因素估計結果列於表 10。根據表 10 的估計結果發現，從 Wald test 的結果可看出模式為適合的；Sargan test 的估計結果都無法拒絕虛無假設，表示所使用的工具變數是合適的；而 Arellano-Bond test 的結果也發現，2001~2007 年台灣國道客運的技術效率變動指數的序列相關為落後一期，因此僅適合放落後一期的應變數於估計的模型中。系統一般化動差法下技術效率變動指數落後一期的估計參數都比差分一般化動差法的估計參數來的大，這樣的結果表示系統一般化動差法之估計方式比差分一般化動差法來的好。

根據表 10 的估計結果，我們發現落後一期之技術效率變動對於當期技術效率變動的影響顯著為負，顯見其也有負持續性的現象；而在生產投入項方面，我們發現其顯著變數與表 10 之 Malmquist 生產力變動的影響因素相同，都是屬於生產要素使用量的因素有正向且顯著的影響，但是生產要素投入量卻是為負向的影響，表示技術效率的提升，若能透過生產要素投入使用量的增加，則會有明顯的提升。而在虛擬變數方面，我們發現 2002 年對於國道客運業技術效率變動有正向的影響，其詳細原因雖然有待進一步查證；而 2007 年對技術效率成長率卻是負向的影響，表示台灣高鐵的營運，對於國道客運整體技術效率成長率有明顯的負向衝擊，換句話說，台灣高鐵加入南北的長途城際運輸，明顯地拉低國道客運業者在資源管理能力的成長力道。

而在其他外生變數方面，市場占有率越高，則技術效率有越高的成長率，表示市場占有率越高，廠商的設備使用率會更為充分，因此技術效率有較高的成長率；而資本占總資產比例也會對於技術效率成長率有正向的影響，顯示管理階層可以運用的資源越多，因此對於技術效率的成長率有正向的影響。至於管理費用與總資產越高，則對於技術效率的成長率有負向的影響，可能原因在於管理費用的使用不當，造成其並沒有辦法發揮其應有的成效；至於總資產的部份，因為資產要能夠變現才是重要，無法變現的資產對

於廠商實際經營上面對市場瞬息變化時並沒有太大的助益，因此並無法協助技術效率的提升。

表 10：技術效率變動指數影響因素

變數名稱		差分一般化動差法	系統一般化動差法
常數項		3.75*(1.92)	4.36**(3.97)
t-1 期技術效率變動指數		-0.276**(-3.21)	-0.243**(-3.87)
生產投入項			
ln 駕駛員工數		-0.199(-1.46)	-0.289**(-3.13)
ln 行駛班次		0.085**(0.8)	0.128**(1.98)
ln 行駛總距離		0.229*(1.69)	0.156**(2.34)
時間虛擬變數項			
2002 年		0.206**(3.69)	0.196**(4.05)
其他外生變數			
ln 市場占有率		0.097**(1.96)	0.079**(2.97)
ln 管理費用		-0.097*(-1.90)	-0.081**(-1.97)
ln 總資產		-0.037**(-2.43)	-0.034**(-2.60)
ln 資本占總資產比例		0.135(2.12)	0.109**(2.35)
Wald ( $x^2$ )		34.42**	48.48**
$P(x^2 > \text{Wald}(x^2))$		0	0
Sargan test	$x^2$	79.528	96.082
	p-value	0.140	0.311
Arellano-Bond test (一階殘差)	z	-2.836**	-2.683**
	p-value	0.004	0.007
Arellano-Bond test (二階殘差)	z	-0.086	-0.158
	p-value	0.931	0.874

說明：括號內為 t 檢定量；\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。P(.) 表示機率值；Sargan test 在於檢定模式是否有過度認定 (overidentification) 的問題；Arellano-Bond test 用來檢定殘差是否具自我相關 (autocorrelation)。

### (三) 技術變動指數的影響因素

茲將技術變動的影響因素估計結果列於表 11。根據表 11 的估計結果發現，從 Wald test 的結果可看出模式為適合的，Sargan test 的估計結果都無法拒絕虛無假設，表示所使用的工具變數是合適的，而 Arellano-Bond test 的結果也發現，2001~2007 年台灣國道客運的技術變動指數的序列相關為落後一期，因此僅適合放落後一期的應變數於估計的模型中。系統一般化動差法下技術變動指數落後一期的估計參數都比差分一般化動差法的估計參數來的大，表示系統一般化動差法之估計方式比差分一般化動差法來的好。

