

總要素生產力與經濟成長：台灣的實證研究

張雅棻* 官德星**

摘 要

本文以實證研究台灣在經濟成長的過程中，總要素生產力(TFP)所扮演的角色，從成長的觀點，在動態一般均衡理論的架構下，來解讀台灣的成長。我們首先利用 Robert Solow 的新古典成長理論，來分析台灣經濟成長的來源，並校準一個實證模型，使我們的模型能夠模擬真實的情況。在文中我們首先假設 TFP 為 AR(1)的形式，隨機的外生技術衝擊透過一般均衡理論的架構，產生各變數時間數列均衡解；結果顯示，我們模擬的結果似乎沒有非常接近實際的資料，原因可能和資本累積方程式、效用函數、工作的負效用函數等的設定，或是效用函數以二次式逼近的方法和精準度有關。

此外，我們參考 Hayashi and Prescott (2002)的做法，將外生變數以實際的資料代入模型中，模擬並預測 1998-2008 年的資料，以此探討每人工時變動後的經濟情況。我們發現，當 TFP 為確定的時候，我們的模型幾乎可以正確地描述實際的情況，並推測每人產出、每人消費、每人資本對每人產出之比例，將在 2003-2008 年以小幅度成長。

關鍵詞：總要素生產力、經濟成長來源分析、實質景氣循環、週休二日

我們感謝蕭文宗和張淑華兩位教授以及匿名評審的寶貴意見，文中若有任何錯誤，全由作者負責。

*作者為中國國際商業銀行專員

**作者為國立台北大學經濟學系副教授

壹、前言	伍、結論
貳、成長來源分析	陸、附錄
參、理論與實證模型	柒、參考文獻
肆、實證結果分析	

壹、前言

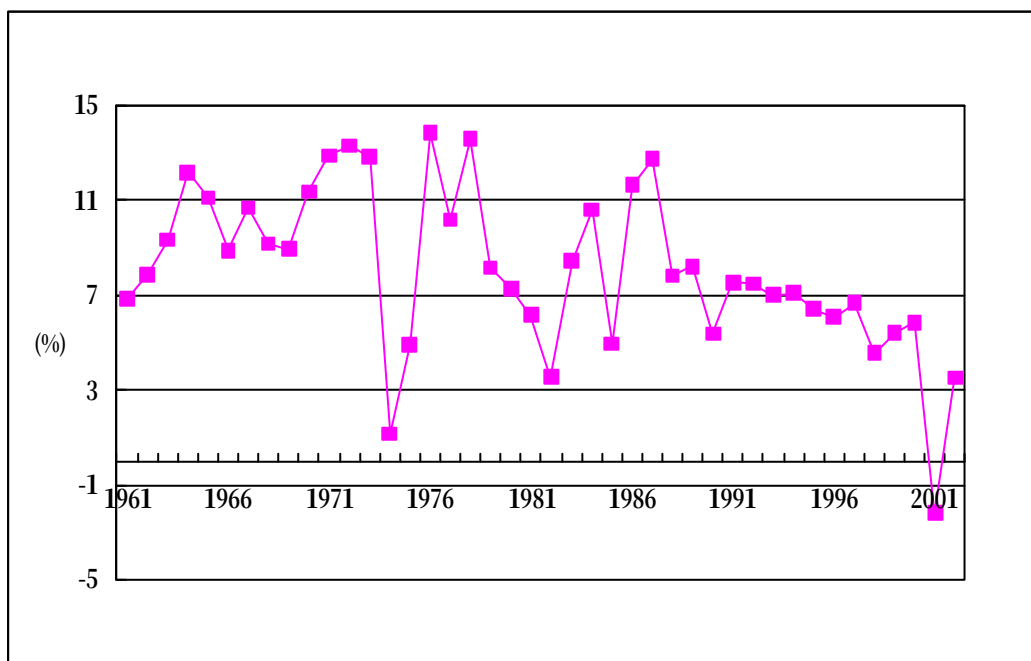
早期台灣的經濟力求穩定中發展，對於戰後的經濟重建，政府提出以農養工的方針，土地改革提高了農業勞動生產率，工業的重心則在資金需求量不大、技術要求不高的民生工業上。1960 年代開始，台灣利用低廉工資的比較利益，發展勞力密集型的加工出口工業，加速發展台灣的工業，帶動經濟蓬勃發展。1980 年代起，勞力密集型的加工出口工業由於經濟環境的變化，喪失了比較利益，政府開始以產業升級為重大調整內容，發展以通訊、消費電子、半導體、精密器械與自動化等為主的資本和技術密集型工業，奠定了資訊產業在 1990 年代蓬勃發展的基礎。在 1960 年代，台灣平均每人國民生產毛額僅 152 美元，1980 年代增為 2669 美元，至 2001 年已達 12876 美元，經濟成長的腳步快到成為舉世矚目的經濟奇蹟。

而近年來，台灣經濟情勢在國內外因素影響下，陷入了前所未有的惡化局面。如圖一所示，台灣實質國內生產毛額（註一）每年成長率不斷下降，尤其在 2001 年前三季，成長率以每季近兩個百分點的速度急劇下滑，全年經濟成長率衰退 2.18%，是戰後五十多年來台灣經濟出現的首次負成長。經濟衰退的情況對台灣本已困窘的財政產生了進一步衝擊，一方面賦稅收入持續下降，另一方面財政支出不斷增加，為彌補赤字，政府不得不大幅

註 一：以民國八十五年為基準年計算。

增加公債發行額，2002 年年底公債發行餘額佔 GNP 比例竟高達 14.5%。此外，台灣失業率在九 0 年代從未超過 3%，但從 2000 年下半年起迅速升高，到 2002 年底上升至 5.17%。

Kydland and Prescott (1982) 認為實質面的干擾，尤其是生產技術的變動，是造成景氣循環的主因，此為實質景氣循環（real business cycle, RBC）理論。他們利用經濟成長模型來探討一國的景氣循環現象。在本文中，我們有興趣的是，新古典成長模型可以說明台灣成長或衰退嗎？以及如何以成長模型做解釋？



圖一 台灣實質國內生產毛額每年成長率（1961-2002）

與台灣同屬東亞島國的日本，在七〇年代能源危機之後，經濟表現與其他工業國家相較之下仍屬傑出。至八〇年代，就 GDP 而言，日本已然成為全球第二大經濟體。但在九〇年代事態逆轉，自 1991 年起陷入長期經濟

衰退。日本許多經濟學者分析，經濟衰退的原因可能是不適當的財政政策、流動性陷阱、在泡沫化時期過度投資的負面影響導致後來私人部門的資本支出大幅下降，以及銀行信用緊縮（credit crunch）等所造成。在最近的一篇文章中，Hayashi and Prescott（2002）卻反駁這些因素對日本長期經濟衰退的解釋能力，以新古典成長模型提供新的見解，強調總要素生產力(total factor productivity, TFP)成長率的下降和每週工作時數縮減的影響力。

本文基本上希望利用 Hayashi and Prescott（2002）的分析方法，來探討台灣近幾年來的經濟衰退，究竟是否和 TFP 的衰退有關。我們利用 Solow (1957)的架構，定義總要素生產力為總合投入要素的平均產量，亦即若假設生產函數為 $Y = AF(K, L)$ ，即 Hicks 中性技術變動的總合生產函數，則總要素生產力為 $A = \frac{Y}{F(K, L)}$ 。至於總要素生產力的提升，也可廣義解釋成生產技術進步或基礎建設（infrastructure）的提昇等因素。譬如 Jones（2002）就認為，除了一般公共設施的興建，譬如公路、鐵路、橋樑等基礎建設之外，TFP 也應包含政府政策的穩定程度，法令制度的完備，以及對外貿易的開放程度等因素在內。

自 1950 年代中期以來，無論從個體經濟學或總體經濟學的角度，已對技術進步進行大量的研究。個體方面的研究主要是調查各種發明或創新的來源、原因，與速度，從技術效率、分配效率層面分析；總體方面則由整體觀點著眼技術進步所發揮的作用，例如技術進步在經濟成長過程中的重要性如何？技術進步是經濟制度外生的因素或內生的因素？發明與創新如何化為總體經濟中的技術進步。台灣經濟之快速成長，引起舉世矚目，被譽為新興工業國家之一，成長的因素雖多，但生產力的大幅提高，應該為重要的因素之一。本文擬以實證研究台灣在經濟成長的過程中，總要素生

產力所扮演的角色，從成長的觀點，在動態一般均衡理論的架構下，來解讀台灣的成長。亦即我們將透過完全競爭一般均衡模型的擴散機能，來闡述外生衝擊帶來的經濟成長或衰退；如同 RBC 理論，我們的模型有嚴謹的個體選擇基礎，視總合變數為代表性個人面臨生產函數及資源限制下，極大化他們的預期效用的結果。因此，我們可從中了解，代表性個人在效用極大化的架構下，其因應外生衝擊的結果如何影響總合變數的均衡。

Hayashi 和 Prescott (2002) 的實證模型是我們研究的重點，除了以各變數對經濟成長貢獻的程度分析成長來源，也將校準實證模型，透過對參數的修正，看看我們的模型是否能模擬真實的情況。而在模擬的過程中，我們採 Kydland and Prescott (1982) 的方法，將代表性個人的效用函數在安定狀態 (steady state) 附近以二次式的形式逼近，並做線性二次式 (linear-quadratic) 的動態規劃 (註二)。

本文共分為五節，除了第一節為緒論外，第二節從簡單的總合生產函數開始，計算各變數對經濟成長貢獻的程度，分析經濟成長來源，第三節利用 Hayashi and Prescott (2002) 作為模型架構，並做模型校準 (model calibration)，以探討週休二日所產生的工時變化，以及 TFP 對短期景氣波動和長期經濟成長的影響，第四節報告並解釋模擬結果，包括，以及從經濟成長的觀點解釋台灣的經濟成長；第五節為結論。本文所有資料的來源都列於附錄一。在附錄二中，我們將說明對於實質資本存量的推算方法。

