

應用隨機邊界模型探討收斂假說 —兼論人力資本、金融發展與經濟成長之關係

黃台心、陳盈秀、鍾銘泰、林延霖*

摘 要

本文旨在建立隨機邊界產出成長率函數，在變動規模報酬的假設下，探討起始所得水準、實體資本、金融發展、人力資本與勞動力對各國經濟成長之影響，進而重新檢視收斂假說，並進行國家技術效率與總要素生產力分解之跨國分析。蒐集 1980 年至 2000 年 74 個樣本國家之平衡縱橫資料，實證分析主要發現有四：(i) 實體資本與人力資本具有互補關係，金融發展與實體資本具替代性，但與人力資本呈互補關係；(ii) 低、中所得國家皆呈現所得收斂現象，且低所得國家之收斂速度較快，而高所得國家則無所得收斂情形；(iii) 高所得國家享有較高的資本邊際生產力，低所得國家則以勞動與人力資本的邊際貢獻較大，並享有規模經濟；(iv) 全體國家之總要素生產力平均以每年 3.52% 的速度成長，其中以中所得國家速度最快；中、高所得國家主要成長來源皆為技術進步，低所得國家則為規模效果。

關鍵詞：收斂假說、邊際生產力、技術效率、總要素生產力、隨機邊界法

JEL 分類代號：C23, C61, E23, O47

* 四位作者分別為聯絡作者：陳盈秀，元培科技大學應用財務管理系助理教授，30015 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。林延霖，國立政治大學經濟學研究所碩士，11605 台北市文山區指南路二段 64 號，電話：02-29393091，E-mail: 94258007@nccu.edu.tw。作者們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 100 年 9 月 20 日；修訂日期：民國 100 年 12 月 14 日；
接受日期：民國 101 年 11 月 19 日。

1. 緒論

過往以經濟成長為研究主題的論文，大體可從三個面向切入：

(i) 新古典成長模型，認為須依賴外生的技術進步，才能促進一國經濟不斷成長；(ii) 內生成長模型，考慮知識或人力資本累積的規模報酬遞增特性，將技術進步視為內生決定；(iii) 強調金融市場在經濟發展過程中的角色，有效資金融通的管道將有助於廠商資本形成，健全的金融市場可有效改變資源的跨期配置，幫助經濟快速成長。

Solow (1957) 提出新古典成長理論中，認為在各國生產函數、儲蓄率與人口成長率皆相同的假設下，若資本報酬遞減，則起始資本量較低的窮國享有較高的資本報酬率，導致其經濟成長較快，使其可追趕上富國，故在長期經濟發展的過程中，各國所得水準終將趨於一致，此為著名的收斂假說 (convergence hypothesis)。然而，Solow (1957) 模型假設技術進步為外生變數，故無法解釋技術進步的來源為何。因此，本文同時納入金融發展與人力資本變數進行迴歸分析，除重新檢驗所得收斂假說外，並利用總要素生產力 (total factor productivity, TFP) 成長的分解方法，深入了解所得收斂的重要動能。

在新古典成長理論的架構下，金融市場的角色被認為僅影響每位勞工平均資本存量，對於經濟成長無直接關連。直至 Goldsmith (1969) 提出金融發展會透過提高投資效率，進而對經濟成長產生助益，此議題後來受到 King and Levine (1993a, 1993b)、Levine (1997)、Arestis and Demetriades (1997)、Levine and Zervos (1998)、Levine et al. (2000) 與 Arestis et al. (2001) 等學者注意，多數認為健全的金融體系與市場可降低交易與資訊成本，並提升資金流動性，使得儲蓄者的可貸資金有效率的分配至資金需求者，促進資源有效配置與技術創新，幫助資本累積與經濟成長。然而，亦有部分文獻提出相反論點，即若存在資訊不對稱的金融體系，將無法有效

運作金融中介的重要功能，使金融發展對經濟成長之影響可能出現不顯著或負向影響，例如 De Gregorio and Guidotti (1995)、Harris (1997)、Kaminsky and Reinhart (1999)、Minier (2003)、Khan and Senhadji (2003) 與 Shen and Lee (2006) 等。

除金融發展外，根據內生成長理論中 Lucas (1988) 的人力資本模型與 Romer (1986) 的邊做邊學 (learning by doing) 模型皆透過人力資本，說明技術進步與經濟成長持續提升的原因。後續學者認為提升勞工教育程度，可促進人力資本的累積以及生產技術的研發，進而帶動經濟成長與生產力。¹ 有鑑於金融發展與人力資本皆對一國經濟成長皆產生重要影響，Berthélemy and Varoudakis (1995)、De Gregorio and Guidotti (1995)、Beck et al. (2000)、Evans et al. (2002) 與 Aghion et al. (2005) 等學者，² 同時納入兩者進行迴歸分析。

綜合上述，本文採用 Evans et al. (2002) 類似作法，將金融發展程度與人力資本視為要素投入，並將 translog 生產函數轉換為成長率形式，除可消除國家總體時間序列資料之非定態性質外，亦可探討要素投入間之相互關係與邊際生產力的變化，³ 並進行收斂假說之檢視。本

¹ 如 Barro (1991, 2001)、Mankiw et al. (1992)、Benhabib and Spiegel (1994)、Islam (1995)、Liu and Stengos (1999)、Miller and Upadhyay (2000)、Kumbhakar and Wang (2005) 與 Henderson and Russell (2005) 等。

² Berthélemy and Varoudakis (1995) 採用 1960 年至 1985 年 91 個國家橫斷面資料，利用最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 發現金融發展與人力資本均對經濟成長產生正面且顯著影響，且金融發展的成長效益尚需人力資本有效配合；De Gregorio and Guidotti (1995) 採用 1960 年至 1985 年的 100 個國家橫斷面資料，延續 Barro (1991) 的模型，加入一個新的金融變數，即銀行對私人部門債權占名目 GDP 比率，發現相較於高度工業化國家，新金融變數對中、低所得國家經濟成長之影響較為顯著，主因為前者金融創新與非銀行資金管道盛行，降低了新金融變數的影響。

³ 過去文獻大多假設生產函數為 Cobb-Douglas 型式或線性模型，無法進一步探討要素投入間之相互關係與邊際生產力的變化，故 Duffy and Papageorgiou (2000) 改用固定替代彈性 (constant elasticity of substitution, CES) 生產函數，發現實體資本與人力資本呈現替代關係；而 Evans et al. (2002) 則採用 translog 生產函數進行相關分析，在固定規模報酬的假設下，發現金融指標及人力資本與實體資本之間存在替代關係，而金融指標和人力資本間具有互補性。

文不同之處有三：第一，利用隨機邊界分析法 (stochastic frontier approach, SFA)，導入個體經濟學的效率概念，估計國家的技術效率以提供各國成長改善方向，一國若提升技術效率，可節省資源使用量或提升總產出，使實際生產點愈貼近生產邊界，此為 Evans et al. (2002) 未考慮的效率議題；第二，不同於 Evans et al. (2002) 的各國生產技術皆為固定規模報酬之設定，本文予以放寬，在一般化型式的變動規模報酬下探討國家生產議題；易言之，容許生產技術可能是遞增或遞減規模報酬；第三，改善 Evans et al. (2002) 將起始所得一次項直接加入成長率迴歸式問題，將於第三節實證模型中詳談，且除採迴歸分析方法驗證收斂假說外，亦利用 TFP 成長的分解方法，以獲得更多訊息與改善方向，應具參考價值。

簡言之，本文目的為在變動規模報酬的假設下，利用 1980 年至 2000 年 74 個樣本國家之平衡縱橫資料，建構隨機邊界產出成長率模型，探討起始所得水準、實體資本、金融發展、人力資本與勞動力對各國經濟成長之影響，以及各要素投入間之相互關係，進而檢驗證收斂假說，並深入瞭解低、中與高所得水準國家技術效率與 TFP 成長之主要來源。

本文除第 1 節為緒論外，第 2 節為相關文獻回顧；第 3 節建立包含技術無效率的產出成長率模型，進而建構迴歸方程式與概似函數，並將 TFP 變動率予以分解，作為實證分析之依據；第 4 節為資料蒐集與變數定義；第 5 節為實證分析，探討各生產要素之產量彈性、技術效率、TFP 變動分解與收斂假說等各項課題；最後一節為結論。

2. 文獻回顧

此節文獻回顧以探討國家所得收斂假說與生產力議題為主軸，說明既有文獻中研究方法之演進與改善，並比較與本文相異之處。探討國家所得收斂的議題係由 Baumol (1986) 與 De Long (1988) 開

始，學者們利用國家層級資料，進行 Solow (1957) 收斂假說之驗證，常用的分析方法為各國經濟成長率對其起始年度之所得水準進行迴歸分析，探討兩者間的線性關係。⁴ 若起始年度所得之迴歸係數為負值，表示起始所得水準較低的國家，未來長期的經濟成長率較高，隱含其所得水準收斂至穩定狀態的速度較快，代表收斂假說成立。較具代表性的論文有 Barro (1991)、Barro and Sala-i-Martin (1992) 以及 Levine and Renelt (1992)、Sala-i-Martin (1996) 等。

上述學者在探討國家所得收斂議題時，皆未考慮國家人力資本或金融發展因素，然藉由內生成長理論可知這兩項因素應對經濟成長具有影響力。有鑑於此，Mankiw et al. (1992) 提出一個包含人力資本的擴大 Solow (1957) 模型，從 Cobb-Douglas 生產函數出發，設定影響經濟成長率的迴歸式，之後受到許多學者廣泛採用，並由橫斷面資料擴展為縱橫資料研究分析，如 Temple (1998)、Islam (1995)、Ho (2006)、Caselli et al. (1996)、Evans (1998)、Maddala and Wu (2000) 與 Benhabib and Spiegel (2000) 等；⁵ 或藉以探討各經濟體的長期所得水準可能存在多個均衡之議題，如 Durlauf and Johnston (1995)、Liu and Stengos (1999)、Hansen (2000) 與 Huang (2005) 等。

