

# 專題研究報告

## 台灣潛在國內生產毛額之推估

行政院主計處

中華民國九十一年十二月

# 專題研究報告

## 台灣潛在國內生產毛額之推估

研究人員：劉瑞文

行政院主計處

中華民國九十一年十二月

# 台灣潛在國內生產毛額之推估

劉瑞文

## 摘要

潛在國內生產毛額 (potential *GDP*) 或稱潛在產出 (potential output) 是短期用於判斷總體經濟是否面臨物價膨脹風險的指標, 在中、長期則是決定經濟能否永續成長的關鍵因素, 故具有極高的政策價值。惟潛在國內生產毛額無法被觀測, 故無法由統計調查獲得, 要將其落實為可操作的工具, 還須藉助計量方法加以推估。本文介紹四種推估潛在國內生產毛額的方法, 分別是 Hodrick-Prescott 過濾法、單變量結構時間數列法、生產函數法及系統模型估計法, 並分別說明其優、缺點, 最後則是利用台灣的資料進行實證分析。實證結果顯示此四種方法推估結果均能捕捉到 1980 年代中, 國內經濟先是遭遇全球景氣巨幅下滑, 再受爆發十信金融事件之衝擊, 因而兩度造成 *GDP* 缺口 (實際 *GDP* 減潛在 *GDP* 後占潛在 *GDP* 的比重) 為負數的狀況。對於 2001 年國內經濟快速反轉降溫, 此四種方法推估該年 *GDP* 缺口平均為  $-2.95\%$ , 其中以系統估計法估得之 *GDP* 缺口最大, 全年平均為  $-5.33\%$ , Hodrick-Prescott 過濾法與生產函數法之估計結果相近, 分別為  $-2.09\%$  及  $-2.07\%$ , 單變量結構法估得之 *GDP* 缺口最低, 為  $-1.45\%$ ; 此外, 系統估計法尚估得該年失業率缺口 (實際失業率減非加速通膨失業率) 為 0.75 個百分點。2002 年國內經濟漸趨復甦, 惟本研究推估該年實際 *GDP* 仍低於潛在 *GDP*, 全年平均 *GDP* 缺口約為  $-2.24\%$ , 其中第 1 季  $-2.62\%$ , 第 2 季  $-2.41\%$ , 第 3 季  $-2.17\%$ , 第 4 季  $-1.78\%$ , 呈逐季縮小趨勢, 而失業率缺口全年為 1.15 個百分點。

**關鍵詞:** 潛在 *GDP*, 非加速通膨失業率, 卡門濾器, 狀態空間形式, 不可觀察模型

**JEL 分類代號:** C32, C51

聯繫作者: 劉瑞文, 行政院主計處第三局, 台北市 100 廣州街 2 號; 電子郵件: rliou@dgbas.gov.tw。  
作者感謝中央研究院經濟研究所管院士中閔及林教授金龍提供寶貴意見, 以及陳局長昌雄、辜副局長炳珍與蔡專門委員鴻坤細心審閱, 文中若仍有缺失, 悉由作者負責。

## 一、前言

潛在國內生產毛額 (potential *GDP*) 或稱潛在產出 (potential output) 根據 Okun (1962) 的詮釋, 係指總體經濟在不犧牲物價穩定前提下所能獲得的最大 *GDP*。當實際 *GDP* 高於潛在 *GDP* 時, 即會產生物價膨脹壓力; 反之實際 *GDP* 低於潛在 *GDP*, 則無物價膨脹風險; 若實際 *GDP* 等於潛在 *GDP*, 代表經濟體系在追求 *GDP* 擴增與維持物價穩定目標間已達到均衡的狀態<sup>1</sup>。

由於 *GDP* 與失業率呈負相關, 潛在 *GDP* 所對應的失業率因無物價膨脹預期, 在文獻上被稱為非加速通膨失業率 (non-accelerating inflation rate of unemployment, 簡稱 NAIRU)。Okun 於實證時亦採用失業率而非物價膨脹率測度實際 *GDP* 與潛在 *GDP* 的缺口, 且發現二次大戰後, 1947 年至 1960 年間美國失業率超過 4% 之後, 失業率每增加一個百分點會即使得實際 *GDP* 下降 3.2%, 之後文獻將此種 *GDP* 與失業率反向變動的關係稱為 Okun's 法則。

據此定義, 為達到潛在 *GDP*, 必須考慮其過程中可能帶來的副作用, 而非漫無節制地追求極大化。政府於釐訂反景氣循環政策時, 若能事先掌握潛在 *GDP* 或產出缺口 (output gap)<sup>2</sup>, 將有助於政策之訂定, 俾維繫物價穩定與達成充分就業; 除此之外, 潛在 *GDP* 亦是中、長期決定總體經濟能否永續成長的關鍵因素, 故具有極高的政策價值。惟潛在 *GDP* 畢竟是抽象的理論概念, 實際上不能被觀察 (unobservable), 故無法由統計調查獲得; 若要落實為可應用的工具, 還須藉助計量方法推估。

在眾多估算方法中<sup>3</sup>, 本文選取 Hodrick-Prescott 過濾法、單變量結構時間數列法、生產函數法及系統模型估計法等四種, 分別說明其優缺點, 再以台灣地區 1978 年第 1 季至 2002 年第 4 季資料進行實證分析。

回顧國內探討潛在產出的論文, 僅吳中書及林金龍 (2002) 一篇, 其估算方法採用生產函數法及系統模型估計法二種, 資料期間為 1984 年至 2001 年之年資料。很顯然

---

<sup>1</sup>另一個稍有不同的定義方式亦經常被引用, 即是資本與勞動等生產要素皆得到充分利用下所能創造的 *GDP*; 也就是生產的最大邊界。惟此定義引申實際 *GDP* 不會逾越潛在 *GDP*, 故無從判斷 *GDP* 與物價間的關聯。

<sup>2</sup>定義為實際 *GDP* 與潛在 *GDP* 之差距占潛在 *GDP* 的比重。

<sup>3</sup>參閱 Cerra and Saxena (2000)。

該文遇到自由度不足問題, 使得兩種方法之結果雖趨勢相近, 惟水準值不儘相同。以非加速通膨失業率之估計為例, 在生產函數法下, 1993 年以前均高於實際失業率, 1993 年以後均低於實際失業率, 而在系統模型下, 1992 年以前均低於實際失業率, 1993 年至 1998 年高於實際失業率, 1999 年以後才較實際失業率為低。由於兩種方法所得之非加速通膨失業率明顯不同, 自然導致二者估算潛在產出之差異 (可由該文附圖觀察)。

本文與吳中書及林金龍 (2002) 比較, 除了實際估算方法較多, 便於顯示其特點外, 最大不同是使用季資料, 資料期間較長, 且為避免受到季節因子干擾, 在套用模型時是採用經季節調整後資料, 最後在比較實際 *GDP* 成長率與潛在 *GDP* 成長率時, 才把季節因子同步加回實際 *GDP* 與潛在 *GDP*, 還原為國內習用之未經季節調整數列, 故不影響 *GDP* 缺口之計算。

本文結構除前言外, 第二節介紹理論模型, 第三節為資料來源及處理, 第四節為推估結果, 最後為結論。

## 二、理論模型

### (1) Hodrick-Prescott 過濾法

潛在 *GDP* 的通俗解釋是 *GDP* 之長期趨勢。故只要是能夠將實際 *GDP* 波動因素剔除的方法均可加以運用。這類方法中, 以 Hodrick-Prescott filter (簡稱 HP 過濾法) 最具代表性, 主因其操作簡便, 如下式:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^p)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^p - y_t^p) - (y_t^p - y_{t-1}^p)]^2 \quad \text{w.r.t. } y_t^p \quad (1.1)$$

(1.1) 式中  $y_t$  與  $y_t^p$  分別為實際 *GDP* 與潛在 *GDP*, 且均已經自然對數轉換, 其中第一個括號平方項為 *GDP* 缺口, 第二個括號平方項為潛在 *GDP* 成長率之變化。其意義是尋找  $y_t^p$ , 將之代入後獲取最小值。簡單的說, 若為使第一項之值愈小, 亦即  $y_t^p$  應愈靠近  $y_t$ , 則第二項  $y_t^p$  成長率之變化就會變大, 因此第二項相當於一種懲罰, 該懲罰程度決定於  $\lambda$  (稱為平滑度) 之大小。反之, 第二項  $y_t^p$  成長率的變化愈小, 極端情形下  $y_t^p$  為一直線, 則第一項 *GDP* 缺口之值就會變大。該式就在必須兼顧第一項與第二項數值下尋找  $y_t^p$  以獲取最小值。

