

人力資本與內生成長 — 亞洲四小龍和日本的時間序列分析

李秀雲·何瑩瑩*

本文討論 Lucas (1988) 之人力資本模型對實際經濟產出成長率的解釋能力。我們在暫時性供給衝擊為 AR 序列以及體系有唯一動態解的假設下, 先推導出經濟成長率為 ARMA 之時間過程, 然後利用精確的最大似法估計結構參數與檢定假說。在以五個東亞高成長地區為對象的實證分析中, 本文之內生性成長模型確實能說明日本、台灣、新加坡與南韓的經濟成長率變動, 但香港的成長則仍需其他因素來解釋。透過結構參數的估計, 結果顯示這些地區人力資本的外部性並不大。另一方面, 我們發現對四小龍的經濟成長率而言, 一個修正的外生性成長模型也有相同的解釋能力。

關鍵詞: 人力資本, 內生成長

JEL 分類代號: O33, O53

1 前言

人力資本對經濟成長的影響一直是學者所重視之課題。¹ 本文嘗試利用 Lucas (1988) 之人力資本模型, 來看這種內生成長理論對東亞快速發展地區產出成長率的解釋能力。在理論上, 本文說明當結構參數落在模型有多重動態解的集合之內時, 經濟體系之長期恆定 (steady state) 成長率會有違反經濟直覺的推論, 因此我們只針對理論上的唯一動態解集合推導可供實證的時間序列。

*作者分別為國立中正大學經濟學系副教授與私立環球商業專科學校國際貿易科講師。本文承林向愷教授、吳聰敏教授及兩位匿名審稿人提供建議與指正, 作者由衷感謝。

¹許多經濟學家認為豐富的實體資本與人力資本累積造成東亞諸國的高經濟成長 (World Bank 1993, p.5; Ito and Krueger 1995, p.5)。相反的, Krugman (1994) 等經濟學家則認為根本就沒有所謂的東亞奇蹟, 東亞的經濟成長不是來自生產力的提高, 而是勞動與實體資本的大量投入。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 27:3 (1999), 311-335。

國立台灣大學經濟學系出版

假設生產面隨機干擾為定態的 (stationary) 序列, Lucas 模型隱含經濟體系之均衡產出具有隨機成長的趨勢。故只要透過經濟成長率的資料, 我們便能檢定本文的成長模型。

過去以人力資本為內生成長動力之實證文獻可分為三類, 其中絕大部份都是採用經濟成長率對人力資本迴歸的分析。由於人力資本為不可觀察的變數, 學者們多半是以受教育年數、識字人口比例與註冊率當成人力資本的替代變數, 再透過跨國迴歸分析, 檢視人力資本是否對平均所得, 或對其成長率有著正面的解釋能力;² 小部份則是以所得 (成長率) 與人力資本時間序列資料進行個別經濟體系迴歸, 如 Tallman and Wang (1994) 及 Pyo (1995)。Christiano and Eichenbaum (1988) 與 Ozlu (1996) 的研究則是少數應用實質景氣循環文獻之數值分析方法 (calibration), 討論人力資本模型所隱含總體變數的變異性、相關性與持續性等資料特徵。

在理論上, 強調人力資本累積為內生成長動力的模型並沒有「人力資本越多的國家, 其長期經濟成長率越高」的推論。除了 Azariadis and Drazen (1990) 和 Romer (1990b) 之外, 以人力資本累積為成長動力的模型都推導出獨立於人力資本存量的長期恆定成長率。Azariadis and Drazen (1990) 設定人力資本累積之最大速度為其存量本身之梯狀函數, 針對不同的發展階段, 越高的人力資本所能達到之準恆定 (quasi-steady state) 成長率也越高, 不過最終人力資本累積率到達上限, 經濟成長率也將固定。Romer (1990b) 得到長期經濟成長率與人力資本有正向關係, 是因為他假設人力資本的水準為決定技術進步速度之唯一因素, 但是模型中人力資本不隨時間而改變, 因此產出的持續增加跟人力資本累積無關。另一方面, Tamura (1991) 得到期初人力資本較平均水準低之個體, 其所得成長反而較快。Mulligan and Sala-i-Martin (1993) 則是利用模擬的方式, 得到 Lucas (1988) 模型隱含之 GDP 成長率與對數的實體資本相對於人力資本比例有關, 但其中也沒有單調遞增或遞減的關係。所以, 無論人力資本對長期經濟成長率之迴歸結果顯不顯著, 都和支持或拒絕這類內生模型沒有直接關係。Pack (1994, p.58) 即指出:「大部份想要驗證內生成長理論之實證, 實際上都是在檢定 Solow 模型之推論, 而非內生成長理論本身」。

²如 Azariadis and Drazen (1990), Romer (1990a), Barro (1991), Benhabib and Spiegel (1994), Easterly (1995) 與 Gould and Ruffin (1995)。

在計量方法上, Levine and Renelt (1992) 與 Levine and Zervos (1993) 指出以大規模跨國迴歸研究長期經濟成長的實證, 使用不同的訊息集合就得出不同的實證結果, 絕大多數的估計結果都是不具頑強性的。更重要的, 跨國迴歸中的解釋變數往往是內生的, 迴歸的結果並不反映因果關係。這個批評也適用在以生產要素做為產出解釋變數之時間序列分析上。³ 另外, Romer (1990a) 則提出資料問題: 有上限的平均受教育年數、工作經驗 (或註冊率、識字率) 是否能代表可無限累積之人力資本? 不同於迴歸分析, Jones (1995), Evans (1996) 與 Kocherlakota and Yi (1996) 則是利用成長模型的長期性質, 透過時間序列分析來區分內外生成長模型。

除了經濟成長的長期性質, 成長模型其實可以告訴我們經濟發展的整個動態過程。Christiano and Eichenbaum (1988) 與 Ozlu (1996) 就是先推導理論模型的動態解, 再模擬得出總體變數時間序列的二級動差, 然後與實際資料相比較。他們不僅顧及模型之動態性質, 而且和前述檢定成長模型長期推論的作者一樣, 都不必去估計人力資本。Christiano and Eichenbaum 也指出數值分析必須事先給定參數值再模擬, 他們希望未來能用一般化動差法或類似的方法來估計與檢定。但因為該模型的解包含了不可觀察的人力資本變數, 這種實證方法其實並不可行。

本文提出另一種可行的實證方法, 而且該法可以讓我們分析經濟成長的整個時徑, 而不止是討論部份總體變數的二級動差或長期性質。採取 Campbell (1994) 的轉換方法, 我們直接透過理論模型去推導產出成長率之時間序列。經由這個時間序列以及理論加在它迴歸係數的非線型限制, 我們可以估計模型參數與檢討理論假說的適用性。在估計方法上, 本文採用精確的最大概似估計法 (the exact maximum likelihood estimates)。

本文以東亞國家當中, 成長最快的四小龍與日本為實證對象。我們發現在解釋四小龍的經濟成長率變動時, 內、外生成長模型之概似函數值差不多; 實證結果支持人力資本確實可以解釋日本、台灣、南韓與新加坡的經濟成長波動, 而對應的外生成長模型則不能說明日本的經濟成長率。唯有香港, 她的經濟成長似乎還受到本文模型未曾考慮到的重要因素所影響。除了前言, 接下來第2部份為本文內生成長模型之設定與長期性質說明, 均衡解唯一性之

³許多內生成長理論 (如 Lucas 1988; Gould and Ruffin 1995; Benhabib and Spiegel 1994) 與外生成長理論 (如 Mankiw et al. 1992 或 Gundlach 1995) 的產出迴歸式, 同樣都可以得到正的人力資本迴歸係數。因為太多種類的成長模型推論與這些統計結果一致, 所以分析該係數統計上顯著與否並不能幫助我們了解經濟成長的動力。

討論, 以及理論模型隱含之經濟成長率推導; 第3部份包括計量方法說明, 成長模型的實證分析與內、外生模型之結果比較; 最後為結論。

2 理論模型

為配合實證及簡化分析, 我們維持 Lucas (1988) 休閒不影響效用水準之假設, 但是將他的連續時間模型改為間斷時間模型, 假設人口成長率為零, 並以暫時性的供給面衝擊當成隨機干擾來源。本文將利用確定性等值 (certainty equivalence principle) 的性質求解相關變數, 討論體系局部均衡解的唯一性質, 最後求導產出成長率的動態調整過程。