⁴ 此分析方法係以起始所得的迴歸係數常以 β 表示之，故稱 β 收斂 (β -convergence)，Barro (1991) 認為必須控制可能影響長期均衡的因素後，若長期之下各國所得仍收斂至同一水準，此時才可謂收斂假說成立，故稱條件收斂 (conditional convergence)。除進行 β -收斂之分析外，Sala-i-Martin (1996) 嘗試解釋條件 β 收斂與 σ 收斂的相關性，其中 σ 收斂亦稱變異數收斂，係由 Quah (1993) 所提出，指各國每人所得水準的離散程度隨時間經過降低，而 β 收斂為 σ 收斂成立的必要條件。利用美國、日本與五個歐洲國家數年的地區別資料分別進行驗證，發現各地區所得水準皆以每年近 2% 速度收斂，且地區間所得分散情形隨時間縮小。

⁵ Temple (1998) 利用橫斷面與縱橫資料檢驗 Mankiw et al. (1992) 實證結果的頑強性，發現樣本國家的 β 係數大多不一致，且只有部分國家存在收斂現象。Islam (1995) 建構動態縱橫資料模型，以固定效果衡量各國生產特性差異，使用 1960 年至 1985 年 96 國縱橫資料進行實證分析，發現較高的收斂速度、資本份額的估計值較低以及人力資本對經濟成長出現負向影響。Ho (2006) 延伸 Islam (1995) 分析方法，並利用門檻模型 (threshold model) 將每人所得劃分為數個水準區間，分析 1969 年至 2003 年 121 個國家與美國 48 州等兩組樣本資料之不同所得水準的收斂情形。

然而，因 Cobb-Douglas 生產函數之傳統模型型式，無法進一步探討要素投入間之相互關係與邊際生產力的變化，故 Evans et al. (2002) 採用較具伸縮性之 translog 型式生產函數，並設定各國生產技術皆為固定規模報酬，同時納入人力資本與金融發展因素。該文除驗證所得收斂假說外，亦可探討各要素投入間之相互關係，以 1972 年至 1992 年 82 個國家縱橫資料進行實證分析，雖獲得所得發散結果，但利用起始所得與各要素投入的交叉項係數結果，提出著重資本生產力的國家呈現收斂現象；而重視金融發展或人力資本指標者則呈發散現象。

然而，Evans et al. (2002) 未針對國家生產力進行研究，生產力提昇應是經濟成長榮景得以持續的主要推手，因為一個經濟體的生產力提昇，代表在相同要素投入組合下能夠生產更多產品，而生產力的成長率與經濟成長率之間的差異，在於前者已經扣除要素投入量增加的因素，故應較能夠真實反映一國經濟提昇的情況。國家生產力議題的重要性已廣泛受到學者們的重視，如 Dowrick and Nguyen (1989) 認為應深入了解所得收斂的主要動能，即針對總要素生產力之追趕進行探討與衡量，類似的文獻如 Young (1992, 1995)、Bernard and Jones (1996)、Islam (2003) 以及 Di Liberto et al. (2008) 等，惟他們將 TFP 成長視為單純的技術進步，無法探究決定其成長的因素為何，致無法獲得更多重要訊息。

有鑑於此，除驗證所得假說外，為瞭解國家生產力成長來源與改善方向，後續學者致力研究生產力成長因素之分解，其分析方法為可分為非參數法與參數法，前者以資料包絡分析法 (data envelopment analysis, DEA) 為代表，後者則以隨機邊界分析法較為常見。以非參數法進行生產力成長之分解者，如 Färe et al. (1994) 與 Ray and Desli (1997) 估計 Malmquist 生產力指數，將其成長因素分解為技術進步以及技術效率改善等兩種成分，⁶ 其中技術效率

⁶ Färe et al. (1994) 係於固定規模報酬之假設下，分解 Malmquist 生產力成長之因素，Ray and Desli (1997) 則放寬至變動規模報酬設定，將 Malmquist 生產力成長分解為技術變動、純技術效率變動與規模效率變動此三項。

改善係指國家實際產出水準朝向世界邊界產出之跨期移動，稱為技術追趕 (technological catch-up)，相同分析法者如 Kumar and Russell (2002)、Henderson and Russell (2005)、Margaritis et al. (2007) 與 Lozano-Vivas and Pastor (2006) 等。⁷ 非參數法的優點在於無需指定生產函數的型式，得以避免可能的模型設定錯誤，且放寬傳統分析法之設定。⁸

另一分析法為 SFA 屬於參數法，其雖必須設定生產函數，但可處理隨機干擾因素，避免估計結果易受隨機因素所影響，如 Kumbhakar and Lovell (2000) 將 TFP 成長分解為技術進步、技術效率改善與規模效果等三項因素。以 SFA 法進行國家生產力成長之分解，以驗證所得收斂假說者，如 Kumbhakar and Wang (2005) 納入人力資本投入變數，並設定技術無效率為時間之函數，以 82 個樣本國家之縱橫資料模型進行分析，⁹ 實證結果發現平均而言，各國技術無效率逐年以 2.4% 速度縮小，即存在技術的追趕，但因生產技術逐年衰退與規模效果無正向貢獻，致 TFP 呈現負成長。

本文使用 SFA 法進行 TFP 成長分解之探討，但與 Kumbhakar and Wang (2005) 之差異點有三，一為同時納入金融發展程度與人力資本於總體生產函數；二為迴歸模型由生產函數轉換為產出成長率函數，可避免變數具有非定態性質，影響估計結果之正確性；三為針對起始所得的迴歸係數檢定收斂假說。值得注意之處，本文雖

⁷ Kumar and Russell (2002) 將勞動生產力成長分解為技術水準的變動、技術效率的變動與實體資本累積等三種成分，藉此探討 1965 年至 1990 年 57 國是否存在收斂情形、收斂因素係來自於技術因素或要素投入；Henderson and Russell (2005) 除將勞動生產力成長分解成上述三種成分外，額外區分出人力資本累積之因素；Färe et al. (2006) 則進一步將技術水準的變動區分為產出導向與投入導向。

⁸ 文獻上估計生產力的方法中，最常被使用的估計方法為成長會計分析法 (growth accounting approach)，此方法是在固定規模報酬、中性技術進步、完全競爭市場以及利潤極大目標等假設下，進行實證分析。

⁹ Kumbhakar and Wang (2005) 利用縱橫模型中之固定效果，以考慮國家異質性問題，而 Kneller and Stevens (2003) 則以技術無效率方式表達國家異質性。此兩篇文獻皆採用 translog 生產函數之設定。

部分採用 Evans et al. (2002) 設定，如使用生產函數轉換為成長率型式，但容許生產函數有變動規模報酬之特性，且迴歸模型中考慮技術無效率因素，這些差異使得本文可以深入探討 TFP 成長來源與改善方向，額外提供所得收斂之重要動能。

3. 實證模型

本節共分為 3 小節，第 1 小節使用 translog 生產函數，建構產出成長率函數與隨機生產邊界；第 2 小節建立產出成長率迴歸模型，便於後續迴歸實證分析之進行；最後 1 小節進行 TFP 變動率之分解。

3.1 總體生產函數與技術效率之設定

令第 i 國在第 t 期的總體生產函數為

$$Y_{it} = F(X_{it}, t; \beta) e^{w_{it} - u_{it}}, \quad (1)$$

其中下標 $i = 1, 2, \dots, N$ 及 $t = 1, 2, \dots, T$ ，分別代表國家與時間。 Y 為一國實際總產出水準， w 是隨機變數，代表無法控制的隨機因素； $F(X, t; \beta)e^w$ 一般稱為隨機生產邊界，代表最適產出或稱邊界產出水準； X 為 $M \times 1$ 要素投入向量， β 是對應的未知技術參數向量； u 是一個非負值隨機變數，代表技術無效率，此值愈大（小）顯示無效率程度愈高（低），導致實際產出愈偏離（接近）邊界產出水準。

因本文欲探討產出成長率的變動與其他變數間的相關性，並消除時間序列資料所具有非定態性質，故須將總體生產函數轉換為產出成長率函數。將 (1) 式取自然對數後全微分，再於等式左右兩方同除以 dt ，得到產出成長率型式如下：

$$\dot{Y} = \Delta T + \sum_{m=1}^M \eta_m \dot{X}_m + \Delta TE, \quad (2)$$

其中 $\dot{Y} = (dY/dt)/Y$ 代表產出成長率， $\Delta T = \partial \ln F / \partial t$ 代表技術變動率，若是正值表示該國發生技術進步，隨時間經過生產邊界不斷上移；反之，則有技術退步現象，生產邊界隨時間下移。 η_m 是第 m 生產要素的產量彈性，定義為 $\partial \ln F / \partial \ln X_m$ ， $m = 1, 2, \dots, M$ ； $\dot{X}_m = (dX_m/dt)/X_m$ 為第 m 生產要素成長率； $\Delta TE = -du/dt$ 為技術效率之變動率，若大（小）於零表示該國的技術效率，隨時間經過不斷改善（惡化），使實際產出逐漸接近（偏離）生產邊界。至於生產函數中隨機變數 w ，由於假設與時間無關，故 dw/dt 等於零。

