

應用共同邊界函數探討 OECD 與 APEC 諸國總體生產效率

黃台心、陳盈秀、鍾銘泰*

摘要

為避免因國家間生產技術水準不同，在比較各國生產效率差異時可能產生偏誤，本研究採用共同邊界生產函數 (metafrontier production function)，並建構產出成長率模型，進行各國總體生產效率之研究。蒐集 1985 年至 2004 年經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Co-operation and Development, OECD) 與亞太經濟合作組織 (Asia-Pacific Economic Cooperation, APEC) 組織共計 36 國資料，區分為四個不同技術群組國家—七大工業國 (Group of Seven, G7)、非七大工業國 (Non-group of Seven, Non-G7)、亞洲四小龍 (newly industrialized countries, NICs) 和非四小龍 (non-newly industrialized countries, Non-NICs)，主要實證結果有三：(1) 以 NICs 群組具有規模報酬遞增特性，其餘三群組皆出現規模報酬遞減情形；(2) 平均技術缺口比率 (technology gap ratio, TGR) 以 G7 群組最高，顯示其採用的生產技術相對最為先進，但 NICs 與 Non-NICs 兩群組 TGR 值逐年提升，逐漸縮小與最先進技術的差距；(3) 平均共同技術效率亦以 G7 群組位居第一，而 NICs 群組則敬陪末座。未來若欲提升實際產出水準或共同技術效率，G7 與 Non-G7 群組應以提升生產技術水準為首要目標，而 NICs 與 Non-NICs 群組則應以改善企業管理能力與策略，致力提高自身群組技術效率。

關鍵詞：共同邊界生產函數、技術缺口比率、生產效率、產量彈性
JEL 分類代號：C23, C61, E23, O47

* 三位作者分別為聯絡作者：陳盈秀，30015 元培科技大學應用財務管理學系助理教授，新竹市元培街 306 號，電話：03-5381183 轉 8647，E-mail: yhchen@mail.ypu.edu.tw。黃台心，國立政治大學金融學系教授，11605 台北市文山區指南路二段 64 號，電話：02-29393091 轉 81037，E-mail: thuang@nccu.edu.tw。鍾銘泰，國立政治大學金融研究所博士生，11605 台北市文山區指南路二段 64 號，電話：02-29387119，E-mail: 95352509@nccu.edu.tw。作者由衷感謝兩位匿名評審教授細心指正與寶貴建議，謹致誠摯謝忱。

投稿日期：民國 98 年 11 月 12 日；修訂日期：民國 99 年 2 月 9 日；

接受日期：民國 100 年 6 月 3 日。

1. 緒論

在研究和比較跨群組資料之相關文獻中，常將各群組樣本資料合併後，估計單一生產函數，此種作法須建立在各生產決策單位 (decision making unit, DMU) 採行的生產技術皆相同的假設下，然實際上廠商可能使用不同生產技術，忽略此點將使實證估計結果產生偏誤。或者，依照樣本資料的屬性進行分群，舉例而言，如 Polachek and Yoon (1987)、Mester (1993, 1997) 與 Orea and Kumbhakar (2004) 等針對銀行業不同特性區分為數個群體，如員工人數、座落位置或主要經營項目，進行個別經營效率之衡量，然此作法將因各群體迴歸函數的不同，致比較基準不一致，無法正確比較跨群體之效率表現。Kumbhakar et al. (2009) 將生產技術選擇內生化處理，惟無法區分太多群體數，且仍存在無法跨群體比較之問題。因此，Battese et al. (2004)、Bos and Schmiedel (2007)、O'Donnell et al. (2008)、Kounetas et al. (2009) 與 Moreira and Bravo-Ureta (2010) 等人利用共同邊界函數法 (metafrontier function analysis)，容許不同群體採用相異生產技術並適合進行跨群組之間各 DMU 的效率比較。

尤其使用跨國資料為研究對象者，更應注意生產技術異質性問題所造成的偏誤問題，才可提出有意義的實證結果。Lau and Yotopoulos (1989) 提及個別國家因自然稟賦的數量與品質、要素投入的相對價格與經濟發展環境不同，或要素投入與產出的定義標準不一，可能導致其生產活動產生歧異，若使用合併的樣本資料進行估計，將導致此生產函數欠缺代表性，無法刻劃真實的生產特性。一些學者們陸續提出各項解決方法，重新探討相關議題，例如 Han et al. (2002, 2004) 與 Kumbhakar and Wang (2005) 等，¹ 然這些文獻仍存在比較基準不一致問題。

¹ Kim and Lau (1994) 採用共同生產函數分析法，探討各國經濟成長的主要來源；Han et al. (2002, 2004) 採用 Kalirajan et al. (1996) 所提出的變異係數生產邊界分析法 (varying coefficient production frontier approach) 進行生產力分析；Kumbhakar and Wang (2005) 將國家異質性、人力資本與技術無效率納入總體生產函數迴歸模型中，採用隨機邊界法 (stochastic frontier approach, SFA) 進行係數估計。

本研究將利用 Battese et al. (2004) 提出的共同邊界生產函數分析法，研究經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)，以及亞太經濟合作組織 (Asia-Pacific Economic Cooperation, APEC) 諸國資料，不僅可考慮各國生產技術之差異性，並可比較兩組織國家之生產技術差距與效率表現。共同生產函數適合研究不同技術群組（地區或國家）要素投入與產出的關係，尤其因 OECD 組織主要會員國包含已開發國家，而 APEC 組織則多屬開發中國家，這兩群國家在自然稟賦、經濟環境或生產技術上皆有極大差異，僅估計單一生產函數並不適合進行跨群組之比較。

值得注意者，Battese et al. (2004) 以印尼成衣廠商個體資料進行分析，一般而言，無需考慮樣本資料是否具有單根 (unit root) 之非定態性質 (non-stationarity)，然國家總體經濟變數的時間序列資料，常具有非定態性質，如果不加以處理，易產生假性迴歸 (spurious regression) 的問題，使得估計結果不具可信度，此為重要的議題。² 有鑑於此，本研究將迴歸模型由一般生產函數轉換為產出成長率函數，³ 將非定態總體資料轉換成定態時間序列後再進行實證分析，期可獲得較正確的結果，此為本研究與過去相關文獻主要差異之處。

綜合上述，本研究不僅考量國家生產技術差異問題，並同時處理總體經濟變數的非定態性質，應有助於提高研究結果的正確性與代表性。本研究蒐集 1985 年至 2004 年 OECD 與 APEC 諸國的平衡縱橫資料 (balanced panel data) 進行研究，主要特色有三：第一，建構產出成長率模型，消除總體經濟變數可能具有非定態性質，以

² 假性迴歸問題最早由 Granger and Newbold (1974) 提出，指將兩個（或兩個以上）彼此完全沒有關係的變數，放在同一條迴歸方程式中，自變數的最小平方係數估計值卻顯著異於零，表示應變數與自變數間存在函數關係。

³ 過去已有許多文獻，將原始迴歸方程式取一階差分轉換為成長率近似值形式，處理非定態資料。例如，運用生產函數探討出口導引經濟成長的文章，Moschos (1989)、Esfahani (1991)、Greenaway and Sapsford (1994)、Al-Yousif (1997) 與 Park and Prime (1997) 等。

及生產函數中國家（固定）效果的估計問題；也不設定一階齊次條件於生產函數中，即不假設生產函數為固定規模報酬。第二，依據國家經濟發展程度，將樣本國家區分為四個不同技術群組，分別進行係數估計，期能充分反映不同群組的生產技術差異，能更正確描述樣本國家的生產特性。第三，利用共同邊界生產函數，估計各樣本國家的技術缺口比率 (technology gap ratio, *TGR*) 和共同技術效率，進而比較跨群組間生產技術與效率水準之差距，如此可解決不同技術群組無法直接比較的問題。

本研究架構除第一節是緒論外，第二節針對共同邊界生產函數之相關研究發展歷程，作一簡單回顧；第三節推導實證模型，建立包含生產效率的產出成長率模型，簡單介紹共同邊界生產函數；第四節為資料處理，說明樣本資料的蒐集與變數定義；第五節為實證結果分析，包括各國要素產量彈性、規模彈性、技術缺口比率與共同邊界技術效率等各項課題；最後一節為結論與建議。

2. 文獻回顧

依據 Berger et al. (1993) 的分類，針對某生產決策單位 (DMU)，例如廠商或經濟體，探討其生產效率之研究方法可歸納四種，分別為隨機邊界法 (stochastic frontier approach, *SFA*)、厚邊界法 (thick frontier approach, *TFA*)、自由機率分配法 (distribution-free approach, *DFA*) 與資料包絡分析法 (data envelopment analysis, *DEA*)。⁴

前三者可通稱為計量邊界法 (econometric frontier approach,

⁴ *SFA* 法首先由 Aigner et al. (1977) 與 Meeusen and van Den Broeck (1977) 提出；Berger and Humphrey (1991) 提出 *TFA* 法；Berger (1993) 提出 *DFA* 法，無須對技術無效率與隨機誤差項設定明確的分配型態，唯實證資料必須使用縱橫資料 (panel data)；最後，*DEA* 法則是利用 Farrell (1957) 定義的效率觀念，以數學線性規劃模型建構效率邊界。

EFA)，屬於參數法，以 SFA 最常被使用，近期使用此分析法探討國家總體生產表現者，如 Koop et al. (2000)、Han et al. (2002, 2004)、Wu (2004) 與 Kumbhakar and Wang (2005) 等。DEA 法則屬於非參數法，以數理規劃技巧建構效率邊界，近期用於探討國家總體生產表現者如 Lovell et al. (1995)、Cook and Uchida (2002)、Kumar and Russell (2002)、Krüger (2003)、Jeon and Sickles (2004) 與 Chang and Luh (1999) 等，其優點在於無需指定任何函數型式，得以避免可能的模型設定錯誤；但缺點在於不能處理隨機干擾因素，導致生產效率估計結果易受隨機因素影響。

共同生產函數的概念首先是由 Hayami (1969) 與 Hayami and Ruttan (1970) 提出，將其視為各經濟體在相同技術水準下，共同面對的總合生產函數；Hayami and Ruttan (1971) 將共同生產函數視為一條個別經濟體生產函數之包絡曲線，而 Ruttan et al. (1978) 將其定義為可包絡所有經濟體最有效率生產點的生產函數。後續學者相繼採用此概念，進行生產效率與生產力分析，例如 Mundlak and Hellinghausen (1982)、Kawagoe and Hayami (1985)、Kawagoe et al. (1985)、Lau and Yotopoulos (1989)、Boskin and Lau (1992)、Kim and Lau (1994) 與 Hsiao and Park (2005)。

Sharma and Leung (2000) 與 Gunaratne and Leung (2001) 納入隨機邊界的概念，提出隨機共同生產邊界模型 (stochastic meta-production frontier model)。前者將各國生產技術與總體環境差異反映於無效率中，以 SFA 法估計單一生產邊界函數，進行南亞四國鯉魚產業的生產效率分析；後者採用虛擬變數型式的國家效果，代表各國的異質性，以 SFA 法研究亞洲黑龍蝦產業的生產效率。與隨機邊界模型相同，隨機共同生產邊界模型的誤差項同時包含隨機干擾項與非負的技術無效率兩項。此時，隨機共同生產函數無法視為一條包絡個別經濟體生產邊界的曲線。

Battese and Rao (2002) 延續隨機邊界之概念，建立一隨機共同邊界函數 (stochastic metafrontier function)，代表整體廠商潛在生產

邊界，並將產業內的廠商區分為數個不同技術群組，藉由個別群組隨機生產邊界與隨機共同邊界函數的關係式，可將個別廠商實際產出水準的差異分解為技術效率比率、技術缺口 (technology gap) 與隨機干擾項三部分，⁵ 惟此文僅提供理論模型推導；Battese et al. (2001) 採用上述文獻模型進行實證分析，研究 1990 年至 1995 年印尼五區域成衣廠商的生產效率與技術缺口。

Battese et al. (2004) 推導共同技術效率為群組技術效率與技術缺口比率的乘積之關係式，⁶ 將印尼成衣廠商樣本資料區分為不同技術群組，實證分析過程分為兩階段，第一階段利用個別群組資料，使用 SFA 法估計個別群組的生產邊界，並計算個別群組的技術效率值；第二階段利用第一階段的個別群組係數估計值，配合所有樣本資料，以線性與非線性數理規劃法估計共同生產邊界，進行共同技術效率分析。O'Donnell et al. (2008) 則除參數法外，亦採行非參數法之 DEA 分析法進行各群體與共同邊界之推估。上述方法，陸續受 Bos and Schmiedel (2007)、Kounetas et al. (2009) 與 Moreira and Bravo-Ureta (2010) 等所採用，應用於各種跨國產業的研究分析。

國內文獻中，陳谷荔與楊浩彥 (2008) 透過距離函數進行一般化共同邊界 Malmquist 生產力指數的拆解，並利用 1980 年至 2003 年間 26 個高所得國家以及 40 個中所得與低所得國家的總體資料，

⁵ Battese and Rao (2002) 假設第 j 群第 i 個廠商隨機生產邊界函數為 $Y_i = \exp(x_i\beta + V_i - U_i)$ ，而隨機共同生產邊界函數為 $Y_i = \exp(x_i\beta^* + V_i^* - U_i^*)$ ， x_i 為要素投入向量， β 為對應的技術參數行向量， V_i 為隨機誤差項， U_i 為一非負值隨機變數， e 是數學的自然指數。兩邊界函數可得此關係式 $1 = (e^{x_i\beta} / e^{x_i\beta^*}) \times (e^{V_i} / e^{V_i^*}) \times (e^{-U_i} / e^{-U_i^*})$ ，等式右邊三項分別為技術缺口、隨機干擾項與技術效率比率。

