我國與東亞諸國總體生產效率與生產力之研究

黃台心・陳盈秀・王美惠*

本文以1985年至2003年東亞10國的總體生產函數爲研究對象, 建構產出成長率模型, 將人力資本與金融發展指標視爲要素投入, 同時考慮生產效率與生產力。利用估計的生產邊界函數, 分解總要素生產力變動率成爲三種成份, 探討主要決定因素。結果發現東亞10國平均規模彈性爲0.7933, 處於規模報酬遞減階段; 平均技術效率顯示實際產出水準達到潛在產出水準的91%; 總要素生產力每年平均以6.57%的速度衰退, 其中生產技術每年平均進步1.85%, 技術效率平均每年惡化1.7%, 生產規模不當導致總要素生產力變動率每年平均減少6.72%。樣本國家若欲提升總要素生產力變動率, 調整生產規模至最適規模與改善生產效率爲當務之急, 其次須鼓勵研發, 加速技術進步率。個別國家以香港、馬來西亞、菲律賓、新加坡與台灣總要素生產力爲正成長, 技術進步是主要動力。

關鍵詞: 生產效率, 生產力, 總要素生產力, 產量彈性
JEL 分類代號: C23, D24, O47, O53

1 前言

在總體經濟學領域中, 一國經濟成長的決定因素是極爲重要的議題。早期的成長理論認爲投資與儲蓄是促進經濟成長的重要因素, 直至 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爲兩部分, 一爲生產要素投入的增加, 另一爲生產技術或生產力的突

*作者分別爲國立政治大學金融學系教授、元培科技大學財務金融學系助理教授生與淡江大學財務金融學系副教授。作者們由衷感謝主編與三位匿名評審教授細心指正與寶貴建議, 使本文內容更加完善。

臺灣大學社會科學院
期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 37:4 (2009), 379–414。
國立台灣大學經濟學系出版

破與提昇。Solow 模型認爲技術進步才是維持經濟成長的主要因素, 且各國的所得水準終會收斂至穩定狀態 (steady state), 即爲收斂假說 (convergence hypothesis)。然而, Solow 模型假設技術進步爲外生變數, 故無法解釋技術進步的來源爲何。Lucas (1988) 與 Romer (1986) 提出內生成長理論或新成長理論, 納入知識或人力資本累積的規模報酬遞增特性, 將技術進步視爲內生決定。至此, 否定收斂假說。

爾後, 學者們針對如何提升技術進步或生產力, 提出各種內生成長模型。[1] 內生成長理論所描述的經濟現象較傳統成長理論來得廣泛, 因此愈來愈多實證文獻採用之, 探討一國經濟成長的影響因素。舉例來說, 一國勞動之教育程度提升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, 許多學者採用跨國資料驗證此論點 (Barro, 1991, 2001; Islam, 1995; Kumbhakar and Wang, 2005; Liu and Stengos, 1999; Mankiw et al., 1992)。此外, 部份學者則提出人力資本對要素投入的生產力亦具有正向貢獻 (Benhabib and Spiegel, 1994; Henderson and Russell, 2005; Miller and Upadhyay, 2000)。

除此之外, 一國金融發展與經濟成長間緊密的關係亦不可忽視, 自 Goldsmith (1969)、Mckinnon (1973) 與 Shaw (1973) 以來, 此類的議題受到廣泛的討論,[2] 大多認爲健全的金融體系與市場可降低交易與資訊成本, 促進廠商資本有效調動以及刺激技術研發與產品創新, 有助於經濟成長與實體資本累積, 並增進經濟效率與要素生產力 (King and Levine, 1993a,b; Levine et al., 2000)。此外, Levine and Zervos (1998) 提出完善的銀行與股票市場亦對經濟發展具有相當程度的影響力。上述文獻皆分開討論人力資本或金融發展對國家經濟成長的影響, 而 De Gregorio and Guidotti (1995)、Beck et al. (2000) 與 Evans et al. (2002) 則進行同時包含兩者的綜合分析; 本文亦採類似的做法, 將人力資本與金融發展指標視爲要素投入,

[1]在內生成長理論中, 除經濟成長率係由模型內生決定外, 並假設資本的邊際報酬具有非遞減特性, 學者們提出各種理論加以支持。除 Lucas (1988) 的人力資本模型與 Romer (1986) 的邊做邊學 (learning by doing) 模型外, 尚有 Barro (1990) 所提出的政府支出模型, 以及 Romer (1990) 內生技術進步模型, 皆係由不同角度說明技術進步與經濟成長持續提升的原因。

[2]Levine (1997) 針對金融發展對經濟成長的影響有完整的介紹。

臺灣大學學術期刊資料庫

且將迴歸模型設定爲成長率形式, 不同之處有二: 一爲 Evans et al. (2002) 總體生產函數的設定加入一階齊次條件, 恐與實際現象不相符, 故本文予以放寬; 二爲導入個體經濟學的生產效率與生產力之觀點, 視國家爲廠商, 由於各國制度不盡相同, 導致資源運用效率有所差異, 各國未必皆在生產邊界上進行生產, 故能估計與比較各國總體生產效率, 並深入瞭解生產力的組成因子。

在1960年代至1990年代中期, 亞洲四小龍或稱亞洲新興工業化國家 (newly industrialized countries, NICs), 指台灣、香港、南韓與新加坡, 展現驚人的經濟成長率; 其後東南亞國家聯盟 (Association of South East Asian Nations, ASEAN), 包括泰國、馬來西亞、印尼、菲律賓等, 以及近期的中國, 在經濟成長的表現亦相當亮眼。在1997年亞洲金融風暴發生前, 我國每年經濟成長率大致維持6%以上, 惟自該年以後, 不復往日盛況。反觀東亞諸國, 以中國與南韓的經濟表現較佳。在讚嘆此經濟奇蹟之前, 應先了解這些國家的快速成長, 主要原因是要素投入增加或生產力提昇 (技術進步) 的貢獻? 依據相關文獻如 Young (1992) 及 Krugman (1994) 等的分析, 東亞國家過去驚人的經濟成長, 主要歸因於要素投入的快速增加, 而生產力提昇的貢獻相對較少; 這種類型的經濟成長, 將會受到一國總資源數量的限制而無法持續。

Porter (1990) 將國家競爭力定義爲:「國家爲其產業創造良好的發展與成長環境, 進而使該國企業具備競爭優勢, 產業亦擁有國際競爭力之能力。」決定國家競爭力的因素包括廠商策略、產業結構和競爭、要素條件、需求條件和關聯性及支援性周邊產業等。從1989年起, 位於瑞士洛桑 (Lausanne) 的國際管理學院 (International Institute for Management Development, IMD), 於2004年對「國家競爭力」一詞所作之學術定義爲:「它是一個經濟知識的研究領域, 用來分析並找出一些事實與政策, 有助於培養一國開創與維持其企業蓬勃發展和人民福祉的優良環境。」IMD 認爲企業經營深受一國整體環境的影響, 某些國家的政府, 戮力營造一個良好環境, 提高該國企業的競爭力與永續發展。[3] 此外, 位於日內瓦的世界經濟論壇

[3]IMD 每年公佈《世界競爭力年報》(*The IMD World Competitiveness Yearbook*), 2004年總共針對60個國家或經濟體進行評比。

臺灣大學學術期刊資料庫

(World Economic Forum, WEF), 於1996年對國家競爭力所作之定義爲:「一個國家達到永續經濟成長及高國民平均所得目標的總體能力」。[4] 然而, 觀察東亞國家的競爭力指數排名與國內生產毛額 (gross domestic product, 簡稱 GDP) 成長率 (即經濟成長率) 等兩種指標的時間序列資料, 可以發現兩者關係呈現分歧現象, 即有些國家的競爭力排名逐年上升, 但經濟成長率卻逐年下降; 另有一些國家的競爭力名列前茅, 但是經濟成長率卻呈停滯現象; 還有一些國家的競爭力排名下降, 但經濟成長率進步迅速。

因此, 當我們研究各國的經濟成長問題時, 應對其生產效率與生產力深入研究, 因爲兩者聯合構成讓成長榮景得以持續的主要推手。一個經濟體如果具有生產效率, 一者可以節省資源的使用量, 或者可以讓總產出增加, 故其生產效率的提昇表示其實際生產點愈靠近生產邊界 (亦稱生產函數), 進而增加國民所得水準, 促進經濟福祉。目前文獻上討論生產力相關議題, 大多數探討的對象爲總要素生產力 (total factor productivity, 簡稱 TFP), 一個經濟體的生產力提昇, 代表它的生產邊界隨時間逐漸上升, 即在相同要素投入組合下, 能夠生產更多產品, 即爲一般所稱的經濟成長。TFP 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, 故比較能夠眞實反映一國經濟提昇的情況。[5]

本文以總體生產函數爲研究對象, 著眼於它代表一國創造附加價值的整體能力, 蒐集東亞國家1985年至2003年的平衡縱橫資料 (balanced panel data), 進行生產效率與生產力之研究, 特色有二: (1) 建構產出成長率模型, 將人力資本與金融發展指標視爲要素投入之一, 同時導入生產效率與生產力之觀點。如此, 不僅可以瞭解一國經濟成長、人力資本與金融發展之間

[4]WEF 將國家競爭力依不同定義, 分爲「成長競爭力指標」(growth competitiveness index, GCI) 和「企業競爭力指標」(business competitiveness index, BCI) 兩類具互補性指標。成長競爭力指標 (GCI) 彙總有助於一國中長期經濟持續成長的因素, 加權三大類指標 (總體經濟環境、科技與公共政策指標); 企業競爭力指標 (BCI) 則界定企業經營的環境因素與其品質, 加權二大類指標 (公司營運及策略、國家商業環境品質)。每年 WEF 公佈這兩類排名, 2004年總共針對104個國家或經濟體進行評比。

[5]TFP 定義爲總產量除以經加權平均的總要素投入量, 若某國只使用單一生產要素 — 勞動 (L), 可計算 TFP = GDP/L, 即平均一單位勞動投入可生產的數量, 而 TFP 變動率 = GDP 變動率減去 L 變動率。亦可藉由此式得知 TFP 成長率已扣除要素投入增加的因素。

期刊資料庫

的關係, 並可比較各國總體生產效率; (2) 藉由分解各國 TFP 成長率, 探討其主要變動來源爲何, 據以找出各國競爭優劣勢所在。

除第 1 節爲前言外, 第 2 節爲文獻回顧, 第 3 節推導理論模型, 建立包含生產效率的產出成長率模型, 並將總要素生產力成長率分解爲數種成份; 第 4 節推導迴歸模型與概似函數; 第 5 節爲資料處理, 介紹樣本資料的蒐集與變數定義; 第 6 節進行實證分析, 估計樣本國家的生產效率與總要素生產力變動率等各項課題; 最後一節爲結論與建議。

2 文獻回顧

有關研究國家總體生產力的文獻中, 最常被使用的估計方法爲成長會計分析法 (growth accounting approach), 此方法估計的 TFP 成長率爲一般所稱的 Solow residual。成長會計法的相關文獻如 Young (1992) 估計1970至1990年新加坡的平均 TFP 變動率爲負值, 香港 TFP 則呈現正成長; Young (1995) 擴展 Young (1992) 的研究對象, 除上述二經濟體外, 另加入南韓與台灣, 研究發現1966至1990年各經濟體平均 TFP 變動率皆爲正。此外, Fischer (1993) 利用1961至1988年86國資料, 包含非洲、亞洲與拉丁美洲等區域國家, 也採用成長會計法進行估計, 其中得到東亞國家之新加坡的 TFP 變動率爲負值, 台灣 TFP 呈現正成長的結論。[6]

