

行政院國家科學委員會補助專題研究計畫

■ 成果報告
□ 期中進度報告

經濟發展過程的實證研究

計畫類別：■ 個別型計畫 □ 整合型計畫

計畫編號：NSC 92 - 2415 - H002 - 006

執行期間： 92 年 08 月 01 日至 93 年 07 月 31 日

計畫主持人：林建甫

共同主持人：

計畫參與人員：

成果報告類型(依經費核定清單規定繳交)：□ 精簡報告 ■ 完整報告

本成果報告包括以下應繳交之附件：

- 赴國外出差或研習心得報告一份
- 赴大陸地區出差或研習心得報告一份
- 出席國際學術會議心得報告及發表之論文各一份
- 國際合作研究計畫國外研究報告書一份

處理方式：除產學合作研究計畫、提升產業技術及人才培育研究計畫、列管計畫及下列情形者外，得立即公開查詢

□ 涉及專利或其他智慧財產權，□ 一年 □ 二年後可公開查詢

執行單位：台大經濟系

中 華 民 國 93 年 10 月 11 日

摘要

本文以 Yang and Borland (1991) 的研究為出發點，在 Yang and Borland 發展出的新興古典動態一般均衡模型中，經濟成長的動力是來自專業化分工效益而不是規模經濟。而經濟成長有三種模式，分別為分工水準很低時的減速成長，分工演進時的加速成長與分工潛力耗盡時的減速成長；於是在兩國的交易效率有所差別時，進入各個成長階段的時間因此有了先後，兩國之間的人均實質所得就會發生先擴大再縮小的現象；若是以經濟先發展國家的人均實質所得減去後發展國家的人均實質所得，則人均實質所得之差異會呈現倒 U 曲線。實證上本文延續 Jones (1995a,b) 的實證研究，討論他所拒絕的 AK 及 R&D 基礎的實證成長模型的經濟成長實證表現。我們使用 1870-2000 年 15 個 OECD 國家人均實質 GDP 的時間序列資料，驗證倒 U 曲線是否成立。本文得到的結論是我們大致上可接受經濟先發展國家的人均實質與後發展國家的人均實質所得之差距有先擴大再縮小的現象；其中因 1870 年以前資料取得的困難，與各國進入經濟成長成熟期的資料有限，以致可能影響研究結果，這是本文不可避免之缺憾。

關鍵詞：趨同或是趨異,熟能生巧, 新興古典分析, 超邊際分析,倒 U 型

Keywords: convergence or divergence learning by doing, New Classical analysis, infra-marginal analysis, inverse U shape.

第一節 緒論

在過去經濟成長理論的文獻中，對於各國經濟發展為趨同 (convergence) 或是趨異 (divergence) 的討論多有著墨。收斂有多種不同的定義，如絕對收斂說 (β -convergence) 的意義是在經濟發展的過程中，窮國的平均成長率較富國高；假設兩國的經濟結構完全相同，則根據 Solow 模型得到兩國有相同的恆定狀態，因此起始資本量較低的窮國資本累積會較富國快，經濟成長率也較高，因此若以經濟結構相似的國家做實證研究，結果可能會支持絕對收斂說。倘若各國的結構參數有所差異，則各經濟體有自己的恆定狀態 (各國的長期平均資本存量不同)，當一國距離其本身的恆定狀態愈遠，收斂速度就愈快、經濟成長率愈高，此即為條件收斂說 (conditional β -convergence)。而 Galor (1996) 提出俱樂部收斂 (club convergence) 的概念，在有多個長期均衡的經濟體系下，經濟結構與起始條件類似的國家，會趨向同一個恆定狀態而收斂，因而形成窮國愈窮、富國愈富的現象。

Baumol (1986) 以 Maddison (1982) 1870-1979 年 16 個 OECD 國家的資料進行研究，探討各國的經濟成長是否存在收斂現象；結果指出：較窮國如日本、義大利與富國如美國、加拿大人均實質所得的差異隨時間而縮小，支持絕對收斂存在。Abramovitz (1986) 對同一筆資料重新進行分析後指出：人均實質所得收斂只在二次大戰後出現，在 1870-1950 年則呈現趨異的情形。而 De long (1988) 認為 Baumol 的研究有樣本選擇偏誤的問題，因其選取的樣本只包含了工業化國家，且對起始年的人均實質所得的估計上亦有估計上的誤差；因此在重新整理樣本資料後，實證結果不支持收斂假說。Barro and Sala-i-Martin (1991) 觀察一國之內各區域的成長是否存在收斂性；研究 1880-1988 年美國 48 州長期經濟成長率的解釋因素，一國之內各州的經濟結果參數較為相近，發現各州間存在成長的收斂 (β -convergence)，每年平均收斂速度約 2%；且研究 1950-1985 年西歐 73 個地區的經濟成長現象，實證結果類似美國的研究。Barro(1991)以世界 98 個國家 1960-1985 年橫斷面資料來探討新古典成長理論的收斂假說，並以 1960 年入

學率作為人力資本代理變數，檢視人力資本對經濟成長的影響程度。結果指出以人均實質所得成長率與初始年人均實質所得的相關係數為 0.09，似乎違反收斂假說；然而若將人力資本變數加入考慮後，初始年人均實質所得的迴歸係數變為負且顯著，此結果則支持收斂假說。Mankiw, Romer and Weil (1992) 利用 98 個國家進行研究，發現儲蓄率（以平均投資率作代理變數）愈高、人口成長率愈低的國家，人均實質所得愈高，符合 Solow 模型的理論預測，且此二變數能夠單獨解釋 50% 以上跨國間人均實質所得的差異；但是實際資料所估出此二變數對人均實質所得的影響，遠高於模型所預測。於是 Mankiw, Romer and Weil 將人力資本導入 Solow 模型，發現此擴充後 Solow 模型（the Augmented Solow Model）可以解釋 80% 各國所得水準的差異，意即儲蓄率、人口成長率與教育水準是造成各國所得水準差異的主因。因各國的儲蓄率、人口成長率及會其影響恆定狀態的變數不同，各國理應不會收斂至同一均衡，於是在控制了會影響恆定狀態的變數後，實證結果認為各國經濟成長會有收斂的現象。對於以上經濟成長模型中的「規模效果」與「趨同」或是「趨異」的看法，經濟學家們一直沒有一致的解決看法。

新興古典分析開始能以動態一般均衡方式全面分析經濟體系的動態演進為 Yang and Borland (1991)。在此模型（為了行文方便，以下簡稱 YB 模型）中，經濟成長的動力來自勞動分工帶來的經濟效益而非規模經濟，它並且可以同時解釋各國經濟成長趨異和趨同的現象。YB 模型設定熟能生巧（learning by doing），意即在生產過程中累積生產知識，進而提升生產力，以熟能生巧和專業化分工來解釋分工的自發演進，用分工的發演進來解釋經濟成長與經濟組織的變化。此熟能生巧帶來的專業化效益是個人獨有的，而其他模型中的邊做邊學產生的規模效果和分工演進無關。勞動分工的經濟效益和規模經濟不同，如同 Young (1928) 所言：規模經濟是一個誤導的概念。

YB 模型中有專業化效益和交易費用之間的兩難衝突，每個人既為消費者又是生產者，消費者偏好多樣性消費，而生產者喜歡專業化生產。因此當交易效率很低的時候，分工的好處小於交易費用，於是個人會選擇較低的分工水準；隨著

交易效率的改進，分工的好處超過交易費用，分工就會自發演進，市場的均衡分工水準上升，市場容量跟著擴大、生產力上升、貿易商品的種類上升，分離的區域性市場會逐漸整合成一個統一市場。即使人口規模和 R&D 投入都沒有增加，勞動分工自發演進的機制也會產生內生成長。

YB 模型不僅指出分工水準與市場大小有關，並且能夠解釋各個國家之間經濟成長趨異和趨同的現象。它表明經濟成長有三種模式：分工不發達時的減速成長，分工演進時（起飛階段）的加速成長與分工潛力耗盡時的減速成長。當 A 國的交易費用較低（交易效率較高）時，它會先開始分工演進，因此較早進入起飛階段，而 B 國仍停留在無分工（自給自足的 autarky）階段，此時兩國間的人均實質所得差距就會擴大；直到 A 國的分工潛力耗盡進入成長成熟期（高分工水平但減速成長），且 B 國經濟開始起飛時，兩國間的人均實質所得差距又會縮小。這樣的理論預測表現在實際資料上，即隨著時間推移，兩國的人均實質所得差異會先擴大再縮小，若是以先發展國家的人均實質所得減去後發展國家的人均實質所得會呈現倒 U 形狀的曲線，本篇論文目的即是以 15 個 OECD 國家的人均實質 GDP 時間序列資料，驗證此倒 U 曲線的預測是否成立。

本篇論文共有五節。除本節外，第二節為 YB 模型；第三節為假設檢定；第四節為實證分析，包括資料來源與處理與實證結果；第五節則為結論。

第二節 YB 模型與其實證意涵

YB 模型放棄消費者和生產者二分的假定，而假設每個人既是消費者也是生產者；自行生產中銷售給他人的比例與消費財中購自他人的比例上升可用來闡釋分工水準的成長；每人的效用函數設定型式顯示個人作為消費者偏好多樣性消費，正的時間偏好率使他偏好當期消費；消費財可自行生產或是購自他人，但向他人購買會發生交易成本；生產函數的設定隱含了熟能生巧與熟能生巧專業化的報酬遞增；另外每個消費者 - 生產者事前相同（ex ante identical），生產函數、效用函數參數相同，每種商品的交易成本也相等。

每個人對每一種商品都有三個變量需要決定，即自給自足量、購買量及銷售量。若有 m 種產品，則有 2^{3m} 個零與非零的組合，其中有 $2^{3m}-1$ 個組合為角解，Yang 以 Kuhn-Tucker 定理排除許多可能的角解，並證明出個人消費、生產與交易的最適模式：一個人不會同時購買、生產同一種產品，且不會賣超過一種的產品；假設在 m 種產品中個人賣產品 i 且在第 t 期貿易 n_t 種產品（ $n_t < m$ ），

$$x_{it}, x_{it}^s, l_{it} > 0, \quad x_{it}^d = 0,$$

$$x_{rt} = x_{rt}^s = l_{rt} = 0, \quad x_{rt}^d > 0, \quad (\text{除產品 } i \text{ 外 } n_t - 1 \text{ 種貿易財}),$$

$$x_{jt}, l_{jt} > 0, \quad x_{jt}^s = x_{jt}^d = 0, \quad (m - n_t \text{ 種非貿易財}),$$

其中 x_{it}, x_{it}^s 和 x_{it}^d 表示在第 t 期所生產自給、銷售和購買產品 i 的數量； x_{rt}, x_{rt}^s 和 x_{rt}^d 表示在第 t 期所生產自給、銷售和購買產品 r 的數量， $r \in R$ ， R 為購買產品的集合，包含 $n_t - 1$ 個元素； x_{jt}, x_{jt}^s 和 x_{jt}^d 表示在第 t 期所生產自給、銷售和購買產品 j 的數量， $j \in J$ ， J 為非貿易財的集合，包含 $m - n_t$ 個元素。 l_{it}, l_{rt} 和 l_{jt} 則分別代表生產產品 i 、 r 和 j 的勞動投入。而當 $n_t = 1$ 時，表示在市場上貿易的產品種類為零，此時整個經濟體為自給自足社會（autarky）。此最適模式的經濟直覺其實很簡單：當 $x_{it}^s > 0$ 表示 $x_{it} > 0$ 且 $x_{it}^d = 0$ ，因個人自行生產了產品 i ，他就不會同時購買產品 i ，因為購買會引發交易成本；而 $x_{rt}^d > 0$ 則 $x_{rt} = x_{rt}^s = 0$ ，因為個人會專注於生產產品 i ，並從生產的過程中提高其生產力以交換產品 r 。

考慮有 M 個消費者 - 生產者、 m 種消費財，且 $M > m$ ，個人在市場上賣產品 i 並買 $n_t - 1$ 種產品，則他的決策問題如下：

$$\text{Max: } U_i = \int_0^\infty u_{it} e^{-\rho t} dt, \quad (2.1)$$

subject to

$$u_{it} = x_{it} \left[\prod_{r \in R_t} (K_t x_{rt}^d) \right] \left(\prod_{j \in J_t} x_{jt} \right), \quad (\text{第 } t \text{ 期效用函數})$$

$$x_{it}^s + x_{it}^a = L_{it}^a, x_{jt} = L_{jt}^a, j \in J_t, a \geq 1, \quad (\text{生產函數})$$

$$L_{st} = \int_0^t l_{s\tau} d\tau \quad \text{and} \quad l_{st} = dL_{st} / dt \quad \text{if} \quad l_{st} > 0,$$

$$L_{st} = 0 \quad \text{if} \quad l_{st} = 0, \quad (\text{當期勞動投入之必要性})$$

$$l_{it} + \sum_{j \in J_t} l_{jt} = 1, \quad (\text{當期勞動稟賦限制條件})$$

$$K_t = k / n_t, \quad k \in (0,1), \quad (\text{交易效率})$$

$$p_{it} x_{it}^s = \sum_{r \in R_t} p_{rt} x_{rt}^d, \quad (\text{預算限制})$$

$$n_t|_{t=0} = 1, \quad L_{st}|_{t=0} = 0, \quad s = i, j, \quad j \in J_t. \quad (\text{起始條件})$$

u_{it} 與 U_{it} 分別為賣產品 i 的個人的效用函數與其目標函數, ρ 為時間偏好率。

假設購買的商品有 $1 - K_t$ 的部分因為運輸而損失, 因此所購買貿易財數量 x_{rt}^d 真正可用來消費而獲得效用的部分只剩下 $K_t x_{rt}^d$; 而 k 為交易效率參數, 它與國家制度和地理等條件有關; 設定係數 K_t 和貿易夥伴的數目 $n_t - 1$ 有關, 由於 n_t 上升, 與人貿易的平均距離上升, 交易成本 $1 - K_t$ 即隨之上升, 因此 K_t 是 n_t 的遞減函數。 $x_{it}^s + x_{it}^a$ 為個人在第 t 期所生產產品 i 的數量; 假設每人在每期都有一單位的勞動稟賦, l_{st} 是在第 t 期生產商品 s 所投入的勞動時間, l_{st} 愈高則代表此人在生產產品 s 的專業化水準愈高, 而 L_{st} 是直到第 t 期所累積生產產品 s 投入的勞動時間, 代表的是直到第 t 期為止生產產品 s 累積的經驗 知識與人力資本。而 $L_{st} = 0$ if $l_{st} = 0$ 表示若個人在第 t 期停止生產產品 s , 則其累積的經驗將化為烏有¹。 p_{st} 為在 t 期產品 s 的價格, 個人沒有借貸行為, 因此預算限制式為當期限制。YB 模型中尚有一點很重要的設定, 即生產函數的設定隱含了熟能生巧與熟能生巧專業化的報酬遞增, 而熟能生巧的專業化效益與規模報酬是兩個截然不同的概念; 專業化效益與專業化學習形成的專業知識加速累積有關, 它使得每種專業產品的

¹ 更為一般的生產函數應為 $x_{it}^s + x_{it}^a = (L_{it})^b (l_{it})^a$, 在 t 期若生產產品 i 的投入為 0, 則商品 i 的產出為 0; 然而這樣的設定使得描述分工演進的差分方程變得難以處理。