2.1 模型設立與長期恆定狀態性質

假設體系之均衡解可以用代表性個人問題求導, 令 E_0 為代表性個人第 0 期的條件期望運算元。 C_t, Y_t, K_t, m_t, H_t 分別為他在第 t 期之消費, 產出, 實體資本存量, 累積人力資本所進行的時間投入, 以及人力資本存量。 A_t 為一個暫時性的生產衝擊, H_{at} 則為個人視為外生的期初社會平均人力資本。假設代表性個人的目標函數、生產函數 (非休閒性時間稟賦標準化為 1) 與實體資本財累積式分別如下:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right), \quad 0 < \beta < 1, \quad 0 < \sigma, \quad (1)$$

$$Y_t = A_t K_t^b \left[(1 - m_t) H_t \right]^{1-b} H_{at}^\gamma, \quad 0 < b < 1, \quad \gamma \geq 0, \quad (2)$$

$$K_{t+1} = Y_t - C_t + (1 - \delta) K_t, \quad 0 < \delta < 1. \quad (3)$$

第 (2) 式中 H_{at}^γ 反映社會平均人力資本對代表性個人生產的外部效果。假設除本身外, 人力資本增加係仰賴時間的投入:

$$H_{t+1} = (1 + \rho m_t) H_t, \quad \rho > 0, \quad (4)$$

式中 ρ 為技術參數, 它反映人力資本之最大增加率。由於人力資本的成長率為內生決定的隨機變數, 本模型的產出也會具有隨機成長的性質。關於人力資本的累積, 我們亦可假設有其他要素共同投入, 例如設定 $H_{t+1} = \rho(\alpha K_t)^\phi \cdot (m_t H_t)^{1-\phi} + (1 - \phi) H_t$, 則第 (4) 式只是人力資本不折舊 ($\phi = 0$), 且實體

資本的生產彈性趨近於零 ($\phi = 0$) 之特例。這方面的不同設定, 主要會影響恆定的經濟成長率。在沒有外部性的 Lucas 模型中, 恆定經濟成長率只與累積人力資本的技術參數與效用函數中的偏好參數有關。但是如果我們也考慮實體資本財可幫助生產人力資本, 則恆定經濟成長率還與生產函數當中的參數有關 (如 Rebelo 1991 或 Bond et al. 1996)。

令 λ_t, θ_t 分別為對應實體資本與人力資本的影子價格, 在既定的初始值 (K_0, H_0) 之下, 代表性個人求解 $\{C_t, m_t, K_{t+1}, H_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$, 以極大化下列函數值:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \lambda_t \left[A_t k_t^b \left[(1 - m_t) H_t \right]^{1-b} H_{at}^\gamma + (1 - \delta) K_t - C_t - K_{t+1} \right] + \theta_t \left[(1 + \rho m_t) H_t - H_{t+1} \right] \right\}.$$

雖然代表性個人在決策過程視平均人力資本 H_a 為外生, 但均衡時 H_a 等於 H 。無論有無外部性, 這個模型均可以內生的成長。我們隨後將說明外部性的存在會導致恆定狀態下之不平衡成長, 而且它對調整過程之唯一性也有關鍵影響。在此本文先強調幾點有關成長動力的觀念: 第一、生產函數中除了實體資本財, 另外有沒有人力資本之類的生產要素, 並非判斷成長動力是否內生之依據。像 Mankiw et al. (1992), Gould and Ruffin (1995), 與 Gundlach (1995) 的外生成長模型, 人力資本只是一項生產因素, 要是缺少了外生的技術水準這個成長要素, 恆定成長率就是零。也因此產出對人力資本的迴歸係數是正值, 不表示成長的動力是內生的。第二、「可以累積的生產要素為規模報酬遞增或固定」也不是內生成長的必要或充份條件。內生成長模型之生產函數可以是 (資本) 報酬遞減的, 例如令 n 為代表性個人的工作時間, 生產函數 $F(K, n) = [\alpha K^{-a} + (1 - \alpha)n^{-a}]^{-1/a}$, $-1 \leq a \leq 0$ 。就可以產生內生成長; 相對的, 外生成長模型也可以是資本規模報酬固定的 (如 Gundlach 1995)。

為了討論變數的隨機過程, 本模型增加暫時性衝擊 (A_t) 之考慮, 此處 $A_t > 0$ 。令 \hat{A}_t 代表暫時性生產衝擊離差百分比 ($\hat{A}_t = \ln(A_t/A)$, $\ln A$ 為 $\ln A_t$ 之平均數)。定義 L 為落後運算元 (lag operator), 假設 \hat{A}_t 遵循 p 階定態自迴歸過程, 即 $AR(p)$:

$$\xi(L)\hat{A}_t \equiv (1 + \xi_1 L + \xi_2 L^2 + \dots + \xi_p L^p)\hat{A}_t,$$

$$= \varepsilon_t, \quad (5)$$

式中 ε_t 為服從常態分配的純噪音 (white noise), 其變異數為 σ_ε^2 。當 $\xi_j = 0$, $j = 1, \dots, p$ 時, \hat{A}_t 本身亦為純噪音。以 $p = 1$ 為例, 在第 (5) 式之假設下, 代表性個人對未來任何一期暫時性生產衝擊離差之期望值為:

$$E_0 \hat{A}_i = (-\xi_1)^i \hat{A}_0, \quad i \geq 1. \quad (6)$$

在這個內生成長體系, 完全預知恆定狀態的經濟成長率將因為人力資本生產上的外部性而比人力資本成長率本身來的高。令 m 為恆定之累積人力資本時間投入, 由於長期恆定狀態下產出與實體資本財的成長率均為 g_h , 而人力資本成長率為 ρm , 透過生產函數, 可得恆定經濟成長率滿足:

$$g_h = (1 + \rho m)^{\frac{1-b+\gamma}{1-b}} - 1. \quad (7)$$

當外部性越強, 則恆定經濟成長率與人力資本累積率之差距也越大。為便於討論體系之恆定性質, 我們定義 $H_t^* \equiv H_t^{(1-b+\gamma)/(1-b)}$, 這個新的人力資本累積如下:

$$H_{t+1}^* \approx \left(1 + \frac{1-b+\gamma}{1-b} \rho m_t \right) H_t^*. \quad (4')$$

恆定狀態下體系的產出、消費、實體資本與新定義之人力資本 (H_t^*) 均有相同之成長率。要討論恆定狀態下變數的統計性質, 必須先去除其成長趨勢。以人力資本為成長動力的模型與外生成長模型不同的是, 若以固定成長率之技術指數或以經濟成長指數為平減因子, 則恆定狀態下的平減後產出、資本、消費仍會隨不同之期初人力資本而有多重解 (Rebelo 1991; Caballé and Santos 1993; 李鈞元 1991)。這也使得如此平減後的變數依然不具定態性質, 構成統計分析的困擾。本文仿照 Christiano and Eichenbaum (1988), Mulligan and Sala-i-Martin (1993), Xie (1994) 與 Benhabib and Perli (1994) 之方法, 以有變動成長率的人力資本存量 (H_t^*) 為平減因子解決上述問題。定義 c_t 為平減後消費 ($c_t \equiv C_t/H_t^*$), k_t 為實體資本與人力資本的比值 ($k_t \equiv K_t/H_t^*$), 則轉換後的 Euler 方程式與預算限制式如下:

$$c_t^{-\sigma} = \beta E_t \left\{ c_{t+1}^{-\sigma} \left[(1 + \rho m_t)^{\frac{1-b+\gamma}{1-b}} \right]^{-\sigma} \left[b A_{t+1} k_{t+1}^{b-1} (1 - m_{t+1})^{1-b} + (1 - \delta) \right] \right\}, \quad (8)$$

$$c_t^{-\sigma} A_t k_t^b (1 - m_t)^{-b} = \beta(1 + \rho) E_t \left\{ c_{t+1}^{-\sigma} \left[(1 + \rho m_t)^{\frac{1-b+\gamma}{1-b}} \right]^{-\sigma} A_{t+1} k_{t+1}^b (1 - m_{t+1})^{-b} \right\} (1 + \rho m_t)^{\frac{\gamma}{1-b}}, \quad (9)$$

$$(1 + \rho m_t)^{\frac{1-b+\gamma}{1-b}} k_{t+1} = A_t k_t^b (1 - m_t)^{1-b} - c_t + (1 - \delta) k_t. \quad (10)$$

根據平減後之 Euler 方程式與預算限制式, 完全預知下之平減後消費 (c)、相對資本存量比 (k) 與累積人力資本時間投入這三個變數之長期恆定值滿足下列條件:

$$1 = \beta \left[(1 + \rho m)^{\frac{1-b+\gamma}{1-b}} \right]^{-\sigma} \left[A b k^{b-1} (1 - m)^{1-b} + 1 - \delta \right], \quad (11)$$

$$1 = \beta(1 + \rho)(1 + \rho m)^{\frac{\gamma - (1-b+\gamma)\sigma}{1-b}}, \quad (12)$$

$$(1 + \rho m)^{\frac{1-b+\gamma}{1-b}} k = A k^b (1 - m)^{1-b} - c + (1 - \delta) k. \quad (13)$$