Collins and Bosworth (1996) 則認爲強化教育有利於勞動素質的提升, 故將教育因素加入總合生產函數中, 採用1960至1994年的88國資料進行成長會計分析, 研究發現東亞國家 TFP 爲正成長; Hsieh (1999, 2002) 以南韓、香港、台灣與新加坡數年資料估計兩種 Solow residual: 一爲以要素數量成長率加權衡量的 primal Solow residual, 即一般所知的定義; 另一爲以要素價格變動率加權衡量的 dual Solow residual。[7] 依照理論推導出這兩

[6] Fischer (1993) 進一步利用迴歸分析發現物價膨脹對經濟成長具有負向影響, 而健全的財政制度與外匯市場對經濟成長則有正向貢獻。

[7] 以要素數量成長率加權衡量的 primal Solow residual $(SR_{primal}) = \hat{Y} - s_K \hat{K} - s_L \hat{L}$, 其中 $\hat{Y}$、$\hat{K}$ 與 $\hat{L}$ 分別爲總產出、資本與勞動的成長率, 要素所得份額爲 $s_K \equiv rK/Y$, $s_L \equiv wL/Y$, 其中 r 與 w 爲資本價格與薪資水準。以要素價格變動率加權衡量的 dual Solow residual $(SR_{dual}) = s_K \hat{r} + s_L \hat{w}$, 其中 $\hat{r}$ 與 $\hat{w}$ 爲資本價格與薪資水準變動率。

學術資料庫

種 Solow residual 應該相等, 然發現台灣與新加坡兩者估計結果不一致, 其中以新加坡差異最大。

除使用成長會計法進行國家生產力的研究外, Young (1994) 針對1970至1985年的118國平均每一勞動者的產出成長率進行橫斷面的迴歸分析, 研究發現資本成長對經濟成長有正向影響, 其中在東亞國家中, 香港的 TFP 成長率最高, 其次爲台灣與南韓, 而新加坡的 TFP 成長率近乎零。Marti (1996) 採用 Young (1994) 分析方法, 以1970至1990年的104國資料重新進行估計, 發現新加坡 TFP 爲正成長, 此結論與 Young (1994) 不同。

由於成長會計法是在固定規模報酬、中性技術進步 (neutral technical progress)、完全競爭市場以及利潤極大目標等假設下, 進行實證分析,[8] 此假設與實際現象不盡相符, 因此, 有部分學者試圖放寬上述假設, 重新進行相關議題的討論, 其中 Kim and Lau (1994) 採用 Hayami and Ruttan (1970) 提出的共同生產函數分析法 (meta-production function approach), 探討1960年中期至1990年四個東亞 NICs 經濟體, 與五個爲經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, 簡稱 OECD) 會員國,[9] 促進其經濟成長的主要來源, 研究發現 OECD 國家的經濟成長以技術進步成分居多, 而資本累積則是東亞 NICs 經濟成長的主要貢獻, 且無法拒絕其 TFP 成長率爲零的虛無假設, 此外, NICs 與 G-5 這兩個群組的生產技術不會趨於一致。

以上介紹之文獻皆將 TFP 成長視爲單純的技術進步, 沒有深入探究決定其成長的因素爲何, 以致無法獲得更多重要訊息。Han et al. (2002) 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), 考慮國家間生產技術的異質性問題, 並將 TFP 成長率分解爲技術效率改善與技術進步兩部分, 研究發現1987至1993年日本、香港、南韓與新加坡等國 TFP 呈現正成長, 主要歸因於技術效率改善, 惟在不同產業中其重要性不一致。Han et al. (2004)

[8]假設一經濟體的要素投入爲資本存量與勞動投入, 若經濟體發生技術進步後, 兩要素的邊際技術替代率沒有發生任何改變時, 稱此技術進步爲中性技術進步。

[9]四個東亞 NICs 經濟體分別爲南韓、香港、新加坡與台灣, 而五個 OECD 國家則爲法國、西德、日本、英國與美國, 合稱 G-5。

期刊資料庫

亦有類似結論。[10]

Wu (2004) 探討一經濟體國際貿易與投資的開放程度對經濟成長與技術效率之影響, 利用1980至1997年16個亞太經濟合作會議 (Asia Pacific Economic Cooperation, 簡稱 APEC) 成員國資料, 以隨機生產邊界法 (stochastic frontier approach, 簡稱 SFA) 進行實證估計, 並將 TFP 成長率分解爲技術進步、技術效率改善與規模效果等三部份, 研究發現各經濟體均享有 TFP 正成長, 技術進步爲其主要成長因素, 其次爲技術效率的改善, 但不存在規模效果。另外, 貿易開放程度對技術進步與技術效率具有正向影響。

Kumbhakar and Wang (2005) 將國家異質性與人力資本納入總體生產函數迴歸模型中, 亦採 SFA 法進行係數估計, 發現1960至1987年82國人力資本對產出水準有正向貢獻; 平均而言 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。本文採類似的分析方法, 但與上述兩篇文獻有兩點差異, 第一, 於總體生產函數設定中同時納入人力資本與金融發展指標; 第二, 迴歸模型由生產函數轉換爲產出成長率函數。

除上述談到的參數分析方法外, 另有部分文獻採用 Färe et al. (1994) 無參數分析方法進行估計,[11] 計算各樣本國家的 Malmquist 生產力指數,[12] 其優點在於無需指定生產或成本函數的型式, 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, 導致技術效率估計結果易受隨機因素所影響。例如 Chang and Luh (2000)、Cook and Uchida (2002)、Krüger (2003) 以及 Jeon and Sickles (2004) 等,[13] 此分析方法目前已廣泛被運用於管理和經濟學界。

---

[10] Han et al. (2004) 擴展 Han et al. (2002) 的研究對象, 除了日本、香港、南韓與新加坡, 另加入 OECD 國家, 以相同分析方法探討1970至1990年45國 TFP 成長的決定因素。

[11] Färe et al. (1994) 研究對象爲1979至1988年17個 OECD 國家。

[12] Malmquist 生產力成長指標首先是由 Caves et al. (1982) 提出。

[13] Chang and Luh (2000) 研究對象爲1970至1990年10個東亞國家與9個 APEC 國家; Cook and Uchida (2002) 研究對象爲1965至1990年30個國家, 包括7個東亞國家以及23個歐洲與美洲國家; Krüger (2003) 研究對象爲1960至1990年87個國家, 包括13個亞洲國家以及74個 OECD 與其他國家; Jeon and Sickles (2004) 研究對象爲1980至1995年10個東亞國家與17個 OECD 國家。

期刊資料庫

3 理論模型

理論模型從生產函數出發, 於第一小節將總體生產函數轉換爲成長率形式, 建構產出成長率模型, 並採用 translog 生產函數建構隨機生產邊界, 同時設定技術無效率型式; 第二小節推導 TFP 成長率, 將其分解爲技術進步、技術效率改善與規模效果三種成分。

3.1 總體生產函數與技術效率

文獻中經常使用成長會計法探討總體生產力, 此法優點爲計算簡單, 然須假設經濟體同時達到技術與配置效率以及生產函數具一階齊次性質, 恐與實情不符。另有部分文獻採用經濟計量方法, 修正無母數分析法的缺點, 將隨機干擾因素納入迴歸模型, 使技術效率估計結果不易受隨機因素之影響; 然因須指定生產或成本函數的型式, 故可能產生模型設定錯誤的問題。由於各國總體經濟活動, 不斷受到諸多不確定因子的衝擊, 若分析模型忽略這些因子, 恐無法獲得正確研究結果。職是之故, 本文採用經濟計量方法, 進行各國分析和比較, 採用具有伸縮性的 translog 函數型式, 可相當程度降低模型設定錯誤的問題。

令一國總體生產函數表爲

$$Y_{it} = f\left(X_{it}, t; \beta\right) e^{-u_{it}}, \tag{1}$$

式中各變數下標$i = 1, 2, \cdots, N$ 和 $t = 1, 2, \cdots, T$, 分別代表國家和時間別。Y_{it} 代表實際總體產出, $f(X_{it}, t; \beta)$ 爲生產函數, 亦稱爲最適產出或生產邊界, 其中 X_{it} 爲 $M \times 1$ 要素投入向量, t 爲時間趨勢項, β 爲對應的技術參數行向量, 須利用樣本資料推估。e 是數學的自然指數。u_{it} 爲非負值的隨機變數, 代表一國生產技術無效率程度, 其值愈大表示技術無效率愈高, 導致實際總產出 Y_{it} 距離生產邊界產出 $f(X_{it}, t; \beta)$ 愈遠; 反之, 其值愈小表示技術無效率愈低, 技術效率愈高。

將總體生產函數轉換成產出成長率函數, 先將 (1) 式取自然對數如下:

$$\ln Y_{it} = \ln f\left(X_{it}, t; \beta\right) - u_{it}, \tag{2}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

全微分 (2) 式後左右兩方同除以 dt, 可得產出成長率函數如下:

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

式中 $\dot{Y}_{it} = (dY_{it}/dt)/Y_{it}$ 代表產出成長率, $T\Delta_{it} = \partial \ln f/\partial t$ 代表技術變動率 (rate of technical change), 亦有學者稱之爲多要素生產力的成長率。η_{mit} 是第 m 生產要素的產量彈性, 定義爲 $\partial \ln f/\partial \ln X_{mit}$, $m = 1, \cdots, M$; $\dot{X}_{mit} = (dX_{mit}/dt)/X_{mit}$ 爲第 m 生產要素的成長率; $TE\Delta_{it} = -du_{it}/dt$ 爲技術效率的變動率。

由上述推導可知, 總體生產函數不事先假設爲一階齊次生產函數, 並納入生產效率之觀點, 應較能正確描述樣本國家的生產特性, 此點與 Evans et al. (2002) 不同。文獻上經常將原始迴歸方程式取一階差分進行實證分析, 舉例來說, 運用生產函數探討出口導引經濟成長的文章, 如 Moschos (1989)、Esfahani (1991)、Greenaway and Sapsford (1994)、Al-Yousif (1997) 和 Park and Prime (1997) 等均將總體變數的對數值取一階差分, 轉換爲成長率近似值形式。

依據 (3) 式, $T\Delta_{it}$ 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, 若 $T\Delta_{it}$ 小於零, 則有技術退步現象, 導致生產邊界向下移動。$TE\Delta_{it}$ 如果大於零, 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其生產邊界; 反之, 若 $TE\Delta_{it}$ 小於零, 表示該國的技術效率正在不斷惡化中, 實際產出逐漸遠離其生產邊界。

本文設定總體生產函數爲具有相當伸縮性且廣被運用的 translog 型式, 表爲:

$$\begin{aligned} \ln f(X_{it}, t; \beta) = {} & \beta_0 + \sum_{m=1}^{M} \beta_m \ln X_{mit} + \beta_t t \\ & + \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{M}\sum_{k=1}^{M} \beta_{mk} \ln X_{mit} \ln X_{kit} \\ & + \frac{1}{2}\beta_{tt} t^2 + \sum_{m=1}^{M} \beta_{tm} t \ln X_{mit}, \end{aligned} \tag{4}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