買賣雙方的生產知識差別擴大，也就是所謂的內生比較利益；所以即使模型設定所有人事前相同，但因為選擇了不同的專業方向，他們之間對不同生產活動的生產力會隨分工演進而產生分別。

當 k 和 a 的值不太大也不太小的時候（ $n_t \in (1, m)$ ），一般動態均衡為：

$$\dot{\rho}_n \equiv \frac{\dot{n}_t}{n_t} = \frac{a\rho_i}{2 + \frac{1}{n_t}} = \frac{an_t^{2(1-\frac{1}{a})} k^{\frac{1}{a}} e^{\frac{1-2n_t}{an_t}}}{(2n_t+1)m - an_t(m-n_t)}, \quad (2.2)$$

$$\begin{aligned} \dot{\rho}_u \equiv \frac{\dot{u}_t}{u_t} &= a[n_t\rho_i + (m+n_t)\rho_j] \\ &= [(2n_t+1)m - an_t(m-n_t)] \frac{\rho_n}{n_t} = an_t^{1-\frac{2}{a}} k^{\frac{1}{a}} e^{\frac{1-2n_t}{an_t}}, \end{aligned} \quad (2.3)$$

$$l_{it} = \frac{n_t(2n_t+1)}{m(2n_t+1) - an_t(m-n_t)}, \quad L_{it} = [n_t e^{2(-\frac{1}{n_t})} / k]^{\frac{1}{a}}, \quad (2.4)$$

$$\frac{\dot{\rho}_u}{\rho_u} = \frac{[(a-2)n_t - 1]\rho_n}{an_t}. \quad (2.5)$$

其中 ρ_n 為貿易商品種類成長率； $\rho_i \equiv \frac{l_{it}}{L_{it}}$ 為個人生產產品 i 的人力資本成長率

率； $\rho_j \equiv \frac{l_{jt}}{L_{jt}}$ 為個人生產非貿易商品的人力資本成長率； ρ_u 為人均實質所得（效

用）的成長率，而 $\frac{\dot{\rho}_u}{\rho_u}$ 是人均實質所得成長率的成長率。

若 $\rho_n > 0$ （貿易財種類成長率為正），貿易商品種類會從第 0 期 $n_0 = 1$ 演進到第 T 期 $n_T = m$ ，貿易商品種類的增加代表分工水準的提升，而在第 T 期時分工進一步演進的潛力耗盡。若 m 夠大，意即分工有演進的空間，則在 n_t 趨近於 m 的過程中，非貿易商品種類會由第 0 期的 $m-1$ 逐漸下降至第 T 期時的零，這代表個人在生產非貿易消費品的專業化程度（ l_{jt} ）從某一正值（內解）非連續跳動

到零（角解）；相對地，其生產產品 i 的專業化程度（ l_{it} ）則由某一正值（內解）非連續跳動到 1（角解）。且從(2.2)式可以看出，當交易效率參數 k 值愈大的時候， n_t 的增加也愈快。YB 模型內生化了個人貿易商品種類 n_t 與其貿易夥伴人數 $n_t - 1$ ，而社會上每個人選擇其 n_t 的總合結果決定了分工網路的大小。它並決定了一般動態均衡，因為供給、需求和其他內生變數都是由分工水準 n_t 所決定；而由(2.3)式可以看出，若 m 夠大且 n_t 從 1 向 m 靠近，則人均實質所得成長率隨著變動。

經由分析(2.2)式 - (2.5)式可以看出許多不同的成長模式；貿易商品種類成長率（分工水準成長率） ρ_n ，人均所得成長率 ρ_u 與每人專業化水準 l_{it} 皆為正 iff

$$f(n_t) = (2n_t + 1)m - an_t(m - n_t) > 0 \quad (2.6)$$

在 $n_t \in (1, m)$ 時， $f(n_t)$ 必為正；由勞動稟賦條件 l_{it} 最大值是 1，而因勞動時間為非負所以 l_{it} 最小值為 0。從(2.4)式可以看出，當 $f(n_t) = 0$ 時 l_{it} 有最大值 1，當 $f(n_t) < 0$ 時 l_{it} 有最小值 0。 $f(n_t)$ 可用來解釋 n_t 變動的三種路徑，將(2.6)式對 n 微分一次並令其為 0，可以得到當 $n \equiv \frac{(a-2)m}{2a}$ 時 $f(n_t)$ 有最小值。當 $a \leq 2$ 時 $f(n_t)$ 的最小值為正，因此整個 $f(n_t)$ 都在橫軸上方，永遠為正；當 $a > 2$ 時， $f(n_t)$ 交橫軸於兩點（在 $m = [2/(a-2)]^2 a$ 時交於一點），由 $f(n_t) = 0$ 解出此兩點分別為：

$$n' = \frac{(a-2)m - \sqrt{(a-2)^2 m^2 - 4am}}{2a}, \quad (2.7a)$$

$$n'' = \frac{(a-2)m + \sqrt{(a-2)^2 m^2 - 4am}}{2a}. \quad (2.7b)$$

其中 $n'' \geq n'$ 。若 $a \in (2, 3)$ 則 $n' \geq 1$ ；若 $a > 3$ 則 $n' < 1$ ，然而 $n_t = 1$ 是 n 的最小值，所以在 $a > 3$ 時 $n' < 1$ 是不合理的一個解。而 a 的三個區間（ $a < 2$ 、 $a \in (2, 3)$ 與 $a > 3$ ）和三種成長模式有關。

首先考慮圖(2-1c)中 $a > 3$ 、 k 值接近 1 的情況，分工從第 0 期（ $n_t = 1$ ）開始

演進，然而 n' 在 1 的左邊且 $f(n') = 0$ ，由(2.4)式可以知道此時 l_{it} 會一下子達到最大值 1，表示在分工演進的起點第 0 期，個人一下子由從給自給自足 ($n_t = 1$) 跳到完全專業化 ($l_{it} = 1$ and $n_t = m$)，接下來分工水準就一直停留在 $n_t = m$ ，而人均實質所得成長率為正但遞減；這類型的分工水準和人均實質所得成長率的路徑如圖(2-2a)所表示，經濟成長模式是大力推動的工業化 (big push industrialization)，而非平緩的經濟起飛與平緩的分工演進。然而在現實世界中缺乏這種經濟社會迅速地由自給自足演進到完全分工的例子，可能的原因在於熟能生巧的專業化效益沒有那麼大，也就是說現實世界中 a 的值不超過 3。

接著看圖(2-1b)中 $a \in (2,3)$ 且 k 值夠大的情況，由(2.7)式可得到 $1 < n' < n'' < m$ ；當 $n_t < n'$ 時 $f(n_t) > 0$ ，根據(2.2)式 $f(n_t) > 0$ 則 $\rho_n > 0$ ，因此在 $n_t = n'$ 之前 n_t 會隨著時間經過而增加，直到 $t = t_2$ 時 n_t 增加至 n' ，這時候 $f(n_t) = 0$ ，由(2.4)式知 l_{it} 會一下子跳動到 1，而分工水準會從 $n_t = n'$ 跳動到

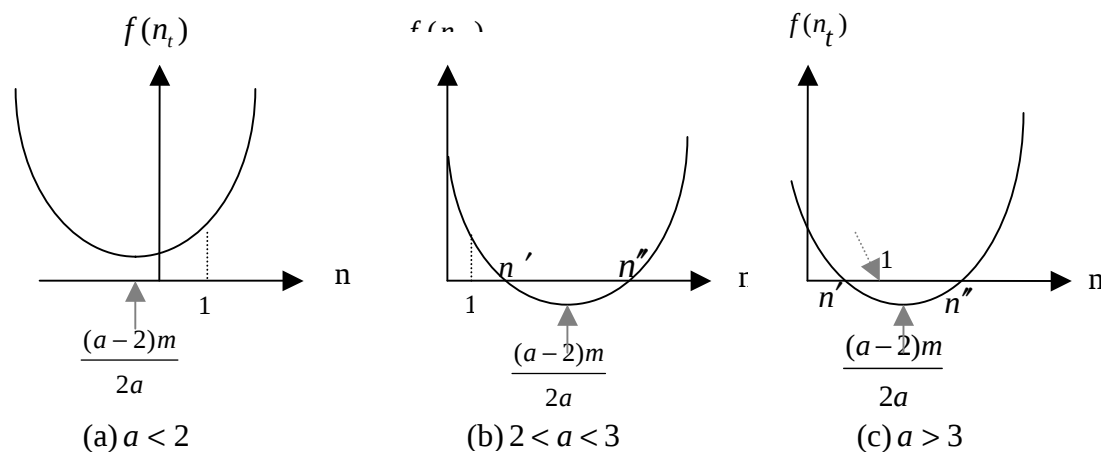


圖 2-1 不同的 a 的區間產生不同的成長模式

$n_t = m$ 。從(2.5)式可看出在 t_2 之前有一點 t_1 ，人均實質所得成長率在 t_1 之前為正但遞減，而在 t_1 和 t_2 之間為遞增。這類型的成長模式如圖(2-2b)所示，在 t_1 之前分工水準較低，並以遞減的速度成長； t_1 和 t_2 之間的成長模式為平穩的起飛，人均實質所得成長率為遞增，分工水準持續地演進；而到達 t_2 的時候， n_t 跳到 m ，

經濟社會到達完全分工的狀態，而人均實質所得在 t_2 迅速地成長；之後則因為分工演進的潛力已經耗盡，人均實質所得的成長率單獨由生產產品 i 的人力資本成長率 (ρ_i) 所決定，當 $l_{it} = 1$ 時， $\rho_i = \frac{1}{L_{it}}$ 隨著人力資本的累積而下降，因此這個成長的動力只可能產生減速的經濟成長，這時經濟體開始進成長的成熟期，分工不再演進且人均實質所得成長率遞減。

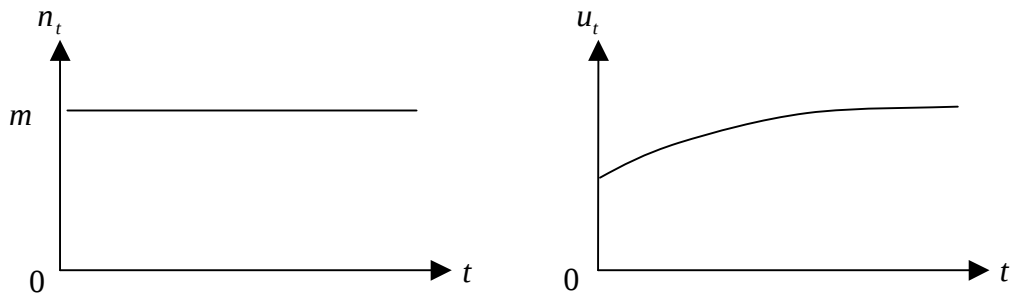
當 $a < 2$ 且 $n_t \in (1, m)$ ，由(2.3)(2.5)式看出，人均實質所得成長率為正但遞減；另外由(2.2)(2.7)式可知分工水準成長率永遠為正。此種類型的成長模式如圖(2-2c)所表示，特徵是遞減的分工水準成長率及人均實質所得成長率。

考慮最後一種情況，若 k 和 a 值都很小 (a 值接近 1、 k 值接近 0)，直覺上來看，此時專業化效益很小且在運輸商品的過程中會損失極大部分的商品，交易成本超過專業化分工的好處，因此均衡永遠都會是自給自足社會，每人都自行生產 m 種消費財，對任一商品的購買數量皆為 0，此時沒有市場存在。若是從(2.2)式來分析，可以得到相同的推論，從(2.2)式可以看出分工水準的成長率將為 0， n_t 的最適解將一直停留在 $n_t = 1$ ，分工始終沒有演進；如果每一期 n_t 都等於 1 的話，均衡永遠都是自給自足社會，這個情況下一般均衡可以(2.8)式表示：

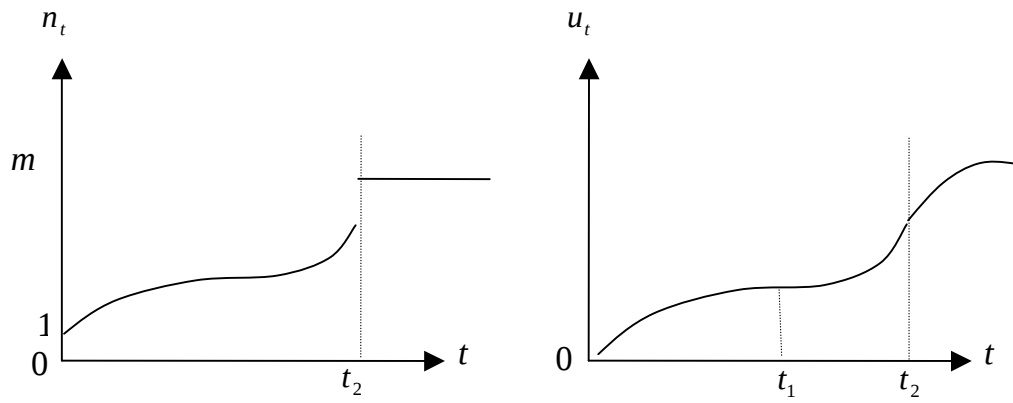
$$\rho_n = 0,$$

$$\rho_u = a m \rho_j = \frac{a m l_j}{L_j} = \frac{a m}{t}. \quad (2.8)$$

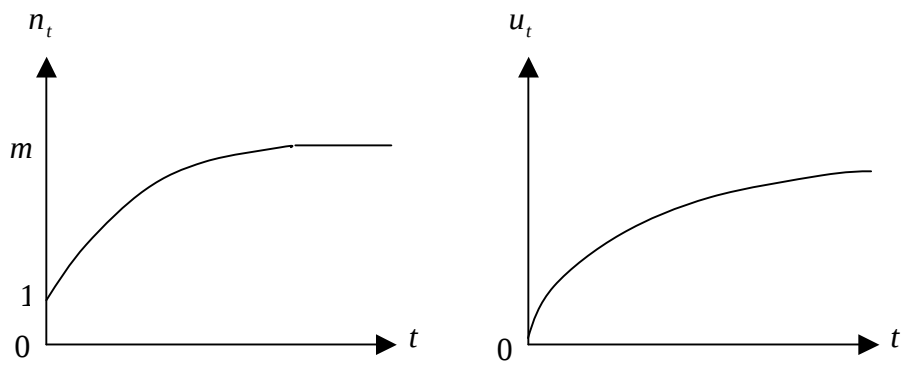
這類型的成長模式由圖(2-2d)所表示，分工水準一直停留在 $n_t = 1$ ，且人均實質所得成長率隨著時間逐漸下降。