註 二：此外，我們在安定狀態求解過程中會遇到非線性聯立方程式，因此採用數學軟體 Mathematica 來求解；在做動態規劃及模型校準時，則是採用 Gauss 軟體求算 Riccati 差分方程及均衡的結果。

貳、成長來源分析

在分析 TFP 的變動會使經濟成長或衰退這個問題之前，我們必須先度量台灣實際的 TFP 為何，並在假設的總合生產函數之下，計算出實質 GDP 的成長率究竟有多少可以歸因於 TFP 的變動，如此不但可以作為我們理論分析的基礎，而且也可以讓我們對於 TFP 這個變數，有一個初步的了解。如前所述，由於我們要在 Hicks 中性技術變動的總合生產函數下，來分析 TFP，因此我們必須先知道實質資本財 K 的大小，才能根據生產函數推算出 TFP。可惜資本存量本身就是一個頗有爭議的變數，因此我們在附錄二中，討論了幾種常用的資本存量推估法，找出一個比較合於實際情況的資料，並據此來推算 TFP，然後再計算經濟成長的來源。根據附錄二所敘述的方式求出資本存量後，便可推算台灣的 TFP。

Solow (1957) 利用 Hicks (1932) 中性技術生產函數，將產出成長率分解為資本成長率、勞動成長率與技術進步成長率，其用意在分析經濟成長來源的貢獻程度。此後的經濟學家，例如 Edward Denison、Dale Jorgenson 等都採用 Solow 的分解方法，來探討經濟成長來源的相關議題，而成長來源分析也因此成為研究經濟成長最基本的課題之一。本節將利用 1961-2002 年，共 42 筆年資料，分析台灣的經濟成長來源。假設廠商的生產要素為資本和勞動，我們將總合生產函數寫成 Hicks 中性技術的形式（註三），亦即我們假設技術進步沒有附著於任何投入要素上：

註 三：Hicks (1932) 在其工資理論 (Theory of Wages) 中介紹技術進步的分類方法。

「吾人可將各種發明，按其對資本邊際產出與勞動邊際產出的比率所發生之初期效果，係增加、維持不變，或減少進行分類。」「在資本對勞動比率固定不變下，資本邊際產出對勞動邊際產出若維持不變，則稱為 Hicks 中性。」

$$Y = AK^q (hE)^{1-q} \quad (1)$$

其中， Y 為總合產出、 A 為 TFP、 K 為資本存量、 h 為就業者每人工作時間， E 則為就業人數，而 $hE = L$ 為總工時。首先，將(1)式兩邊分別取自然對數，再對時間微分即可得：

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + q \cdot \frac{\dot{K}}{K} + (1-q) \cdot \left(\frac{\dot{h}}{h} + \frac{\dot{E}}{E} \right) \quad (2)$$

(2)式說明產出成長率等於 TFP 成長率，加上資本成長率以及勞動成長率的加權平均，當然，如眾所週知，在此架構下 TFP 又稱為“Solow 殘差項(Solow residual)”，代表除了勞動和資本之外，所有可能影響經濟成長的因素。將勞動的實際資料和資本的推估資料代入(2)式，並參考 Kydland and Prescott (1982)以及 Young (1994)的設定，假設 $q = 0.36$ （註四），亦即假設資本所得佔總所得的份額或比例為 36%。

有關資本份額參數值的選取，我們採取的方式是盡量選取國內外已有的參數估計值，來作為我們成長來源分析的依據。我們找到的參數值主要有三組：李秀雲(1992)估計的 0.24，張淑華(1996)估計的 0.22，以及 Young (1994)使用的 0.45 和 0.35。其中李秀雲和張淑華的估計值都似乎太小，和 Young 使用的 0.45 以及 0.35 都相去甚遠，而 Young 的 0.45 又似乎太大，因為一般的估計值多半介於 0.3 和 0.4 之間，當然這並不代表哪一組是比較好的估計值，但是對我們選取參數值這件事情上，的確產生了一些困擾。

在沒有特別強的經濟理由可用來判斷誰比較好的情形下，我們決定將以上所有結果並列，但是正文仍然使用 0.36 的例子(大致可解釋為使用 Young (1994, p. 971)的 0.35 資本份額參數)，而將使用李秀雲-張淑華，以及 Young

註 四：除了正文以及附錄的例子外，本文另外曾嘗試 0.33 以及 0.38 的組合，但由於並沒有相關台灣的其它實證結果估計出這些數字，我們在此就予以省略。

的 0.45 參數值而得到的成長來源分析結果列於附錄五，以供讀者參考。使用 0.36 有幾個原因：首先是它很接近 Young 的 0.35 的例子，而且在我們後面的模擬分析中，其結果也相對比較穩定，其次，它介於李秀雲和張淑華的較小參數值，以及 Young 的 0.45 的較大參數值之間，因此可視為二者的平均值，比較不會有參數值過小或過大的疑慮。

這是因為過小的資本份額會使資本對 GDP 成長的貢獻被低估，而使 TFP 對 GDP 成長的貢獻被高估；反之，過大的資本份額會使資本對 GDP 成長的貢獻被高估，而使 TFP 對 GDP 成長的貢獻被低估。譬如在 Young (1994) 的文中，由於他一開始使用 0.45 作為資本份額參數值，使其估計出來的台灣 TFP 成長率就相對偏低，於是他便容易得到亞洲四小龍的經濟奇蹟，主要是來自生產要素（尤其是實質資本）的大量累積，而非技術進步造成。當然這不代表 Young 的結論是錯的，但不可否認的是過大的資本份額參數值，的確會造成資本對經濟成長貢獻被高估的這個事實。另一方面，我們如果使用李秀雲和張淑華的過小參數值，則可預料的是會造成資本對經濟成長貢獻被低估的結果，而無論高估或低估，除非我們有很強的經濟理由必須使用它，或是沒有其它的參數值可供選擇，否則實在沒有理由一定要使用不可。

至於我們選擇的 0.36 介於以上兩個極端之間，又十分接近 Young (1994, p.971) 曾使用過的 0.35，而且在實證模擬上又比較穩定，容易收斂，因此我們最後決定選取 0.36 作為資本份額的參數值，而將使用李秀雲 0.24，張淑華 0.22，以及 Young 0.45 等三個參數值，所得到的成長來源分析列於附錄五，以供參考。我們由附錄五中發現，的確資本份額愈大，資本對 GDP 貢獻就愈大，TFP 對 GDP 貢獻就愈小。不過即使資本份額大到 Young 的 0.45，

我們仍然可以看出 TFP 是解釋台灣經濟成長來源最重要的因素，儘管它貢獻的比重會隨者資本份額的大小而改變。

在作成長來源分析時，通常我們需要作一些時間點上的分段，以便能比較清楚地看出動態的變化過程。這是因為成長來源分析並不是在討論長期安定狀態，而是要看國民所得的動態變化過程。不過，在分段時間的選取上，其實並沒有一定的分法，因此本文就採用以十年為一區段的簡單分法，如同 Mankiw (2003, p. 233) 的分法，來作成長來源分析。但為了避免會有任何分段導致結果被扭曲的現象出現，我們另外作了一組不同時段的對照組，並將結果列於附錄六，以供參考。我們由附錄六中發現，如果我們以兩次石油危機作為時間分段的依據，而不是以固定的十年一段的分法，則結果的確略有不同，但是 TFP 是解釋台灣經濟成長來源重要因素的這個結論，仍然沒有改變，而且我們發現石油危機似乎還強化了 TFP 的重要性。

我們將主要的計算結果，以及各變數對經濟成長貢獻程度的成長來源分析，列於表一：

表一 台灣的成長來源分析

單位：%

期間	產出 成長率	成長來源				每就業人產出 成長率
		TFP	K	h	E	
1961-1971	10.88	8.47	0.84	-0.39	1.96	7.59
1971-1981	9.92	5.12	3.04	-0.48	2.24	6.21
1981-1992	8.94	5.24	2.67	-0.47	1.50	6.47
1992-2002	5.32	2.16	2.89	-0.40	0.67	4.20
1961-2002	8.60	5.25	2.36	-0.44	1.59	6.12

由表一我們可以看出台灣產出成長率與要素投入成長率的變動趨勢。表中最後一列為 1961-2002 年的平均成長率，產出成長率平均 8.6%，我們可以很明顯地看出其中 5.25%是由 TFP 所貢獻，佔了大部分的百分比；又 2.36%是由資本所貢獻、每人工時貢獻-0.44%、就業人口貢獻 1.59%。

從產出來看，產出成長率由 1961-1971 年的 10.88%，掉落到 9.92%、8.94%，一直到最近十年驟降為 5.32%，經濟成長呈現下降的趨勢；從 TFP 來看，TFP 在每個期間內對產出成長率貢獻大部分的比例，且 TFP 成長率也呈現下降的趨勢；從資本來看，資本在早期對產出成長率貢獻比例極小，之後亦波動不大，在 2.6%到 3%附近徘徊；從每人工時來看，每人工時成長率皆為負的，亦即隨著經濟持續發展，每人工作時間慢慢縮減；從就業人數來看，1961-1971 年到 1971-1981 年，就業人口成長率增加為 2.24%，之後每個期間以 0.7%到 0.8%的幅度下降。值得一提的是，產出成長率從 1981-1992 年到 1992-2002 年掉落 3.6 個百分點，而 TFP 成長率掉落 3.1 個百分點，資本和每人工時成長率不減反增，就業人口成長率則下降 0.8 個百分點。因此我們發現，經濟成長下降的主要原因是與總要素生產力成長率的下降有關。有了以上的資料和成長來源分析的結果為基礎，在第三節中，我們綜合了 Hayashi and Prescott (2002)和 Kydland and Prescott (1982)的方法，利用一個比前述 Solow 模型完整的成長模型，來實際模擬隨機的生產技術變動，和確定的週休二日政策的改變等因素，會如何和 TFP 一起影響台灣近年來的經濟波動以及成長或衰退的現象。