HP 過濾法的缺點有三：一是平滑度 ( $\lambda$ ) 須主觀決定；二是未考慮其他經濟變數；三是易受起始值與終點值之影響。

## (2) 單變量結構時間數列法

單變量結構時間數列法的出發點，是任何時間數列都可設定成是由趨勢因子、循環因子、以及其他由模型無法解釋的誤差項構成<sup>4</sup>。雖然趨勢因子與循環因子都無法被觀察，但可以假設他們的統計特性，然後應用卡門濾器 (Kalman filtering) 與最大概似法將其離析出來。此種方法又稱為不可觀察模型 (unobserved component model, 簡稱 UC 模型)，相關探討以 Harvey (1989) 的專書最具代表性。

此模型設定由下列四式組成：

$$y_t = T_t + C_t + \varepsilon_t^y \quad \varepsilon_t^y \sim iidN(0, \sigma_y^2) \quad (2.1)$$

$$T_t = \alpha_{t-1} + T_{t-1} + \varepsilon_t^p \quad \varepsilon_t^p \sim iidN(0, \sigma_p^2) \quad (2.2)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \varepsilon_t^\alpha \quad \varepsilon_t^\alpha \sim iidN(0, \sigma_\alpha^2) \quad (2.3)$$

$$C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \varepsilon_t^c \quad \varepsilon_t^c \sim iidN(0, \sigma_c^2) \quad (2.4)$$

上式中各變數均已取自然對數，誤差項間均相互獨立。(2.1) 式說明實際產出由趨勢因子 ( $T_t$ )、循環因子 ( $C_t$ ) 與誤差項  $\varepsilon_t^y$  相加而成。(2.2) 式描述趨勢因子隨時間變動，係遵循具有漂浮項的隨機漫步模式，而非固定的 (deterministic) 時間趨勢。漂浮項 ( $\alpha_t$ ) 為趨勢因子的斜率 (亦等於成長率)，亦可假設隨時間變動，故 (2.3) 式將其設定為隨機漫步模式。顯然，如果  $\sigma_\alpha^2 = 0$ ，則 (2.2) 式將退化為下式：

$$T_t = \alpha + T_{t-1} + \varepsilon_t^p \quad \varepsilon_t^p \sim iidN(0, \sigma_p^2) \quad (2.5)$$

如果  $\sigma_p^2$  又等於零，則 (2.5) 式為固定之時間趨勢，如下式：

$$T_t = T_0 + \alpha t \quad (2.6)$$

---

<sup>4</sup>若為季資料，尚有季節因子。

另如果  $\sigma_p^2 = 0, \sigma_\alpha^2 > 0$ , (2.2) 式稱作 integrated random walk trend, 如此的趨勢因子將極為平滑<sup>5</sup>。至於 (2.4) 式表示循環因子為平均值等於零的定態數列, 可用二階自我迴歸式捕捉其變化。

將 (2.1) 至 (2.4) 式改寫為狀態空間 (state-space) 的形式如下:

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_t \\ C_t \\ C_{t-1} \\ \alpha_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t^y \quad (2.7)$$

$$\begin{bmatrix} T_t \\ C_t \\ C_{t-1} \\ \alpha_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ C_{t-1} \\ C_{t-2} \\ \alpha_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^c \\ 0 \\ \varepsilon_t^\alpha \end{bmatrix} \quad (2.8)$$

(2.7) 式稱為測度 (measurement) 方程式或觀察 (observation) 方程式, 其說明實際產出係由狀態向量  $[T_t \ C_t \ C_{t-1} \ \alpha_t]'$ , 以及模型無法解釋的誤差項所驅動; 而 (2.8) 式為狀態方程式或轉換 (transiton) 方程式, 其顯示狀態向量係遵循定態的一階自我迴歸式而變化。

為求得模型中的參數, 以及將狀態向量中無法被觀察的趨勢因子及循環因子離析出來, 一般係透過卡門濾器與最大概似法求得 (詳附錄)。

(2.7) 至 (2.8) 式雖為單變量時間數列方法的運用, 以此基礎加入其他經濟關係式後, 可發展為雙變量或系統估計法。其缺點是電腦程式運算過程較繁瑣, 估計結果通常甚敏感, 尤其易受起始值之影響; 且狀態空間的表示方式亦非唯一, 須要反覆嘗試<sup>6</sup>。

### (3) 生產函數法

生產函數法是推估潛在 GDP 最常用的方法, 由 Giorno *et al* (1995)、De Masi (1997) 或 Denis *et al* (2002) 的報告可知, 生產函數法是 OECD、IMF 及歐盟等國際組織用

<sup>5</sup>參見 Harvey (2002)。

<sup>6</sup>參閱 Clark (1987, 1989) 及 Hamilton (1994)。

於評估其成員國經濟發展潛能的基準工具，主因其一體適用，具有簡便、透明之優點；再者經由成長會計可求得各因子對潛在  $GDP$  之貢獻，有助於分析潛在  $GDP$  之變化原因。

運用此法的前提是先估計生產函數，其函數形式通常為 Cobb-Douglas。該函數隱含固定規模報酬與要素價格彈性等於一之假設，在競爭環境下，要素的產出彈性等於各要素占  $GDP$  的份額，因此僅須估計（或設定）其中一種要素的份額即可。具體的函數形式如下：

$$y_t^p = \alpha \bar{l}_t + (1 - \alpha) \bar{k}_t + \bar{c}_t \quad (3.1)$$

上式中， $y_t^p$  為潛在  $GDP$ ， $\bar{l}_t$  為潛在就業量<sup>7</sup>， $\bar{k}_t$  為資本存量，以上三者均經過自然對數轉換； $\bar{c}_t$  為總要素生產力， $\alpha$  為勞動占  $GDP$  的份額。

在估計生產函數時，須考慮資本存量之利用率問題，惟在求算潛在  $GDP$  時，多假設資本存量短期固定不變，故以實際資料代入。總要素生產力以估計生產函數時得到之 Solow 殘差，再經過 HP 過濾法求得之趨勢因子代入。至於潛在就業量係指扣除非加速通膨失業率後之勞動力，亦即  $\bar{l}_t$  經由下式求得：

$$\bar{l}_t = \text{勞動力} \times (1 - \text{NAIRU}) \quad (3.2)$$

上式中 NAIRU 可以單變量結構時間數列法或 HP 過濾法求算之趨勢因子當做作替代變數。

生產函數法的主要缺點有二：一是潛在就業量以均衡失業率 NAIRU 折算，惟後者無法被觀察，須再透過其他方法估算，將折損其標榜具有透明度之優點。二是資本存量的確度問題向為估計生產函數時的致命傷，此將直接影響最後結果之可信度。

---

<sup>7</sup>若能取得以工時為單位的投入資料，優於採用人數資料。



#### (4) 系統模型估計法

鑒於單變量模型未考慮與總體經濟之其他變數的關係，導致估測結果可能過於簡化，而影響其可信度。為彌補此一缺憾，系統估計法遂成爲另一項值得嘗試的途徑。例如 Adams and Coes (1990) 建立方程式系統，於聯立求解過程中同時估得潛在  $GDP$  及非加速通膨失業率。Kuttner (1994) 亦採取系統估計法，其特色是將  $GDP$ 、物價及失業率等變數間的關係式轉換成狀態空間形式。嗣後，Apel and Jansson (1999a, 1999b) 根據 Kuttner 的模型加以擴充，除潛在  $GDP$  外，亦將非加速通膨失業率納入狀態向量，使得求解結果可同時顯示  $GDP$  缺口與失業率缺口<sup>8</sup> 間的變化關係，對潛在  $GDP$  的解釋或預測均有極大助益。