合併第 (7), (12) 兩式, 可解得競爭均衡之唯一恆定經濟成長率為:⁴

$$g_h = \left[\beta(1 + \rho) \right]^{\frac{1-b+\gamma}{(1-b+\gamma)\sigma - \gamma}} - 1, \quad (14)$$

由上式可知, 恆定成長率在內生成長模型中, 並非像外生成長模型中的只決定於單一結構參數 (技術進步速度)。在有外部性之 Lucas (1988) 模型中, 影響恆定成長率之參數, 包括偏好函數中的折現因子與相對風險趨避係數, 生產函數中的資本份額與外部性參數, 以及累積人力資本之技術參數。而折舊率之高低雖不影響該經濟成長率, 但是會影響恆定之相對資本比與消費佔人力資本比例。如果沒有外部性, 則資本份額亦對恆定的經濟成長率無影響。內生成長理論與外生成長理論的一項重大差異就是, 政府政策可以透過改變內生成長模型中之相對價格, 進而影響長期的經濟成長率 (King and Rebelo 1990; Rebelo 1991; Bond et al. 1996; Osang and Pereira 1996)。

為使恆定經濟成長率為正, 且終極條件 (transversality condition) 與模型目標函數值有界 (bounded) 的條件成立, 本文的參數尚需滿足恆定利率需高過代表性個人的時間偏好率, 以及恆定利率高過恆定經濟成長率二限制 (Barro

⁴Ladrón-de-Guevara et al. (1997) 擴充無外部性的 Lucas (1988) 模型。他們證明若多考慮休閒帶來效用, 則可能發生恆定經濟成長率無法決定的問題。

and Sala-i-Martin 1995)。⁵ 由於成長模型所推導的恆定經濟成長率 (g_h) 必須滿足 $1 + g_h = [\beta(1 + r)]^{1/\sigma}$ 的一階條件, 式中 r 代表體系之恆定實質利率, 對照第 (7) 與 (12) 式, 可知本模型的恆定實質利率應等於 $(1 + \rho)(1 + \rho m)^{\gamma/(1-b)} - 1$ 。 $0 < m < 1$ 也正是恆定利率需高過代表性個人的時間偏好率, 以及恆定利率高過恆定經濟成長率的充要條件,⁶ 亦即只要結構參數可令恆定狀態的累積人力資本時間比例在合理範圍 (零與一之間), 則恆定經濟成長率為正, 且終極條件與模型目標函數值有界的條件均可成立。至於什麼樣的參數集合可以使 m 在合理範圍, 該集合又隱含何種經濟成長之長期性質, 我們將在下一節進一步說明。

2.2 動態調整過程之鞍點穩定性與其隱含的恆定經濟成長率性質

為了具體求解出內生變數的決策規則 (decision rule), 本文利用對數線型化的漸近方法, 將第 (8) 到 (10) 式對變數之長期恆定值展開。該方法對於處理非線型的理性預期模型有何優缺點可參考 Taylor and Uhlig (1990)。我們的結果與直接對目標函數進行二次式展開再求解之結果相同, 即滿足確定性等值原則。令 $\rho^* \equiv (1 - b + \gamma)/(1 - b)\rho$, 定義 \hat{w}_t 為 w_t 與其完全預知長期恆定值 (w) 之離差百分比, 即 $\hat{w}_t = \ln(w_t/w)$ 。省略了常數項之後, 第 (8) 到 (10) 式對數線型化結果如下:⁷

$$\begin{aligned} \sigma E_t \hat{c}_{t+1} - \sigma \hat{c}_t + (1 - b)\psi_0 \hat{k}_{t+1} + \frac{(1 - b)m}{1 - m} \psi_0 E_t \hat{m}_{t+1} \\ + \frac{\sigma \rho^* m}{1 + \rho m} \hat{m}_t - \psi_0 E_t \hat{A}_{t+1} = 0, \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \sigma E_t \hat{c}_{t+1} - \sigma \hat{c}_t - b \hat{k}_{t+1} + b \hat{k}_t - \frac{bm}{1 - m} E_t \hat{m}_{t+1} + \left\{ \frac{bm}{1 - m} \right. \\ \left. + \frac{[\sigma(1 - b + \gamma) - \gamma]\rho m}{(1 - b)(1 + \rho m)} \right\} \hat{m}_t - E_t \hat{A}_{t+1} + \hat{A}_t = 0, \end{aligned} \quad (16)$$

$$\psi_1 \hat{c}_t + \psi_2 \hat{k}_{t+1} - (b + \psi_3) \hat{k}_t + \left[\psi_4 + \frac{(1 - b)m}{1 - m} \right] \hat{m}_t - \hat{A}_t = 0, \quad (17)$$

⁵ 這個條件保證模型目標函數值有界 (King et al. 1988 與李秀雲 1994)。

⁶ 恆定狀態之利率需高過時間偏好率就等於限制恆定經濟成長率為正, 亦即 $(1 + \rho m)^{(1-b+\gamma)/(1-b)} > 0$, 也就是 m 為正值; 而恆定利率高過經濟成長率表示 $(1 + \rho)(1 + \rho m)^{\gamma/(1-b)} > (1 + \rho m)^{(1-b+\gamma)/(1-b)}$, 移項可得 $(1 + \rho) > (1 + \rho m)$, 也就是 $m < 1$ 。

⁷ 假設模型內變數具有齊質之對數常態分配, 則其對數的變異數皆僅為常數 (見 Campbell 1994)。

式中 $\psi_0 = 1 - (1 - \delta)(1 + \rho m)/[(1 + \rho)(1 + g_h)]$, $\psi_1 = 1 - b(1 + \rho m)(\delta + g_h)/[(1 + \rho)(1 + g_h)\psi_0]$, $\psi_2 = b(1 + \rho m)/[(1 + \rho)\psi_0]$, $\psi_3 = b(1 - \delta)(1 + \rho m)/[(1 + \rho)(1 + g_h)\psi_0]$, $\psi_4 = b\rho^*m/[(1 + \rho)\psi_0]$, 這些參數均為正值。

由於本文強調動態過程之分析, 該過程是否具唯一性十分重要。如果理論上變數的調整路徑有多重可能, 我們就無法比較理論隱含的變數動態與時間序列模型的差異大小, 也無法由資料來看是拒絕或支持假說。針對 Lucas (1988) 模型, Mulligan and Sala-i-Martin (1993) 指出人力資本在生產函數中無外部性, 或外部性很小的情況下, 於他們選擇的可能參數範圍內, 該模型具有全面之鞍點穩定性 (saddle-path stability), 也就是均衡解有唯一性; Xie (1994) 則證明外部性夠大時, 該模型具有多重解之全面穩定性; Benhabib and Perli (1994) 也以嚴謹的數學, 推導出模型有局部唯一解與多重解的參數範圍。Bond et al. (1996) 亦證明一個外部性參數為零的 Lucas 模型具有局部之鞍點穩定性; Benhabib and Farmer (1994) 則針對因生產要素有外部性而具規模報酬遞增性質的生產函數, 證明體系均衡解在某些條件下非鞍點穩定, 當某一要素之外部性越強, 該條件越可能成立。目前學界之共識為不含外部性的 Lucas 模型具有唯一解, 與存在外部性的 Lucas 模型無法排除多重解。我們進一步討論結構參數與長期恆定成長率的關係。由累積人力資本恆定值之限制式, 第 (12) 式, 可以解出:

$$m = \frac{[\beta(1 + \rho)]^{\frac{1-b}{(1-b+\gamma)\sigma-\gamma}} - 1}{\rho} \quad (18)$$

根據 Benhabib and Perli (1994) 的作法, 我們利用 $0 < m < 1$ 的性質, 可以得到外部性相對較小 (含 $\gamma = 0$) 與相對較大 (γ 必為正) 之兩個參數集合:

$$\Theta_1 \equiv \left\{ \beta > (1 + \rho)^{-1} \text{ and } \sigma > 1 + \frac{1-b}{1-b+\gamma} \frac{\ln \beta}{\ln(1 + \rho)} \right\},$$

$$\Theta_2 \equiv \left\{ (1 + \rho)^{-1} > \beta > (1 + \rho)^{-\frac{1-b+\gamma}{1-b}} \text{ and } 0 < \sigma < 1 + \frac{1-b}{1-b+\gamma} \cdot \frac{\ln \beta}{\ln(1 + \rho)} \right\}.$$

Benhabib and Perli (1994) 證明當參數集合為 Θ_1 時, Lucas 模型恰有局部之唯一解, 即唯一之穩定根; 而當參數集合為 Θ_2 時, 模型則出現二個穩定根或