⁶ Battese et al. (2004) 估計共同生產函數之方式，不同於 Hayami (1969)、Hayami and Ruttan (1970)、Kawagoe and Hayami (1985) 與 Kawagoe et al. (1985) 僅以普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 進行係數估計，亦與使用轉換因子調整各國要素投入與產出差異，將共同生產函數進行一階差分後再進行係數估計的分析方式歧異，如 Lau and Yotopoulos (1989)、Boskin and Lau (1992) 與 Kim and Lau (1994)，這些文獻皆以合併的國家資料估計單一生產函數，仍不足以確切描述不同技術水準國家的生產特性。

進行參數法的生產力推估，實證結果發現中所得與低所得國家的生產力則低於高所得國家，且發現技術水準較低的國家，其技術追趕的速度較快；黃台心等人 (2009) 則將生產函數擴充至成本函數，深入探討 1994 年至 2004 年東亞六國銀行業的成本效率與技術差距，發現共同邊界衡量之平均成本效率，日本為各國之冠，其次為台灣，且以日本銀行業的生產技術較為先進。

值得注意者，上述文獻即便考慮了跨國（或地區）產業生產技術之歧異性，但卻皆未能同時考量總體資料可能具有非定態性質，此為研究跨國資料之重要議題。有鑑於此，本研究與 Battese et al. (2004) 分析法有兩大不同之處，一為考慮總體經濟變數可能具有非定態性質，將迴歸模型由一般生產函數轉換為產出成長率函數；另一為採用 Kumbhakar (1990) 的技術無效率設定，將其設定成時間趨勢項一次式與二次式的函數，容許技術無效率隨時間變動，較具伸縮性，期望能完整分析跨國資料，以獲得更多重要訊息。

3. 實證模型

本節將從生產函數角度出發，第一小節推導產出成長率模型，採用 translog 生產函數建構 (transcendental logarithmic production function) 生產邊界，並且設定技術無效率函數型式；次小節考慮國家間生產技術之異質性，利用共同邊界函數分析法，推導各國的技術缺口比率與共同技術效率。

3.1 總體生產函數與群組技術效率

本研究採用的總體生產函數不須事先假設為一階齊次生產函數，並納入生產效率之觀點，較能正確描述樣本國家的生產特性，此點與 Evans et al. (2002) 不同，⁷ 其將總體生產函數的設定加入

⁷ Evans et al. (2002) 設定生產函數為 translog 型式，將人力資本與金融發展指標視為要素投入，且將迴歸模型設定為成長率形式，以 1972 年至 1992 年間 82 個國家縱橫資料探討一國經濟成長、人力資本與金融發展之間的關係，結果發現金融發展程度呈現正向影響，而人力資本則為負向效果。

一階齊次條件，過於強烈且與事實不盡相符，本研究將予以放寬。假設樣本國家區分 R 個不同技術群組，第 j 群組中有 N_j 個國家，令第 j 群第 i 國在第 t 期的總體生產函數如下：

$$Y_{it} = f(X_{it}, t; \beta_{(j)}) e^{-u_{it(j)}}, \quad (1)$$

式中下標 $i = 1, 2, \dots, N_j$, $t = 1, 2, \dots, T$ 和 $j = 1, 2, \dots, R$ ，分別代表國家、時間與技術群組別。 Y_{it} 代表實際總體產出水準， $f(X_{it}, t; \beta_{(j)})$ 為第 j 技術群組的生產函數，稱為該群組最適產出或生產邊界產出；易言之，各技術群組擁有不同的生產邊界。 X_{it} 為 $M \times 1$ 要素投入向量， t 為時間趨勢項，而 $\beta_{(j)}$ 為對應的技術參數行向量，須利用個別技術群組的樣本資料進行推估。 $u_{it(j)}$ 是一個非負值隨機變數，代表第 i 國於第 t 期實際產出水準偏離第 j 技術群組邊界產出的程度，稱為群組技術無效率，此值愈大表示無效率程度愈高，導致實際總產出 Y_{it} 愈低於該群組邊界產出水準 $f(X_{it}, t; \beta_{(j)})$ ；反之，該值愈小，實際總產出愈接近該技術邊界產出水準。

將 (1) 式取自然對數，可得：

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, t; \beta_{(j)}) - u_{it(j)}. \quad (2)$$

全微分 (2) 式後，等式左右兩方再同除以 dt ，可得產出成長率型式如下：

$$\dot{Y}_{it} = T\Delta_{it(j)} + \sum_{m=1}^M \eta_{mit(j)} \dot{X}_{mit} + TE\Delta_{it(j)}, \quad (3)$$

式中 $\dot{Y}_{it} = (dY_{it}/dt)/Y_{it}$ 代表產出成長率， $T\Delta_{it(j)} = \partial \ln f / \partial t$ 代表技術變動率，若是正值表示該國發生技術進步，即隨時間經過生產邊界不斷上移；反之，則有技術退步現象。 $\eta_{mit(j)}$ 是第 m 生產要素的產量彈性，定義為 $\partial \ln f / \partial \ln X_{mit}$ ， $m = 1, 2, \dots, M$ ； $\dot{X}_{mit} = (dX_{mit}/dt)/X_{mit}$

為第 m 生產要素之成長率； $TE\Delta_{it(j)} = -du_{it(j)} / dt$ 為技術效率的變動率，若大於零表示該國的技術效率隨時間經過不斷改善，使實際產出逐漸接近該群組生產邊界；反之，表示該國的技術效率正在不斷惡化中，逐漸偏離該群組生產邊界。

總體生產函數採用具有相當伸縮性，且廣被運用的 translog 型式如下：

$$\ln f(X_{it}, t; \beta_{(j)}) = \alpha_{i(j)} + \sum_{m=1}^M \beta_{m(j)} \ln X_{mit} + \beta_{t(j)} t + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{k=1}^M \beta_{mk(j)} \ln X_{mit} \ln X_{kit} + \frac{1}{2} \beta_{tt(j)} t^2 + \sum_{m=1}^M \beta_{tm(j)} t \ln X_{mit}, \quad (4)$$

其中以 $\alpha_{i(j)}$ 刻劃不隨時間改變的國家（固定）效果， $i = 1, 2, \dots, N_j$ 。除各要素投入的一次式、二次式與其交乘項外，額外放入時間趨勢項一次式 (t)、二次式 (t^2) 以及時間趨勢和要素投入的交乘項。 α 與 β 為待估參數向量。相較於估計產出成長率函數，直接估計總體生產函數須增加 N 個國家效果的參數，大幅增加迴歸係數個數導致自由度降低。生產函數轉換為成長率型式後，可消除不隨時間變化的國家效果，⁸ 是此模型之優點。

在技術無效率設定方面，參考 Kumbhakar (1990) 之方法，將第 j 群第 i 國在第 t 期的技術無效率函數設定如下：

$$u_{it(j)} = u_{i(j)} [1 + \exp(\theta_{(j)} t + \gamma_{(j)} t^2)]^{-1} = u_{i(j)} g_{t(j)} \geq 0, \quad (5)$$

式中 $u_{i(j)}$ 若愈低（高），表示第 i 國實際產出愈接近（偏離）第 j 技術群組邊界產出水準。 $u_{i(j)}$ 為一非負值隨機變數，常假設為半常態分配隨機變數，表為 $u_{i(j)} \sim |N(0, \sigma_{u_{(j)}}^2)|$ 。 $g_{t(j)}$ 設定為時間趨勢

⁸ 此時估計產出成長率函數將不會出現附帶發生的參數問題 (incidental parameters problem)。此問題係指若樣本期間有限，國家效果的係數估計值不具備一致性 (consistency)，此概念首先由 Neyman and Scott (1948) 提出。

項的函數，即技術無效率可隨時間經過而改變， $\theta_{(j)}$ 與 $\gamma_{(j)}$ 為待估計參數。

Cornwell et al. (1990) 亦將技術無效率設定為時間的函數，即 $u_{it} = \Omega_{i1} + \Omega_{i2}t + \Omega_{i3}t^2$ ， Ω 是待估計的迴歸係數向量；Battese and Coelli (1992) 設定為 $u_{it} = u_i g(t)$ ，其中 $g(t) = \exp[-\gamma(t-T)]$ ， γ 為待估計參數；而 Lee and Schmidt (1993) 則設定 $g(t)$ 是時間虛擬變數。

根據 (4) 式與 (5) 式設定，可導出 (3) 式等號右方各項，⁹ 另加上一個隨機干擾項 $v_{it(j)}$ ，假設其符合平均數是零，變異數等於 $\sigma_{v(j)}^2$ 的常態分配，即 $v_{it(j)} \sim N(0, \sigma_{v(j)}^2)$ ，代表近似誤差與隨機因素，¹⁰ 該式成為迴歸方程式，如下所示：

$$\begin{aligned} \dot{Y}_{it} = & \beta_{(j)} + \beta_{it(j)}t + \sum_{m=1}^M \beta_{m(j)} \ln X_{mit} + \sum_{m=1}^M (\beta_{m(j)} + \sum_{k=1}^M \beta_{mk(j)} \ln \dot{X}_{kit} + \beta_{tm(j)}t) \dot{X}_{mit} \\ & + v_{it(j)} - u_{i(j)} g'_{t(j)} \quad \circ \end{aligned} \quad (6)$$

由於此迴歸式的誤差項 $\varepsilon_{it(j)}$ 是由 $v_{it(j)}$ 和 $-u_{i(j)} g'_{t(j)}$ 兩項組成，文獻上稱為組合誤差 (composed error)，必須以最大概似法進行估計，第 i 廠商組合誤差項的機率密度函數 $h(\varepsilon_{it(j)})$ 推導如下：

$$h(\varepsilon_{it(j)}) = \frac{2}{\sigma_{v(j)}^{T-1} \sigma_{(j)}} [1 - \Phi(A_{i(j)})] \prod_{t=1}^T \phi\left(\frac{\varepsilon_{it(j)}}{\sigma_{v(j)}}\right) \exp\left[\frac{1}{2} \left(\frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it(j)} g'_{t(j)}}{\sigma_{v(j)} \sigma_{(j)} / \sigma_{u(j)}}\right)^2\right], \quad (7)$$

⁹ (3) 式等式右邊第一項的技術變動率為 $T\Delta_{it} = \partial \ln f / \partial t = \beta_t + \beta_{it} + \sum_{m=1}^M \beta_{m(j)} \ln X_{mit}$ ；第二項中的第 m 生產要素的產量彈性為 $\eta_{mit} = \partial \ln f / \partial \ln X_{mit} = \beta_m + \sum_{k=1}^M \beta_{mk} \ln X_{kit} + \beta_{tm}t$ ；最後，等式右邊第三項技術效率的變動率為 $TE\Delta_{it} = -du_{it}/dt = -u_i g'_t$ ，式中 $g'_t = \partial g_t / \partial t = -(\theta + 2\gamma t) \exp(\theta t + \gamma t^2) [1 + \exp(\theta t + \gamma t^2)]^{-2}$ ，可知若 $(\theta + 2\gamma t) > 0$ ，隨時間增長技術無效率會下降，即技術效率提升；反之，若 $(\theta + 2\gamma t) < 0$ ，則技術無效率隨時間增長而上升，技術效率惡化。若 $(\theta + 2\gamma t) = 0$ ，表示技術無效率與時間無關。

¹⁰ 此處近似誤差主要來自 (i) 使用 (4) 式代表生產函數，然而真正的生產函數型式未知；(ii) 使用 (5) 式代表技術無效率，而真正的技術無效率型式未知；(iii) 實證分析時所有變數的改變率均須以間斷近似值取代。

式中 $\sigma_{(j)}^2 = \sigma_{v(j)}^2 + \sigma_{u(j)}^2 \sum_{t=1}^T g_{t(j)}'^2$, $A_{i(j)} = (\sigma_{u(j)} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it(j)} g_{t(j)}') / \sigma_{(j)} \sigma_{v(j)}$, $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別是標準常態分配的機率密度和累積分配函數。對數概似函數為 $\ln L_{(j)} = \sum_{i=1}^N \ln h(\varepsilon_{i(j)})$, 極大化此式可獲得各迴歸係數估計值。

使用 (7) 式, 可導出 $u_{i(j)}$ 的條件機率密度函數 $h(u_{i(j)} | \varepsilon_{i(j)})$ 以及條件平均數 $E(u_{i(j)} | \varepsilon_{i(j)})$ 。¹¹ 利用不同技術群組資料進行係數估計, 將係數估計值代入條件平均數後, 可得該群組技術效率 $TE_{i(j)}$ 估計值:

$$\widehat{TE}_{i(j)} = \exp(-\hat{u}_{i(j)}) , \quad (8)$$

式中 $\hat{u}_{i(j)} = \hat{u}_{i(j)} \hat{g}_{i(j)}$, 為 $u_{i(j)}$ 的估計式。¹²

3.2 共同邊界函數與技術缺口比率

全體樣本國家的共同邊界函數可表為下式:

$$Y_{it}^* \equiv f(X_{it}, t; \beta^*) , \quad (9)$$

式中 Y_{it}^* 表示以全體國家最先進技術從事生產的產出水準, 即最大潛在產出水準。(9) 式為一確定性參數函數, 下標 $i = 1, 2, \dots, N = \sum_{j=1}^R N_j$, $t = 1, \dots, T$, β^* 為對應的技術參數行向量, 須利用全部國家的樣本資料進行推估。共同邊界函數須滿足

¹¹ $u_{i(j)}$ 的條件機率密度函數是一個從零以下被截斷常態分配隨機變數的機率密度函數, 即 $h(u_i | \varepsilon_i) = 1 / \{(2\pi)^{1/2} [1 - \Phi(A_i)] \sigma_*\} \exp\{(-1/2)[(u_i + \sigma_u^2 \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} g_t' / \sigma^2) / (\sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2)]\}$, 可參考 Battese and Coelli (1992)、Huang and Liu (1994) 與 Kumbhakar and Lovell (2000) 所述。而 u_i 的條件平均數為 $E(u_i | \varepsilon_i) = \mu_{u_i} + \sigma_u [\phi(-\mu_{u_i} / \sigma_u) / [1 - \Phi(-\mu_{u_i} / \sigma_u)]]$ 。