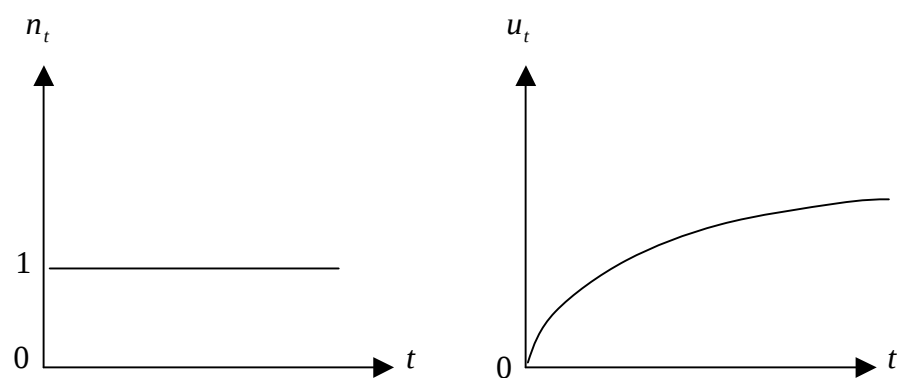
(a) $a > 3$, k is close to 1



(b) $a \in (2,3)$, k is sufficiently large



(c) $a \in (1,2)$, k is not small



(d) $a \rightarrow 1, k \rightarrow 0$

圖 2-2 不同模式的分工演進與經濟成長

因 YB 模型假設每個人既是消費者也是生產者，作為消費者，他們喜歡多樣化消費；作為生產者，因為專業化生產可以加速知識和人力資本的累積，所以他們喜歡專業化生產。交易費用（貿易商品而引起）和專業化生產（提高生產力）之間的兩難衝突於是成為整個故事的出發點，而此衝突可能產生勞動分工的逐步演進。在經濟剛初發展的階段，人們因為不具有生產經驗，所以生產力很低，以致無法負擔分工專業化所引發的交易成本，因此每個人都自行生產所有的必需品，在此情形下，經濟體是一個自給自足的社會。隨著時間經過，由於每個人在自給自足的生產中慢慢累積了每種生產的知識，這種從做中學獲得的知識（熟能生巧）使得生產力得以提升，也讓每個人可以負擔較高的交易費用，所以人們會選擇高一點的分工水準，而較高的分工水準也會反過來加速生產經驗和人力資本的累積，於是又進一步提高生產力足以負擔更高的交易費用；於是這種良性循環造就了經濟起飛。然而專業化的發展不可能是無限制的，雖然人口規模 M 和動態均衡無關，但是它其實是分工演進的限制條件，簡單地說，專業種類數不可能超過人口規模。當分工演進的潛力耗盡後，經濟成長就不可能再來自分工演進，而只來自於經驗的累積，此時經濟體是以減速成長。

YB 模型中有三種成長的模式，相較於其他成長模型，它可用來解釋各國之

間經濟成長趨異和趨同兩種現象。一種是沒有分工的自給自足社會，成長完全來自於生產經驗的累積，人均實質所得成長率遞減；第二種是基於分工演進的成長，因在生產過程中不斷學習而累積專業化而加速分工演進，此時成長率為遞增（進入起飛階段）；第三種則是當分工的潛力耗盡後，成長是由高分工水準下累積的人力資本所推動，此時的成長率為遞減（成熟期）。因此若 A 國從第一階段進入起飛階段的時間較早，而 B 國仍停留在第一階段，則兩國的所得的差距會逐漸擴大；而當 A 國進入成熟期，而 B 國進入起飛階段時，則兩國的所得的差距又會跟著縮小。

另一方面，YB 模型可以解釋很多經濟現象；此模型中決定人均所得的是交易效率及勞動分工的演進，當交易效率還很低落或是分工才剛開始演進時，人們選擇自給自足的社會，這時候市場由許多規模很小且獨立地方性經濟所組成；隨著交易效率的改善、分工演進到較高的水準，地方性的小市場就會逐漸整合成一個統一的市場。因此當交易效率改善、分工自發演進時，市場容量、個人專業化水準、生產力、內生比較利益、貿易商品種類、不同專業部門數、生產集中度和市場一體化的程度都會同時增加，而相對地，自給自足率和獨立的地方性市場個數會下降。

由圖(2-3)可清楚地理解以上因分工自發演進而引起的諸多經濟現象。圖(2-3)中的經濟社會有四個個體（ $M = 4$ ）和四種消費品（ $m = 4$ ）。圖(2-3a)表示的是一個自給自足社會，每種產品有四個人生產（生產集中度低），經濟社會是由四個獨立個體所組成，此時因為每個人的生產結構相同，他們生產每種產品的生產力相同（沒有內生比較利益），缺乏生產經驗所以生產力都還很低，因此會選擇低程度的專業化，沒有貿易行為與市場的存在。當交易效率上升時，均衡會跳到圖(2-3b)，左上方的圓代表此消費者 - 生產者賣產品 1、買產品 2（貿易兩種產品），自給產品 1、3、4，其他消費者 - 生產者的情況也類似，此情況下每人生產三種產品，相較於圖(2-3a)，圖(2-3b)的專業化水準較高，由於每個人選擇不同的專業，買賣雙方在生產不同種產品的生產力於是有了差別，內生比較利益即內

生地產生了；再者，每一種產品的生產人數由四人變為三人，生產集中度也上升；另外經濟社會由兩個分離的社區所構成，相較於自給自足的情況，市場一體化程度上升。當交易效率進一步改善，分工就會相繼進入圖(2-3c)和圖(2-3d)，圖(2-3c)代表每人生產兩種產品、貿易三種產品，專業化程度、內生比較利益、生產集中度和市場一體化程度較圖(2-3b)還高；圖(2-3d)則是完全分工的狀態，每人只專業化生產一種產品、貿易四種產品，並存在單一整合市場。

在 YB 模型中，由於假定所有消費者 - 生產者在決策前是天生相同的，對不同產品的偏好、生產條件也相同，所以組織結構是對稱的，若是放棄這個假定，不同專家的人數可能就不是 1，組織結構也就不會如圖三那樣²。

² Yang and Rice 1994 的文章即放棄對稱性假定。

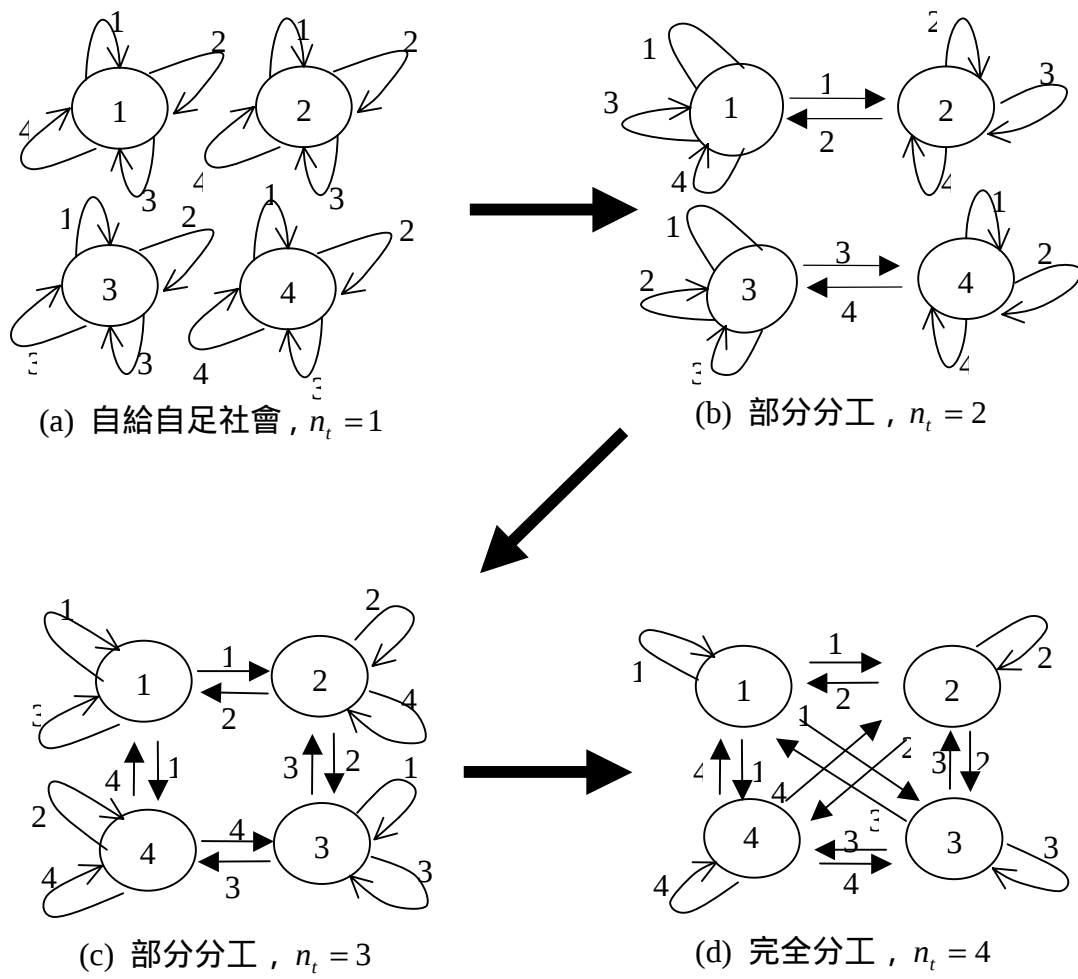


圖 2-3 勞動的分工演進

第三節 假設檢定

根據 Yang & Borland (1991) 的新興古典成長模型推論，分工的演進過程會依序出現三種成長模式，因此兩國之間的人均所得差距會先擴大再縮小，而此性質表現在橫軸為時間 t 、縱軸為人均實值 GDP 之差的圖形上，應為一倒 U 型；以下的工作是想利用 1870-2000 年共 131 年 15 個 OECD 國家的時間序列資料來驗證此推論。直覺上的想法是設立二次式的時間趨勢迴歸模型，以時間 t 與 t^2 為自變數，兩國間人均實值 GDP 之差為依變數，若 t^2 的係數為負且顯著，就可以接受人均實值 GDP 之差為倒 U 的假設。然而當極值一邊的資料數目遠大於另一邊時，此二次函數將會退化成一直線；因此設立三次式的模型較二次式恰當且具有彈性。於是設立的三次式模型為：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 \quad (3.1)$$

其中 y_t 代表兩國之間在時間 t 人均實值 GDP 之差的長期趨勢，其中不包括短期的隨機波動； t 為時間；而 β_i 是待估計的迴歸參數。

對(3.1)式微分可得到此三次式函數的一些特徵：

$$\text{在 } \bar{t}_1, \bar{t}_2 = \frac{-2\beta_2 \pm \sqrt{4\beta_2^2 - 12\beta_1\beta_3}}{6\beta_3} = \frac{-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3} \text{ 時有兩極值} \quad (3.2)$$

$$\text{反曲點 } t^* = \frac{-\beta_2}{3\beta_3} \quad (3.3)$$

由(3.2)式可以看出，只有在 $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3$ 時，此三次式函數有兩相異極值，而在兩極值中間有一反曲點 t^* 。而當 $\beta_2^2 \leq 3\beta_1\beta_3$ 時，三次式函數則為單調遞增或是單調遞減，此結果將與 YB 模型的推論（先遞增再遞減）不一致，而分別支持的是趨異（發散）和趨同（收斂）假說。以下討論依各種情況下的迴歸係數和時間區間，將各種可能情形分為四類。 H_0 ：三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 間呈現倒 U 型，

H_1 ：三次式函數在 $t \in [1,131]$ 間為單調遞增， H_2 ：三次式函數在 $t \in [1,131]$ 間為單調遞減， H_3 ：三次式函數在 $t \in [1,130]$ 間為 U 字型；其中將資料起始年 1870 年設定為 $t = 1$ ，而 2000 年設定為 $t = 131$ 。

■ H_0 ：三次式函數在 $t \in [1,131]$ 間呈現倒 U 型（人均實值 GDP 之差先擴大再縮小）。以下共有 6 種可能情形，其結果可能是全然地接受 H_0 ，或僅部份地接受 H_0 ，分述如下（其圖形分別為圖(3-1a) – (3-1f)所示）：

$$(0a) \beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 \in (1,131)$$

$\frac{dy_t(0)}{dt} = \beta_1 < 0$ 、 $\frac{d^2y_t(0)}{dt^2} = \beta_2 > 0$ 、反曲點 $t^* > 0$ ；表示此三次式函數在 $t = 0$ 時斜率為負且斜率遞增，而在反曲點 t^* 的左方為凸、右方為凹。因資料起始年設定為 $1 > \bar{t}_1$ ，所以保證在 $t \in [1,131]$ 之間的曲線為倒 U 型，可以預測在 2001 年（ $t = 132$ ）之後的資料亦成立。

$$(0b) \beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 \in (1,131)$$

此時反曲點 $t^* < 0$ ，最小值發生在 $\bar{t}_1$ 於 t^* 的左方，而最大值發生在 $\bar{t}_2$ 於 t^* 的右方。因此保證在 $t \in [1,131]$ 的所有資料，曲線為倒 U 型，可預測在 $t = 132$ 之後的資料亦成立。

$$(0c) \beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 \in (1,131)$$

此情形下，反曲點 $t^* > 0$ ，所以類似(0a)的情形與討論，接受 H_0 。

$$(0d) \beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 > 1, \bar{t}_2 > 131$$

$\frac{dy_t(0)}{dt} = \beta_1 > 0$ 、 $\frac{d^2y_t(0)}{dt^2} = \beta_2 < 0$ 、反曲點 $t^* > 0$ ，所以此三次式函數在左方為凹、右方為凸。所以保證 y_t 在 $t \in [1,131]$ 間為倒 U 型，接受 H_0 ；但是在 $t > \bar{t}_2$ 之後，此曲線即開始遞增；因此(0d)在 $t > \bar{t}_2$ 之後不具有預測能力。

$$(0e) \beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 > 1, \bar{t}_2 < 131$$

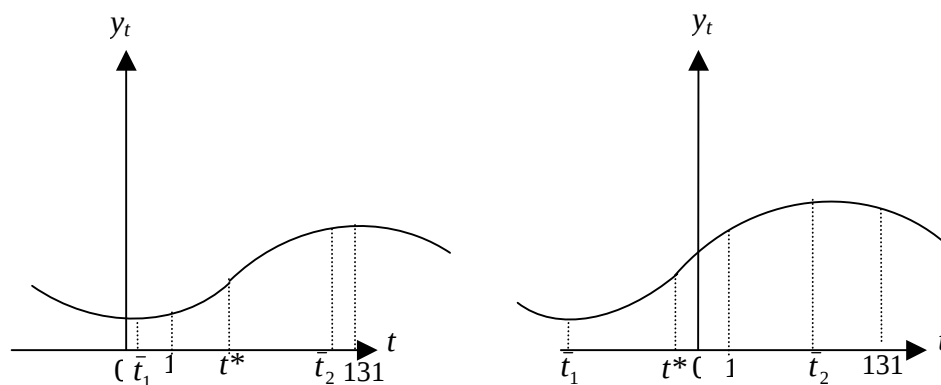
此時只有在 $t \in [\bar{t}_1, 131]$ 的資料才符合倒 U 型；而曲線在 $t \in [1, \bar{t}_1]$ 的部份為遞減。

因此我們僅在 $t \in [\bar{t}_1, 131]$ 接受 H_0 ，而在 $t \in [1, \bar{t}_1]$ 拒絕 H_0 。

$$(0f) \beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 > 1, \bar{t}_2 < 131$$