參、理論與實證模型

我們的實證模型是建立在封閉的經濟體系之下，也就是不考慮進口與

出口的部分。假設總合生產函數仍如(1)式所示，而在此我們假設 TFP 為一外生的技術衝擊，可用如下的一階自我迴歸 (AR (1)) 表示： $A_{t+1} = l + r \cdot A_t + e_{t+1}$ ，其中 l 為常數， $-1 < r < 1$ ， e_{t+1} 為一服從標準常態分配之隨機干擾項。而資本累積方程式假設為：

$$K_{t+1} = (1-d)K_t + X_t \quad (3)$$

其中 d 為資本折舊率， X_t 為 t 期投資， K_t 為 t 期期初的總合資本存量。在消費者方面，假設有 N 個代表性家計單位，其目的為追求如下效用的極大：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} b^t N_t U(c_t, h_t, e_t)。$$

在實際操作時，我們假設效用函數為如下型式：

$$U(c_t, h_t, e_t) = \log c_t - g(h_t) \cdot e_t \quad (4)$$

其中 $c_t \equiv C_t / N_t$ ，代表每人消費； h_t 代表每人工作時間； $e_t \equiv E_t / N_t$ ，為就業比率。由於外生衝擊影響就業者每人工作時間之增減，因此工作的負效用將決定於就業者每人工作時間 h 。我們假設此負效用函數為一線性函數：

$$g(h) = \alpha \cdot \left(1 + \frac{h-44}{44} \right) \quad (5)$$

其中 α 為工作負效用的參數。(4)式隱含勞動是不可分割的，亦即假設每人不是工作 h 小時，就是沒有工作（即失業）；有工作的人工作的負效用為 $g(h_t)$ ，沒工作的人工作的負效用為 0，而假設第 t 期有工作的機率為 e_t （譬如可以透過 Hansen (1985) 所謂的抽籤 (lottery) 的假設，抽中籤者便可得到就業機會），因此代表性個人的負效用為 $g(h_t) \cdot e_t + 0 \cdot (1 - e_t) = g(h_t) \cdot e_t$ 。此外，我們假設資本所得的邊際稅率為 t ，除了資本所得稅以外的其他稅，包括薪資所得稅，皆視為定額稅。家計單位除了提供勞務，並將其擁有的資本財出租給生產部門，因此代表性家計單位的預算限制式可寫成：

$$C_t + X_t \leq w_t \cdot h_t \cdot E_t + r_t \cdot K_t - t \cdot (r_t - d) \cdot K_t - p_t \quad (6)$$

其中， w_t 為實質工資率， r_t 為資本財租賃價格， p_t 則為定額稅。最後，由

於假設封閉的經濟體系，所以資源限制式為：

$$Y_t = C_t + X_t + G_t \quad (7)$$

其中 G_t 為政府支出。而政府在第 t 期的預算限制式為：

$$G_t = t \cdot (r_t - d) \cdot K_t + p_t \quad (8)$$

在效用極大的均衡時，可以得到以下的隨機歐勒方程式 (stochastic Euler equations)：

$$E_t \{ c_t \cdot g(h_t) - w_t \cdot h_t \} = 0 \quad (9)$$

$$E_t \{ -MU_{c_t} + b \cdot MU_{c_{t+1}} \cdot [r_{t+1} \cdot (1-t) + t \cdot d + (1-d)] \} = 0 \quad (10)$$

$t = 0, 1, 2, \dots, \infty$ 。接著我們要討論這個模型在面對外生的生產技術衝擊，也就是當 TFP 變動時，是否能夠模擬台灣真實的狀況。模擬的步驟包括參數校準值的計算與調整和安定狀態值的求解。在參數值的選取方面， q 如前所述假設為 0.36（註五），資本折舊率假設為 0.04（註六）， a 可從家計單位效用極大對 e 的一階條件求得，在此我們用 1961-2002 年 a 之平均值當作其校準值，求算出 $a = 0.017$ 。在本文中，資本所得稅為營利事業所得稅加上營業稅，因此資本所得的邊際稅率可由(6)或(8)式求得。將 1961-2002 各年得到之 t 做平均，當作 t 之校準值，我們求算出 $t = 0.14$ 。我們可用(10)式求出 1961-2002 各年之 b ，再取其平均值作為 b 之校準值，於是我們得到 $b = 0.97$ （註七）。在邊際稅率 τ 和工作負效用參數 α 的計算上，我們也用

註 五：參見註四以及前一節的說明。

註 六：李秀雲（1992）曾設定台灣資本的季折舊率為 0.025，亦即年折舊率 0.1，本文也曾嘗試 $\delta = 0.1$ 、0.01、0.03、0.04、0.05，但最後以 $\delta = 0.04$ 模擬產生的結果最接近實際資料，故採用之。

註 七：在本文中，由於資本存量為自行推估的，本身已存在些許誤差，為了使模型產生的誤差最小，因此 α 、 τ 與 β 採用模型內的一階條件算出，避免因參數的設定扭曲了一般均衡模型。

到了(9)，(10)兩式。當然模型校準的分析方法一直以來，都受到許多計量經濟學家的批評和討論，譬如 Browning, Hansen, and Heckman (1999)就認為應該由自己的模型去估計初參數值，而不應借用別的研究所得的參數值，本文自然也會因此而受到一些批評和限制。

我們將模擬時採用的參數值列於表二：

表二 參數校準值

參數	校準值
q	0.36
d	0.04
a	0.017
t	0.14
b	0.97

我們接著求解均衡的長期安定狀態值，以便在其附近做二階泰勒展開，這是因為若要將效用函數在安定狀態解附近逼近成二次式，我們必須先求出安定狀態解，首先，由於各變數幾乎都有長期趨勢，我們先將各變數除以勞動力 N ，以便去除此長期趨勢，否則不可能在長期會有安定狀態均衡存在，我們定義 $y \equiv \frac{Y}{N}$ 、 $k \equiv \frac{K}{N}$ 、 $e \equiv \frac{E}{N}$ 、 $x \equiv \frac{X}{N}$ 、 $c \equiv \frac{C}{N}$ 、 $d \equiv \frac{P}{N}$ 、 $g \equiv \frac{G}{N}$ ，並將(1)、(3)、(6)、(7)等式轉換可得：

$$y = Ak^q (he)^{1-q} \quad (11)$$

$$x = d \cdot k \quad (12)$$

$$c + x = w \cdot he + r \cdot k - t \cdot (r - d) \cdot k - d \quad (13)$$

$$y = c + x + g \quad (14)$$

另外我們加上 (5)、(9)、(10) 式，以及在資本市場為完全競爭的假設下，資本邊際產出(MPK)會等於資本財實質租賃價格(r)，即 $MPK = r$ 的條件，則又可得以下諸式：

$$g(h) = \frac{a \cdot h}{44} \quad (15)$$

$$c \cdot g(h) = w \cdot h \quad (16)$$

$$1 = b \cdot [1 + (1 - t) \cdot (r - d)] \quad (17)$$

$$q \cdot \frac{y}{k} = r \quad (18)$$

我們將上列各式的參數以校準值代入，將 (11) 式到 (18) 式聯立，以求出各變數之安定狀態解，由於聯立方程式內有非線性的部分，因此本節採用數學軟體 *Mathematica* 來解聯立方程式，各變數的安定狀態解請參見表三。

表三 各變數安定狀態解

變數	安定狀態解
y	517752
k	2453720
he	2240.91
c	376929
x	98148.7
w	145.632
r	0.0759626

註：本表各變數皆以民國八十五年固定價格計算

我們已在前一部分求出安定狀態解，接著我們將效用函數採用 Kydland and Prescott (1982) 的方法，在安定狀態解附近逼近成二次式的形式，我們先將效用函數中的消費變數 c_t 以其它限制式和隨機歐勒方程式中的變數代換，然後便可將效用函數改寫成：

$$U(s) = U(A, k, he, x) = \log \left[\frac{a \cdot he}{44} \cdot (Ak^q (he)^{1-q} - g - x) + [(q \cdot Ak^{q-1} (he)^{1-q}) \cdot (1-t) + t \cdot d] \cdot k - d - x \right] - \frac{a \cdot he}{44} \quad (19)$$

我們的最終目的是將效用函數逼近成線性二次式的形式：

$$w' R w + u' Q u \quad (20)$$

其中 $w = \begin{bmatrix} A \\ k \end{bmatrix}$ 為狀態變數向量， $u = \begin{bmatrix} he \\ x \end{bmatrix}$ 為控制變數向量，而

$$R = \begin{bmatrix} r_{AA} & r_{Ak} \\ r_{kA} & r_{kk} \end{bmatrix} \quad (21)$$

$$Q = \begin{bmatrix} q_{hehe} & q_{hex} \\ q_{xhe} & q_{xx} \end{bmatrix} \quad (22)$$

分別表示狀態變數係數矩陣，以及控制變數係數矩陣，根據 Kydland and Prescott (1982) 的方法，我們可以求算 R, Q 兩矩陣，以及狀態變數係數矩陣和控制變數係數矩陣之各元素，我們將結果列於附錄三。

接著，我們加入隨機的部分，也就是本篇模型欲討論的代表性個人問題，我們寫成：

$$\begin{aligned} \max: & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} b^t \{w_t' R w_t + u_t' Q u_t\}, \quad 0 < b < 1 \\ \text{s.t.}: & w_{t+1} = A w_t + B u_t + C e_{t+1}, \quad t \geq 0 \end{aligned} \quad (23)$$