依據 Apel and Jansson (1999a, 1999b)，完整模型由下列六式組成<sup>9</sup>：

$$\pi_t = \rho_1 \pi_{t-1} + \rho_2 \pi_{t-2} + \eta_0(u_t - u_t^n) + \eta_1(u_{t-1} - u_{t-1}^n) + \sum_{k=1}^2 \omega_k z_k + \varepsilon_t^{pc} \quad (4.1)$$

$$y_t - y_t^p = \phi_0(u_t - u_t^n) + \phi_1(u_{t-1} - u_{t-1}^n) + \varepsilon_t^{ol} \quad (4.2)$$

$$y_t^p = \alpha_{t-1} + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^p \quad (4.3)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \varepsilon_t^\alpha \quad (4.4)$$

$$u_t^n = u_{t-1}^n + \varepsilon_t^n \quad (4.5)$$

$$u_t - u_t^n = \delta_1(u_{t-1} - u_{t-1}^n) + \delta_2(u_{t-2} - u_{t-2}^n) + \varepsilon_t^c \quad (4.6)$$

上列式子中，變數定義如下：

$$\pi_t = CPI \text{ 物價變動率} = \ln CPI_t - \ln CPI_{t-1}$$

$$y_t = \ln(\text{實際 } GDP)$$

$$y_t^p = \text{潛在 } GDP$$

<sup>8</sup>定義爲實際失業率減去非加速通膨失業率。

<sup>9</sup>原文潛在  $GDP$  之漂浮項假設爲固定值，故其實只有五式，惟作者建議該假設可以放寬，亦即漂浮項亦可設定隨時間變動，此即本文之 (4.4) 式。

$u_t$  = 實際失業率

$u_t^n$  = 非加速通膨失業率 (NAIRU)

$z_1$  = 襲台颱風個數

$z_2$  = 虛擬變數, 當資料為 1991 年第 1 季時,  $z_2 = 1$ , 其他時間  $z_2 = 0$

$\rho_1, \rho_2, \eta_0, \eta_1, \omega_k, \phi_0, \phi_1, \delta_1, \delta_2$  等為係數;

$\varepsilon_t^{pc}, \varepsilon_t^{ol}, \varepsilon_t^n, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^\alpha, \varepsilon_t^c$  等為誤差項, 彼此間相互獨立, 且均滿足期望值等於零及變

異數為固定的 IIDN 假設, 其標準差依序為  $\sigma_{pc}, \sigma_{ol}, \sigma_n, \sigma_p, \sigma_\alpha$  及  $\sigma_c$ 。

(4.1) 式為 Gordon (1997) 所謂的「三項 Phillips 曲線」, 主因他將影響物價變動的原因概分成三類: 慣性因素、需求拉動及供給衝擊等。慣性因素以物價變動的落遲項表示, 實際落後期數則由實證決定。需求拉動以實際失業率與非加速通膨失業率的缺口當作替代變數, 當實際失業率低於非加速通膨失業率時, 代表就業需求增加, 景氣朝擴張方向發展, 因此對物價造成上漲壓力; 反之則為景氣趨緩, 物價走跌, 故  $\sum \eta_i$  應小於零。供給衝擊變數主要是捕捉突發事件或特異值對物價之影響。

(4.2) 式為表達 Okun's 法則。當實際失業率低於非加速通膨失業率時, 實際 GDP 呈擴張趨勢, 且將高於潛在 GDP。亦即失業率的循環波動與 GDP 的循環波動係呈負向相關,  $\sum \phi_i$  應小於零。

(4.3) 式描述潛在 GDP 遵循具有漂浮項 ( $\alpha$ ) 的隨機漫步而改變, 主因 GDP 水準值具有明顯的時間趨勢, 故為非定態數列; 至於漂浮項則代表 GDP 水準值的成長率。鑒於 GDP 成長率並非固定不變, 故 (4.4) 式設定漂浮項為隨機漫步形式。

(4.5) 式假設非加速通膨失業率遵循隨機漫步的形式變動, 因其未有明顯時間趨勢, 故未設定漂浮項。(4.6) 式假設失業率缺口的循環波動呈二階自我迴歸的形式。

為估計參數 (共計 16 個), 以及推估潛在 GDP 與非加速通膨失業率, 可將 (4.1) 至 (4.6) 式改寫為狀態空間的形式, 如下:

$$\begin{aligned}
\begin{bmatrix} y_t \\ u_t \\ \pi_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & 0 & \phi_0 & \phi_1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \eta_0 & \eta_1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^p \\ u_t^n \\ u_t - u_t^n \\ u_{t-1} - u_{t-1}^n \\ \alpha_t \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ \rho_1 & \rho_2 & \omega_2 & \omega_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ z_2 \\ z_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{ol} \\ 0 \\ \varepsilon_t^{pc} \end{bmatrix} \quad (4.7)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\begin{bmatrix} y_t^p \\ u_t^n \\ u_t - u_t^n \\ u_{t-1} - u_{t-1}^n \\ \alpha_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \delta_1 & \delta_2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^p \\ u_{t-1}^n \\ u_{t-1} - u_{t-1}^n \\ u_{t-2} - u_{t-2}^n \\ \alpha_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^n \\ \varepsilon_t^c \\ 0 \\ \varepsilon_t^\alpha \end{bmatrix} \quad (4.8)
\end{aligned}$$

顯而易見，(4.7) 式為測度方程式，(4.8) 式為狀態方程式，潛在 *GDP* 與非加速通膨失業率均落在狀態向量中。經由卡門濾器與最大概似法求解，即可將潛在 *GDP* 與非加速通膨失業率從實際資料中離析出來。系統估計法缺點是運算過程較繁瑣，估計結果深受起始值所影響。

### 三、資料來源及處理

本文資料期間為 1978 年第 1 季至 2002 年第 4 季，共計 100 個樣本點。各變數均為經季節調整後資料。使用季節調整資料的理由，是推估潛在 *GDP* 之目的其實不在尋找潛在 *GDP* 的水準值，而是在解答 *GDP* 缺口之大小。排除季節因素除了無損主要目的外，更有助於殘差檢定以符合理論要求。

對消費者物價指數 (*CPI*) 及失業率而言, 因行政院主計處按月發布季節調整資料, 故可直接取用, 先將其轉換為季平均值, 再取自然對數。其次定義物價變動率為對物價之自然對數取一階差分。至於國內生產毛額 (*GDP*) 為按固定價格計算。因行政院主計處未發布 *GDP* 之季節調整資料, 本文乃以 AREMOS 軟體內設之 X11 程式做季節調整再取自然對數。季節調整前資料與調整後資料之差為季節因子, 俟比較實際 *GDP* 成長率與潛在 *GDP* 成長率時, 再同步加回實際 *GDP* 與潛在 *GDP*, 俾還原為國內習用之未經季節調整數列。

Phillips 曲線方程式考慮之供給衝擊變數有兩個: 一是颱風次數 (*tph*), 此為歷年各季中央氣象局發布侵襲台灣的颱風個數。另一為特異值虛擬變數, 主因行政院主計處於 1991 年對 *CPI* 進行換基作業時, 將季節調整的過程由直接法改成間接法, 造成 1991 年 1 月季節調整後指數與 1990 年 12 月指數出現較大斷層, 為捕捉資料上的特異值, 乃於 1991 年第 1 季加入一個虛擬變數。

## 四、推估結果

### (1) Hodrick-Prescott 過濾法

使用 HP 過濾法不必估計參數, 惟須預先設定平滑度 ( $\lambda$ )。平滑度的數值愈小, 潛在 *GDP* (*GDP* 缺口) 之波動愈大 (小)。本文依據 Hodrick and Prescott 之建議, 設定  $\lambda = 1600$ , 所得結果詳圖 1.1 至 1.4。

圖 1.2 顯示 1980 年代間曾經出現兩次實際 *GDP* 明顯低於潛在 *GDP* (*GDP* 缺口為負數) 的情形, 分別為 1982 年第 1 季至 1983 年第 4 季, 以及 1984 年第 4 季至 1986 年第 3 季, 前一段期間因受全球景氣巨幅下滑影響, 導致國內生產趨緩; 後一段期間則是國內爆發十信事件波及總體經濟。1986 年第 4 季至 1988 年間, 國內經濟快速成長, 因此實際 *GDP* 明顯超越潛在 *GDP* (*GDP* 缺口為正數)。