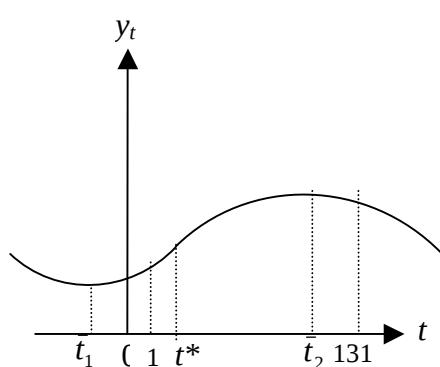
曲線在 $t \in [1, \bar{t}_2]$ 的資料符合倒 U 型，因此接受 H_0 ；而曲線在 $t > \bar{t}_2$ 之後曲線為遞減，所以拒絕 H_0 。

若是估計迴歸參數與時間區間為(0a)-(0d)的四種情形，則三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 的所有資料為倒 U 型，接受 H_0 ；若是(0e)與(0f)兩種情形，此三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 部份呈現倒 U 型，因此部份接受 H_0 。而在(0e)與(0f)下，若有 $(1-x)\%$ 的資料不符合倒 U 型曲線，即表示有 $(1-x)\%$ 的資料拒絕 H_0 ，而有 $x\%$ 的資料接 H_0 。

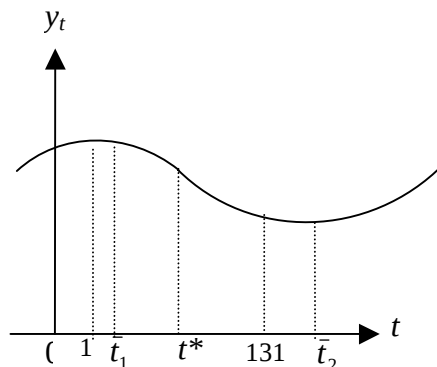


$$(a) \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 \in (1, 131)$$

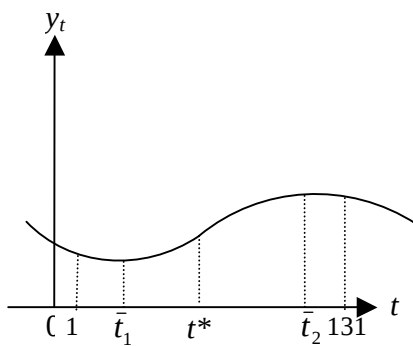
$$(b) \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 \in (1, 131)$$



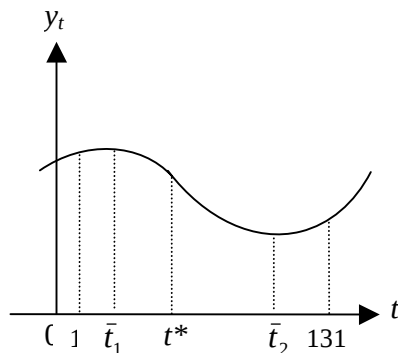
(c) $\beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 \in (1, 131)$



(d) $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 > 1, \bar{t}_2 > 131$



(e) $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 > 1, \bar{t}_2 < 131$



(f) $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 > 1, \bar{t}_2 < 131$

圖 3-1 H_0 六種可能情形

■ H_1 ：三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 間呈現單調遞增（人均實值 GDP 之差不斷擴大）。九種可能情形（分別如圖(3-2a) - (3-2i)所示）如下：

(1a) $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0$ 此情形下，三次式函數沒有極值；

(1b) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 131$ ；

(1c) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 131$ ；

(1d) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < \bar{t}_2 < 0$ ；

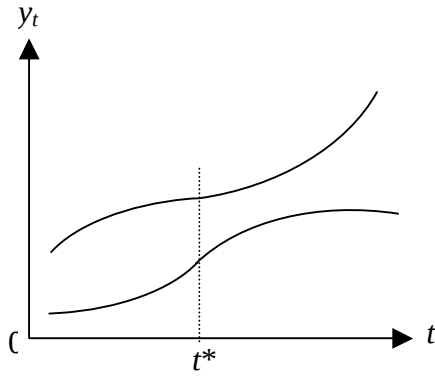
(1e) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 < 1$ ；

(1f) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 131$;

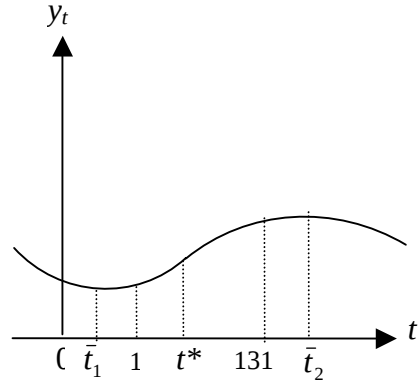
(1g) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0$;

(1h) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t} > 131$;

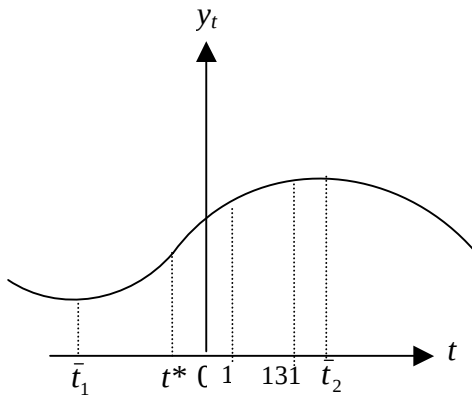
(1i) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 > 0$.



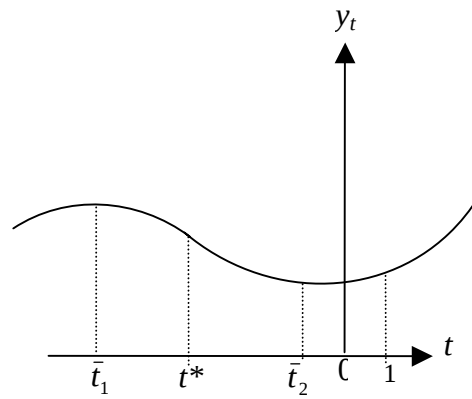
(a) $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0$



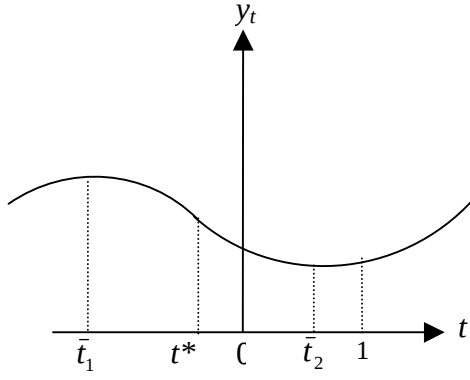
(b) $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 131$



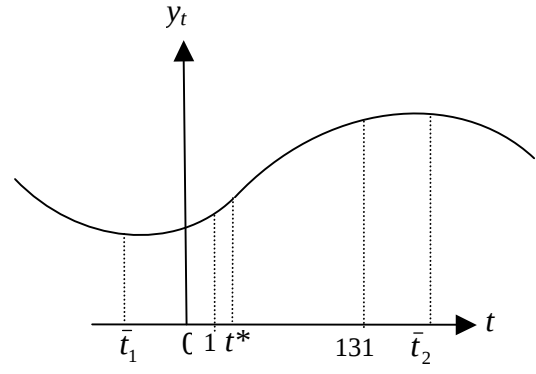
(c) $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 131$



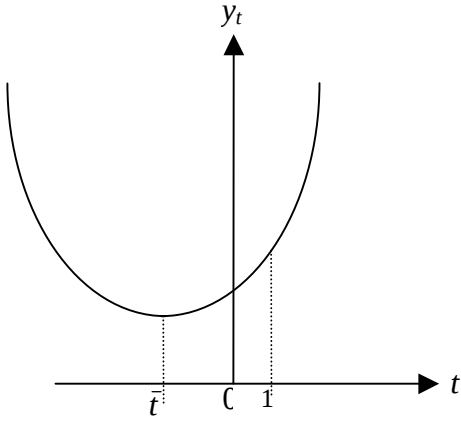
(d) $\beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < \bar{t}_2 < 0$



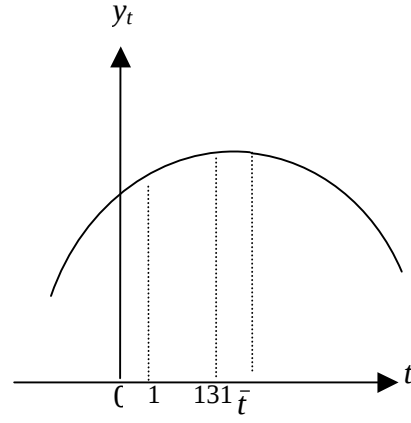
(e) $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 < 1$



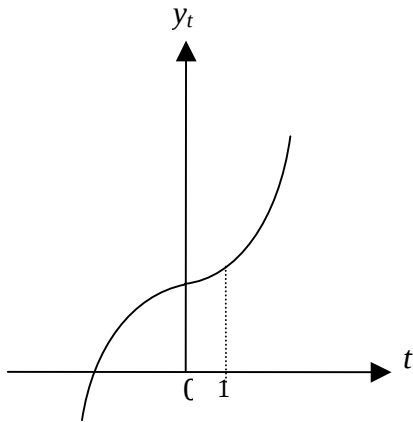
(f) $\beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 130$



(g) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0$



(h) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t} > 131$



(i) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 > 0$

圖 3-2 H_1 九種可能情形

- H_2 : 三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 間呈現單調遞減 (人均實值 GDP 之差不斷縮小)。九種可能情形 (分別如圖(3-3a) – (3-3i)所示) 如下 :

(2a) $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0$;

(2b) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 131$;

(2c) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < \bar{t}_2 < 0$;

(2d) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 > 131$;

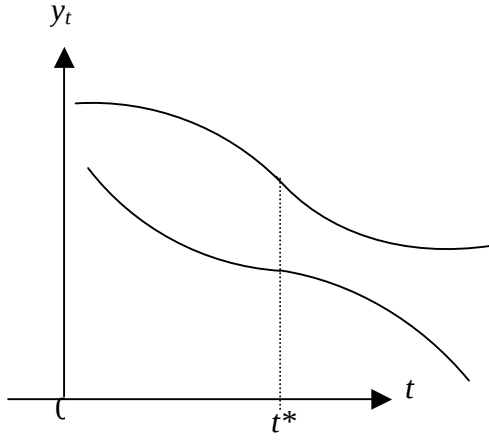
(2e) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 < 1$;

(2f) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 < 1$;

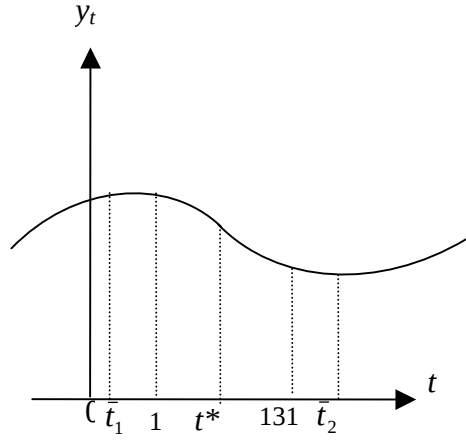
(2g) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0$;

(2h) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t} < 1$;

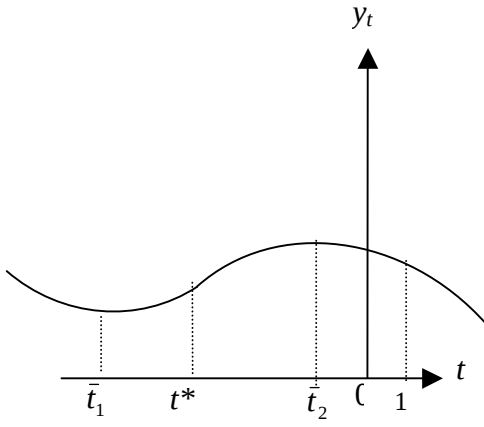
(2i) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 < 0$.



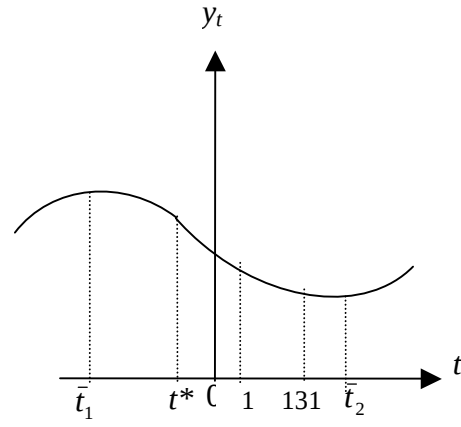
(a) $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0$



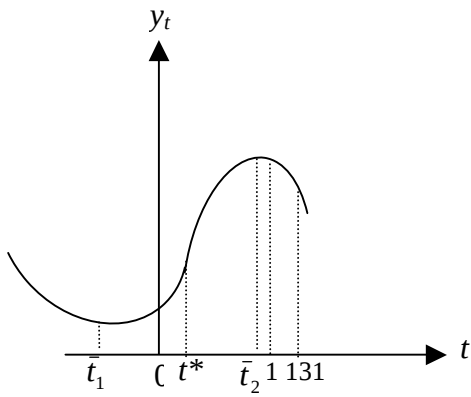
(b) $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < 1, \bar{t}_2 > 131$



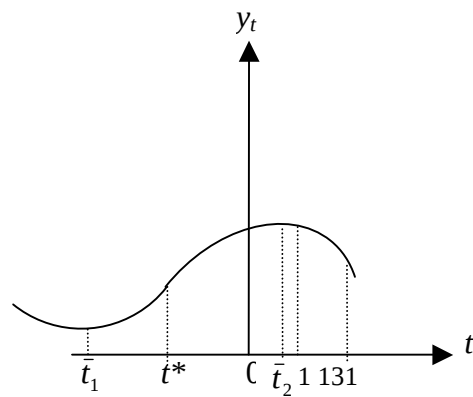
(c) $\beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < \bar{t}_2 < 0$



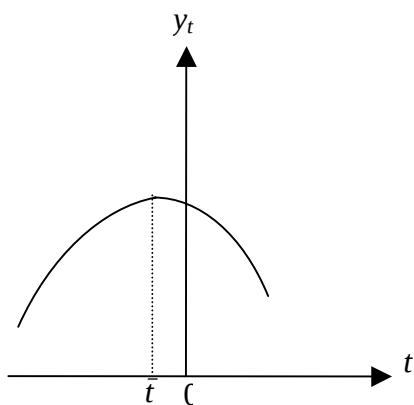
(d) $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 > 131$



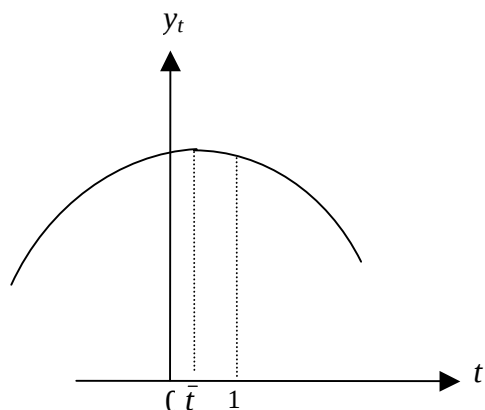
(e) $\beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 < 1$



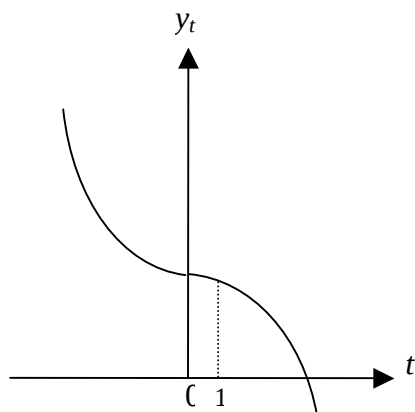
(f) $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 < 1$



(g) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3$, $\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 < 0$



(h) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3$, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 > 0$, $\bar{t} < 1$



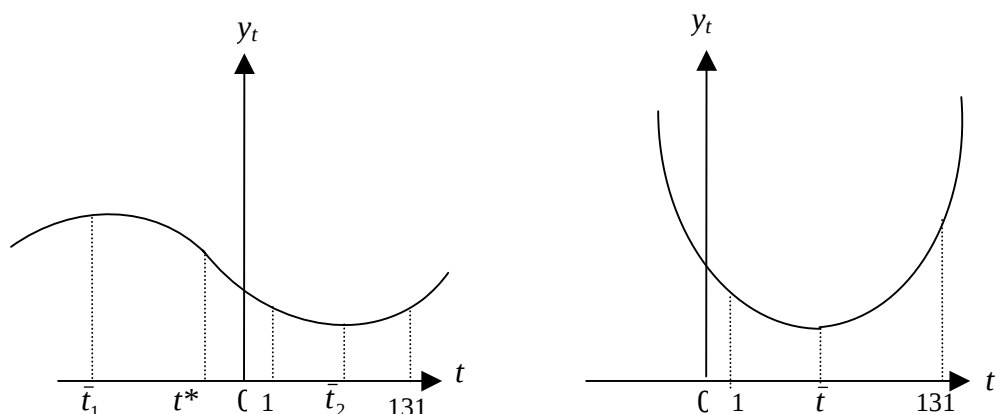
(j) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3$, $\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 < 0$.