在生產函數的設定上, 額外放入時間趨勢項一次式 (t)、二次式 (t^2) 以及時間趨勢與要素投入的交乘項。至於技術無效率部份, 參考 Kumbhakar (1990) 的設定方法, 將其設定如下:

$$u_{it} = u_i \left[1 + \exp\left(\alpha_t t + \alpha_{tt} t^2\right)\right]^{-1} = u_i g_t \geq 0, \tag{5}$$

式中 u_i 假設爲一非負常態分配隨機變數, 該常態分配的平均數是零, 變異數爲 σ_u^2, 即假設爲半常態分配隨機變數, 表爲 $u_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$。$g_t$ 設定爲時間趨勢項的函數, 表示技術無效率可隨時間經過而改變, 它包含兩個待估計參數 α_t 與 α_{tt}。

有些文獻將技術無效率設定爲時間的函數, 例如 Cornwell et al. (1990) 設定技術無效率爲 $u_{it} = \Omega_{i1} + \Omega_{i2} t + \Omega_{i3} t^2$, Ω 是待估計的迴歸係數; Battese and Coelli (1992) 設定爲 $u_{it} = u_i g(t)$, 其中 $g(t) = \exp[-\gamma(t - T)]$, γ 爲待估計參數; 而 Lee and Schmidt (1993) 則設定 $g(t)$ 是時間虛擬變數。由此觀之, (5) 式的設定較具伸縮性。

根據 (4) 與 (5) 式設定, 可將 (3) 式各項導出, 其等式右邊第一項的技術變動率爲

$$T\Delta_{it} = \frac{\partial \ln f}{\partial t} = \beta_t + \beta_{tt} t + \sum_{m=1}^{M} \beta_{tm} \ln X_{mit}, \tag{6}$$

而等式右邊第二項中的第m生產要素的產量彈性爲

$$\eta_{mit} = \frac{\partial \ln f}{\partial \ln X_{mit}} = \beta_m + \sum_{k=1}^{M} \beta_{mk} \ln X_{kit} + \beta_{tm} t, \tag{7}$$

最後, 等式右邊第三項技術效率的變動率爲

$$TE\Delta_{it} = -\frac{du_{it}}{dt} = -u_i \frac{\partial g_t}{\partial t} = -u_i g_t'。 \tag{8}$$

式中 $\partial g_t / \partial t = g_t' = -(\theta + 2\gamma t) \exp(\theta t + \gamma t^2)[1 + \exp(\theta t + \gamma t^2)]^{-2}$, 可知若 $(\theta + 2\gamma t) > 0$, 隨時間增長技術無效率會下降, 即技術效率會提升; 反之, 若 $(\theta + 2\gamma t) < 0$, 則技術無效率隨時間增長而上升。若 $(\theta + 2\gamma t) = 0$, 表示技術無效率與時間無關。

臺灣大學學術期刊資料庫

3.2 總要素生產力變動率

將總要素生產力變動率 (T$\dot{\text{F}}$P) 分解爲生產技術變動率、技術效率變動率與規模效果等三項, 藉以探討 TFP 成長的主要貢獻爲何。T$\dot{\text{F}}$P 定義爲如下:

$$\text{T}\dot{\text{F}}\text{P}_{it} = \dot{Y}_{it} - \dot{X}_{it} = \dot{Y}_{it} - \sum_{m=1}^{M} S_{mit}\dot{X}_{mit}, \tag{9}$$

式中各符號定義同前, S_{mit} 是第 m 要素的支出份額。[14] 將 (3) 式代入 (9) 式, 經整理後可得:

$$\begin{aligned}\text{T}\dot{\text{F}}\text{P}_{it} = {} & T\Delta_{it} + (\eta_{it} - 1)\sum_{m=1}^{M}\frac{\eta_{mit}}{\eta_{it}}\dot{X}_{mit} \\ & + \sum_{m=1}^{M}\left(\frac{\eta_{mit}}{\eta_{it}} - S_{mit}\right)\dot{X}_{mit} + TE\Delta_{it},\end{aligned} \tag{10}$$

等式右邊的第一項與第四項分別爲上一小節所介紹的技術變動率與技術效率變動率; 第二項爲總規模效果, 該項可能爲正或負, 其中 $\eta_{it} = \sum_m \eta_{mit}$ 代表規模彈性, 可衡量一國的規模報酬特性, 其值大於一時, 爲規模報酬遞增, 若所有要素投入均增加一倍時, 總產量增加的比例將會大於一倍, 即規模經濟; 等於1爲固定規模報酬, 小於1爲規模報酬遞減, 即規模不經濟。某經濟體若處於規模報酬遞增, 必須增加各要素投入量, 即 $\dot{X}_{mit} > 0(m = 1, \cdots, M)$, 規模效果爲正, 有助提高 T$\dot{\text{F}}$P; 反之, 某經濟體若處於規模報酬遞減, 必須減少各要素投入量, 即 $\dot{X}_{mit} < 0(m = 1, \cdots, M)$, 方能提升 T$\dot{\text{F}}$P; 某屬固定規模報酬, 調整生產規模無助提高 T$\dot{\text{F}}$P。

上式等號右邊第三項, 反映配置效率對總要素生產力變動率的影響。[15] 若某國的要素使用達到配置效率, 該項爲零; 反之, 該項可能爲正或負。如果要素價格資料無法取得, 文獻上通常假設該項爲零, 即假設生產單位已達到配置效率。由於本文面臨相同問題, 故亦做相同假設。

[14](9) 式中第 m 要素的支出份額 $S_{mit} = P_{mit}X_{mit}/E_{it}$, 其中 P_{mit} 爲第 m 要素的價格, E_{it} 爲總支出。

[15]若生產決策單位 (a decision making unit, 簡稱 DMU) 依據要素價格比等於要素邊際技術替代率的法則, 決定最適要素雇用量, 以達到成本極小化目標, 稱此 DMU 達到配置效率。

期刊資料庫

4 迴歸模型

將 (6) 至 (8) 式各項代入 (3) 式, 再加上一個隨機干擾項 v_{it}, 假設其符合平均數是0, 變異數等於 σ_v^2 的常態分配, 即 $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$, 代表近似誤差,[16] 該式成爲迴歸方程式, 如下所示:

$$\dot{Y}_{it} = \beta_t + \beta_{tt} t + \sum_{m=1}^{M} \beta_{tm} \ln X_{mit} + \sum_{m=1}^{M} \left(\beta_m + \sum_{k=1}^{M} \beta_{mk} \ln X_{kit} + \beta_{tm} t \right) \dot{X}_{mit} + v_{it} - u_i g_t', \quad (11)$$

由於迴歸式的誤差項由 v_{it} 和 $-u_i g_t'$ 兩項組成, 在文獻上稱爲「組合誤差」(composed error), 其中前者具有雙邊分配, 但後者的 u_i 僅有單邊分配。因此, 以最大概似法估計迴歸係數是較佳的選擇, 唯須先推導組合誤差項 $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i g_t'$ 的機率密度函數。

經過繁複推導過程, 可以得到 ε_i 的機率密度函數 $h(\varepsilon_i)$, 如下所示, 全部推導過程置於文末附錄1。

$$h(\varepsilon_i) = \frac{2}{\sigma_v^{T-1} \sigma} [1 - \Phi(A_i)] \prod_{t=1}^{T} \phi\left(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_v}\right) \exp\left[\frac{1}{2} \left(\frac{\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_{it} g_t'}{\sigma_v \sigma / \sigma_u} \right)^2 \right], \quad (12)$$

式中 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_{t=1}^{T} g_t'^2$, $A_i = (\sigma_u \sum_{t=1}^{T} \varepsilon_{it} g_t') / \sigma \sigma_v$, 而 $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別是標準常態分配的機率密度和累積分配函數。對數概似函數爲

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} \ln h(\varepsilon_i), \quad (13)$$

極大化上式可獲得各係數估計值。

[16] 此處近似誤差主要來自 (一) 使用 (4) 式代表生產函數, 然而眞正的生產函數型式未知, (二) 使用 (5) 式代表技術無效率, 而眞正的技術無效率型式未知, (三) 實證分析時所有變數的改變率均須以間斷近似值取代。

期刊資料庫

此外, 欲計算各樣本國家的技術效率值, 須先導出條件機率密度函數 $h(u_i|\varepsilon_i)$:

$$h\left(u_i|\varepsilon_i\right) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\left[1-\Phi\left(A_i\right)\right]\sigma_*} \times \exp\left[\frac{-1}{2}\left(\frac{\left(u_i+\sigma_u^2\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_{it}g_t^{'}/\sigma^2\right)^2}{\sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2}\right)\right], \tag{14}$$

此式爲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機率密度函數, 請參考 Battese and Coelli (1992)、Huang and Liu (1994) 和 Kumbhakar and Lovell (2000)。根據 (14) 式可求算 u_i 的條件平均數爲[17]

$$E\left(u_i|\varepsilon_i\right) = \mu_{*i} + \sigma_*\frac{\phi\left(-\mu_{*i}/\sigma_*\right)}{1-\Phi\left(-\mu_{*i}/\sigma_*\right)}, \tag{15}$$

將係數估計值代入上式, 得到 u_i 的估計式 $\hat{u}_i$, 進而技術無效率 u_{it} 的估計式爲

$$\hat{u}_{it} = \hat{u}_i\hat{g}_t, \tag{16}$$

而技術效率 TE_{it} 的估計式則爲:

$$\widehat{TE}_{it} = \exp\left(-\hat{u}_{it}\right)。 \tag{17}$$

綜合上述, 我們將採用最大概似法估計迴歸係數, 利用係數估計值代入 (15) 至 (17) 式中, 即可計算出一國的技術效率值。

5 資料蒐集與變數定義

本文採用的樣本國家, 包括我國、日本、南韓、新加坡、香港、菲律賓、泰國、馬來西亞、印尼及中國等10國, 涵括經濟發展程度較我國進步、與我

[17](15) 式的衆數 (mode) 亦可做爲 u_i 的點估計值式, 即若 $\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_{it}g_t^{'} \geq 0$, 則 $M(u_i|\varepsilon_i) = \mu_{*i}$; 反之, $M(u_i|\varepsilon_i) = 0$。

臺灣大學學術期刊資料庫

國類似以及較落後, 而地理位置又彼此接近的國家, 進行跨國比較。研究期間涵蓋1985年至2003年, 共計19年, 蒐集各國總體經濟變數的時間序列資料, 建立一平衡縱橫資料, 總樣本數190筆。總體產出選用各樣本國家的國內生產毛額 (GDP), 總體要素投入則選用資本存量、總就業人口 (勞動)、人力資本以及金融發展指標等四種。[18]

參考 Barro (1991, 2001) 與 Liu and Stengos (1999) 設定,[19] 本文的人力資本以中等教育註冊率衡量之, 即中等教育實際註冊總人口占依規定應註冊總人口的比率; 而以銀行總資產代表樣本國家的金融活動發達程度。[20] 雖人力資本亦可採用成人識字率或高等教育達成率, 而金融發展程度也可使用 King and Levine (1993a,b) 建立的四種指標,[21] 或股票市場交易價值指標衡量之, 然這些指標礙於部分樣本國家資料闕漏甚多, 爲本文在變數選取的限制。此外, 各國醫療健康支出、研究與發展支出、對外貿易依存度和電腦普及率等變數, 本文也曾考慮放入迴歸模型, 然亦因相同理由作罷。