表 11：技術變動指數影響因素

變數名稱		差分一般化動差法	系統一般化動差法
常數項		6.547**(14.53)	6.525**(19.24)
t-1 期技術變動指數		-0.391**(-4.08)	-0.382**(-5.35)
時間虛擬變數項			
2003 年		-0.081**(-2.64)	-0.088**(-2.94)
2007 年		0.087**(2.86)	0.074**(2.45)
其他外生變數項			
ln 每車平均員工數		-0.124**(-3.91)	-0.128**(-4.03)
ln 交通事故次數		-0.020(-1.53)	-0.026**(-2.27)
Wald ( $x^2$ )		53.33**	61.95**
$P(x^2 > \text{Wald}(x^2))$		0	0
Sargan test	$x^2$	42.927	49.167
	p-value	0.474	0.762
Arellano-Bond test (一階殘差)	z	-2.076**	-2.052**
	p-value	0.038	0.040
Arellano-Bond test (二階殘差)	z	-0.226	-0.0174
	p-value	0.820	0.981

說明：括號內為 t 檢定量；\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。 $P(\cdot)$  表示機率值；Sargan test 在於檢定模式是否有過度認定 (overidentification) 的問題；Arellano-Bond test 用來檢定殘差是否具有自我相關 (autocorrelation) 的情形。

根據表 11 的估計結果發現，技術變動指數落後一期對於當期技術效率的影響為顯著為負，表示有前一期的技術變動指數對後一期之該指數有負向的持續性影響。其次在時間變項方面，我們發現 2003 年對於技術效率的成長率為負，可能原因在於 SARS 事件造成民眾搭乘公共運輸的恐慌，使得國道客運的生產函數大幅度的內縮；而 2007 年對於技術變動成長率則明顯的為正，可能原因在於台灣高鐵的營運，衝擊了國道客運的產業生態，為回應此一新運具的挑戰，國道客運業者紛紛提出各種不同的因應方案，反而促成了其生產技術前緣的外移與擴張。

最後，在外生變數方面，我們發現平均員工數對與交通事故次數對於技術效率的成長都有顯著負向的影響，前者可能的原因在於平均員工數的使用無效率，使得生產函數出現內縮的現象；後者可能的原因在於交通事故多，將影響民眾對該客運公司的形象與安全上的顧慮，因此降低了對該公司的搭乘意願；另外公司也需要花更多資源於意外事故的處理上，而移轉了原本在生產效能上的關注，進而使得生產技術有所後退。

#### (四) 純技術效率變動指數影響因素

表 12 為純技術效率變動指數的影響因素估計結果。由於技術效率變動指數又可以分解為純技術效率變動及規模效率變動兩指數，因此我們也分別針對此兩種分解後的變動指數校估其影響因素，並將其結果與表 10 進行綜合比較。

從表 12 中的估計結果發現，Wald test 的結果可看出模式為適合的，Sargan test 的估計結果都無法拒絕虛無假設，表示所使用的工具變數是合適的，而 Arellano-Bond test 的結果也發現，2001~2007 年台灣國道客運的純技術效率變動指數的序列相關為落後一期，因此僅適合放落後一期的應變數於估計的模型中。系統一般化動差法下除技術效率變動指數落後一期的估計參數都比差分一般化動差法的估計參數來的大，這樣的結果表示系統一般化動差法之估計方式比差分一般化動差法來的好；而落後一期的純技術效率變動指數對於當期的純技術效率變動指數的影響顯著為負，除了表示有負向的延續性效果外，也表示前一期的純技術效率成長率較快，但是在下一期若無其他各

項生產技術上的改善（投入產出之間管理效率的變動）便可能被其他廠商所模仿，因此相對其他廠商的管理效率成長便顯得較慢。

而在時間變數方面，我們發現 2004 年及 2007 年對於純技術效率變動的成長率都有顯著的負向影響，2004 年所形成的影響目前並無法解釋，但是

表 12：純技術效率變動指數影響因素

變數名稱		差分一般化動差法	系統一般化動差法
常數項		5.869**(3.04)	7.464**(10.14)
t-1 期純技術效率變動指數		-0.410**(-4.53)	-0.378**(-5.92)
生產投入項			
ln 總行駛距離		0.174(1.47)	0.068*(1.95)
時間虛擬變數項			
2004 年		-0.052(1.31)	-0.067*(-1.75)
2007 年		-0.069*(-1.68)	-0.075**(-2.02)
其他外生變數項			
ln 市場占有率		0.067(1.57)	0.045**(2.17)
ln 管理用費		-0.077**(-1.98)	-0.083**(-2.46)
ln 總資產		-0.045**(-4.08)	-0.042**(-3.77)
Wald ( $x^2$ )		44.69**	50.67**
$P(x^2 > \text{Wald}(x^2))$		0	0
Sargan test	$x^2$	38.621	49.624
	p-value	0.163	0.195
Arellano-Bond test (一階殘差)	z	-2.131**	-2.063**
	p-value	0.033	0.039
Arellano-Bond test (二階殘差)	z	-1.224	-1.051
	p-value	0.221	0.293