總體生產函數採用具有相當伸縮性的 translog 型式，並加入時間趨勢一次式 (t)、二次式 (t^2) 項以及它與各要素投入的交乘項，不僅可在生產過程中考慮時間效果外，亦可估計技術變動率，進而探討國家生產力分解之相關議題，故在生產函數中加入時間趨勢項等式有其必要性。生產函數之設定，表示如下：

$$\begin{aligned} \ln F(X_{it}, t; \beta) = & \beta_i + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln X_{mit} + \beta_t t + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{k=1}^M \beta_{mk} \ln X_{mit} \ln X_{kit} \\ & + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum_{m=1}^M \beta_{tm} t \ln X_{mit} \quad , \end{aligned} \quad (3)$$

其中各變數與參數向量定義同 (1) 式。Kumbhakar and Wang (2005) 利用縱橫資料模型中之固定效果，即 (3) 式中 β_i ， $i = 1, 2, \dots, N$ ，以控制國家異質性，本文由於迴歸模型採用產出成長率型式，故不隨時間改變的國家別虛擬變數將於 (3) 式差分後消失，即將固定效果排除，此優點為可避免發生附帶參數問題 (incidental parameter problem)（請參見 Greene, 2002）。

在技術無效率設定方面，參考 Kumbhakar (1990) 之方法，容許其隨時間經過而變化，¹⁰ 設定如下：

¹⁰ 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 $u_{it} = u_i \exp[-\gamma(t-T)]$ ， γ 為待估參數；Lee and Schmidt (1993) 則設定 g_{it} 是時間虛擬變數。

$$u_{it} = u_i [1 + \exp(\alpha_i t + \alpha_{it}^2)]^{-1} = u_i g_t \geq 0, \quad (4)$$

其中 α 為待估計參數， u_i 為一非負值隨機變數，常被假設為半常態分配隨機變數，表為 $u_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$ ， g_t 為時間趨勢項的函數，即技術無效率可隨時間經過而改變。由於自然指數 $\exp(\cdot)$ 介於零與無限大之間，故可保證 u_{it} 為非負值。

3.2 產出成長率迴歸模型

根據 (3) 式與 (4) 式可導出 (2) 式等號右方各項，第一項的技術變動率為

$$\Delta T_{it} = \frac{\partial \ln F}{\partial t} = \beta_t + \beta_{it} t + \sum_{m=1}^M \beta_{im} \ln X_{mit}, \quad (5)$$

其中第二項的第 m 個生產要素的產量彈性為

$$\eta_{mit} = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln X_{mit}} = \beta_m + \sum_{k=1}^M \beta_{mk} \ln X_{kit} + \beta_{im} t, \quad (6)$$

及第三項的技術效率變動率為

$$\Delta TE_{it} = -\frac{du_{it}}{dt} = -u_i \frac{\partial g_t}{\partial t} = -u_i g'_t. \quad (7)$$

(7) 式中 $g'_t = \partial g_t / \partial t = -(\alpha_i + 2\alpha_{it} t) \exp(\alpha_i t + \alpha_{it}^2) [1 + \exp(\alpha_i t + \alpha_{it}^2)]^{-2}$ 。將 (5) 式至 (7) 式各項代入 (2) 式，另加上一個隨機干擾項 v_{it} ，形成產出成長率模型為

$$\begin{aligned} \dot{Y}_{it} = & \beta_t + \beta_{it} t + \sum_{m=1}^M \beta_{im} \ln X_{mit} + \sum_{m=1}^M (\beta_m + \sum_{k=1}^M \beta_{mk} \ln X_{kit} + \beta_{im} t) \dot{X}_{mit} \\ & + v_{it} - u_i g'_t, \end{aligned} \quad (8)$$

其中隨機干擾項 v_{it} 假設為常態分配 $N(0, \sigma_v^2)$ ，代表近似誤差與隨機因素。¹¹

本文定義的要素投入包含實體資本存量 (K)、金融發展程度 (M)、人力資本 (H) 以及勞動力 (L) 等四種，¹² 且將起始所得 (Y_0) 視為控制變數，因為它不同於前面四種生產要素，其值固定，故變動量等於零。納入起始所得主要目的，可以檢測收斂條件是否成立，故 (3) 式與 (8) 式中 X_m 分別包含為 K 、 M 、 H 、 L 和 Y_0 。

值得注意者，本文改善 Evans et al. (2002) 迴歸式中三項潛在問題：第一，該文假設生產函數為固定規模報酬，本文則假設為較具伸縮性的變動規模報酬；第二，該文未考慮效率概念，本文則納入技術無效率於生產函數中，並允許其隨時間變化，如 (4) 式所示，以探討國家技術效率之表現；第三，由於起始所得視為固定值，其一次式項經微分後應消失，然該文直接放入迴歸式中，而本文透過 (3) 式 translog 生產函數之設定，以 K 、 M 、 H 、 L 和 Y_0 視為 X_m ，並包含時間趨勢項 (t) 與此五項要素投入的交乘項，取成長率型式以去除資料非定態性質後，即 (8) 式，可使 Y_0 自然出現迴歸式中，以利透過其參數估計值驗證所得收斂假說。接著，進行國家 TFP 成長分解因素之探討，此乃 Evans et al. (2002) 無法深究之議題。如此，可獲得更具參考價值的資訊。

產出成長率迴歸方程式，如下所示：

$$\begin{aligned} \dot{Y}_{it} = & \beta_t + \beta_{it}t + \beta_1\dot{K}_{it} + \beta_2\dot{M}_{it} + \beta_3\dot{H}_{it} + \beta_5\dot{L}_{it} + \beta_{11}(\dot{K}_{it} \ln K_{it}) \\ & + \beta_{12}(\dot{M}_{it} \ln K_{it} + \dot{K}_{it} \ln M_{it}) \end{aligned}$$

¹¹ 此處近似誤差主要來自有四：第一，使用 (3) 式代表生產函數，然而真正的生產函數型式未知；第二，使用 (4) 式設定技術無效率函數，而真正的技術無效率型式未知；第三，實證分析時所有變數的改變率均須以間斷近似值取代；第四，無法控制的隨機因素，例如颱風和地震等。

¹² Hasan and Mahmud (1993)、Mahmud (1997) 與 Evans et al. (2002) 將金融發展納入 translog 生產函數中後，皆得到支持金融發展為生產函數中重要生產要素之一的結論。

$$\begin{aligned}
& +\beta_{13}(\dot{H}_{it} \ln K_{it} + \dot{K}_{it} \ln H_{it}) + \beta_{14}(\dot{K}_{it} \ln Y_{i0}) \\
& +\beta_{15}(\dot{L}_{it} \ln K_{it} + \dot{K}_{it} \ln L_{it}) + \beta_{22}(\dot{M}_{it} \ln M_{it}) \\
& +\beta_{23}(\dot{H}_{it} \ln M_{it} + \dot{M}_{it} \ln H_{it}) + \beta_{24}(\dot{M}_{it} \ln Y_{i0}) \\
& +\beta_{25}(\dot{L}_{it} \ln M_{it} + \dot{M}_{it} \ln L_{it}) + \beta_{33}(\dot{H}_{it} \ln H_{it}) \\
& +\beta_{34}(\dot{H}_{it} \ln Y_{i0}) + \beta_{35}(\dot{L}_{it} \ln H_{it} + \dot{H}_{it} \ln L_{it}) + \beta_{45}(\dot{L}_{it} \ln Y_{i0}) \\
& +\beta_{55}(\dot{L}_{it} \ln L_{it}) + \beta_{t1}(\ln K_{it} + t\dot{K}_{it}) \\
& +\beta_{t2}(\ln M_{it} + t\dot{M}_{it}) + \beta_{t3}(\ln H_{it} + t\dot{H}_{it}) + \beta_{t4} \ln Y_{i0} \\
& +\beta_{t5}(\ln L_{it} + t\dot{L}_{it}) + \varepsilon_{it}, \tag{9}
\end{aligned}$$

其中 $\dot{Y}_{it} = \ln Y_{it} - \ln Y_{it-1}$ ， $\dot{K}_{it} = \ln K_{it} - \ln K_{it-1}$ ， $\dot{M}_{it} = \ln M_{it} - \ln M_{it-1}$ ， $\dot{H}_{it} = \ln H_{it} - \ln H_{it-1}$ 與 $\dot{L}_{it} = \ln L_{it} - \ln L_{it-1}$ 。 $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i g'_t$ 稱為「組合誤差」，前者 v_{it} 具雙邊常態分配，但後者中 u_i 為半常態分配，故須採用最大概似法進行估計。組合誤差項的機率密度函數 $H(\varepsilon_i)$ 為

$$H(\varepsilon_i) = \frac{2}{\sigma_v^{T-1} \sigma} [1 - \Phi(A_i)] \prod_{t=1}^T \phi\left(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_v}\right) \exp\left[\frac{1}{2} \left(\frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} g'_t}{\sigma_v \sigma / \sigma_u}\right)^2\right], \tag{10}$$

其中 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_{t=1}^T g_t'^2$ ， $A_i = (\sigma_u \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} g'_t) / \sigma \sigma_v$ ， $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別為標準常態分配的機率密度和累積分配函數。對數概似函數等於 $\ln L = \sum_{i=1}^N \ln H(\varepsilon_i)$ ，極大化此函數即可獲得各迴歸係數的估計值。

根據 (10) 式可導出 u_i 的條件機率密度函數 $H(u_i | \varepsilon_i)$ ，¹³ 用來

¹³ u_i 的條件機率密度函數 $H(u_i | \varepsilon_i)$ 為一常態分配隨機變數 $N(\mu_{*i}, \sigma_*^2)$ 乘以 $[1/(1-\Phi(A_i))]$ ，其中 $\mu_{*i} = -\sigma_u^2 \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} g'_t / \sigma^2$ ， $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$ ，故可證明 $A_i = -\mu_{*i} / \sigma_*$ ；易言之， $H(u_i | \varepsilon_i)$ 是一個從零以下被截斷常態分配隨機變數的