其中， $A = \begin{bmatrix} r & 0 \\ 0 & 1-d \end{bmatrix}$ ， $B = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ ， $C = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$ ， e_{t+1} 為一 (2×1) 的常數以及標準常態分配隨機變數所組成之向量，由於效用函數為二次式，而所有的限制式又都代入效用函數，或其本身為線性方程式，因此我們可以利用確定性相等原則(certainty equivalence principle)，來簡化我們的問題，在本文中，我們採用 Gauss 軟體來求算 R 、 Q 矩陣，以及隨之而來的隨機 Riccati 差分方程，經由反覆代換後，即可得到各變數之均衡解，我們將求解的細節以及一個非隨機的 Riccati 方程式的推導過程放在附錄四中，以供有興趣的讀者參考，我們將在下一節說明模擬的結果。

肆、實證結果分析

我們將第三節的實證模型，利用 Gauss 軟體模擬出結果，將模擬的結果與實際資料相比較，並做分析探討，我們將比較模擬的結果與實際資料，分析兩者的統計特性，以及解釋模擬結果與實際資料差異的可能原因，以探討模型是否能成功地模擬台灣的經濟成長，此外，由於台灣從 1998 年開始隔週休二日，2001 年開始週休二日，因此若要討論週休二日對經濟成長的影響，最早只能從 1998 年開始，但由於 1998 至今只有短短數年時間，因此受到資料長度的限制，若用傳統的動態方法對 1998-2002 年間的期間作預測，其結果必然會有不小的偏誤發生，因此，參考 Hayashi and Prescott (2002) 的做法，我們在確定或事前宣告的假設下，模擬並預測一組 1998-2008 年的資料，也就是作一個確定模擬(deterministic simulation)的動作，以說明每人工時變動後對經濟成長的影響，由於週休二日是一個事前宣告而且確定會執行的政策，因此 Hayashi and Prescott (2002) 的確定模擬方法，也不失為一個可行的政策模擬方式。

我們已在第三節的模擬步驟中，得到模型參數的校準值，以及各變數的安定狀態解，並將效用函數逼近成二次式的形式： $w'Rw + u'Qu$ ，我們利用 Gauss 軟體計算出 R 和 Q 的矩陣分別為：

$$R = \begin{bmatrix} -0.0039209672 & -8.7361609e-009 \\ -8.7361609e-009 & -9.1203800e-014 \end{bmatrix} \quad (24)$$

$$Q = \begin{bmatrix} -2.5201055e-007 & 1.9403148e-009 \\ 1.9403148e-009 & -1.2963021e-011 \end{bmatrix} \quad (25)$$

此外，參考附錄計算 Riccati 差分方程的方式，可得兩個 2×2 的對稱矩陣：

$$P = \begin{bmatrix} -0.026021909 & -1.1657012e-008 \\ -1.1657012e-008 & -1.0355324e-013 \end{bmatrix} \quad (26)$$

$$F = \begin{bmatrix} -44.093887. & -0.00039582433 \\ -5726.9700 & -0.051410167 \end{bmatrix} \quad (27)$$

將 F 矩陣代入附錄中的(A11)式（即控制變數和狀態變數的關係式），即可得到各變數 42 年的模型均衡解，由於我們的模型假設外生的技術衝擊（TFP）是 AR (1) 的形式，而外生衝擊決定於標準常態分配之隨機干擾項 e_{t+1} ，因此，代表性個人在每期面臨隨機的外生衝擊時，在效用極大化的架構下，其因應的結果將透過一般均衡模型的擴散效果，影響總合變數的均衡，我們將模型模擬出來的每人產出 y 、每人消費 c 、每人產出成長率，以及每人資本對每人產出之比例繪於圖二到圖五，各圖中實線部份即我們的模擬結果。

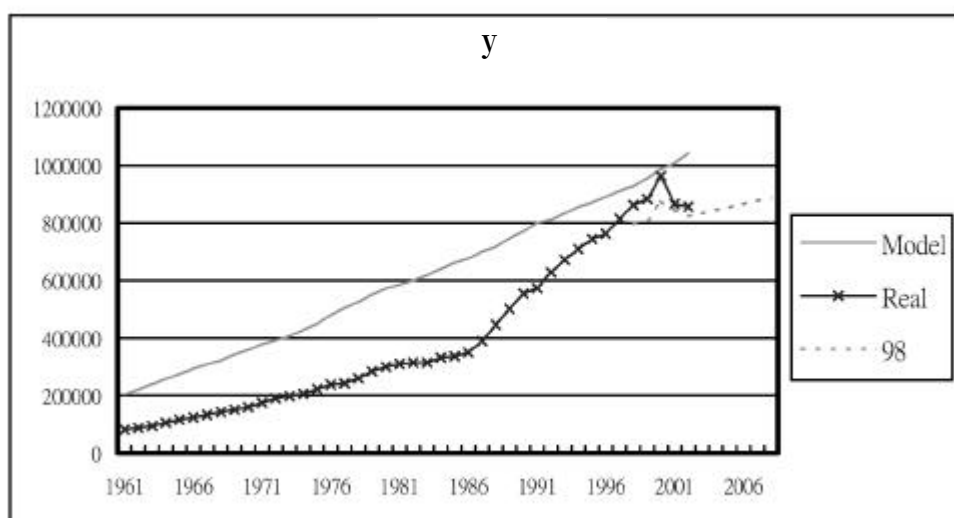
就圖形來看，本文模型模擬出來的每人產出 y ，由圖二可看出較實際的資料大，尤其在 1981-1991 年間偏高較多，而且模擬資料整體的波動也比實際資料來得平緩，接著，模型模擬出的每人消費 c ，由圖三可以看出其與實際資料交於 1963 年與 1988 年附近，在 1988 年以前模型的每人消費高

於實際資料，而 1988 年以後低於實際資料。

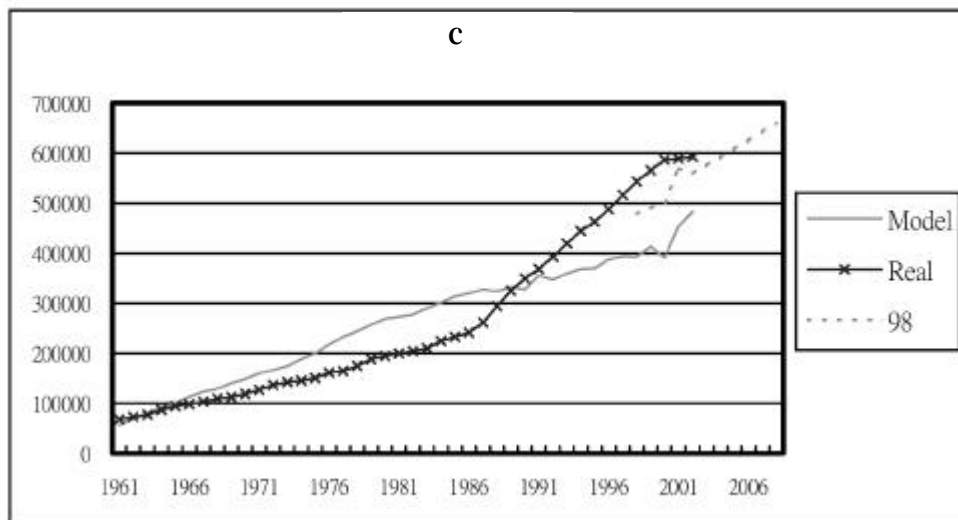
圖四則為每人產出成長率的比較，模型產生的波動很明顯地比實際波動小，但在 1970-1973 年、1978-1981 年、1993-1998 年可清楚地看出，其波動的趨勢與實際資料相符，只是波動幅度不大，可能由於模型內的外生衝擊持續性不夠，導致結果比較平緩。

而圖五為每人資本對每人產出之比例，是以模型算出之每人資本除以每人產出，由圖中發現模型呈現上升的趨勢，而實際資料的每人資本產出比先下降，之後則以非常小的幅度上升，模型得到的不但每人產出偏高，每人資本也高估，所以每人資本產出比過高，其原因可能出在資本存量的部分，由於資本存量是我們自行推算出來的，資本累積方程式又假設為線性，因此資料本身的精確度影響模型的結果。

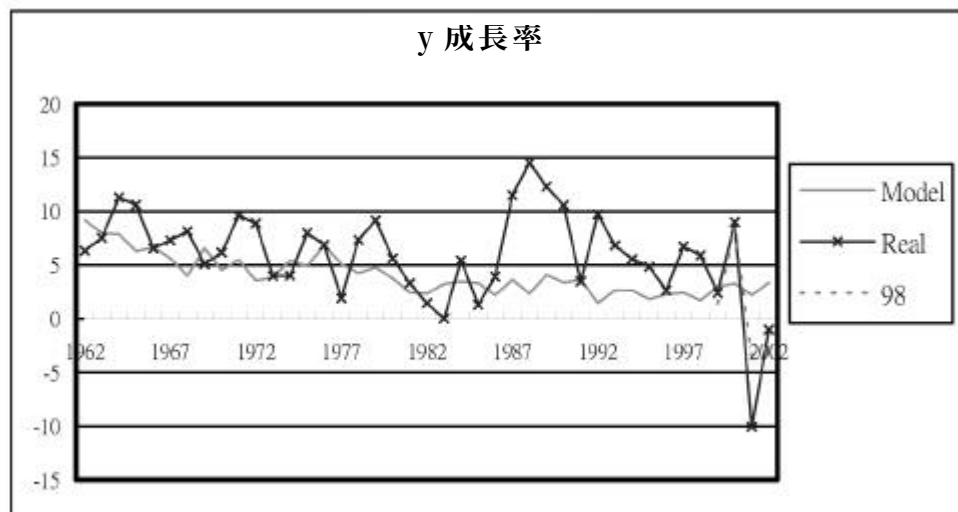
就統計特性來看，我們將幾個主要變數實際資料的期望值、標準差，以及其與每人產出之相關係數，列於表四；而主要變數模擬資料的期望值、標準差，以及其與每人產出之相關係數，則列於表五。