¹² (8) 式的眾數 (mode) 亦可做為 u_i 的點估計值式, 即若 $\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} g_t' \geq 0$, 則 $M(u_i | \varepsilon_i) = \mu_{u_i}$; 反之, $M(u_i | \varepsilon_i) = 0$ 。

$$f(X_{it}, t; \beta^*) \geq f(X_{it}, t; \beta_{(j)}) , \quad (10)$$

意指共同邊界產出不低於個別群組邊界產出水準；易言之，共同邊界曲線是一條包絡不同技術群組生產邊界的曲線。

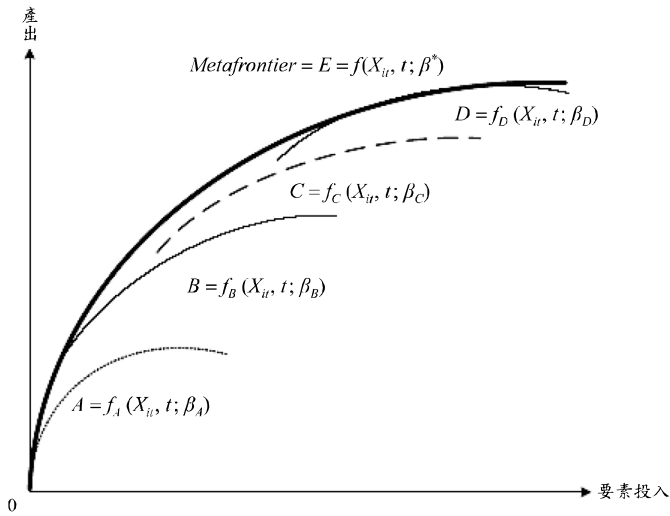


圖 1 同邊界函數曲線

將個別技術群組邊界與共同邊界生產函數繪製於圖 1，說明其相互關係。假設樣本國家區分為四個技術群組，且各國均使用一種要素投入生產一種產出，圖 1 中縱（橫）軸為產出（要素投入）數量，四個技術群組的生產邊界分別對應圖中 A、B、C 與 D 四條曲線，而包絡此四條生產邊界的曲線 E 即為共同邊界曲線。

延續 3.1 小節不同技術群組的生產函數設定，可重新表示為下式：

$$Y_{it} = e^{-u_{it(j)}} \times \frac{f(X_{it}, t; \beta_{(j)})}{f(X_{it}, t; \beta^*)} \times f(X_{it}, t; \beta^*) e^{w_{it(j)}} , \quad (11)$$

式中 $w_{it(j)}$ 為符合常態分配 $N(0, \sigma_{w(j)}^2)$ 的隨機干擾項，代表無法控制的隨機因素，而等號右邊的 $f(X_{it(j)}, t; \beta_{(j)})e^{w_{it(j)}}$ 即為第 j 群組的隨機生產邊界；其他變數說明與設定請參閱前小節。(11) 式等式右邊第一項，為第 j 群組中第 i 國第 t 期之群組技術效率 ($TE_{it(j)}$)，即

$$TE_{it(j)} = \frac{Y_{it}}{f(X_{it}, t; \beta_{(j)})e^{w_{it(j)}}} = e^{-u_{it(j)}} \quad (12)$$

$TE_{it(j)}$ 若愈高（低），表示第 i 國實際產出水準愈接近（偏離）第 j 群組邊界之產出水準。(11) 式等式右邊第二項定義為技術缺口比率 (TGR)，即

$$TGR_{it} = \frac{f(X_{it}, t; \beta_{(j)})}{f(X_{it}, t; \beta^*)} \quad (13)$$

TGR_{it} 衡量第 i 國於第 t 期的技術群組邊界產出接近（偏離）共同邊界產出水準的程度，此處共同邊界產出可視作最大潛在產出。在 (10) 式的假定下， TGR_{it} 介於零到一之間，若愈接近一，表示第 j 群組邊界相對愈接近共同邊界；易言之，其生產技術水準愈先進；反之，若愈趨近於零，代表該群組邊界偏離共同邊界程度愈嚴重，其生產技術水準愈落後。

共同技術效率 (TE_{it}^*) 定義為第 i 國於第 t 期的實際產出水準占共同邊界產出水準的比率，此概念類似於 (12) 式：

$$TE_{it}^* = \frac{Y_{it}}{f(X_{it}, t; \beta^*)e^{w_{it(j)}}} \quad (14)$$

TE_{it}^* 若愈高（低），第 i 國實際產出水準愈接近（偏離）共同邊界代表之最大潛在產出。藉由 (11) 式至 (14) 式定義，可將第 i

國的共同技術效率，表為群組技術效率與技術缺口比率兩者的乘積如下：

$$TE_{it}^* = TE_{it(j)} \times TGR_{it} \quad (15)$$

由於 TGR_{it} 介於零到一之間，故 TE_{it}^* 將不高於 $TE_{it(j)}$ 。舉例來說，若 $TE_{it(j)} = 0.8$ 與 $TE_{it}^* = 0.4$ ，意即第 i 國在使用第 j 群生產技術下，實際產出水準可達該技術群組邊界產出的 80%，但僅達共同邊界產出的 40%，隱含 TGR_{it} 等於 0.5 (0.4/0.8)，意指第 i 國若能提升群組技術效率，可達該技術群組邊界產出水準，則此產出水準僅達共同邊界產出的 50%；但如能採用最先進的技術進行生產，運用相同數量要素投入，產出水準可望提升一倍。

在參數估計方面，本研究首先利用隨機邊界分析法 (SFA) 分別對個別技術群組進行估計，得到參數估計值 $\hat{\beta}_{(j)}$ ， $j = 1, 2, \dots, R$ 。接著，利用全部國家的樣本資料，以兩種方法估計共同邊界函數的參數 $\hat{\beta}^*$ ，其一為極小化絕對距離和 (minimum sum of absolute deviations)，另一為極小化距離平方和 (minimum sum of squares of deviations)。

以下簡略介紹上述兩種估計共同邊界函數的數理規劃方法。極小化絕對距離和，又稱線性規劃法 (linear programming, LP)，利用個別技術群組的參數估計值 $\hat{\beta}_{(j)}$ ，代入下式進行求解：

$$\begin{aligned} \text{Min } L &\equiv \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \left| \ln f(X_{it}, t; \beta^*) - \ln f(X_{it}, t; \hat{\beta}_{(j)}) \right|, \\ \text{s. t. } &\ln f(X_{it}, t; \beta^*) \geq \ln f(X_{it}, t; \hat{\beta}_{(j)}) \quad (16) \end{aligned}$$

(16) 式為對數型式之共同邊界與個別群組生產邊界之距離絕對值和，指定所有國家的距離權數均相等，而不等式的限制式隱含目標函數必為正值。

第二種方法極小化距離平方和，又稱二次方程規劃法

(quadratic programming, QP)，隱含各國的距離權數不相等，擁有愈高（低）技術缺口的國家，其距離權數愈大（小）。最適化問題如下所示：

$$\text{Min } L \equiv \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N [\ln f(X_{it}, t; \beta^*) - \ln f(X_{it}, t; \hat{\beta}_{(j)})]^2, \quad (17)$$

限制式同為 (16) 式。此估計法等同於受限制的最小平方法。

以上兩種估計法均需透過數理規劃方法，求解參數估計值，其估計標準誤則可採用模擬或拔靴法 (bootstrap method) 而得，本研究使用後者，即透過對樣本資料重複取樣並進行估計，得到多筆參數估計值後，計算這些參數估計值的標準差。拔靴法的介紹與說明可參閱 Efron and Tibshirani (1993) 以及 Simar and Wilson (1998)。

4. 資料蒐集與變數定義

本研究係以代表一國創造附加價值的整體能力之總體生產函數作為研究對象，蒐集 OECD 與 APEC 諸國資料，前者剔除資料缺漏甚多的捷克、匈牙利、波蘭與斯洛伐克等四國，後者排除汶萊、巴布亞紐幾內亞、俄羅斯與越南等四國，建構 1985 年至 2004 年 36 個樣本國家經濟變數之平衡縱橫資料，總樣本數為 720 筆。依據國家經濟發展程度，區分為四個不同技術群組國家—七大工業國 (Group of Seven, G7)、非七大工業國 (Non group of Seven, Non-G7)、亞洲四小龍 (newly industrialized countries, NICs) 和非四小龍 (non-newly industrialized countries, Non-NICs)，個別技術群組包含之國家別如下所述。

在 26 個 OECD 組織國家中，區分 G7 與 Non-G7 兩個群組，前者包含加拿大、法國、德國、義大利、日本、英國與美國，共計 7 國；後者從 26 個 OECD 國家中扣除 G7 各國以及韓國後，共計 18 國。APEC 組織國家中，扣除已屬於 OECD 的國家，剩餘 11 國，

再區分為 NICs 與 Non-NICs 兩群組，前者包含香港、新加坡、韓國與台灣，共計 4 國；後者包含智利、中國、印尼、馬來西亞、祕魯、菲律賓與泰國，共計 7 國。

總體產出選用國內生產毛額 (gross domestic product, GDP)，要素投入包括實體資本存量與勞動 (總就業人口)。由 Penn World Table 6.2 資料庫 (2006) 擷取樣本國家 GDP 與資本形成 (投資) 資料，這兩項變數均以 2000 年購買力平價 (purchasing power parity, PPP) 平減之，轉換為實質變數，單位是百萬美元。總就業人口資料則取自世界銀行 2005 年發佈的世界發展指標 (World Development Indicators, WDI) 資料庫，單位為千人。

值得注意者，各國家各年度資本存量資料，須以多年的資本形成資料設算，假設以直線法攤提折舊，且折舊率為 6%，¹³ 利用 1969 年至 2004 年各國資本形成資料，與下列公式推算各國資本存量：

$$K_{it} = \sum_{s=1}^{1/\delta} (1 - s\delta) I_{i,t-s} + I_{it} \quad (18)$$

式中 K_{it} 為第 i 國於第 t 年的資本存量， δ 為資本折舊率， $I_{i,t-s}$ 為第 i 國於第 $t-s$ 年的資本形成， $s = 1, \dots, (1/\delta)$ 。此公式特色，在於推算第 t 年資本存量時，必須額外收集前 $1/\delta$ 年的資本形成資料，推算期初資本存量資料，蘊含較多資訊。¹⁴

¹³ 雖資本折舊率的選取應考慮各國經濟發展程度與不同年代等因素 (Wu, 2004)，然因資料限制而無法實行。本研究亦嘗試以 10% 資本折舊率估算資本存量變數，並進行迴歸分析，係數估計值的正負號大致與以 6% 折舊率計算資本存量之結果相當，惟係數估計值達到統計顯著的個數較少，為節省篇幅故未列出。

¹⁴ 本文以直線法攤提折舊計算各國資本存量啟始值以及各年度資本存量資料，即 (18) 式，樣本期間為 1985 年至 2004 年，但實際搜集到的資料期間為 1969 年至 2004 年，1985 年以前的數據，可用來設算資本存量啟始值。若資本折舊率為 6%，本年度購置之資本財，約 17 年後折舊完畢，故要計算 1985 年的期初資本存量，只須將該年以前 17 年的投資 (資本形成)，扣除各年度折舊後留下的資本形成加總，可得到該年度之資本存量起始值。

本研究亦嘗試以 Sun (2004) 採用的永續盤存法 (perpetual inventory approach) 推算資本存量，其中第 i 樣本國家於基期（第 0 年）之資本存量，以「基期之資本形成 (I_{i0}) 除以折舊率 (δ) 與投資成長率 (g_i) 之和」計算，即 $K_{i0} = I_{i0}/(\delta + g_i)$ ，其中投資成長率 (g_i) 以樣本期間前五年的投資資料計算。我們發現若投資成長率呈現負值，如土耳其、印尼與菲律賓，上式的分母值變成很小，將導致基期之設算資本存量偏高，使每期資本存量均被明顯放大，相對其他投資成長率為正的國家，似乎不太合理，故未採用。

四個技術群組之各變數樣本統計量，置於表 1，個別國家的樣本統計量請參見文末附表 1。樣本期間內，實質 GDP (Y) 與資本存量 (K) 的平均值均以 G7 群組位居第一，而以美國表現最佳；其次為 Non-NICs 群組，以中國為領先者；Non-G7 群組中，西班牙與墨西哥位居前二名，而 NICs 群組以南韓居四國之首。平均而言，總就業人口 (L) 以 Non-NICs 群組投入最多，中國與印尼位居前二名，其次為 G7 群組，而以 Non-G7 群組為投入最少者。

根據資本勞動比 (K/L)，G7 諸國最高，平均值達到 81.19，顯示平均一單位勞動可享有近 81,000 美元的資本使用量，NICs 群組居次，Non-G7 群組緊追在後，Non-NICs 群組的資本與勞動比率則明顯偏低，僅及 17.31。個別國家以中國的 7.4 最低，居各國之末，菲律賓亦只 8.78。由此可知，Non-NICs 群組的資本勞動比最低，這些國家多屬開發中國家，生產方式偏向勞力密集；NICs 與 Non-G7 兩群組資本密集度相近，然與 G7 諸國仍有差距。至此，各群組間生產特性似乎不大相同，考慮分群後再進行迴歸分析，有其必要性。

欲了解上述選用的三個總體經濟變數之縱橫資料，是否為非定態時間數列，須做縱橫單根檢定 (panel unit root test)。利用包含截距項之迴歸方程式，針對實質 GDP、資本存量與總就業人口之對數值，進行檢定，結果置於表 2。以全部 36 樣本國家資料之檢定結果來看，除資本存量外，GDP 與總就業人口皆無法顯著拒絕虛無假設，顯示兩者皆是有單根的時間序列；而四個群組資料個別進