由於研究期間涵蓋19年, 爲去除通貨膨脹因素, 以金額爲單位的變數均使用各國的消費者物價指數 (CPI) 平減之, 轉換爲實質變數。並利用匯率資料, 將各國金額單位轉換爲美元, 以利跨國比較; 易言之, 實質 GDP、實質資本存量與實質銀行總資產等三變數, 皆已考慮物價與匯率變動對於一國財富水準的影響。值得注意者, 各國各年度資本存量資料必須以各年的資本形成 (投資) 資料設算, 本文採用下列公式推算, 並以直線法攤提折舊:

---

[18] 實質 GDP 資料來源取自「INTLINE 國際經濟統計資料庫」, 單位是百萬美元。總就業人口與資本形成資料主要均取自「INTLINE 國際經濟統計資料庫」, 輔以「IMF 國際貿易統計資料庫」, 前者單位爲千人, 後者單位百萬美元。

[19] Barro (1991) 以1960年初等與中等教育註冊率代表人力資本; Barro (2001) 以男性中等與高等教育平均達成年數, Liu and Stengos (1999) 則以中等教育註冊率衡量人力資本。

[20] 中等教育註冊率與銀行總資產的資料來源爲 *World Bank Economic Review* 與世界發展指標資料庫 (World development indicator), 以及「亞洲總體經濟統計資料庫」。銀行總資產之單位爲百萬美元。

[21] King and Levine (1993a,b) 依照衡量金融機構的規模大小、管理能力或資產分配情形等, 建立四種金融發展指標, 分別爲流動性負債占 GDP 之比例、存款貨幣機構之本國資產占存款貨幣機構與中央銀行兩者本國資產和的比例、對非金融私人部門的貸款占總貸款之比例以及對非金融私人部門的貸款占 GDP 之比例。

期刊資料庫

$$K_{it} = \sum_{s=0}^{1/\delta} (1 - s\delta) I_{i,t-s}, \tag{18}$$

式中 K_{it} 爲第 i 國於第 t 年的資本存量, δ 爲資本折舊率, $I_{i,t-s}$ 爲第 i 國於第 $t-s$ 年的資本形成, $s = 0, \cdots, 1/\delta$。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。本文採用1975年至2003年各國資本形成資料, 以10%的資本折舊率推算各國1985至2003年的資本存量。[22]

本文亦嘗試以 Sun (2004) 採用的永續盤存法 (perpetual inventory approach) 推算資本存量,[23] 其中第 i 樣本國家於基期 (第0年) 之資本存量, 以「基期之資本形成除以折舊率與投資成長率 (g_i) 之和」計算, 即 $K_{i0} = I_{i0}/(\delta + g_i)$。我們發現若投資成長率爲負值, 例如印尼與菲律賓, 上式的分母值變成很小, 將導致基期之設算資本存量偏高, 進而每期資本存量均被明顯放大, 相對其他投資成長率爲正的國家, 似乎不太合理, 故未加採用。

各變數的樣本統計量, 置於表1。在樣本期間內, 實質 GDP (Y) 與實質資本存量 (X_1) 的平均值均以日本最高, 其次爲中國、南韓、印尼與台灣; 總就業人口 (X_2) 則以中國最高, 其次爲印尼、日本、泰國與菲律賓。此外, 根據資本勞動比 (X_1/X_2), 發現日本的平均一單位勞動可使用約85,000美元的實質資本, 居各國之首, 其次爲香港、新加坡、南韓與台灣; 而資本勞動比最低者, 依序爲中國、菲律賓、泰國與印尼, 均屬開發中國家, 生產方式偏向勞力密集。在中等教育註册率 (X_3) 方面, 日本、南韓與台灣的平均值均高達90%以上, 顯示基本教育相當普及, 而印尼的註册率最低者, 僅達約49%; 實質銀行總資產 (X_4) 的平均值以日本最高, 顯示其金融活動相較其他國家較爲活躍, 其次爲中國、香港與台灣。

---

[22]雖資本折舊率的選取應考慮各國經濟發展程度與年代的不同 (Wu, 2004), 然礙於資料限制, 本文參考過去文獻, 如 Bernastein and Nadiri (1991)、Nadiri and Prucha (1996)、Manuneas (1999)、Chang and Luh (2000) 以及 Krüger (2003) 等, 統一將各國的資本折舊率定爲10%。本文也嘗試以6%折舊率, 計算各國資本存量並用於迴歸分析, 係數估計結果, 正負號大致與以10%折舊率計算資本存量者相當, 惟係數估計值達到統計顯著的個數較少, 故未將結果列出, 以節省篇幅。

[23]永續盤存法係指第 i 樣本國家於第 t 年的資本存量以 $K_{it} = I_{i,t-1} + (1-\delta) \times K_{i,t-1}$ 計算而得。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 各變數樣本統計量

	實質 GDP (Y)	實質資本存量 (X_1)	總就業人口 (X_2)	中等教育註冊率 (X_3)	實質銀行總資產 (X_4)	資本勞動比 (X_1/X_2)
中國	677, 416.7377 (371, 239.71)	986, 970.3980 (599, 008.19)	650, 738.9474 (81, 145.14)	57.7740 (9.39)	983, 509.7294 (549, 904.04)	1.4533 (0.74)
香港	142, 294.7133 (26, 425.37)	214, 572.4539 (46, 600.26)	2, 917.8947 (238.71)	76.8458 (3.50)	858, 500.3121 (184, 019.10)	72.9044 (11.48)
印尼	323, 291.0037 (125, 373.66)	551, 668.8816 (119, 826.07)	80, 610.5063 (8, 658.23)	48.6762 (7.06)	197, 712.0438 (93, 494.59)	7.0195 (2.00)
日本	3, 876, 940.5580 (993, 150.49)	5, 405, 828.6050 (1, 636, 923.89)	62, 972.7158 (2, 370.57)	99.6475 (3.38)	5, 804, 493.2462 (3, 025, 374.43)	85.0492 (23.67)
南韓	444, 647.9672 (125, 002.90)	734, 966.6990 (268, 823.98)	19, 217.6211 (2, 164.70)	93.9033 (4.58)	103, 791.3779 (30, 841.68)	37.2484 (10.90)
馬來西亞	40, 691.8994 (12, 960.11)	130, 769.3569 (45, 402.12)	7, 659.9895 (1, 393.04)	61.0883 (6.68)	121, 562.8143 (45, 340.82)	16.7098 (3.77)
菲律賓	92, 606.0403 (15, 195.01)	140, 646.8647 (52, 587.09)	25, 134.3158 (3, 329.20)	75.3113 (5.53)	60, 724.8058 (17, 606.42)	5.9167 (3.03)
新加坡	64, 064.3084 (26, 933.42)	102, 363.2952 (46, 197.08)	1, 660.4526 (288.49)	75.1015 (13.44)	132, 583.6628 (61, 186.20)	58.9308 (18.29)
台灣	237, 804.1748 (66, 654.78)	262, 990.0243 (101, 858.71)	8, 760.5833 (646.12)	96.0455 (2.71)	392, 031.1995 (193, 502.07)	29.3631 (9.89)
泰國	119, 920.6134 (37, 932.19)	196, 700.4474 (71, 819.86)	30, 049.6358 (2, 223.79)	53.0685 (22.71)	40, 630.5743 (21, 998.23)	6.4584 (2.16)
10 國平均	601, 967.8016 (1, 159, 586.90)	872, 747.7026 (1, 635, 561.78)	88, 972.2662 (191, 068.74)	73.7462 (19.98)	869, 553.9766 (1, 931, 669.41)	32.1054 (31.03)

註: 1. 實質 GDP、實質資本存量與實質銀行總資產的單位爲百萬美元; 總就業人口的單位爲千人; 中等教育註册率爲中等教育實際註册總人口佔依規定應註册總人口的比率 (%); 資本勞動比爲實質資本存量除以總就業人口, 單位爲千美元。

2. 表中數值爲各國總體變數之 19 年平均值, 括號裡數字爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

6 實證分析

本節共分爲三小節, 第一小節進行迴歸實證分析, 估計 translog 生產函數中的係數; 接著於第二小節運用這些係數估計值, 計算樣本國家的要素投入的產量彈性、規模彈性與技術效率; 最後, 於第三小節計算樣本國家的 TFP 變動率, 深入探討其決定因素。

6.1 係數估計結果

在迴歸分析時, 將實證模型分爲「產出成長率模型」與「標準生產函數模型」兩類, 前者簡稱模型 1, 即將總體生產函數中各變數轉換爲成長率型式的 (11) 式後, 進行估計; 後者簡稱模型 2, 即直接估計總體生產函數 (2) 式。[24] 模型 1 與模型 2 皆將人力資本與銀行總資產視爲要素投入之一, 納入生產函數中。本文同時分析只有兩種生產要素 (實質資本與勞動) 的產出成長率模型, 簡稱模型 3, 可與模型 1 相互比較。由於模型 1 爲本文主要模型, 故後續的相關實證分析, 側重模型 1, 其他二者僅供比較。

爲掌握 1997 年金融風暴與 2001 年全球經濟不景氣對總產出的不利影響, 在標準生產函數中另加入兩個時間虛擬變數, 一是 1997 年與 1998 年爲 1, 其餘年度爲 0 的虛擬變數, 對應的係數爲 d_1; 另一虛擬變數則以 2001 年爲 1, 其餘年度爲 0, 對應的係數爲 d_2。此外, 考慮 10 國間的生產技術異質性和亞洲金融風暴對各國產生的不同程度影響, 以日本爲標準組, 在生產函數中再加入國家虛擬變數, 對應的係數爲 $f_i, i = 1, \cdots, 9$, 再加入國家與金融風暴虛擬變數之交乘項, 對應的係數爲 $d_1 f_i, i = 1, \cdots, 9$。綜合上述, 共計額外加入 20 個參數; 產出成長率模型沒有放入這些虛擬變數。[25]

[24] 當估計標準生產函數模型時, 須在 (2) 式中加入符合常態分配的隨機誤差項 $w_{it} \sim N(0, \sigma_w^2)$, 它與 $u_{it}u_{it}$ 相互獨立, 形成組合誤差。

[25] 由於不隨時間改變的國家別虛擬變數, 取差分後等於 0, 故產出成長率模型中無法放入。另外, 倘若直接在產出成長率模型中放入時間虛擬變數, 該項無法還原至未取差分前的生產函數中, 故成長率模型沒有放入這些虛擬變數。具體而言, 若原來生產函數裡包含變數 $a_1 d_1 t$ 與 $a_2 d_2 t$, 其中 a_1 與 a_2 是迴歸係數, 這兩項取差分後等於 $a_1 d_1 + a_1 t\Delta d_1 + a_2 d_2 + a_2 t\Delta d_2$, 可見成長率模型單獨放入時間虛擬變數 $a_1 d_1$ 與 $a_2 d_2$, 無法還原。最後, 根據 (4) 式, 時間趨勢項 (t) 的一次項、平方項以及與其他變數交乘項已包含於 translog 生產函數內, 已能掌握時間趨勢項對總生產的影響。

期刊資料庫

根據表2的係數估計結果, 模型1與模型3 (皆屬產出成長率模型) 達到10%以下顯著水準的係數估計值個數, 大致超過總係數的一半以上, 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。然模型2 (標準生產函數模型) 係數估計值達到統計顯著個數, 未及總數之半。由於總體生產函數設定爲 translog 型式, 無法祇根據各要素投入的一次項係數估計值, 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。在正常情況下, 要素的邊際產量應爲正值, 由於邊際產量與產量彈性的符號相同, 故將於下一小節一併討論。