圖1.1 實際GDP與潛在GDP

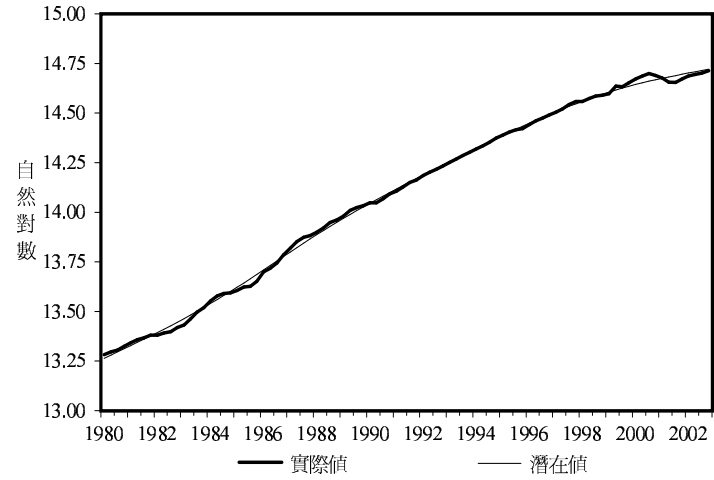


圖1.3 實際GDP成長率與潛在GDP成長率

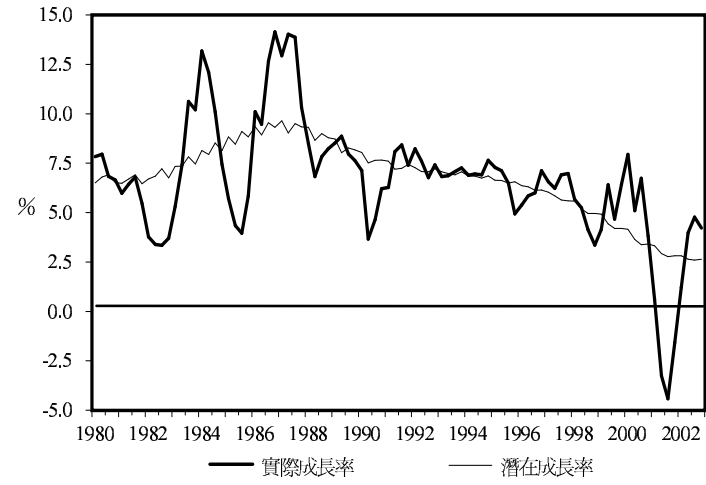


圖1.2 GDP缺口

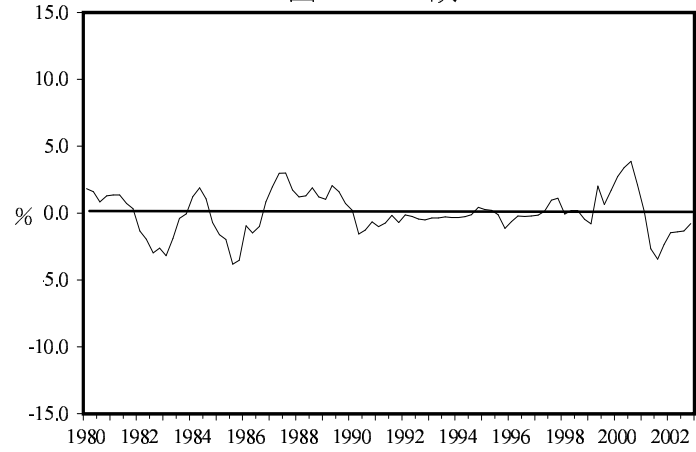


圖1.4 GDP成長率缺口

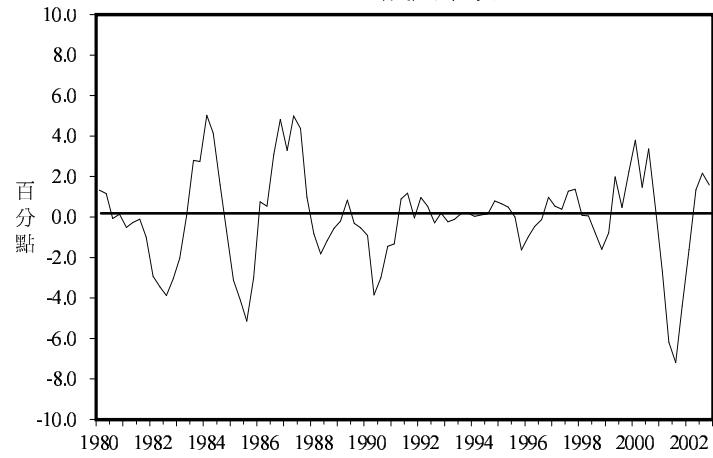


表 1 GDP 缺口、潛在成長率與成長率缺口

		單位:%						
		單變量結構法			系統估計法			
		HP 估計法	單邊 過濾	雙邊 平滑	生產 函數法	單邊 過濾	雙邊 平滑	
<i>a. GDP 缺口</i>								
2000 年	第 1 季	2.73	0.07	1.57	2.19	-0.74	2.35	
	第 2 季	3.40	0.22	2.21	2.55	-0.59	2.69	
	第 3 季	3.87	0.22	2.41	2.91	-0.77	2.81	
	第 4 季	2.12	-0.01	1.38	1.10	-2.15	0.71	
2001 年	第 1 季	0.10	-0.71	-0.14	-0.22	-4.18	-1.67	
	第 2 季	-2.68	-1.42	-1.80	-2.71	-6.44	-4.80	
	第 3 季	-3.45	-1.93	-2.28	-3.28	-7.12	-5.94	
	第 4 季	-2.34	-1.68	-1.58	-2.06	-7.23	-5.21	
2002 年	第 1 季	-1.46	-0.91	-0.81	-1.37	-6.45	-4.70	
	第 2 季	-1.40	-0.28	-0.46	-1.37	-5.96	-4.99	
	第 3 季	-1.34	-0.01	-0.21	-0.89	-5.27	-5.27	
	第 4 季	-0.78	0.15	0.15	-0.08	-5.06	-5.06	
實際 GDP 成長率		<i>b. 潛在 GDP 成長率</i>						
2000 年	第 1 季	7.94	4.15	7.28	5.32	4.70	6.50	5.25
	第 2 季	5.10	3.64	4.45	3.07	4.32	4.46	4.87
	第 3 季	6.73	3.37	6.66	4.35	3.96	5.78	4.68
	第 4 季	3.82	3.40	3.76	3.18	3.85	4.81	4.77
2001 年	第 1 季	0.61	3.32	1.40	2.36	3.08	4.17	4.78
	第 2 季	-3.26	2.93	-1.63	0.78	2.07	2.70	4.43
	第 3 季	-4.42	2.77	-2.36	0.12	1.63	1.79	4.25
	第 4 季	-1.58	2.81	0.05	1.31	1.52	3.44	4.30
2002 年	第 1 季	1.20	2.81	1.41	1.89	2.39	3.54	4.35
	第 2 季	3.98	2.64	2.79	2.57	2.57	3.47	4.19
	第 3 季	4.77	2.60	2.79	2.65	2.32	2.88	4.08
	第 4 季	4.22	2.64	2.36	2.47	2.22	2.03	4.07
<i>c. GDP 成長率缺口 (百分點)</i>								
2000 年	第 1 季	3.79	0.66	2.62	3.24	1.48	2.69	
	第 2 季	1.46	0.65	2.03	0.79	0.64	0.23	
	第 3 季	3.36	0.07	2.38	2.77	0.95	2.05	
	第 4 季	0.42	-0.06	0.64	-0.03	-0.99	-0.95	
2001 年	第 1 季	-2.71	-0.80	-1.75	-2.48	-3.56	-4.17	
	第 2 季	-6.19	-1.62	-4.04	-5.33	-5.96	-7.68	
	第 3 季	-7.19	-2.06	-4.54	-6.05	-6.21	-8.67	
	第 4 季	-4.39	-1.62	-2.90	-3.10	-5.02	-5.87	
2002 年	第 1 季	-1.61	-0.21	-0.68	-1.18	-2.34	-3.14	
	第 2 季	1.34	1.20	1.41	1.41	0.52	-0.20	
	第 3 季	2.17	1.98	2.12	2.45	1.89	0.69	
	第 4 季	1.58	1.86	1.76	2.00	2.19	0.16	