三個根都不穩定。雖然從理論上，我們無法決定人力資本外部性參數所屬的集合，但不同的參數集合確實隱含不同之經濟推論。如果參數位於 Θ_1 ，表示體系人力資本累積上的效率 (ρ) 相對高於其時間偏好率 ($\beta^{-1} - 1$)，同時其忍受風險之能力 (σ) 相對高於人力資本在產出上之外部性 (γ)。在此參數範圍內，一個經濟體系若能達到較高的恆定經濟成長率 (見第 (14) 式)，就反映該體系內的經濟個體可能較不偏好眼前之消費、或能夠忍受較高之風險 (趨避程度較低)、或是在人力資本的累積上有著較高的效率。相反地，若參數屬於 Θ_2 ，表示該體系內人力資本的累積效率相對於其時間偏好率較低，且其忍受風險之能力相對於人力資本之外部性為低，這個參數範圍隱含恆定經濟成長率較高的經濟體系，必是較偏重眼前之消費，或越不能夠忍受風險，或是累積人力資本的效率較差，或者外部性越大。

由於參數落在 Θ_2 時，模型對長期經濟成長率的推論恰與一般學者看法相反，加上會有動態路徑無法決定而不能進行實證分析的困擾，本文假設參數屬於 Θ_1 以繼續下列推導。至於實際外部性參數到底是大小，本文由實證結果來檢討。接著我們聯立求解第 (15)–(17) 式，得到模型之三個特性根， α_1, α_2 與 α_3 。令此時穩定根為 α_1 ，而 α_2 與 α_3 均為絕對值大於一的不穩定根。基於體系不安定根之存在，我們採用前瞻解法求解。以 \hat{A}_t 為 AR(1) 為例來說明，根據第 (6) 式求得未來各期生產衝擊之預期現值，代入 \hat{k}_{t+1} 之前瞻解內，此時 \hat{k}_{t+1} 的決策規則滿足：

$$\hat{k}_{t+1} = \alpha_1 \hat{k}_t + \omega_1 \hat{A}_t, \quad (19)$$

ω_1 為體系內參數之函數， \hat{m}_t 與 \hat{c}_t 之決策規則是

$$\hat{m}_t = M_1 \hat{k}_t + M_2 \hat{A}_t, \quad (20)$$

與 $\hat{c}_t = M_3 \hat{k}_t + M_4 \hat{A}_t$ ，其中 $M_i, i = 1, 2, 3, 4$ ，均為體系內參數之函數。⁸

2.3 經濟成長率的時間過程

由於人力資本之不可觀察，目前為止能做的實證至多為設定參數值後之模擬分析。像 Mulligan and Sala-i-Martin (1993) 曾模擬外部性不大時，Lucas

⁸詳細的數學附錄可向作者索取。

(1988) 模型之產出、消費及資本成長率的調整路徑; Christiano and Eichenbaum (1988) 與 Ozlu (1996) 模擬做中學的人力資本模型中之最適消費、資本、工時與產出的時間序列。我們希望能夠將理論模型中的參數估計出來, 故進一步求導模型隱含之產出成長率。本文針對經濟成長率做研究的原因有二: 第一、儘管成長的動力 — 人力資本是難以衡量的, 經濟體系表現在外的產出成長率則是普遍可得的統計資料; 第二、Lucas 的人力資本模型不只是告訴我們經濟成長的長期性質, 還告訴我們經濟發展的整個動態過程, 也就是均衡產出的成長率變動過程。

本文採取類似 Campbell (1994), 轉換生產函數以推導經濟成長率之作法: 先對生產函數 (第 (2) 式) 以 H_t^* 平減, 再取對數取差分, 代入 H_t^* 之成長率, 第 (4') 式, 得出產出與內、外生變數的關係式如下:

$$g_t = \hat{A}_t - \hat{A}_{t-1} + b\hat{k}_t - b\hat{k}_{t-1} - \frac{(1-b)m}{1-m}\hat{m}_t + \left[\frac{(1-b)m}{1-m} + \rho^*m \right] \hat{m}_{t-1},$$

式中 g_t 表去除長期平均值的第 t 期經濟成長率。接著代入第 (20) 式所解出 \hat{m}_t, \hat{m}_{t-1} 時徑, 將上式右方整理成僅有隨機干擾與相對資本比的式子, 再將該式左右同乘 $(1 + \xi_1 L)(1 - \alpha_1 L)$, 然後利用 \hat{k}_t 之決策規則與第 (5) 式, 整理可得:

$$g_t = \mu_1 g_{t-1} + \mu_2 g_{t-2} + e_t + \mu_3 e_{t-1} + \mu_4 e_{t-2}, \quad (21)$$

式中 $e_t = \mu' \varepsilon_t$, $\mu' \equiv 1 - (1-b)m/(1-m)M_2$, $\mu_1 = \alpha_1 - \xi_1$, $\mu_2 = \alpha_1 \xi_1$, $\mu_3 = \{b\omega_1 - \alpha_1 - 1 + \rho^*mM_2 + (1-b)m/(1-m)[(1+\alpha_1)M_2 - \omega_1 M_1]\}/\mu'$, $\mu_4 = -\rho^*m[(\alpha_1 - 1)M_2 - \omega_1 M_1]/\mu' - \mu_3 - 1$ 。而各期獨立之誤差項 e_t 亦具有平均數為 0, 變異數為 $\sigma_e^2 (= \mu'^2 \sigma_\varepsilon^2)$ 之常態分配性質。由本式可知, 影響經濟成長率 AR 部份的參數為外生生產衝擊的 AR 係數, 以及模型內在之穩定根, 不穩定根只能影響 MA 部份的係數。詳細地說, AR 部份的落後期數為二, 一方面是來自本成長模型唯一的穩定根, 一方面是因為本文在此假設自發性生產衝擊為 AR(1); MA 部份會出現二期落後, 則是因為經濟的成長率會受前一期期初的資本存量影響, 而前一期的資本存量除了自身落後值, 還決定於前二期的自發性生產衝擊。故若暫時性衝擊為純噪音時, 經濟成長率為 ARMA(1,2); 而當假設暫時性衝擊為 AR(p), $p > 0$, 經濟成長率則為 ARMA($p+1, p+1$)。我們將透過第 (21) 式進行實證分析。

3 實證分析

過去以經濟成長率迴歸人力資本的方法，一來分辨不出人力資本是成長動力或只是生產要素，二來也不能驗證模型推論之均衡動態。實質景氣循環文獻常用數值分析來討論模型隱含的經濟動態，但該法必須事先給定結構參數值。Christiano and Eichenbaum (1992, p.436) 批評那是非正式的 (informal) 計量方法，正式的實證方式應是求導理論隱含之變數走勢，用計量方法先估計參數再檢定模型。所以本文利用最大概似估計法，先透過理論模型加諸經濟成長率時間過程的限制來估計結構參數，再利用 χ^2 分配進行理論假說之檢定。

對日本與四小龍時間序列模型的估計中，我們發現經濟成長率的 MA 部份有非常接近一的根，這使得本文必須採用「精確的最大概似估計法」來分析。在自發性生產衝擊為 AR(1) 的假設下，本模型隱含之經濟成長率為 ARMA(2,2)，若實際經濟成長率的落後期數高於 2，則我們設定生產衝擊自我迴歸的落後期數時，對應地也該加長。因此我們先估計經濟成長率之 ARMA 模型，並由此決定生產衝擊自我迴歸之落後期數，來判斷模型共有多少個結構參數需要估計。除了內生成長模型的估計，我們也估計外生成長模型，以比較兩種成長模型的解釋能力。

3.1 計量模型 — 精確的最大概似估計法

由理論模型所推導出的經濟成長率時間序列過程，因為其係數為體系內參數之非線性組合，我們可以使用最大概似法來估計結構參數。Newbold (1974) 指出傳統的最大概似估計在下列三種情況下會有困難：第一、變數的 AR 部份有接近於一的根時；第二、變數的 MA 部份有接近或等於一的根時；第三、樣本期間相對太短時。Phadke and Kedem (1978) 也強調：在有限的樣本數下，特別是變數的 MA 部份有接近或等於一的根時，用一般漸近的最大概似估計很可能會比用精確的最大概似估計產生更高的平均差方 (mean square error)。由於我們收集到的樣本長度有限，而且香港、新加坡與台灣經濟成長率的 MA 部份都有接近一的根，所以本文採用精確的最大概似法來估計模型參數。

就 1 到 T 期的經濟成長率 (g_t)，其共變異數是一個 $T \times T$ 的對稱矩陣 (Γ)，矩陣中的元素都是經濟成長率 ARMA 係數與誤差項變異數的函數。令