再者, (5) 式的技術無效率設定爲時間趨勢項的一次與二次式函數型式, 其對應的係數 α_t 與 α_{tt}, 兩者的估計值在三個模型皆達10%以下的顯著水準, 顯示技術無效率確實會隨時間經過而改變; 雖在不同模型設定下, α_t 與 α_{tt} 估計值差異頗大, 但均呈現一正值與一負值, 代表技術無效率將會隨時間呈現先下降而後上升的趨勢。模型1約從第7年起, 技術無效率反轉向上, 即技術效率開始惡化; 模型2約從第11年起, 技術無效率反轉向上; 模型3亦約從第7年起, 技術無效率反轉向上。

模型2發現1997至1998年亞洲金融風暴與2001年全球經濟不景氣, 對總體產出具有負向影響 (即 $d_1 < 0, d_2 < 0$), 惟未達統計顯著。爲節省篇幅, 未在表2列出國家別虛擬變數與其交叉項的估計結果, 此處僅做扼要說明。以日本爲標準組, 除中國外, 其餘的國家虛擬變數之係數估計值 (f_i) 皆顯著爲正, 表示各國存在生產技術的異質性且優於日本, 似不合理; 最後, 在國家與金融風暴虛擬變數之交乘項方面, 祇有印尼與泰國的係數估計值顯著爲負, 顯示此兩國因亞洲金融風暴導致總產出下降的情形較爲嚴重, 其餘各國則均不顯著異於日本。

6.2 產量彈性與技術效率

將上一小節各模型的係數估計值代入 (7) 式, 可計算各國各種要素產量彈性, 加總後可得規模彈性, 藉以衡量一國的規模報酬特性。此外, 利用 (15) 至 (17) 式可計算各國的技術效率值, 進行跨國比較。將模型1與模型2的計算結果置於表3, 模型3的計算結果置於附錄2, 請讀者自行參考。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 各模型係數估計值

	模型1		模型2		模型3	
	估計值	估計標準誤	估計值	估計標準誤	估計值	估計標準誤
β_0			22.8142^c	12.1670		
β_1	0.1177	1.1884	−4.4601^a	1.4438	0.1145	0.9264
β_2	1.6376	1.2044	2.2428	1.4596	3.5601^b	1.4264
β_t	0.0161	0.1289	0.4288^a	0.1252	0.1114^b	0.0525
β_{11}	−0.1781	0.1093	0.0950	0.0881	−0.0064	0.1332
β_{12}	0.0494	0.0678	0.0832	0.0575	0.0457	0.0908
β_{22}	−0.2684^b	0.1053	−0.2227	0.1512	−0.4253^b	0.0986
β_{tt}	−0.0027^c	0.0016	0.0104^a	0.0031	−0.0019	0.0016
β_{t1}	−0.0273^a	0.0076	−0.0040	0.0038	−0.0129^c	0.0068
β_{t2}	0.0130^b	0.0060	−0.0156^a	0.0053	0.0126^b	0.0063
β_3	−0.7801	2.7142	−4.6763^b	2.1926		
β_{13}	0.0406	0.2056	0.3376	0.2185		
β_{23}	0.0519	0.1028	0.0879	0.1320		
β_{33}	0.5173	0.5828	0.4629	0.5670		
βt_3	0.0277	0.0254	−0.1467^a	0.1034		
β_4	0.4325	0.5641	−0.0859	0.0214		
β_{14}	0.1599^a	0.0453	0.1408^b	0.7048		
β_{24}	0.0140	0.0314	0.1299	0.0582		
β_{34}	−0.2191^b	0.0896	−0.0249	0.0385		
β_{44}	−0.1092^a	0.0347	−0.0368	0.0398		
β_{t4}	0.0106^b	0.0047	−0.0004	0.0044		
$\sigma_v(\sigma_w)$	0.0614^a	0.0033	0.0793^a	0.0048	0.0816^a	0.0002
σ_u	0.4501^a	0.1303	2.1994^b	0.9505	6.0927^a	1.8599
α_t	3.7043^b	1.4823	0.2703^a	0.0765	11.6373^a	0.7828
α_{tt}	−0.2748^b	0.1092	−0.0119^a	0.0033	−0.8571^a	0.0579
d_1			−0.1059	0.0658		
d_2			−0.0451	0.0284		
Log likelihood	230.176		177.262		176.395	

註: 1. σ_v 爲模型 1 與模型 3 之隨機干擾項 v_{it} 的標準差; σ_w 則爲模型 2 之隨機干擾項 w_{it} 的標準差。

2. 由於國家虛擬變數與其交叉項均非研究重心, 故未列出其估計結果, 僅於正文中扼要說明。

^{a} 代表達到 1% 顯著水準; ^{b} 代表達到 5% 顯著水準; ^{c} 代表達到 10% 顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

根據表3模型1的計算結果, 整體而言, 10國實質資本與勞動產量彈性和的平均值爲0.3403, 若10國的實質資本與勞動同時增加1%, 總產量將增加0.34%。個別國家中, 以香港的1.0604居各國之冠, 其次爲新加坡、台灣與馬來西亞, 這四國皆大於平均值, 以勞動的貢獻居多; 中國、印尼與泰國出現負值, 導因於勞動投入的產量彈性爲負所致, 顯示這3國勞動投入可能過多, 出現冗員或隱藏性失業等問題。

對照表1各變數樣本統計量, 中國的平均總就業人口高達6億多人, 分別爲日本與台灣平均總就業人數的10倍與72倍, 但中國的資本存量卻不到日本的五分之一, 只爲台灣的五倍。此外, 中國的資本勞動比爲10國中最低者, 僅1.4533。如果中國當局發布的資料可信, 此結果或可依據經濟學的報酬遞減律予以解釋:「當其他生產要素 (如資本設備) 的數量固定下, 不斷增加某變動生產要素 (如勞動) 的投入量, 則該變動要素最後一單位的邊際產量將逐漸遞減, 最終可能成爲負值」。這種情況在市場經濟型態的國家, 比較不易發生。印尼與泰國雖亦有類似的情形, 但遠較中國輕微。

綜合上述, 除中國、印尼、日本、菲律賓與泰國外, 其餘5國的資本產量彈性皆小於勞動, 其中香港、新加坡與台灣因享有較高的資本邊際生產力, 故應藉由增加投資, 建造數量更多的資本設備, 以提升其產量彈性; 南韓與馬來西亞的資本邊際產量較低, 應建造效能更好的資本設備, 有效提高邊際生產力, 進而提高資本產量彈性。

10國人力資本與銀行總資產等產量彈性和的平均值爲0.453, 顯示若人力資本與銀行總資產同時增加1%, 總產量將增加0.45%, 這兩種生產要素在生產過程中扮演重要角色; 個別國家中以韓國的0.9564最高, 其次爲泰國、菲律賓與印尼, 這3個國家以銀行總資產的貢獻居多, 可能因其原本的金融發展程度偏低, 因此享有較高的邊際生產力; 香港位於10國之末, 並呈現負值, 導因於銀行總資產的貢獻偏低, 可能因香港的金融發展已趨成熟, 故其邊際生產力較低。

在規模彈性方面, 10國平均值爲0.7933, 表示當所有要素投入均增加一倍時, 總產量增加79.33%, 比例小於一倍。個別國家中, 南韓與新加坡大於1, 這兩個經濟體處於規模報酬遞增的階段, 若繼續擴大生產規模, 長期平均成本得以降低, 配合要素投入的增加, 亦可推升 TFP 成長率; 台灣

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 3: 各國產量彈性與技術效率

	模型1				模型2			
	產量彈性				產量彈性			
	X_1 與 X_2	X_3 與 X_4	規模彈性	技術效率	X_1 與 X_2	X_3 與 X_4	規模彈性	技術效率
中國	−0.3212 (0.1171)	0.3667 (0.2911)	0.0456 (0.1757)	0.9393 (0.0848)	1.3076 (0.0899)	0.5893 (0.2345)	1.8970 (0.1673)	0.3267 (0.0826)
香港	1.0604 (0.1142)	−0.1642 (0.2432)	0.8962 (0.1314)	0.9745 (0.0357)	1.9351 (0.0827)	−0.2986 (0.4034)	1.6365 (0.4730)	0.7426 (0.0542)
印尼	−0.0991 (0.1159)	0.6123 (0.3084)	0.5132 (0.1962)	0.8749 (0.1742)	1.2792 (0.1353)	0.4865 (0.4981)	1.7657 (0.6161)	0.9803 (0.0049)
日本	0.3134 (0.0440)	0.1644 (0.1222)	0.4779 (0.0834)	0.9162 (0.1170)	2.3757 (0.0388)	1.1399 (0.4350)	3.5155 (0.4320)	0.9617 (0.0095)
南韓	0.1441 (0.1074)	0.9564 (0.2215)	1.1005 (0.1148)	0.8600 (0.1946)	1.7431 (0.0589)	0.8250 (0.3658)	2.5681 (0.4015)	0.6044 (0.0732)
馬來西亞	0.5507 (0.0907)	0.3792 (0.2091)	0.9299 (0.1189)	0.9643 (0.0500)	1.3978 (0.0498)	−0.1938 (0.3697)	1.2040 (0.3800)	0.8423 (0.0359)
菲律賓	0.1850 (0.0548)	0.7510 (0.1565)	0.9359 (0.1056)	0.9044 (0.1334)	1.2672 (0.1386)	0.1055 (0.6179)	1.3727 (0.7539)	0.5632 (0.0772)
新加坡	0.9469 (0.0755)	0.2683 (0.1979)	1.2152 (0.1259)	0.9315 (0.0956)	1.6468 (0.0720)	−0.3699 (0.3117)	1.2769 (0.2516)	0.5749 (0.0761)
台灣	0.6517 (0.0718)	0.3250 (0.1525)	0.9767 (0.0838)	0.9499 (0.0701)	1.7979 (0.0855)	0.0855 (0.4142)	1.8834 (0.3767)	0.8341 (0.0376)
泰國	−0.0287 (0.0296)	0.8710 (0.2160)	0.8423 (0.2230)	0.7760 (0.3087)	1.0569 (0.1956)	0.2247 (0.3325)	1.2816 (0.2428)	0.6236 (0.0710)
10 國平均	0.3403 (0.4405)	0.4530 (0.3915)	0.7933 (0.3600)	0.9091 (0.1552)	1.5807 (0.3899)	0.2594 (0.6198)	1.8401 (0.8080)	0.7054 (0.2026)

註: 1. X_1、X_2、X_3 與 X_4 分別係指實質資本存量、總就業人口、中等教育註册率與銀行總資產。
2. 表中數值爲各國總體變數之 19 年平均值, 括號裡數字爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

十分接近固定規模報酬, 已達到最佳生產規模; 其餘各國呈現規模報酬遞減的特性, 生產規模有過大傾向, 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, 推升 TFP 成長率。

在技術效率方面, 10國平均值爲0.9091, 樣本國家實際產出水準, 約達最大潛在產出水準的91%, 顯示各國平均生產無效率情況不太嚴重, 祇有約9%改善空間; 個別國家中以香港的技術效率最高, 達0.9745, 十分接近生產邊界, 其次依序爲馬來西亞、台灣、中國與日本, 均高於平均值; 另一方面, 泰國的實際產出僅達最大潛在水準的77.6%, 爲10國之末, 存在較大的改善空間。