表 1 各變數之樣本統計量

群組 (樣本數)	實質 GDP (Y)		實質資本存量 (K)		總就業人口 (L)		資本與勞動比 (K/L)	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
G7 (140)	2,259,175.2974	2,393,441.7938	3,811,770.0197	3,741,872.6913	44,638.3195	36,905.8977	81.1903	23.0086
Non-G7 (360)	206,796.1054	193,976.1370	330,756.8382	303,662.6023	6,765.7267	8,836.3261	71.3595	34.2338
NICs (80)	268,279.9729	221,448.3426	521,105.0048	552,354.6263	8,606.7569	7,668.2128	73.6240	39.2865
Non-NICs (140)	701,120.7836	1,332,628.7713	1,072,340.3138	2,179,961.2979	120,909.6995	233,049.2636	17.3100	11.9920
總樣本國家 (720)	708,820.0654	1,445,953.1122	1,172,967.0956	2,337,817.4702	36,529.0622	112,863.0000	63.0130	37.4613

資料來源：Penn World Table 與世界銀行。

說明：1. 實質國內生產毛額與資本存量單位為百萬美元；總就業人口單位為千人。

2. 資本勞動比為實質資本存量除以總就業人口。

行檢定之結果，除 G7 群組之各變數皆屬於單根的時間序列外，其餘三個群組則至少有一個變數具有單根性質。此外，亦以純粹時間序列模型，分別檢定各國的三個總體經濟變數是否具有單根，結果均無法拒絕有單根的虛無假設，為節省篇幅，未列出檢定結果。綜合上述，具有單根的變數必須轉換為定態時間序列，再進行實證分析，以避免假性迴歸問題，本研究採用的產出成長率迴歸式將可處理此問題。

表 2 縱橫資料單根檢定統計量

變數	全部樣本國家	G7 群組	Non-G7 群組	NICs 群組	Non-NICs 群組
lnY	63.6405	9.7170	17.1496	20.9579***	15.8160
lnK	108.9403***	16.5429	57.0464**	20.1870***	15.1641
lnL	66.7175	9.2485	23.7664	11.3457	22.3569*
樣本數	648	126	324	72	126

資料來源：本研究整理。

說明：1. 檢定統計量係利用 Fisher 卡方分配進行顯著水準之檢定。

2. ***,**與*分別代表達 1%、5% 與 10% 統計顯著水準，顯著拒絕該變數具有單根之虛無假設。

5. 實證分析

第一小節首先以隨機邊界法進行實證分析，利用四個群組之樣本國家資料，估計各群組 translog 生產函數中的係數；接著，運用這些係數估計值，計算樣本國家各要素投入的產量彈性與規模彈性等指標；次小節利用全部樣本國家資料，以 LP 和 QP 兩種數理規劃方法，建構共同邊界函數，進而計算樣本國家的技術缺口比率以及共同技術效率，進行跨國比較。

5.1 隨機邊界分析法之實證結果

進行迴歸分析時，將使用的樣本資料型態區分為「個別技術群組資料」與「全部國家之合併資料」兩類，前者考慮各國家生產技術異質性的影響，後者則否。以此兩類吃樣本資料型態進行產出成

長率模型之估計，即 (6) 式，分別為模型 1 與模型 2。此外，為了與一般常見生產函數之估計結果進行比較，額外加入模型 3，此為利用全部國家之合併資料估計生產函數模型，即 (4) 式。¹⁵ 綜合上述，模型 1 處理個別群體間之異質性與非定態性質兩項問題，為主要模型；而模型 2 忽略個別群體間之異質性，模型 3 則兩項皆忽略。茲將實證模型之型態與分類，列於表 3。

表 3 實證模型之分類

實證模型	樣本資料型態		
	個別技術群組資料	全部國家之合併資料	
	產出成長率模型	產出成長率模型	生產函數模型
	模型 1	模型 2	模型 3

資料來源：本研究整理。

說明：產出成長率迴歸式為 (6) 式，當估計生產函數模型時，將在 (4) 式中加入符合常態分配 $N(0, \sigma_w^2)$ 的隨機誤差項 w_{it} ，它與 u_{it} 相互獨立，由此形成迴歸方程式。

主要模型之模型 1 係數估計結果，列於表 4，兩組比較模型（即模型 2 與模型 3）係數估計值則請參閱文末附表 2。三種模型至少達到 10% 顯著水準的係數估計值個數，均超過總數一半以上，顯示被解釋變數與解釋變數之間具有一定的函數關係，符合生產理論的要求，但各模型係數估計值呈現差異。根據表 4，在分群估計的模型 1，四個群組各變數的影響方向與程度迥異，顯示它們的生產技術或特性存在相當歧異，導致技術參數估計值明顯不同。

首先，採用概似比 (likelihood-ratio, LR) 檢定法進行個別群組生產技術異質性之檢定，利用模型 1 與模型 2 的對數概似函數值計算的 LR 檢定統計量為 284.638，¹⁶ 達到 1% 顯著水準，應拒絕四

¹⁵ 當估計生產函數模型時，將在 (4) 式中加入符合常態分配 $N(0, \sigma_w^2)$ 的隨機誤差項 w_{it} ，它與 u_{it} 相互獨立，由此形成迴歸方程式。

¹⁶ LR 檢定統計量 $\lambda = -2\{\ln[L(H_0)/L(H_1)]\} = -2\{\ln L(H_0) - \ln L(H_1)\}$ ，式中 $\ln L(H_0)$ 為模型 2 的對數概似函數值， $\ln L(H_1)$ 則為模型 1 中各群組對數概似函數值之加總， λ 為自由度 147 的卡方分配。

表 4 SFA 法係數估計值

樣本資料型態		個別技術群組資料											
		實證模型				產出成長率模型				模型 1			
係數	G7			Non-G7			NICs			Non-NICs			
	估計值	估計標準誤	估計標準誤	估計值	估計標準誤	估計標準誤	估計值	估計標準誤	估計標準誤	估計值	估計標準誤	估計標準誤	
β_1	4.9839*	2.6907	0.4379	-0.2893	0.4379	0.4379	4.9006*	2.6513	2.6513	1.5323	1.4831	1.4831	
β_2	-3.7572*	1.9743	0.6818	1.1584*	0.6818	0.6818	-1.3182	2.5333	2.5333	4.5182***	1.3720	1.3720	
β_r	0.2439**	0.1031	0.0404	0.0039	0.0404	0.0404	0.1460	0.2148	0.2148	-0.3114***	0.1160	0.1160	
β_{11}	0.7176	0.7203	0.0458	-0.1345***	0.0458	0.0458	0.0337	0.3055	0.3055	-0.4780***	0.1758	0.1758	
β_{22}	0.9304*	0.5308	0.0940	-0.1454	0.0940	0.0940	0.4119***	0.1395	0.1395	-0.5391**	0.2124	0.2124	
β_{12}	-0.8544	0.5946	0.0640	0.1340**	0.0640	0.0640	-0.3502***	0.1065	0.1065	0.2664*	0.1455	0.1455	
β_{rr}	0.0022	0.0014	0.0005	-0.0011**	0.0005	0.0005	0.0022	0.0031	0.0031	-0.0009	0.0013	0.0013	
β_{1r}	0.0421	0.0300	0.0046	-0.0134**	0.0046	0.0046	0.0202	0.0273	0.0273	-0.0026	0.0108	0.0108	
β_{2r}	-0.0467*	0.0270	0.0058	0.0112*	0.0058	0.0058	-0.0255	0.0350	0.0350	0.0299**	0.0150	0.0150	
σ_v	0.0127***	0.0008	0.0009	0.0234***	0.0009	0.0009	0.0310***	0.0026	0.0026	0.0352***	0.0022	0.0022	
σ_u	0.0478**	0.0199	0.0205	0.0682***	0.0205	0.0205	0.2686*	0.1491	0.1491	0.1532***	0.0548	0.0548	
θ	2.0104**	0.8882	0.3716	1.4655***	0.3716	0.3716	0.7750**	0.3495	0.3495	2.1559***	0.4938	0.4938	
γ	-0.2351**	0.0989	0.0467	-0.1920***	0.0467	0.0467	-0.0621***	0.0242	0.0242	-0.1560***	0.0359	0.0359	
log likelihood	384.5123			781.3364			151.2332			248.1581			

表 4 SFA 法係數估計值 (續前頁)

概似比檢定—隨機邊界模式之檢定		
$\ln L(\gamma=0)$	379.2042	779.5022
$\ln L(\gamma=\hat{\gamma})$	384.5123	781.3364
檢定統計量 LR	10.6162	3.6684
檢定結果	棄卻 H_0	棄卻 H_0
$[H_0$: 無效率不存在]		
臨界值 $\chi^2_{\alpha}(1)$	$\chi^2_{0.1}(1) = 2.705543$	(給定顯著水準 $\alpha = 0.05$)

資料來源：本研究整理。

說明：1. **、***與*分別代表達 1%、5% 與 10% 統計顯著水準，顯著異於零。

2. 此概似比檢定係採用 Coelli (1993)、Lee (1993) 與 Coelli (1995) 提出之隨機邊界模式的檢定方法，即為單邊誤差 u 之概似比檢定。

3. 檢定統計量 $LR = -2[\ln L(\gamma=0) - \ln L(\gamma=\hat{\gamma})]$ ，式中 $\ln L(\gamma=0)$ 為在滿足虛無假設 $\gamma=0$ 時對數概似函數值，而 $\ln L(\gamma=\hat{\gamma})$ 為在虛無假設不成立下對數概似函數值。

個群組的生產邊界相同的虛無假設，顯示個別群組間確實存在異質性，若不予以考慮而合併進行迴歸分析，即模型 2，其估計結果恐無法正確描述投入與產出的技術關係與生產特性。

再者，針對 SFA 模型中生產無效率不存在之虛無假設進行檢定，主要模型之模型 1 檢定結果列於表 4 下半部分，兩組比較模型檢定結果則請參閱文末附表 2。本研究採用 Coelli (1993)、Lee (1993) 與 Coelli (1995) 隨機邊界模式的檢定方法，即為單邊誤差 u 之概似比檢定。假若 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ ，且虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ ，即生產無效率不存在，可建立概似比統計量 LR ，¹⁷ 此服從自由度為 1 之混合式卡方分配 (a mixture of chi-square distribution)，此分配在顯著水準 α 下之臨界值為 $\chi_{2\alpha}^2(1)$ ，若 $LR^2 > \chi_{2\alpha}^2(1)$ 則可棄卻此無效率不存在之虛無假設。

在 5% 顯著水準下之臨界值為 $\chi_{0.1}^2(1) = 2.706$ ，而此值皆小於模型 1 中各群組之檢定統計量 LR ，故其檢定結果為棄卻生產無效率不存在之虛無假設，表示模型 1 應包含無效率項。反觀模型 2 檢定結果為無法棄卻虛無假設，顯示以合併資料進行產出成長率迴歸分析，其檢定結果可能忽略生產無效率的重要性。此外，模型 3 之檢定結果雖可棄卻虛無假設，表示無效率不應該移出模型中，但由於總體資料具有非定態性質，易發生假性迴歸問題。

(5) 式的技術無效率設定為時間趨勢項的一次與二次式函數型式，其對應的係數 θ 與 γ ，模型 1 中四群組的估計值均達到 10% 以下統計顯著，顯示技術無效率不但隨時間經過而改變，且是非線性改變。 θ 與 γ 估計值均分別為一正值與一負值，代表技術無效率將會隨時間呈現先下降而後上升的趨勢，其中 Non-NICs 群組的技術無效率隨一次式時間趨勢項增長而改善的速度最快，其次為

¹⁷ 檢定統計量 $LR = -2[\ln L(\gamma = 0) - \ln L(\gamma = \hat{\gamma})]$ ，式中 $\ln L(\gamma = \hat{\gamma})$ 為在虛無假設不成立下之對數概似函數值，直接取自 SFA 模型； $\ln L(\gamma = 0)$ 為在滿足虛無假設 $\gamma = 0$ 時之對數概似函數值，係利用 OLS 迴歸式之對數概似函數值，因其對應之單邊誤差值為零，即 $u = 0$ 。

G7 群組；而技術無效率隨二次式時間趨勢項而惡化的速度係以 G7 群組最快速，NICs 群組則速度最為緩和。G7 與 Non-G7 群組約從第 4 年起，技術無效率反轉向上，即技術效率開始惡化；NICs 與 Non-NICs 群組約從第 7 年起，技術無效率始反轉向上。

比較模型 1、模型 2 與模型 3 之係數估計結果，以說明異質性與非定態性質兩項問題對係數估計值之影響。相較於模型 1，模型 2 與模型 3 的係數估計值達到統計顯著的個數較少，且其正負符號與影響程度亦有所不同。在 θ 與 γ 之估計值方面，模型 2 的 θ 與 γ 對技術無效率的影響方向，與模型 1 中任一群組估計結果比較，皆呈現相反情形；而模型 3 呈現技術無效率會隨時間呈現先下降而後上升，然影響程度與模型 1 卻明顯不同。

綜合上述，模型 1 以分群資料進行產出成長率模型之估計，不僅考量個別群組間異質性與資料非定態性質問題，且可突顯生產無效率存在之重要性，應是較佳的模型選擇，係數估計值應較具代表性，故後續的相關實證分析側重模型 1，其他二者僅供比較。¹⁸ 由於總體生產函數設定為 translog 型式，無法祇根據各要素投入的一次項係數估計值，逕自判斷個別要素投入對產出的邊際效果，必須使用偏導數公式，計算各樣本國家各生產要素的邊際產量或產量彈性，兩者通常均應為正值。

運用模型 1 的係數估計值計算樣本國家資本存量與勞動的產量彈性，兩者加總可得規模彈性，藉以衡量一國的規模報酬特性，個別群組的各項指標平均值置於表 5，個別國家的計算結果請參見文末附表 3。根據彈性公式，某要素投入的產量彈性較高，可能的原