圖 3-3 H_2 九種可能情形

■ H_3 : 三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 間呈現 U 字型 (人均實值 GDP 之差先縮小再擴大)。二種可能情形 (如圖(3-4a) (3-4b)所示) 如下 :

(3a) $\beta_2^2 > 3\beta_1\beta_3$, $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 > 0$, $\bar{t}_1 < 0$, $\bar{t}_2 \in (1, 131)$;

(3b) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3$, $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$, $\bar{t} \in (1, 131)$.



(a) $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \bar{t}_1 < 0, \bar{t}_2 \in (1, 131)$ (b) $\beta_2^2 = 3\beta_1\beta_3, \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \bar{t} \in (1, 131)$

圖 3-4 H_3 二種可能情形

第四節 實證分析

本文在樣本的選取上是以 Maddison (1991) 研究中 15 個 OECD 國家³進行實證分析，其中包括了奧地利、比利時、加拿大、丹麥、芬蘭、法國、德國、義大利、日本、荷蘭、挪威、瑞典、瑞士、英國與美國。

本文實證研究期間為 1870 年至 2000 年，其涵蓋期間前後並共 131 年。但因有資料無法取得之障礙，日本的資料僅包含 1885 - 2000 年，荷蘭 1900 - 2000 年，瑞士 1899 - 2000 年，德國 1870 - 1992 年。其中 1870 - 1949 年的人均實質 GDP 資料來源為 Maddison (1991)。1950 年之後的資料則來自 Penn World Table 6.1⁴ 跨國時間序列人均實質所得 (RDGPL 指標)。

圖(4-1)為此 15 個 OECD 國家在 1870 年至 2000 年的人均實質 GDP，可以經

³ 澳洲因 1870 年人均實質 GDP 較英國高，不符合我們的研究目的，於是將之排除在分析的國家之外。

⁴ Penn World Table Mark 5 由 Summers 與 Heston 於 1991 年所整理建立，目前最新版為 PTW 6.1，其將各國 1950 - 2000 年的經濟時間序列資料，以 1996 年的國際商品價格為基期，將資料轉換為實質會計帳以利跨國的分析比較。由於 PTW 6.1 無德國的資料，因此德國的資料來自 PTW5.6，而資料涵蓋期間為 1950 - 1999 年。

由圖形大略看出，1870 - 1940 年各國均以緩慢的速度成長，而在 1940 年之後經濟快速成長，此現象和新興古典經濟學的成长理論相一致，即一國的經濟成長會歷經三個成長階段；但圖形中第一和第三階段的減速成長並不明顯，這可能與缺乏更早期與成長成熟期的資料有關。

英國是最早開始經濟發展的國家，因此以她減去其他 14 個 OECD 國家而得的人均實質 GDP 之差，按新興古典內生成長理論應先擴大再縮小；圖(4-2)為英國與其他 14 個 OECD 國家間在 1870 年至 2000 年人均實質 GDP 之差，除了英國 - 加拿大、英國 - 美國兩組曲線看似單調遞減，英國 - 瑞典與英國 - 瑞士兩組的曲線有部分為 U 字型外，其他組在圖形上大致則都呈倒 U 曲線。

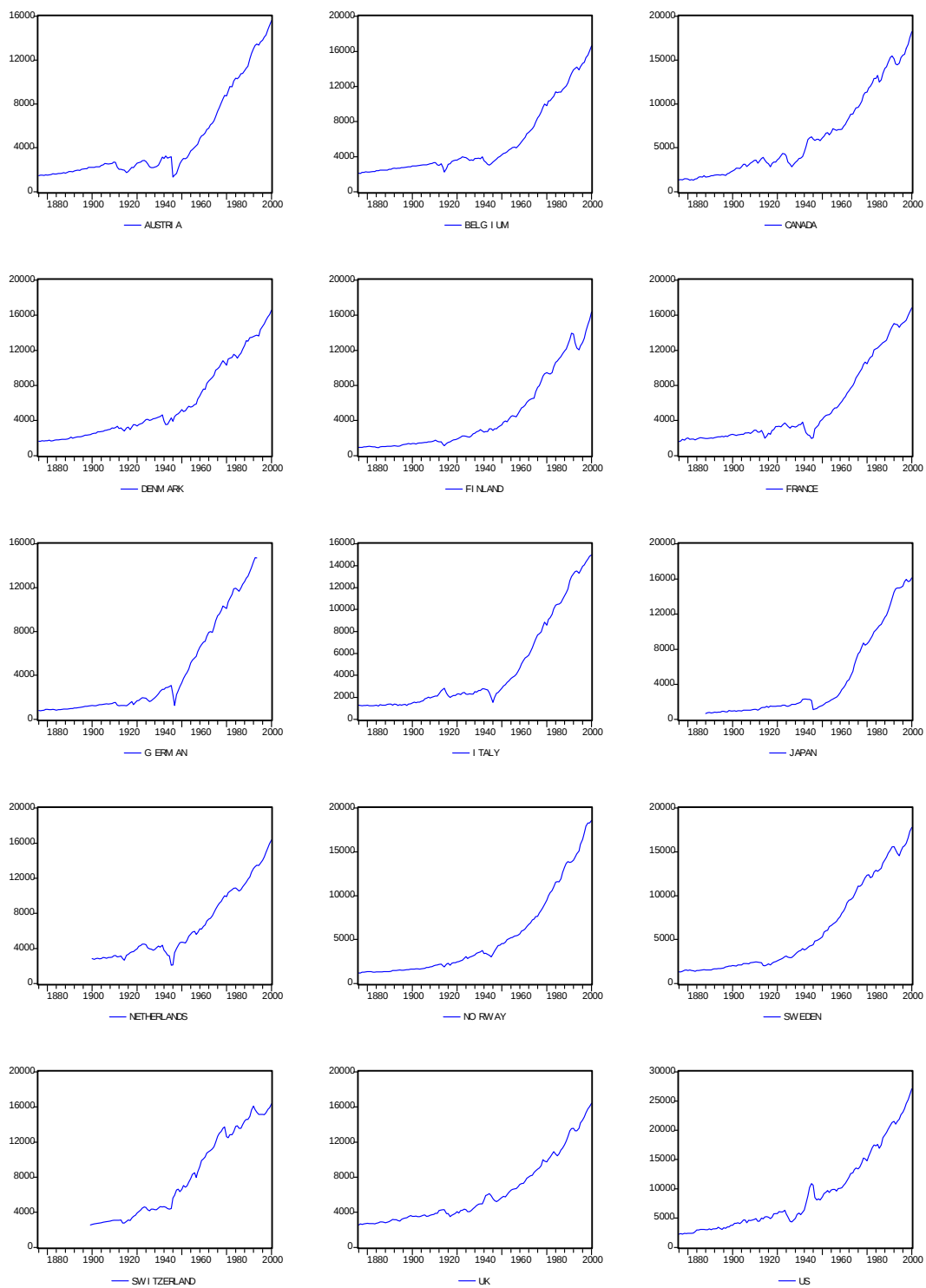


圖 4-1 各國人均實質 GDP 走勢圖

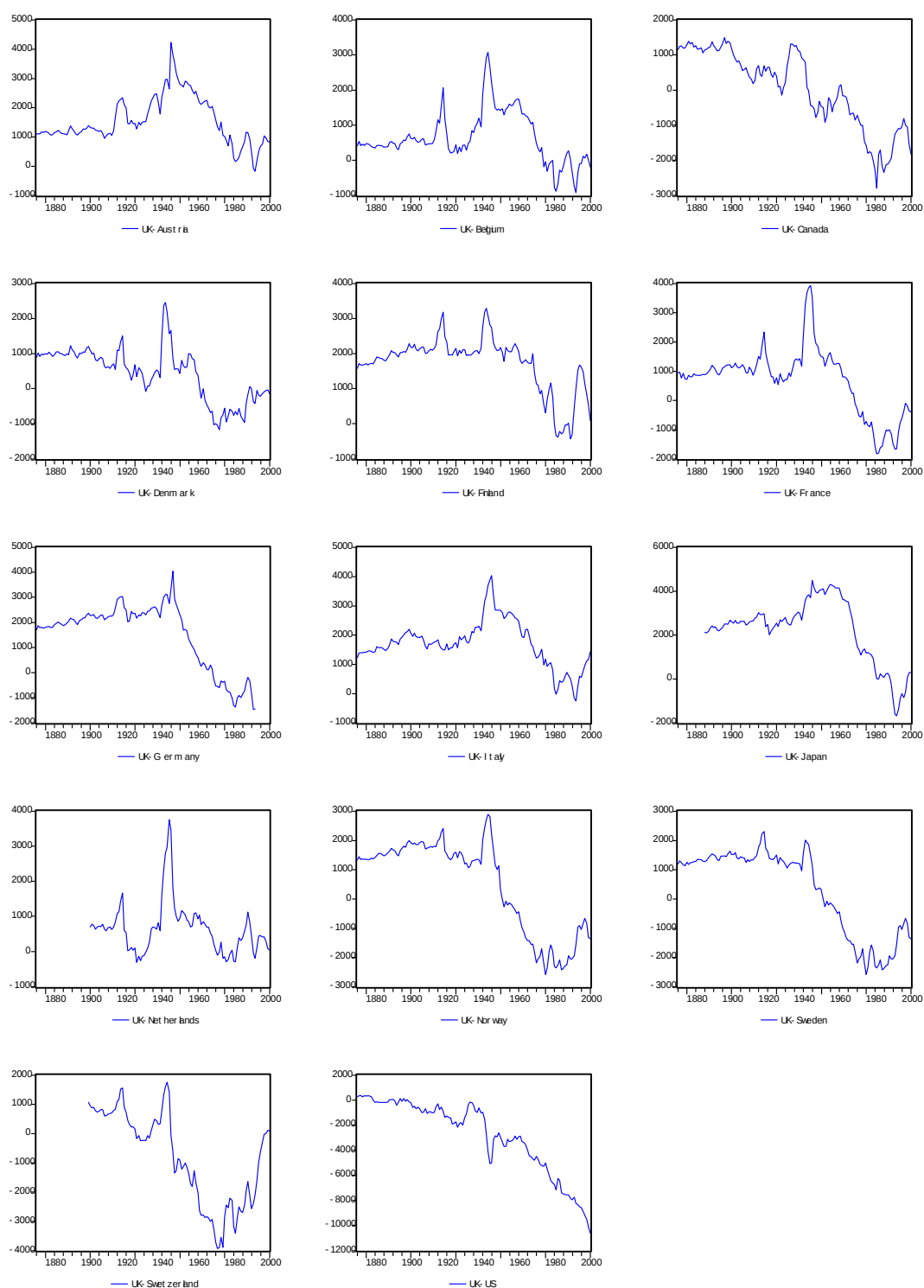


圖 4-2 英國與 14 個 OECD 國家人均實質所得之差異

由圖(4-2)可觀察到資料散佈的情形，且欲檢定倒 U 曲線的成立與否，因此應設定二次式模型；然而為避免曲線退化成一直線，因此設定較具有彈性的三次式時間趨勢模型，於是待估計的迴歸式為：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + u_t, \quad (4.1)$$

此節，我們分別使用三種方法進行估計，分別為：最小平方估計法（OLS）、利用 Hodrick-Prescott 過濾器平滑資料再行 OLS 估計與修正殘差一階自我相關最小平方估計法（AR(1)）

4.1 最小平方估計法（OLS）

(4.1)式中 y_t 為英國與其他 14 個 OECD 國家間人均實質 GDP 之間差的時間序列資料，可以分解作兩個部份：即長期時間趨勢與短期隨機波動。其中三次式的時間趨勢是我們所著重的研究目的所在，而 u_t 為干擾項。

由於資料存在異質性與序列相關，因此以 Newey - West (1987) 提出的 robust standard errors 考慮殘差項可能存在的條件異質性與自我相關的問題，重新估計標準誤，以尋求較正確的結果。

一個良好的迴歸模型其迴歸係數在不同期間內的變動，應該呈現穩定性；由於資料的涵蓋期間長達 131 年，因此我們有必要檢測研究期間內是否發生結構性變動。Brown, Durbin & Evans (1975) 說明了 CUSUM 技術在測定結構轉變中的應用；由於 OLS 殘差和最後為零，基於 OLS 殘差的 CUSUM 圖就很難用來解釋，所以繪製 CUSUM 圖主要是針對遞推殘差。在遞推殘差和等於零的上方和下方對稱畫兩條直線，可作為判斷偏離水平軸顯著性的一種手段，所畫的直線代表殘圖越過兩條直線或者其中之一的機率等於一個給定的顯著水準。