說明：括號內為 t 檢定量；\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。 $P(\cdot)$  表示機率值；Sargan test 在於檢定模式是否有過度認定 (overidentification) 的問題；Arellano-Bond test 用來檢定殘差是否具有自我相關 (autocorrelation) 的情形。

2007 年則可以推測為台灣高鐵營運所造成的衝擊。至於其他外生變數方面，我們發現市場占有率對於純技術效率的成長率有正向的顯著，顯見在台灣的國道客運市場上，市場占有率對投入產出之間是否能更有效率的影響。而管理費用支出與總資產對於純技術效率顯現出顯著的負向影響，相關的理由我們已經在表 10 的說明中提及；此處的結果再一次支持我們在表 10 的估計結果，管理費用支出與總資產越高，若無法因此提供經營階層更為靈活的管理策略，則再多的管理費支出與總資產對於純技術效率的成長率仍無所助益。

### (五) 規模效率變動指數影響因素

最後，我們將規模效率變動指數的影響因素估計結果列於表 13。從表 13 的估計結果發現，Wald test 的結果可看出模式為適合的，Sargan test 的估計結果都無法拒絕虛無假設，表示所使用的工具變數是合適的，而 Arellano-Bond test 的結果也發現，2001~2007 年台灣國道客運的規模效率變動指數的序列相關為落後一期，因此僅適合放落後一期的應變數於估計的模型中。而系統一般化動差法下規模效率變動指數落後一期的估計參數都比差分一般化動差法的估計參數來的大，這樣的結果表示系統一般化動差法之估計方式比差分一般化動差法來的好。而落後一期的規模效率變動指數對於當期的規模效率變動指數的影響顯著為負，除了表示有負向的延續性效果外，也表示前一期的規模效率成長率較快，但是在下一期若無其他新的調整，因此相對其他廠商的規模效率成長將顯得較慢。

從表 13 的估計結果可以發現，與規模效率變動有關的影響因素，主要為產出投入項相關的變數。首先在車輛數方面，營運車輛數的投入可以增加整體規模效率的成長率，也就是可以促進廠商往長期最適規模靠近；駕駛員工數依然是顯著負向，表示駕駛員工數的數量還是明顯的太多，因而拉遠國道客運公司與最適經營規模的距離；行駛班次數的增加，則與行駛總距離的要素投入“使用量”的概念類似，表示現行的車輛行駛班次量的增加才能夠讓廠商的經營規模往長期最適規模前進；而每車平均員工數的增加，則表示增加其他維修人員或站務人員可以讓廠商的經營規模往長期最適規模邁進。



表 13：規模效率變動指數影響因素

變數名稱		差分一般化動差法	系統一般化動差法
常數項		5.21**(9.60)	5.05**(10.91)
t-1 期規模效率變動指數		-0.218**(-2.39)	-0.176**(-2.20)
生產投入項			
ln 車輛數		0.165(1.28)	0.194**(2.54)
ln 駕駛員工數		-0.166(-1.24)	-0.168**(-2.11)
其他外生變數項			
ln 每車平均員工數		0.148(1.21)	0.190**(2.13)
Wald ( $x^2$ )		10.40*	18.88**
$P(x^2 > \text{Wald}(x^2))$		0.065	0.002
Sargan test	$x^2$	33.063	44.186
	p-value	0.562	0.590
Arellano-Bond test (一階殘差)	z	-2.509*	-2.56*
	p-value	0.012	0.010
Arellano-Bond test (二階殘差)	z	1.530	-1.573
	p-value	0.110	0.115

說明：括號內為 t 檢定量；\* 表示達 10% 顯著水準，\*\* 表示達 5% 顯著水準。 $P(\cdot)$  表示機率值；Sargan test 在於檢定模式是否有過度認定 (overidentification) 的問題；Arellano-Bond test 用來檢定殘差是否具有自我相關 (autocorrelation) 的情形。

### 三、小結

從以上的討論我們可以發現，各種技術效率的影響因素各異，而且平衡式追蹤資料與非平衡式追蹤資料將會有不同的顯著變數，因此資料的選擇將會影響後面的估算結果。其次在各項效率的變動影響因素方面，我們瞭解系統一般化動差法相較於差分一般化動差法而言，有較佳的估計結果，也具有較強的解釋能力。由於本文主要的目的在於討論國光客運民營化後對整體國道客運技術效率的影響，因此我們在本節第一及第二小節的各模型中皆放置國光客運之虛擬變數，只可惜在這些校估模型中，此一虛擬變數都非常不顯