¹⁸ 本文模型 1 與模型 2 係採用 (6) 式產出成長率模型進行實證估計，非如一般文獻般直接估計 (4) 式之生產函數。針對 (4) 式取一階差分後，除將截距項 $\alpha_{(i)}$ 消除以外，其他所有斜率項參數與時間趨勢項之參數皆無不同，由於在計算各項要素投入之產出彈性、規模報酬特性以及技術無效率時，無需用到截距項，故仍可計算上述各項指標值。過去文獻如 Basu and Fernald (1997) 亦運用生產函數轉換為成長率形式，藉以探討美國各產業之規模報酬特性，此篇論文甚至不事先設定生產函數的型式為何。

因有二：一為該要素投入的邊際產量較高；另一為該要素投入佔總產量之比例（即要素產量比）較高。因此，本研究進一步計算各國資本存量與勞動的邊際產量以及要素產量比，冀圖了解各國生產要素的產量彈性。

表 5 模型 1 之各項指標估計值

樣本資料 型態		個別技術群組資料					
實證模型		產出成長率模型 模型 1					
群組別	產量彈性		規模彈性	邊際產量		資本產量 比	勞動產量 比
	資本存量	勞動		資本存量	勞動		
G7	0.5964 (0.1810)	0.2774 (0.1943)	0.8738 (0.0413)	0.5741 (0.1722)	0.3822 (0.2681)	1.0369 (0.0121)	0.7314 (0.0160)
Non-G7	0.5845 (0.0782)	0.1190 (0.0868)	0.7035 (0.0211)	0.5728 (0.0785)	0.1805 (0.1293)	1.0420 (0.0167)	0.6852 (0.0594)
NICs	0.6496 (0.1454)	0.9369 (0.2198)	1.5865 (0.2711)	0.6156 (0.1237)	1.3401 (0.3559)	1.0498 (0.0305)	0.7074 (0.0416)
Non-NICs	0.6208 (0.2743)	0.0367 (0.4724)	0.6575 (0.6509)	0.6086 (0.2738)	0.0846 (0.5696)	1.0249 (0.0178)	0.8124 (0.0587)

資料來源：本研究整理。

說明：表中各指標值為各群組之平均值，括號裡數字為標準差。

根據表 5，四群組之平均資本產量彈性值差異不大，約略介於 0.58 至 0.65 之間，其中以 NICs 群組的 0.6496 最高，顯示若資本投入增加 1%，總產量將增加約 0.65%，其次為 Non-NICs 群組的 0.6208，而 Non-G7 群組最低。對照資本的邊際產量與資本產量比可知，NICs 與 Non-NICs 兩群組應係受到其邊際產量較高之因素所致；G7 與 Non-G7 群組可能因已有較高的資本累積，導致其最後一單位資本邊際生產力稍低。

在勞動產量彈性方面，平均值仍以 NICs 群組居首，高達 0.9369，若勞動投入增加 1%，總產量將增加約 0.94%，原因出自勞動的邊際產量偏高；其次為 G7 群組的 0.2774，但與 NICs 群組差距頗大，原因在於勞動的邊際產量較低，應係勞動投入量大而發生

邊際生產量遞減現象；最低者為 Non-NICs 群組，僅及 0.037，導因於其勞動邊際生產力偏低，此亦與勞動投入量過多而發生邊際生產量遞減有關。

在規模彈性方面，NICs 群組平均值為 1.5865，即當所有要素投入同時增加一倍時，總產量增加約 1.59 倍，表示 NICs 群組位於規模報酬遞增階段，若繼續擴大生產規模，有助於降低長期平均成本；其餘三群組呈現規模報酬遞減的特性，顯示平均而言，這些國家的生產規模相對產出規模已顯過大，若能減少所有要素投入，可降低長期平均成本。

值得注意者，除 NICs 群組外，其他群組的勞動產量彈性皆小於資本存量的產量彈性，即增加資本投入對總產量的貢獻大於勞動雇用量的增加。由於 G7 與 Non-G7 兩個群組的成員國多屬於已開發國家，生產方式較偏向資本密集，故資本投入對總產量的貢獻較為重要。Non-NICs 群組成員國多偏向勞力密集產業，但因其資本與勞動比率偏低，資本存量不足或勞動投入過多，導致勞動邊際生產量和產量彈性皆偏低。

最後，以文末附表 4 列出模型 2 與模型 3 之各項指標估計值，並區分為四個群組，以便與模型 1 相互比較，突顯若忽略個別群體間之異質性與非定態性質兩項問題，對實證結果產生相當程度的影響力。以上兩模型之實證結果皆與模型 1 迥異，¹⁹ 若據此提出政策建議與改善方向，亦完全不同。以 NICs 群組之規模彈性結果為例，模型 1 發現其位於規模報酬遞增階段，應繼續擴大生產規模，有助於降低長期平均成本之政策性建議；然而，模型 2 與模型 3 則得出其具有規模報酬遞減特性，其中資本與勞動對總產量的貢獻皆偏低。既然模型 1 之設定較佳，以下分析僅採用模型 1 之估計結果。

¹⁹ 在模型 2 中，四群組的平均資本產量彈性約達 0.6 以上，其中 Non-NICs 群組最高，平均勞動產量彈性以 Non-G7 群組的 0.1926 最高，而四群組均處於規模報酬遞減階段，此與模型 1 差異甚大。此外，在模型 3 中，平均資本產量彈性呈現偏低現象；在勞動產量彈性平均值方面，NICs 群組結果偏低，其他三群則有高估傾向；而四群組仍處於規模報酬遞減階段。

5.2 共同邊界函數分析法之實證結果

本小節利用全部國家的樣本資料，配合前小節分群估計的個別群組係數估計值，使用線性規劃法 (LP) 與二次方程規劃法 (QP)，估計共同邊界函數的係數值，結果置於表 6。值得注意者，其估計標準誤係採用拔靴法，對資料重複取樣 3,000 次，每次求解出一套共同邊界函數的係數值，計算各係數估計值的標準差代表之。

表 6 共同邊界函數之係數估計值

係數	LP 法		QP 法	
	估計值	估計標準誤	估計值	估計標準誤
β_1	0.4069	0.2864	2.0908	0.5322
β_2	-0.4963	0.2746	-0.4332	0.1754
β_t	0.1051	0.0128	0.0851	0.0102
β_{11}	0.0083	0.0281	-0.1134	0.0550
β_{22}	0.1287	0.0378	0.1598	0.0278
β_{12}	-0.0419	0.0255	-0.0857	0.0232
β_{tt}	0.0018	0.0002	0.0023	0.0002
β_{1t}	0.0064	0.0019	0.0103	0.0018
β_{2t}	-0.0126	0.0021	-0.0143	0.0018

資料來源：本研究整理。

說明：估計標準誤為以拔靴法進行 3,000 次重複抽樣與估計，取各係數估計值之標準差而得。

對應 (4) 式 translog 型式的總體生產函數，在 LP 與 QP 法各變數係數估計值中，除了資本存量一次式與二次式變數的係數估計值 (β_1 與 β_{11}) 外，其餘差異較小。將 LP 與 QP 法係數估計值分別代入 (13) 式計算技術缺口比率 (TGR_{it})；由於 (8) 式群組技術效率 ($TE_{i(j)}$) 可藉由前小節之係數估計值求得，進而透過 (15) 式計算共同技術效率 (TE_{it}^*)，即為群組技術效率與技術缺口比率兩者乘積。

由於各群組的生產邊界並不相同，故群組技術效率 ($TE_{i(j)}$) 僅表示同一群組樣本國家的實際產出水準接近 (偏離) 該群組邊界產出的程度；技術缺口比率 (TGR_{it}) 可衡量群組邊界產出水準接近 (偏離) 共同邊界產出的程度；而共同技術效率 (TE_{it}^*) 則代表實

際產出水準接近（偏離）於共同邊界代表之最大潛在產出的程度，可做為跨國比較之基礎。由於 LP 與 QP 法之計算結果差異不大，且群組間排序均相同，應與兩者係數估計值相當接近有關，以下實證分析僅針對 LP 法之結果，其計算結果置於表 7，個別國家結果請參見文末附表 5；而以 QP 法計算個別群組的結果則請參閱附表 6。

表 7 技術缺口比率與技術效率

群組別	統計量	LP 法				模型 2	
		平均值	最小值	最大值	標準差	平均值	標準差
G-7	技術缺口比率 TGR	0.9828	0.9072	1.0000	0.0168		
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.9751	0.9297	0.9998	0.0229		
	共同技術效率 TE^*	0.9582	0.8889	0.9991	0.0240	0.9523	0.0095
Non-G-7	技術缺口比率 TGR	0.9665	0.7467	1.0000	0.0437		
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.9632	0.8761	0.9989	0.0298		
	共同技術效率 TE^*	0.9310	0.7084	0.9989	0.0514	0.9579	0.0167
NICs	技術缺口比率 TGR	0.9207	0.5543	1.0000	0.1037		
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.8948	0.6968	0.9880	0.0908		
	共同技術效率 TE^*	0.8197	0.5307	0.9787	0.0995	0.9367	0.0344
Non-NICs	技術缺口比率 TGR	0.9284	0.7886	1.0000	0.0660		
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.9571	0.7703	1.0000	0.0631		
	共同技術效率 TE^*	0.8874	0.6833	0.9999	0.0737	0.9222	0.0262

資料來源：本研究整理。

說明：共同技術效率為群組技術效率與技術缺口比率兩者乘積。

依照表 7， TGR 平均值以 G7 群組的 0.9828 最接近一，此群組的生產邊界最靠近共同邊界，表示其生產技術領先其他各群組；若在此群組邊界上生產，群組邊界產出約可達共同邊界產出水準的 98%；在此群組中，以法國與日本名列前矛，英國居七國之末。其次為 Non-G7 群組的 0.9665，顯示 Non-G7 國家如能採用該群組的生產技術，其產出約可達共同邊界產出水準的 96.7%，此群組國家以愛爾蘭與比利時居前二名，土耳其與墨西哥居最末二名。

NICs 與 Non-NICs 兩群組的 TGR 相差不遠，大約在 0.92 以上，這兩群組的群組邊界產出大約可達共同邊界產出的 92%；NIC

群組國家以台灣的生產技術冠於四小龍，Non-NICs 群組國家則以菲律賓與中國為領先者。值得注意者，四群組的生產邊界均與共同邊界相切，即技術缺口比率的最大值為 1。

在技術效率方面，G7 群組的平均 $TE_{(j)}$ 與 TE^* 值分別為 0.9751 與 0.9582，皆冠於各群，實際產出水準約可達此群組邊界產出的 97.5%，但僅達共同邊界產出的 95.8%。其次為 Non-G7 群組，如能在其群組邊界上生產，實際產出水準約可增加 3 個百分點，但若能在共同邊界上生產，則可向上提升約 7 個百分點。雖 NICs 與 Non-NICs 兩群組的 TGR 值差異甚小，然因 NICs 群組的 $TE_{(j)}$ 值偏低，致 NICs 群組的平均 TE^* 值僅 0.8197，低於 Non-NICs 群組的 0.8874，表示 NICs 群組的實際產出偏離共同邊界產出的程度較大，可透過群組技術效率之改善，或拉近本身技術水準與先進技術之差距，將有效提升共同技術效率水準。

個別國家中，平均 TE^* 值約介於 0.74 至 0.97 之間，以美國的 0.9716 領先各國，而香港與泰國位居各國之末，其實際產出水準僅達共同邊界產出的 74% 與 79%，仍有很大的改善空間，其中香港係因群組技術效率偏低所致，新加坡與泰國則係因生產技術較落後。

以上著重利用共同邊界函數分析法，以解決不同技術群組技術效率無法直接比較的問題，進行跨國效率差異之探討。為突顯此一特色，額外納入一般成長模型之技術效率估計結果相比較，此利用全部樣本國家之合併資料，如 Kumbhakar and Wang (2005) 採行類似分析法，即本文模型 2 之設定，其估計各國技術效率值後再進而區分四個群組以便比較，結果亦置於表 7。

相較於以分群資料估計之群組技術效率值，模型 2 之技術效率介於 0.92 至 0.96 之間，除 NICs 群組呈現高估外，其他三群組皆偏低，以 NICs 群組高估約 4 個百分點之差異最大，其次為 Non-NICs 群組則低估約 3 個百分點。就 NICs 群組而言，在全體國家生產技術相同之前提假設下，此群組平均技術效率為 0.9367，然若考量群組間生產技術之差異性，則其實際產出水準僅達此群組邊界產出的

89.5%；反觀其他三群組若忽略群組間之差異性，將獲得較低效率平均值之結論。

進一步，將上述 LP 法中四個技術群組之 TGR_{it} 、 $TE_{(j)}$ 與 TE_{it}^* 三項實證結果，以時間序列型態表示之，分別繪製於圖 2、圖 3 與圖 4。²⁰ 根據圖 2，G7 與 Non-G7 群組 TGR 值呈現先逐年緩慢提升，然後緩步下滑，至 2000 年 Non-G7 群組下降速度較快，使其與 G7 群組差距隨時間經過不斷擴大。NICs 與 Non-NICs 兩群組的 TGR 值逐年提升速度較快，表現不凡。2000 年 G7 與 NICs 兩群組的生產技術旗鼓相當，而 Non-NICs 群組的生產技術則與 Non-G7 群組並駕齊驅；2001 年至 2004 年間，G7 與 Non-G7 群組生產技術仍逐漸落居下風，後者偏離程度最為嚴重，而 NICs 群組躍居各群之首，表示其生產技術最接近先進技術水準，成為生產技術之領先者。