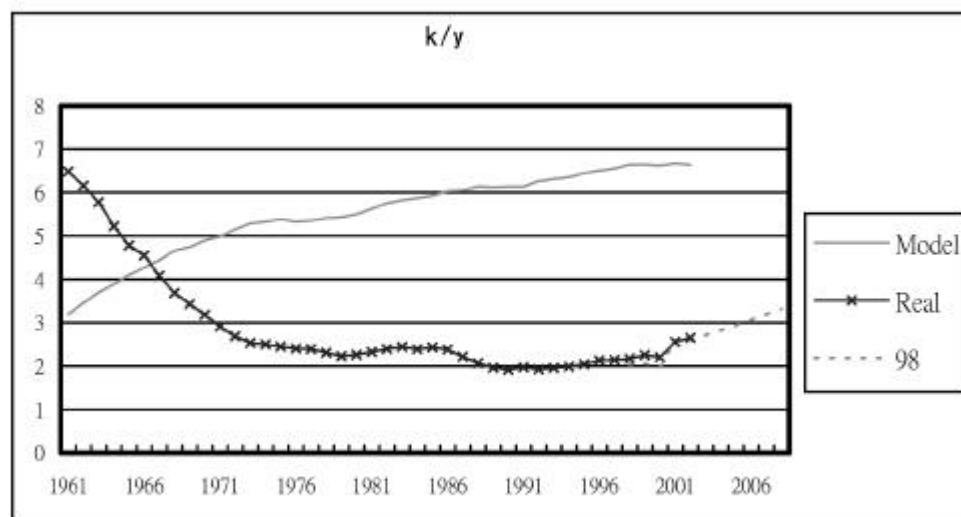
圖二 每人產出的實際與模擬值



圖三 每人消費的實際與模擬值



圖四 每人產出成長率的實際與模擬值



圖五 每人資本對每人產出之比例的實際與模擬值

表四 實際資料之統計特性

	期望值	標準差	與 y 之相關係數
每人產出 y	397622	268313	1.00
每人消費 c	262176	166012	0.80
每人投資 x	92231	66049	0.82

表五 模擬資料之統計特性

	期望值	標準差	與 y 之相關係數
每人產出 y	598349	248953	1.00
每人消費 c	260999	115159	0.78
每人投資 x	294676	99551	0.97

我們從表四、表五可看出，當模型經濟面臨隨機的外生技術衝擊，在均衡之下的每人產出其期望值較實際資料的期望值大，而兩者的標準差很接近；因此，雖然模型算出之每人產出偏高，但其變動的幅度與趨勢和實際資料一致，而在每人消費的部分，模擬資料的期望值與實際資料的期望值非常接近，但兩者的標準差略有差異；因此，我們模擬出來的每人消費有抓到實際資料的中心位置，只是變動的幅度較小，其變動的趨勢也與實際資料一致，最後，在每人投資的部分，模擬資料的期望值、標準差都比實際資料的大很多，顯示我們的模型對每人投資的解釋能力較差；可能原因因為我們的模型未考慮資本的調整成本（adjustment costs），投資為資本的線性函數，而非二次函數，若考慮資本的調整成本，也許可以改善模型對每人投資的解釋能力，不過這還有待日後的研究。

在相關係數的部分，模擬資料的每人消費與每人產出的相關係數，十分接近實際資料的相關係數；而模擬資料的每人投資與每人產出的相關係數，則略顯高於實際資料的相關係數。根據以上，無論從圖形或統計特性的探討，我們發現，我們的模型模擬出來的結果，似乎沒有非常接近實際的資料，只能跟緊實際資料的走勢，之所以會有這樣的差異，原因除了資本累積方程式為線性的假設、資本存量為我們自行推算的以外，還有幾個重要的因素，例如，代表性個人的效用函數我們假設為對數線性的形式，工作的負效用函數也假設為線性函數，若我們修改這些假設，模型產生的結果就會有所不同，也許會比較接近實際的資料；再者，我們在進行模擬步驟的時候，將代表性個人的效用函數逼近成二次式，而逼近的方法與精確程度也會影響我們的結果。

雖然我們的模擬數據沒有非常接近實際的資料，但外生的技術衝擊帶

來經濟成長卻是顯而易見的事實，由於我們的模型假設 TFP 為 AR (1) 的形式，一階自我回歸係數 $r = 0.95$ ，因此隨機的外生技術衝擊雖然只有短期效果，但有相當長的持續性 (persistence)，因此可將短期的技術進步擴散到未來的許多期，只不過其效果會隨著時間遞減，若產生臨時性的技術進步，使勞動邊際生產力上升，勞動需求會上升；而替代效果使代表性個人增加勞動供給，所得效果則減少勞動供給，若臨時性的技術進步替代效果大於所得效果，則勞動薪資也隨之上升；同理，臨時性的技術進步使資本的邊際生產力上升，資本所得也隨之上升，因此我們可從中了解，當經濟體系在每期面臨臨時性的技術進步，使每單位投入產出上升，將帶動一國的經濟成長。

接著，我們探討每人工時變化的影響。由於我們的模型是假設每人每週工作 44 小時，亦即一週上班五天半，每天工作 8 小時的情況，而台灣從 1998 年起，實施隔週休二日，至 2001 年正式實施全面週休二日制，因此在這段期間的每人每週工時應該為 42 到 40 小時；但受限於資料期間的長度不夠，我們無法產生 1998-2002 年間工時縮減的短期結果。因此，我們參考 Hayashi and Prescott (2002) 的做法，模擬並預測一組 1998-2008 年的資料來做說明。

Hayashi and Prescott (2002) 的做法是將外生變數以實際的資料代入模型內，也就是他們的模擬是確定的模擬。他們將 TFP 以實際的資料代入，而我們之前的模型內 TFP 是假設 AR (1) 的形式，外生衝擊決定於標準常態分配之隨機干擾項 e_{t+1} ；這樣的做法相當於在一個已宣告的政策下（譬如宣佈週休二日），TFP 的變動可視做確定的，因為已無任何隨機衝擊可言。他們模擬每人工時縮減期間，各變數面臨確定的 TFP 時均衡的結果，並推測

各變數至 2006 年，而 2000-2006 年這段資料是利用各變數的平均成長率計算出來，因此呈線性的成長，即這段期間的成長率是固定的。如前面所提，台灣從實施隔週休二日制至今僅六年的時間，受限於此，我們無法模擬短期內工時縮減的結果，因此本文採用他們的方法，也將外生變數以實際的資料代入模型，計算各變數 1998-2002 年的資料，再利用實際資料中各變數 1998-2002 年的平均成長率，計算 2003-2008 年之推測值，因此我們得到一組 1998-2008 年的時間數列資料。

我們將結果並列於圖二至圖五，各圖中"98"的虛線即代表此法的結果。我們從圖中可看出虛線部份的數值非常接近實際資料，而且變動的走勢也相當一致，表示當 TFP 為確定的時候，我們的模型幾乎可以正確地描述實際的情況，模型有足夠的解釋能力。圖二顯示每人產出在 2001 年首度下降，相對應於圖四的每人產出成長率也首次呈現負成長，模型正確地模擬每人產出的變動；而 2003-2008 年之每人產出，則以 1998-2002 年實際每人產出之平均成長率計算，由於平均成長率為正（1.243%），我們推測 2003-2008 年每人產出將以小幅度成長。

而在每人消費的部分，由圖三可知，模擬得到之每人消費持續成長，至 2001-2002 年小幅下降，與實際資料大致接近；而由於 1998-2002 年實際每人消費增加的幅度遠大於下降的幅度，平均成長率為正（2.82%），如果 2003-2008 年之成長率延續此一平均值，我們推測 2003-2008 年之每人消費將有小幅度成長。圖五為每人資本對每人產出之比例，模型亦成功地模擬此項比例；在 1998-2002 年實際資料平均成長率亦為正（ $k=5.438\%$ 、 $y=1.243\%$ ），因此若 2003-2008 年之成長率亦延續兩者的平均值，我們的模型告訴我們在 2003-2008 年，每人資本對每人產出之比例將呈正向成長。

每人工時縮減使產出下降，由圖二模擬的每人產出可以發現，1998 年實施隔週休二日開始，每人產出並沒有受到太大的影響，甚至在 1999-2000 年每人產出還大幅度成長；而 2001 年開始正式實施週休二日制後，每人產出開始慢慢下滑。不過我們認為這並不代表週休二日是造成最近幾年經濟衰退的主因，因為無論從台灣近年來經濟衰退的幅度和時間點而言，週休二日只是一個次要的原因，如果沒有 TFP 的明顯下降，工時減少本身並無法產生如此大幅度的衰退。我們從前述成長來源分析知道，台灣經濟衰退的主因，應該還是與 TFP 成長率的下降有比較直接且密切的關係。

伍、結論

本文以新古典成長模型說明台灣在經濟成長的過程中，總要素生產力所扮演的角色，透過完全競爭動態一般均衡理論的架構，來闡述外生衝擊帶來的經濟成長或衰退。而 Hayashi and Prescott (2002) 的實證模型是我們研究的重點，模型的設定皆為最簡化的型態，我們除了以各變數對經濟成長貢獻的程度分析成長來源，也校準實證模型，使我們的模型能夠模擬真實的情況；而模擬的步驟包括參數校準值的計算與調整、安定狀態值的求解、效用函數逼近成二次式，以及線性二次式之動態規劃等。