著，因此未將其納入最終模型中，可見台灣國道客運於 2001 年到 2007 年的各種技術效率與生產力變動指數及其分解項皆未明顯受到國光客運民營化的影響。

在技術效率、純技術效率、規模效率的影響因素方面，我們發現行駛總距離對這些效率的提升都有顯著的正向影響，而駕駛員工數與行駛車輛數等對於各項效率都有顯著的負向影響，顯示各項技術效率值得提升，不在於各項生產要素投入的量，而是現有要素投入量的使用量的增加，才會對於效率值的提升有所助益；而在時間虛擬變數部份，僅有 2007 年較為明顯出現負向的影響，可見台灣高鐵營運對於整體國道客運業的負向衝擊相當明顯；最後在其他外生變數方面，每車平均員工與市場占有率等對於各項技術效率的提升有明顯的助益，而管理費用支出則明顯拉低效率水準。

由於 Malmquist 生產力變動指數可以拆解成技術效率變動與技術變動兩種指數，因此其影響因素也可以綜合起來看。比較表 9 至表 11 的估計結果，我們發現，2001 年~2007 年總要素生產力受其前一期的指數之負向影響，可從兩分解項指數的落後一期估計參數的顯著為負而得到驗證；而其產出投入方面的變數則主要是從技術效率變動指數的影響因素而來；至於時間虛擬變數方面，則僅有 2002 年出現綜合的效果，2003 年與 2007 年在個別指數的成長上有所影響，但卻不具有總合效果；最後，在其他外生變數方面，我們發現則僅限於資本占總資產比例一項具總合效果。

另外，我們比較表 10、表 12 及表 13 的估計結果發現，表 10 中的技術效率變動指數落後一期對於當期指數會有所影響，可以從表 12 及表 13 中純技術效率指數變動與規模效率變動指數落後一期的參數估計結果得到支持；而其在生產投入項的各項影響因素方面，行駛總距離的影響可歸因於此一變數對純技術效率變動指數，進而對技術效率變動產生影響；而行駛班次與駕駛員工數則是透過對於規模效率成長率的影響進而影響技術效率的成長率；而在外生變數方面，市場占有率、管理費用及總資產等因素則是透過對純技術效率變動指數的影響進而影響技術效率變動。

## 柒、結論與建議

本文的目的在於討論台汽民營化為國光客運後，整體台灣國道客運產業在技術效率以及各種效率變動指數的變動及影響因素。從上述的研究結果發現，自國光客運民營運化後，台灣國道客運整體產業的平均技術效率自 2005 年有所上升後，從 2006 年開始皆呈現衰退的現象；2003 年因為 SARS 事件的關係使得各項指標都有顯著的下降，而且此一效果持續到 2004 年。2005 年時各項效率指數都出現回升的現象，可能反應 2005 年 8 月的國道客運漲價現象；2007 年之後，卻明顯出現下滑的趨勢，可能與台灣高鐵開始營運有關。在各項效率變動指數方面，在 2001~2007 年間台灣國道客運業的 Malmquist 生產力變動指數雖然沒有明顯的上升或下降趨勢，但是其平均值大於 100，顯示整體產業的總要素生產力還是有所提升的。Malmquist 生產力的成長主要是來自廠商生產技術上的變動，技術效率變動指數的成長則是來自於純技術效率變動。因此，就公營事業民營化政策是否能夠提升整體生產效率的問題而言，以台灣的國光客運民營化後的生產效率來說，並不足以支持正向影響的結論；但若從生產力能否提升的角度而言，本研究則支持整體國道客運產業的生產力在國光客運民營化後，於 2001-2007 年間出現些微的上升。

而在影響生產效率的因素方面，本研究發現行駛總距離、市場占有率與平均員工數等因素對於各項技術效率的提升有所助益，但是行駛車輛數、駕駛員工數、2007 年、管理費用等因素則都有顯著的負向影響。至於技術效率變動指數的影響因素方面，各效率變動指數的落後一期指數對於當期的影響皆顯著為負，顯示該指數之前後期有持續性的影響；而對於 Malmquist 生產力變動指數來說，行駛班次與行駛總距離對於生產力的提升具有正向顯著的影響。這些影響因素告訴我們，若要提高國道客運的生產效率及各項生產效率的變動，不在其生產要素的投入量（駕駛員工數、行駛車輛數），而在於所投入生產要素的使用量（行駛總距離）。