說明:1. GDP 缺口為實際 GDP 減潛在 GDP 之差距占潛在 GDP 的比重。

2. GDP 成長率缺口為實際 GDP 成長率減潛在 GDP 成長率。

1990年代間, 實際 *GDP* 與潛在 *GDP* 呈亦步亦趨變動, 二者差異甚微, 2000年起才出現較顯著改變。在 2000 年間, 實際 *GDP* 較潛在 *GDP* 約高 3.03% (表 1); 2001 年間則因國內、外景氣急速反轉, 實際 *GDP* 降至潛在 *GDP* 之下, 該年第 2 季之 *GDP* 缺口 -2.68%, 第 3 季擴大為 -3.45%, 第 4 季則縮小為 -2.34%。嗣後隨國內、外景氣漸次回溫, 實際 *GDP* 與潛在 *GDP* 的缺口逐季縮小, 由 2002 年第 1 季 -1.46% 降至第 4 季 -0.78%。

次為觀察潛在 *GDP* 成長率與成長率缺口, 由圖 1.3 及圖 1.4 可知, 潛在 *GDP* 成長率自 1986 年起呈長期遞降趨勢, 1998 年第 2 季起降至 5% 以下, 2000 年第 2 季及 2001 年第 2 季再分別跌破 4% 及 3%, 2002 年平均為 2.67%。另比較潛在 *GDP* 成長率與實際 *GDP* 成長率, 顯示前者之波動幅度明顯小於後者。由於成長率是當期值與上年同期比較的結果, 成長率之高或低亦反映比較基數因素, 由 2002 年觀察, 實際 *GDP* 雖仍在潛在 *GDP* 之下, 惟因前者比較基數低於後者, 造成實際 *GDP* 成長率超越潛在 *GDP* 成長率, 成長率缺口自該年第 2 季起轉正。

## (2) 單變量結構時間數列法

利用卡門濾器與最大概似法求解 (2.7) 式與 (2.8) 式中的參數, 所得結果詳表 2。顯示主要估計參數合乎顯著性, Liung-Box *Q* 檢定量亦證明 (2.1) 式之殘差沒有序列相關, 另 Bera-Jarque 檢定則顯示誤差項合乎常態假設。

利用卡門濾器可以得到兩套潛在 *GDP* 估計值, 一套為單邊過濾 (one-sided filtering), 另一套為雙邊平滑 (two-sided smoothing)。前者使用過去至估計當時的資訊, 故具有即時效果, 惟估計誤差較大; 後者估計任一點均使用全期資訊, 適於回溯追蹤歷史軌跡, 估計誤差較小, 二者具有不同功用, 所得結果詳圖 2.1 至 2.4。

圖 2.2 顯示單變量結構時間數列法估得之 *GDP* 缺口發生時點與 HP 過濾法近似, 惟絕對值較小。由表 1 第 4 及 5 欄可知, 對應於 HP 過濾法估得 2001 年第 3 季 *GDP* 缺口為 -3.45%, 此法之單邊過濾與雙邊平滑僅 -1.93% 及 -2.28%。此外, 單變量結構法亦顯示 2001 年第 4 季至 2002 年第 3 季間實際 *GDP* 與潛在 *GDP* 的缺口呈縮小趨勢, 並於 2002 年第 4 季微幅轉正。至於 2002 年之潛在 *GDP* 成長率, 於單邊過濾下為 2.34%, 而雙邊平滑為 2.40%, 二者均低於實際 *GDP* 成長率 3.54%, 主因潛在 *GDP* 上年基數較高所致。

圖2.1 實際GDP與潛在GDP

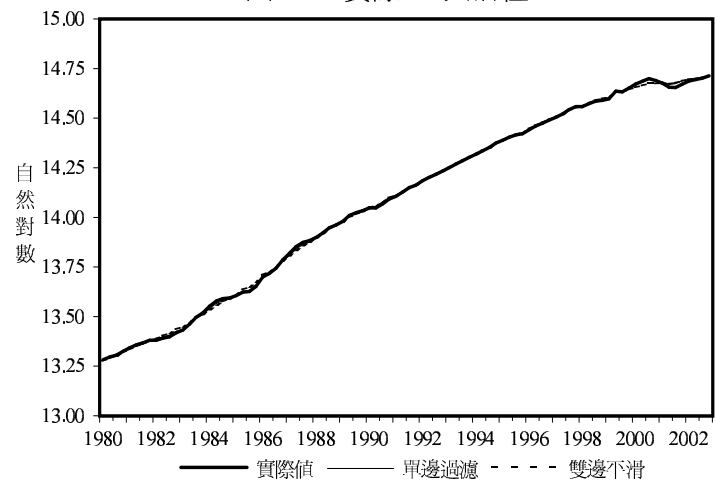


圖2.3 實際GDP成長率與潛在GDP成長率

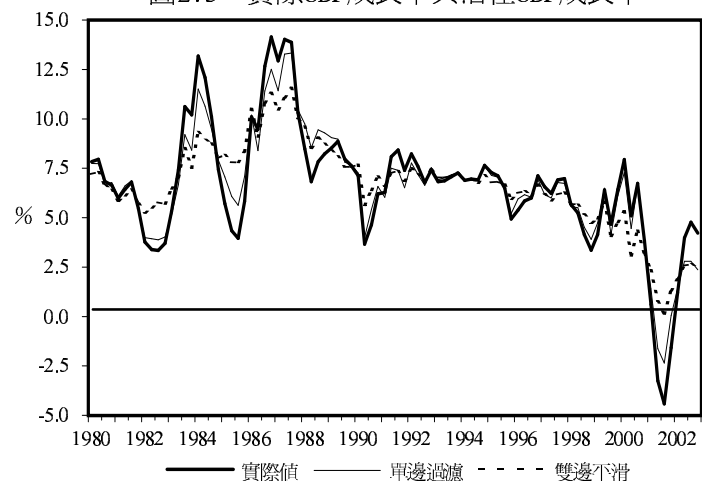


圖2.2 GDP缺口

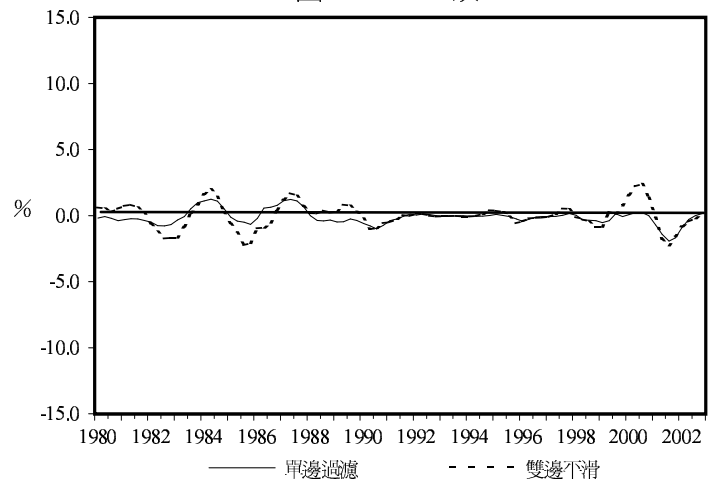


圖2.4 GDP成長率缺口

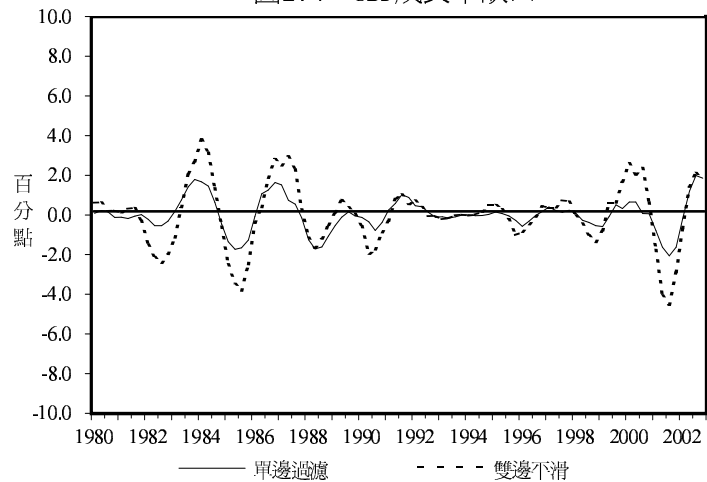




表 2 結構時間數列模型估計參數

最大概似估計			
	參數	標準差	t 值
$\phi_0$	1.29971	0.04395	29.57
$\phi_1$	-0.53820	0.11101	-4.85
$\sigma_y$	0.00003	0.00002	1.19
$\sigma_p$	0.00618	0.00025	25.02
$\sigma_c$	0.00553	0.00056	9.86
$\sigma_\alpha$	0.00141	0.00056	2.50
最大概似值	314.44286		
殘差檢定			
Liung-Box Q(10)			
檢定量		9.02987	
p-value		0.52927	
Bera-Jarque			
檢定量		0.36234	
p-value		0.83429	