求算 u_i 的條件平均數

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \frac{\phi\left(\frac{-\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)} \quad (11)$$

將係數估計值代入上式，可得 u_i 的估計式 \hat{u}_i ，進而求得技術效率 TE_{it} 估計值為 $\widehat{TE}_{it} = \exp(-\hat{u}_{it})$ ，式中 $\hat{u}_{it} = \hat{u}_i \hat{g}_i$ 為技術無效率 u_{it} 的估計式。

3.3 總要素生產力變動率之分解

總要素生產力之變動率 ($T\dot{F}P$) 定義如下：

$$T\dot{F}P_{it} = \dot{Y}_{it} - \dot{X}_{it} = \dot{Y}_{it} - \sum_{m=1}^M S_{mit} \dot{X}_{mit} \quad (12)$$

其中各符號定義同前， S_{mit} 是第 m 要素的支出份額，即 $S_{mit} = W_{mit} X_{mit} / E_{it}$ ，其中 W_{mit} 為第 m 要素的價格， E_{it} 為總支出。將(2)式代入(12)式，經整理後得到

$$T\dot{F}P_{it} = \Delta T_{it} + \Delta TE_{it} + \sum_{m=1}^M \left(\frac{\eta_{mit}}{\eta_{it}} - S_{mit} \right) \dot{X}_{mit} + (\eta_{it} - 1) \sum_{m=1}^M \frac{\eta_{mit}}{\eta_{it}} \dot{X}_{mit} \quad (13)$$

等式右邊的第一項與第二項分別為前小節所介紹的技術變動率 (ΔT_{it}) 與技術效率變動率 (ΔTE_{it})。第三項則反應配置效率對總要素生產力變動率的影響。若某國的要素使用達到配置效率，該項為零；反之，該項可能為正或負。如果要素價格資料無法取得，文獻

機率密度函數，請參考 Battese and Coelli (1992)、Huang and Liu (1994)、Battese and Coelli (1995) 和 Kumbhakar and Lovell (2000)，即 $H(u_i | \varepsilon_i) = 1/\{(2\pi)^{1/2} [1 - \Phi(A_i)] \sigma_*\} \times \exp\{(-1/2)[(u_i + \sigma_u^2 \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} g'_t / \sigma^2)^2 / (\sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2)]\}$ 。

上通常假設該項為零，即假設生產單位已達到配置效率，本文亦同。

最後，等號右邊第四項為規模效果，該項可能為正或負，其中 $\eta_{it} = \sum_m \eta_{mit}$ 代表規模彈性，衡量一國的規模報酬特性。其值大於 1 為規模報酬遞增，若所有要素投入均增加一倍，總產量增加比例大於一倍，即具有規模經濟特性，此時如果要素投入量增加 ($\dot{X}_{mit} > 0$)，將使規模效果為正，有利於 \dot{TFP}_{it} 的提升；若 η_{it} 等於 1 為固定規模報酬，要素投入量的增減變化無法影響 \dot{TFP}_{it} ；若 η_{it} 小於 1 則為規模報酬遞減，即規模不經濟，此時要素投入量如果減少 ($\dot{X}_{mit} < 0$)，才能使規模效果為正，可提升 \dot{TFP}_{it} 。

綜合上述，本文將 TFP 變動率分解為技術變動率、規模效果以及技術效率變動率等三種成份，決策當局可依據 (13) 式計算得到的各個成份值，據以做為改善 TFP 之方向，進一步分析各國經濟成長或所得收斂之動能來源。例如，若三者中以技術進步率最低，表示該國須致力於提升人力素質和鼓勵企業進行研發，以達快速提高生產技術之目標。

4. 資料蒐集與變數定義

本文結合世界發展指標資料庫 (world development indicators, WDI) 與聯合國教科文組織資料庫 (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, UNESCO) 之資料，經比對後選取變數資料相對齊全的國家，蒐集自 1960 至 2000 年長達 40 餘年的各國總體時間序列資料，其中 1960 年至 1979 年的資料主要用來設算各國資本存量變數，設算整理成 1980 年至 2000 年 74 個國家的產出與要素投入資料，據以進行迴歸實證分析。¹⁴ 根據 WDI 資料庫之所得分類標準，將樣本國家區分成低、中與高所得水準三群

¹⁴ 由於 WDI 與 UNESCO 資料庫無台灣相關資料，故利用行政院主計總處發布之總體統計資料庫，取得我國總體產出與要素投入等相關資料。

組，各群組所包含之國家數分別為 20 國、30 國以及 24 國，國名列於表 1。

表 1 樣本國家

所得分類	低所得國家	中所得國家		高所得國家
國 家 別	孟加拉	阿爾及利亞	墨西哥	澳大利亞
	貝南	阿根廷	摩洛哥	奧地利
	蒲隆地	玻利維亞	巴拿馬	比利時
	喀麥隆	巴西	巴拉圭	加拿大
	科特迪瓦	智利	祕魯	丹麥
	甘比亞	中國	菲律賓	芬蘭
	迦納	哥倫比亞	斯里蘭卡	法國
	印度	哥斯大黎加	泰國	希臘
	肯亞	厄瓜多爾	千里達及托巴哥	冰島
	馬達加斯加	埃及	突尼西亞	愛爾蘭
	馬拉威	薩爾瓦多	烏拉圭	義大利
	馬利	加彭	委內瑞拉	日本
	莫三比克	瓜地馬拉		南韓
	尼加拉瓜	印尼		荷蘭
	巴基斯坦	伊朗		紐西蘭
	盧安達	約旦		挪威
	塞內加爾	馬來西亞		葡萄牙
	獅子山	模里西斯		新加坡
	尚比亞			西班牙
	辛巴威			瑞典
			瑞士	
			台灣	
			英國	
			美國	
國家數	20 國	30 國		24 國

資料來源：世界發展指標資料庫 (world development indicators, WDI)。

說明：低所得國家係指平均每人所得為 765 美元以下；中低所得國家係指平均每人所得介於 766 美元至 3,035 美元；中高所得國家係指平均每人所得介於 3,036 美元至 9,385 美元；高所得國家則係指平均每人所得達 9,386 美元以上。

總體產出選用實質國內生產毛額 (gross domestic product, GDP)，總體要素投入則包含實體資本存量 (K)、金融發展程度 (M)、人力資本 (H) 以及勞動力 (L) 等四種，且將起始所得 (Y_0) 視為控制變數，其中資本存量設算方法稍後詳談。金融發展程度指標係國內信用占 GDP 的比率，其中國內信用係指銀行對私部門的放款；¹⁵ 人力資本係以中等學校入學率為指標。中等學校入學率指中等教育實際註冊總人口占依規定應註冊總人口的比率，代表樣本國家的基本教育水準。¹⁶

值得一提的是，本文資本存量變數乃根據 King and Levine (1994) 之永續盤存法 (perpetual inventory) 加以設算，過程如下：令第 j 個國家 1960 年代平均所得成長率 $\underline{r}_j = \lambda r_j + (1 - \lambda)r_w$ ，代表長期穩定均衡成長率 (steady-state growth rate)，其中 r_w 為世界平均所得成長率， r_j 為該國所得成長率， λ 為權重。依循 King and Levine (1994) 設定 $r_w = 0.04$ ， $\lambda = 0.25$ ，¹⁷ 計算第 j 個國家 1960 年資本產出比 $\underline{k}_j = \underline{i}_j / (\delta + \underline{r}_j)$ ，其中 δ 為資本折舊率，設定為 7%，¹⁸ \underline{i}_j 為該國 1960 年代平均投資率。

¹⁵ 在金融發展變數之選取方面，本文盡可能蒐集多種衡量指標，依據 King and Levine (1993a, 1993b)、De Gregorio and Guidotti (1995)、Harris (1997)、Levine and Zervos (1998) 與 Levine et al. (2000) 等相關文獻，或以貨幣總計數 M_2 占 GDP 的比率及股票市場交易價值指標衡量之，然因部分指標礙於樣本國家資料闕漏甚多，故改以國內信用（銀行對私部門的放款）占 GDP 的比率代表各國金融發展程度指標，此為本文於變數選取之限制。

¹⁶ 除中等學校入學率外，本文亦嘗試蒐集其他衡量各國人力資本指標，如成人識字率、教育支出或高等教育達成年數等，但考量樣本國家資料之齊全性，終以中等學校入學率代表各國人力資本水準。

¹⁷ 此乃根據 Easterly et al. (1993) 設定 $\lambda = 0.25$ 。

¹⁸ 部分學者如 Duffy and Papageorgiou (2000)，設定使用 4% 的資本折舊率。因此，本文亦嘗試使用 4% 與 10% 的資本折舊率計算資本存量，並用於迴歸分析。係數估計結果，兩者所得的正負號大致與設定 7% 的資本折舊率所得的結果相當。為節省篇幅，本文僅以設定資本折舊率 7% 之係數估計值進行分析。

利用上述 1960 年資本產出比 k_j ，以及 1960 年至 1963 年平均產出 $Y_j^{initial}$ ，求算 1961 年起始資本存量水準 $K_{j0} = k_j Y_j^{initial}$ 。接著，根據以下公式推算第 j 國，1962 年至 2000 年的資本存量

$$K_{jt} = \sum_{i=0}^{t-1} (1-\delta)^i I_{j,t-i} + (1-\delta)^t K_{j0}, \quad (14)$$