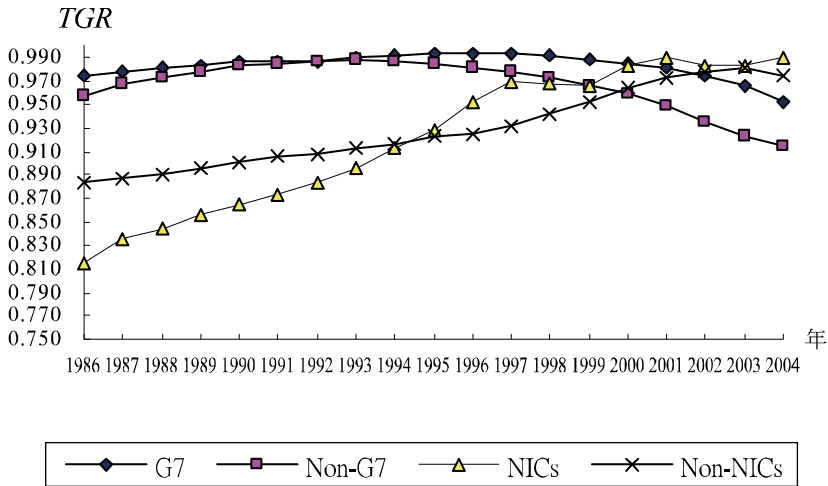


圖 2 各年度技術缺口比率之波動情形

²⁰ 以 QP 法計算技術缺口比率與共同技術效率的結果，以時間序列型態繪製的圖形變化趨勢大致與 LP 結果類似，為節省篇幅未列出。

以近兩年 TGR 值的表現觀之，NICs 與 Non-NICs 兩群組生產技術超越 G7 與 Non-G7 群組，成為生產技術的領先者。倘若 NICs 與 Non-NICs 兩群組改善自身群組技術效率，使其能於群組邊界上進行生產，實際產出水準將可能追上甚至超越先進國家產出水準，間接支持 Solow (1957) 之所得收斂假說 (convergence hypothesis)。²¹

根據圖 3 與圖 4 可知，各年度 TE^* 平均值以 G7 群組領先群雄，顯示其實際產出水準最接近共同邊界產出，其次為 Non-G7 群組，然兩者自 1991 年開始逐年遞減，尤其於 1991 至 1994 年間跌幅較大，此期間係受到 $TE_{(j)}$ 值大幅下降且 TGR 值幾呈停滯所致，推測原因可能來自於此期間發生的重大事件所致，如於 1991 年起國際清算銀行 (Bank of International Settlements, BIS) 對銀行正式實行 8% 資本適足率的規定，衍生之信用壓縮現象導致美國經濟衰退，並延燒至其他國家；再加上 1990 年十月開始的波灣戰爭，引起原油價格劇烈上漲、波動，這種不確定性因素對仰賴能源甚深之已開發與開發中國家產生極大負面衝擊，使其實際產出偏離最大產出水準的程度逐漸擴大，即 $TE_{(j)}$ 值與 TE^* 大幅衰退。但 1994 年以後，G7 與 Non-G7 群組 $TE_{(j)}$ 值則呈現持平現象，此期間該 TE^* 值持續遞減，主要受到 TGR 值逐年下滑所致。

此外，NICs 與 Non-NICs 兩群組之 TE^* 值則位居四群組之末，約於 1996 年前，其 TE^* 值因 TGR 值逐年進步而呈現遞增趨勢，之後 TGR 值雖逐年提升，但於亞洲金融風暴期間因其 $TE_{(j)}$ 嚴重惡化，使其 TE^* 值開始巨幅滑落，直至 1999 年始緩慢成長，尤其以 Non-NICs 群組成長速度受到 TGR 逐年提升而明顯加快。1999 年開始 Non-G7 與 Non-NICs 群組的 TE^* 值差距逐年縮小，至 2004 年則相當接近。

²¹ Solow (1957) 提出新古典成長理論 (neoclassical growth theory)，將影響經濟成長的因素分為兩部分，一為生產要素投入的增加，另一為生產技術的提升。在長期經濟發展的過程中，其認為技術進步才是維持經濟成長的重要因素，且各國的所得水準終會收斂至穩定狀態 (steady state)，趨於一致，即收斂假說。

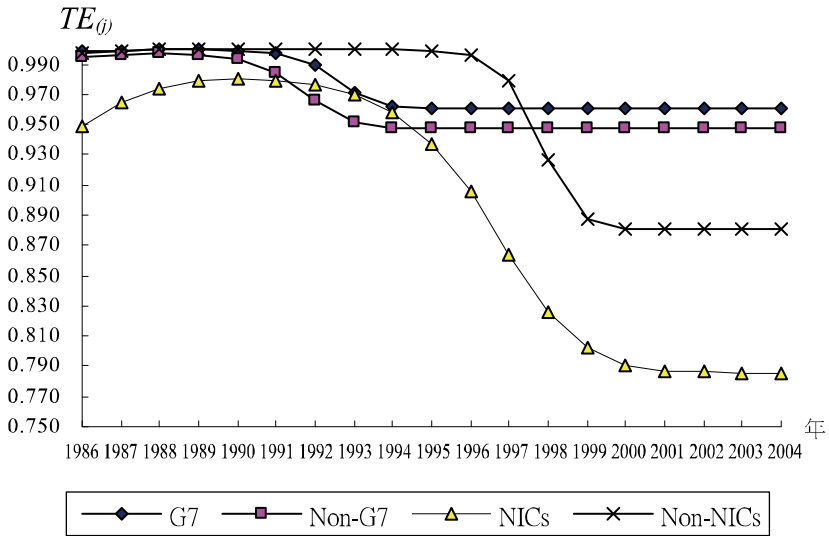


圖 3 各年度群組技術效率之波動情形

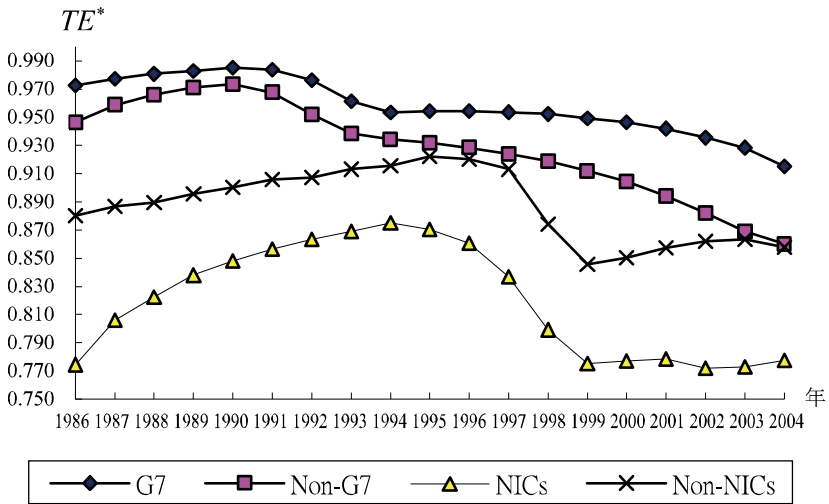


圖 4 各年度共同技術效率之波動情形

透過近兩年 TE^* 值的表現觀之，Non-G7 與 Non-NICs 兩群組的差距逐年縮小，顯示兩者實際產出水準接近共同邊界產出的程度相當；反觀 NICs 群組，雖其生產技術水準近年超越 G7 與 Non-G7 群組，但受到群組內技術效率嚴重惡化，使其 TE^* 值無明顯改善。

6. 結論與建議

本研究蒐集 1985 年至 2004 年 OECD 與 APEC 諸國縱橫資料，建構產出成長率模型，利用共同邊界函數分析法，探討跨國總體生產效率。將樣本國家依據經濟發展成度區分為四個不同技術群組，分別為 G7、Non-G7、NICs 與 Non-NICs，比較各技術群組之技術缺口比率，以及探討跨國間共同技術效率水準差異之原因。主要實證結果有三：

第一，四個技術群組之資本存量與勞動投入的產量彈性平均值均為正，均以 NICs 群組最高，主因為其邊際產量較高所致，其中僅 NICs 群組具有規模報酬遞增特性，其餘三群組皆出現生產規模相對產出水準呈現過大傾向。有鑑於此，各國應致力於提高這兩種生產要素邊際產量和產量彈性，以達到提升規模彈性之目的。

第二，平均技術缺口比率 TGR 以 G7 群組的 0.9828 最高，其生產邊界最靠近共同邊界，顯示所採用的生產技術最為先進，其次為 Non-G7 群組的 0.9665，而 NICs 與 Non-NICs 兩群組相差 not far。值得注意者，NICs 與 Non-NICs 兩群組 TGR 逐年提升，顯示逐年縮小與最先進技術的差距，以近兩年表現觀之，其生產技術超越 G7 與 Non-G7 群組，成為生產技術的領先者。

第三，平均共同技術效率 TE^* 以 G7 群組位居第一，達 0.9582，實際產出最貼近共同邊界產出水準，其次為 Non-G7 群組的 0.9310。而 NICs 群組的 TGR 值雖逐年提升，代表其群組生產技術不斷進步，然而受到群組技術效率 $TE_{(j)}$ 於亞洲金融風暴後出

現巨幅衰退之影響，拉低其 TE^* 平均值導致僅及 0.8197，Non-NICs 群組亦有類似的情形。未來若欲提升實際產出水準或共同技術效率，G7 與 Non-G7 國家應以提升生產技術水準為首要目標，而 NICs 與 Non-NICs 群組則應致力改善企業管理能力，在要素投入量不變之下，大幅提高產量，進而提高自身群組技術效率。

本研究期望在現有文獻基礎上，考量較完善的模型設定以及較適合的分析方法，試圖深入了解各國總體生產函數特性，期獲得更有價值的經濟意涵，補充相關文獻之不足。未來研究除實體資本與勞動外，生產要素部分還可考慮加入人力資本、金融發展指標等；或參考 Huang and Liu (1994) 及 Battese and Coelli (1995)，納入各國環境變數分析其對生產無效率之影響，而如何選取合理、恰當的環境變數，可作為未來研究之努力方向。

附錄

附表 1 個別國家之樣本統計量

群組別	國家別	實質 GDP (Y)		實質資本存量 (K)		總就業人口 (L)		資本勞動比 (K/L)	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
G7	加拿大	632,971.1702	189,638.2398	1,110,019.9287	353,113.8272	14,086.7324	1,229.8964	77.3072	18.3140
G7	法國	1,200,663.8639	303,003.4916	2,063,893.3177	553,315.1032	22,963.6090	950.2114	89.1181	20.5248
G7	德國	1,691,412.6583	409,427.6595	3,042,954.6900	737,865.5936	36,717.4112	930.7046	82.7149	19.6206
G7	義大利	1,085,949.5135	241,200.5982	1,818,538.7594	409,061.3634	22,096.6747	719.6732	81.8380	16.1495
G7	日本	2,577,872.8384	561,017.4625	6,110,955.9231	1,712,551.2348	63,447.6777	1,843.5516	95.7133	25.0355
G7	英國	1,147,462.0376	326,833.9130	1,525,419.4263	493,860.2310	26,677.1289	1,177.3047	56.5443	16.1130
G7	美國	7,477,895.0000	2,303,503.4003	11,010,608.0925	4,097,793.1756	126,479.0023	10,746.1993	85.0966	24.9342
Non-G7	澳大利亞	386,380.5408	129,508.1629	670,472.5773	236,984.5787	8,322.4359	825.6698	78.6848	20.2806
Non-G7	奧地利	176,088.5513	45,458.6635	315,338.6401	88,981.2396	3,488.4004	120.9251	89.7143	22.8216
Non-G7	比利時	206,613.3069	51,916.1216	342,421.8733	105,420.1187	3,779.7923	166.0009	89.6725	24.3157
Non-G7	丹麥	117,868.7295	29,745.7285	192,003.8383	56,100.3480	2,716.5317	72.7891	70.3098	19.1995
Non-G7	芬蘭	94,096.2871	22,668.8725	186,714.1723	27,840.4085	2,333.9551	92.7119	80.1973	12.6536
Non-G7	希臘	125,393.4310	36,644.4008	203,587.3654	53,059.5060	4,054.1053	222.0087	49.7377	10.3390
Non-G7	冰島	5,664.4199	1,562.4220	9,419.3699	2,498.0999	144.2483	9.6941	64.5171	12.8920
Non-G7	愛爾蘭	64,405.0346	31,696.8350	86,668.0007	39,424.7530	1,312.7282	226.8601	63.2779	17.1467
Non-G7	盧森堡	14,137.8949	5,999.3088	24,123.8162	10,591.7510	171.9482	18.6056	136.8586	50.5621

附表 1 個別國家之樣本統計量 (續前頁)

Non-G7	墨西哥	616,277.7456	178,629.9489	803,016.2219	248,005.3391	33,912.2556	5,513.8179	23.1727	3.4794
Non-G7	荷蘭	327,098.6574	89,053.2239	535,512.2876	146,192.4620	6,648.5216	611.7460	79.3298	15.2828
Non-G7	紐西蘭	63,502.1347	19,249.8539	99,422.6135	30,241.9395	1,674.7028	165.1324	58.3367	12.1742
Non-G7	挪威	106,908.9223	34,776.0864	206,889.5730	46,197.4815	2,122.8928	105.6147	96.6901	16.9309
Non-G7	葡萄牙	136,918.9051	41,995.2170	216,050.9482	86,842.9475	4,734.6019	218.7266	44.9478	16.2013
Non-G7	西班牙	627,267.2350	197,531.5078	1,059,919.3256	382,353.8616	13,825.1587	1,676.4287	74.8724	19.2847
Non-G7	瑞典	182,576.3832	41,506.1022	286,504.3158	63,980.5117	4,409.1734	125.4756	64.8758	13.9723
Non-G7	瑞士	175,043.4528	36,031.9035	385,109.3150	89,308.4899	3,591.0290	198.9814	106.3751	20.3143
Non-G7	土耳其	296,088.2646	92,934.7306	330,448.8338	159,745.8163	24,540.5990	4,132.1360	12.9007	5.2140
NICs	南韓	545,715.4652	224,835.5686	1,256,494.7924	662,570.6547	20,811.5111	2,223.7716	57.8077	26.3224
NICs	香港	149,002.7433	50,800.4716	250,252.1773	108,677.7944	3,108.5151	288.0185	78.0874	27.9587
NICs	新加坡	79,739.1865	37,504.9167	207,905.1496	85,939.2381	1,695.2015	261.7542	117.9442	33.0704
NICs	台灣	298,662.4964	122,370.6489	369,767.9000	191,076.7690	8,811.8000	669.4439	40.6568	18.7937
Non-NICs	智利	125,912.6941	56,496.1396	162,781.2322	91,537.0283	5,150.0657	663.2026	30.0232	13.9746
Non-NICs	中國	3,329,193.1722	2,049,427.1072	5,263,497.2166	3,543,013.2985	684,535.3952	49,865.7710	7.4029	4.5947
Non-NICs	印尼	643,868.1547	243,327.6925	772,812.5212	276,916.3603	82,783.8958	10,682.0238	9.0739	2.3699
Non-NICs	馬來西亞	169,235.8550	85,537.5854	264,927.4247	136,630.0408	8,126.0731	1,523.2770	30.6509	11.3572
Non-NICs	秘魯	92,176.9010	24,628.4783	115,677.6997	34,273.8172	7,803.7956	1,303.4494	14.5293	1.9455
Non-NICs	菲律賓	220,293.0876	76,469.9757	225,489.3639	66,451.1508	25,142.1610	3,858.3887	8.7849	1.2683
Non-NICs	泰國	327,165.6208	122,843.7110	701,196.7383	314,598.2325	32,826.5102	2,922.9042	20.7046	8.1671