不過，本研究仍有本文仍有許多一些缺點，在此予以提出，以供未來相關研究參考，使研究更為完善。首先，本文的資料中，許多原始資料並未針

對國道客運特別加以統計，必須藉由一些相關因素的指標來加以計算（駕駛員工數即為一例）後成為代理變數，將容易使得估計結果有所偏誤或落差。若能夠將國道客運原始資料的部份加以獨立，則更能提升估計結果的可信度。其次，服務品質變數亦未放入模型中可能無法精確掌握國道客運技術效率變動的來源，未來之研究若能夠將之納入技術效率影響因素之模式中，則對於解釋能力的掌握將更為提升。最後，國道客運在 2008 年面臨台灣高鐵開始營運的激烈競爭，若能夠將 2008 年的資料加以納入分析，則更可以呈現出台灣高鐵營運對於整體國道客運經營效率的影響程度，並可進一步支持本文對於 2007 年有關台灣高鐵營運對於國道客運業衝擊的各項推論。

最後，誠如 Megginson (2005) 所言，過去討論民營化對整體產業生產效率之影響的研究多以銀行業為主，雖然本研究也發現少數其他產業的相關研究，但是在運輸產業上之討論仍未多見，因而凸顯本研究之重要性。但也因此讓本研究在 DEA 方法上與變數上的選取較為保守，是為本研究相對之弱勢。未來之相關研究可以選取較為新穎之 DEA 研究模式；另外，若資料上可以取得各路線的營運資料，則可以更為明確地計算各項生產效率指數，並進行外生衝擊的分析，而運研所所開發之「汽車客運業路線別成本計算軟體」所蒐集到的成本資料若可公開，則對於後續研究將有相當之助益。

## 參考資料

### A. 中文部分

中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會

2001-2007 〈中華民國公共汽車客運業年度統計資料〉，臺北：中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會。

交通部

2010 〈交通統計名詞定義—公路運輸統計〉。2010 年 5 月 31 日，取自 <http://www.motc.gov.tw/mocwebGIP/wSite/public/Attachment/fl242976403680.doc>

任維廉、吳佳綺、胡凱傑

2003 〈國道客運業策略群組與營運績效之相關性分析〉，《運輸計劃》32(2): 297-317。

任維廉、呂堂榮

2004 〈國道客運乘客知覺之服務品質，滿意度與移轉障礙對其行為意向之影響〉，《運輸

- 計劃》33(2): 421-447。
- 任維廉、胡凱傑、林容聖、吳佳綺  
2001 〈國道客運業營運績效與服務品質之評估〉，《運輸學刊》13(1): 69-94。
- 任維廉、郭秀貴、胡凱傑、鄭永安  
2000 〈國道客運乘客對服務品質之知覺評估——以臺北中正機場線為例〉，《都市交通》15(3): 27-40。
- 周建張、藍雅莉、莊麗秋、吳佩穎  
2005 〈國光客運與統聯客運服務品質之比較〉，《都市交通》20(1): 33-44。
- 陳志成、周榮昌、寇世傑  
2009 〈台灣國道客運公司生產效率之分析〉，「2009年運輸學會年會」學術論文研討會，頁489-530。桃園：開南大學。2009年12月3日。
- 楊志文、曾維琦、宋彥青  
2007 〈應用成對比較與選擇圖像法探討國道客運服務品質之定位效果〉，《運輸計劃》36(1): 83-114。
- 詹維玲、劉景中  
2006 〈金融自由化後台灣銀行的效率及生產力〉，《經濟論文》34(2): 251-300。

## B. 英文部分

- Alexandre, Herve and Gerard Charreaux  
2004 "Efficiency of French Privatizations: A Dynamic Vision," *Journal of Corporate Finance* 10: 467-494.
- Andersen, Per and Niels Christian Petersen  
1993 "A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis," *Management Science* 39: 1261-1264.
- Arellano, Manuel and Olympia Bover  
1995 "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models," *Journal of Econometrics* 68: 29-52.
- Arellano, Manuel and Stephen Roy Bond  
1991 "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Banker, Rajiv D., Abraham Charnes, and William Wager Cooper  
1984 "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis," *Management Science* 30: 1078-1092.
- Blundell, Richard and Steve Bond  
1998 "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics* 87: 115-143.  
2000 "GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Function," *Econometrics Review* 19: 321-340.
- Bortolotti, Bernardo, Juliet D'Souza, Marcella Fantini, and William L. Megginson  
2002 "Privatization and the Sources of Performance Improvement in the Global Telecommunications Industry," *Telecommunications Policy* 26(5-6): 243-268.
- Boubakri, Narjess, Jean-Claude Cosset, and Omrane Guedhami