其中 K_{jt} 為第 j 國第 t 年的資本存量， K_{j0} 則為該國設算之 1961 年資本存量， δ 為資本折舊率， $I_{j,t-i}$ 為該國第 $t-i$ 年的資本形成 (capital formation)。

茲將各變數之樣本統計量列於表 2。樣本期間內，全部樣本國家之實質 GDP 平均值達 275,486 百萬美元，資本存量達 592,755 百萬美元，而勞動力為 26,116 千人，前兩者皆以高所得國家表現最佳，而勞動力以中所得國家投入為多，進一步觀測資本與勞動比率 (K/L)，低所得國家明顯偏低，僅及 1.88，這些國家多屬低度開發國家，生產方式偏向勞力密集，高所得國家平均值高達 87.70，顯示平均一單位勞動可享有近 87,700 美元的資本使用量，資本密集程度較高。其次在金融發展與人力資本指標方面，分別為 56.12% 與 60.39%，皆以高所得國家位居第一，與低所得國家差距甚大，尤其人力資本變數僅及 22.10%，勞動力素質有待提升。綜合上述，不同所得群組國家的經濟發展狀況歧異，預期後續探討各國要素投入之產出彈性應有所差異。

上述選用的五項總體經濟變數之縱橫資料，可進行縱橫單根檢定 (panel unit root test)，檢定是否為非定態時間數列。迴歸方程式中包含截距項，以全部 74 樣本國家之檢定結果而言，五項變數之檢定統計量皆未達 Fisher 卡方分配之顯著水準，請參閱文末附錄之附表 1；易言之，五項變數皆無法拒絕該變數具有單根之虛無假設。確認本文採用的產出成長率迴歸模型，將可消除總體經濟變數具有非定態性質，以避免實證估計結果產生假性迴歸問題。

表 2 總體變數之樣本統計量

變數名稱	全體樣本國家(1554)		低所得國家(420)		中所得國家(630)		高所得國家(504)	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
實質 GDP (Y) (百萬美元)	275,412.6335	952,095.3118	20,748.2978	63,632.0540	84,327.8933	148,825.5302	726,488.8384	1,569,688.5485
實質資本存量(K) (百萬美元)	592,272.6573	1,882,383.4458	37,957.2535	112,528.9112	190,934.6217	336,944.3379	1,555,874.7048	3,065,756.1685
金融發展程度(M) (%)	56.1210	35.0808	35.5619	27.3067	48.2658	28.2916	83.0726	31.9301
人力資本(H) (%)	60.3888	34.5469	22.0951	12.6462	54.5027	17.3322	99.6576	19.0542
勞動力(L) (千人)	26,115.6893	87,531.1785	26,621.9694	79,692.2674	34,058.8860	118,135.4322	15,764.7934	26,954.5744
資本與勞動比 (K / L)	34.9273	43.6555	1.8831	1.7233	14.7414	10.3625	87.6966	39.1809

資料來源：本研究整理自世界發展指標資料庫 (WDI)、聯合國教科文組織資料庫 (UNESCO) 及行政院主計總處發布之總體統計資料庫。

5. 實證分析

本節共分為 3 小節，第 1 小節透過 translog 生產函數之技術參數估計值，分析各要素投入在經濟成長中所扮演的角色，以及不同所得水準國家是否符合收斂假說；第 2 小節運用參數估計值，計算樣本國家各要素投入之產量彈性。第 3 小節計算樣本國家的技術效率以及分解 TFP 變動率，深入探討其決定因素。

5.1 參數估計結果與收斂假說

根據表 3 之 SFA 模型係數估計結果，(9) 式產出成長率迴歸式中至少達到 10% 顯著水準的係數估計值個數，約達總數一半，顯示被解釋變數與解釋變數之間具有一定的函數關係；代表無效率隨機變數的標準差 σ_u 估計值，也達到統計顯著，顯示設定組合誤差的必要性；¹⁹ 此外，(4) 式的技術無效率設定為時間趨勢項的一次與二次式函數，其對應的係數 α_l 與 α_u 皆達統計顯著水準，其呈現一正值與一負值，代表技術無效率隨時間呈現先下降而後上升的趨勢。²⁰

¹⁹ 本文亦採用採用 Coelli (1993)、Lee (1993) 與 Coelli (1995) 隨機邊界模式的檢定方法，針對技術無效率不存在之虛無假設進行檢定，假若 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ ，且虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ ，即無效率不存在，可建立檢定統計量 $\chi^2 = -2[\ln L(\gamma = 0) - \ln L(\gamma = \hat{\gamma})]$ ，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 模型。此檢定統計量為 66.88，它服從自由度為 1 之混合式卡方分配 (a mixture of Chi-square distribution)，並大於顯著水準 1% 下之臨界值 $\chi_{0.2}^2(1) = 5.41$ ，故棄卻無效率不存在之虛無假設，表示 (9) 式產出成長率迴歸式應包含無效率項。

²⁰ 本文亦另於 (9) 式加入虛擬變數代表 1997 年至 1998 年亞洲金融風暴發生期間，進行實證迴歸式之估計，其係數與各項指標值之估計結果與表 3 至表 5 的結果相似，且亞洲金融風暴之係數不顯著異於零。

表 3 迴歸係數估計值

變數	對應係數	估計值	標準誤
截距項	β_t	-0.0477*	0.0252
t	β_{tt}	-0.0002	0.0003
\dot{K}_{it}	β_1	-1.3269***	0.4352
\dot{M}_{it}	β_2	0.0768*	0.0417
\dot{H}_{it}	β_3	0.3636	0.2249
\dot{L}_{it}	β_5	3.5634***	1.0004
$\dot{K}_{it} \ln K_{it}$	β_{11}	0.0547	0.0609
$\dot{M}_{it} \ln K_{it} + \dot{K}_{it} \ln M_{it}$	β_{12}	-0.0313***	0.0085
$\dot{H}_{it} \ln K_{it} + \dot{K}_{it} \ln H_{it}$	β_{13}	0.0269	0.0318
$\dot{K}_{it} \ln Y_{i0}$	β_{14}	0.0322	0.0696
$\dot{L}_{it} \ln K_{it} + \dot{K}_{it} \ln L_{it}$	β_{15}	-0.0100	0.0276
$\dot{M}_{it} \ln M_{it}$	β_{22}	-0.0025***	0.0009
$\dot{H}_{it} \ln M_{it} + \dot{M}_{it} \ln H_{it}$	β_{23}	0.0445***	0.0111
$\dot{M}_{it} \ln Y_{i0}$	β_{24}	0.0143	0.0098
$\dot{L}_{it} \ln M_{it} + \dot{M}_{it} \ln L_{it}$	β_{25}	0.0115	0.0075
$\dot{H}_{it} \ln H_{it}$	β_{33}	-0.0373	0.0405
$\dot{H}_{it} \ln Y_{i0}$	β_{34}	-0.0419	0.0320
$\dot{L}_{it} \ln H_{it} + \dot{H}_{it} \ln L_{it}$	β_{35}	-0.0043	0.0205
$\dot{L}_{it} \ln Y_{i0}$	β_{45}	-0.3740***	0.0493
$\dot{L}_{it} \ln L_{it}$	β_{55}	0.4055***	0.0839
$\ln K_{it} + t\dot{K}_{it}$	β_{t1}	0.0048	0.0031
$\ln M_{it} + t\dot{M}_{it}$	β_{t2}	-0.0014	0.0010
$\ln H_{it} + t\dot{H}_{it}$	β_{t3}	0.0018	0.0024
$\ln Y_{i0}$	β_{t4}	0.0021	0.0036
$\ln L_{it} + t\dot{L}_{it}$	β_{t5}	-0.0084***	0.0023

(9) 式成長率迴歸方程式

表 3 迴歸係數估計值 (續前頁)

	變數	對應係數	估計值	標準誤
	σ_v	σ_v	0.0354***	0.0007
	σ_u	σ_u	0.1166***	0.0336
(4) 式技術無效率函數	t	α_t	0.9545**	0.4704
	t^2	α_{tt}	-0.3600***	0.1176
log-likelihood			2774.1024	

資料來源：本研究整理。

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

由於總體生產函數設定為 translog 型式，無法只根據一次項要素投入變數的係數估計值，故判斷個別要素投入對產出的影響，必須利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，稍後詳談。此地藉由各要素投入的交乘項係數估計值之正負符號，初步觀測在生產過程中兩種要素投入間屬於替代或互補之關係，以驗證既有文獻之論點。

實體資本 (K) 與金融發展程度 (M) 之交乘項係數 $\beta_{12} < 0$ ，顯示兩者存在顯著替代關係，支持 Shaw (1973) 的觀點，而不支持 McKinnon (1973) 之互補關係，²¹ 亦與 Fry (1978) 實證結果類似；實體資本 (K) 與人力資本 (H) 之交乘項係數 $\beta_{13} > 0$ ，隱含著兩者間具有顯著互補性，表示經濟成長的過程中，產生邊做邊學的效果，即認為知識的獲得與經歷來自於資本存量的累積，此結果同於內生成長理論，但異於 Duffy and Papageorgiou (2000) 與 Evans et al. (2002)。

金融發展程度 (M) 與人力資本 (H) 之交乘項係數 $\beta_{23} > 0$ ，兩者間存在顯著互補關係，代表著金融發展的同時，有助於家計單位從金融機構獲得所需的資金，以累積人力資本；而累積人力資本的同

²¹ Shaw (1973) 藉由債務中介的觀點 (the debt intermediation view) 來看，金融發展與實質資本之間應為替代關係，而 McKinnon (1973) 提出了不同的看法，係認為金融發展與資本之間應為互補關係。