資料來源：本研究整理。

說明：1. 實質國內生產毛額與資本存量單位為百萬美元；總就業人口單位為千人。

2. 在 G7、Non-G7、NICs 與 Non-NICs 技術群組中，分別包含 7、18、4 與 7 國。

附表 2 模型 2 與模型 3 之各項指標估計值

樣本資料型態	全部國家之合併資料				
	實證模型	產出成長率模型		生產函數模型	
		模型 2		模型 3	
係數估計值	估計值	估計標準誤	估計值	估計標準誤	
β_1	0.1870	0.3332	0.4725	0.3424	
β_2	0.7513*	0.4187	0.1681	0.3074	
β_r	0.0468*	0.0252	0.0274	0.0177	
β_{11}	-0.0719*	0.0381	-0.1913***	0.0337	
β_{22}	-0.0436	0.0598	-0.0701	0.0455	
β_{12}	0.0488	0.0425	0.1303***	0.0334	
β_{rr}	-0.0007	0.0005	0.0030***	0.0004	
β_{1r}	-0.0009	0.0030	-0.0014	0.0015	
β_{2r}	-0.0012	0.0036	-0.0035*	0.0018	
σ_v	0.0288***	0.0008	0.0347***	0.0010	
σ_u	0.0732**	0.0317	1.2370***	0.2182	
θ	-1.3315***	0.4826	0.1976***	0.0110	
γ	0.0675***	0.0247	-0.0005	0.0010	
log likelihood	1,422.9200		1,271.6202		
概似比檢定—隨機邊界模式之檢定					
$\ln L(\gamma=0)$	1,422.8214		301.1482		
$\ln L(\gamma=\hat{\gamma})$	1,422.9200		1,271.6202		
檢定統計量 LR	0.1972		1,940.9440		
檢定結果 [H_0 : 無效率不存在]	無法棄卻 H_0		棄卻 H_0		
臨界值 $\chi^2_{2\alpha}(1)$	$\chi^2_{0.1}(1) = 2.7055$ (給定顯著水準 $\alpha = 0.05$)				

資料來源：本研究整理。

說明：同表 4。

附表 3 個別國家之各項指標估計值

群組別	國家別	產量彈性		規模彈性	邊際產量		資本 產量比	勞動 產量比
		資本存量	勞動		資本存量	勞動		
G7	加拿大	0.4971	0.4285	0.9256	0.4773	0.5980	1.0415	0.7173
G7	法國	0.6670	0.2395	0.9065	0.6424	0.3337	1.0384	0.7191
G7	德國	0.6324	0.2398	0.8722	0.6074	0.3272	1.0410	0.7347
G7	義大利	0.5921	0.3108	0.9030	0.5709	0.4322	1.0371	0.7212
G7	日本	0.8018	0.0475	0.8493	0.7584	0.0632	1.0573	0.7505
G7	英國	0.2431	0.6187	0.8619	0.2385	0.8445	1.0195	0.7327
G7	美國	0.7409	0.0573	0.7983	0.7242	0.0768	1.0231	0.7444
Non-G7	澳大利亞	0.5433	0.1467	0.6900	0.5323	0.2073	1.0425	0.7045
Non-G7	奧地利	0.5342	0.1645	0.6988	0.5187	0.2418	1.0478	0.6774
Non-G7	比利時	0.5342	0.1637	0.6979	0.5195	0.2417	1.0399	0.6750
Non-G7	丹麥	0.5729	0.1316	0.7046	0.5617	0.1927	1.0410	0.6792
Non-G7	芬蘭	0.5523	0.1523	0.7046	0.5372	0.2226	1.0616	0.6790
Non-G7	希臘	0.6163	0.0873	0.7036	0.6122	0.1216	1.0424	0.7102
Non-G7	冰島	0.6164	0.1238	0.7402	0.5995	0.2127	1.0595	0.5777
Non-G7	愛爾蘭	0.5963	0.1182	0.7145	0.5970	0.1792	1.0297	0.6546
Non-G7	盧森堡	0.5129	0.2173	0.7302	0.4854	0.3986	1.0553	0.5441
Non-G7	墨西哥	0.7021	-0.0150	0.6871	0.7087	-0.0196	1.0196	0.7840
Non-G7	荷蘭	0.5427	0.1497	0.6924	0.5368	0.2145	1.0389	0.6951
Non-G7	紐西蘭	0.6036	0.1087	0.7123	0.5942	0.1604	1.0407	0.6737
Non-G7	挪威	0.5264	0.1772	0.7036	0.5158	0.2650	1.0598	0.6647
Non-G7	葡萄牙	0.6362	0.0672	0.7034	0.6148	0.0927	1.0357	0.7189
Non-G7	西班牙	0.5453	0.1393	0.6846	0.5310	0.1937	1.0381	0.7166
Non-G7	瑞典	0.5774	0.1222	0.6996	0.5679	0.1748	1.0372	0.6943
Non-G7	瑞士	0.5072	0.1891	0.6964	0.4867	0.2777	1.0648	0.6793
Non-G7	土耳其	0.8010	-0.1026*	0.6984	0.7911	-0.1277	1.0015	0.8047
NICs	南韓	0.6483	0.5902	1.2385	0.6123	0.7751	1.0576	0.7586

附表 3 個別國家之各項指標估計值 (續前頁)

NICs	香港	0.6771	1.0672	1.7444	0.6509	1.5715	1.0402	0.6788
NICs	新加坡	0.8211	1.1070	1.9281	0.7534	1.6624	1.0896	0.6659
NICs	台灣	0.4519	0.9833	1.4352	0.4460	1.3514	1.0119	0.7264
Non-NICs	智利	0.7282	0.5759	1.3040	0.7177	0.7875	1.0164	0.7346
Non-NICs	中國	0.1919	-0.8546	-0.6627	0.1871	-0.9368	1.0285	0.9079
Non-NICs	印尼	0.5769	-0.3113	0.2656	0.5690	-0.3649	1.0142	0.8516
Non-NICs	馬來西亞	0.5760	0.4962	1.0722	0.5562	0.6586	1.0363	0.7558
Non-NICs	祕魯	0.9531	0.3225	1.2756	0.9350	0.4107	1.0192	0.7852
Non-NICs	菲律賓	0.9056	-0.0599	0.8456	0.9028	-0.0726	1.0034	0.8269
Non-NICs	泰國	0.4138	0.0882	0.5020	0.3925	0.1098	1.0567	0.8248

資料來源：本研究整理。

說明：*表示除土耳其的勞動產量彈性外，其餘均達 10% 以下的統計顯著水準，顯著異於零。

附表 4 模型 2 與模型 3 之各項指標估計值

樣本資料型態		全部國家之合併資料				
實證模型	產出成長率模型			生產函數模型		
	模型 2			模型 3		
群組別	產量彈性		規模彈性	產量彈性		規模彈性
	資本存量	勞動		資本存量	勞動	
G7	0.6040	0.1495	0.7535	0.4542	0.3881	0.8423
	(0.0191)	(0.0168)	(0.0166)	(0.0532)	(0.0465)	(0.0170)
Non-G7	0.6016	0.1926	0.7942	0.3287	0.5015	0.8302
	(0.0334)	(0.0518)	(0.0286)	(0.1134)	(0.1381)	(0.0367)
NICs	0.6039	0.1809	0.7848	0.3598	0.4707	0.8305
	(0.0341)	(0.0436)	(0.0225)	(0.0955)	(0.1174)	(0.0277)
Non-NICs	0.6782	0.0697	0.7478	0.5636	0.1748	0.7384
	(0.0391)	(0.0626)	(0.0332)	(0.1358)	(0.1668)	(0.0374)

資料來源：本研究整理。

說明：同表 5。

附表 5 個別國家之技術缺口比率與技術效率

群組別	國家別	$TE_{it(t)}$		TGR_{it}		TE_{it}^*	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
G7	加拿大	0.9814	0.0133	0.9795	0.0151	0.9611	0.0102
G7	法國	0.9708	0.0209	0.9918	0.0087	0.9628	0.0201
G7	德國	0.9777	0.0159	0.9860	0.0105	0.9641	0.0202
G7	義大利	0.9624	0.0269	0.9866	0.0139	0.9492	0.0186
G7	日本	0.9550	0.0321	0.9905	0.0087	0.9459	0.0341
G7	英國	0.9871	0.0092	0.9647	0.0226	0.9524	0.0291
G7	美國	0.9911	0.0063	0.9803	0.0182	0.9716	0.0202
Non-G7	澳大利亞	0.9764	0.0139	0.9775	0.0215	0.9545	0.0261
Non-G7	奧地利	0.9717	0.0167	0.9825	0.0157	0.9546	0.0184
Non-G7	比利時	0.9615	0.0227	0.9877	0.0135	0.9496	0.0251
Non-G7	丹麥	0.9758	0.0143	0.9779	0.0221	0.9543	0.0281
Non-G7	芬蘭	0.9131	0.0509	0.9757	0.0203	0.8907	0.0491
Non-G7	希臘	0.9786	0.0127	0.9628	0.0381	0.9424	0.0451
Non-G7	冰島	0.9304	0.0409	0.9670	0.0236	0.9000	0.0520
Non-G7	愛爾蘭	0.9793	0.0122	0.9888	0.0120	0.9683	0.0138
Non-G7	盧森堡	0.9545	0.0268	0.9479	0.0524	0.9036	0.0287
Non-G7	墨西哥	0.9865	0.0080	0.9078	0.0856	0.8960	0.0901
Non-G7	荷蘭	0.9679	0.0189	0.9777	0.0212	0.9462	0.0229
Non-G7	紐西蘭	0.9716	0.0168	0.9750	0.0270	0.9474	0.0344
Non-G7	挪威	0.9843	0.0093	0.9697	0.0288	0.9542	0.0215
Non-G7	葡萄牙	0.9618	0.0225	0.9624	0.0409	0.9261	0.0562
Non-G7	西班牙	0.9622	0.0223	0.9724	0.0246	0.8834	0.0504
Non-G7	瑞典	0.9471	0.0311	0.9792	0.0270	0.9278	0.0470
Non-G7	瑞士	0.9530	0.0277	0.9739	0.0239	0.9275	0.0101
Non-G7	土耳其	0.9625	0.0221	0.9115	0.0847	0.8785	0.0968
NICs	南韓	0.8856	0.0910	0.9707	0.0161	0.8586	0.0780
NICs	香港	0.8498	0.1178	0.9055	0.0825	0.7613	0.0576
NICs	新加坡	0.9104	0.0720	0.8262	0.1471	0.7435	0.0897
NICs	台灣	0.9336	0.0538	0.9804	0.0084	0.9153	0.0528
Non-NICs	智利	0.9602	0.0514	0.9284	0.0609	0.8894	0.0446
Non-NICs	中國	0.9778	0.0287	0.9819	0.0120	0.9600	0.0283
Non-NICs	印尼	0.9440	0.0722	0.8849	0.0710	0.8309	0.0272
Non-NICs	馬來西亞	0.9692	0.0398	0.9021	0.0614	0.8724	0.0342
Non-NICs	秘魯	0.9514	0.0628	0.9572	0.0280	0.9111	0.0713
Non-NICs	菲律賓	0.9800	0.0259	0.9822	0.0098	0.9624	0.0226
Non-NICs	泰國	0.9173	0.1063	0.8623	0.0645	0.7855	0.0533

資料來源：本研究整理。

說明：*共同技術效率為群組技術效率與技術缺口比率兩者乘積。

附表 6 QP 法技術缺口比率與技術效率

群組別	統計量	QP 法			
		平均值	最小值	最大值	標準差
G-7	技術缺口比率 TGR	0.9757	0.8735	1.0000	0.0244
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.9751	0.9297	0.9998	0.0229
	共同技術效率 TE^*	0.9514	0.8550	0.9991	0.0329
Non-G-7	技術缺口比率 TGR	0.9577	0.7366	1.0000	0.0484
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.9632	0.8761	0.9989	0.0298
	共同技術效率 TE^*	0.9226	0.6971	0.9989	0.0558
NICs	技術缺口比率 TGR	0.9354	0.6416	1.0000	0.0790
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.8948	0.6968	0.9880	0.0908
	共同技術效率 TE^*	0.8341	0.6143	0.9787	0.0894
Non-NICs	技術缺口比率 TGR	0.9388	0.7813	1.0000	0.0549
	群組技術效率 $TE_{(j)}$	0.9571	0.7703	1.0000	0.0631
	共同技術效率 TE^*	0.8978	0.6999	0.9991	0.0709

資料來源：本研究整理。

說明：同表 7。

參考文獻

- 陳谷荔、楊浩彥 Chen, Ku-Hsieh and Hao-Yen Yang (2008), 「共同邊界 Malmquist 生產力指數的延伸：跨國總體資料的實證分析」 “Extensions of the Metafrontier Malmquist Productivity Index: An Empirical Study with Cross-country Macro-data”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 36 : 4 , 551-588 。 (in Chinese with English abstract)
- 黃台心、張寶光、邱郁芳 Huang, Tai-Hsin, Bao-Guang Chang and Yu-Fang Chiu (2009), 「應用共同成本函數探討東亞六國銀行業之生產效率」 “An Examination of Banks-Efficiency for Six Asian Countries Using the Metafrontier Cost Function”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 37 : 1 , 61-100 。 (in Chinese with English abstract)
- Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and P. J. Schmidt (1977), “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models,” *Journal of Econometrics*, 6:1, 21-37.
- Al-Yousif, Y. K. (1997), “Exports and Economic Growth: Some Empirical Evidence from the Arab Gulf Countries,” *Applied Economics*, 29:6, 693-697.
- Basu, S. and J. G. Fernald (1997), “Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications,” *Journal of Political Economy*, 105:2, 249-283.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli (1992), “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India,” *Journal of Productivity Analysis*, 3:1-2, 153-169.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli (1995), “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data,” *Empirical Economics*, 20:2, 325-332.