### (3) 生產函數法

生產函數法的第一步驟為估計生產函數，結果如下：

$$\ln \left( \frac{GDP}{LE} \right) = 3.23160 + 0.34383 \ln \left( \frac{K}{LE} \right)$$

(2.32580) (2.41340)

$$\bar{R}^2 = 0.9994, \quad DW = 1.9911, \quad \text{期間: 1978Q3 to 2002Q4}$$

$$AR_t = 1.23615 \times AR_{t-1} - 0.24515 \times AR_{t-2}$$

(12.2008) (2.43072)

上式中  $LE$  為就業人數， $K$  為實質資本存量，括號內為  $t$  統計量，其顯示資本占勞動比率對  $GDP$  的影響彈性約為 0.34<sup>10</sup>。

第二步為求算總要素生產力的長期趨勢。本文以  $GDP$  減去資本與勞動投入後的殘差，以 HP 過濾法求算當作替代變數。

其次是估算潛在就業量。本文仿照 De Masi (1997) 及 Denis *et al* (2002)，採用單變量結構時間數列法估計非加速通膨失業率，然後透過 (3.2) 式求算。將潛在就業量、實際資本存量及 HP 過濾後的總要素生產力代回生產函數，所得結果詳圖 3.1 至 3.4。

<sup>10</sup>吳中書及林金龍 (2002) 用年資料估計為 0.4，主因其另考慮技術進步因素。

此法估得之 *GDP* 缺口發生時點與前二種方法極為相近, 由表 1 第 6 欄獲知, 其 *GDP* 缺口的變動幅度大致介於 HP 過濾法與單變量結構時間數列法之間; 2001 年第 3 季的 *GDP* 缺口最大, 為  $-3.28\%$ , 嗣後逐季縮小, 至 2002 年第 4 季降為  $-0.08\%$ ; 2002 年之潛在 *GDP* 成長率約為  $2.34\%$ 。

#### (4) 系統模型估計法

由 (4.7) 式及 (4.8) 式組成的狀態空間, 以卡門濾器與最大概似法求解參數, 所得結果詳表 3。各參數估計值多合乎顯著性, 其中表達 Okun's 法則的係數  $\sum \phi_i = -0.04480 < 0$ , 符合理論預期, 此說明實際失業率高過非加速通膨失業率後, 實際失業率每增加一個百分點, 將導致實際 *GDP* 下降  $4.5\%$ 。另「三項 Phillips 曲線」方程式中的需求拉動因素, 其係數  $\sum \eta_i = -0.59934 < 0$ , 亦符合理論預期; 雖代表影響物價的供給衝擊變數—襲台颱風個數不甚顯著, 惟係數呈正值仍符合預期。在殘差檢定方面, 三條結構式的 Liung-Box Q 檢定量均證明殘差沒有序列相關, 另 Bera-Jarque 檢定亦顯示合乎常態假設。所得結果詳圖 4.1 至 4.7。

由圖 4.2 可知, 系統估計法同樣可以捕捉到 1980 年代所出現的兩次負 *GDP* 缺口, 惟嗣後 *GDP* 缺口持續為正的期間較長。從雙邊平滑所呈現的潛在 *GDP* 軌跡觀察, 1980 年代後期至 2000 年間, 國內經濟穩定成長, 實際 *GDP* 多落在潛在 *GDP* 水準之上。2001 年因國內、外景氣反轉, 實際 *GDP* 與潛在 *GDP* 的缺口由第 1 季  $-1.67\%$  擴大至第 3 季  $-5.94\%$  (詳表 1), 第 4 季微幅縮小為  $-5.21\%$ , 2001 年平均為  $-4.41\%$  (單邊過濾為  $-6.24\%$ )。2002 年 *GDP* 缺口雖較 2001 年第 3 季高峰縮小, 惟全年平均仍達  $-5.01\%$  ( $-5.69\%$ )。

由圖 4.3 觀察, 此法估得的潛在 *GDP* 成長率亦呈長期遞降趨勢, 在雙邊平滑下, 1980 年代平均為  $8.8\%$  (單邊過濾  $8.9\%$ ), 至 1990 年代降為  $6.6\%$  ( $6.8\%$ )。若對照 2001 年實際 *GDP* 為負成長  $2.18\%$ , 此法在雙邊平滑下估得之潛在 *GDP* 成長率為  $4.44\%$  (單邊過濾  $3.02\%$ ); 而 2002 年初步統計實際 *GDP* 成長  $3.54\%$ , 推估之潛在 *GDP* 成長率為  $4.17\%$  ( $2.98\%$ )。

系統估計法所估得之 *GDP* 缺口較前述三種方法為大, 主因此法多考慮失業率因素。由圖 4.5 至 4.7 顯示, 失業率缺口恰與 *GDP* 缺口的變化方向對稱。1985 年第 3、4 季實際失業率升至  $3\%$  以上, 略高於非加速通膨失業率 (失業率缺口為正值)。1986 年