總要素生產力的提升是經濟成長的主要來源，我們假設 TFP 為 AR (1) 的形式，隨機的外生技術衝擊透過動態一般均衡理論的架構，產生各變數時間數列均衡解。我們比較模擬資料與實際資料發現，模擬的每人產出雖然偏高，但其變動的幅度與趨勢和實際資料一致；在每人消費的部分，我們模擬的每人消費有抓到實際資料的中心位置，只是變動的幅度較小，其變動的趨勢也與實際資料一致；而在每人投資的部分，模擬資料的期望值、

標準差都比實際資料的大很多，顯示我們的模型對每人投資的解釋能力較差。另外，在相關係數的部分，模擬資料的每人消費與每人產出的相關係數，十分接近實際資料的相關係數；而模擬資料的每人投資與每人產出的相關係數，則高於實際資料的相關係數。

我們的模擬結果似乎沒有非常接近實際的資料，只能跟緊實際資料的走勢，之所以會有這樣的差異，原因可能和資本累積方程式、效用函數、工作的負效用函數等的設定，或是效用函數以二次式逼近的方法和精準度有關。此外，我們參考 Hayashi and Prescott (2002) 的做法，將外生變數以實際的資料代入模型中，模擬並預測 1998-2008 年的資料，以此探討每人工時變動後的經濟。我們發現，當 TFP 為確定的時候，我們的模型幾乎可以正確地描述實際的情況，並推測每人產出、每人消費、每人資本對每人產出之比例，將在 2003-2008 年以小幅成長。我們也探討了周休二日制的施行，對經濟成長的影響。

本文的模型是建立在封閉的經濟體系之下，並假設投資只需一期即可完成。我們由於模擬的複雜度而暫時沒有考慮進出口的部分，但台灣是一小型開放的經濟體，若不討論進出口的影響，將忽略國際因素對經濟成長的重要性。因此，將來可將模型延伸為開放的經濟體系，甚至考慮投資需時孕育的情況，以此探討台灣的經濟成長。

另外，由於考慮到每人工時的變動，原本欲於工時變動的前後產生兩組時間數列資料，以配合現況，但受限於變動後的期間不夠長，因此無法產生工時變動後的时间數列資料，而參考 Hayashi 和 Prescott 的做法，以「確定的」模擬，分析工時縮減期間的經濟成長。因此，將來時間拉長後，此限制便可消除，屆時則可再以 Gauss 模擬出工時變動前後的兩組時間數列

資料，以便做比較分析。

資本存量時間數列資料取得不易，政府雖曾進行全國資本存量的統計調查，但耗費相當多的人力、物資與時間，效率不高，所以現存的資本存量資料皆為推估而來，而推估的精準度也因方法不同各異。在本文中資本存量是我們自行推算出來的，假設資本累積方程式為線性，利用折舊率 $d = 0.04$ ，以反推法和基點插補法推出兩組數據；未來我們可將資本的調整成本考慮進去，以改善資本存量估計的問題。事實上，沒有人知道真正的資本存量是多少，尤其在隱私權高漲的時代，儘管實際去調查統計，得到的資料也不見得是真的。但資本存量資料在經濟學的實證分析上十分重要，因此若能找到一種最精準、最具經濟意義的推估方法，將有助我們了解資本存量的概況，將來的經濟分析也將更精確。

附錄一 資料來源

本文模型所使用之各變數與指數之時間數列資料，主要來自 AREMOS 經濟統計資料庫系統，以及政府出版之各項統計報告，資料起迄期間為西元 1961 年至 2002 年，共 42 筆年資料，在此將各變數與指數之資料來源列於表 A。

表 A 實證資料來源

變數與指數名稱	變數與指數內容	資料來源
就業 (E)	年滿 15 歲以上有工作者	AREMOS 人力資源統計資料庫
失業 (U)	年滿 15 歲以上無工作或正在找工作者	AREMOS 人力資源統計資料庫
勞動力 (N)	年滿 15 歲以上可工作之人口，包括失業及就業者	AREMOS 人力資源統計資料庫
實質民間最終消費 (C)	以民國 85 年為基期計算之民間最終消費支出	AREMOS 國民所得統計資料庫
實質固定資本形成毛額 (X)	即一般所稱投資，以民國 85 年為基期計算，包括民間投資與政府投資	AREMOS 國民所得統計資料庫
直接稅 (GD)	政府歷年直接稅總收入	AREMOS 財稅統計資料庫
營利事業所得稅 (GBI)	政府歷年營利事業所得稅總收入	AREMOS 財稅統計資料庫
營業稅 (GB)	政府歷年營業稅總收入	AREMOS 財稅統計資料庫
受雇員工每人每年平均工時 (h)	以製造業受雇員工每人每月平均工時乘以 12 得到	Taiwan statistical data book
固定資本存量 (K)	為全體產業之可再生有形固定資產，不包括土地與存貨	作者自行推算
實質工資率 (w)	以民國 85 年為基期計算，製造業受雇員工每人每週平均工資除以平均工時	臺灣勞工統計報告
資本邊際報酬 (r)	即 MPK，以 $q = \frac{MPK \cdot K}{Y}$ 公式計算	作者自行計算
消費者物價指數 (CPI)	為消費的價格指數	AREMOS 物價統計資料庫
固定資本形成毛額平減指數 (PIFIX)	為固定資本形成毛額的價格指數	AREMOS 國民所得統計資料庫
GDP 平減指數 (PGDP)	為 GDP 的價格指數	AREMOS 國民所得統計資料庫

註：資料期間：西元 1961-2002 年。

附錄二 固定資本存量之推算

資本存量的時間數列資料調查不易，卻又為研究經濟成長不可或缺的重要變數，因此許多學者都採推估的方式來求得，本文參閱國內各種推估資本存量的方法，也自行推估了幾組資本存量時間數列資料。本文推估之資本存量，主要為扣除土地、存貨之固定資本存量時間序列資料，起迄期間為民國五十年至民國九十一年。所謂資本存量毛額，即全體產業之可再生有形資產，可再生有形資產為可再生有形固定資產加上庫存資產；而固定資本存量毛額，即可再生有形固定資產。因此，資本存量毛額與固定資本存量毛額之差異，即為是否包括存貨部分。由於存貨的資料取得不易，加以存貨對當年之投入與產出影響不大，因此本文將推算之資本存量資料，為扣除土地、存貨之固定資本存量資料。

台灣現存政府調查的固定資本存量資料，主要有經建會公佈之「中華民國六十四年臺灣地區產業固定資本存量調查報告」、主計處編之「中華民國七十年臺灣地區工商業普查報告」；政府調查的資本存量資料，則有主計處編之「中華民國七十七年臺灣地區國富調查報告」，其後雖相繼有民國八十六年至九十年之國富統計報告，但這些都是以民國七十七年之國富調查結果為基礎，配合現行公務登記資料檔案，及相關調查統計結果等進行推估而來，並非實際調查資料，且其資本所涵蓋之範圍也略有差異，為使本文之推算具一致性，在此將不採用民國八十六年至九十年之國富統計報告資料。

另外，主計處於民國八十二年，估算台灣工業與服務業部門之固定資本存量資料，此為「多因素生產力趨勢分析報告」。此報告迄今已有民國五十年至九十年之資料，為配合全年產出及生產力之應用，其數據乃以年

中值（註八）表示，且目前已以民國八十五年固定價格計算。此報告採用基點插補法推估資本存量，各基點年是應用歷次的工商普查，以及民國七十七年的國富調查資料。其推估的公式為 $K_{t+1} = K_t + X_t$ ， K_{t+1} 為 t 期期末實質固定資本存量毛額， X_t 為 t 期期初實質固定資本形成毛額；也就是說，此報告假設資本折舊率為 q ，以各基點年的現存固定資本存量和各年的固定資本形成毛額，予以前後插補推算得來。但是，此項報告只推算工業部門與服務業部門之固定資本存量，並沒有包括農林漁牧業，與我們所需的全體產業固定資本存量在範圍上有所差異，所以我們沒有採用此報告推估之資料。假設投資和資本的關係如正文(3)式所示： $K_{t+1} = (1-d)K_t + X_t$ ，

其中， K_{t+1} 為 t 期期末實質固定資本存量毛額， X_t 為 t 期期初實質固定資本形成毛額， d 為全體產業平均折舊率，令為 0.04（註九）。在此，將以民國六十四年（註十）現存之固定資本存量毛額資料，前後推算固定資本存量時間數列資料；再者，以民國六十四、七十、七十七此三年資料為基點年，計算基點插補法之固定資本存量時間數列資料。因此，我們將有兩組固定資本存量時間數列資料，以下將分述其推估過程：

一、反推法

此法是以民國六十四年（註十一）現存固定資本存量毛額，利用(3)式前後推算固定資本存量時間數列資料。行政院經建會於民國六十五年，調查台灣地區民國六十四年全體產業固定資本存量，其資料的蒐集分為三種方

註 八：以當年年底與前一年年底實質固定資本存量毛額之算術平均數表示。

註 九：Cooley (1995, p.22)。

註 十：黃子晉（2003）皆認為民國六十四年現存固定資本存量資料較為可靠。

註十一：此資料已重估成現值。

式（註十二）：1.工商業採用直接訪問調查 2.政府機關、教育機構與非營利事業機構採用通信調查 3.農林漁牧業、住宅服務等因性質特殊，商請有關單位提供。工商業調查部分由於樣本多，其調查表均經集中嚴密審核，以電子機器及人工兩種方式處理；至於通信調查資料，則採用人工整理，連同農林漁牧業與住宅服務資料整理統計結果，彙編併入固定資本存量產業部門表，該表是按九十九部門劃分，且以民國六十四年固定價格計算。