- 2005 "Liberalization, Corporate Governance, and the Performance of Newly Privatized Firms," *Journal of Corporate Finance* 11: 767-790.
- Charnes, Abraham, William Wager Cooper, and Edoardo Rhodes  
1978 "Measuring the Efficiency of Decision Making Units," *European Journal of Operational Research* 2: 429-444.
- Clarke, George, Robert Cull, and Mary Shirley  
2005 "Synthesis: Empirical Studies of Bank Privatization," *Journal of Banking and Finance* 29 (8-9): 2015-2041.
- Coelli, Timothy, Prasada Rao, Christopher O'Donnell, and George Battese  
2005 *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2<sup>nd</sup> (ed.). New York: Springer.
- Cooper, William Wager, Lawrence M. Seiford, and Kaoru Tone  
2000 *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References, and DEA-Solver Software*. Boston: Kluwer Academic.
- Cullinane, Kevin, Dong-Wook Song, and Richard Gray  
2002 "A Stochastic Frontier Model of the Efficiency of Major Container Terminals in Asia: Assessing the Influence of Administrative and Ownership Structures," *Transportation Research Part A* 36(8): 743-762.
- Cullinane, Kevin, Dong-Wook Song, and Tengfei Wang  
2005 "The Application of Mathematical Programming Approaches to Estimating Container Port Production Efficiency," *Journal of Productivity Analysis* 24: 73-92.
- Färe, Rolf, Shawna Grosskopf, Mary Norris, and Zhongyang Zhang  
1994 "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries," *American Economic Review* 84(1): 66-83.
- Kang, Chao-Chung  
2009 "Privatization and Production Efficiency in Taiwan's Telecommunications Industry," *Telecommunications Policy* 33(9): 495-505.
- Laurin, Claude and Yves Bozec  
2001 "Privatization and Productivity Improvements: The Case of Canadian National (CN)," *Transportation Research Part E* 37(5): 355-374.
- Liu, Qing and Donald A. Pierce  
1994 "A Note on Gauss-Hermite Quadrature," *Biometrika* 81: 624-629.
- Meggison, William Leon  
2005 *The Financial Economics of Privatization*. New York: Oxford University Press.
- Otchere, Isaac  
2005 "Do Privatized Banks in Middle- and Low-income Countries Perform Better than Rival Banks? An Intra-industry Analysis of Bank Privatization," *Journal of Banking and Finance* 29(8-9): 2355-2379.  
2009 "Competitive and Value Effects of Bank Privatization in Developed Countries," *Journal of Banking and Finance* 33(2): 2373-2385.
- Otchere, Isaac and Janus Chan  
2003 "Intra-industry Effects of Bank Privatization: A Clinical Analysis of the Privatiza-

- tion of the Commonwealth Bank of Australia,” *Journal of Banking and Finance* 27(5): 949-975.
- Schmitz, James A. Jr. and Arilton Teixeira  
2008 “Privatization’s Impact on Private Productivity: The Case of Brazilian Iron Ore,” *Review of Economic Dynamics* 11(4): 745-760.
- Stata Press  
2007 *Stata Longitudinal/Panel Data Reference Manual Release 10*. Texas: Stata Press.
- Tongzon, Jose and Wu Heng  
2005 “Port Privatization, Efficiency and Competitiveness: Some Empirical Evidence from Container Ports,” *Transportation Research Part A* 39(5): 405-424.
- Tsamenyi, Mathew, Joseph Onumah, and Edmund Tetteh-Kumah  
2010 “Post Privatization Performance and Organizational Changes,” *Critical Perspectives on Accounting* 21: 428-442.
- Yu, Ming-Miin  
2007 “The Capacity Productivity Change and the Variable Input Productivity Change: A New Decomposition of the Malmquist Productivity Index,” *Applied Mathematics and Computation* 185: 375-381.
- Yu, Ming-Miin and Chih-Ku Fan  
2008 “The Effects of Privatization on Return to the Dollar: A Case Study on Technical Efficiency, and Price Distortions of Taiwan’s Intercity Bus Services,” *Transportation Research Part A* 42(6): 935-950.  
2009 “Measuring the Performance of Multimode Bus Transit: A Mixed Structure Network DEA Model,” *Transportation Research Part E* 45(3): 501-515.
- Zelenyuk, Valentin  
2006 “Aggregation of Malmquist Productivity Indexes,” *European Journal of Operational Research* 174: 1076-1086.

## 附錄一 2001~2007 年國道客運產業各項技術效率指數 (非平衡式追蹤資料)

附表 1-1：2001~2007 年國道客運技術效率指標 (非平衡式追蹤資料)