行向量 $G = (g_1 \ g_2 \ \cdots \ g_T)'$ ，則針對 g_1 到 g_T 對數的概似函數為：

$$-\frac{T}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Gamma| - \frac{1}{2} G\Gamma^{-1}G'$$

配合實際資料值，在滿足經濟理論參數限制之下，我們就可透過上式估計參數與求解概似函數之極大值。

3.2 資料來源與分析

本文所需要的資料為亞洲四小龍與日本之實質生產與總人口數，以計算實質每人產出成長率。在資料的取得上，台灣之實質 GDP 資料取自於《中華民國台灣地區國民所得統計》，總人口數則來自《中華民國台灣地區人力資源統計年報》；南韓與新加坡之實質 GDP、日本之實質 GNP 與總人口資料分別取自於國際貨幣基金之 *International Financial Statistics*；香港的實質 GDP 資料與總人口則來自世界銀行所發行的 *World Table* 與香港政府統計處。本文採用年資料，各地區樣本期間分別如下，台灣：1952–95，南韓：1954–94，新加坡：1961–95，日本：1953–94，香港：1961–93。

在估計模型參數之前，我們先做一些事前的估計與檢定。首先，我們透過 Phillips-Perron 單根檢定，確認此五體系之每人實質產出成長率為定態時間序列。⁹ 接著我們用精確的最大概似法估計其時間序列模型。進行以經濟成長率為 ARMA(2,2) 當虛無假說，以 ARMA(3,3) 當對立假說的 χ^2 檢定時，除了香港，日本和其他三小龍的檢定結果均無法拒絕虛無假說。香港再以 ARMA(3,3) 為虛無假說，ARMA(4,4) 為對立假說來檢定，結果顯示差異不顯著，所以要討論香港的經濟成長率，我們至少要假設暫時性的生產衝擊為 AR(2)。至於其他三小龍與日本，設定暫時性的生產衝擊為 AR(1) 即可接受。估計結果列於表 1，該表首先列出的是台灣、南韓、新加坡與日本經濟成長率 ARMA(2,2) 的估計係數，以及香港 ARMA(3,3) 的估計係數，下方分別是各地區虛無與對立假說的概似值，最後是 χ^2 值。

3.3 待估參數、事前給定參數與參數限制

由於人力資本模型有折現因子、實體資本折舊率、資本份額、風險趨避係數、人力資本生產上之外部性參數、累積人力資本之技術參數，暫時性生產衝擊

⁹我們選定之落後期數為 3 或 5，四小龍之實質經濟成長率在 5% 的顯著水準下都拒絕單根存在，唯有日本之經濟成長率需在 10% 之顯著水準，方能拒絕單根假說。

表 1: 經濟成長率之時間序列模型 ARMA

| | 台灣 | 南韓 | 新加坡 | 日本 | 香港 |
|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| AR 係數 1 | 0.419 (0.139) | 1.877 (0.049) | 1.199 (0.536) | 0.006 (0.238) | 0.169 (0.195) |
| AR 係數 2 | 0.484 (0.139) | -0.972 (0.042) | -0.349 (0.502) | 0.715 (0.124) | -0.641 (0.137) |
| AR 係數 3 | — | — | — | — | 0.492 (0.211) |
| MA 係數 1 | 0.000 (0.100) | -1.863 (0.135) | -0.857 (0.635) | 0.640 (0.289) | -0.264 (0.660) |
| MA 係數 2 | -1.000 (0.099) | 1.000 (0.141) | -0.143 (0.628) | -0.360 (0.279) | 0.264 (0.503) |
| MA 係數 3 | — | — | — | — | -1.000 (0.651) |
| 變異數 (σ_e^2) | 6e-4 (1e-4) | 1.1e-3 (3e-4) | 1.1e-3 (3e-4) | 5e-4 (1e-4) | 9e-4 (7e-4) |
| H_0 對數概似值 | 98.870 | 78.989 | 69.008 | 98.452 | 61.498 |
| H_1 對數概似值 | 99.416 | 79.112 | 70.071 | 98.531 | 64.887 |
| $\chi^2(2)$ 值 | 1.092 | 0.246 | 2.126 | 0.158 | 6.778* |

1. 資料來源見 3.2 節。本文估計方法為精確的最大概似估計法，電腦程式以 Gauss 公司之 constrained maximum likelihood 套裝軟體撰寫。表中台、韓、新、日均為 ARMA(2,2) 估計結果，香港為 ARMA(3,3)。
2. 括號內之數字為迴歸係數之標準差。
3. $\chi^2(2)$ 值是在虛無假設 H_0 : 經濟成長率為 ARMA(2,2)，對立假設 H_1 : 經濟成長率為 ARMA(3,3) 下求算，加「*」表示在 5% 顯著水準下，拒絕虛無假說。

離差百分比自迴歸係數與其誤差項變異數等許多個結構參數，全部估計將遭遇認定不足的問題，因此本文將眾多的模型參數劃分為事前給定參數與待估計參數兩類。以生產衝擊遵循 AR(1) 為例來說明，因為模型告訴我們此時經濟成長率為 ARMA(2,2)，在估計時間序列模型時，除了誤差項變異數 (σ_e^2) 之估計外，其他還有 μ_1, μ_2, μ_3 與 μ_4 等四個迴歸係數待估。為了維持起碼的自由度以進行檢定，我們最多可以還原 (認定) 四個模型之結構參數。

當生產衝擊遵循 AR(1)，本文事前給定參數包括大部份研究較無爭議的折現因子 (β)，實體資本折舊率 (δ)，資本份額 (b)，另外還有文中累積人力資

本技術參數 (ρ); 待估計參數則有相對風險趨避係數 (σ), 外部性參數 (γ), 生產衝擊離差自迴歸係數 (ξ_1) 與誤差項變異數 (σ_e^2) 共四個。若暫時性生產衝擊為 AR(2), 則此時的經濟成長率為 ARMA(3,3), 我們再增加估計 ξ_2 。由於受理論限制與時間序列模型對數概似值差距的兩倍漸近於 χ^2 分配, 且其自由度等於兩種模型待估參數個數之差, 故我們可以據此檢定本文的內生成長理論。在我們的估計之下, 除了香港之自由度為 2 外, 其餘地區皆為 1。

在事前給定之參數方面, 我們假定四小龍與日本的折現因子, 資本折舊率, 資本份額與累積人力資本的技術參數分別都相同。折現因子之設定是依據李秀雲 (1994) 所估計的台灣時間偏好率, 換算成年折現因子相當於 0.96。同時, 本文假設實體資本財之年折舊率為 0.1, 與 King et al. (1988) 相同。

在資本份額的設定方面, OECD 國家之資本份額是介在 0.35~0.5 之間, 由於公認這些國家的經濟較為成熟, 我們就在這當中選擇資本份額之設定值。通常一國資本份額高低與她的經濟發展程度有關, 即經濟仍在發展階段, 勞力相對廉價, 這個國家的資本份額會較高,¹⁰ 本文台灣、日本、南韓均包含了 50 年代之成長資料, 所以本文報告較高的資本份額設定值 (0.45) 之估計結果。¹¹ 如果設定 b 為較低的 0.35, 則參數估計結果之基本性質差異也不大。

累積人力資本的技術參數雖尚少研究, 但由它必須大於時間偏好率而不超過恆定狀態實質利率的性質, 我們可依據討論恆定利率的文獻 (King et al. 1988; Mendoza 1991; 李秀雲 1994), 限制它的範圍在 0.042 到 0.065 之間, 這當中包含 Lucas (1988) 依美國成長經驗推算之 0.05。我們細分該區間, 並於各個可能 ρ 值下進行最大概似估計, 如此重複估計, 最後選擇能使各體系得到局部最大概似函數值之 ρ 值。依該原則我們選定各國均為 0.042。

文中參數的限制包括不等式與等式兩類: 不等式限制有效用之折現因子 (β)、實體資本折舊率 (δ) 與資本份額 (b) 均介於零與一之間; 風險趨避係數 (σ)、¹² 人力資本生產上之外部性參數 (γ) 與累積人力資本之技術參數 (ρ) 則為正值; 暫時性生產衝擊自迴歸模型根的倒數應處於正負一之間, 以及保證唯一解條件成立之 $\beta(1 + \rho) > 1$ 和 $\sigma > 1 + (1 - b) \ln \beta / [(1 - b +$

¹⁰根據台灣地區的國民所得統計, 台灣 1956 至 1995 勞動所得佔 GDP 比例的十年平均, 依序為 0.38, 0.42, 0.48 與 0.52。我們發現越包含早期的資料, 經濟體系的資本份額估計值越大。