本文計算方式為，將調查報告中全體產業自有固定資本毛額，加上租用及借用資本價值，成為年底實際運用固定資本毛額；接著，將此實際運用固定資本，以民國八十五年固定價格計算，然後代入⁽³⁾式中，前推與後推以求出各年之固定資本存量資料。以此法求得之固定資本存量時間數列資料，會產生從民國五十五年往前推估到民國五十年的途中，推估值愈往前卻愈大的情形，這種不合理的現象，可能由於愈早期的資本折舊率應該愈低，但在此仍利用 0.04 的關係。根據黃子晉（2003）之引述，日本大藏省管理局編「關於日本人海外活動的歷史調查」中臺灣篇之說法，臺灣在第二次世界大戰中受災嚴重，在日本殖民地時代所建設的工廠，約四分之三遭受破壞。如果因戰爭災害使臺灣的固定資產幾乎受到毀滅的說法確實無誤，那麼在此時期（民國五十年至民國五十五年）的資本設備應該都是新投資不久的資本設備，折舊率應該很低；此外，此時期的經濟面臨復興期，資本設備有超額需求的現象，因此雖已超過耐用年數的資本設備，在可生產的範圍內，應該會繼續使用（註十三）。根據以上的理由，假設民國五十年至民國五十五年之資本折舊率為 0，而民國五十五年以後為 0.04，以同樣的方法前推與後推求出各年之固定資本存量。我們將此法所推得之固定

註十 二：行政院經建會（1980, p.1）。

註十 三：黃子晉（2003, p.52、56）。

資本存量時間數列資料，繪於圖 A。

二、基點插補法

此法以民國六十四、七十、七十七此三年資料為基點年資料，計算基點插補法之固定資本存量時間序列資料。基點插補法為基年法之衍生，基年法是由 Aukrust 及 Bierke (1959) 所創，目的在用來推估資本存量，其原理是透過選定的一個或兩個基點年現存資本存量，配以相對應之資本形成毛額、折舊，前後推算各年之資本存量。而基點插補法則利用一個以上的基點年現存固定資本存量資料，各基點年間的固定資本存量再以楔形插補予以銜接（註十四）。楔形調整因素公式為 $d = \frac{B-E}{n*E}$ ，其中 d 是楔形調整因素、 B 是基點年現存固定資本存量毛額、 E 是基點年推算值、 n 為兩基點年間之期數。有了楔形調整因素 d ，以 $(1+sd)$ 乘以各調整年之推算值，即為調整後的固定資本存量， s 為調整年與基點年之間隔年數。基點插補法在形式上為基年法，其具有將帳面價值為零而實際仍在使用之資本納入考慮的優點，其缺點則為基點年的選取是否可信，是否有重估成現值。本文以民國六十四、七十、七十七年為三個基點年，因此資料將分成四個區間，民國五十年至六十四年、民國六十四年至七十年、民國七十年至七十七年，以及民國七十七年至九十一年。其推算步驟如下所述：

- （一）民國五十年至六十四年：將民國六十四年調查報告中全體產業自有固定資本毛額，加上租用及借用資本價值，成為年底實際運用固定資本毛額，然後將此實際運用固定資本，以民國八十五年固定價格計算，令作 K_{64} 。利用(3)式，假設民國五十年至五十五年之資本折舊率為 0，而民國五十五年至六十四年為 0.04，由民國六十四年（ K_{64} ）往前推算，

註十 四：邱賢文（1991, p.231）。

求得民國五十年至六十四年間之固定資本存量推算值。

㊦民國六十四年至七十年：行政院主計處（1983）編之「中華民國七十年臺灣地區工商業普查報告」，所公佈的固定資本存量是按帳面價值表示，並未重估成現值，因此，我們以「中華民國七十年臺灣地區工商業固定資產現值調查報告」之固定資產存量現值，扣除土地，再加工商業普查報告中租用及借用固定資本，減去出租及出借固定資本，然後以民國八十五年固定價格計算，令作 K_{70} 。利用(3)式，假設資本折舊率為 0.04，由 K_{64} 向後推算，求得民國六十四年至七十年間之固定資本存量推算值，將民國七十年之推算值令作 K'_{70} 。接著，求算楔形調整因素 $d_1 = \frac{K_{70} - K'_{70}}{(70 - 64) * K'_{70}} = -0.046$ ，將 $(1 + sd_1)$ 乘以各調整年之推算值，即為調整後的固定資本存量， s 為調整年與基點年之間隔年數。

㊧民國七十年至七十七年：主計處於民國七十六年籌辦我國首次國富調查，歷經四年多，耗費經費逾億元並動員上萬人，始獲得七十七年全國與四大經濟活動部門之可再生有形資產存量資料。為了考慮資料的一致性，我們將國富調查中，固定資產的範圍取房屋建築及設備、營建工程及設施、運輸工具、機械設備及雜項設備、未完工程及在途設備的部分，而不包括大型動植物、土地改良、耕地及果園開發的部分。因此，將調整後的固定資本存量毛額，以民國八十五年固定價格計算，令作 K_{77} 。同步驟 2.，利用(3)式，假設資本折舊率為 0.04，由 K_{70} 向後推算，求得民國七十年至七十七年間之固定資本存量推算值，將民國七十七年之推算值令作 K'_{77} 。接著，求算楔形調整因素 $d_2 = \frac{K_{77} - K'_{77}}{(77 - 70) * K'_{77}} = 0.067$ ，將 $(1 + sd_2)$ 乘以各調整年之推算值，即為調整後的固定資本存量， s 為調整年與基點年之間隔年數。

民國七十七年至九十一年：假設資本折舊率為 0.04，同樣利用(3)式，由民國七十七年（ K_{77} ）向後推算，求得民國七十七年至九十一年間之固定資本存量推算值。

根據以上四個步驟，我們將推得之固定資本存量時間數列資料，繪於圖 A。

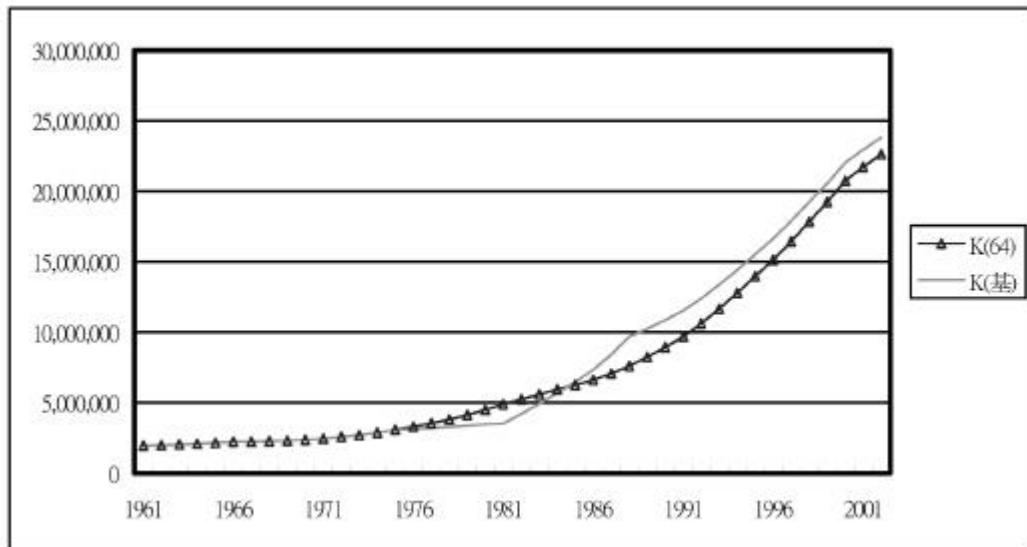


圖 A 反推法與基點插補法推估之固定資本存量

附錄三 (21), (22)式中 R, Q 矩陣的計算結果

$$r_{AA} = [U(\bar{s} + z^A) - U(\bar{s}) + U(\bar{s} - z^A) - U(\bar{s})] / 2z_A^2 \quad (A1)$$

$$r_{Ak} = [U(\bar{s} + z^A + z^k) - U(\bar{s} + z^A - z^k) - U(\bar{s} - z^A + z^k) + U(\bar{s} - z^A - z^k)] / 8z_A z_k \quad (A2)$$

$$r_{kA} = [U(\bar{s} + z^k + z^A) - U(\bar{s} + z^k - z^A) - U(\bar{s} - z^k + z^A) + U(\bar{s} - z^k - z^A)] / 8z_k z_A \quad (A3)$$

$$r_{kk} = [U(\bar{s} + z^k) - U(\bar{s}) + U(\bar{s} - z^k) - U(\bar{s})] / 2z_k^2 \quad (A4)$$

$$q_{hehe} = [U(\bar{s} + z^{he}) - U(\bar{s}) + U(\bar{s} - z^{he}) - U(\bar{s})] / 2z_{he}^2 \quad (A5)$$

$$q_{hex} = [U(\bar{s} + z^{he} + z^x) - U(\bar{s} + z^{he} - z^x) - U(\bar{s} - z^{he} + z^x) + U(\bar{s} - z^{he} - z^x)] / 8z_{he}z_x \quad (A6)$$

$$q_{xhe} = [U(\bar{s} + z^x + z^{he}) - U(\bar{s} + z^x - z^{he}) - U(\bar{s} - z^x + z^{he}) + U(\bar{s} - z^x - z^{he})] / 8z_xz_{he} \quad (A7)$$

$$q_{xx} = [U(\bar{s} + z^x) - U(\bar{s}) + U(\bar{s} - z^x) - U(\bar{s})] / 2z_x^2 \quad (A8)$$

其中, $\bar{s} = \begin{bmatrix} \bar{A} \\ \bar{k} \\ \bar{he} \\ \bar{x} \end{bmatrix}$ 為各變數安定狀態向量, $z^A = \begin{bmatrix} z_A \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$, $z^k = \begin{bmatrix} 0 \\ z_k \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$, $z^{he} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ z_{he} \\ 0 \end{bmatrix}$,