時，亦會提升金融市場之發展，此結果與 Evans et al. (2002) 相同。其餘要素交乘項係數因未達統計顯著水準，故省略之。

欲檢視新古典成長理論之收斂假說是否成立，端視起始所得 (Y_0) 係數值為正或負，若為負值表示支持收斂假說；若為正值則表示經濟體系呈發散現象。首先，在起始所得 (Y_0) 與其他要素投入之交乘項係數方面，僅 $\beta_{45} < 0$ 達統計顯著，顯示著重勞動力累積的經濟體，易呈現所得收斂情形，顯示勞動力密集度高的低度開發國家傾向支持收斂假說，與 Evans et al. (2002) 之結論相左。利用 (9) 式對起始所得水準取偏微分，檢測所得收斂條件：

$$\frac{\partial \dot{Y}_t}{\partial Y_{i0}} = \beta_{14} \frac{1}{Y_{i0}} + \beta_{14} \dot{K}_t \frac{1}{Y_{i0}} + \beta_{24} \dot{M}_t \frac{1}{Y_{i0}} + \beta_{34} \dot{H}_t \frac{1}{Y_{i0}} + \beta_{45} \dot{L}_t \frac{1}{Y_{i0}} \quad (15)$$

計算 (15) 式時，各變數均以樣本平均值代入，係數則以估計值代入；如此，可進而計算此偏微分值的估計標準誤，以利從事顯著性檢定。為深入了解不同經濟發展程度的國家，是否皆支持收斂假說，針對三個不同所得群組分別計算，結果置於表 4。

根據表 4，全體國家之偏微分估計值為 -2.87E-14，達到統計顯著，由於其為負，顯示平均而言，各樣本國家的所得水準呈現收斂現象，即收斂假說成立，此不同於 Evans et al. (2002)。值得注意者，個別所得群組的表現出現不一致之情形，以低、中所得國家之經濟體的所得水準皆呈現顯著收斂現象，高所得國家估計值雖為負值，但未達統計顯著。此外，低所得國家估計值之絕對值高於中所得國家，顯示低所得國家之收斂速度應較快，此與 Ho (2006) 發現所得在最低區間的國家不存在顯著收斂趨勢的結果相異。²²

²² Ho (2006) 利用門檻模型分析 1969 年至 2003 年 121 個國家與美國 48 州等兩組樣本資料之不同所得水準的收斂情形，研究結果發現不同門檻值確實會對收斂過程產生影響，且在最低所得區間不存在顯著收斂趨勢，一但所得水準越過最低區間，低所得水準經濟體的成長率則會追趕上富有國家。該文不考慮人力資本與金融發展對經濟成長之影響，且未探討各國技術效率與 TFP 成長率之議題。

表 4 起始所得對成長率之影響

所得群組 (樣本數)	$\partial \dot{Y}_it / \partial Y_{i0}$	
	估計值	標準誤
低所得國家 (400)	-6.7420E-13***	1.8554E-13
中所得國家 (600)	-1.3239E-13***	3.9458E-14
高所得國家 (480)	-2.3662E-15	4.1964E-15
全部樣本國家 (1,480)	-2.8732E-14***	1.1019E-14

資料來源：本研究整理。

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

5.2 要素投入之產量彈性

各要素產量彈性包括實體資本、金融發展、人力資本與勞動力等四種，仿照 (15) 式之計算方式，得到三群組的估計值並置於表 5。整體而言，實體資本的產量彈性估計值皆達到統計顯著，全體國家平均值等於 0.6940，表示一國的資本存量若增加 1%，總產量約可增加 0.69%；比較個別群組的估計值，均為正且小於 1，以高所得國家的 0.8628 最高，並隨所得水準愈低而下降。根據表 2 樣本統計量，雖低、中所得國家之資本存量相對於高所得國家而言其投入較少，在一般新古典理論上應具有較高的資本邊際產量，但對照人力資本水準，低、中所得國家平均值分別為 22.10% 與 54.50%，遠低於高所得國家平均值之 99.66%，可能如 Lucas (1990) 所言，因人力資本之不足造成低、中所得國家資本存量之邊際產量無法提升所致。²³

²³ Lucas (1990) 探討窮、富國之資本移動問題時，以 1988 年印度與美國為例，發現實際現象中窮國雖屬於資本投入較少的國家，其資本邊際產量可能低於富國，或未見跨國資本大量由富國流向窮國之情形，該文提出可能原因有二：第一，忽略窮、富國勞動品質，以及每員工的人力資本與其外部性之差異；第二，國際資本市場並不完美，存在國家政治上之風險。後續學者延伸此研究議題，陸續藉由技術水準的差異、其他生產因素之缺乏、政府政策與體制結構等國家基本面因素，或透過主權風險與不對稱訊息等不完美資本市場因素，探討窮、富國資本邊際產量與其流向之差異議題，如 King and Rebelo (1993)、Tornell and Velasco (1992) 與 Alfaro et al. (2008) 等。

表 5 各要素投入之產量彈性估計值

	全體樣本國家	低所得國家	中所得國家	高所得國家
資本產量彈性	0.6940*** (0.0328)	0.4934*** (0.0420)	0.6927*** (0.0310)	0.8628** (0.0624)
金融產量彈性	-0.0366*** (0.0062)	-0.0371*** (0.0068)	-0.0333*** (0.0064)	-0.0403** (0.0099)
人力資本產量彈性	0.0104 (0.0178)	0.0502** (0.0217)	0.0063 (0.0185)	-0.0177 (0.0300)
勞動力產量彈性	0.6204*** (0.0901)	1.3969*** (0.0909)	0.6638*** (0.0884)	-0.0810 (0.1444)
規模彈性	1.2882*** (0.0930)	1.9034*** (0.1017)	1.3294*** (0.0920)	0.7238*** (0.1472)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括號內數字為標準誤。

2. *、** 與 *** 分別代表達 10%、5% 與 1% 之顯著水準，顯著異於零。

在金融產量彈性估計值方面，亦皆達到統計顯著，全體樣本國家平均值為 -0.0366，表示一國金融發展程度若增加 1%，總產量減少約 0.04%，個別所得群組國家亦皆出現負向影響。本文係以國內信用占 GDP 的比率，作為金融發展程度，其中國內信用係指銀行對私部門的放款部位，實證結果發現銀行對私部門的放款占 GDP 的比率愈高，不利於國家總產出的提升，隱含各國銀行體系未能將儲蓄者的可貸資金，有效移轉至生產用途從而創造經濟成長。運作不良的銀行體系所產生的資訊不對稱問題，不僅會使儲蓄者的資金被誤用，易造成逾期放款增加，甚至可能影響整體經濟的穩定，此結果同於 De Gregorio and Guidotti (1995) 與 Khan and Senhadji (2003) 等。

在人力資本產量彈性方面，全體國家估計值雖未達統計顯著水準，但低所得國家估計值為 0.0502 且達到統計顯著，該群組國家若人力資本增加 1%，總產量將增加約 0.05%，顯示人力資本對低所得經濟成長有正向貢獻；其餘兩群組的估計值都未達到統計顯著，上述結果可根據表 2 變數的樣本統計量進一步說明。本文使用

的人力資本指標為各國中等學校入學率，低所得國家僅及 22.10%，人力資本累積偏低，故其最後一單位人力資本之邊際生產力較高，若能普遍提升國民教育程度，將有助於提高該國總產量。反觀高所得國家的成員國大多是已開發國家，不但科技較為發達，所需使用的技術較為專業外，教育水準也普遍較高，導致中等學校入學率指標不易對這些國家的產出有顯著貢獻；換言之，此變數之於高所得國家可能不是一個很好的人力資本指標。

在勞動力產量彈性方面，除高所得國家外，皆為正且達到統計顯著，全體國家估計值為 0.6204，而以低所得國家的 1.3969 最高，低所得國家勞動力若增加 1%，總產量約可增加 1.40%，可能原因為其生產方式偏向勞力密集所致，其次為中所得國家的 0.6638；然而，高資本密集度的高所得國家，其勞動的產量彈性為負但未達統計顯著。

綜而言之，高所得國家因享有較高的資本邊際生產力，其對產量的提升具有相當助益；反觀中、低所得國家若欲提高其國民所得水準，則可朝向增加實體資本與其效能以及勞動素質，藉由國民教育的推廣以提升人力資本。

規模彈性係將四項要素產量彈性相加而得，由於低所得與中所得國家的規模彈性估計值皆大於 1，表示這兩群組中的國家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；反觀高所得國家的規模彈性小於 1，表示生產規模相對產出水準已顯過大，必須透過要素投入的減少或要素品質的提高，才能降低長期平均成本。

5.3 TFP 成長之決定因素

再度利用迴歸係數估計值與其估計共變異數矩陣，配合各變數的樣本平均值，可計算 (11) 式與 (13) 式樣本國家的技術效率、TFP 變動率以及三個分解細項之估計值與標準誤，據以進行顯著性檢

定，結果置於表 6。全體國家之技術效率平均值為 0.9215，表示平均而言，各國實際產出水準，已達最大潛在產出水準的 92.15%，個別所得群組中以高所得國家最高，中所得國家最低，但彼此間差異不大。由於三個群組的平均技術效率皆達 0.90 以上，顯示各國技術無效率情況不算太嚴重。

依據 TFP 變動率分解結果，全體樣本國家平均技術變動率等於 0.0268，且達統計顯著，表示整體而言存在技術進步，生產邊界平均每年提高約 2.68%，對 TFP 成長具有正向助益。其中以高所得國家的進步速度最快，每年平均達 4.07%，其次為中所得國家的 2.66%，低所得國家最慢且未達統計顯著。一般而言，高所得國家每年花在研發和教育等方面經費的支出，高於中低所得國家，而研發和教育經費的支出是促進一國生產技術進步最主要的原動力，本文的發現支持上述論點。