模型2得到10國實質資本與勞動產量彈性和的平均值爲1.5807, 且個別國家均大於1; 人力資本與銀行總資產等產量彈性和的平均值爲0.2594, 其中香港、馬來西亞與新加坡爲負值; 10國平均規模彈性大於1, 且個別國家皆處於規模報酬遞增階段, 其中南韓與日本規模彈性值更分別超過2與3, 不太合理。平均技術效率估計值爲0.7054, 其中印尼高居首位, 中國爲10國之末。以上計算結果與模型1相較, 各國規模彈性估計值有偏高傾向, 技術效率估計值呈現低估現象, 尤以印尼的平均技術效率冠於各國, 令人存疑。

6.3 TFP 成長率的決定因素

將模型1與模型2的係數估計值代入 (6) 至 (10) 式, 計算樣本國家的 TFP 變動率以及三個分解細項, 計算結果置於表4, 模型3的計算結果請參閱附錄2。根據表4, 模型1顯示在樣本期間內, 整體10國之 TFP 變動率平均值爲 −0.0657, 即總要素生產力每年平均以6.57%的速度衰退, 此結論與 Marti (1996)、Collins and Bosworth (1996)、Han et al. (2002, 2004) 與 Wu (2004) 認爲東亞國家享有 TFP 正成長的論點歧異; 10國生產技術每年平均進步1.85%, 對 TFP 變動率具有正向貢獻; 平均技術效率變動率爲 −0.017, 實際產出水準逐漸偏離其生產邊界, 平均每年偏離1.7%, 致對 TFP 變動率造成負向影響; 10國平均規模效果爲 −0.0672, 由於10國的平均規模彈性小於1, 處於規模報酬遞減階段, 故可知負向的規模效果係因生產規模的擴大, 配合要素投入增加, 致每年平均造成 TFP 變動率減少

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 4: 各國 TFP 成長率之分解

	模型1				模型2			
	TFP 變動率	技術 變動率	技術效率 變動率	規模效果	TFP 變動率	技術 變動率	技術效率 變動率	規模效果
中國	−0.4982	0.0461	−0.0098	−0.5345	0.0105	−0.0798	0.0244	0.0659
	(0.5915)	(0.0204)	(0.0276)	(0.5807)	(0.0678)	(0.0400)	(0.1262)	(0.0524)
香港	0.0125	0.0219	−0.0039	−0.0056	0.0197	−0.0139	0.0063	0.0273
	(0.0200)	(0.0186)	(0.0110)	(0.0053)	(0.0285)	(0.0532)	(0.0328)	(0.0357)
印尼	−0.0216	0.0109	−0.0228	−0.0097	−0.0172	−0.0296	0.0004	0.0120
	(0.1346)	(0.0083)	(0.0642)	(0.1542)	(0.0775)	(0.0440)	(0.0022)	(0.0786)
日本	−0.1090	0.0005	−0.0141	−0.0954	0.0146	−0.0976	0.0008	0.1114
	(0.0928)	(0.0163)	(0.0397)	(0.1043)	(0.0623)	(0.0518)	(0.0043)	(0.0991)
南韓	−0.0286	−0.0034	−0.0263	0.0010	0.0099	−0.0643	0.0108	0.0634
	(0.0863)	(0.0203)	(0.0741)	(0.0173)	(0.0816)	(0.0517)	(0.0558)	(0.0793)
馬來西亞	0.0092[c]	0.0211	−0.0055	−0.0064	0.0097	−0.0062	0.0036	0.0123
	(0.0236)	(0.0146)	(0.0156)	(0.0079)	(0.0185)	(0.0431)	(0.0188)	(0.0200)
菲律賓	0.0188	0.0349	−0.0164	0.0003	−0.0132[c]	−0.0429	0.0123	0.0174
	(0.0489)	(0.0053)	(0.0463)	(0.0082)	(0.0334)	(0.0495)	(0.0638)	(0.0435)
新加坡	0.0128	0.0150	−0.0112	0.0090	0.0300	0.0015	0.0119	0.0166
	(0.0424)	(0.0162)	(0.0316)	(0.0098)	(0.0381)	(0.0395)	(0.0615)	(0.0197)
台灣	0.0145	0.0285	−0.0080	−0.0061	0.0160	−0.0506	0.0038	0.0627
	(0.0279)	(0.0182)	(0.0224)	(0.0099)	(0.0461)	(0.0510)	(0.0199)	(0.0683)
泰國	−0.0668	0.0098	−0.0524	−0.0242	0.0051	−0.0113	0.0101	0.0063
	(0.1459)	(0.0072)	(0.1475)	(0.0303)	(0.0607)	(0.0214)	(0.0523)	(0.0371)
10 國平均	−0.0657	0.0185	−0.0170	−0.0672	0.0085	−0.0395	0.0084	0.0395
	(0.2481)	(0.0209)	(0.0614)	(0.2463)	(0.0556)	(0.0546)	(0.0551)	(0.0664)

註: 1. TFP 變動率爲技術效率變動率、技術變動率與規模效果三者之和。
2. 表中數值爲各國總體變數之 19 年平均值, 括號裡數字爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

6.72個百分點, 幅度頗大。

綜合上述, 10國 TFP 變動率呈現負值之主因係負向的規模效果, 其次爲技術效率的惡化, 雖然生產技術呈現持續進步, 可惜力道不足。樣本國家若能減少生產要素的投入和 (或) 提高生產要素的品質, 在固定規模報酬處進行生產, 並針對技術效率加以改善, 對提升其 TFP 變動率必有相當助益, 且能使經濟成長榮景得以持續。另一方面, 鼓勵企業從事研發活動, 不斷提升生產技術, 加快技術進步腳步, 亦是可行之道。

在個別國家中, 香港、馬來西亞、菲律賓、新加坡與台灣等五國的 TFP 呈現正成長, 以菲律賓與台灣的成長率名列前茅; 這五國的 TFP 正成長主要動力, 皆來自於生產技術的進步; 中國、日本、泰國、南韓與印尼等五國 TFP 變動率爲負值, 以中國 TFP 的衰退速度最快, 此結論與 Young (1992, 1994) 和 Fischer (1993) 論點類似。在技術變動率方面, 僅南韓微幅下降, 其餘各國均呈現技術進步, 中國與泰國進步最快, 可能因爲這二國原來的技術水準偏低, 享有較大的進步空間; 各國技術效率變動率平均值皆爲負, 除泰國外絕對值皆不高, 可能受制於法令規章與管理技術, 不易在短時間內發生明顯變化。7國的規模效果爲負, 其中以中國情形最爲嚴重, 其次爲日本, 皆肇因於規模彈性值過低, 分別僅及0.0456和0.4779 (表3), 遠低於其餘各國。此外, 各國技術效率均逐年遞減, 表現不佳, 欲提升 TFP 成長率, 應致力於改善技術效率和調整生產規模。

模型2的結果, 顯示整體十國 TFP 有微幅成長, 每年平均成長率0.85%, 與模型1相左; 生產技術卻以每年3.95%的速度退步, 與相關文獻的研究結果歧異, 例如 Kim and Lau (1994) 與 Wu (2004) 等。技術效率則逐年改善0.84%; 規模效果對 TFP 變動率每年平均貢獻3.95%, 成爲 TFP 成長的主要泉源, 原因出在本模型發現各國皆處於規模報酬遞增階段, 要素投入的增加, 帶動 TFP 成長率。上述可知, 模型1與模型2這兩者不同模型設定造成實證結果出現迥異現象, 嚴重影響各國 TFP 成長應改善的方向。誠如前節所述, 模型2的係數估計結果, 存在不甚合理之處, 模型1的設定似乎較佳。

依據樣本期間分爲四個區間, 分別爲1985–1990年、1991–1996年、1997–1999年以及2000–2003年, 前兩個區間各有6年, 後兩個區間分別

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

對應亞洲金融風暴與全球性經濟不景氣, 觀察10國各項指標值隨時間變化的情形, 結果置於表5。模型1的結果顯示四段區間中, 10國 TFP 變動率皆呈負值, 在金融風暴與全球經濟不景氣期間最爲顯著, 分別每年平均以17.81%與3.65%的速度衰退; 模型2雖有類似的發現, 然衰退速度僅1.8%與0.97%, 呈現低估的傾向, 且第一段區間進步速度最快, 其次爲第二段區間, 與模型1結果相異。

模型1發現四段區間的生產技術不斷進步, 然進步速度漸次下降, 於亞洲金融風暴與全球經濟不景氣期間, 技術進步率分別祇有0.64%和0.31%; 模型2的生產技術於前三段區間發生退步現象, 惟情況逐漸緩和, 至最後一段區間成爲技術進步, 與實際經濟情況不大吻合。兩模型均發現各國技術效率, 大體呈現惡化趨勢, 與迴歸係數估計值 α_t 和 α_{tt} 的符號一致, 模型1發現亞洲金融風暴期間, 平均技術效率惡化極爲快速, 惟到第四段區間有所改善, 模型2仍然無法掌握這種重要變化。最後, 在規模效果方面, 延續表4的發現, 模型1的四段區間皆爲負, 而模型2的四段區間皆爲正, 乃因前者得到規模報酬遞減, 後者得到規模報酬遞增, 兩種截然不同結論所致。值得注意者, 模型2的規模彈性估計值有高估傾向。

7 結論與建議

本文蒐集東亞10國1985年至2003年平衡縱橫資料, 採用 translog 生產函數作爲研究對象, 不事先假設爲一階齊次生產函數, 考慮總體經濟變數的性質以及勞動力素質的差異, 建構產出成長率模型, 將人力資本與金融發展指標視爲要素投入之一, 並納入生產效率之觀點, 估計各國產量彈性、技術效率與總要素生產力等指標, 進而從事跨國比較。其次, 藉由分解各國總要素生產力之變動率, 深入探討其決定因素爲何。

實證結果發現東亞10國平均實質資本與勞動的產量彈性和爲0.3403, 這兩種生產要素同時增加1%, 總產量將增加0.34%, 以實質資本的貢獻居多; 平均人力資本與銀行總資產的產量彈性和爲0.453, 以銀行總資產的貢獻居多, 顯示金融發展程度在經濟發展過程中, 扮演重要角色; 平均規模彈性值爲0.7933, 樣本國家處於規模報酬遞減階段。南韓與新加坡處於規模報酬遞增階段, 我國接近固定規模報酬階段, 其餘7國處於規模報酬遞減

期刊資料庫

表 5: 年度區間 TFP 成長率之分解

	模型1				模型2			
	TFP 變動率	技術 變動率	技術效率 變動率	規模效果	TFP 變動率	技術 變動率	技術效率 變動率	規模效果
1985–1990年	−0.0475 (0.2561)	0.0364 (0.0163)	0.0004 (0.0009)	−0.0843 (0.2604)	0.0390 (0.0593)	−0.0926 (0.0398)	0.0633 (0.0564)	0.0683 (0.0789)
1991–1996年	−0.0440 (0.2580)	0.0200 (0.0180)	−0.0013 (0.0037)	−0.0626 (0.2633)	0.0085 (0.0322)	−0.0484 (0.0375)	0.0123 (0.0177)	0.0446 (0.0458)
1997–1999年	−0.1781 (0.3040)	0.0064 (0.0163)	−0.1002 (0.1210)	−0.0843 (0.3001)	−0.0180 (0.0756)	−0.0109 (0.0324)	−0.0164 (0.0152)	0.0093 (0.0824)
2000–2003年	−0.0365 (0.1375)	0.0031 (0.0149)	−0.00001 (0.00002)	−0.0397 (0.1415)	−0.0097 (0.0437)	0.0190 (0.0297)	−0.0473 (0.0417)	0.0186 (0.0440)