$z^x = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ z_x \end{bmatrix}$; z_A 、 z_k 、 z_{he} 、 z_x 分別表示各變數偏離安定狀態解之標準差。

我們計算出 R 與 Q 之矩陣後, 便得到效用函數之線性二次逼近式

$$w'Rw + u'Qu。$$

附錄四 Riccati 方程式與線性二次式動態規劃

我們以非隨機線性二次式(linear-quadratic, LQ)動態規劃為例, 來推導 Riccati 方程式。隨機動態規劃在確定性相等原則成立下(因為是 LQ 問題), 求解過程類似, 因此我們不重複討論。我們先將效用函數在安定狀態解附近, 逼近成二次式的形式, 則代表性個人問題可以寫成:

$$\begin{aligned} \max. \quad & \sum_{t=0}^{\infty} b^t \{w_t' R w_t + u_t' Q u_t\}, \quad 0 < b < 1 \\ \text{s.t.} \quad & w_{t+1} = A w_t + B u_t, \quad w_0 \text{ given}, \quad t \geq 0 \end{aligned} \quad (\text{A9})$$

其中, $A = \begin{bmatrix} r & 0 \\ 0 & 1-d \end{bmatrix}$, $B = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ 。我們假設評價函數(value function) 為二次式, 亦即 $V(w) = w' P w$, P 為半正定對稱矩陣, 因此 Bellman 方程式為:

$$w' P w = \max_u \{w' R w + u' Q u + b \cdot (A w + B u)' P (A w + B u)\} \quad (\text{A10})$$

$$\begin{aligned} f.o.c \rightarrow \quad & 2Q u + 2b \cdot B' P (A w + B u) = 0 \\ \rightarrow \quad & u = -b \cdot (Q + b \cdot B' P B)^{-1} B' P A w = -F w \end{aligned} \quad (\text{A11})$$

$$F = b \cdot (Q + b \cdot B' P B)^{-1} B' P A \quad (\text{A12})$$

(A11)式即狀態變數向量 w 與控制變數向量 u 的關係式, 代回(A10)式可得:

$$\begin{aligned} w' P w &= w' R w + w' F' Q F w + b \cdot (A w - B F w)' P (A w - B F w) \\ &= w' R w + w' F' Q F w + b \cdot w' A' P A w - b \cdot w' F' B' P A w - b \cdot w' A' P B F w \\ &\quad + b \cdot w' F' B' P B F w \end{aligned} \quad (\text{A13})$$

因此, Riccati 方程式和 Riccati 差分方程式分別為(A14)和(A15):

$$\begin{aligned} P &= R + F' Q F + b \cdot A' P A - b \cdot F' B' P A - b \cdot A' P B F + b \cdot F' B' P B F \\ &= R + b \cdot A' P A - b^2 \cdot A' P B (Q + b \cdot B' P B)^{-1} B' P A \end{aligned} \quad (\text{A14})$$

$$P_{j+1} = R + b \cdot A' P_j A - b^2 \cdot A' P_j B (Q + b \cdot B' P_j B)^{-1} B' P_j A \quad (\text{A15})$$

(A14)式將 P 表示成 A 、 B 、 R 、 Q 之隱函數, 此方程式有一半正定解, 我們可以藉由不斷地反覆套代(A15)式至 $j \rightarrow \infty$ 來求得。

附錄五 不同資本份額參數值的成長來源分析

附表 1 台灣的成長來源分析（資本份額來源為張淑華(1996)的 0.22）

單位：％

期間	產出 成長率	成長來源				每就業人產出 成長率
		TFP	K	h	E	
1961-1971	10.88	8.45	0.51	-0.47	2.39	7.59
1971-1981	9.92	5.91	1.86	-0.58	2.73	6.21
1981-1992	8.94	6.06	1.63	-0.57	1.82	6.47
1992-2002	5.32	3.23	1.77	-0.49	0.81	4.20
1961-2002	8.60	5.77	1.36	-0.45	1.92	6.12

附表 1 的參數校準值

參數	校準值
q	0.22
d	0.04
a	0.017
t	0.14
b	0.97

附表 2 台灣的成長來源分析(資本份額來源為李秀雲(1992)的 0.24)

單位：%

期間	產出 成長率	成長來源				每就業人產出 成長率
		TFP	K	h	E	
1961-1971	10.88	8.45	0.56	-0.46	2.33	7.59
1971-1981	9.92	5.80	2.03	-0.57	2.66	6.21
1981-1992	8.94	5.94	1.78	-0.56	1.78	6.47
1992-2002	5.32	3.08	1.93	-0.48	0.79	4.20
1961-2002	8.60	5.68	1.49	-0.44	1.87	6.12

附表 2 的參數校準值

參數	校準值
q	0.24
d	0.04
a	0.017
t	0.14
b	0.97

附表 3 台灣的成長來源分析(資本份額來源為 Young (1994) 的 0.45)

單位：%

期間	產出 成長率	成長來源				每就業人產出 成長率
		TFP	K	h	E	
1961-1971	10.88	8.47	1.05	-0.33	1.69	7.59
1971-1981	9.92	4.60	3.80	-0.41	1.93	6.21
1981-1992	8.94	4.71	3.34	-0.40	1.29	6.47
1992-2002	5.32	2.08	3.02	-0.35	0.57	4.20
1961-2002	8.6	4.78	2.79	-0.32	1.35	6.12

附表 3 的參數校準值

參數	校準值
q	0.45
d	0.04
a	0.017
t	0.14
b	0.97

附錄六 不同時間區段的成長來源分析

附表 4 台灣的成長來源分析(不同的時間區段)

單位：%

期間	產出 成長率	成長來源			
		TFP	K	h	E
1961-1973	11.17	8.18	1.00	-0.29	2.28
1974-1980	9.29	4.89	2.71	-0.23	1.92
1981-1991	8.64	5.05	2.60	-0.51	1.50
1992-2002	5.32	3.23	1.77	-0.49	0.81
1961-2002	8.60	5.16	2.23	-0.37	1.58

附表 4 的參數校準值

參數	校準值
q	0.36
d	0.04
a	0.017
t	0.14
b	0.97

94.02.05 收件

94.03.29 修改

94.05.16 接受

參考文獻

1. 中央銀行經濟研究處(2001),《中華民國台灣地區金融統計月報》。
2. 行政院主計處(2001),「中華民國國民所得編算方法說明」。
3. 行政院主計處(1981),「中華民國七十年臺閩地區工商業普查報告」。
4. 行政院主計處(1981),「中華民國七十年臺灣地區工商業固定資產現值調查報告」。
5. 行政院主計處(1981),「中華民國七十七年臺灣地區國富調查報告」。
6. 行政院主計處(1981),「中華民國臺灣地區多因素生產力趨勢分析報告」。
7. 行政院經建會(1975),「中華民國六十四年臺灣地區產業固定資本存量調查報告」。
8. 李秀雲(1992),「經濟成長、國內外景氣波動與小型開放體系之貿易收支—台灣的實證分析」,國立台灣大學經濟研究所博士論文。
9. 邱賢文(1991),「臺灣工業部門資本存量推估之研究」,《臺灣銀行季刊》, 43:3, 230-257。
10. 張淑華(1996),「戰後台灣之景氣循環分析—小型開放經濟與國際資本移動」,國立台灣大學經濟學研究所博士論文。
11. 黃子晉(2003),「臺灣資本存量之推估與分析」,《臺灣銀行季刊》, 54:1, 42-96。
12. Browning, Martin, Lars Peter Hansen, and James J. Heckman (1999), "Micro Data and General Equilibrium Models", in J. B. Taylor and M. Woodford, ed., *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, 543-633, Amsterdam: North-Holland.
13. Cooley, T. F. (1995), "Frontiers of Business Cycle Research", Princeton Univ. Press.
14. Hansen, Gary D. (1985), "Indivisible Labor and the Business Cycle", *Journal of*

Monetary Economics, 16, 309-327.

15. Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott (2002), "The 1990s in Japan: A Lost Decade", *Review of Economic Dynamics*, 5, 206-235.
16. Hicks, John R. (1932), "The Theory of Wages", London: Macmillan.
17. Jones, C. I. (2002), "Introduction to Economic Growth", 2nd ed., New York: Norton.
18. Kydland, Finn E. and Edward C. Prescott (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50:6, 1345-1370.
19. Mankiw, N. Gregory (2003), *Macroeconomics*, 5th ed., New York: Worth Publishers.
20. Solow, Robert M. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.
21. Young, Alwyn (1994), "Lessons from the East Asian NICS: A Contrarian View", *European Economic Review*, 38, 964-973.

An Empirical Study on Total Factor Productivity and Economic Growth in Taiwan

Ya-Fen Chang* and De-Xing Guan**

Abstract

In this paper we apply the methods of Hayashi and Prescott (2002) to study the economic growth in Taiwan, with special reference to the recession since the second half of 2000. The growth accounting exercises show that total factor productivity (TFP) is important for understanding the growth performance of Taiwan. Two procedures are used to examine the TFP effects. First, we follow Kydland and Prescott's (1982) real business cycles (RBC) methodology to see whether technology shocks might be important factors for explaining Taiwan's economic growth, but the model calibration results do not replicate the data well. And the second procedure is therefore to deterministically simulate the effects of the decline of weekly hours worked since 1997, which has been emphasized by Hayashi and Prescott as an important factor responsible for the depression of Japan in the 1990s. We found that the simultaneous decline of TFP and weekly hours worked fits the data better than the stochastic technology shocks do.

Keywords: total factor productivity, growth accounting, real business cycles, decline of hours worked

*Project Manager, Senior Clerk, The International Commercial Bank of China.

**Associate Professor, Department of Economics, National Taipei University.

Content

I .Introduction

II.Growth Accounting

III.A Theoretical Model

IV.Empirical Results

V .Conclusion

VI.Appendix

VII.References