圖3.1 實際GDP與潛在GDP

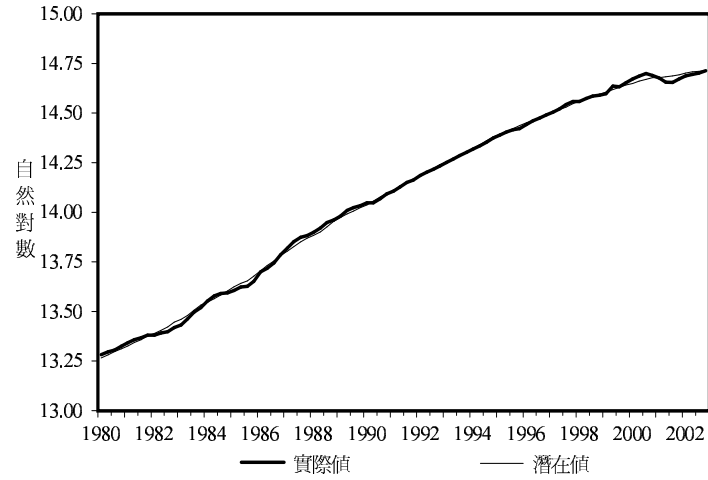


圖3.3 實際GDP成長率與潛在GDP成長率

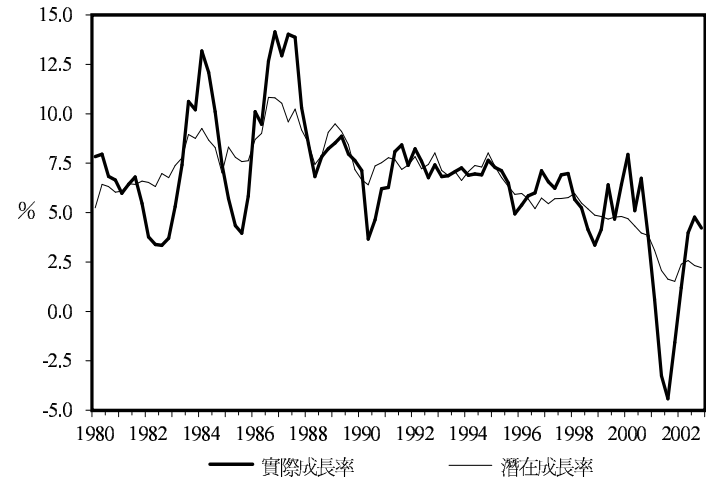


圖3.2 GDP缺口

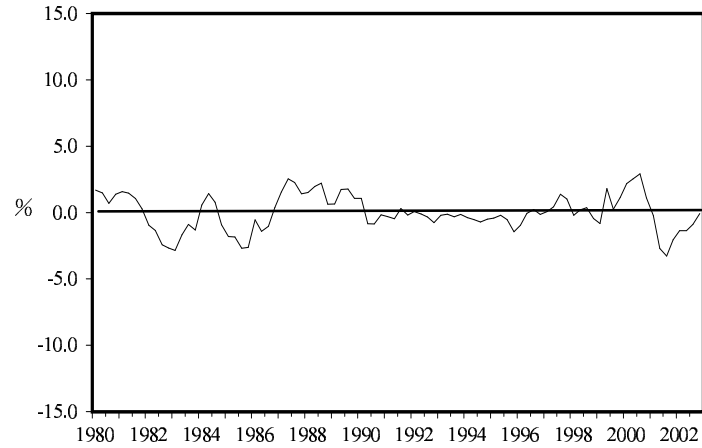
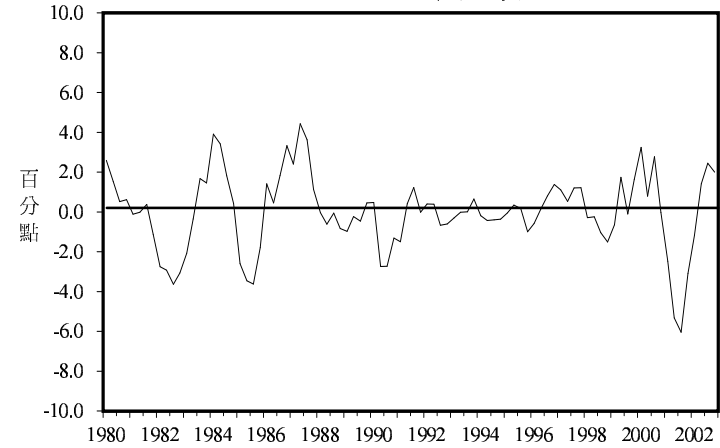


圖3.4 GDP成長率缺口



第 4 季至 1996 年底間因國內景氣熱絡，實際失業率維持在 2.5% 以下，且低於非加速通膨失業率。1996 年起實際失業率開始揚升，非加速通膨失業率亦同步走高。2001 年之實際失業率大幅攀升，明顯超過非加速通膨失業率，此法在雙邊平滑下估得 2001 年之失業率缺口約 0.57 個百分點（單邊過濾 0.93 個百分點），2002 年失業率缺口續呈擴大，全年平均約 1.08 個百分點（單邊過濾 1.21 個百分點），亦即實際失業率為 5.17%，但非加速通膨失業率僅 4.09%（單邊過濾 3.96%），詳表 4。

表 3 系統模型估計參數

	最大概似估計		
	參數	標準差	t 值
$\rho_1$	0.23729	0.10239	2.32
$\rho_2$	0.29697	0.09388	3.16
$\eta_0$	-0.13631	0.06331	-2.15
$\eta_1$	-0.46303	0.13679	-3.39
$\omega_1$	0.03383	0.11453	0.30
$\omega_2$	2.50249	0.94337	2.65
$\phi_0$	-0.09936	0.00938	-10.59
$\phi_1$	0.05456	0.01097	4.97
$\delta_1$	1.69183	0.08411	20.11
$\delta_2$	-0.72483	0.08140	-8.90
$\sigma_{pc}$	0.88004	0.06574	13.39
$\sigma_{ol}$	0.00209	0.00172	1.22
$\sigma_n$	0.14480	0.00996	14.54
$\sigma_p$	0.00000	0.00005	0.01
$\sigma_\alpha$	0.00078	0.00029	2.72
$\sigma_c$	0.08466	0.00484	17.50
最大概似值	391.46929		
殘差檢定			
	產出方程式	失業率方程式	物價方程式
Liung-Box Q(10)			
檢定量	16.04573	4.32560	5.09757
p-value	0.09833	0.93147	0.88457
Bera-Jarque			
檢定量	0.68884	0.81430	1.03599
p-value	0.70863	0.66555	0.59571

圖4.1 實際GDP與潛在GDP

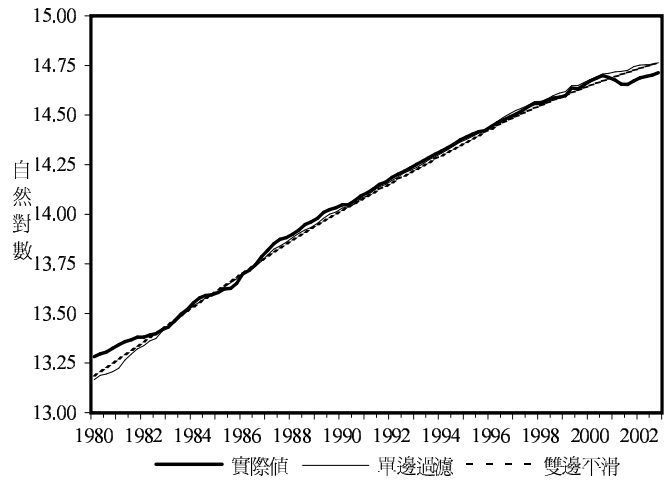


圖4.3 實際GDP成長率與潛在GDP成長率

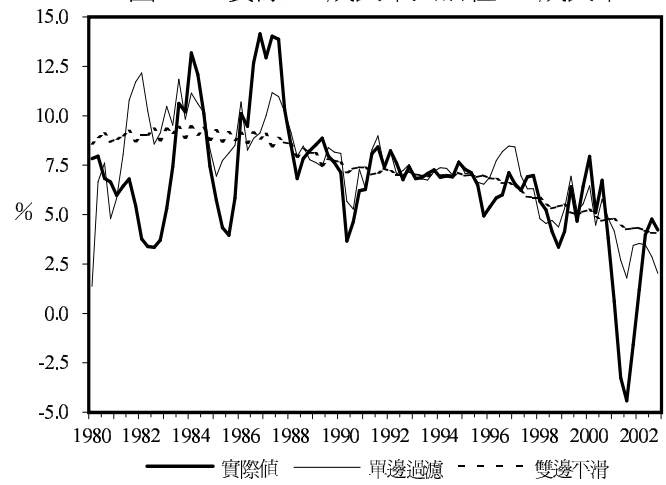


圖4.2 GDP缺口

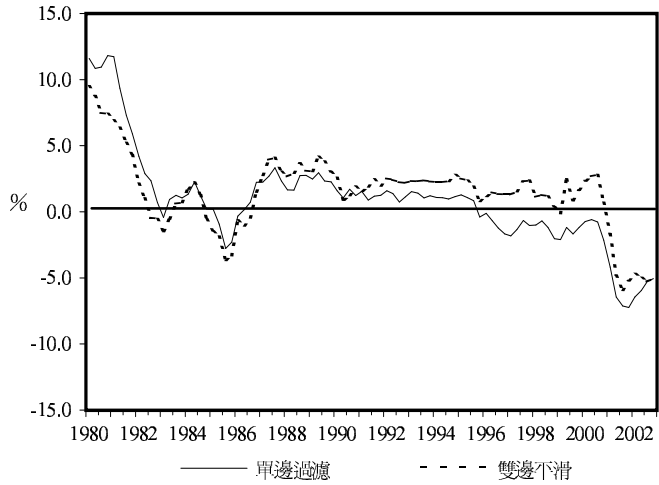


圖4.4 GDP成長率缺口

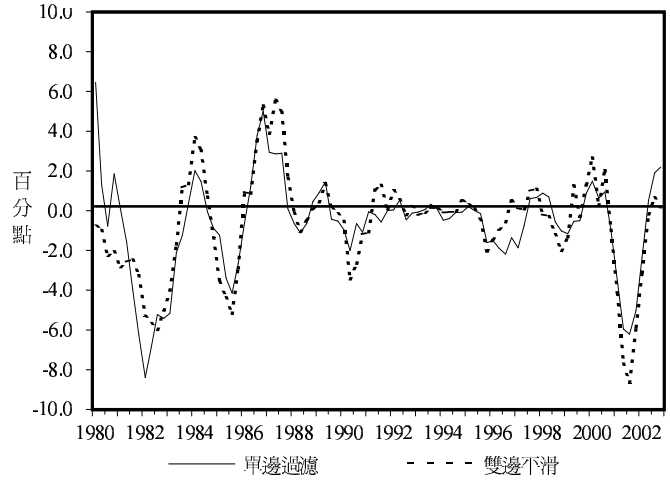


圖4.5 實際失業率與非加速通膨失業率  
(季節調整數列)