資料起始年 1870 年設定為 $t = 1$ ，而 2000 年設定為 $t = 131$ ；使用最小平方法估計(4.1)式的結果列於表(4-1)，而圖(4-3)、(4-4)分別為實際值、估計值和殘差項與 CUSUM 檢定結果。

	obs	β_0	β_1	β_2	β_3	Truncation lags	$\overline{R}^2$	Prob(F-statistic)	$\bar{t}_1$	$\bar{t}_2$	Accept H ₀ %
英國 - 法國	131	489.48* (1.89)	32.27 (1.32)	-0.19 (-0.36)	-0.001487 (-0.51)	4	0.56	0.00	-136.22	53.10	100%
英國 - 德國	123	1370.18*** (6.44)	49.08*** (2.41)	-0.43 (-0.92)	-0.001476 (-0.52)	4	0.84	0.00	-241.83	45.83	100%
英國 - 義大利	131	1338.47*** (7.66)	8.57 (0.44)	0.32 (0.78)	-0.003626 (-1.56)	4	0.52	0.00	-11.18	70.44	100%
英國 - 加拿大	131	1122.60*** (7.55)	13.84 (0.90)	-0.56* (-1.86)	0.002154 (1.34)	4	0.82	0.00	13.43	159.54	100%
英國 - 丹麥	131	764.89*** (5.15)	23.76 (1.61)	-0.55* (-1.76)	0.002204 (1.28)	4	0.53	0.00	25.84	139.06	100%
英國 - 芬蘭	131	1336.58*** (8.06)	45.38*** (2.94)	-0.56* (-1.72)	0.001058 (0.57)	4	0.61	0.00	47.12	303.41	100%
英國 - 荷蘭	101	-1015.997 (-0.37)	63.91 (0.53)	-0.62 (-0.41)	0.001485 (0.25)	4	0.09	0.00	67.71	211.86	100%
英國 - 奧地利	131	1073.14*** (6.07)	-10.91 (-0.58)	0.83*** (2.08)	-0.006312*** (-2.85)	4	0.56	0.00	7.17	80.31	94.52%
英國 - 比利時	131	450.86*** (2.34)	-9.27 (-0.52)	0.62* (1.74)	-0.004816*** (-2.47)	4	0.43	0.00	8.23	77.96	93.72%
英國 - 日本	116	2402.83*** (2.45)	-35.85 (-0.58)	1.48 (1.38)	-0.011163*** 31 (-2.10)	4	0.76	0.00	14.50	73.81	88.93%
英國 - 挪威	131	382.88 (1.05)	120.85*** (4.82)	-2.31*** (-4.70)	0.009623*** (2.66)	4	0.83	0.00	32.86	127.39	97.24%

註：***：顯著程度在 1%以下； **：顯著程度在 5%以下； *：顯著程度在 10%以下；
NA 為複數根。

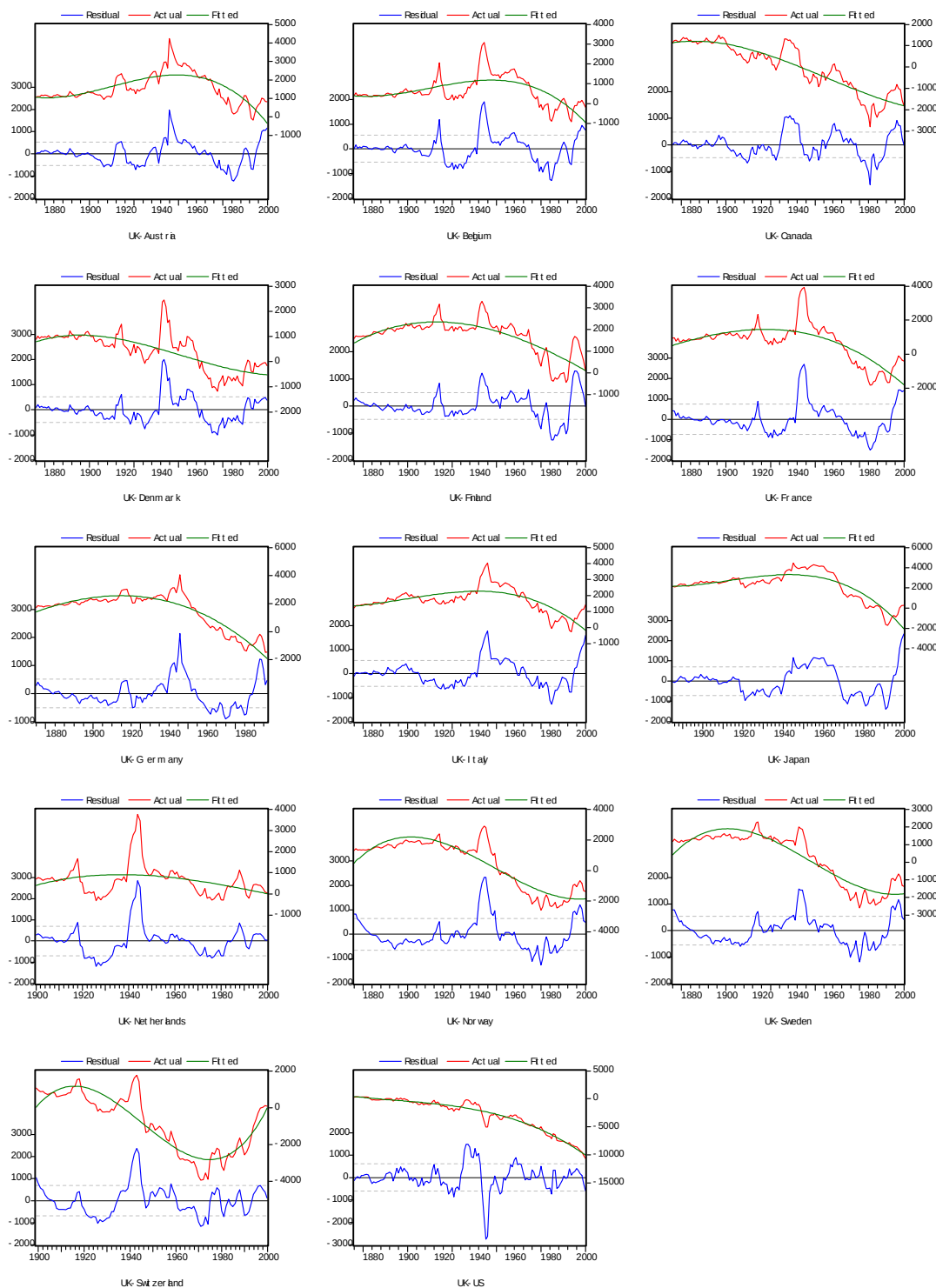


圖 4-3 實際值、估計值與殘差項

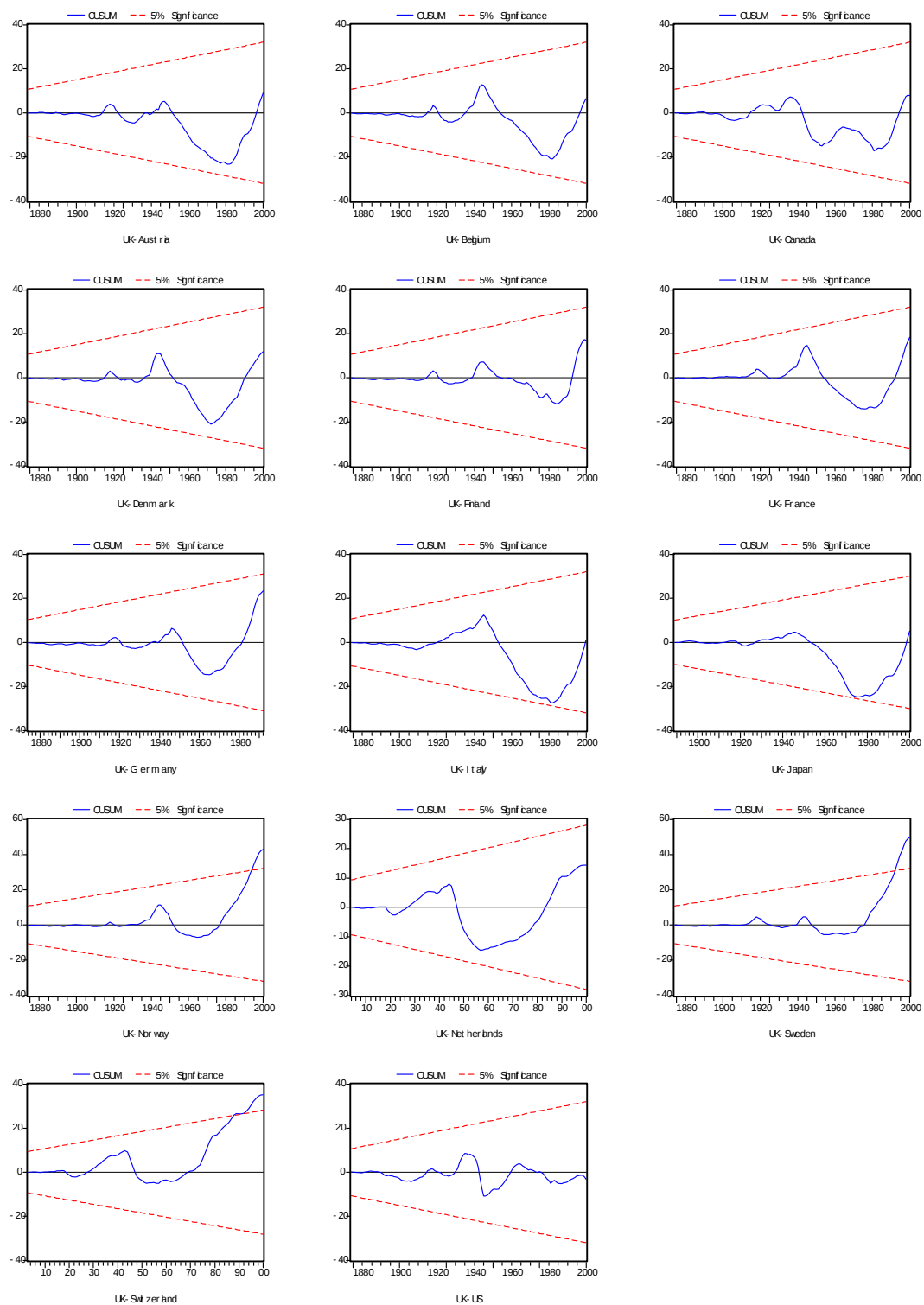


圖 4-4 CUSUM 檢定結果 (實際值)

迴歸分析中，可利用 F 統計量檢定迴歸方程式中所有的自變數對依變數是否有聯合解釋的能力，由於 F 值知檢定虛無假設： $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 的聯合檢定非常顯著（ $\text{prob}(F\text{-statistic})$ 皆為零），因此認為整個迴歸模型相當具有解釋能力。然而個別迴歸參數檢定中，卻有許多 t 值不顯著；此種 F 值顯著但 t 值不顯著的情況，說明了各解釋變數間可能具有高度相關。當解釋變數具高度相關時，會使解釋變數的 t 值下降，以致於雖然整個迴歸模型足以解釋兩國間人均實質 GDP 之差異，但卻無法顯示出解釋變數的影響效果。

由圖(4-4) CUSUM 檢定結果得知，在 5% 的顯著水準下，除了英國 - 挪威、英國 - 瑞典與英國 - 瑞士之外，其餘十一組都沒有結構轉變的問題；然而若將顯著水準改變為 10%，則遞推殘差和將不越過兩條臨界直線，因此我們可以接受此迴歸模型的估計結果。

分析 14 條三次式迴歸方程式的估計結果（見表(4.1)）。英國 - 法國、英國 - 德國此二組估計的迴歸係數皆是： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 < 0$ ，且 $\bar{t}_1 < 0$ 、 $\bar{t}_2 \in (1, 131)$ ；也就是估計參數落入(0b)，因此接受 H_0 。英國 - 義大利此組估計的迴歸係數則為： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 、 $\beta_3 < 0$ ，且 $\bar{t}_1 < 0$ 、 $\bar{t}_2 \in (1, 131)$ ；此時估計參數落入(0c)，結果亦接受 H_0 。而英國 - 加拿大、英國 - 丹麥、英國 - 芬蘭、英國 - 荷蘭此四組估計的迴歸係數： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 > 131$ ；估計上落入(0d)，結果接受 H_0 ，但此時接受的意義僅在於樣本期間內模型的配適，一旦樣本資料超過 $\bar{t}_2$ ，三次式函數會出現 U 字型。因此樣本期間內的資料支持此七組三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 間呈現倒 U 型，即英國與以上七個國家之間的人均實值 GDP 之差先擴大再縮小。

英國 - 奧地利、英國 - 比利時、英國 - 日本三組估計的迴歸係數： $\beta_1 < 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 、 $\beta_3 < 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 < 131$ ；也就是估計參數落入(0e)，此時 $t \in [1, \bar{t}_1]$ 的資料不符合倒 U 型，而僅有 $t \in (\bar{t}_1, 131]$ 的資料支持倒 U 的成立，因此在這個情況下部分接受 H_0 。而英國 - 奧地利、英國 - 比利時與英國 - 日本分別有 5.48%、6.28% 與 11.07% 的資料不支持倒 U 的成立，意即分別有 94.52%、93.72 與 88.93%

的資料接受 H_0 。

而英國 - 挪威、英國 - 瑞典、英國 - 瑞士三組估計的迴歸係數： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 < 131$ ；估計參數落入(0f)，因此所有 $t > \bar{t}_2$ 的資料皆拒絕 H_0 ，而只有在 $t \in [1, 131]$ 的資料呈倒 U 且接受 H_0 。英國 - 挪威、英國 - 瑞典和英國 - 瑞士分別有 2.76%、3.86% 和 19.23% 的資料與倒 U 曲線的成立不一致，即分別有 97.24%、96.14% 和 80.77% 的資料支持兩國間人均實值 GDP 之差先擴大再縮小。

最後，英國 - 美國這組估計出的迴歸係數： $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3$ ，估計參數落入(2a)，因此兩國人均實值 GDP 之差在 $t \in [1, 131]$ 不斷地縮小。

4.2 利用 Hodrick-Prescott 過濾器平滑資料

HP filter 是 Hodrick & Prescott (1997) 分析美國戰後景氣循環所使用的分析方法。此小節我們利用 HP filter 來消除一些較劇烈的短期波動，以得到一組長期時間數列的趨勢值 $\tilde{y}_t$ ，再以 OLS 進行估計。

HP filter 的作法是：

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - \tilde{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}_t) - (\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1})]^2$$

其中 λ 為處罰參數 (penalty parameter)，掌控的是 $\tilde{y}_t$ 數列的平滑狀態， λ 值愈大則 $\tilde{y}_t$ 數列愈加平滑。HP filter 建議當資料為年資料時應 λ 值應選用 100。

圖(4-5)是英國與其他 14 國家人均實質 GDP 之差的原始資料與 HP 趨勢值，波動頻繁的為原始資料，而較平滑的是 HP 趨勢值 $\tilde{y}_t$ 。在得到 $\tilde{y}_t$ 數列後，我們以 $\tilde{y}_t$ 為被解釋變數， t 、 t^2 與 t^3 為解釋變數再以 OLS 估計迴歸式：

$$\tilde{y}_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + u_t, \quad (4.2)$$