表 6 技術效率與 TFP 成長之分解

	全體樣本國家	低所得國家	中所得國家	高所得國家
技術效率	0.9215*** (0.0115)	0.9242*** (0.0108)	0.9088*** (0.0148)	0.9329*** (0.0086)
技術變動率	0.0268*** (0.0089)	0.0104 (0.0079)	0.0266*** (0.0087)	0.0407*** (0.0103)
規模效果	0.0084*** (0.0026)	0.0253*** (0.0028)	0.0109*** (0.0029)	-0.0106 (0.0071)
技術效率變動率	-7.4211E-17 (7.4785E-16)	-7.1512E-17 (7.2040E-16)	-8.6788E-17 (8.7588E-16)	-6.3068E-17 (6.3456E-16)
TFP 變動率	0.0352*** (0.0095)	0.0357*** (0.0094)	0.0375*** (0.0096)	0.0301*** (0.0109)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括號內數字為標準誤。

2. *、** 與 *** 分別代表達 10%、5% 與 1% 之顯著水準，顯著異於零。

全體國家平均規模效果為 0.0084 且達到統計顯著，每年促使 TFP 成長 0.84%。個別所得群組中以低、中所得國家具有顯著正向

規模效果，主因這兩群組國家享有規模經濟（參見表 5），藉由擴大生產規模得以加強規模效果，並對 TFP 成長產生助益；高所得國家的平均規模效果為負但未達統計顯著，顯示其未具有規模效果，故若能改善規模效果，將有助於提升 TFP 成長率，而改善規模效果的方式，係依據高所得國家的生產特性，對要素投入量進行調整。因此，根據表 5，高所得國家的規模彈性小於 1，具有規模報酬遞減的生產特性，此時若能減少要素投入量，即朝向縮減生產規模目標邁進，方能讓規模效果由負轉正，有助於帶動 TFP 之成長。

至於技術效率變動率的估計結果，不論是全體國家或是個別所得群組國家，此估計值皆不顯著的異於零，代表各國的技術效率未隨時間經過出現改善或惡化的變化，即未出現技術追趕 (technological catch-up) 的現象，此皆不同於 Wu (2004) 與 Kumbhakar and Wang (2005)。²⁴ 或許因為各群組的技術效率值已然很高，能夠繼續提升的空間有限所致。

將技術進步率、規模效果與技術效率變動等三種成份加總，可獲得國家 TFP 變動率估計值，全體國家之平均值為 0.0352，即 TFP 每年平均以 3.52% 的速度成長，主因生產技術呈現持續進步所致，該成份每年平均使 TFP 成長 2.68%，其次規模效果貢獻 0.84%，此同於 Wu (2004) 之樣本國家享有 TFP 正成長且技術進步為其主要成長因素之研究結果，但於 Kumbhakar and Wang (2005) 發現因生產技術逐年衰退致樣本國家 TFP 呈現負成長之結論相左。²⁵ 在不同所

²⁴ Wu (2004) 與 Kumbhakar and Wang (2005) 皆以 SFA 法進行國家 TFP 成長之分解，兩者提出樣本國家的技術效率逐年改善，即出現技術追趕的現象，前者利用 1980 年至 1997 年 16 個亞太經濟合作會議 (Asia Pacific Economic Cooperation, APEC) 成員國資料，後者則利用 1960 年至 1987 年 82 國家進行研究對象。本文亦以與 SFA 法進行分析，但不同的是同時納入金融發展程度與人力資本於總體生產函數、建構產出成長率模型以避免變數具有非定態性質問題，與針對起始所得的迴歸係數檢定收斂假說。

²⁵ Wu (2004) 研究發現各經濟體均享有 TFP 正成長，技術進步為其主要成長因素，其次為技術效率的改善，但不存在規模效果；而 Kumbhakar and Wang (2005) 則發現樣本國家平均 TFP 呈現負成長，導因於生產技術逐年衰退，規模效果沒有正向貢獻，但技術效率則逐年改善。

得群組中，以中所得國家之 TFP 成長速度最快，每年平均為 3.75%，其次為低所得國家的 3.57%，高所得國家則居末，此不同於陳谷荔與楊浩彥（2008）發現中低所得國家的生產力低於高所得國家之研究結果。²⁶ 在帶動個別所得群組 TFP 成長之主要因素方面，中、高所得國家皆為技術進步，低所得國家則以規模效果的貢獻最為卓著；技術效率改善所扮演的角色相當輕微。準此，為提升 TFP 成長率，高所得國家應優先改善規模效果，而低、中所得國家則以促進技術進步為優先目標。

6. 結論

本文蒐集 1980 年至 2000 年 74 個國家之平衡縱橫資料，利用隨機邊界 translog 生產函數，在變動規模報酬的假設下，將各變數取一階差分以消除非定態性質後，建構產出成長率模型，檢驗證假說並探討總要素生產力；根據 WDI 資料庫之所得分類標準，將樣本國家區分成低、中與高所得水準三群組，進行跨國比較與分析。

根據迴歸係數估計結果，實體資本與金融發展指標間存在顯著替代關係，實體資本與人力資本間具有顯著互補性，表示有邊做邊學現象。金融發展指標與人力資本間存在顯著互補關係，代表提升金融發展的同時，亦有助於人力資本之累積。此外，技術無效率隨時間呈現先下降而後上升的趨勢，三個所得群組國家之技術效率值皆達 0.90 以上，而以高所得國家的表現最佳。

在所得收斂條件之檢測方面，根據起始所得水準之偏微分結果，低、中所得國家之所得水準皆出現顯著收斂現象，而以低所得

²⁶ 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，進行生產力之推估。本文研究方法與上文不同之處，係以 SFA 法建構產出成長率模型，同時納入人力資本與金融發展，並驗證所得收斂假說。

國家之收斂速度最快；高所得國家估計值雖亦為負值但未達顯著水準。

無論所得水準高或低的國家，皆發現金融發展程度愈高，愈不利產出水準的提高，隱含各國銀行體系的運作尚有改善空間。人力資本與勞動力對總產出的貢獻，以低所得國家最為顯著；低、中所得國家享有規模經濟，若繼續擴大生產規模將有助於降低長期平均成本，而高所得國家則處於規模報酬遞減階段。

最後，藉由 TFP 成長率的觀點，深入了解不同所得水準國家之成長來源與改善方向，以提供各國改善之參考方向。全體國家 TFP 每年平均以 3.52% 的速度成長，主要動能來自生產技術的進步，每年平均使 TFP 上升 2.68%，規模效果對 TFP 成長貢獻 0.84%，而技術效率的角色極輕。中所得國家之 TFP 成長速度最快，其次為低所得國家，高所得國家居末。中、高所得國家皆以技術進步為主要成長來源，低所得國家則以規模效果的貢獻最大。

附錄

附表 1 縱橫資料單根檢定統計量

變數 / 樣本資料	檢定統計值	P 值
實質 GDP 之對數值 ($\ln Y$)	39.2342	1.0000
實質資本存量之對數值 ($\ln K$)	82.1623	1.0000
金融發展程度之對數值 ($\ln M$)	159.2191	0.2499
人力資本之對數值 ($\ln H$)	102.5474	0.9983
勞動力之對數值 ($\ln L$)	119.6651	0.9578
樣本數	1,554	
觀測數	1,406	

資料來源：本研究整理。

- 說明：1. 以全部樣本國家資料進行檢定，其迴歸方程式包含截距項，檢定統計值係利用 Fisher 卡方分配進行顯著性檢定。
 2. 上述檢定值皆無法顯著拒絕該變數具有單根之虛無假設。

參考文獻

- 行政院主計總處 Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan (2009), 「總體統計資料庫」 “Macro statistical database”, <http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp>。
- 世界銀行 The World Bank (2009), 「世界發展指標」 “World Development Indicators”, <http://data.worldbank.org/products/wdi>。
- 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)
- 聯合國教育、科學與文化組織 United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (2009), 「聯合國教科文組織統計研究所資料庫」 “UNESCO Institute for Statistics”, <http://www.uis.unesco.org/Pages/default.aspx>。
- Aghion, P., P. Howitt and D. Mayer-Foulkes (2005), “The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence,” *The Quarterly Journal of Economics*, 120:1, 173-222.
- Alfaro, L., S. Kalemli-Ozcan and V. Volosovych (2008), “Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation,” *The Review of Economics and Statistics*, 90:2, 347-368.
- Arestis, P. and P. O. Demetriades (1997), “Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence,” *The Economic Journal*, 107:442, 783-799.
- Arestis, P., P. O. Demetriades and K. B. Luintel (2001), “Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets,”

- Journal of Money, Credit and Banking*, 33:1, 16-41.
- Barro, R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *The Quarterly Journal of Economics*, 106:2, 407-443.
- Barro, R. J. (2001), "Human Capital and Growth," *The American Economic Review*, 91:2, 12-17.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1992), "Convergence," *Journal of Political Economy*, 100:2, 223-251.
- 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.
- Baumol, W. J. (1986), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show?" *The American Economic Review*, 76:5, 1072-1085.
- Beck, T., R. Levine and N. Loayza (2000), "Finance and the Sources of Growth," *Journal of Financial Economics*, 58:1-2, 261-300.
- Benhabib, J. and M. M. Spiegel (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-Country Data," *Journal of Monetary Economics*, 34:2, 143-173.
- Benhabib, J. and M. M. Spiegel (2000), "The Role of Financial Development in Growth and Investment," *Journal of Economic Growth*, 5:4, 341-360.
- Bernard, A. B. and C. I. Jones (1996), "Technology and Convergence," *The Economic Journal*, 106:437, 1037-1044.
- Berthélemy, J. C. and A. Varoudakis (1995), "Thresholds in Financial Development and Economic Growth," *The Manchester School*, 63:S1, 70-84.