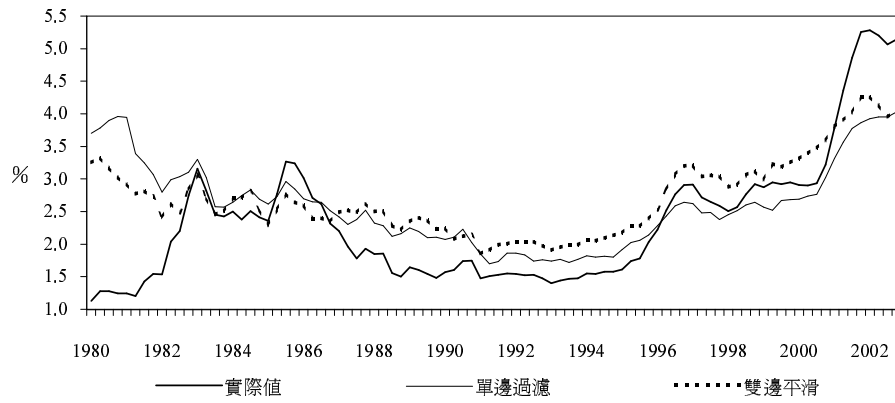


圖4.6 實際失業率與非加速通膨失業率  
(未季節調整數列)

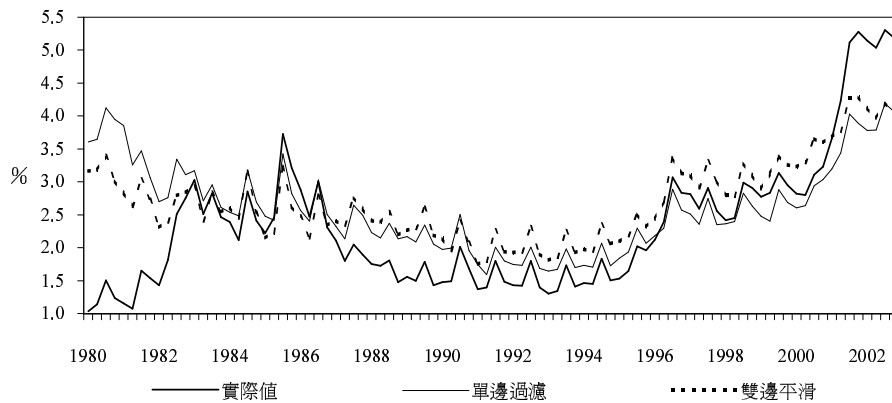


圖4.7 失業率缺口

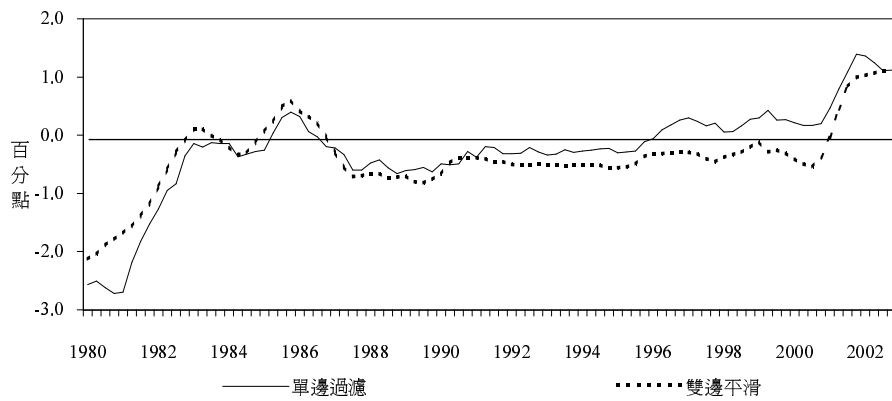


表 4 非加速通膨失業率與失業率缺口

	單位:%; 百分點				
	實際 失業率	非加速通膨失業率		失業率缺口	
		單邊過濾	雙邊平滑	單邊過濾	雙邊平滑
2000 年第 1 季	2.82	2.61	3.23	0.22	-0.41
第 2 季	2.80	2.64	3.30	0.17	-0.49
第 3 季	3.11	2.94	3.65	0.17	-0.54
第 4 季	3.23	3.03	3.60	0.20	-0.37
2001 年第 1 季	3.66	3.20	3.69	0.46	-0.03
第 2 季	4.23	3.44	3.77	0.79	0.46
第 3 季	5.12	4.03	4.28	1.09	0.84
第 4 季	5.28	3.89	4.28	1.39	0.99
2002 年第 1 季	5.14	3.78	4.12	1.36	1.03
第 2 季	5.04	3.79	3.97	1.25	1.06
第 3 季	5.30	4.19	4.20	1.11	1.11
第 4 季	5.19	4.07	4.07	1.12	1.12

說明：失業率缺口為實際失業率減非加速通膨失業率。

## 五、結論

由於潛在 *GDP* 係抽象的理論概念，無法由統計調查獲得，須藉助計量方法推估。本文介紹四種推估潛在 *GDP* 的方法，分別是 Hodrick-Prescott 過濾法、單變量結構時間數列法、生產函數法及系統模型估計法等，說明其優缺點，並利用台灣地區之季資料進行實證分析。經實證顯示，此四種方法推估結果均能捕捉 1980 年代中，國內經濟先是遭遇全球景氣巨幅下滑，再受爆發十信金融事件之衝擊，因而兩度造成 *GDP* 缺口為負數的狀況。對於 2001 年國內經濟快速反轉降溫，此四種方法推估該年 *GDP* 缺口平均為 -2.95%，其中以系統估計法估得之 *GDP* 缺口最大，全年平均為 -5.33%，Hodrick-Prescott 過濾法與生產函數法之估計結果相近，分別為 -2.09% 及 -2.07%，單變量結構法估得之 *GDP* 缺口最低，為 -1.45%；此外，系統估計法尚估得該年失業率缺口為 0.75 個百分點。2002 年國內經濟漸趨復甦，惟本研究推估該年實際 *GDP* 仍低於潛在 *GDP*，全年平均 *GDP* 缺口約為 -2.24%，其中第 1 季 -2.62%，第 2 季 -2.41%，第 3 季 -2.17%，第 4 季 -1.78%，呈逐季縮小趨勢，而失業率缺口全年為 1.15 個百分點。

## 參考文獻

- 吳中書及林金龍 (2002), 台灣潛在國內生產毛額的推估及其在政策上的應用, 行政院經濟建設委員會委託研究。
- 劉瑞文 (2002), 潛在國內生產毛額之推估, 2002 年總體經濟計量模型研討會, 中央研究院經濟研究所、行政院主計處及中央銀行合辦。
- Adams, C. and D.T. Coe (1990), A system approach to estimating the natural rate of unemployment and potential output for the United States, *IMF Staff Papers*, **37**, 232–293.
- Apel, M. and P. Jansson (1999), System estimates of potential output and the NAIRU, *Empirical Economics*, **24**, 373–388.
- Apel, M. and P. Jansson (1999), A theory-consistent approach for estimating potential output and the NAIRU, *Economics Letters*, **64**, 271–275.
- Cerra, V. and S.C. Saxena (2000), Alternative methods of estimating potential output and the output gap: An application to Sweden, *IMF Working Paper*, No. **59**.
- Clark, P.K. (1987), The cyclical component of U.S. economic activity, *Quarterly Journal of Economics*, 797–814.
- Clark, P.K. (1989), Trend reversion in real output and unemployment, *Journal of Econometrics*, **40**, 15–32.
- De Masi, P. (1997), IMF estimates of potential output: theory and practice, *Staff Studies for the World Economic Outlook*.
- Denis, C., K. Mc Morrow and W. Roger (2002), Production function approach to calculating potential growth and output gaps, estimates for the EU member states and the US, *European Commission Economic Paper*, No. **176**.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare, and P. van den Noord (1995), Estimating potential output, output gaps and structural budget balance, *Working Paper No. 152*, Economics Department, OECD.



- Gordon, R.J. (1997), The time-varying NAIRU and its implication for economic policies, *Journal of Economic Perspectives*, **11**, 11–32.
- Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Harvey, A.C. (2002), Trend analysis, in A.H. El-shaarawi and W.W. Piegorisch ed., *Encyclopedia of Environmetrics*, John Wiley & Sons, Ltd, Chichester, 4, 2243–2257.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Hodrick, R.J. and E.C. Prescott (1981), Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation, *Carnegie Mellon University Discussion Paper*, No. **451**.
- Kuttner, K.N. (1994), Estimating potential output as a latent variable, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 316–368.
- Okun, A.S. (1962), Potential GNP: its measurement and significance, in *Proceedings of the Business and Economics Section*, American Statistical Association, Washington D.C., 98–104.