¹¹Young (1995) 估計 1966-90 之台、韓、新、港分別為 0.29, 0.30, 0.49 與 0.37。針對台灣, 李秀雲 (1994) 對 1983-92 之估計值為 0.24, 1974-91 為 0.38, Tallman and Wang (1994) 估計 1966-89 為 0.53-0.75 之間。Costello (1993) 則算出日本在 1960-85 為 0.48。

¹²實際估計中, 我們限制 $0.01 \leq \sigma \leq 10$ 。

$\gamma) \ln(1 + \rho)]$ 。文中另一類的等式限制則是指理性預期模型之跨式限制，也就是經濟成長率時間序列模型之迴歸係數與理論中模型結構參數之間的非線性限制。

3.4 參數估計及實證結果

內生成長模型的估計結果列於表2。就概似值來看，南韓、新加坡與日本之受限模型概似值都與表1的時間序列模型差不多，台灣的概似值差距稍大，但在5%的顯著水準之下，這四個地區之經濟成長率都無法拒絕 Lucas (1988) 的內生成長假說。最特別的是香港，即使我們考慮了 ARMA(3,3) 模型，其理論限制下的經濟成長率仍與時間序列模型有著顯著的差異。

參數估計結果中，人力資本生產外部性參數 (γ) 之估計結果在五個地區之估計值都不顯著地異於零。以估計值本身來看，其中是以南韓的0.148最大，但依然低於 Lucas (1988) 對美國資料所粗估之0.417，以及 Einarsson and Marquis (1996) 認為的0.4–0.6之間。這個結果支持本文在理論部份假設唯一之動態調整過程，即參數屬於外部性相對較小的集合， Θ_1 。¹³ 事實上，當外部性非常小時，體系之穩定根漸近於 $b(1 + \rho)/[b + \rho + \delta(1 - b)]$ ，與外部性參數及風險係數不再有關。

風險趨避係數 (σ) 受到唯一解之不等式限制必會大於零，但無論給定 σ 多高的初始值，五個東亞快速發展地區都收斂在偏低的估計結果。以5%之顯著水準來說，除了原本就收斂到下限之台灣與新加坡，其他所有國家之 σ 也都拒絕相對風險趨避係數大於或等於1之虛無假說。這與國外成長文獻 (Lucas 1988; King et al. 1988; Christiano and Eichenbaum 1992; Backus et al. 1992; Correia et al. 1995) 所設定「合理之」風險趨避係數不應小於1，顯有不同。我們認為這些地區合理的風險係數或許較本文估計值為高，但不致於高到傳統成長文獻之設定值。以該係數為2(1)來說，若累積人力資本的技術參數為較高的0.065，外部性參數為零，則 Lucas (1988) 人力資本模型隱含的恆定經濟成長率只有1.1% (2.2%)。如果考慮正的外部性或較低之人力資本的技術參數，則經濟成長率更低！另一方面，在本文的效用函數設定下，代表性個人的相對風險係數正好與消費對利率變動的跨期彈性有倒數關係。文中

¹³ 利用不同之實證方法，Chou (1995) 發現台灣人力資本對生產力有顯著之負向影響，Yue (1995) 解釋為人力資本不具生產之外部性；而 Tallman and Wang (1994) 對台灣生產函數的迴歸分析，無法拒絕為規模報酬固定。Pyo (1995) 則指出南韓之人力資本還未大到足以產生外部性。

表 2: 內生成長模型之估計結果

| | 台灣 | 南韓 | 新加坡 | 日本 | 香港 |
|----------------------------------|---------------------------|-------------------|---------------------------|-------------------|-------------------|
| 事前給定參數 | | | | | |
| 折現率 (β) | | | 0.96 | | |
| 資本折舊率 (δ) | | | 0.1 | | |
| 資本份額 (b) | | | 0.45 | | |
| 技術參數 (ρ) | | | 0.042 | | |
| 估計之參數 | | | | | |
| 外部性參數 (γ) | 6.4e-4 (0.011) | 0.148 (0.132) | 0.001 (0.009) | 0.052 (0.031) | 0.002 (0.011) |
| 風險趨避係數 (σ) | 0.010 [†] (.) | 0.218* (0.148) | 0.010 [†] (.) | 0.094* (0.047) | 0.012* (0.020) |
| \hat{A}_t 自迴歸係數 1 (ξ'_1) | 0.345* (0.081) | 0.930 (0.094) | 0.359* (0.085) | 0.941 (0.087) | 0.352* (0.325) |
| \hat{A}_t 自迴歸係數 2 (ξ'_2) | — | — | — | — | -0.198 (0.209) |
| 變異數 (σ_e^2) | 6.8e-4 (2e-4) | 1.2e-3 (3e-4) | 1.1e-3 (3e-4) | 5.4e-4 (1e-4) | 1.3e-3 (3e-4) |
| 推算恆定成長率 (g_A) | 3.7% | 5.0% | 3.9% | 4.4% | 4.2% |
| H_0 對數概似函數值 | 97.001 | 78.429 | 68.750 | 97.654 | 61.468 |
| H_1 對數概似函數值 | 98.870 | 78.989 | 69.008 | 98.452 | 64.887 |
| χ^2 值 | 3.738 | 1.120 | 0.419 | 1.596 | 6.838* |

- 資料來源見 3.2 節。本文估計方法為精確的最大概似估計法，電腦程式以 Gauss 公司之 constrained maximum likelihood 套裝軟體撰寫，各參數估計值之信賴區間 (未列) 則以 CMLClimits 程式求算。
- 估計參數中， $\xi'_i \equiv -\xi_i$, $i = 1, 2$ 。
- 每個參數估計值下方之小括弧內所列為其標準差，未列出數值而只出現點號者，表示估計值收斂在不等式邊界，因而無法計算標準差。
- γ 之估計值加「*」者，表示在 5% 的顯著水準下，拒絕 $\gamma = 0$ 之假說。
- σ 之估計值加「*」者，表示在 5% 的顯著水準下，拒絕 $\sigma \geq 1$ 之假說；加「†」者表示逼近 0.01 之下界，無法計算信賴區間。
- ξ'_1 之估計值加「*」者，表示在 5% 的顯著水準下，拒絕 \hat{A}_t 自迴歸係數等於 0.99 之假說。
- χ^2 檢定中，除了香港自由度為 2 外，其餘自由度皆為 1，而加「*」表示在 5% 的顯著水準下，拒絕內生成長假說。

非常低的風險係數表示東亞人民之跨期替代彈性也很高，會不會是因為樣本期間的經濟成長率過於波動，以致於高估了替代彈性呢？這樣的猜測並不正確，由於估計結果顯示四小龍與日本的外部性參數都很低，經濟成長率 AR 部份的兩個特性根均與風險係數沒有什麼關係，相對風險趨避係數只進入成長率的 MA 部份。提高該係數主要是改變落後二期 (三期) 以內的自我相關係

數；而且如果 AR 部份的根很大時，MA 係數的稍許改變並不會顯著地影響自我相關係數。¹⁴

日本與台、韓，新三小龍所估計出之 $-\xi_1$ 值皆為小於 1 之正數，顯示生產干擾對往後逐期的產出有單調遞減之同向影響；而五個經濟區域中，又以日本和南韓的產出干擾的持續性最強，其自迴歸係數甚至無法拒絕為 0.99。而變異數的估計結果也和時間序列模型之變異數無顯著差異。

根據內生成長模型之參數估計結果，我們還可以求算其隱含之各國恆定狀態經濟成長率。一般已開發國家的長期平均經濟成長率多在 1.4%–2.5% 之間 (Lucas 1988; King et al. 1988; 李秀雲 1994)，本文的內生成長模型得出東亞快速發展地區的恆定狀態經濟成長率都較高，最高的是南韓的 5%，其次是日本的 4.4%，剩下的三小龍差不多，最低的則是台灣的 3.7%。¹⁵

為了解內生成長模型是否最適合解釋東亞高成長地區之經濟成長，我們也推導外生成長模型的經濟成長率來做比較。由於人力資本模型隱含的產出是具有隨機的成長趨勢，而在 King et al. (1988) 之標準外生成長模型中，產出為固定的時間趨勢，我們將該模型中的技術進步速度修改成隨機變數，以獲得同樣具有隨機成長趨勢的產出來比較。¹⁶ 在進行外生成長模型之估計時，我們維持與內生成長模型相同的折現率，實體資本折舊率與資本份額，同時我們也固定外生之恆定狀態經濟成長率 (g_x)。因為過去 30 年不含日本之其他六大工業國每人實質產出成長率平均為 2.5%，我們就以該成長率為基準之恆定經濟成長率。¹⁷ 外生成長模型中待估之結構參數則有風險趨避係數 (σ)、生產衝擊自迴歸係數 (ξ_1)、暫時性生產衝擊之變異數 (σ_ϵ^2) 以及技術進步速度之變異數 (σ_x^2) 四個，香港因為是 ARMA(3,3) 的設定，所以可多估計生產衝擊的二期落後自迴歸係數 (ξ_2)。在此參數除了要滿足基本的不等式限制與外生成長模型之跨式限制外，為保證目標函數值有界，尚需限制 $\beta^{-1} - 1 > (1 - \sigma)g_x$ 。