年度	統計量	技術效率 (CCR)	純技術效率 (input-BCC)	規模效率 (input-BCC)	超級技術效率	IRTS 家數	DRTS 家數
2001	最大值	100.00	100.00	100.00	203.28	19	2
	最小值	17.80	42.10	17.80	17.99		
	平均數	75.69	90.09	84.35	84.44		
	標準差	25.92	16.63	23.10	39.13		
2002	最大值	100.00	100.00	100.00	261.74	10	7
	最小值	41.20	41.50	48.40	41.24		
	平均數	83.53	88.29	94.66	98.96		
	標準差	21.27	18.17	13.12	47.18		
2003	最大值	100.00	100.00	100.00	136.75	12	6
	最小值	21.90	46.20	21.90	21.79		
	平均數	78.35	89.86	88.00	84.12		
	標準差	22.52	15.27	21.07	29.74		
2004	最大值	100.00	100.00	100.00	153.39	19	3
	最小值	33.70	35.20	50.10	33.69		
	平均數	73.29	83.24	87.99	78.58		
	標準差	23.46	20.07	16.77	31.60		
2005	最大值	100.00	100.00	100.00	232.56	19	1
	最小值	39.10	51.90	42.10	39.88		
	平均數	77.42	86.32	90.04	83.78		
	標準差	21.95	18.13	16.73	37.26		
2006	最大值	100.00	100.00	100.00	202.23	28	1
	最小值	21.60	47.00	36.70	21.59		
	平均數	74.86	85.26	87.73	81.40		
	標準差	20.31	16.00	16.66	32.68		
2007	最大值	100.00	100.00	100.00	210.50	28(27)	0(0)
	最小值	25.70	29.70	25.70	25.71		
	平均數	68.13	81.86	84.56	74.13		
	標準差	24.57	20.93	21.23	37.28		
2001 到 2007	最大值	100.00	100.00	100.00	261.74		
	最小值	17.80	29.70	17.80	17.99		
	平均數	75.49	86.09	88.05	83.03		
	標準差	23.01	18.10	18.62	36.85		

資料來源：本研究估計整理自中華民國公共汽車客運業 2001~2007 年度統計資料（中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會，2001-2007）。IRTS：規模報酬遞增（increasing return to scale），DRTS：規模報酬遞減（decreasing return to scale）。



附表 1-2：傳統 DEA 效率值與超級 DEA 效率值的對照（平衡式追蹤資料）

年度	客運公司	技術效率 (CCR)	超級效率值	年度	客運公司	技術效率 (CCR)	超級效率值	
2001	和欣客運	100	205.27	2004	和欣客運	100	153.39	
	長榮儲運	100	168.4		統聯客運	100	144.16	
	統聯客運	100	157.71		國光客運	100	121.89	
	亞通客運	100	142.33		豐原客運	100	111.5	
	台西客運	100	123.16		新竹客運	100	111.46	
	台中客運	100	122.09					
	大有巴士	100	107.7					
新竹客運	100	101.92	2005	統聯客運	100	154.05		
				和欣客運	100	132.21		
				豐原客運	100	127.92		
				國光客運	100	120.26		
				台中客運	100	108.26		
				亞通客運	100	106.23		
				新竹客運	100	102.33		
2002	統聯客運	100	186.37	大有巴士	100	100.01		
	興南客運	100	174.24	2006	和欣客運	100	160.58	
	桃園客運	100	159.39		統聯客運	100	147.68	
	和欣客運	100	121.83		大有巴士	100	124.75	
	台中客運	100	110.24		國光客運	100	121.32	
	新竹客運	100	104.25		新竹客運	100	104.46	
	國光客運	100	100.74					
	光華巴士	100	100.19					
豐原客運	100	100.15						
2003	統聯客運	100	147.49	2007	和欣客運	100	237.03	
	和欣客運	100	142.64		統聯客運	100	120.14	
	光華巴士	100	125.93		國光客運	100	110.16	
	台西客運	100	122		亞通客運	100	106.48	
	長榮儲運	100	109.84		大有巴士	100	106.04	
	豐原客運	100	108.98					

資料來源：本研究估計整理自中華民國公共汽車客運業 2001~2007 年度統計資料（中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會，2001-2007）。

附表 1-3：傳統 DEA 效率值與超級 DEA 效率值的對照 (非平衡式追蹤資料)