圖 4-5 英國與 14 個 OECD 國家人均實質 GDP 差異的實際值與 HP 趨勢圖

使用最小平方法估計(4.2)式的結果列於表(4-2)，而圖(4-6)、(4-7)分別為 HP 趨勢值、估計值和殘差項與 CUSUM 檢定結果。

	obs	β_0	β_1	β_2	β_3	$\bar{R}^2$	Prob(F-statistic)	$\bar{t}_1$	$\bar{t}_2$	Accept H ₀ %
英國 - 法國	131	491.19*** (2.16)	32.10*** (2.16)	-0.182057 (-0.69)	-0.001504 (-1.16)	0.64	0.00	-133.85	53.15	100%
英國 - 德國	123	1370.06*** (8.38)	49.10*** (4.32)	-0.43*** (-2.04)	-0.001472 (-1.31)	0.88	0.00	-242.65	45.83	100%
英國 - 義大利	131	1341.30*** (7.72)	8.30 (0.73)	0.33 (1.64)	-0.003653*** (-3.68)	0.58	0.00	-10.74	70.52	100%
英國 - 加拿大	131	1122.83*** (8.43)	13.83 (1.59)	-0.56*** (-3.65)	0.002153*** (2.83)	0.88	0.00	13.42	159.58	100%
英國 - 丹麥	131	764.59*** (5.37)	23.70** (2.54)	-0.54*** (-3.32)	0.002198*** (2.70)	0.65	0.00	25.83	139.19	100%
英國 - 芬蘭	131	1335.85*** (10.14)	45.46*** (5.28)	-0.56*** (-3.69)	0.001067 (1.42)	0.74	0.00	47.11	301.45	100%
英國 - 荷蘭	101	-1024.361 (-0.88)	64.29 (1.29)	-0.63 (-0.96)	0.001507 (0.57)	0.18	0.00	67.67	210.17	100%
英國 - 奧地利	131	1074.31*** (6.74)	-11.02 (-1.06)	0.83*** (4.54)	-0.006323*** (-6.93)	0.65	0.00	7.23	80.33	94.48%
英國 - 比利時	131	406.32*** (2.60)	-9.31 (-0.91)	0.62*** (3.47)	-0.004820*** (-5.38)	0.54	0.00	8.26	77.98	93.69%
英國 - 日本	116	2422.73*** (4.24)	-37.01 (-1.25)	1.50*** (3.39)	-0.011248*** 39 (-2.10)	0.80	0.00	14.84	73.89	88.67%
英國 - 挪威	131	384.05* (1.99)	120.74*** (9.97)	-2.31*** (-9.99)	0.009612*** (9.35)	0.86	0.00	32.86	127.43	97.27%

註：***：顯著程度在 1%以下； **：顯著程度在 5%以下； *：顯著程度在 10%以下；
NA 為複數根。

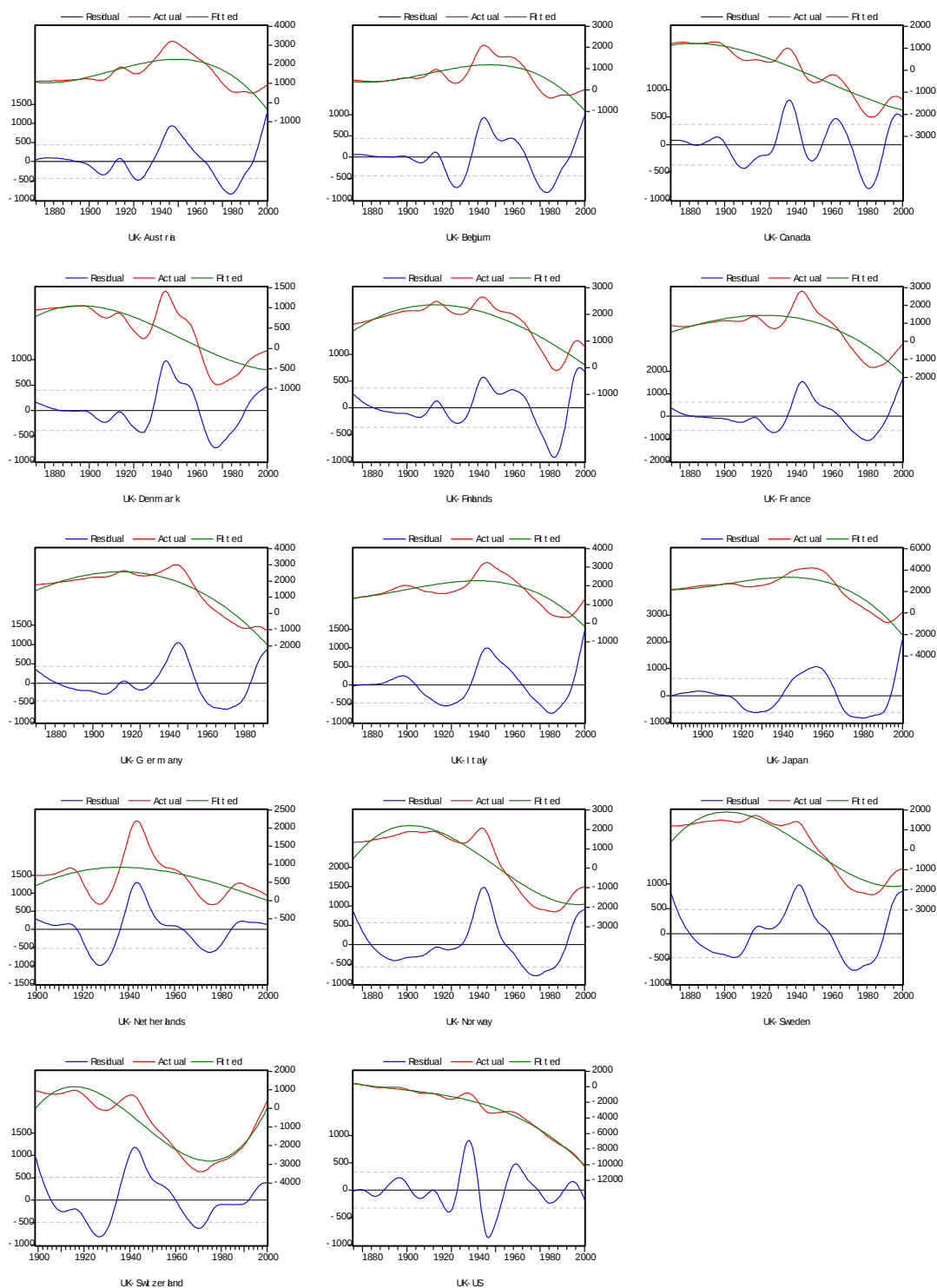


圖 4-6 HP 趨勢值、估計值與殘差項

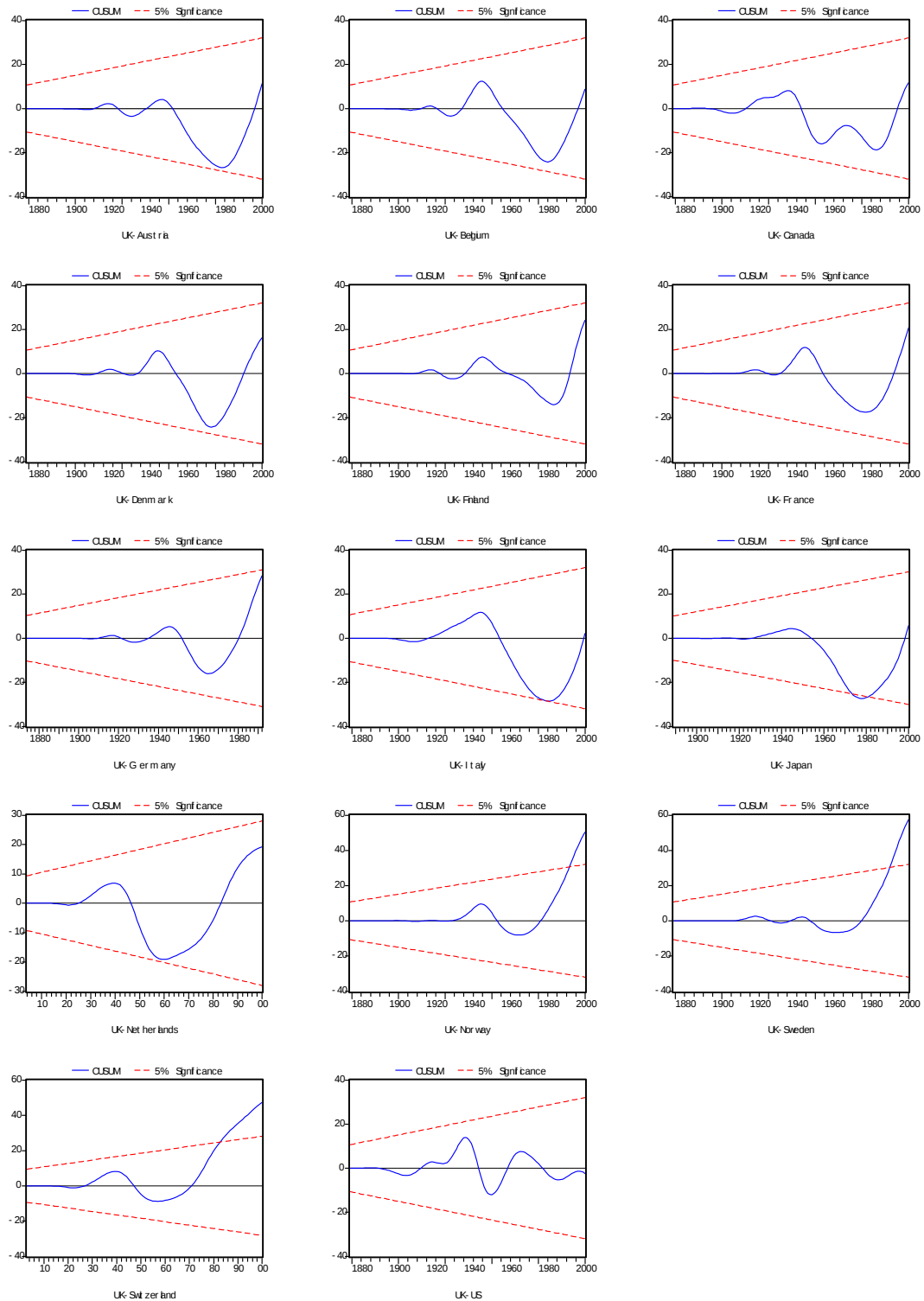


圖 4-7 CUSUM 檢定結果 (HP 趨勢值)

如同 4.2.1，我們利用 F 統計量檢定迴歸方程式中所有的自變數對依變數是否具有聯合解釋能力，而檢定虛無假設： $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 的聯合檢定非常顯著（ $\text{prob}(F\text{-statistic})$ 皆為零），因此拒絕虛無假設，認為整個迴歸模型具有解釋能力。而在個別迴歸參數檢定中，比較表(4-1)與表(4-2)，先利用 HP filter 平滑資料再進行 OLS 估計，其自變數之迴歸係數不顯著的問題較直接進行 OLS 估計輕微；因此在此方法下，個別解釋變數在單獨解釋兩國人均實質 GDP 之差異上，較有其解釋能力。

由圖(4-7) CUSUM 檢定結果可以看出，在 5% 的顯著水準下，僅英國 - 日本、英國 - 挪威、英國 - 瑞典與英國 - 瑞士四組有結構性轉變的問題；然結構性轉變的問題並不嚴重，因此我們選擇接受此迴歸模型的估計結果。

分析(4.2)式 14 條三次式迴歸方程式的估計結果（見表(4-2)），結果類似(4.1)式直接進行 OLS 估計。英國 - 法國、英國 - 德國此二組估計的迴歸係數為： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 < 0$ ，且 $\bar{t}_1 < 0$ 、 $\bar{t}_2 \in (1, 131)$ ；估計參數落入(0b)，因此接受 H_0 。英國 - 義大利這組估計的迴歸係數則為： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 、 $\beta_3 < 0$ ，且 $\bar{t}_1 < 0$ 、 $\bar{t}_2 \in (1, 131)$ ；估計參數落入(0c)，結果亦接受 H_0 。而英國 - 加拿大、英國 - 丹麥、英國 - 芬蘭、英國 - 荷蘭此四組估計的迴歸係數： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 > 131$ ；估計參數落入(0d)，結果接受 H_0 。因此樣本期間內的資料支持此七組三次式函數在 $t \in [1, 131]$ 間呈現倒 U 型，即英國與以上七個國家之間的人均實值 GDP 之差異先擴大再縮小。

英國 - 奧地利、英國 - 比利時、英國 - 日本三組估計的迴歸係數： $\beta_1 < 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 、 $\beta_3 < 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 < 131$ ；估計參數落入(0e)，此時 $t \in [1, \bar{t}_1]$ 的資料不符合倒 U 型，只有 $t \in (\bar{t}_1, 131]$ 的資料支持倒 U 曲線的成立，因此在此情況下部分接受 H_0 。而英國 - 奧地利、英國 - 比利時與英國 - 日本分別有 5.52%、6.31% 與 11.33% 的資料不支持倒 U 的成立，也就是說分別有 94.48%、93.69% 與 88.67% 的資料接受 H_0 。

而英國 - 挪威、英國 - 瑞典與英國 - 瑞士三組估計的迴歸係數： $\beta_1 > 0$ 、

$\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 < 131$ ；估計參數落入(0f)，因此所有 $t > \bar{t}_2$ 的資料皆拒絕 H_0 ，只有在 $t \in [1, 131]$ 的資料呈倒 U 且接受 H_0 。英國 - 挪威、英國 - 瑞典和英國 - 瑞士分別有 2.73%、3.84% 和 19.21% 的資料與倒 U 曲線的成立不一致，即分別有 97.27%、96.16% 和 80.79% 的資料支持兩國間人均實值 GDP 之差先擴大再縮小。

最後，英國 - 美國這組估計出的迴歸係數為 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3$ ，因此估計參數落入(2a)，表示兩國人均實值 GDP 之差異在 $t \in [1, 131]$ 不斷地縮小。

4.3 修正殘差一階自我相關最小平方估計法 (AR(1))

本小節中，我們欲處理時間序列資料一階自我相關的問題。自我相關對普通最小平方迴歸估計式的不偏性或一致性沒有影響，但會影響估計式的效率，造成在正自我相關的情況下低估標準誤，因而容易傾向拒絕虛無假設。

修正殘差一階自我相關的問題，我的所考慮的模型為：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + u_t, \quad (4.3a)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t, \quad 0 \leq \rho < 1. \quad (4.3b)$$

將(4.3a)式延後一期並乘上 ρ ，再從(4.3a)式減去，我們得到：

$$y_t - \rho y_{t-1} = \beta_0(1 - \rho) + \beta_1[t - \rho(t-1)] + \beta_2[t^2 - \rho(t-1)^2] + \beta_3[t^3 - \rho(t-1)^3] + e_t, \quad (4.4)$$

轉換後的方程式，即(4.4)式中 e_t 為序列獨立、平均數為 0，並有一固定變異數 σ_e^2 。因此利用普通最小平方方法對(4.4)式進行估計，就會產生迴歸參數的有效估計。