¹⁴為了測試提高風險係數是否能加強經濟成長率的持續性，我們分別將風險係數訂為 1 與 2，在其他參數估計值不變的前提下，模擬這些國家的經濟成長率。模擬結果中，日本與南韓成長率的變異數與持續性均無顯著影響；香港、台灣與新加坡則是更加地低估其持續性。

¹⁵模型隱含之恆定狀態累積人力資本時間投入都相當高。除了估計結果不好之香港，其他四區的估計值介於 0.88–0.96 之間。根據 Mulligan and Sala-i-Martin (1993)，Lucas (1988) 模型隱含經濟發展過程中，累積人力資本之時間投入是逐漸上升的。儘管恆定估計值較過去經驗高，理論上並不矛盾，該估計值偏高的確是 Lucas 模型的一項缺陷。

¹⁶為了與本文之內生成長模型有相同的比較基礎，此外生成長模型亦省略休閒之選擇。詳細之數學推導過程可向作者索取。

¹⁷我們也分別設定每年 3.5%，4%，4.5%，5% 之長期經濟成長率，但估計結果差異不大。

表 3: 外生成長模型之估計結果

| | 台灣 | 南韓 | 新加坡 | 日本 | 香港 |
|----------------------------------|--------------------------|-------------------|------------------|-------------------|--------------------------|
| 事前給定參數 | | | | | |
| 折現率 (β) | | | 0.96 | | |
| 資本折舊率 (δ) | | | 0.1 | | |
| 資本份額 (b) | | | 0.45 | | |
| 恆定成長率 (g_x) | | | 2.5% | | |
| 估計之參數 | | | | | |
| 風險趨避係數 (σ) | 0.01 ¹ (.) | 0.172* (0.272) | 0.01* (0.074) | 0.014* (0.019) | 0.01 ¹ (.) |
| \hat{A}_r 自迴歸係數 1 (ξ_1') | 0.869 (0.070) | 0.976 (0.055) | 0.837 (0.172) | 0.996 (0.027) | 0.531* (0.134) |
| \hat{A}_r 自迴歸係數 2 (ξ_2') | — | — | — | — | -0.263 (0.140) |
| 變異數 (σ_ε^2) | 6.9e-4 (1e-4) | 1.3e-3 (3e-4) | 1.1e-3 (4e-4) | 6.3e-4 (1e-4) | 1.2e-3 (3e-4) |
| 變異數 (σ_x^2) | 4e-6 (.) | 4e-5 (.) | 4e-6 (.) | 1.6e-5 (.) | 3.7e-5 (.) |
| H_0 對數概似函數值 | 97.019 | 78.065 | 68.717 | 94.934 | 61.435 |
| H_1 對數概似函數值 | 98.870 | 78.989 | 69.008 | 98.452 | 64.887 |
| χ^2 值 | 3.702 | 1.848 | 0.582 | 7.036* | 6.904* |

1. 資料來源、估計方法參數及符號的說明見表 2。

2. χ^2 檢定加「*」表示在 5% 的顯著水準下，拒絕外生成長假說。

外生成長模型估計結果列於表 3。我們比較表 2 與表 3 的概似函數值發現：除了台灣，其他四區之概似函數值在外生成長模型均低於內生成長模型，但是除了日本，四小龍在內、外生模型所得的概似值差距都很小。假說檢定結果顯示，當排除香港與日本，其他三區也同樣無法拒絕外生成長模型。

在參數估計方面，風險趨避係數在外生性成長模型中仍然非常的小，要不其估計值收斂在下限無法計算標準差，要不就是顯著低於 1。可見亞洲快速發展地區的 σ 估計值低，並非因為採用內生成長模型解釋其成長率，例如李秀雲 (1994) 以外生成長模型說明台灣的貿易收支，也估得極低之 σ 值。¹⁸ 考慮不可分割的效用函數 — 如前後期消費具有替代關係，或許可以改進 σ 之估計。若其估計值上升，則內生成長模型的累積人力資本恆定時間比例過

¹⁸ 此估計結果表示東亞諸國人民之跨期替代彈性也很高，正好和已開發國家之消費對利率迴歸常得到不顯著或根本為負的彈性係數形成強烈對比。本文採用一般均衡模型之經濟成長率而非考慮消費需求直接來估計，可能是造成此差異的原因。

高，與外生成長模型中恆定利率太接近時間偏好率的問題亦可減輕。而除了香港，各地區生產衝擊落後一期的自迴歸係數在外生成長模型均呈現上升的現象，且與 0.99 無顯著差異。King et al. (1988) 指出外生成長模型的一個重要缺憾就是：暫時性生產衝擊必須具有高度序列相關的性質，才能說明體系內總體變數之各項統計關係。同時估計結果顯示，暫時性生產衝擊的變異性遠高於技術進步速度的變異性。

最後我們做兩種成長模型綜合性的比較。在比較成長模型與沒有理論限制下的時間序列模型概似函數值差異方面，四小龍於內、外生成長模型限制下之概似函數值都差不多。¹⁹ 就假說檢定而言，兩種成長理論分別都無法被台灣、南韓與新加坡的資料所拒絕。日本則是顯著地拒絕外生成長模型，但無法拒絕內生成長理論。香港的內、外生成長模型概似函數值與時間序列模型概似值之差距則相當大，以致於兩種模型都無法通過檢定。總之，實證結果支持 Lucas (1988) 之人力資本模型，它確實可以解釋東亞快速發展地區中之日本、台灣、南韓與新加坡的經濟成長率波動；修正的外生成長模型也可以說明台灣、南韓與新加坡之經濟成長。五個快速成長地區當中，唯有香港的資料同時拒絕本文之內、外生成長模型。香港這個開放程度達 200% 的經濟體系有許多特別的性質，很可能適合解釋日本與其他三小龍的成長模型並不適合解釋香港。

4 結論

本文討論 Lucas (1988) 以人力資本累積說明產出持續增加的內生成長模型，對實際經濟體系產出成長率的解釋能力。這個實證研究的原始動機是：過去以人力資本當所得長期成長率解釋變數的跨國迴歸實證，和 Lucas 模型中長期經濟成長率獨立於人力資本存量之推論，並不能配合；而成長理論的時間序列分析則常是利用生產函數做投入產出之迴歸，無法區分人力資本只是生產要素，抑是成長動力？不同於過去的實證方法，我們透過 Lucas 模型隱含之均衡動態，去推導經濟成長率的調整過程，以便將成長理論與時間序列分析作更緊密的結合。

由於人力資本之外部性相對較大時，Lucas 模型可能有多重之均衡解，加上此時模型隱含時間偏好越強，或風險趨避係數越高的國家，長期經濟成長

¹⁹由於這兩個模型之間並沒有「包含於 (nested within)」的關係，所以不適用 χ^2 統計檢定。

反而越快。因此我們假設人力資本生產之外部性夠小，以避免上述矛盾性質。而從實體資本與人力資本之最適累積過程，以及暫時性的供給面衝擊為 AR 之假設，我們推導出模型隱含之經濟成長率隨機過程為 ARMA。在實證部份，本文採用精確的最大概似法，並於滿足理性預期模型的跨式限制下，估計模型參數與檢定假說。實證結果無法拒絕 Lucas 模型可以解釋東亞快速發展地區中之日本、台灣、南韓與新加坡的經濟成長波動；五地區之中唯有香港估計的概似值甚低，其經濟成長率似乎還受到本文未曾考慮之其他重要因素所影響。

本文的實證結果支持人力資本為經濟成長動力之內生成長模型，因此我們不能排除政府政策對長期經濟成長的影響力。但是我們同時發現考慮隨機技術進步的 King et al. (1988) 外生成長模型，也可以得到和 Lucas 模型看起來相同的 (observational equivalence) ARMA 時間序列過程。²⁰ 事實上，四小龍之概似估計值在內、外生成長模型，並沒有多大差異；只有日本，它的經濟成長顯著拒絕外生成長理論。由兩種成長模型之估計結果，我們也發現東亞快速發展地區人民的風險趨避係數極低，而外生成長模型為了要獲得較高的概似值時，暫時性生產衝擊的持續性都必須高於內生模型的估計結果，當中台灣與新加坡之提高尤其顯著。