註: 1. TFP 變動率爲技術效率變動率、技術變動率與規模效果三者之和。
2. 表中數值爲各年度區間總體變數之平均值, 括號裡數字爲標準差。

期刊資料庫

階段, 尤其中國規模彈性值偏低, 導因於勞動產量彈性太低所致。倘若各國能加強職業訓練和提升教育水準, 致力提高勞力素質, 或鼓勵民間企業加速機器設備的汰舊換新, 應可提高這兩種生產要素邊際產量和產量彈性, 進而達到提升規模彈性之目的。

在技術效率方面, 10國之平均值爲0.9091, 平均而言, 10國之實際產出水準已十分接近生產邊界; 個別國家以香港的技術效率最高, 泰國爲10國之末, 其生產效率存在大幅改善空間。樣本國家的總要素生產力平均每年以6.57%的速度衰退; 生產技術每年平均進步1.85%, 對 TFP 變動率具有正向貢獻; 技術效率平均每年惡化1.7%, 對 TFP 變動率產生負向影響; 由於處於規模報酬遞減階段, 負向的規模效果起因於生產規模的擴大, 配合要素投入增加, 致 TFP 變動率每年平均減少6.72的百分點, 各國應調整總體生產規模與採用資本密集生產方式, 調整至最適規模, 可有效提高 TFP 變動率。個別國家以香港、馬來西亞、菲律賓、新加坡與台灣等五國的 TFP 呈正成長, 其中菲律賓和台灣的成長率領先各國, 以技術進步構成這五國 TFP 成長的主要動力。各國應持續投注研發經費, 藉以提高總體生產力與生產技術, 帶動技術進步和生產效率, 當能有效促進 TFP 成長率與維持經濟繁榮, 提升國民福祉。

將樣本期間區分爲1985–1990年、1991–1996年、1997–1999年以及2000–2003年等四段區間, 觀察10國之各項指標值隨時間變化的情形。發現四段區間的 TFP 變動率皆爲負值, 在金融風暴與全球經濟不景氣期間最爲顯著, 分別每年平均以17.81%與3.65%的速度衰退; 平均技術進步率於樣本期間內漸次下降, 不利於樣本國家長遠經濟發展; 平均技術效率於樣本期間內逐漸惡化, 尤其以金融風暴期間最爲嚴重, 各國實際產出水準逐漸偏離生產邊界; 規模效果對 TFP 變動率的影響在四段區間都爲負, 生產規模與方式的調整, 爲當務之急。

附錄1. 機率密度函數與期望值的推導

附錄1爲推導進行迴歸分析時所需使用之組合誤差項 ε_i 的機率密度函數 $h(\varepsilon_i)$, 以及計算技術效率值所需之條件機率密度函數 $h(u_i|\varepsilon_i)$。已知 ε_{it} 是由隨機干擾項和技術無效率所組成, 即 $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i g_t'$, 假設 $v_{it} \sim$

臺灣大學學術期刊資料庫

$N(0,\sigma_v^2)$, 且 $u_i \sim |N(0,\sigma_u^2)|$, 且隨機變數 u_i 與 v_{it} 相互獨立, 因此兩者的聯合機率密度函數應爲 $f(u_i, v_{it}) = f(u_i) \times f(v_{it})$, 則 $f(u_i, \varepsilon_{it}) = f(u_i) \times f(\varepsilon_{it} + u_i g_t')$, 故可得 $f(u_i, \varepsilon_i) = \prod_{t=1}^{T} f(u_i, \varepsilon_{it}) = f(u_i) \times \prod_{t=1}^{T} h(\varepsilon_{it} + u_i g_t')$, 進而推導 ε_i 的機率密度函數, 如下所示:

$$
\begin{aligned}
h(\varepsilon_i) &= \int_0^{\infty} f(u_i, \varepsilon_i)\, du_i \\
&= \int_0^{\infty} \left\{ \frac{2}{(2\pi)^{1/2}\sigma_u} \exp\left(\frac{-u_i^2}{2\sigma_u^2}\right) \times \frac{1}{(2\pi)^{T/2}\sigma_v^T} \right. \\
&\quad \left. \times \exp\left[\frac{-\sum_t \left(\varepsilon_{it} + u_i g_t'\right)^2}{2\sigma_v^2} \right] \right\} du_i \\
&= H \int_0^{\infty} \exp \\
&\quad \left[\frac{-1}{2} \left(\frac{u_i^2\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \varepsilon_{it}^2 + \sigma_u^2 u_i^2 \sum_t g_t'^2 + 2\sigma_u^2 u_i \sum_t \varepsilon_{it} g_t'}{\sigma_u^2\sigma_v^2} \right) \right] du_i \\
&= H \int_0^{\infty} \exp\left[\frac{-1}{2\sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2} \left(u_i + \frac{\sigma_u^2 \sum_t \varepsilon_{it} g_t'}{\sigma^2} \right)^2 \right] du_i \\
&\quad \times \exp\left\{ \frac{-1}{2\sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2} \left[\frac{\sigma^2\sigma_u^2 \sum_t \varepsilon_{it}^2 - \sigma_u^4 \left(\sum_t \varepsilon_{it} g_t'\right)^2}{\sigma^4} \right] \right\},
\end{aligned}
$$

式中 $H = 2/[(2\pi)^{(T+1)/2}\sigma_u\sigma_v^T]$, $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t g_t'^2$。

令 $t = [u_i + (\sigma_u^2 \sum_t \varepsilon_{it} g_t')/\sigma^2]/(\sigma_u\sigma_v/\sigma)$, 對其全微分可得 $dt = du_i/(\sigma_u\sigma_v/\sigma)$, 並令 $A_i = [(\sigma_u^2 \sum_t \varepsilon_{it} g_t')/\sigma^2]/(\sigma_u\sigma_v/\sigma) = \sigma_u \sum_t \varepsilon_{it} g_t'/\sigma\sigma_v$, 代入上式 $h(\varepsilon_i)$, 如下所示, 經整理可得:

$$
\begin{aligned}
h(\varepsilon_i) &= \frac{2}{(2\pi)^{(T+1)/2}\sigma_u\sigma_v^T} \int_A^{\infty} \exp\left(\frac{-1}{2}t^2\right) \left(\frac{\sigma_u\sigma_v}{\sigma}\right) dt \\
&\quad \times \exp\left\{ \frac{-1}{2\sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2} \left[\frac{\sigma^2\sigma_u^2 \sum_t \varepsilon_{it}^2 - \sigma_u^4 \left(\sum_t \varepsilon_{it} g_t'\right)^2}{\sigma^4} \right] \right\} \\
&= \frac{2}{\sigma_v^{T-1}\sigma} [1 - \Phi(A_i)] \prod_{t=1}^{T} \phi\left(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_v}\right) \exp\left[\frac{1}{2} \left(\frac{\sum_t \varepsilon_{it} g_t'}{\sigma_v\sigma/\sigma_u} \right)^2 \right],
\end{aligned}
$$

式中 $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別是標準常態分配的機率密度和累積分配函數。

臺灣大學學術期刊資料庫

欲計算各樣本國家的技術效率值, 須先導出條件機率密度函數 $h(u_i|\varepsilon_i)$, 如下所示, 經整理可得:

$$
\begin{aligned}
h\left(u_i|\varepsilon_i\right) &= \frac{f\left(u_i, \varepsilon_i\right)}{h\left(\varepsilon_i\right)} \\
&= \left\{ \frac{2}{(2\pi)^{(T+1)/2}\sigma_u\sigma_v^T} \exp\left[\frac{-1}{2}\times \right.\right. \\
&\quad \left.\left(\frac{u_i^2\left(\sigma_v^2+\sigma_u^2\sum_t g_t'^2\right)+\sigma_u^2\sum_t \varepsilon_{it}^2+2\sigma_u^2 u_i\sum_t \varepsilon_{it}g_t'}{\sigma_u^2\sigma_v^2}\right)\right] \Big/ \\
&\quad \frac{2}{(2\pi)^{T/2}\sigma_v^{T-1}\sigma}\left[1-\Phi\left(A_i\right)\right]\times \\
&\quad \left.\exp\left[\frac{-1}{2}\left(\frac{\sigma^2\sigma_u^2\sum_t \varepsilon_{it}^2-\sigma_u^4\left(\sum_t \varepsilon_{it}g_t'\right)^2}{\sigma_u^2\sigma_v^2\sigma^2}\right)\right]\right\} \\
&= \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\left[1-\Phi\left(A_i\right)\right]\sigma_u\sigma_v/\sigma}\times \\
&\quad \exp\left[\frac{-1}{2}\left(\frac{u_i^2\sigma^4+2u_i\sigma^2\sigma_u^2\sum_t \varepsilon_{it}g_t'+\sigma_u^4\left(\sum_t \varepsilon_{it}g_t'\right)^2}{\sigma_u^2\sigma_v^2\sigma^2}\right)\right] \\
&= \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\left[1-\Phi\left(A_i\right)\right]\sigma_u\sigma_v/\sigma}\times \\
&\quad \exp\left\{\frac{-1}{2}\left[\frac{\left(u_i^2+\sigma_u^2\sum_t \varepsilon_{it}g_t'/\sigma^2\right)^2}{\sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2}\right]\right\} \\
&= \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\left[1-\Phi\left(A_i\right)\right]\sigma_*}\exp\left[\frac{-1}{2\sigma_*}\left(u_i-\mu_*\right)^2\right] \\
&= \frac{1}{1-\Phi\left(\frac{-\mu_*}{\sigma_*}\right)}N\left(\mu_*,\ \sigma_*^2\right),
\end{aligned}
$$

式中 $\sigma_*^2=\sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2$, $\mu_*=-\sigma_u^2\sum \varepsilon_{it}g_t'/\sigma^2$, 故證明 $A_i=-\mu_*/\sigma_*$。由上式可知, $h(u_i|\varepsilon_i)$ 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。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄2. 模型3各項指標值