- Battese, G. E. and D. S. P. Rao (2002), "Technology Gap, Efficiency and a Stochastic Metafrontier Function," *International Journal of Business and Economics*, 1:2, 87-93.
- Battese, G. E., D. S. P. Rao and C. J. O'Donnell (2004), "A Metafrontier Production Function for Estimation of Technical Efficiencies and Technology Gaps for Firms Operating under Different Technologies," *Journal of Productivity Analysis*, 21:1, 91-103.
- Battese, G. E., D. S. P. Rao and D. Walujadi (2001), "Technical Efficiency and Productivity of Garment Firms in Different Regions in Indonesia: A Stochastic Frontier Analysis Using a Time-Varying Inefficiency Model and a Metaproduction Function," CEPA Working Paper No. 7/2001.
- Berger, A. N. (1993), "Distribution-Free Estimation of Efficiency in U.S. Banking Industry and Tests of the Standard Distribution Assumption," *Journal of Productivity Analysis*, 4:3, 261-292.
- Berger, A. N., D. Hancock and D. B. Humphrey (1993), "Bank Efficiency Derived from the Profit Function," *Journal of Banking & Finance*, 17:2-3, 317-347.
- Berger, A. N. and D. B. Humphrey (1991), "The Dominance of Inefficiencies over Scale and Product Mix Economies in Banking," *Journal of Monetary Economics*, 28:1, 117-148.
- Bos, J. W. B. and H. Schmiedel (2007), "Is There a Single Frontier in a Single European Banking Market?" *Journal of Banking & Finance*, 31:7, 2081-2102.
- Boskin, M. J. and L. J. Lau (1992), "International and Intertemporal Comparison of Productive Efficiency: An Application of the Meta-Production Function Approach to the Group-of-Five (G-5) Countries," *The Economic Studies Quarterly*, 43:4, 298-312.

- Chang, C. C. and Y. H. Luh (1999), "Efficiency Change and Growth in Productivity: The Asian Growth Experience," *Journal of Asian Economics*, 11:4, 551-570.
- Coelli, T. J. (1993), "Finite Sample Properties of Stochastic Frontier Estimators and Associated Test Statistics," University of New England Working Paper No.70.
- Coelli, T. J. (1995), "Estimators and Hypothesis Test for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, 6:3, 247-268.
- Cook, P. and Y. Uchida (2002), "Productivity Growth in East Asia: A Reappraisal," *Applied Economics*, 34:10, 1195-1207.
- Cornwell, C., P. Schmidt and R. C. Sickles (1990), "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels," *Journal of Econometrics*, 46:1-2, 185-200.
- Efron, B. and R. J. Tibshirani (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, London: Chapman and Hall.
- Esfahani, H. S. (1991), "Exports, Imports, and Economic Growth in Semi-Industrialized Countries," *Journal of Development Economics*, 35:1, 93-116.
- Evans, A. D., C. J. Green and V. Murinde (2002), "Human Capital and Financial Development in Economic Growth: New Evidence Using the Translog Production Function," *International Journal of Finance & Economics*, 7:2, 123-140.
- Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 120:3, 253-290.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2:2, 111-120.

- Greenaway, D. and D. Sapsford (1994), "What Does Liberalization Do for Exports and Growth?" *Weltwirtschaftliches Archives*, 130:1, 152-174.
- Gunaratne, L. H. P. and P. S. Leung (2001), "Asian Black Tiger Shrimp Industry: A Meta-Production Frontier Analysis," in *Economics and Management of Shrimp and Carp Farming in Asia: A Collection of Research Papers Based on the ADB/NACA Farm Performance Survey*, ed., P. S. Leung and K. R. Sharma, 55-68, Bangkok: Network of Aquaculture Centers in Asia-Pacific (NACA).
- Han, G., K. Kalirajan and N. Singh (2002), "Productivity and Economic Growth in East Asia: Innovation, Efficiency and Accumulation," *Japan and the World Economy*, 14:4, 401-424.
- Han, G., K. Kalirajan and N. Singh (2004), "Productivity, Efficiency and Economic Growth: East Asia and the Rest of the World," *The Journal of Developing Areas*, 37:2, 99-118.
- Hayami, Y. (1969), "Sources of Agricultural Productivity Gap among Selected Countries," *The American Journal of Agricultural Economics*, 51:3, 564-575.
- Hayami, Y. and V. W. Ruttan (1970), "Agricultural Productivity Differences among Countries," *The American Economic Review*, 60:5, 895-911.
- Hayami, Y. and V. W. Ruttan (1971), *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: John Hopkins University Press.
- Hsiao, F. S. T. and C. Park (2005), "Korean and Taiwanese Productivity Performance: Comparisons at Matched Manufacturing Levels," *Journal of Productivity Analysis*, 23:1, 85-107.
- Huang, C. J. and J. T. Liu (1994), "Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function," *Journal of Productivity Analysis*, 5:2, 171-180.

- Jeon, B. M. and R. C. Sickles (2004), "The Role of Environmental Factors in Growth Accounting," *Journal of Applied Economics*, 19:5, 567-591.
- Kalirajan, K. P., M. B. Obwona and S. Zhao (1996), "A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth before and after Reforms," *American Journal of Agricultural Economics*, 78:2, 331-338.
- Kawagoe, T. and Y. Hayami (1985), "An Intercountry Comparison of Agricultural Production Efficiency," *American Journal of Agricultural Economics*, 67:1, 87-92.
- Kawagoe, T., Y. Hayami and V. W. Ruttan (1985), "The Intercountry Agricultural Production Function and Productivity Differences among Countries," *Journal of Development Economics*, 19:1-2, 113-132.
- Kim, J. I. and L. J. Lau (1994), "The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries," *Journal of the Japanese and International Economies*, 8:3, 235-271.
- Koop, G., J. Osiewalski and M. F. J. Steel (2000), "A Stochastic Frontier Analysis of Output Level and Growth in Poland and Western Economies," *Economics of Planning*, 33:3, 185-202.
- Kounetas, K., I. Mourtos and K. Tsekouras (2009), "Efficiency Decompositions for Heterogeneous Technologies," *European Journal of Operational Research*, 199:1, 209-218.
- Krüger, J. J. (2003), "The Global Trends of Total Factor Productivity: Evidence from the Nonparametric Malmquist Index Approach," *Oxford Economic Papers*, 55:2, 265-286.
- Kumar, S. and R. R. Russell (2002), "Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence," *The American Economic Review*, 92:3, 527-548.

- Kumbhakar, S. C. (1990), "Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency," *Journal of Econometrics*, 46:1-2, 201-212.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. C., E. G. Tsionas and T. Sipiläinen (2009), "Joint Estimation of Technology Choice and Technical Efficiency: An Application to Organic and Conventional Dairy Farming," *Journal of Productivity Analysis*, 31:3, 151-161.
- Kumbhakar, S. C. and H. J. Wang (2005), "Estimation of Growth Convergence Using a Stochastic Production Frontier Approach," *Economics Letters*, 88:3, 300-305.
- Lau, L. J. and P. A. Yotopoulos (1989), "The Meta-Production Function Approach to Technological Change in World Agriculture," *Journal of Development Economics*, 31:2, 241-269.
- Lee, L. F. (1993), "Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Estimator for a Stochastic Frontier Function Model with a Singular Information Matrix," *Econometric Theory*, 9:3, 413-430.
- Lee, Y. H. and P. Schmidt (1993), "A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Efficiency," in *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, ed., H. O. Fried, C. A. K. Lovell and S. S. Schmidt, 237-255, New York: Oxford University Press.
- Lovell, C. A. K., J. T. Pastor and J. A. Turner (1995), "Measuring Macroeconomic Performance in the OECD: A Comparison of European and Non-European Countries," *European Journal of Operational Research*, 87:3, 507-518.

- Meeusen, W. and J. van Den Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 18:2, 435-444.
- Mester, L. J. (1993), "Efficiency in the Savings and Loan Industry," *Journal of Banking & Finance*, 17:2-3, 267-286.
- Mester, L. J. (1997), "Measuring Efficiency at U.S. Banks: Accounting for Heterogeneity Is Important," *European Journal of Operational Research*, 98:2, 230-242.
- Moreira, V. H. and B. E. Bravo-Ureta (2010), "Technical Efficiency and Metatechnology Ratios for Dairy Farms in Three Southern Cone Countries: A Stochastic Meta-Frontier Model," *Journal of Productivity Analysis*, 33:1, 33-45.
- Moschos, D. (1989), "Export Expansion, Growth and the Level of Economic Development: An Empirical Analysis," *Journal of Development Economics*, 30:1, 93-102.
- Mundlak, Y. and R. Hellinghausen (1982), "The Intercountry Agricultural Production Function: Another View," *American Journal of Agricultural Economics*, 64:4, 664-672.
- Neyman, J. and E. L. Scott (1948), "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations," *Econometrica*, 16:1, 1-32.
- O'Donnell, C. J., D. S. P. Rao and G. E. Battese (2008), "Metafrontier Frameworks for the Study of Firm-Level Efficiencies and Technology Ratios," *Empirical Economics*, 34:2, 231-255.
- Orea, L. and S. C. Kumbhakar (2004), "Efficiency Measurement Using a Latent Class Stochastic Frontier Model," *Empirical Economics*, 29:1, 169-183.
- Park, J. H. and P. B. Prime (1997), "Export Performance and Growth in China: A Cross-Provincial Analysis," *Applied Economics*, 29:10, 1353-1363.

- Penn World Table Version 6.2 (2006), http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php.
- Polachek, S. W. and B. J. Yoon (1987), "A Two-Tiered Earnings Frontier Estimation of Employer and Employee Information in the Labor Market," *The Review of Economics and Statistics*, 69:2, 296-302.
- Ruttan, V. W., H. P. Binswanger, Y. Hayami, W. W. Wade and A. Weber (1978), "Factor Productivity and Growth: A Historical Interpretation," in *Induced Innovation: Technology, Institution, and Developments*, ed., H. P. Binswanger and V. W. Ruttan, 44-90, Baltimore: John Hopkins University Press.
- Sharma, K. R. and P. S. Leung (2000), "Technical Efficiency of Carp Pond Culture in South Asia: An Application of a Stochastic Meta-Production Frontier Model," *Aquaculture Economics & Management*, 4:3-4, 169-189.
- Simar, L. and P. W. Wilson (1998), "Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models," *Management Science*, 44:1, 49-61.
- Solow, R. M. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function," *The Review of Economics and Statistics*, 39:3, 312-320.
- Sun, C. H. (2004), "Market Imperfection and Productivity Growth-Alternative Estimates for Taiwan," *Journal of Productivity Analysis*, 22:1-2, 5-27.
- World Development Indicators (2005), *The World Bank*. <http://data.worldbank.org/>.
- Wu, Y. (2004), "Openness, Productivity and Growth in the APEC Economies," *Empirical Economics*, 29:3, 593-604.

A Study on Production Efficiency Using a Metafrontier Function Approach for the Member States of OECD and APEC

Huang, Tai-Hsin, Ying-Hsiu Chen
and Ming-Tai Chung

Abstract

This paper proposes a stochastic metafrontier production function model, in which all variables are expressed in the form of a rate of growth to eliminate the potential nonstationarity of the variables, to estimate the production efficiency of the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) and Asia-Pacific Economic Cooperation (APEC) members in terms of the technology differences during the period 1985-2004. The evidence indicates that on average: (1) scale economies prevail in the newly industrialized countries (NICs), while the remaining three groups exhibit decreasing returns to scale; (2) the mean values of the technology gap ratio vary from about 0.98 (Group of Seven, G7) to 0.92 (NICs), implying that G7 countries employ superior levels of production technology compared to the remaining groups; and (3) the G7 states achieve the highest metafrontier technical efficiency score of 0.958, on average, or about 96% of the potential outputs defined by the metafrontier production function.

Keywords: Metafrontier Production Function, Technology Gap Ratio, Production Efficiency, Output Elasticity

JEL Classification: C23, C61, E23, O47

Chen, Ying-Hsiu, Department of Applied Finance, Yuanpei University, No. 306, Yuanpei St., Hsinchu City 30015, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-3-5381183 ext. 8647, E-mail: yhchen@mail.ypu.edu.tw. Tai-Hsin Huang, Department of Money and Banking, National Chengchi University, No. 64, Sec. 2, ZhiNan Rd., Wenshan Dist., Taipei City 11605, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-29393091 ext. 81037, E-mail: thuang@nccu.edu.tw. Ming-Tai Chung, Department of Money and Banking, National Chengchi University, No. 64, Sec. 2, ZhiNan Rd., Wenshan Dist., Taipei City 11605, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-29387119, E-mail: 95352509@nccu.edu.tw.

Received 12 November 2009; revised 9 February 2010; accepted 3 June 2011.