本文可能的改進方向有二點：文中風險趨避係數的估計值有著偏低的現象，此特性在外生成長模型亦然。這也許可以從模型設定上考慮消費的習慣性（人力資本模型亦可加入做中學學習的效果），或者實證時同時考慮產出與消費的雙變數向量 ARMA 來著手改進。若其估計值上升，則內生成長模型的累積人力資本恆定時間比例過高，與外生成長模型中恆定利率太接近時間偏好率的問題亦可減輕。另一方面，文中的內、外生成長模型似乎都不適合解釋香港的成長率，香港的開放程度遠超過日本與其他三小龍，透過對外貿易學習更高的國外技術與生產方法，可能是目前這個封閉模型無法解釋香港經濟的主要原因。因此若能兼顧模型動態求解與實證分析的可行性，²¹ 將本模型擴展至開放經濟，亦為未來的研究方向。

²⁰Lau and Sin (1997) 則是以內、外生成長模型可隱含相同的產出與資本共積關係，主張兩種成長理論之「看起來相同」。

²¹例如 Pack (1994) 建議設計成技術水準由 GDP 用於出口與國內銷售之分配來決定。

參考文獻

- 李鈞元 (1991), 《經濟成長的內生動力——人力資本及外部性之研究》, 台灣大學經濟學研究所碩士論文。
- 李秀雲 (1994), 由實質景氣循環理論看台灣貿易收支的成長與波動, 《經濟論文叢刊》, 22:1, 37–62。
- Azariadis C. and A. Drazen (1990), Threshold externalities in economic development, *Quarterly Journal of Economics*, 105, 501–526.
- Backus, D.K., P.J. Kehoe and F.E. Kydland (1992), International real business cycles, *Journal of Political Economy*, 100, 745–775.
- Barro, R.J. (1991), Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407–443.
- Barro, R.J. and X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, Inc.
- Benhabib, J. and R.E.A. Farmer (1994), Indeterminacy and increasing returns, *Journal of Economic Theory*, 63, 19–41.
- Benhabib, J. and R. Perli (1994), Uniqueness and indeterminacy: on the dynamics of endogenous growth, *Journal of Economic Theory*, 63, 113–142.
- 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, 143–173.
- Bond, E.W., P. Wang and C.K. Yip (1996), A general two-sector model of endogenous growth with human and physical capital: balanced growth and transitional dynamics, *Journal of Economic Theory*, 68, 149–173.
- Caballé J. and M.S. Santos (1993), On endogenous growth with physical and human capital, *Journal of Political Economy*, 101, 1042–1067.
- Campbell, J.Y. (1994), Inspecting the mechanism: an analytical approach to the stochastic growth model, *Journal of Monetary Economics*, 33, 463–506.
- Chou, J. (1995), Old and new development models: the Taiwanese experience, in Ito, T. and A.O. Krueger ed., *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, 105–125, Chicago University Press.
- Christiano, L.J. and M. Eichenbaum (1988), Human capital, endogenous growth and aggregate fluctuations, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, working paper no. 430.
- Christiano, L.J. and M. Eichenbaum (1992), Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations, *American Economic Review*, 82, 430–450.

- Correia, E., J. Neves and S. Rebelo (1995), Business cycles in a small open economy, *European Economic Review*, 39, 1089–1113.
- Costello, D.M. (1993), A cross-country, cross-industry comparison of productivity growth, *Journal of Political Economy*, 101, 207–222.
- Easterly, W. (1995), Explaining miracles: the growth regressions meet the gang of Four, in Ito, T. and A.O. Krueger ed., *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, 267–298, Chicago University Press.
- Einarsson, T. and M.H. Marquis (1996), Note on human capital externalities, *Journal of Macroeconomics*, 18, 341–351.
- Evans, P. (1996), Growth and the neutrality of money, *Empirical Economics*, 21, 187–202.
- Gould, D.M. and R.J. Ruffin (1995), Human capital, trade, and economic growth, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 131, 425–445.
- Gundlach, E. (1995), The role of human capital in economic growth: new results and alternative interpretations, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 131, 383–402.
- Ito, T. and A.O. Krueger (1995), *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, Chicago University Press.
- Jones, C.I. (1995), Time series tests of endogenous growth models, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 495–525.
- King, R.G., C.I. Plosser and S.T. Rebelo (1988), Production, growth and business cycles: I. the basic neoclassical model, *Journal of Monetary Economics*, 21, 195–232.
- King, R.G. and S.T. Rebelo (1990), Public policy and economic growth: developing neoclassical implications, *Journal of Political Economy*, 98, s126–s150.
- Kocherlakota, N.R. and K. Yi (1996), A simple time series test of endogenous vs. exogenous growth models: an application to the United States, *Review of Economics and Statistics*, 78, 126–134.
- Krugman, P. (1994), The myth of the Asia's miracle, *Foreign Affairs*, 73:6, 62–78.
- Lau, S.P. and C. Sin (1997), Observational equivalence and a stochastic cointegration test of the neoclassical and Romer's increasing return models, *Economic Modeling*, 14, 39–60.
- Ladrón-de-Guevara, A., S. Ortigueira and M.S. Santos (1997), Equilibrium dynamics in two-sector models of endogenous growth, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 115–143.

- Levine, R. and D. Renelt (1992), A sensitivity analysis of cross-country growth regression, *American Economic Review*, 82, 942–963.
- Levine, R. and S. Zervos (1993), What we have learned about policy and growth from cross-country regressions! *American Economic Review*, 84, 426–430.
- Lucas, R.E. Jr. (1988), On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.
- Mankiw, N.G., D. Romer and D.N. Weil (1992), A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407–437.
- Mendoza, E.G. (1991), Real business cycles in a small open economy, *American Economic Review*, 18, 797–818.
- Mulligan, C.B. and X. Sala-i-Martin (1993), Transitional dynamics in two-sector models of endogenous growth, *Quarterly Journal of Economics*, 108, 739–773.
- Newbold, Paul (1974), The exact likelihood function for a mixed autoregressive-moving average process, *Biometrika*, 61, 423–426.
- Osang, T. and A. Pereira (1996), Import tariffs and growth in a small open economy, *Journal of Public Economics*, 60, 45–71.
- Ozlu, E. (1996), Aggregate economic fluctuations in endogenous growth models, *Journal of Macroeconomics*, 18, 27–47.
- Pack, H. (1994), Endogenous growth theory: intellectual appeal and empirical shortcomings, *Journal of Economic Perspectives*, 8, 55–72.
- Phadke, M.S. and G. Kedem (1978), Computation of the exact likelihood function of multivariate moving average models, *Biometrika*, 65, 511–519.
- Pyo, H.K. (1995), Comment on a time-series test of the endogenous growth model with human capital, in Ito, T. and A.O. Krueger ed., *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, 199–200, Chicago University Press.
- Rebelo, S. (1991), Long-run policy analysis and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 99, 500–521.
- Romer, P.M. (1990a), Human capital and growth: theory and evidence, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32, 251–86.
- Romer, P.M. (1990b), Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, 98, S71–102.
- Tallman, E.W. and P. Wang (1994), Human capital and endogenous growth: evidence from Taiwan, *Journal of Monetary Economics*, 34, 101–124.
- Tamura, R. (1991), Income convergence in an endogenous growth model, *Journal of Political Economy*, 99, 522–540.

- Taylor, J.B. and H. Uhlig (1990), Solving nonlinear stochastic growth models: a comparison of alternative solution methods, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 1–18.
- World Bank (1993), *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, Oxford University Press, New York.
- Xie, D. (1994), Divergence in economic performance: transitional dynamic with multiple equilibria, *Journal of Economic Theory*, 63, 97–112.
- Young, A. (1995), The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 641–678.
- Yue, C.S. (1995), Comment on old and new development models: the Taiwanese experience, in Ito, T. and A.O. Krueger ed., *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, 125–127, Chicago University Press.

**Human Capital and Growth in Five High-Performing Asian Economies:
An Alternative Time Series Test**

Hsiu-Yun Lee and Yin-Yin He

*Department of Economics, National Chung Cheng University
and*

Department of International Trade, Transworld Junior College of Commerce

In this paper, we apply Lucas' (1988) model, in which human capital accumulation is the driving force of economic growth, to the "four tigers" and Japan. Assuming that the model has unique equilibrium and that supply shocks follow an AR process, we derive the ARMA process of the growth rates of output. This model is then estimated through the exact maximum likelihood method. Our empirical results show that there is no significant external effect of human capital in these high-performing Asian economies (HPAEs). The evidence of all HPAEs but Hong Kong supports the theoretical model. For the "four tigers", the finding also indicates that our endogenous growth model and a modified (King et al. 1988) exogenous model are observationally equivalent.

Keywords: human capital, endogenous growth

JEL classification: O33, O53