年度	客運公司	技術效率 (CCR)	超級效率值	年度	客運公司	技術效率 (CCR)	超級效率值
2001	和欣客運	100	203.28	2005	豐原客運	100	232.56
	尊龍客運	100	135.76		總達客運	100	130.41
	統聯客運	100	129.75		統聯客運	100	128.93
	長榮儲運	100	123.58		阿羅哈客運	100	124.52
	台中客運	100	122.09		和欣客運	100	121.05
	台西客運	100	120.95		國光客運	100	117.92
	亞通客運	100	113.25		東南客運	100	112.49
	汎航通運	100	109.86		台中客運	100	108.26
	日統客運	100	101.64		嘉義客運	100	106.63
2002	仁友客運	100	261.74	2006	亞通客運	100	106.23
	尊龍客運	100	174.11		尊龍客運	100	103.75
	興南客運	100	72.69		新竹客運	100	102.33
	桃園客運	100	143.35		東南客運	100	202.23
	統聯客運	100	134.13		總達客運	100	135.95
	日統客運	100	113.75		和欣客運	100	127.24
	豪泰客運	100	107.64		統聯客運	100	126.13
	和欣客運	100	107.48		國光客運	100	121.32
	台中客運	100	106.19		尊龍客運	100	120.13
2003	中南客運	100	105.61	2007	大有巴士	100	106.32
	新竹客運	100	103.60		阿羅哈客運	100	105.39
	和欣客運	100	136.75		新竹客運	100	104.46
	統聯客運	100	131.69		嘉義客運	100	100.27
	光華巴士	100	124.88		和欣客運	100	210.50
	台西客運	100	117.64		基隆客運	100	146.94
	嘉義客運	100	113.82		嘉義客運	100	123.62
2004	長榮儲運	100	109.84	統聯客運	100	118.19	
	豐原客運	100	108.98	國光客運	100	109.26	
	和欣客運	100	153.39	阿羅哈客運	100	108.63	
	阿羅哈客運	100	127.05	大有巴士	100	106.04	
	中南客運	100	124.04	亞通客運	100	104.67	
	統聯客運	100	123.39	東南客運	100	104.29	
	國光客運	100	118.69	汎航通運	100	101.94	
	豐原客運	100	111.50				
新竹客運	100	111.46					
嘉義客運	100	104.99					

資料來源：本研究估計整理自中華民國公共汽車客運業 2001~2007 年度統計資料 (中華民國公共汽車客運商業同業公會全國聯合會, 2001-2007)。

## 附錄二 2001~2007 年國光客運公司各項技術效率指數

附表 2-1：2001~2007 年國光客運之技術效率

年度	平衡式追蹤資料						非平衡式追蹤資料					
	技術效率 (CCR)	純技術效率 (output-BCC)	規模效率 (output-BCC)	純技術效率 (input-BCC)	規模效率 (input-BCC)	超級效率	技術效率 (CCR)	純技術效率 (output-BCC)	規模效率 (output-BCC)	純技術效率 (input-BCC)	規模效率 (input-BCC)	超級效率
2001	87.1	100	87.1	100	87.1	87.06	79.9	100	79.9	100	79.9	79.85
2002	100	100	100	100	100	100.74	98.4	100	98.4	100	98.4	98.36
2003	99.1	100	99.1	100	99.1	99.12	99.1	100	99.1	100	99.1	99.12
2004	100	100	100	100	100	121.89	100	100	100	100	100	118.69
2005	100	100	100	100	100	120.26	100	100	100	100	100	117.92
2006	100	100	100	100	100	121.32	100	100	100	100	100	121.32
2007	100	100	100	100	100	110.16	100	100	100	100	100	109.26

資料來源：本研究整理。

附表 2-2：2001 年~2007 年國光客運公司各項生產力變動指數

模式 (BBC)	計算年期	技術效率 變動指數 (C×100)	技術 變動指數 (D×100)	純技術效率 變動指數 (A×100)	規模效率 變動指數 (B×100)	Malmquist 生產力 變動指數 (E=C×D)×100)
投入(產 出)傾向	2001/2002	114.9	91.5	100	114.9	105.1
	2002/2003	99.1	94.3	100	99.1	93.5
	2003/2004	100.9	121.9	100	100.9	123
	2004/2005	100	109.6	100	100	109.6
	2005/2006	100	98.1	100	100	98.1
	2006/2007	100	98.1	100	100	98.1
	2001~2007 平均	102.0	102.0	100	102.3	104.0

資料來源：本研究整理。

# The Production Efficiency of the Highway Bus Service Industry After the Privatization of Kuo-Kuang Motor Transit Company

Chih-cheng Chen

Assistant Professor

Graduate Program of Social Informatics, Yuan Ze University

## ABSTRACT

This paper focuses on the changes of technical efficiencies and the overall efficiency changes of the highway bus service industry after the privatization of Taiwan Transport Bus Company (also called Kuo-Kuang Motor Transport Company) in 2001-2007. We calculate the technical efficiencies and efficiency changes of every bus company in every year by applying the CCR and BCC models in data envelopment analysis (DEA) method. We also apply the Tobit panel data model and the dynamic panel data model to investigate the factors influencing the level of technical efficiencies and efficiency changes respectively. We find that the technical efficiency of the highway bus service industry has not improved on average after Kuo-Kuang's privatization and has been worsening since 2006. Meanwhile, the average Malmquist Index is slightly higher than 100, which implies the productivity of the highway bus service industry has improved. In addition, the total driving distance and market share of a bus company are vital factors which could positively and significantly improve the technical efficiencies. Finally, the increases of total driving distance and total number of frequencies could significantly increase the productivities.

Key Words: highway bus service, data envelopment analysis, Tobit panel data model, dynamic panel data model