	產量彈性		規模彈性	技術效率	TFP 變動率	技術 變動率	技術效率 變動率	規模效果
	X_1	X_2						
中國	0.5086	−1.3798	−0.8712	0.7902	0.1036	0.0821	−0.0052	0.0267
	(0.0709)	(0.0513)	(0.0357)	(0.3051)	(0.1276)	(0.0163)	(0.0182)	(0.1367)
香港	0.2706	0.8541	1.1247	0.7564	0.0278	0.0324	−0.0069	0.0023
	(0.0705)	(0.0469)	(0.0256)	(0.3543)	(0.0304)	(0.0120)	(0.0241)	(0.0023)
印尼	0.4161	−0.5133	−0.0971	0.6653	−0.4306	0.0624	−0.0833	−0.4096
	(0.0667)	(0.0190)	(0.0511)	(0.4841)	(0.6557)	(0.0072)	(0.2928)	(0.5915)
日本	0.3905	−0.3073	0.0833	0.7296	−0.2306	0.0293	−0.0087	−0.2512
	(0.0736)	(0.0731)	(0.0033)	(0.3931)	(0.2559)	(0.0138)	(0.0306)	(0.2778)
南韓	0.3491	0.1075	0.4566	0.6668	−0.0195	0.0406	−0.0322	−0.0279
	(0.0702)	(0.0421)	(0.0310)	(0.4837)	(0.1035)	(0.0139)	(0.1131)	(0.0340)
馬來西亞	0.3176	0.4248	0.7424	0.7311	0.0347	0.0513	−0.0086	−0.0080
	(0.0664)	(0.0088)	(0.0603)	(0.3910)	(0.0341)	(0.0123)	(0.0301)	(0.0104)
菲律賓	0.3717	−0.0801	0.2916	0.6680	0.1011	0.0661	−0.0273	0.0624
	(0.0650)	(0.0098)	(0.0640)	(0.4821)	(0.1171)	(0.0060)	(0.0960)	(0.0528)
新加坡	0.2496	1.0611	1.3107	0.6878	0.0321	0.0357	−0.0143	0.0108
	(0.0679)	(0.0221)	(0.0516)	(0.4537)	(0.0577)	(0.0143)	(0.0504)	(0.0097)
台灣	0.3200	0.3925	0.7125	0.7162	0.0230	0.0441	−0.0099	−0.0112
	(0.0723)	(0.0594)	(0.0139)	(0.4126)	(0.0376)	(0.0148)	(0.0349)	(0.0106)
泰國	0.3781	−0.1441	0.2341	0.6691	−0.0120	0.0632	−0.0249	−0.0503
	(0.0718)	(0.0585)	(0.0210)	(0.4807)	(0.1204)	(0.0137)	(0.0876)	(0.1170)
東亞10國	0.3572	0.0415	0.3987	0.7080	−0.0370	0.0507	−0.0221	−0.0656
	(0.0983)	(0.6720)	(0.6008)	(0.4194)	(0.2794)	(0.0206)	(0.1099)	(0.2525)

註: 1. X_1 與 X_2 分別代表實質資本存量及總就業人口。
2. TFP 變動率等於技術效率變動率、技術變動率與規模效果三者之和。
3. 表中數值爲各變數 19 年平均值, 括號裡數字爲標準差。

期刊資料庫

參考文獻

Al-Yousif, Y. K. (1997), "Exports and economic growth: Some empirical evidence from the Arab Gulf countries", *Applied Economics*, 29, 693–697.

Barro, R. J. (1990), "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, 98, 103–125.

——— (1991), "Economic growth in cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407–443.

——— (2001), "Human capital and growth", *American Economic Review*, 91, 12–17.

Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1992), "Frontier productions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153–169.

Beck, T., Levine, R., and Loayza, N. (2000), "Finance and the sources of growth", *Journal of Financial Economics*, 58, 261–300.

Benhabib, J. and Spiegel, M. M. (1994), "The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, 34, 143–173.

Bernastein, J. I. and Nadiri, M. I. (1991), "Product demand, cost of production, spillovers and the social rate of return to R&D", NBER Working Paper, No.3625.

Caves, D. W., Christensen, L. R., and Diewert, W. E. (1982), "The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity", *Econometrica*, 50, 1393–1414.

Chang, C. C. and Luh, Y. H. (2000), "Efficiency change and growth in productivity: The Asian growth experience", *Journal of Asian Economics*, 10, 551–570.

Collins, S. and Bosworth, B. (1996), "Economic growth in East Asia: Accumulation versus assimilation", *Brookings Papers in Economics*, 2, 135–203.

Cook, P. and Uchida, Y. (2002), "Productivity growth in East Asia: A reappraisal", *Applied Economics*, 34, 1195–1207.

Cornwell, C., Schmidt, P., and Sickles, R. C. (1990), "Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels", *Journal of Econometrics*, 46, 185–200.

De Gregorio, J. and Guidotti, P. E. (1995), "Financial development and

臺灣大學學術期刊資料庫

economic growth", *World Development*, 23, 434–448.

Esfahani, H. S. (1991), "Exports, imports, and economic growth in semi-industrialized countries", *Journal of Development Economics*, 35, 93–116.

Evans, A. D., Green, C. J., and Murinde, V. (2002), "Human capital and financial development in economic growth: New evidence using the translog production function", *International Journal of Finance and Economics*, 7, 123–140.

Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., and Zhang, Z. (1994), "Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries", *American Economic Review*, 84, 66–83.

Fischer, S. (1993), "The role of macroeconomic factors in growth", *Journal of Monetary Economics*, 32, 485–512.

Goldsmith, R. W. (1969), *Financial Structure and Development*, New Haven, CT: Yale University Press.

Greenaway, D. and Sapsford, D. (1994), "What does liberalization do for exports and growth?", *Weltwirschaftliches Archives*, 130, 152–174.

Han, G., Kalirajan, K. P., and Singh, N. (2002), "Productivity and economic growth in East Asia: Innovation, efficiency and accumulation", *Japan and the World Economy*, 14, 401–424.

——— (2004), "Productivity, efficiency and economic growth: East Asia and the rest of the world", *Journal of Developing Areas*, 37, 99–117.

Hayami, Y. and Ruttan, V. W. (1970), "Agricultural productivity differences among countries", *American Economic Review*, 60, 895–911.

Henderson, D. J. and Russell, R. R. (2005), "Human capital and convergence: A production-frontier approach", *International Economic Review*, 46, 1167–1205.

Hsieh, C. T. (1999), "Productivity growth and factor prices in East Asia", *American Economic Review*, 89, 133–138.

——— (2002), "What explains the industrial revolution in East Asia? Evidence from the factor markets", *American Economic Review*, 92, 502–526.

Huang, C. J. and Liu, J. T. (1994), "Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function", *Journal of Productivity Analysis*, 5, 171–180.

Islam, N. (1995), "Growth empirics: A panel data approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127–1170.

Jeon, B. M. and Sickles, R. C. (2004), "The role of environmental factors in

臺灣大學學術期刊資料庫

growth accounting", *Journal of Applied Economics*, 19, 567–591.

Kalirajan, K. P., Obwona, M. B., and Zhao, S. (1996), "A decomposition of total factor productivity growth: The case of Chinese agricultural growth before and after reforms", *American Journal of Agricultural Economics*, 78, 331–338.

Kim, J. I. and Lau, L. (1994), "The sources of economic growth in the East Asian newly industrialized countries", *Journal of the Japanese and International Economies*, 8, 235–271.

King, R. G. and Levine, R. (1993a), "Finance and growth: Schumpeter might be right", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 771–737.

——— (1993b), "Finance, entrepreneurship and growth", *Journal of Monetary Economics*, 32, 513–542.

Krüger, J. J. (2003), "The global trends of total factor productivity: Evidence from the nonparametric Malmquist index approach", *Oxford Economic Paper*, 55, 265–286.

Krugman, P. (1994), "The myth of Asia's miracle", *Foreign Affairs*, 6, 62–78.

Kumbhakar, S. C. (1990), "Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency", *Journal of Econometrics*, 46, 201–212.

Kumbhakar, S. C. and Lovell, C. A. K. (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.

Kumbhakar, S. C. and Wang, H. J. (2005), "Estimation of growth convergence using a stochastic production frontier approach", *Economics Letters*, 88, 300–305.

Lee, Y. H. and Schmidt, P. (1993), "A production frontier model with flexible temporal variation in technical inefficiency", in C. A. K. Lovell H. O. Fried and S. S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press.

Levine, R. (1997), "Financial development and economic growth", *Journal of Economic Literature*, 35, 668–726.

Levine, R., Loayza, N., and Beck, T. (2000), "Financial intermediation and growth: Causality and causes", *Journal of Monetary Economics*, 46, 31–77.

Levine, R. and Zervos, S. (1998), "Stock markets, banks and economic growth", *American Economic Review*, 88, 537–558.

Liu, Z. and Stengos, T. (1999), "Nonlinearity in cross-country growth regressions: A semiparametric approach", *Journal of Applied Econometrics*,

臺灣人文學術期刊資料庫

14, 527–538.
Lucas, R. (1988), "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.
Mankiw, N. G., Romer, D., and Weil, D. N. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407–437.
Manuneas, T. P. (1999), "Spillover from publicly financed R&D capital in high tech industries", *International Journal of Industrial Organization*, 17, 215–239.
Marti, C. (1996), "Is there an East Asian miracle?", Technical Report (October), Union Bank of Switzerland Economic Research Working Paper.
Mckinnon, R. I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington D.C.: Brooking Institution.
Miller, S. M. and Upadhyay, M. P. (2000), "The effect of openness, trade orientation and human capital on total factor productivity", *Journal of Development Economics*, 63, 399–423.
Moschos, D. (1989), "Export expansion, growth, and the level of economic development", *Journal of Development Economics*, 30, 93–102.
Nadiri, M. I. and Prucha, I. P. (1996), "Estimation of the depreciation rate of physical and R&D capital in the U.S. total manufacturing sector", *Economic Inquiry*, 34, 43–56.
Park, J. H. and Prime, P. B. (1997), "Export performance and growth in China: A cross-provincial analysis", *Applied Economics*, 29, 1353–1363.
Porter, M. (1990), *The Competitive Advantage of Nations*, New York: Free Press.
Romer, P. M. (1986), "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy*, 94, 1002–1037.
——— (1990), "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, 98, 71–102.
Shaw, E. S. (1973), *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Qxford University Press.
Solow, R. M. (1957), "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, 39, 312–320.
Sun, C. H. (2004), "Market imperfection and productivity growth: Alternative estimates for Taiwan", *Journal of Productivity Analysis*, 22, 5–27.
Wu, Y. (2004), "Openness, productivity and growth in the APEC economies", *Empirical Economics*, 29, 593–604.

臺灣大學學術期刊資料庫

Young, A. (1992), "A tale of two cities: Factor accumulation and technical change in Hong Kong and Singapore", in *NBER Macroeconomic Annual*, 13–54, Cambridge: MIT Press.

——— (1994), "Lessons from the East Asian NICs: A contrarian view", *European Economic Review*, 38, 964–973.

——— (1995), "The tyranny of numbers: Confronting the statistical realities of the East Asian growth experience", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 641–680.

投稿日期: 2006年7月10日, 接受日期: 2007年7月19日

臺灣大學學術期刊資料庫

A Study of Production Efficiency and the Rate of Total Factor Productivity Growth for Ten East Asian Countries

Tai-Hsin Huang

Department of Money and Banking, National Chengchi University

Ying-Hsiu Chen

Department of Finance, Yuanpei University

Mei-Hui Wang

Department of Banking and Finance, Tamkang University

This paper proposes a model of a stochastic frontier production function, in which all variables are expressed in the form of growth rates and measures of human capital and financial development are included as extra inputs, to estimate production efficiency and the rate of total factor productivity (TFP) change for ten East Asian countries during the period 1985–2003. The TFP change is further decomposed into three components, i.e., technological progress, changes in technical efficiency, and scale effects. Evidence is found that on average the output elasticity of each input is positive, that decreasing returns to scale prevails, and that the mean technical efficiency is around 0.91. Evidence is also found that the average rate of TFP change per annum is −6.57% and attains a minimum value of −17.81% during the period of the Asian financial crisis. Moreover, technological progress constitutes the main source of TFP growth, while the contribution of the efficiency change and scale effect to TFP growth are both negative.

Keywords: Production Efficiency, Productivity, Total Factor Productivity, Output Elasticity

JEL classification: C23, D24, O47, O53

臺灣大學學術期刊資料庫