利用最小平方方法估計(4.4)式的迴歸結果列於表(4-3)，而圖(4-8)為實際值、估計值與殘差項。

	obs	β_0	β_1	β_2	β_3	AR(1)	$\overline{R}^2$	Prob(F-statistic)	$\bar{t}_1$	$\bar{t}_2$	Accept H ₀ %
英國 - 比利時	130	-450.81 (-0.22)	41.10 (0.41)	-0.22 (-0.16)	-0.000700 (-0.12)	0.91*** (23.76)	0.89	0.00	-279.05	70.14	100%
英國 - 奧地利	130	-265.39 (-0.11)	67.38 (0.60)	-0.48 (-0.30)	5.56E-05 (0.01)	0.91*** (22.34)	0.84	0.00	71.61	5640.00	100%
英國 - 加拿大	130	1108.81 (0.85)	14.14 (0.21)	-0.56 (-0.57)	0.002131 (0.50)	0.90*** (22.44)	0.96	0.00	13.75	160.80	100%
英國 - 芬蘭	130	928.81 (0.68)	63.08 (0.91)	-0.78 (-0.76)	0.001923 (0.43)	0.90*** (22.52)	0.92	0.00	49.43	221.22	100%
英國 - 德國	122	-48.77 (-0.12)	121.74 (1.17)	-1.55 (-1.02)	0.003762 (0.55)	0.91*** (23.41)	0.97	0.00	47.42	227.46	100%
英國 - 荷蘭	100	-4477.15 (-0.44)	181.46 (0.49)	-1.90 (-0.44)	0.005957 (0.38)	0.89*** (19.44)	0.82	0.00	72.28	140.47	100%
英國 - 丹麥	130	337.70 (0.26)	48.44 (0.71)	-0.95 (-0.94)	0.004137 (0.92)	0.89*** (21.09)	0.90	0.00	32.44	120.33	92.56%
英國 - 法國	130	-8287.65 (-0.58)	372.92 (0.86)	-4.57 (-0.99)	0.016570 (1.01)	0.95** (29.86)	0.95	0.00	61.26	122.45	94.19%
英國 - 挪威	130	-4289.56 (-0.83)	311.82 (1.68)	-4.75*** (-2.14)	0.019391*** (2.27)	0.93*** (30.22)	0.98	0.00	45.46	117.92	90.71%
英國 - 瑞典	130	-3023.30 (-0.92)	252.39* (1.95)	-4.02*** (-2.47)	0.016738*** 45 (2.57)	0.92*** (28.09)	0.98	0.00	42.76	117.54	90.42%
英國 - 瑞士	101	-18959.74***	880.03***	-12.27***	0.050911***	0.87***	0.96	0.00	53.98	106.73	82.10%

註：***：顯著程度在 1%以下； **：顯著程度在 5%以下； *：顯著程度在 10%以下；
NA 為複數根。

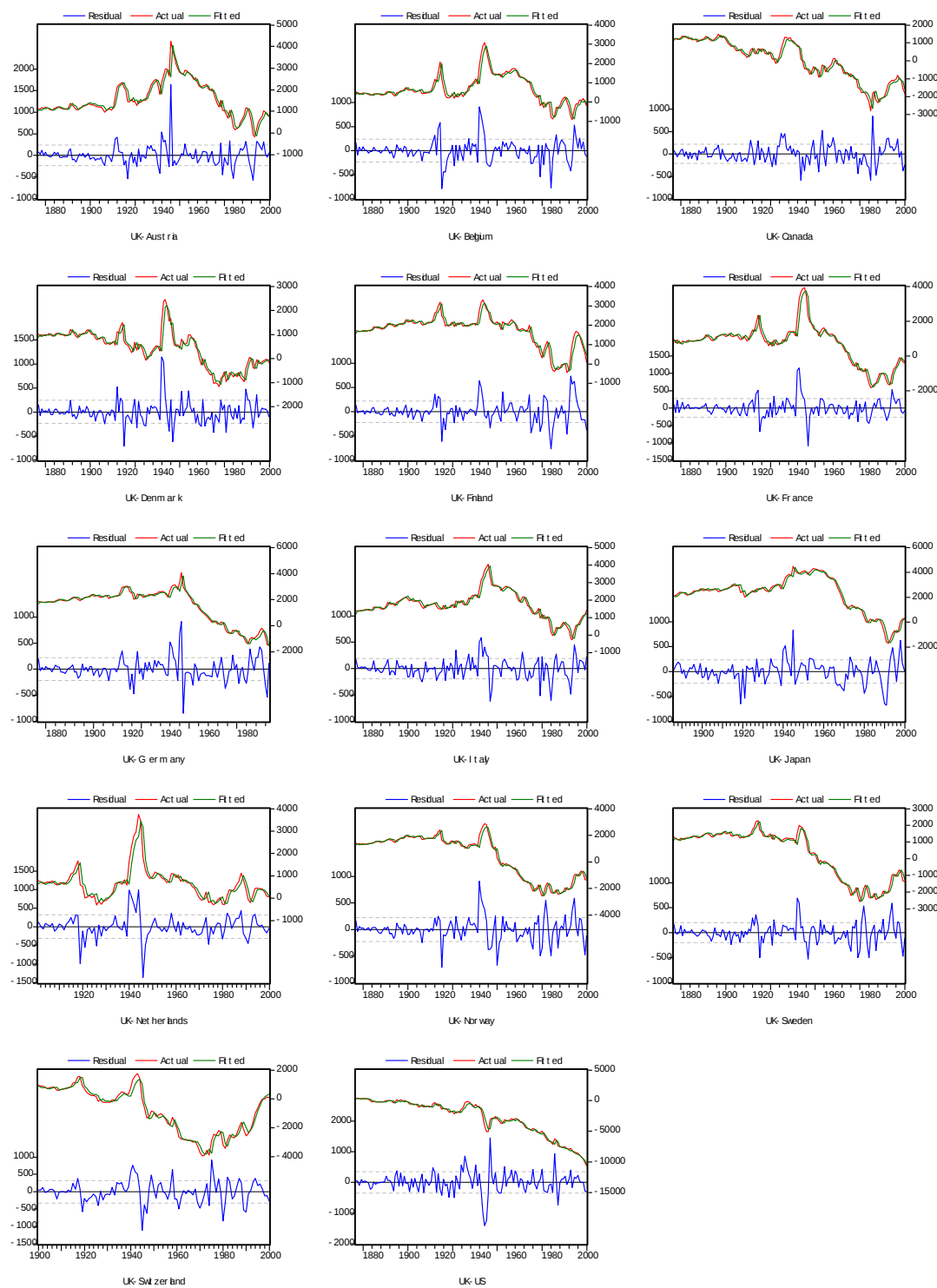


圖 4-8 實際值、估計值與殘差項 (AR(1))

同樣以 F 統計量檢定迴歸方程式中所有的自變數對依變數是否具有聯合解釋能力，而檢定虛無假設： $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 的聯合檢定非常顯著 ($\text{prob}(F\text{-statistic})$ 皆為零)，因此認為整個迴歸模型中，自變數對依變數具有聯合解釋能力。但在個別迴歸參數檢定中，與表(4-1)、表(4-2)相比較，修正殘差一階自我相關最小平方估計法 (AR(1)) 下，自變數之迴歸係數不顯著的問題最為嚴重。然而此方法下 14 條迴歸式的調整判定係數 $\bar{R}^2$ 都很高，表示整個迴歸方程式的配適度相當良好。

分析(4.4)式 14 條三次式迴歸方程式的估計結果 (見表(4-3)) 英國 - 比利時這組估計的迴歸係數為： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 < 0$ ，且 $\bar{t}_1 < 0$ 、 $\bar{t}_2 \in (1,131)$ ；估計參數落入(0b)，因此接受 H_0 。英國 - 奧地利、英國 - 加拿大、英國 - 芬蘭、英國 - 德國與英國 - 荷蘭此五組估計的迴歸係數則為： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 > 131$ ；估計參數落入(0d)，結果接受 H_0 。因此樣本期間內的資料支持此六組三次式函數在 $t \in [1,131]$ 間呈現倒 U 型，也就是英國與以上六個國家之間的人均實值 GDP 之差異先擴大再縮小。

英國 - 丹麥、英國 - 法國、英國 - 挪威、英國 - 瑞典與英國 - 瑞士等五組估計的迴歸係數： $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ ，且 $\bar{t}_1 > 1$ 、 $\bar{t}_2 < 131$ ；估計參數落入(0f)，因此所有 $t > \bar{t}_2$ 的資料皆拒絕 H_0 ，僅有在 $t \in [1,131]$ 的資料呈倒 U 並接受 H_0 。英國 - 丹麥、英國 - 法國、英國 - 挪威、英國 - 瑞典與英國 - 瑞士分別有 7.44%、5.81%、9.29%、9.58% 和 17.9% 的資料與倒 U 曲線的成立不一致，意即分別有 92.56%、94.19%、90.71%、90.42% 和 82.10% 的資料支持兩國間人均實值 GDP 之差為先擴大再縮小。

英國 - 義大利與英國 - 日本此二組的迴歸係數為： $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3$ ，估計參數落入(1a)代表兩國人均實值 GDP 之差異在 $t \in [1,131]$ 不斷地擴大。

最後，英國 - 美國這組估計出的迴歸係數為 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2^2 < 3\beta_1\beta_3$ ，因此估計參數落入(2a)，表示兩國人均實值 GDP 之差異在 $t \in [1,131]$ 不斷地縮小。

第五節 結論

Jones 以時間序列分析方法的觀點檢定內生成長模型，結果實證結果拒絕了 Romer、Grossman & Helpman 與 Aghion & Howitt 模型中 R&D 具有「規模效果」的看法；他也指出：AK 模型無法描述發展中國家的成長動力。另一方面，對於各國經濟發展為趨同或是趨異，經濟學家們的主張眾說紛紜，而每人也都能找到資料支持其論點。

在 Yang and Borland 發展出的新興古典動態一般均衡模型中，經濟成長的動力是來自專業化分工效益而不是規模經濟。而經濟成長有三種模式，分別為分工水準很低時的減速成長，分工演進時的加速成長與分工潛力耗盡時的減速成長；於是在兩國的交易效率有所差別時，進入各個成長階段的時間因此有了先後，兩國之間的人均實質所得就會發生先擴大再縮小的現象；若是以經濟先發展國家的人均實質所得減去後發展國家的人均實質所得，則人均實質所得之差異會呈現倒 U 曲線。

本文使用 1870-2000 年 15 個 OECD 國家人均實質 GDP 的時間序列資料，驗證倒 U 曲線是否成立。本文得到的結論有：

（一）最小平方估計法（OLS）

在研究期間內，英國與加拿大、丹麥、法國、德國、義大利、芬蘭、荷蘭的人均實質 GDP 之差異完全支持倒 U 曲線的成立（先趨異後趨同）。英國與奧地利、比利時、日本、挪威、瑞典、瑞士的人均實質 GDP 之差異則有部分的資料與倒 U 曲線的假設不一致，但也有 94.52%、93.72%、88.93%、97.24%、96.14% 和 80.77% 的資料支持倒 U 曲線的成立。而英國與美國的人均實質 GDP 之差異則呈現單調遞減（趨同）。

（二）利用 HP filter 平滑資料

研究期間內，英國與加拿大、丹麥、法國、德國、義大利、芬蘭、荷蘭的人均實質 GDP 之差異完全支持倒 U 曲線的成立。而英國與奧地利、比利時、日本、挪威、瑞典、瑞士的人均實質 GDP 之差異，但也有 94.48%、93.69%、88.67%、97.27%、96.16%和 80.79%的資料支持支持倒 U 曲線的成立。英國與美國的人均實質 GDP 之差異則呈現單調遞減。

先利用 HP filter 平滑資料，再進行 OLS 估計的結果，與直接進行 OLS 估計的結果很接近，唯一不同的是自變數之迴歸係數在此方法下較為顯著，個別解釋變數在單獨解釋兩國人均實質 GDP 之差異上，較具有解釋能力。

（三）修正殘差一階自我相關最小平方估計法（AR(1)）

在研究期間內，英國與奧地利、比利時、加拿大、芬蘭、德國、荷蘭的人均實質 GDP 之差異完全支持倒 U 曲線的成立。英國與丹麥、法國、挪威、瑞典、瑞士的人均實質 GDP 之差異則有部分與倒 U 曲線的假設不一致，但也有 92.56%、94.19%、90.71%、90.42%和 82.10%的資料支持支持倒 U 曲線的成立。英國與義大利、日本之間的人均實質 GDP 之差異呈現單調遞增。而英國與美國的人均實質 GDP 之差異則呈現單調遞減。

利用修正殘差一階自我相關最小平方估計法的結果，共有英國與義大利、日本、美國三組不支持各國間人均實質所得先趨異後趨同的看法，且其自變數之迴歸係數不顯著的問題最為嚴重，但調整判定係數 $\bar{R}^2$ 都很高，表示整個迴歸方程式的配適度在三種方法之中最為良好。

綜合以上三點，我們大致上可接受經濟先發展國家的人均實質與後發展國家的人均實質所得之差距有先擴大再縮小的現象；其中因 1870 年以前資料取得的困難，與各國進入經濟成長成熟期的資料有限，以致可能影響研究結果，這是本文不可避免之缺憾。

參考文獻

- [1] 陳明郎 (1999) , 《經濟成長》 , 台北 : 華泰文化事業股份有限公司。
- [2] 楊小凱 (2001) , 《楊小凱經濟學文集》 , 台北 : 翰林圖書。
- [3] Abramovitz, M (1986): “Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind”, *The Journal of Economic History*, Vol. 46, No. 2, pp. 385-406.
- [4] Aghion, Philippe; Howitt, Peter (1992): “A Model of Growth Through CreativeDestruction”, *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, pp. 323-351.
- [5] Barro, J. (1991): “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 407-443.
- [6] Barro, J; Sala-I-Martin, X.(1991): “Convergence Across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1991, No. 1, pp. 107-158.
- [7] Barro, J; Sala-I-Martin, X.(1992): “Convergence”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, pp. 223-251.
- [8] Baumol, W.J. (1986): “Productivity Growth, Convergence, and Welfare”, What the Long-Run Data Show”, *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 1072-1085.
- [9] Borland, J; Yang, X (1991): “A Microeconomic Mechanism for Economic Growth”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, pp. 460-482.
- [10] De Long, J.B. (1988), “Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment”, *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 5, pp. 1138-1154.
- [11] Galor, O. (1996): “Convergence? Inferences from Theoretical Models (in Controversy)”, *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 437, pp. 1056-1069.
- [12] Grossman, G.; Helpman, E.(1991a): “Quality Ladders in the Theory of Growth”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 1, pp. 43-61.
- [13] Grossman, G.; Helpman, E.(1991b): “Quality Ladders and Product Cycles”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 557-586.
- [14] Hodrick, R.J. ; Prescott, E.C.(1997): “ Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-16.

- [15] Jones, C.I.(1995a): “Time Series Tests of Endogenous Growth Models”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2, pp. 495-525.
- [16] Jones, C.I.(1995b): “R & D-Based Models of Economic Growth”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 4, pp. 759-784.
- [17] Mankiw, N.G.; Romer, D; Weil, D.N. (1992): “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437.
- [18] Newey, W; West, K. (1987): “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix (in Notes and Comments)”, *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp. 703-708.
- [19] Quah, D. (1996): “Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics (in Controversy)”, *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 437, pp. 1045-1055.
- [20] Romer, P. (1986): “Increasing Returns and Long-Run Growth”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5. (Oct., 1986), pp. 1002-1037.
- [21] Romer, P. (1987): “Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization (in New Theories of Economic Growth)”, *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 77, No. 2, pp. 56-62.
- [22] Romer, P. (1990): “Endogenous Technological Change”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, pp. S71-S102.
- [23] Romer, P. (1994): “The Origins of Endogenous Growth (in Symposia: New Growth Theory)”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, No. 1, pp. 3-22.
- [24] Solow, R. (1956): “The Production Function and the Theory of Capital”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 23, No. 2, pp. 101-108.
- [25] Wen, M. (1997): “Infrastructure and Evolution in Division of Labor”, *Review of Development Economics*, No. 2.
- [26] Yang, X.; Borland, J. (1991): “A Microeconomic Mechanism for Economic Growth”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, pp. 460-482.
- [27] Young, Allyn (1928): “Increasing Returns and Economic Progress”, *The Economic Journal*, Vol. 38, No. 152, pp. 527-542.