- Caselli, F., G. Esquivel and F. Lefort (1996), "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics," *Journal of Economic Growth*, 1:3, 363-389.
- Coelli, T. (1993), "Finite Sample Properties of Stochastic Frontier Estimators and Associated Test Statistics," University of New England Working Paper No. 70.
- Coelli, T. (1995), "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, 6:3, 247-268.
- 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.
- De Gregorio, J. and P. E. Guidotti (1995), "Financial Development and Economic Growth," *World Development*, 23:3, 433-448.
- De Long, J. B. (1988), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment," *The American Economic Review*, 78:5, 1138-1154.
- Di Liberto, A., F. Pigliaru and R. Mura (2008), "How to Measure the Unobservable: A Panel Technique for the Analysis of TFP Convergence," *Oxford Economic Papers*, 60:2, 343-368.
- Dowrick, S. and D. T. Nguyen (1989), "OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence," *The American Economic Review*, 79:5, 1010-1030.
- Duffy, J. and C. Papageorgiou (2000), "A Cross-Country Empirical Investigation of the Aggregate Production Function Specification," *Journal of Economic Growth*, 5:1, 87-120.
- Durlauf, S. N. and P. A. Johnston (1995), "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior," *Journal of Applied Econometrics*, 10:4, 365-384.
- Easterly, W., M. Kremer, L. Pritchett and L. H. Summers (1993), "Good

- Policy or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks,” *Journal of Monetary Economics*, 32:3, 459-483.
- 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.
- Evans, P. (1998), “Using Panel Data to Evaluate Growth Theories,” *International Economic Review*, 39:2, 295-306.
- Färe, R., S. Grosskopf and D. Margaritis (2006), “Productivity Growth and Convergence in the European Union,” *Journal of Productivity Analysis*, 25:1-2, 111-141.
- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994), “Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries,” *The American Economic Review*, 84:1, 66-83.
- Fry, M. J. (1978), “Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 10:4, 464-475.
- Goldsmith, R. W. (1969), *Financial Structure and Development*, New Haven: Yale University Press.
- Greene, W. H. (2002), *Econometric Analysis*, Fifth Edition, New Jersey: Prentice Hall.
- Hansen, B. E. (2000), “Sample Splitting and Threshold Estimation,” *Econometrica*, 68:3, 575-603.
- Harris, R. D. F. (1997), “Stock Markets and Development: A Re-Assessment,” *European Economic Review*, 41:1, 139-146.
- Hasan, M. A. and S. F. Mahmud (1993), “Is Money an Omitted Variable in the Production Function? Some Further Results,” *Empirical Economics*, 18:3, 431-445.
- Henderson, D. J. and R. R. Russell (2005), “Human Capital and Convergence: A Production-Frontier Approach,” *International*

Economic Review, 46:4, 1167-1205.

Ho, T. W. (2006), "Income Thresholds and Growth Convergence: A Panel Data Approach," *The Manchester School*, 74:2, 170-189.

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.

Huang, H. C. (2005), "Diverging Evidence of Convergence Hypothesis," *Journal of Macroeconomics*, 27:2, 233-255.

Islam, N. (1995), "Growth Empirics: A Panel Data Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, 110:4, 1127-1170.

Islam, N. (2003), "Productivity Dynamics in a Large Sample of Countries: A Panel Study," *Review of Income and Wealth*, 49:2, 247-272.

Kaminsky, G. L. and C. M. Reinhart (1999), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," *The American Economic Review*, 89:3, 473-500.

Khan, M. S. and A. S. Senhadji (2003), "Financial Development and Economic Growth: A Review and New Evidence," *Journal of African Economies*, 12: suppl 2, ii89-ii110.

King, R. G. and R. Levine (1993a), "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right," *The Quarterly Journal of Economics*, 108:3, 717-737.

King, R. G. and R. Levine (1993b), "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence," *Journal of Monetary Economics*, 32:3, 513-542.

King, R. G. and R. Levine (1994), "Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 259-292.

King, R. G. and S. T. Rebelo (1993), "Transitional Dynamics and Economic Growth in the Neoclassical Model," *The American Economic Review*, 83:4, 908-931.

- Kneller, R. and P. A. Stevens (2003), "The Specification of the Aggregate Production Function in the Presence of Inefficiency," *Economics Letters*, 81:2, 223-226.
- 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. Knox Lovell (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. C. and H. J. Wang (2005), "Estimation of Growth Convergence Using a Stochastic Production Frontier Approach," *Economics Letters*, 88:3, 300-305.
- 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. Knox Lovell and S. S. Schmidt, 237-255, New York: Oxford University Press.
- Levine, R. (1997), "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda," *Journal of Economic Literature*, 35:2, 668-726.
- Levine, R., N. Loayza and T. Beck (2000), "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics*, 46:1, 31-77.
- Levine, R. and D. Renelt (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," *The American Economic Review*, 82:4, 942-963.

- Levine, R. and S. Zervos (1998), "Stock Markets, Banks and Economic Growth," *The American Economic Review*, 88:3, 537-558.
- Liu, Z. and T. Stengos (1999), "Non-Linearities in Cross-Country Growth Regressions: A Semiparametric Approach," *Journal of Applied Econometrics*, 14:5, 527-538.
- Lozano-Vivas, A. and J. T. Pastor (2006), "Relating Macro-economic Efficiency to Financial Efficiency: A Comparison of Fifteen OECD Countries over an Eighteen Year Period," *Journal of Productivity Analysis*, 25:1-2, 67-78.
- Lucas, R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22:1, 3-42.
- Lucas, R. E. (1990), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?" *The American Economic Review*, 80:2, 92-96.
- Maddala, G. S. and S. Wu (2000), "Cross-Country Growth Regressions: Problems of Heterogeneity, Stability and Interpretation," *Applied Economics*, 32:5, 635-642.
- Mahmud, S. F. (1997), "Money in Production Function: Some Further Results," *Pakistan Economic and Social Review*, 35:1, 1-9.
- Mankiw, N. G., D. Romer and D. N. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, 107:2, 407-437.
- Margaritis, D., R. Färe and S. Grosskopf (2007), "Productivity, Convergence and Policy: A Study of OECD Countries and Industries," *Journal of Productivity Analysis*, 28:1-2, 87-105.
- McKinnon, R. I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington D.C.: Brookings Institution Press.
- Miller, S. M. and M. P. Upadhyay (2000), "The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity," *Journal of Development Economics*, 63:2, 399-423.

- Minier, J. A. (2003), "Are Small Stock Markets Different?" *Journal of Monetary Economics*, 50:7, 1593-1602.
- Quah, D. (1993), "Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis," *The Scandinavian Journal of Economics*, 95:4, 427-443.
- Ray, S. C. and E. Desli (1997), "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment," *The American Economic Review*, 87:5, 1033-1039.
- Romer, P. M. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94:5, 1002-1037.
- Sala-i-Martin, X. X. (1996), "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence," *European Economic Review*, 40:6, 1325-1352.
- Shaw, E. S. (1973), *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press.
- Shen, C. H. and C. C. Lee (2006), "Same Financial Development yet Different Economic Growth-Why?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38:7, 1907-1944.
- Solow, R. M. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function," *The Review of Economics and Statistics*, 39:3, 312-320.
- Temple, J. R. W. (1998), "Robustness Test of the Augmented Solow Model," *Journal of Applied Econometrics*, 13:4, 361-375.
- Tornell, A. and A. Velasco (1992), "The Tragedy of the Commons and Economic Growth, Why Does Capital Flow from Poor to Rich Countries?" *Journal of Political Economy*, 100:6, 1208-1231.
- Wu, Y. (2004), "Openness, Productivity and Growth in the APEC Economies," *Empirical Economics*, 29:3, 593-604.
- Young, A. (1992), "A Tale of Two Cities: Factor Accumulation and Technical Change in Hong Kong and Singapore," *NBER Macroeconomic Annual*, 7, 13-64.

Young, A. (1995), "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *The Quarterly Journal of Economics*, 110:3, 641-680.

Applying the Stochastic Frontier Model to Test the Convergence Hypothesis: The Interrelationships among Human Capital, Financial Development, and Economic Growth

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

Abstract

This study applies the stochastic translog production frontier under variable returns to scale to investigate the effects of initial income, capital stock, financial development, human capital, and labor on a country's economic growth, in which each variable is transformed by taking the first difference in order to delete any inherent non-stationarity. This modeling tests the convergence hypothesis and decomposes productivity change into various elements. We collect data from 74 countries, covering 1980-2000, and find evidence that capital stock and human capital are complements, and that financial development is a substitute for human capital, but a complement for human capital. This study supports the convergence hypothesis through low and middle-income countries, whereby the speed of convergence in low-income countries is faster than in middle-income countries, while this study rejects the hypothesis for high-income countries. We note that the marginal productivity of capital of high-income countries is the highest, and that the marginal productivities of labor and human capital of low-income countries are the highest. Moreover, the average growth rate of total factor productivity for the sample states is equal to 3.52% per annum.

Keywords: Convergence Hypothesis, Marginal Productivity, Technical Efficiency, Total Factor Productivity, Stochastic Frontier Approach

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. Yen-Lin Lin, Department of Economics, National Chengchi University, No. 64, Sec. 2, ZhiNan Rd., Wenshan Dist., Taipei City 11605, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-29393091, E-mail: 94258007@nccu.edu.tw.

Received 20 September 2011; revised 14 December 2011; accepted 19 November 2012.